

QUẢN TRỊ CÔNG TY VÀ QUẢN TRỊ LỢI NHUẬN TẠI VIỆT NAM: TIẾP CẬN TỪ PHÂN TÍCH TỔNG HỢP

CORPORATE GOVERNANCE AND EARNINGS MANAGEMENT IN VIETNAM: A META-ANALYSIS

Trần Thị Bích Duyên, Phạm Nguyễn Đình Tuấn¹

Ngày nhận bài: 23/04/2020 Ngày chấp nhận đăng: 22/05/2020 Ngày đăng: 05/10/2020

Tóm tắt

Nghiên cứu đặt mục tiêu thực hiện phân tích tổng hợp ảnh hưởng từ quản trị công ty đến quản trị lợi nhuận tại Việt Nam. Dữ liệu tổng hợp gồm 18.491 quan sát trong giai đoạn 2010-2018 từ 10 công trình nghiên cứu đã công bố ở Việt Nam. Kết quả phân tích tổng hợp củng cố quan điểm về quy mô hội đồng quản trị giúp hạn chế quản trị lợi nhuận, và ngược lại, đồng ý rằng mô hình kiêm nhiệm sẽ thúc đẩy hành vi này của người quản lý. Tuy nhiên, kết quả cũng chỉ ra sự bất đồng nhất từ các nghiên cứu về một số nhân tố như tỷ lệ thành viên độc lập và thành viên nữ trong hội đồng quản trị, hoặc sở hữu nước ngoài và sở hữu Nhà nước. Theo đó, nghiên cứu đã góp phần làm rõ vai trò của việc lựa chọn biến đại diện và mô hình đo lường trong sự bất đồng về kết quả giữa các nghiên cứu.

Từ khóa: Quản trị công ty; quản trị lợi nhuận; phân tích tổng hợp.

Abstract

The primary of this study is to meta-analyze the impact of corporate governance on earnings management in Vietnam. We collect 10 studies in Vietnam with 18,491 observations during 2010-2018. Corporate governance is considered in terms of board attributes and ownership structure. The results reinforce the view that board size helps decrease earnings management, and vice versa agree that dual-CEO will increase it. However, the results also indicate a heterogeneity from studies on several factors such as board independence, women on boards, foreign ownership and State ownership. Accordingly, this study has contributed to clarifying the role of selecting representative variables and measurement models in heterogeneity between studies.

Keywords: Corporate governance; earnings management; meta-analysis.

1. Lời mở đầu

Trong những năm gần đây, quản trị lợi nhuận (QTLN) dần trở thành chủ đề được nhiều nhà nghiên cứu tại Việt Nam quan tâm. Với kết quả là nhiều công trình nghiên cứu được công bố

dưới hình thức là các bài báo và luận án Tiến sĩ. Trong đó hai hướng nghiên cứu được quan tâm gồm đo lường QTLN trong một số sự kiện hoặc bối cảnh, tiêu biểu như Phạm Thị Bích Vân (2017) khi công ty phát hành thêm cổ phiếu,...

¹ Trường Đại học Quy Nhơn

và hướng thứ hai nhằm xem xét các nhân tố ảnh hưởng đến hành vi QTLN như Ngô Hoàng Điệp (2019), Nguyễn Hà Linh (2017),... Trong đó nổi bật là các nghiên cứu về ảnh hưởng của quản trị công ty bao gồm đặc điểm về hội đồng quản trị và cơ cấu sở hữu đến QTLN. Có thể kể đến các nghiên cứu về đặc điểm hội đồng quản trị như: số lượng thành viên (Nguyễn Hà Linh, 2017), tỷ lệ thành viên độc lập (Phạm Thị Bích Vân, 2017), mô hình kiêm nhiệm (Bùi Văn Dương & Ngô Hoàng Điệp, 2017), tỷ lệ thành viên là nữ (Trần Thị Giang Tân & Đinh Ngọc Tú, 2017). Và các nhân tố về cơ cấu sở hữu như: sở hữu người quản lý (Ngô Hoàng Điệp, 2019), sở hữu tổ chức (Phạm Nguyễn Đình Tuấn và cộng sự, 2019a), sở hữu nước ngoài (Ngô Hoàng Điệp, 2019) và sở hữu Nhà nước (Phạm Nguyễn Đình Tuấn và cộng sự, 2019b).

Mặc dù quá trình xây dựng giả thuyết được kế thừa từ cùng cơ sở lý thuyết, song kết quả lại bất đồng nhất giữa các nghiên cứu. Một trong những lý do xuất phát từ việc thiếu cách đo lường chính xác QTLN. Theo đó, việc tiếp cận hiện nay chủ yếu theo hướng cho rằng đây là phần dư (phần không thể giải thích – residual) trong mô hình ước lượng “*mức độ hoạt động bình thường của doanh nghiệp*”. Đối với QTLN dựa trên việc người quản lý lựa chọn chính sách kế toán, thay đổi ước tính hoặc phương pháp kế toán nhằm dịch chuyển lợi nhuận giữa các kỳ (còn được gọi là QTLN dựa trên cơ sở dồn tích – accrual-based earnings management – AEM) các mô hình như Dechow và cộng sự (1995); Jones (1991); Kothari và cộng sự (2005) thường được sử dụng. Ngược lại, việc người quản lý có thể đưa ra các chính sách điều hành doanh nghiệp có tác động đến lợi nhuận như: (i) nói lỏng các đánh giá tín dụng cho khách hàng hoặc giảm giá mạnh hàng bán trong kỳ; (ii) tăng sản xuất vượt quá nhu cầu tiêu thụ thực tế trong kỳ nhằm giảm giá thành đơn vị sản xuất và giảm giá vốn; và (iii) cắt giảm chi phí tùy ý như chi phí nghiên cứu và triển khai, chi phí

bán hàng và chi phí quản lý doanh nghiệp nhằm tăng lợi nhuận. Hành vi này được gọi là QTLN thông qua các quyết định kinh tế (real activities manipulation – REM) và được đo lường bởi các mô hình của Gunny (2010); Roychowdhury (2006). Bàn về việc sử dụng phần dư, nghiên cứu của Chen và cộng sự (2018) cho thấy hướng tiếp cận trên gặp phải một số vấn đề về việc không xác định đủ các biến kiểm soát mức độ hoạt động bình thường. Kèm theo đó là việc lựa chọn các công ty theo ngành chưa có sự nhất quán giữa các nghiên cứu, hoặc việc xác định nhóm các công ty để ước lượng khác nhau, tất cả dẫn đến sự thiếu chính xác trong các mô hình đo lường QTLN (Hrazdil & Scott, 2013). Và điều này kéo theo là sai lệch trong kết quả đo lường các nhân tố ảnh hưởng.

Một cách tiếp cận khác được các nhà nghiên cứu như García-Meca và Sánchez-Ballesta (2009); Lin và Hwang (2010) đề xuất là phương pháp phân tích tổng hợp (meta-analysis). Phương pháp này có thể truy xuất từ nguồn gốc từ nghiên cứu của Hunter và cộng sự (1982). Theo đó, đây là phương pháp kết hợp kết quả của một vài nghiên cứu đơn lẻ nhằm giải quyết một chuỗi các giả thuyết có liên quan. Do đó, phân tích tổng hợp cho phép các nhà nghiên cứu có cái nhìn toàn diện, hạn chế ảnh hưởng từ quy mô mẫu nhỏ hoặc thời gian nghiên cứu ngắn đến kết quả nghiên cứu (Hunter & Schmidt, 2004). Phân tích tổng hợp còn cho phép nhà nghiên cứu thực hiện các kỹ thuật ước lượng riêng biệt nhằm xác định biến điều tiết (moderators) trong mối quan hệ giữa các nhân tố (Rosenthal & Rubin, 1986). Mặc dù, phân tích tổng hợp thường được sử dụng trong các nghiên cứu về y khoa (Lipsey & Wilson, 2001). Tuy nhiên, trong những năm gần đây, nhiều nghiên cứu trên thế giới đã sử dụng phân tích tổng hợp trong mối quan hệ tổng thể giữa quản trị công ty và QTLN (García-Meca & Sánchez-Ballesta, 2009; Lin & Hwang, 2010). Hoặc xem xét ảnh hưởng từ một vài nhân tố đặc trưng từ quản trị công ty lên

hiệu quả kinh doanh (Dalton và cộng sự, 1998); giữa cơ cấu sở hữu và hiệu quả kinh doanh (Sánchez-Ballesta & García-Meca, 2007); giữa chất lượng kiểm toán và QTLN (Habib, 2012). Nhìn chung, phân tích tổng hợp cho phép khắc phục được sai lệch trong các nghiên cứu về nhân tố ảnh hưởng đến QTLN (García-Meca & Sánchez-Ballesta, 2009).

Đóng góp chính của nghiên cứu này đến từ việc sử dụng phân tích tổng hợp trong các nghiên cứu về nhân tố ảnh hưởng đến QTLN tại Việt Nam. Bên cạnh việc cung cấp tổng quan về ảnh hưởng từ các nhân tố thuộc quản trị công ty đến QTLN trong nghiên cứu hiện nay. Kết quả còn cung cấp cái nhìn toàn diện về sự đồng nhất hoặc bất đồng nhất giữa các nghiên cứu, làm rõ sự khác biệt giữa các nghiên cứu thông qua các biến điều tiết là mô hình đo lường và biến đại diện cho hành vi QTLN. Cuối cùng, nghiên cứu đánh giá khả năng cần thiết có các nghiên cứu trong tương lai.

2. Tổng quan các nghiên cứu liên quan

Các nghiên cứu giải thích hành vi QTLN của người quản lý chủ yếu dựa trên Lý thuyết đại diện của Jensen và Meckling (1976) và Lý thuyết kế toán thực chứng của Watts và Zimmerman (1986). Trong đó, Lý thuyết đại diện mô tả mâu thuẫn về lợi ích khác nhau giữa chủ sở hữu – người quản lý là nền tảng căn bản dẫn đến hành vi QTLN (Ratnawati và cộng sự, 2016). Chủ sở hữu mong muốn lợi nhuận trên cơ sở an toàn vốn, trái ngược với người quản lý có thể chấp nhận rủi ro để đạt mục tiêu đề ra. Với các mục tiêu về lợi nhuận, người quản lý có thể lựa chọn thực hiện QTLN, đặc biệt trong những tình huống đây là yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến hoạt động của công ty như khi công ty phát hành cổ phiếu lần đầu (Teoh và cộng sự, 1998a), phát hành thêm cổ phiếu (Teoh và cộng sự, 1998b),... Lý thuyết kế toán thực chứng làm rõ hơn bối cảnh động cơ dẫn đến hành vi QTLN của người quản lý xoay quanh

ba giả thuyết gồm: (i) giả thuyết về chính sách tiền thưởng (bonus plan hypothesis) cho rằng động cơ người quản lý gắn với mục tiêu hoàn thành nhiệm vụ về lợi nhuận để có những khoản thưởng theo quy định; (ii) giả thuyết hợp đồng nợ (debt covenant hypothesis) cho rằng người quản lý sẽ điều chỉnh tăng lợi nhuận nhằm tránh sự chú ý từ chủ nợ, tìm kiếm hợp đồng nợ mới; và (iii) giả thuyết chi phí chính trị (political cost hypothesis) mô tả lợi nhuận sẽ được người quản lý điều chỉnh giảm nhằm giảm các khoản chi phí về thuế, phí,... Bản chất QTLN vẫn nằm trong khuôn khổ quy định của chính sách kế toán hoặc dưới dạng là các quyết định điều hành vì vậy nó được chấp nhận bởi người quản lý thay cho việc họ thực hiện “gian lận kế toán” (Dechow & Skinner, 2000). Tuy nhiên, do kết quả của nó gây ra sự hiểu nhầm cho chủ sở hữu, cổ đông và tạo ra các quyết định sai lầm nếu sử dụng thông tin Báo cáo tài chính đã được điều chỉnh. Đây vẫn là hành vi của người quản lý cần có sự giám sát và hạn chế. Tuy nhiên, vai trò này được giao cho bản thân mỗi doanh nghiệp hơn là từ những quy định pháp luật của Nhà nước. Chính vì lý do đó, quản trị công ty được xem là cơ chế được kỳ vọng có vai trò quan trọng trong việc giám sát và hạn chế hành vi QTLN (El Diri và cộng sự, 2020).

Đối với quản trị công ty, hai nhóm nhân tố về đặc điểm Hội đồng quản trị và cơ cấu sở hữu thường được sử dụng trong nghiên cứu về QTLN. Về Hội đồng quản trị, các nhân tố như số lượng thành viên, số lượng thành viên độc lập, số lượng thành viên nữ được xem là có ảnh hưởng ngược chiều đến hành vi QTLN. Mối quan hệ này không chỉ được giải thích từ Lý thuyết đại diện, mà còn được nhiều nghiên cứu trên thế giới chứng minh như Klein (2002) đối với quy mô thành viên và tỷ lệ thành viên độc lập hoặc Harakeh và cộng sự (2019) đối với vai trò của nữ giới trong Hội đồng quản trị. Ở chiều ngược lại, mô hình kiêm nhiệm tạo ra cơ hội lớn cho người quản lý nắm trọn quyền và thực hiện QTLN

(Dechow và cộng sự, 1996). Về nhân tố đại diện cho cơ cấu sở hữu, các nhóm cổ đông tổ chức, cổ đông nước ngoài hoặc cổ đông là đại diện Nhà nước được xem là có ảnh hưởng ngược chiều QTLN, và trái ngược lại là nhân tố sở hữu vốn bởi chính người quản lý là yếu tố dẫn đến động cơ về lợi ích cho hành vi QTLN. Các nhân tố này được mô tả từ mâu thuẫn trong Lý thuyết đại diện, và cũng tương tự đã được nhiều nghiên cứu trên thế giới chứng minh như Cheng và Warfield (2005); Ding và cộng sự (2007),...

Trong bối cảnh vận dụng tại Việt Nam, các giả thuyết được xây dựng về cơ bản không khác biệt so với nghiên cứu thế giới. Theo đó, Hội đồng quản trị có số lượng thành viên, tỷ lệ thành viên độc lập và tỷ lệ nữ giới cao được xem là hoạt động hiệu quả với vai trò hạn chế hành vi QTLN (Ngô Hoàng Điệp, 2019; Nguyễn Hà Linh, 2017). Và các nhóm cổ đông tổ chức, nước ngoài và Nhà nước càng chiếm tỷ lệ vốn cao thì họ càng có trách nhiệm kiểm soát hành vi của người quản lý (Hồ Thị Thúy Nga & Phạm Thị Bích Ngọc, 2018; Phạm Nguyễn Đình Tuấn và cộng sự, 2019b). Ở chiều ngược lại, sự kiêm nhiệm của chủ tịch Hội đồng quản trị và tỷ lệ sở hữu vốn bởi người quản lý được cho rằng là cơ hội và động cơ thúc đẩy hành vi QTLN (Nguyễn Hà Linh, 2017; Phạm Thị Bích Vân, 2017). Mặc dù vậy trái với những kỳ vọng ban đầu, các nghiên cứu tại cùng bối cảnh Việt Nam lại cho kết quả không đồng nhất về ảnh hưởng của các nhân tố. Một số ví dụ cụ thể như: nghiên cứu của Nguyễn Hà Linh (2017) với 537 công ty niêm yết giai đoạn 2010-2014 cho thấy ảnh hưởng ngược chiều từ quy mô Hội đồng quản trị đến AEM. Tuy nhiên, nghiên cứu của Ngô Hoàng Điệp (2019) với 416 công ty niêm yết giai đoạn 2010-2016 lại không tìm thấy kết quả có ý nghĩa thống kê. Hoặc Ngô Hoàng Điệp (2019) không cho thấy cơ hội từ sự kiêm nhiệm của chủ tịch Hội đồng quản trị đối với cả AEM và REM. Nhưng nghiên cứu của Hoàng Thị Việt Hà và Đặng Ngọc Hùng (2018) với 260

công ty niêm yết giai đoạn 2012-2016 lại cho thấy ảnh hưởng cùng chiều với AEM và nghiên cứu của Phạm Nguyễn Đình Tuấn và cộng sự (2019b) từ 512 công ty niêm yết giai đoạn 2012-2016 lại cho thấy ảnh hưởng cùng chiều với REM. Về các nhân tố thuộc cơ cấu sở hữu cũng cho thấy sự bất đồng nhất trong kết quả, nếu như Ngô Hoàng Điệp (2019) không tìm thấy ảnh hưởng từ sở hữu Nhà nước đến QTLN, thì nghiên cứu của Nguyễn Hà Linh (2017) cho thấy ảnh hưởng cùng chiều và nghiên cứu của Phạm Nguyễn Đình Tuấn và cộng sự (2019b) chỉ ra ảnh hưởng ngược chiều. Sự không đồng nhất về kết quả thực nghiệm giữa các nghiên cứu cùng bối cảnh, tương đương số quan sát và mốc thời gian dẫn đến sự sai lệch trong việc vận dụng kết quả nghiên cứu vào thực tiễn.

Theo García-Meca và Sánchez-Ballesta (2009) từ việc phân tích tổng hợp các nghiên cứu trên thế giới, thì có nhiều yếu tố dẫn đến sự bất đồng nhất về kết quả giữa các nghiên cứu, như: sự khác biệt về việc áp dụng thông lệ quản trị công ty tốt giữa các quốc gia; sự khác biệt về môi trường, thể chế chính sách,... và trong đó có một yếu tố phụ thuộc và việc lựa chọn biên đại diện cho QTLN, cũng như là mô hình đo lường. Về vấn đề này, một loạt các nghiên cứu như Chen và cộng sự (2018); Christodoulou và cộng sự (2018),... cho thấy các mô hình đo lường QTLN hiện nay đều có những hạn chế nhất định và điều này sẽ ảnh hưởng gián tiếp đến các nghiên cứu nhân tố ảnh hưởng. Phân tích sâu những hạn chế này có hai vấn đề có thể cho thấy sự khác biệt giữa các nghiên cứu:

Thứ nhất, sự sai lệch từ việc lựa chọn phần không thể giải thích được (phần dư) trong mô hình thể hiện hoạt động bình thường của doanh nghiệp là hành vi QTLN. Bởi lẽ, điều này phụ thuộc rất lớn vào việc làm sao tổng hợp đầy đủ tất cả biến nhằm lý giải cho hoạt động bình thường của doanh nghiệp (Chen và cộng sự, 2018). Vì lý do đó, mỗi mô hình đo

lượng lại tiếp cận giải thích mức độ hoạt động bình thường khác nhau, và sự lựa chọn mô hình để đo lường tạo nên sự bất đồng nhất giữa các nghiên cứu (Christodoulou và cộng sự, 2018).

Thứ hai, sự sai lệch từ việc lựa chọn biến đại diện cho hành vi QTLN, và mục tiêu nghiên cứu hướng về đo lường mức độ ảnh hưởng hay đo lường hành vi. Theo đó, biến DA (discretionary accruals) được đo lường từ mô hình DeAngelo (1986); Dechow và cộng sự (1995); Jones (1991); Kothari và cộng sự (2005) đại diện cho hành vi điều chỉnh tăng (+) hoặc giảm (-) lợi nhuận của người quản lý, song việc nghiên cứu sử dụng giá trị tuyệt đối $|DA|$ chủ yếu hướng về mức độ lợi nhuận thay đổi. Hoặc lần lượt các biến Ab_CFO (abnormal cash flow from operations), Ab_PROD (abnormal production costs) và Ab_SGA (abnormal discretionary expenses) là ba quyết định QTLN về chính sách bán hàng, chính sách sản xuất và chính sách về chi phí trong doanh nghiệp từ mô hình Gunny (2010); Roychowdhury (2006) đại diện cho hành vi của người quản lý. Tuy nhiên, việc các nghiên cứu như Khanh và Nguyen (2018); Ngô Hoàng Điệp (2019) sử dụng các biến tổng hợp REM (cộng từ ba biến trên) lại đặt mục tiêu về mức độ ảnh hưởng hơn là xem xét hành vi.

Như vậy, với việc lựa chọn phương pháp phân tích tổng hợp tại các nghiên cứu về ảnh hưởng của quản trị công ty đến QTLN tại Việt Nam, nghiên cứu này đặt mục tiêu đánh giá sự đồng nhất hoặc bất đồng nhất và xem xét liệu sự việc lựa chọn biến đại diện hay mô hình đo lường có ảnh hưởng đến sự đồng nhất hoặc bất đồng nhất của các nghiên cứu hay không.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Quy trình phân tích tổng hợp

Quy trình phân tích tổng hợp trong nghiên cứu này được thực hiện tóm tắt như sau:

Bước 1: Dựa trên cơ sở dữ liệu từ Google Scholar, lựa chọn tất cả các nghiên cứu tại Việt

Nam có tiêu đề và nội dung về mối quan hệ giữa quản trị công ty và QTLN. Theo Borenstein và cộng sự (2011), để hạn chế sai lệch chọn lựa (selection bias) – nảy sinh khi người nghiên cứu chỉ lựa chọn những nghiên cứu quan tâm mà bỏ qua những nghiên cứu khác, cần thiết phải lựa chọn toàn bộ các nghiên cứu có ít nhất một nhân tố có liên quan đến quản trị công ty ảnh hưởng đến QTLN. Tuy nhiên, do hạn chế về khả năng tiếp cận, nghiên cứu chỉ tiến hành thu thập theo cách thuận tiện và chọn toàn bộ các bài báo và công trình luận án Tiến sĩ đã công bố.

Bước 2: Thu thập dữ liệu tính toán mức độ ảnh hưởng cho từng nhân tố trong mối quan hệ giữa quản trị công ty và QTLN. Xác định trọng số và mức độ ảnh hưởng trung bình theo từng nhóm.

Bước 3: Đánh giá các nghiên cứu qua kiểm định tính đồng nhất, bất đồng nhất, sai lệch xuất bản (publishing bias). Trong trường hợp các nghiên cứu không đảm bảo tính đồng nhất thì thực hiện chia nhóm và hồi quy với biến điều tiết. Đánh giá ảnh hưởng từ biến điều tiết đến tính đồng nhất của các nghiên cứu. Trong trường hợp không thỏa kiểm định sai lệch xuất bản cho thấy các nghiên cứu hiện tại là chưa đủ và cần thiết có thêm các nghiên cứu liên quan.

3.2. Đo lường mức độ ảnh hưởng

Bản chất của phân tích tổng hợp là chuyển hướng từ kiểm định thống kê ảnh hưởng từ các nhân tố trong nghiên cứu sang việc xác định mức độ ảnh hưởng bao nhiêu, có đáng quan tâm, có thích hợp để ứng dụng vào thực tế (Nguyễn Văn Tuấn, 2014). Do đó, mức độ ảnh hưởng – effect size (ES) và sai số chuẩn – standard error (SE) là hai thông số đầu vào quan trọng trong phân tích tổng hợp. Theo Lipsey và Wilson (2001), việc xác định ES và SE có thể dựa trên nhiều cách khác nhau, nghiên cứu này sử dụng giá trị thống kê t từ kết quả hồi quy tương tự nghiên cứu của Habib (2012). Trong trường hợp kết quả nghiên cứu không trình bày giá trị thống

kê, giá trị z hoặc P sẽ được sử dụng thay thế để xác định t qua việc tra bảng. Theo Lipsey và Wilson (2001), ES theo cách này sẽ được xác định như sau:

$$ES = \frac{t}{\sqrt{t^2 + (n-3)}} \quad (1)$$

$$SE = \sqrt{\frac{1}{n-3}} \quad (2)$$

Trong đó, t là giá trị thống kê t từ kết quả hồi quy và n là số quan sát trong nghiên cứu.

3.3. Tính toán trọng số và mức độ ảnh hưởng trung bình nghiên cứu

Theo Borenstein và cộng sự (2011), trong phân tích tổng hợp mô hình ảnh hưởng cố định (fixed-effects) cho rằng các nghiên cứu dù cho kết quả khác nhau song đây là do các yếu tố ngẫu nhiên trong mỗi nghiên cứu (within-study). Theo đó, nếu các nghiên cứu thực hiện cùng một phương pháp thì chỉ có một ảnh hưởng thật sự “true effect”. Ngược lại, mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên (random-effects) cho rằng bên cạnh yếu tố liên quan đến mỗi nghiên cứu còn bao gồm sự khác biệt giữa các nghiên cứu (between-study) như: thời gian, đặc điểm mẫu chọn, phương pháp đo lường biến,... Đối với các nghiên cứu về QTLN, việc sử dụng nhiều mô hình để đo lường hành vi QTLN dẫn đến sự khác biệt giữa các nghiên cứu (García-Meca & Sánchez-Ballesta, 2009; Lin & Hwang, 2010). Bên cạnh đó, mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên cho phép đánh giá ảnh hưởng từ các tác nhân đóng vai trò thể hiện cho sự khác biệt giữa các phương pháp (Borenstein và cộng sự, 2011). Chính vì lý do đó, mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên được lựa chọn trong nghiên cứu này.

Trong mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên, trọng số (weight) của mỗi nghiên cứu được xác định sự trên phương sai từ mức độ ảnh hưởng trong mỗi nghiên cứu SE^2 và giữa các nghiên cứu T^2 . Với giả định các nghiên cứu cùng nằm trong

một tổng thể nghiên cứu thì T^2 là một hằng số và được tính theo công thức như sau (DerSimonian & Laird, 1986):

$$T^2 = \frac{Q - (k - 1)}{C} \quad (3)$$

Với Q là chỉ số đồng nhất (homogeneity), k là số nghiên cứu và C được tính như sau:

$$Q = \sum \frac{ES^2}{SE^2} - \frac{(\sum \frac{ES}{SE^2})^2}{\sum \frac{1}{SE^2}} \quad (4)$$

$$C = \sum \frac{1}{SE^2} - \frac{\sum (\frac{1}{SE^2})^2}{\sum \frac{1}{SE^2}} \quad (5)$$

Trọng số (weight) của mỗi nghiên cứu được xác định trong mô hình ảnh hưởng ngẫu nhiên dựa trên công thức:

$$W = \frac{1}{SE^2 + T^2} \quad (6)$$

Từ đó, ta có thể xác định mức độ ảnh hưởng trung bình có trọng số từ tất cả các nghiên cứu như sau:

$$\overline{ES} = \frac{\sum (W \times SE)}{\sum W} \quad (7)$$

3.4. Đánh giá sự đồng nhất của các nghiên cứu và sai lệch xuất bản

Mục tiêu đánh giá các nghiên cứu của phân tích tổng hợp hướng đến việc xem xét các nghiên cứu có thật sự đồng nhất về kết quả (Borenstein và cộng sự, 2011). Theo đó các phép kiểm định được dùng bao gồm: kiểm định z cho ý nghĩa thống kê của mức độ ảnh hưởng trung bình nhóm (ES) với giả thuyết rỗng (null) mức độ ảnh hưởng trung bình bằng 0; kiểm định chỉ số đồng nhất (Q) với giả thuyết rỗng các nghiên cứu có sự đồng nhất về kết quả. Theo Higgins và Thompson (2002), chỉ số Q thường không phát hiện sự bất đồng nhất một cách nhất quán

và đề xuất hai cặp chỉ số bất đồng nhất thay thế là I^2 (index of heterogeneity) và H^2 , được tính toán như sau:

$$I^2 = \frac{Q - (k - 1)}{Q} \times 100\% \quad (8)$$

$$H^2 = \frac{Q}{(k - 1)} \quad (9)$$

Trong đó Q là chỉ số đồng nhất ở công thức (4), k là số nghiên cứu trong nhóm. Chỉ số I^2 tính theo phần trăm (%) cho thấy độ biến thiên sai lệch trong kết quả giữa các nghiên cứu. Chỉ số H^2 càng lớn càng cho thấy sự bất đồng nhất giữa các nghiên cứu, nếu chỉ số H^2 bằng 1 chỉ ra các nghiên cứu có sự đồng nhất tuyệt đối.

Theo Hunter và Schmidt (2004), các tạp chí và người nghiên cứu có xu hướng đánh giá cao các nghiên cứu có kết quả tích cực, tức là cho thấy ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê giữa các nhân tố (ví dụ giữa quản trị công ty và QTLN). Ngược lại, các nghiên cứu không tìm ra mối quan hệ có ý nghĩa thống kê thường bị bỏ qua và không được công bố. Phần lớn các phân tích tổng hợp là đi tổng hợp các nghiên cứu mà kết quả đã được các tạp chí, người nghiên cứu lựa chọn. Do đó, ước tính của một phân tích tổng hợp có khả năng không đảm bảo tính khách quan, vì có thể chưa bao hàm những nghiên cứu chưa được công bố. Để đánh giá khả năng việc phân tích tổng hợp sai lệch trong tổng hợp nghiên cứu, nhóm nghiên cứu thực hiện kiểm định Egger (Egger và cộng sự, 1997).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Tổng hợp các nghiên cứu công bố có liên quan

Trong những năm gần đây, số lượng các công trình nghiên cứu về QTLN được công bố tại Việt Nam có chiều hướng tăng về số và chất lượng. Theo đó, nhóm nghiên cứu thu thập được

10 nghiên cứu được công bố gồm có 3 luận án Tiến sĩ (Ngô Hoàng Điệp, 2019; Nguyễn Hà Linh, 2017; Phạm Thị Bích Vân, 2017), 1 bài báo bằng tiếng Anh (Khanh & Nguyen, 2018) và 6 bài báo bằng tiếng Việt (Bùi Văn Dương & Ngô Hoàng Điệp, 2017; Hồ Thị Thúy Nga & Phạm Thị Bích Ngọc, 2018; Hoàng Thị Việt Hà & Đặng Ngọc Hùng, 2018; Phạm Nguyễn Đình Tuấn và cộng sự, 2019a; Phạm Nguyễn Đình Tuấn và cộng sự, 2019b; Trần Thị Giang Tân & Đinh Ngọc Tú, 2017). Các công trình đều có xu hướng lựa chọn xây dựng dữ liệu bảng (panel data) với từ 5 năm trở lên, cá biệt nghiên cứu của Phạm Thị Bích Vân (2017) lựa chọn dữ liệu một năm ở các công ty phát hành thêm cổ phiếu. Hành vi QTLN được đo lường khá đa dạng bao gồm cả AEM thông qua mô hình DeAngelo (1986); Dechow và cộng sự (1995); Jones (1991); Kothari và cộng sự (2005) và REM với mô hình của Gunny (2010); Roychowdhury (2006). Tổng số quan sát cho tất cả nghiên cứu là 18.491 quan sát với dữ liệu phân bổ trong khoảng thời gian chủ yếu từ 2010 đến 2018.

Với mỗi nghiên cứu được thu thập, nhóm nghiên cứu mã hóa theo thứ tự tương ứng với số lượng biến phụ thuộc – đại diện cho hành vi QTLN được đo lường trong nghiên cứu. Cụ thể, từ 10 nghiên cứu ban đầu, mô hình DeAngelo (1986) được dùng 1 lần, mô hình Dechow và cộng sự (1995); Gunny (2010); Jones (1991); Kothari và cộng sự (2005) cùng xuất hiện 3 lần và mô hình Roychowdhury (2006) chiếm 10 lần, tổng cộng là 23 lần cho các biến đại diện QTLN. Tương ứng với mỗi cặp biến đại diện QTLN và quản trị công ty, nhóm nghiên cứu thu thập giá trị thống kê t và số lượng quan sát để thực hiện các bước tính toán về mức độ ảnh hưởng, trọng số cho từng nghiên cứu. Từ đó tính toán mức độ ảnh hưởng trung bình cho toàn bộ và theo từng nhóm.

4.2. Mức độ ảnh hưởng và đánh giá nghiên cứu

Bảng 1 trình bày mức độ ảnh hưởng trung bình và phân loại theo AEM và REM cho toàn bộ các nghiên cứu theo từng nhân tố thuộc quản trị công ty. Các biến được đo lường như sau: BSize: Số lượng thành viên trong hội đồng quản trị; BIndep: Tỷ lệ thành viên độc lập trong hội đồng quản trị; DualCEO: Biến giả nhận giá

trị 1 nếu chủ tịch hội đồng quản trị kiêm nhiệm giám đốc/tổng giám đốc điều hành; BFemale: Tỷ lệ thành viên trong hội đồng quản trị có giới tính nữ; MO: Tỷ lệ vốn được nắm giữ bởi thành viên hội đồng quản trị và các giám đốc trong doanh nghiệp; IO: Tỷ lệ vốn được nắm giữ bởi cổ đông là tổ chức; FO: Tỷ lệ vốn được nắm giữ bởi cổ đông là người nước ngoài; SO: Tỷ lệ vốn được nắm giữ bởi Nhà nước.

Bảng 1. Mức độ ảnh hưởng theo phương thức QTLN

Nhân tố	Số lượng	ES	Khoảng tin cậy 95%		Kiểm định ES		Kiểm định Q		T ²	I ²	H ²	Kiểm định Egger	
					z	P	χ ²	P				z	P
BSize	15	-0,028	-0,051	-0,005	-2,37	0,01	65,74	0,00	0,0015	78,72	4,70		
AEM	7	0,007	-0,028	0,041	0,37	0,70	20,87	0,00	0,0013	67,06	3,04	-1,65	0,09
REM	8	-0,052	-0,069	-0,035	-5,97	0,00	13,10	0,06	0,0003	47,15	1,89	0,79	0,43
BIndep	12	0,017	-0,012	0,045	1,17	0,24	74,55	0,00	0,0020	84,09	6,29		
AEM	5	0,006	-0,015	0,027	0,55	0,58	3,19	0,52	0,0000	0,04	1,00	1,10	0,27
REM	7	0,019	-0,024	0,061	0,86	0,39	70,18	0,00	0,0030	91,37	11,59	-0,75	0,45
DualCEO	14	0,031	0,017	0,044	4,40	0,00	20,84	0,07	0,0003	39,13	1,64		
AEM	6	0,026	-0,004	0,056	1,73	0,08	9,45	0,09	0,0007	52,13	2,09	0,52	0,60
REM	8	0,034	0,019	0,049	4,56	0,00	10,05	0,18	0,0001	29,21	1,41	-1,26	0,20
BFemale	10	0,022	-0,025	0,069	0,91	0,36	137,54	0,00	0,0054	94,34	17,66		
AEM	3	0,075	-0,061	0,211	1,08	0,28	74,66	0,00	0,0139	96,51	28,63	.	.
REM	7	0,001	-0,034	0,036	0,04	0,97	45,96	0,00	0,0019	87,13	7,77	-1,40	0,16
MO	13	0,006	-0,006	0,017	1,00	0,31	17,00	0,14	0,0001	27,17	1,37		
AEM	3	-0,004	-0,032	0,025	-0,26	0,79	3,33	0,18	0,0003	40,12	1,67	.	.
REM	10	0,008	-0,004	0,021	1,31	0,18	12,63	0,18	0,0001	24,55	1,33	-0,23	0,81
IO	11	-0,008	-0,021	0,006	-1,07	0,28	17,21	0,06	0,0002	41,24	1,70		
AEM	2	0,024	-0,014	0,062	1,25	0,21	1,92	0,16	0,0004	47,83	1,92	.	.
REM	9	-0,014	-0,026	-0,002	-2,31	0,02	8,96	0,34	0,0000	6,86	1,07	1,08	0,28
FO	10	-0,005	-0,034	0,024	-0,35	0,72	56,78	0,00	0,0017	83,87	6,20		
AEM	3	-0,028	-0,065	0,009	-1,46	0,14	3,62	0,16	0,0005	44,52	1,80	.	.
REM	7	0,005	-0,031	0,040	0,25	0,79	49,55	0,00	0,0020	87,68	8,12	-0,37	0,71
SO	10	-0,052	-0,108	0,004	-1,81	0,07	232,49	0,00	0,0079	95,90	24,40		
AEM	3	-0,016	-0,114	0,081	-0,33	0,74	14,40	0,00	0,0066	91,73	12,10	.	.
REM	7	-0,066	-0,136	0,003	-1,86	0,06	187,98	0,00	0,0086	96,76	30,87	0,62	0,53

Chú thích: dấu (.) cho biết số lượng nghiên cứu trong nhóm nhỏ hơn yêu cầu cần thiết để thực hiện kiểm định

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Mức độ ảnh hưởng trung bình (từ cột ES) cho chúng ta biết tổng hợp ảnh hưởng từ từng nhân tố về quản trị công ty đến QTLN với dấu (+/-) của ES cho thấy chiều của mối quan hệ này. Theo đó, chúng ta cần thực hiện kiểm định với giả thuyết giá trị ES trung bình theo từng

nhóm liệu có khác 0 (có ý nghĩa trong thực tiễn) hay không. Giá trị thống kê z và giá trị P từ kiểm định ES được trình bày ở cột tiếp theo trong Bảng 1 cho từng biến AEM và REM. Nếu mức độ ảnh hưởng trung bình từ mỗi nhân tố có ý nghĩa thống kê (với P < 0,05), cho thấy nhân

tổ thực sự có ảnh hưởng đến hành vi QTLN và ngược lại cho thấy vai trò của nhân tố chưa rõ ràng trong các nghiên cứu tại Việt Nam hiện nay. Cụ thể, với độ tin cậy 90% thì chúng ta chỉ tìm thấy ảnh hưởng từ DualCEO. Ngược lại, dường như có nhiều nhân tố ảnh hưởng ngược chiều đến REM hơn như BSize ($P < 0,01$), IO ($P < 0,05$) và SO ($P < 0,1$); cũng như cùng chiều từ DualCEO (với $P < 0,01$). Kết quả này cho thấy các vấn đề sau:

Thứ nhất, theo Xu và cộng sự (2007), AEM không tạo ra hay làm mất đi mà chỉ là sự dịch chuyển lợi nhuận giữa các kỳ. Ngược lại, REM dựa trên các quyết định điều hành của người quản lý nhằm tăng lợi nhuận trong ngắn hạn nhưng dẫn đến thiệt hại cho doanh nghiệp trong tương lai (Chan và cộng sự, 2019). Mặc dù như vậy, nghiên cứu của Graham và cộng sự (2005) lại cho thấy người quản lý có xu hướng tăng việc lựa chọn REM. Vì AEM dựa trên các quy định về kế toán nên bản thân nó không có sự linh hoạt và bất kỳ thay đổi đều cần phải thuyết minh đầy đủ trên Báo cáo tài chính. Đặc biệt, AEM còn chịu sự giám sát từ các công ty kiểm toán độc lập mà việc người quản lý gia tăng thực hiện AEM kèm theo là khả năng bị phát hiện bởi người sử dụng Báo cáo tài chính càng cao. Trái lại, REM là quyết định điều hành của người quản lý và nó không thuộc phạm vi thuyết minh hoặc không cần công bố ra bên ngoài. Điều này làm gia tăng việc thực hiện REM so với AEM hiện nay. Tuy nhiên, lý do trên có thể làm cho các công ty quan tâm nhiều hơn đến REM và do đó cơ chế quản trị công ty có xu hướng tăng cường kiểm soát đối với REM.

Thứ hai, trong bối cảnh đặc thù của thị trường chứng khoán Việt Nam, một số nhân tố không còn vai trò ảnh hưởng đến QTLN. Cụ thể, đối với BIndep các nghiên cứu như Ngô Hoàng Điệp (2019); Nguyễn Hà Linh (2017) đều cho thấy việc đưa các thành viên độc lập bên ngoài vào chủ yếu đáp ứng theo quy định về hình thức hơn là nhằm mục đích nâng cao hoạt động của

Hội đồng quản trị. Hoặc các nhân tố như MO và FO thường không chiếm tỷ trọng lớn trong cơ cấu sở hữu vốn tại các công ty niêm yết trên sàn chứng khoán và do đó khả năng ảnh hưởng của các nhân tố này không cao (Phạm Nguyễn Đình Tuấn và cộng sự, 2019b).

Thứ ba, sự sai lệch trong việc đo lường hành vi QTLN có thể là nguyên nhân dẫn đến sự không đồng nhất trong việc đo lường ảnh hưởng từ quản trị công ty. Theo đó, nghiên cứu thực hiện kiểm định Q, tính toán chỉ số I^2 và H^2 để đánh giá sự đồng nhất hoặc bất đồng nhất trong kết quả giữa các nghiên cứu. Theo Higgins và Thompson (2002), các nghiên cứu có sự bất đồng cần đồng thời bác bỏ giả thuyết trong kiểm định Q (với $P < 0,5$), có chỉ số I^2 và H^2 cao bất thường. Tại Bảng 1, các nhân tố BIndep ($I^2 = 91,37\%$; $H^2 = 11,59$), BFemale đối với AEM và REM (tổng hợp $I^2 = 94,34\%$; $H^2 = 17,66$), SO đối với AEM và REM (tổng hợp $I^2 = 95,90\%$; $H^2 = 24,40$) cho thấy sự bất đồng nhất cao giữa các nghiên cứu đã công bố. Ngược lại, một số ảnh hưởng từ nhân tố như BIndep đến AEM, MO, IO, FO đến AEM có $P > 0,05$ do đó chấp nhận giả thuyết các nguyên cứu đồng nhất qua kiểm định Q hoặc giá trị I^2 và H^2 nhỏ. Điều này cho thấy bản thân các nhân tố này không có ảnh hưởng thực sự đến hành vi QTLN trong bối cảnh nghiên cứu tại Việt Nam.

Để đánh giá ảnh hưởng từ việc lựa chọn mô hình đo lường QTLN trong các nghiên cứu nhân tố ảnh hưởng, nhóm nghiên cứu thực hiện xác định mức độ ảnh hưởng trung bình theo từng mô hình và thực hiện kiểm định liệu kết quả giữa các mô hình có sự khác biệt có ý nghĩa thống kê. Tại Bảng 2, các mô hình lần lượt được mã hóa gồm: M1 - DeAngelo (1986), M2 - Jones (1991), M3 - Dechow và cộng sự (1995), M4 - Kothari và cộng sự (2005), M5 - Roychowdhury (2006), M6 - Gunny (2010) và đối với mỗi nhân tố quản trị công ty sẽ được kiểm định sự khác biệt ba lần giữa các mô hình trong mỗi nhóm AEM, REM và giữa hai nhóm.

Bảng 2. Mức độ ảnh hưởng theo mô hình đo lường QTLN

Nhân tố	Mô hình	Số lượng	ES	Khoảng tin cậy 95%		Kiểm định ES		Kiểm định Q		T ²	I ²	H ²	
						z	P	χ ²	P				
BSize	M2	1	-0,030	-0,073	0,012	-1,39	0,17	0,00	.	0,0000	.	.	
	M3	3	0,007	-0,034	0,047	0,33	0,75	4,16	0,13	0,0000	0,03	1,00	
	M4	3	0,023	-0,034	0,080	0,80	0,43	11,60	0,00	0,0020	81,39	5,37	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm AEM: χ² = 2,60 và P = 0,27</i>												
	M5	5	-0,036	-0,052	-0,019	-4,34	0,00	0,45	0,98	0,0000	0,14	1,00	
	M6	3	-0,076	-0,097	-0,055	-7,19	0,00	2,40	0,30	0,0001	16,68	1,20	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm REM: χ² = 9,18 và P = 0,00</i>												
<i>Kiểm định khác biệt giữa hai nhóm AEM và REM: χ² = 21,95 và P = 0,00</i>													
BIndep	M1	1	0,063	-0,013	0,140	1,63	0,10	0,00	.	0,0000	.	.	
	M2	1	-0,011	-0,053	0,032	-0,50	0,62	0,00	.	0,0000	.	.	
	M3	1	0,051	-0,142	0,244	0,52	0,60	0,00	.	0,0000	.	.	
	M4	2	0,005	-0,022	0,031	0,35	0,72	0,20	0,66	0,0000	0,00	1,00	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm AEM: χ² = 2,99 và P = 0,39</i>												
	M5	4	0,030	-0,046	0,107	0,78	0,43	63,16	0,00	0,0058	95,17	20,69	
	M6	3	0,003	-0,016	0,022	0,31	0,75	1,64	0,44	0,0000	0,14	1,00	
<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm REM: χ² = 0,47 và P = 0,50</i>													
<i>Kiểm định khác biệt giữa hai nhóm AEM và REM: χ² = 3,47 và P = 0,63</i>													
DualCEO	M2	1	0,013	-0,029	0,056	0,61	0,54	0,00	.	0,0000	.	.	
	M3	2	0,062	0,010	0,115	2,33	0,02	0,37	0,54	0,0000	0,00	1,00	
	M4	3	0,023	-0,024	0,069	0,95	0,34	6,35	0,04	0,0012	72,06	3,58	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm AEM: χ² = 2,14 và P = 0,34</i>												
	M5	5	0,031	0,006	0,057	2,39	0,02	9,69	0,05	0,0005	59,38	2,46	
	M6	3	0,036	0,017	0,055	3,76	0,00	0,32	0,85	0,0000	0,03	1,00	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm REM: χ² = 0,09 và P = 0,76</i>												
<i>Kiểm định khác biệt giữa hai nhóm AEM và REM: χ² = 2,35 và P = 0,67</i>													
BFemale	M3	1	0,113	0,050	0,175	3,52	0,00	0,00	.	0,0000	.	.	
	M4	2	0,057	-0,167	0,281	0,50	0,62	71,42	0,00	0,0258	98,60	71,42	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm AEM: χ² = 0,22 và P = 0,64</i>												
	M5	4	-0,009	-0,061	0,043	-0,34	0,74	28,54	0,00	0,0025	89,52	9,55	
	M6	3	0,013	-0,039	0,065	0,50	0,62	15,00	0,00	0,0018	86,66	7,50	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm REM: χ² = 0,35 và P = 0,55</i>												
<i>Kiểm định khác biệt giữa hai nhóm AEM và REM: χ² = 9,28 và P = 0,03</i>													
MO	M2	2	0,009	-0,018	0,036	0,64	0,52	0,86	0,35	0,0000	0,03	1,00	
	M4	1	-0,028	-0,064	0,009	-1,48	0,14	0,00	.	0,0000	.	.	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm AEM: χ² = 2,47 và P = 0,12</i>												
	M5	7	0,008	-0,010	0,025	0,87	0,39	10,30	0,11	0,0002	40,43	1,68	
	M6	3	0,010	-0,010	0,030	0,96	0,34	2,30	0,32	0,0000	12,98	1,15	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm REM: χ² = 0,03 và P = 0,87</i>												
<i>Kiểm định khác biệt giữa hai nhóm AEM và REM: χ² = 3,47 và P = 0,32</i>													

Nhân tố	Mô hình	Số lượng	ES	Khoảng tin cậy 95%		Kiểm định ES		Kiểm định Q		T ²	I ²	H ²	
						z	P	χ ²	P				
IO	M2	2	0,024	-0,014	0,062	1,25	0,21	1,92	0,17	0,0004	47,83	1,92	
	M5	6	-0,009	-0,024	0,006	-1,22	0,22	5,56	0,35	0,0000	5,52	1,06	
	M6	3	-0,022	-0,042	-0,002	-2,16	0,03	2,28	0,32	0,0000	12,13	1,14	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm REM: χ² = 1,02 và P = 0,31</i>												
	<i>Kiểm định khác biệt giữa hai nhóm AEM và REM: χ² = 4,51 và P = 0,11</i>												
FO	M1	1	-0,072	-0,148	0,004	-1,85	0,07	0,00	.	0,0000	.	.	
	M2	1	-0,039	-0,081	0,004	-1,79	0,07	0,00	.	0,0000	.	.	
	M4	1	0,000	-0,037	0,036	-0,01	0,99	0,00	.	0,0000	.	.	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm AEM: χ² = 3,62 và P = 0,16</i>												
	M5	4	0,005	-0,022	0,033	0,38	0,71	8,13	0,04	0,0005	62,90	2,70	
	M6	3	0,004	-0,082	0,090	0,09	0,93	41,40	0,00	0,0055	95,17	20,70	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm REM: χ² = 0,00 và P = 0,98</i>												
<i>Kiểm định khác biệt giữa hai nhóm AEM và REM: χ² = 5,84 và P = 0,21</i>													
SO	M1	1	-0,126	-0,202	-0,050	-3,23	0,00	0,00	.	0,0000	.	.	
	M2	1	0,029	-0,013	0,072	1,34	0,18	0,00	.	0,0000	.	.	
	M4	1	0,033	-0,004	0,069	1,76	0,08	0,00	.	0,0000	.	.	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm AEM: χ² = 14,40 và P = 0,00</i>												
	M5	4	-0,032	-0,075	0,010	-1,50	0,13	19,40	0,00	0,0016	84,20	6,33	
	M6	3	-0,112	-0,265	0,042	-1,42	0,16	131,90	0,00	0,0181	98,48	65,95	
	<i>Kiểm định khác biệt giữa các mô hình trong nhóm REM: χ² = 0,95 và P = 0,33</i>												
<i>Kiểm định khác biệt giữa hai nhóm AEM và REM: χ² = 19,62 và P = 0,00</i>													

Chú thích: dấu (.) cho biết số lượng nghiên cứu trong nhóm nhỏ hơn yêu cầu cần thiết để thực hiện kiểm định

Dựa vào kết quả tại Bảng 2, kiểm định khác biệt cho thấy hầu hết không có sự khác biệt có ý nghĩa thống kê trong việc lựa chọn mô hình đo lường QTLN, trừ hai trường hợp của nhân tố BSize đối với hai mô hình thuộc REM có giá trị P < 0,01 và SO với các mô hình AEM có giá trị P < 0,01. Tuy nhiên, nếu tiếp tục xem xét kết quả từ kiểm định Q và hai chỉ số I², H², chúng ta vẫn thấy có sự bất đồng nhất từ trong chính mỗi mô hình đo lường, tiêu biểu như các nghiên cứu sử dụng mô hình Roychowdhury (2006) trong nghiên cứu như BIndep (I² = 95,17%; H² = 20,69) hoặc mô hình Gunny (2010) như FO (I² = 95,17%; H² = 20,70) và SO (I² = 98,48%; H² = 65,95);... Bản chất của sự bất đồng nhất ở đây xuất phát từ việc lựa chọn biến đại diện cho hành vi QTLN của mỗi nhà nghiên cứu. Đối với các mô hình AEM, hành vi QTLN được xác định với biến DA, theo đó biến này có hai giá

trị dương (+) thể hiện cho lợi nhuận được điều chỉnh tăng và ngược lại giá trị trị âm (-) chỉ ra lợi nhuận được điều chỉnh giảm. Việc sử dụng biến DA trong nghiên cứu tương ứng với mục tiêu đo lường hành vi QTLN của người quản lý. Bên cạnh đó, một số nghiên cứu như Phạm Nguyễn Đình Tuấn và cộng sự (2019a) lại sử dụng giá trị tuyệt đối của DA với mục tiêu đánh giá ảnh hưởng từ nhân tố đến QTLN nói chung thay cho việc xác định hành vi. Về phần các mô hình REM, sự khác biệt càng lớn do bản thân hai nghiên cứu của Gunny (2010); Roychowdhury (2006) đưa ra từng mô hình riêng rẽ để xác định mỗi quyết định kinh tế nhằm điều chỉnh lợi nhuận của người quản lý. Như đã trình bày ở trên, chúng ta sẽ có ba biến Ab_CFO, Ab_PROD và Ab_SGA cho mỗi quyết định và các biến tổng hợp gồm REM1, REM2 (Khanh & Nguyen, 2018; Phạm Nguyễn Đình Tuấn và

cộng sự, 2019b) và REM (Hoàng Thị Việt Hà & Đặng Ngọc Hùng, 2018; Ngô Hoàng Điệp, 2019). Ở đây sự bất đồng nhất trong kết quả giữa các nghiên cứu có thể xuất phát từ sự lựa chọn mô hình và lựa chọn biến đại diện cho QTLN trong mỗi nghiên cứu.

Cuối cùng, để đảm bảo các kết quả nghiên cứu đã tổng hợp ở trên mang tính phổ quát cho Việt Nam, nghiên cứu thực hiện kiểm định Egger nhằm đánh giá khả năng có sai lệch xuất bản, hay có thể hiểu là đã bỏ qua những nghiên cứu chưa được công bố. Từ kết quả ở Bảng 1, tất cả kết quả đều cho $P > 0,05$ do đó không có vấn đề về sai lệch xuất bản trong các nghiên cứu trên.

4.3. Kết quả hồi quy theo từng biến điều tiết

Như đã thảo luận ở trên, nhóm nghiên cứu cho rằng sự bất đồng nhất từ các nghiên cứu có sự đóng góp từ việc lựa chọn biến và mô hình đo lường khác nhau giữa các nhà nghiên cứu. Để đánh giá ảnh hưởng từ hai yếu tố này, nghiên cứu thực hiện hồi quy với các biến giả d1 - tương ứng với các biến phụ thuộc DA, |DA|, Ab_CFO, Ab_PROD và Ab_SGA trong các nghiên cứu; d2 - tương ứng với các mô hình đo lường QTLN từ M1 đến M6; và d3 là biến giả tương ứng kết hợp giữa biến phụ thuộc (d1) và mô hình đo lường (d2). Kết quả hồi quy cho từng nhân tố quản trị công ty được trình bày ở Bảng 3.

Bảng 3. Kết quả hồi quy biến điều tiết

Nhân tố	Biến	Hệ số	Sai số chuẩn	z	P >	Khoảng tin cậy 95%		Kiểm định Q		T ²	I ²	H ²	R ²
								χ^2	P				
Bsize	d1	0,012	0,006	1,90	0,06	0,000	0,024	50,33	0,00	0,0011	73,66	3,80	23,27
	d2	0,004	0,008	0,54	0,59	-0,012	0,020	60,96	0,00	0,0016	79,54	4,89	0,00
	d3	0,006	0,003	2,30	0,02	0,001	0,011	44,98	0,00	0,0010	70,76	3,42	33,52
BIndep	d1	0,000	0,009	-0,03	0,97	-0,018	0,017	74,52	0,00	0,0022	85,40	6,85	0,00
	d2	0,001	0,010	0,08	0,94	-0,018	0,020	71,65	0,00	0,0022	85,18	6,75	0,00
	d3	0,000	0,004	-0,11	0,91	-0,008	0,007	74,53	0,00	0,0022	85,39	6,85	0,00
DualCEO	d1	-0,008	0,003	-2,66	0,01	-0,014	-0,002	13,77	0,32	0,0000	0,00	1,00	100,00
	d2	-0,003	0,005	-0,63	0,53	-0,014	0,007	20,41	0,06	0,0003	43,09	1,76	0,00
	d3	-0,003	0,005	-0,63	0,53	-0,014	0,007	13,78	0,32	0,0000	0,01	1,00	99,98
BFemale	d1	-0,002	0,015	-0,11	0,91	-0,031	0,027	133,26	0,00	0,0062	94,97	19,88	0,00
	d2	-0,014	0,016	-0,87	0,38	-0,047	0,018	132,51	0,00	0,0056	94,50	18,17	0,00
	d3	-0,001	0,007	-0,09	0,93	-0,014	0,012	134,75	0,00	0,0062	94,97	19,89	0,00
MO	d1	-0,001	0,004	-0,32	0,75	-0,009	0,006	16,88	0,11	0,0002	33,37	1,50	0,00
	d2	-0,001	0,005	-0,19	0,85	-0,010	0,008	16,95	0,11	0,0002	33,74	1,51	0,00
	d3	-0,001	0,002	-0,43	0,66	-0,004	0,003	16,76	0,12	0,0002	32,88	1,49	0,00
IO	d1	0,004	0,006	0,74	0,46	-0,007	0,016	16,32	0,06	0,0003	44,41	1,80	0,00
	d2	0,001	0,006	0,27	0,79	-0,009	0,012	17,01	0,05	0,0003	46,89	1,88	0,00
	d3	0,002	0,003	0,74	0,46	-0,004	0,008	16,28	0,06	0,0003	44,25	1,79	0,00
FO	d1	-0,010	0,008	-1,24	0,21	-0,027	0,006	50,15	0,00	0,0017	83,24	5,97	4,29
	d2	0,008	0,010	0,82	0,41	-0,011	0,026	55,71	0,00	0,0019	84,80	6,58	0,00
	d3	-0,004	0,004	-1,02	0,31	-0,012	0,004	51,60	0,00	0,0018	83,95	6,23	0,00
SO	d1	0,004	0,018	0,21	0,84	-0,031	0,038	231,15	0,00	0,0076	95,77	23,63	3,89
	d2	0,023	0,017	1,38	0,17	-0,010	0,056	195,04	0,00	0,0071	95,48	22,13	9,20
	d3	0,005	0,008	0,56	0,58	-0,011	0,020	225,77	0,00	0,0085	96,20	26,31	0,00

Chú thích: dấu (.) cho biết số lượng nghiên cứu trong nhóm nhỏ hơn yêu cầu cần thiết để thực hiện kiểm định

Với kết quả ở Bảng 3, hai vấn đề cần được quan tâm như sau:

Thứ nhất, kiểm định z và giá trị P cho từ biến trong mỗi nhân tố thể hiện sự đóng góp từ việc lựa chọn biến giải thích (d1) và lựa chọn mô hình đo lường (d2) có tạo nên sự khác biệt hay không. Tuy nhiên, tổng quát từ các kết quả ở trên chúng ta chỉ thấy sự đóng góp ở nhân tố BSize (với d3 có $z = 2,30$ và $P < 0,05$) và DualCEO (với d1 có $z = -2,66$ và $P < 0,05$) lý giải được sự bất đồng nhất trong kết quả ở hai nhân tố này.

Thứ hai, chúng ta xem xét và so sánh sự thay đổi về các chỉ tiêu I^2 và H^2 giữa Bảng 1 và Bảng 3. Theo đó, chỉ số I^2 của BSize giảm từ 78,72% còn 70,76%, cho thấy hai yếu tố này giúp giải thích được khoảng 8% sự bất đồng nhất trong kết quả nghiên cứu với BSize. Tuy nhiên, kết quả vượt trội nhất tại nhân tố DualCEO khi I^2 giảm từ 39,13% chỉ còn 0%, chỉ ra sự giải thích trọn vẹn cho nhân tố này.

Mặc dù vậy, các kết quả kiểm định còn lại cho thấy hai yếu tố nghiên cứu đưa vào vẫn chưa lý giải được sự bất đồng nhất trong các nhân tố khác. Và chỉ số I^2 cho thấy sự bất đồng nhất trong kết quả vẫn còn cao (SO có $I^2 = 95,90\%$ hoặc BFemale có $I^2 = 94,34\%$) đòi hỏi cần thiết có những nghiên cứu lý giải trong tương lai.

Tài liệu tham khảo

- Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P., & Rothstein, H. R. (2011). *Introduction to meta-analysis*: John Wiley & Sons.
- Bùi Văn Dương, & Ngô Hoàng Điệp. (2017). Đặc điểm hội đồng quản trị và hành vi quản trị lợi nhuận của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt nam. *Tạp chí Khoa học Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh*, 54(3), 71–84.
- Chan, Y. C., Wang, W. K., & Lu, W. M. (2019). The effects of overproduction on future firm performance and inventory write-downs. *International Transactions in Operational Research*. doi:10.1111/itor.12734
- Chen, W., Hribar, P., & Melessa, S. (2018). Incorrect inferences when using residuals as dependent variables. *Journal of Accounting Research*, 56(3), 751–796. doi:10.1111/1475-679X.12195
- Cheng, Q., & Warfield, T. D. (2005). Equity incentives and earnings management. *The Accounting Review*, 80(2), 441–476. doi:10.2308/accr.2005.80.2.441
- Christodoulou, D., Ma, L., & Vasnev, A. (2018). Inference-in-residuals as an Estimation Method for Earnings Management. *Abacus*, 54(2), 154–180. doi:10.1111/abac.12121
- Dalton, D. R., Daily, C. M., Ellstrand, A. E., & Johnson, J. L. (1998). Meta-analytic reviews of board composition, leadership structure, and financial performance. *Strategic management journal*, 19(3), 269–290. doi:10.1002/(sici)1097-0266(199803)19:3<269::aid-smj950>3.0.co;2-k

5. Kết luận

Mối quan hệ giữa quản trị công ty và QTLN là một trong những chủ đề được nghiên cứu nhiều trên thế giới và tương tự tại bối cảnh Việt Nam. Mặc dù vậy, sự bất đồng nhất về kết quả nghiên cứu tại Việt Nam từ mỗi nhân tố ảnh hưởng dẫn đến sự sai lệch cho cá nhân và tổ chức từ việc tham khảo nghiên cứu. Dựa trên phương pháp phân tích tổng hợp, nghiên cứu thu thập 10 công trình có liên quan, tiến hành đánh giá tính đồng nhất và bất đồng nhất về kết quả nghiên cứu từ mỗi nhân tố thuộc quản trị công ty đến QTLN. Theo đó, kết quả củng cố bằng chứng về vai trò từ quy mô hội đồng quản trị trong việc hạn chế, kiểm soát hành vi QTLN. Ngược lại, sự kiêm nhiệm của Chủ tịch hội đồng quản trị sẽ tạo ra cơ hội thúc đẩy người quản lý thực hiện QTLN. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu còn cho thấy hai yếu tố có thể dẫn đến sự bất đồng nhất về kết quả nghiên cứu là sự lựa chọn biến đại diện cho hành vi hay mức độ QTLN và mô hình đo lường QTLN. Bên cạnh những thành công, nghiên cứu vẫn còn hạn chế khi chỉ xác định được hai yếu tố đóng vai trò điều tiết giữa các nghiên cứu và chưa lý giải được sự bất đồng nhất cao trong kết quả tại một số nhân tố.

- DeAngelo, L. E. (1986). Accounting numbers as market valuation substitutes: A study of management buyouts of public stockholders. *The Accounting Review*, 400–420.
- Dechow, P. M., & Skinner, D. J. (2000). Earnings management: Reconciling the views of accounting academics, practitioners, and regulators. *Accounting Horizons*, 14(2), 235–250. doi:10.2308/acch.2000.14.2.235
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70(2), 193–225.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1996). Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC. *Contemporary Accounting Research*, 13(1), 1–36. doi:10.1111/j.1911-3846.1996.tb00489.x
- DerSimonian, R., & Laird, N. (1986). Meta-analysis in clinical trials. *Controlled clinical trials*, 7(3), 177–188.
- Ding, Y., Zhang, H., & Zhang, J. (2007). Private vs state ownership and earnings management: evidence from Chinese listed companies. *Corporate governance: An international review*, 15(2), 223–238. doi:10.1111/j.1467-8683.2007.00556.x
- Egger, M., Smith, G. D., Schneider, M., & Minder, C. (1997). Bias in meta-analysis detected by a simple, graphical test. *British Medical Journal*, 315(7109), 629–634. doi:10.1136/bmj.315.7109.629
- El Diri, M., Lambrinoudakis, C., & Alhadab, M. (2020). Corporate governance and earnings management in concentrated markets. *Journal of Business Research*, 108, 291–306. doi:10.1016/j.jbusres.2019.11.013
- García-Meca, E., & Sánchez-Ballesta, J. P. (2009). Corporate governance and earnings management: A meta-analysis. *Corporate governance: An international review*, 17(5), 594–610. doi:10.1111/j.1467-8683.2009.00753.x
- Graham, J. R., Harvey, C. R., & Rajgopal, S. (2005). The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, 40(1), 3–73. doi:10.1016/j.jacceco.2005.01.002
- Gunny, K. A. (2010). The relation between earnings management using real activities manipulation and future performance: Evidence from meeting earnings benchmarks. *Contemporary Accounting Research*, 27(3), 855–888. doi:10.1111/j.1911-3846.2010.01029.x
- Habib, A. (2012). Non-audit service fees and financial reporting quality: A meta-analysis. *Abacus*, 48(2), 214–248. doi:10.1111/j.1467-6281.2012.00363.x
- Harakeh, M., El-Gammal, W., & Matar, G. (2019). Female directors, earnings management, and CEO incentive compensation: UK evidence. *Research in International Business and Finance*, 50, 153–170. doi:10.1016/j.ribaf.2019.05.001
- Higgins, J. P., & Thompson, S. G. (2002). Quantifying heterogeneity in a meta-analysis. *Statistics in medicine*, 21(11), 1539–1558. doi:10.1002/sim.1186
- Hoàng Thị Việt Hà, & Đặng Ngọc Hùng. (2018). Yếu tố ảnh hưởng đến quản trị lợi nhuận: Nghiên cứu trường hợp các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. *Tạp chí Khoa học và Công nghệ*, 46, 60–67.
- Hồ Thị Thúy Nga, & Phạm Thị Bích Ngọc. (2018). Nghiên cứu về cơ chế quản trị, chất lượng kiểm toán và quản trị lợi nhuận: Trường hợp các công ty niêm yết Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Đại học Huế: Kinh tế và Phát triển*, 127(5A), 213–231. doi:10.26459/hueuni-jed.v127i5A.5075
- Hrazdil, K., & Scott, T. (2013). The role of industry classification in estimating discretionary accruals. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 40(1), 15–39. doi:10.1007/s11156-011-0268-6
- Hunter, J. E., & Schmidt, F. L. (2004). *Methods of meta-analysis: Correcting error and bias in research findings* (Second ed.). New York: SAGE Publications, Inc.
- Hunter, J. E., Schmidt, F. L., & Jackson, G. B. (1982). *Meta-analysis: Cumulating research findings across studies*. New York: SAGE Publications, Inc.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360. doi:10.1016/0304-405X(76)90026-X
- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193–228. doi:10.2307/2491047
- Khanh, H. T. M., & Nguyen, V. K. (2018). Audit Quality, Firm Characteristics and Real Earnings Management:

- The Case of Listed Vietnamese Firms. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 8(4), 243.
- Klein, A. (2002). Audit committee, board of director characteristics, and earnings management. *Journal of Accounting and Economics*, 33(3), 375–400. doi:10.1016/S0165-4101(02)00059-9
- Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163–197. doi:10.1016/j.jacceco.2004.11.002
- Lin, J. W., & Hwang, M. I. (2010). Audit quality, corporate governance, and earnings management: A meta-analysis. *International Journal of Auditing*, 14(1), 57–77. doi:10.1111/j.1099-1123.2009.00403.x
- Lipsey, M. W., & Wilson, D. B. (2001). *Practical meta-analysis*: SAGE Publications, Inc.
- Ngô Hoàng Điệp. (2019). Các nhân tố tác động đến hành vi quản trị lợi nhuận của người quản lý tại các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. (Luận án Tiến sĩ Kinh tế, Trường Đại học Kinh tế thành phố Hồ Chí Minh).
- Nguyễn Hà Linh. (2017). Nghiên cứu các nhân tố tác động đến hành vi điều chỉnh lợi nhuận tại các công ty phi tài chính niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. (Luận án Tiến sĩ Kinh tế, Trường Đại học Kinh tế quốc dân).
- Nguyễn Văn Tuấn. (2014). *Phân tích dữ liệu với R*: Thành phố Hồ Chí Minh: Nhà xuất bản Tổng Hợp Thành phố Hồ Chí Minh.
- Phạm Nguyễn Đình Tuấn, Hồ Thị Thúy Hằng, Lê Thị Thu Ngân, & Mai Như Phương. (2019a). Nghiên cứu các nhân tố tác động đến hành vi quản trị lợi nhuận của các công ty đại chúng chưa niêm yết tại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế Đối ngoại*, 120, 99–116.
- Phạm Nguyễn Đình Tuấn, Trần Thị Bích Duyên, & Trần Xuân Quân. (2019b). Nghiên cứu ảnh hưởng của đặc điểm hội đồng quản trị và cơ cấu sở hữu đến quản trị lợi nhuận tại các doanh nghiệp Việt Nam. *Tạp chí Khoa học xã hội miền Trung*, 62(6), 15–31.
- Phạm Thị Bích Vân. (2017). Quản trị lợi nhuận khi phát hành thêm cổ phiếu của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. (Luận án Tiến sĩ Kế toán, Trường Đại học Đà Nẵng).
- Ratnawati, V., Abdul-Hamid, M. A., & Popoola, O. M. J. (2016). The Influence of Agency Conflict Types I and II on Earnings Management. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 6(4S), 126–132.
- Rosenthal, R., & Rubin, D. B. (1986). Meta-analytic procedures for combining studies with multiple effect sizes. *Psychological bulletin*, 99(3), 400–406. doi:10.1037/0033-2909.99.3.400
- Roychowdhury, S. (2006). Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics*, 42(3), 335–370. doi:10.1016/j.jacceco.2006.01.002
- Sánchez-Ballesta, J. P., & García-Meca, E. (2007). A meta-analytic vision of the effect of ownership structure on firm performance. *Corporate governance: An international review*, 15(5), 879–892. doi:10.1111/j.1467-8683.2007.00604.x
- Teoh, S. H., Welch, I., & Wong, T. J. (1998a). Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings. *The Journal of Finance*, 53(6), 1935–1974. doi:10.1111/0022-1082.00079
- Teoh, S. H., Welch, I., & Wong, T. J. (1998b). Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics*, 50(1), 63–99. doi:10.1016/S0304-405X(98)00032-4
- Trần Thị Giang Tân, & Đinh Ngọc Tú. (2017). Ảnh hưởng của sự hiện diện nữ giới trong ban lãnh đạo đến hành vi điều chỉnh lợi nhuận - Nghiên cứu thực nghiệm tại các công ty niêm yết trên sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh. *Tạp chí Khoa học Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh*, 57(6), 26–37.
- Watts, R. L., & Zimmerman, J. L. (1986). *Positive accounting theory*. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-hall.
- Xu, R. Z., Taylor, G. K., & Dugan, M. T. (2007). Review of real earnings management literature. *Journal of Accounting Literature*, 26, 195–228.