



Quản trị lợi nhuận và nợ: Bằng chứng từ các công ty niêm yết ở Việt Nam

NGUYỄN CÔNG PHƯƠNG^{a,*}, PHẠM NGUYỄN ĐÌNH TUẤN^b

^a Khoa Kế toán - Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng

^b Khoa Kinh tế và Kế toán - Trường Đại học Quy Nhơn

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 3/12/2019 Ngày nhận lại: 11/02/2020 Duyệt đăng: 27/02/2020 Mã phân loại JEL: M41 Từ khóa: Quản trị lợi nhuận; Nợ; Ước lượng mô men tổng quát; Ảnh hưởng ngắn hạn; Ảnh hưởng dài hạn. Keywords: Earnings management; Debt; Generalized method of moments;	Nghiên cứu này sử dụng kỹ thuật ước lượng D-GMM với dữ liệu bảng không cân bằng từ 1.349 công ty trên sàn giao dịch chứng khoán tại Việt Nam với 10.130 quan sát trong giai đoạn 2010–2018. Mục tiêu của nghiên cứu là nhằm kiểm chứng mối liên hệ giữa nợ và quản trị lợi nhuận trong bối cảnh Việt Nam, đặc biệt đánh giá giới hạn nợ và nguồn nợ đến quản trị lợi nhuận. Kết quả nghiên cứu cho thấy lợi nhuận được người quản lý điều chỉnh tăng khi công ty có nợ ngắn hạn lớn hoặc số dư nợ tăng so với năm trước; ngược lại, lợi nhuận được điều chỉnh giảm khi công ty có nợ dài hạn cao. Ngoài ra, nợ ngân hàng không còn vai trò giám sát như kỳ vọng, người quản trị có xu hướng điều chỉnh tăng lợi nhuận với mức độ cao trong trường hợp dư nợ lớn và tăng so với năm trước. Cuối cùng, kết quả nghiên cứu cũng cho thấy ảnh hưởng từ nợ đến quản trị lợi nhuận mang tính dài hạn, theo đó, mức độ người quản lý thực hiện quản trị lợi nhuận tăng dưới áp lực từ nợ. Abstract The article employs the D-GMM estimator on a sample of 1,349 companies listed on the Vietnamese stock exchange during the period 2010–2018 forming into 10,130 observations. The article aims to examine the relationship between debt and earnings management in Vietnam, especially, the authors also explore the influence of debt maturity and debt sources (banks and bonds) on accrual-based earnings management. The research results show that managers make

* Tác giả liên hệ.

Email: phuong.nc@due.edu.vn (Nguyễn Công Phương), phamnguyendinhluan@qnu.edu.vn (Phạm Nguyễn Đình Tuấn).

Trích dẫn bài viết: Nguyễn Công Phương, & Phạm Nguyễn Đình Tuấn. (2019). Quản trị lợi nhuận và nợ: Bằng chứng từ các công ty niêm yết ở Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 30(11), 31–50.

Short-run effects; Long-run effects.	adjustments to increase earnings as the companies have a large short-term debt or debt balance increased over the previous year. On the contrary, earnings are adjusted to decrease as the companies have high long-term debt. In addition, the bank debt is no longer plays as a supervisory role as expected and managers tend to adjust the increase of earnings with a high level in case of large outstanding debt and increase over the previous year. Finally, the results show that the impact of debt on earnings management in long-term, whereby the level of earnings management is high under pressure of debt.
---	--

1. Đặt vấn đề

Quản trị lợi nhuận (Earnings Management) xảy ra khi nhà quản lý sử dụng xét đoán trong khi lập và trình bày báo cáo tài chính hoặc thay đổi cấu trúc hoạt động của doanh nghiệp nhằm làm cho các đối tượng sử dụng thông tin trên báo cáo tài chính hiểu sai về hiệu quả kinh doanh của công ty hoặc tác động đến các hợp đồng mà có sự cam kết dựa trên chỉ tiêu lợi nhuận kế toán (Healy & Wahlen, 1999, tr. 368). Nghiên cứu về quản trị lợi nhuận thường đặt trong bối cảnh động cơ thực hiện quản trị lợi nhuận của người quản lý. Tùy theo mục tiêu cụ thể, người quản lý có thể tiến hành điều chỉnh lợi nhuận tăng hoặc giảm so với lợi nhuận thực tế của công ty. Một trong những động cơ quản trị lợi nhuận là tránh vi phạm hợp đồng nợ. Giả thuyết về hợp đồng nợ và quản trị lợi nhuận (Debt Covenant Hypothesis) là một trong ba giả thuyết cơ bản được đặt ra trong lý thuyết kế toán chứng thực (Positive Accounting Theory) của Watts và Zimmerman (1986). Theo đó, ở các công ty có đòn bẩy tài chính lớn, người quản lý thực hiện quản trị lợi nhuận nhằm tránh vi phạm hợp đồng nợ. Việc chủ nợ giám sát hành động quản trị lợi nhuận trong trường hợp này phụ thuộc vào vấn đề đại diện và mất cân đối thông tin.

Trên cơ sở giả thuyết hợp đồng nợ và quản trị lợi nhuận, nhiều nghiên cứu đã kiểm chứng mối liên hệ này nhưng cho kết quả chưa có sự đồng thuận. Thứ nhất, một số nghiên cứu cho thấy có mối liên hệ nghịch chiều giữa nợ và quản trị lợi nhuận (Chung và cộng sự, 2005; Lee và cộng sự, 2007; Rodríguez-Pérez & van Hemmen, 2010; Zhong và cộng sự, 2007). Kết quả này gợi ý rằng các công ty có đòn bẩy tài chính lớn đối diện với sự kiểm soát từ chủ nợ, và từ đó, người quản lý gặp khó khăn trong việc thực hiện hành vi cơ hội để quản trị lợi nhuận. Thứ hai, chỉ một số ít các nghiên cứu đánh giá mối liên hệ giữa kỳ hạn nợ với quản trị lợi nhuận, như nghiên cứu của Fung và Goodwin (2013) với nợ ngắn hạn, nghiên cứu của Lazzem và Jilani (2018) với nợ dài hạn đều cho thấy dường như cơ chế giám sát của chủ nợ đối với hành vi quản trị lợi nhuận của công ty chưa đủ mạnh để hạn chế người quản lý thực hiện quản trị lợi nhuận. Thứ ba, một số nghiên cứu cho thấy tồn tại mối liên hệ giữa thời điểm khó khăn tài chính, đàm phán cơ cấu lại thời hạn trả nợ với quản trị lợi nhuận. Một mặt, khả năng nợ tăng thêm của công ty tạo ra động cơ cho người quản lý thực hiện quản trị lợi nhuận theo hướng tăng lợi nhuận. Mặt khác, các công ty có nợ cao, người quản lý công ty thực hiện giảm lợi nhuận nhằm đạt được sự nhượng bộ khi đàm phán cơ cấu lại thời hạn trả nợ (Anagnostopoulou & Tsekrekos, 2017; DeAngelo và cộng sự, 1994; Jaggi & Lee, 2002; Saleh & Ahmed, 2005). Nghiên cứu của Thanh và cộng sự (2019) ở Việt Nam cho thấy chiều hướng ảnh hưởng của nợ đến quản trị lợi nhuận phụ thuộc vào chính sách nợ của công ty.

Các nghiên cứu kể trên đã có những đóng góp nhất định trong việc đánh giá ảnh hưởng của đòn bẩy tài chính hay nợ đến quản trị lợi nhuận, tuy nhiên chưa xem xét một số trường hợp và bối cảnh đặc thù trong việc đánh giá mối liên hệ giữa nợ và quản trị lợi nhuận. Thứ nhất, hầu hết các nghiên cứu như: Anagnostopoulou và Tsekrekos (2017), Thanh và cộng sự (2019)... đều đánh giá ảnh hưởng dựa vào tổng nợ phải trả, chưa xem xét chi tiết cơ cấu nợ (theo kỳ hạn nợ, theo loại chủ nợ). Việc chỉ dựa vào tổng nợ phải trả chưa thể hiện được vai trò, đặc điểm và tính chất của từng khoản nợ khác nhau có ảnh hưởng như thế nào đến quản trị lợi nhuận. Các khoản nợ dài hạn thường có giá trị lớn và thời gian trả nợ lâu, dẫn đến rủi ro lớn hơn cho chủ nợ. Điều này đặt ra áp lực trong việc giám sát hành vi quản trị lợi nhuận nhằm đảm bảo an toàn từ chủ nợ. Ngược lại, nợ ngắn hạn thường mang tính liên tục với giá trị thấp, phát sinh thường xuyên trong quá trình hoạt động sản xuất kinh doanh, thủ tục vay và nhận nợ ngắn hạn thường đơn giản, dẫn đến người quản lý có thể lợi dụng thực hiện quản trị lợi nhuận. Ngoài ra, các đối tượng chủ nợ khác nhau (nợ ngân hàng, nợ trái phiếu) có mức độ áp lực, khả năng giám sát khác nhau đối với hành động quản trị lợi nhuận của công ty (Rodríguez-Pérez & van Hemmen, 2010), như vay nợ ngân hàng ít chịu áp lực giám sát hơn vay nợ trái phiếu. Thứ hai, phần lớn các nghiên cứu trước đây được thực hiện ở các nước phát triển nói chung và ở các nước có thị trường tài chính phát triển như: Mỹ (Fung & Goodwin, 2013), Pháp (Lazzem & Jilani, 2018)... Ở các nước này, hợp đồng nợ với các ràng buộc về các điều khoản vi phạm hợp đồng nợ là hiện hữu, từ đó, động cơ quản trị lợi nhuận nhằm tránh vi phạm các điều khoản của hợp đồng nợ là cao. Việt Nam có thị trường tài chính nhỏ, việc tài trợ vốn cho công ty chủ yếu qua kênh ngân hàng. Từ đó, vấn đề ràng buộc trong hợp đồng vay nợ có nhiều khác biệt so với tài trợ nợ thông qua thị trường chứng khoán. Ở những nước mà tài trợ vốn cho công ty chủ yếu thông qua kênh ngân hàng thì ràng buộc/áp lực nợ có khác biệt so với các nước được tài trợ thông qua thị trường chứng khoán (Rodríguez-Pérez & van Hemmen, 2010). Thứ ba, phần lớn các nghiên cứu trên thế giới về quản trị lợi nhuận và nợ, cùng một vài nghiên cứu có liên quan một phần ở Việt Nam sử dụng mô hình hồi quy bình phương nhỏ nhất (Ordinary Least Squares - OLS) hoặc mô hình hồi quy tuyến tính áp dụng cho dữ liệu bảng tĩnh (Ảnh hưởng cố định - Fixed Effects Model – FEM; ảnh hưởng ngẫu nhiên - Random Effects Model – REM) như: Anagnostopoulou và Tsekrekos (2017), Fung và Goodwin (2013), Lazzem và Jilani (2018), Nguyễn Hà Linh (2017), Thanh và cộng sự (2019). Các phương pháp này thường không khắc phục được hiện tượng phương sai sai số thay đổi (Heteroscedasticity) và tồn tại vấn đề liên quan đến biến nội sinh (Endogenous Variable) trong mô hình nghiên cứu. Từ đó, nghiên cứu này có đóng góp nhất định về đánh giá ảnh hưởng của kỳ hạn nợ, nguồn nợ, gồm ảnh hưởng cả trong ngắn hạn và dài hạn. Về mặt phương pháp, nghiên cứu này có đóng góp nhất định thông qua sử dụng phương pháp ước lượng mô men tổng quát (General Method of Moments – GMM) nhằm khắc phục những hạn chế của phương pháp OLS, FEM, REM. Ngoài ra, việc xây dựng mô hình dữ liệu bảng động (Dynamic Panel Data) mang lại đóng góp quan trọng khi đồng thời xác định hệ số ảnh hưởng ngắn hạn (Short-Run Effects) và ảnh hưởng dài hạn (Long-Run Effects) từ cơ cấu nợ đến quản trị lợi nhuận trong giả định các điều kiện khác không thay đổi.

Phần còn lại của nghiên cứu được bố cục như sau: Nội dung thứ hai trình bày tổng quan các nghiên cứu có liên quan và phát triển giả thuyết nghiên cứu; phương pháp nghiên cứu được trình bày ở nội dung thứ ba; nội dung thứ tư trình bày kết quả nghiên cứu; và cuối cùng là kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu, bối cảnh Việt Nam và giả thuyết

Quản trị lợi nhuận nhằm đối phó với vi phạm hợp đồng nợ được đặt ra trong lý thuyết kế toán chứng thực và chủ yếu xem xét ở các nước phát triển nói chung, đặc biệt ở các nước kinh tế thị trường tự do với thị trường tài chính phát triển cao (như: Anh, Mỹ) (Watts & Zimmerman, 1986). Lý thuyết kế toán chứng thực của Watts và Zimmerman (1986) đã đặt ra giả thuyết hợp đồng nợ nhằm lý giải động cơ của người quản lý thực hiện quản trị lợi nhuận nhằm tránh vi phạm các quy định trong hợp đồng. Trong mối quan hệ giữa chủ nợ và người quản lý, cả hai bên đều muốn tối đa hóa lợi ích của mình. Chủ nợ mong muốn thu hồi đủ nợ gốc và lãi vay đúng hạn. Ngược lại, người quản lý lại có xu hướng kéo dài thời hạn vay hay lãi suất thấp... Đồng thời, người quản lý còn có thể đưa ra các quyết định kinh doanh mạo hiểm mang lại rủi ro cho chủ nợ. Điều này dẫn đến hợp đồng nợ thường được sử dụng như một công cụ để bảo vệ quyền lợi của họ đối với công ty, theo đó, chủ nợ có thể đưa ra các điều khoản ràng buộc như: Đảm bảo khả năng thanh toán cả trong ngắn hạn và dài hạn, duy trì tỷ trọng nợ vay so với vốn chủ sở hữu hoặc mức lợi nhuận tối thiểu nhằm giảm thiểu rủi ro thanh toán nợ của công ty. Đứng trước các ràng buộc nợ, những công ty có tỷ lệ nợ vượt quá ràng buộc trong hợp đồng nợ sẽ tìm cách thực hiện quản trị lợi nhuận theo hướng điều chỉnh tăng lợi nhuận nhằm tránh vi phạm hợp đồng nợ và từ đó tránh hình phạt từ chủ nợ cũng như hạn chế chi phí nợ cho các khoản nợ tăng thêm trong tương lai (Watts & Zimmerman, 1990). Giả thuyết về mối liên hệ giữa nợ và quản trị lợi nhuận được nhiều nghiên cứu kiểm chứng ở các thị trường phát triển như: Franz và cộng sự (2014), Jaggi và Lee (2002), Jha (2013), Sweeney (1994).

Trong bối cảnh tái cấu trúc nợ, người quản lý sẽ lựa chọn thực hiện quản trị lợi nhuận tăng hoặc giảm, tùy thuộc vào mục tiêu của chính sách tái cơ cấu thời gian trả nợ. Quản trị tăng lợi nhuận có thể giúp người quản lý tạo niềm tin ở chủ nợ và có được những lợi ích trong việc thương lượng các điều khoản từ hợp đồng nợ (Anagnostopoulou & Tsekrekos, 2017; Nguyễn Hà Linh, 2017). Ngược lại, duy trì lợi nhuận ở mức thấp có thể giúp cơ cấu lại thời gian trả nợ (Rodríguez-Pérez & van Hemmen, 2010). Độ lớn lợi nhuận được điều chỉnh dường như cho thấy vai trò của nợ trong việc hạn chế quản trị lợi nhuận. Dưới góc độ này, chủ nợ thường có xu hướng cảnh giác và tăng cường giám sát đối với các công ty có sử dụng đòn bẩy cao. Dù vậy, nghiên cứu của Fung và Goodwin (2013) với nợ ngắn hạn, Lazzem và Jilani (2018) với nợ dài hạn đều cho thấy dường như cơ chế giám sát này chưa đủ để hạn chế người quản lý thực hiện quản trị lợi nhuận. Mặt khác, chủ nợ là ngân hàng thì khả năng giám sát cao đối với hành vi quản trị lợi nhuận của công ty do họ có mối quan hệ chặt chẽ với công ty (Blackwell & Kidwell, 1988; Diamond, 1991; Fama, 1985; Houston & James, 1996). Nghiên cứu của García-Teruel và cộng sự (2014) cho thấy các công ty nợ ngân hàng càng lớn thì quản trị lợi nhuận càng giảm; hay nói cách khác, nợ ngân hàng có vai trò giám sát cao hành vi quản trị lợi nhuận của công ty.

Không như ở các nước có thị trường chứng khoán phát triển, thị trường chứng khoán Việt Nam vẫn còn non trẻ. Cung ứng vốn cho nền kinh tế thông qua thị trường chứng khoán đạt tỷ lệ thấp, từ 22% năm 2012 đến 35% năm 2017, trong khi đó, vốn từ ngân hàng chiếm tỷ lệ từ 78% năm 2012 và giảm dần còn 65% năm 2017¹. Thực tế này cho thấy các công ty chủ yếu vay từ ngân hàng hơn là vay nợ thông qua thị trường chứng khoán bằng cách phát hành trái phiếu công ty. Vay nợ ngân hàng cũng

¹ Nguồn: Ủy ban Giám sát Tài chính Quốc gia, trích trong nghiên cứu của Trần Hoàng Ngân và Dương Tấn Khoa (2019).

chịu ràng buộc ít nhiều về hợp đồng nợ vay như: Thanh toán chậm, tạo ra nợ xấu, cơ cấu thời hạn trả nợ. Không như vay vốn thông qua phát hành trái phiếu ở các nước có thị trường vốn phát triển cao, vay vốn ngân hàng ở Việt Nam không chịu sự ràng buộc về duy trì các chỉ tiêu tài chính (tỷ suất nợ, mức chi trả cổ tức...) của bên đi vay trong thời gian vay vốn. Tham khảo điều kiện vay vốn của các ngân hàng thương mại cho thấy vấn đề ràng buộc tài chính đối với bên đi vay liên quan đến động cơ quản trị lợi nhuận gồm: (1) Đàm phán cơ cấu lại thời gian trả nợ, (2) cung cấp thông tin thu nhập của bên đi vay. Nếu bên đi vay không thành công trong việc đàm phán cơ cấu thời gian trả nợ, họ có thể chịu lãi suất vay bằng 150% lãi suất thông thường của khoản vay tương ứng. Mặt khác, nếu tình hình thu nhập của bên đi vay không tốt, ngân hàng sẽ gia tăng các giải pháp đối với bên đi vay nhằm giảm thiểu rủi ro thu hồi nợ. Từ đó, ràng buộc này có thể là động cơ thực hiện quản trị lợi nhuận khi công ty đi vay rơi vào tình huống đàm phán cơ cấu nợ và thu nhập giảm sút. Từ đó, phù hợp với giả thuyết hợp đồng nợ, những ràng buộc nợ vay ở Việt Nam có thể tạo ra áp lực đối với người quản lý trong việc thực hiện quản trị lợi nhuận nhằm tránh vi phạm hợp đồng nợ. Lập luận này chưa được kiểm chứng ở Việt Nam.

Nghiên cứu này nhằm kiểm định lại giả thuyết hợp đồng nợ liên quan đến quản trị lợi nhuận của các công ty niêm yết trong bối cảnh Việt Nam, theo đó, ràng buộc nợ vay ít nhiều khác biệt so với các nước có tài trợ vốn chủ yếu thông qua thị trường chứng khoán. Giả thuyết nghiên cứu liên quan đến mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và quản trị lợi nhuận là công ty có đòn bẩy tài chính càng cao càng có xu hướng điều chỉnh tăng lợi nhuận. Mặt khác, khác với các nghiên cứu trước đây, nghiên cứu này thực hiện kiểm chứng giả thuyết về hợp đồng nợ theo hướng tách biệt ảnh hưởng của nợ ngắn hạn, nợ dài hạn và theo từng loại chủ nợ (bao gồm nợ ngân hàng và trái phiếu) đến hành động quản trị lợi nhuận của người quản lý.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu của Kang và Sivaramakrishnan (1995) cho thấy hành vi quản trị lợi nhuận trong hiện tại chịu ảnh hưởng bởi hành vi này trong quá khứ. Dưới góc độ nghiên cứu về quản trị lợi nhuận dựa vào cơ sở dồn tích, việc điều chỉnh chỉ tiêu lợi nhuận kế toán thực chất là sự dịch chuyển lợi nhuận giữa các kỳ, theo công thức (1). Do đó, các mô hình sử dụng trong nghiên cứu này bổ sung biến trễ của biến phụ thuộc vào các biến giải thích của mô hình.

$$EM_{it} = \alpha + \theta EM_{it-1} + \gamma_{it} \quad (1)$$

Trong đó,

i: Công ty;

t: Năm quan sát;

EM: Hành vi quản trị lợi nhuận;

α : Hệ số chặn trong mô hình; và

θ : Hệ số từ biến trễ EM kỳ trước;

Đối với mục tiêu nghiên cứu đầu tiên, mô hình (M1) được xây dựng để đánh giá ảnh hưởng của kỳ hạn nợ, gồm các nợ ngắn hạn (Sdebt), nợ dài hạn (Ldebt) và sự thay đổi tỷ lệ nợ so với cùng kỳ (ISdebt và ILdebt). Mô hình (M1) được trình bày như sau:

$$EM_{it} = \alpha + \theta EM_{it-1} + \beta_1 Sdebt_{it} + \beta_2 Ldebt_{it} + \beta_3 LDebt_{it} + \beta_4 ILDebt_{it} + \beta_5 Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (M1)$$

Để đánh giá vai trò giám sát hành vi quản trị lợi nhuận từ chủ nợ ngân hàng và chủ nợ trái phiếu, mô hình (M2) được xây dựng với biến giải thích gồm nợ vay ngân hàng (Loan), nợ trái phiếu (Bond) được thu thập từ thuyết minh báo cáo tài chính và sự thay đổi tỷ lệ nợ so với cùng kỳ (lần lượt và ILoan và IBond).

$$EM_{it} = \alpha + \theta EM_{it-1} + \beta_1 Loan_{it} + \beta_2 ILoan_{it} + \beta_3 Bond_{it} + \beta_4 IBond_{it} + \beta_5 Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (M2)$$

Trong đó,

i: Công ty;

t: Năm quan sát;

EM: Hành vi quản trị lợi nhuận;

Sdebt: Nợ ngắn hạn;

Ldebt: Nợ dài hạn;

Loan: Nợ vay ngân hàng; và

Bond: Nợ trái phiếu; các biến về nợ được chia cho tổng tài sản đầu kỳ.

Nhóm các biến giả ISdebt, ILdebt, ILoan, IBond lần lượt nhận giá trị 1 nếu tỷ lệ nợ tương ứng kỳ này lớn hơn so với kỳ trước, và nhận giá trị 0 nếu giảm xuống hoặc giữ nguyên.

α : Hệ số chặn trong mô hình;

θ : Hệ số từ biến trễ EM kỳ trước; và

$\beta_1 \dots \beta_5$: Hệ số từ các biến độc lập trong mô hình.

Các biến kiểm soát gồm ROA: Tỷ suất sinh lời trên tài sản, và Size: Giá trị logarit tổng tài sản.

3.2. Vấn đề nội sinh trong mô hình nghiên cứu

Vấn đề nội sinh trong mô hình được coi là một trong những vi phạm nghiêm trọng các giả định của mô hình hồi quy và nó gây ra các thiên lệch trong kết quả. Theo đó, vấn đề nội sinh có thể xuất phát từ mối quan hệ kinh tế tạo ra các phương trình đồng thời giữa biến phụ thuộc và biến độc lập, thiếu biến giải thích trong mô hình hoặc sai lệch trong đo lường, lựa chọn biến. Với mô hình nghiên cứu (M1) và (M2) đã xây dựng ở trên, vấn đề nội sinh xuất phát từ tương quan giữa phần dư ε_{it} đến biến độc lập EM_{it-1} . Vì EM_{it} là một hàm của ε_{it} nên EM_{it-1} cũng là một hàm của ε_{it} . Do đó, điều này làm các ước lượng OLS bị thiên lệch và không hiệu quả.

Để giải quyết vấn đề nội sinh đối với dữ liệu bảng động, phương pháp GMM được đề xuất bởi Hansen (1982). Việc sử dụng ước lượng GMM sẽ cho phép khắc phục cả vi phạm tự tương quan, phương sai thay đổi và biến nội sinh nên kết quả ước lượng lúc này sẽ không chệch, vững và hiệu quả nhất - đặc biệt khi chuỗi thời gian nghiên cứu (T) nhỏ hơn nhiều lần so với số quan sát cho mỗi đơn

vị thời gian (N) (Roodman, 2009). Phương pháp GMM có hai dạng ước lượng thay thế lẫn nhau là ước lượng GMM sai phân (Difference-Generalized Method of Moments – D-GMM) và GMM hệ thống (System-Generalized Method of Moments – S-GMM). Trong đó, ước lượng D-GMM của Arellano và Bond (1991) phù hợp khi quy mô cỡ mẫu nhỏ, và ngược lại nên lựa chọn ước lượng S-GMM của Arellano và Bover (1995), Blundell và Bond (1998). Ngoài ra, có thể lựa chọn dựa vào hệ số của biến trễ phụ thuộc EM_{it-1} trong ước lượng D-GMM, nếu hệ số này nằm gần hệ số từ ước lượng Pooled-OLS tương ứng thì lựa chọn D-GMM là phù hợp, và ngược lại nếu gần sát hoặc dưới ước lượng Within-Groups cho thấy dấu hiệu chệch xuống thì lựa chọn S-GMM là hiệu quả hơn (Bond, 2002).

Đối với kết quả ước lượng từ GMM cần phải thực hiện kiểm định Arellano-Bond và Hansen. Ước lượng GMM giả định rằng không có sự tự tương quan bậc 2 của phần dư. Vì vậy, nhóm tác giả cần thực hiện kiểm tra tự tương quan trong thành phần sai số qua kiểm định Arellano-Bond được đề xuất trong nghiên cứu của Arellano và Bond (1991). Theo đó, ước lượng GMM yêu cầu có sự tự tương quan bậc 1 - AR(1) và không có sự tự tương quan bậc 2 - AR(2) của phần dư. Giả thuyết không là không có sự tự tương quan bậc 1 hoặc bậc 2 của phần dư. Như vậy, nhóm tác giả cần bác bỏ giả thuyết không ở kiểm định AR(1) nhưng lại muốn chấp nhận giả thuyết H_0 ở kiểm định AR(2). Kiểm định Sargan/Hansen nhằm xác định tính phù hợp của các biến công cụ trong mô hình GMM. Đây là kiểm định rằng buộc quá mức (Over-Identifying Restrictions) của mô hình với Giả thuyết H_0 là biến công cụ là ngoại sinh, nghĩa là không tương quan với sai số của mô hình. Theo đó, nhóm tác giả mong muốn chấp nhận giả thuyết H_0 với p-value tối thiểu lớn hơn hoặc bằng 0,25 (đề cập trong nghiên cứu của Roodman (2009)).

Để ước lượng kết quả hồi quy trong phần mềm Stata 14.2, câu lệnh “xtabond2” (Roodman, 2009) sẽ được sử dụng. Mặc định của câu lệnh sẽ cho kết quả ước lượng theo S-GMM, và tùy chọn “nolevel” sẽ cho kết quả ước lượng D-GMM. Việc lựa chọn ước lượng hai bước với tùy chọn “twostep” hiệu quả hơn so với ước lượng một bước trong việc khắc phục phương sai thay đổi và tự tương quan.

3.3. Ảnh hưởng ngắn hạn và dài hạn trong mô hình nghiên cứu

Trong mô hình dữ liệu bảng động với sự kết hợp giữa dữ liệu chéo (Cross-Sectional) và chuỗi thời gian (Time Series) cho phép nghiên cứu xác định được ảnh hưởng ngắn hạn và dài hạn từ cơ cấu nợ lên quản trị lợi nhuận.

Ảnh hưởng ngắn hạn thể hiện mối quan hệ giữa cơ cấu nợ và hành vi quản trị lợi nhuận trong cùng thời gian (t) thu được từ ước lượng các hệ số β trong mô hình (M1) và (M2). Kết quả này thường được phân tích bởi các nghiên cứu sử dụng dữ liệu chéo hoặc dữ liệu bảng tĩnh (Static Panel Data) trong hầu hết các nghiên cứu trước đây về quản trị lợi nhuận nói chung và trong mối quan hệ với cơ cấu nợ nói riêng như: Anagnostopoulou và Tsekrekos (2017), Fung và Goodwin (2013), Lazzem và Jilani (2018), Nguyễn Hà Linh (2017).

Với sự kết hợp chuỗi thời gian (từ năm 2010 đến năm 2018) trong dữ liệu, cơ cấu nợ ở thời điểm (t) đồng thời còn có ảnh hưởng đến hành vi quản trị lợi nhuận ở (t+1). Kết hợp với sự xuất hiện của biến trễ EM_{it-1} trong mô hình nghiên cứu, ảnh hưởng của cơ cấu nợ sẽ tác động lên hành vi quản trị lợi nhuận ở các năm tiếp theo như (t+2), (t+3)... Tổng hợp ảnh hưởng này được gọi là ảnh hưởng dài hạn từ cơ cấu nợ lên hành vi quản trị lợi nhuận và được tính bằng công thức (2) như sau (Papke và Wooldridge, 2005):

$$long - run effects = \frac{\beta}{1 - \theta} \quad (2)$$

Trong đó,

β : Hệ số thu được từ ước lượng GMM lần lượt cho các biến độc lập trong mô hình (M1) và (M2);

θ : Hệ số của biến trễ L.DA thu được từ ước lượng GMM trong mô hình (M1) và mô hình (M2).

3.4. Dữ liệu

Tổng thể dữ liệu được thu thập từ danh sách các công ty trên sàn giao dịch chứng khoán tại Việt Nam từ hệ thống dữ liệu FiinPro². Nghiên cứu loại trừ các công ty hoạt động trong lĩnh vực tài chính, ngân hàng và các công ty không đủ dữ liệu để tính toán giá trị các biến trong mô hình tương ứng từ 3 năm trở lên. Cuối cùng, dữ liệu được xây dựng thành bộ mẫu nghiên cứu từ 1.349 công ty trên sàn giao dịch chứng khoán tại Việt Nam với 10.130 quan sát từ năm 2010 đến năm 2018, trong đó, phân bổ ngành theo chuẩn ICB (Industry Classification Benchmark) lần lượt là: Công nghiệp 46,47%, Công nghệ thông tin 2,47%, dược phẩm và y tế 4,13%, dịch vụ tiêu dùng 8,49%, hàng tiêu dùng 17,31%, nguyên vật liệu 12,82%, tiện ích cộng đồng 8,31%.

Bảng 1.

Số lượng quan sát theo ngành

Ngành	Năm 2010	Năm 2011	Năm 2012	Năm 2013	Năm 2014	Năm 2015	Năm 2016	Năm 2017	Năm 2018	Tổng
Công nghiệp	409	450	486	494	515	562	606	601	584	4.707
Công nghệ Thông tin	29	28	28	27	27	27	28	28	28	250
Dược phẩm và Y tế	39	42	45	46	48	47	49	51	51	418
Dịch vụ Tiêu dùng	67	73	84	87	94	104	116	118	117	860
Hàng Tiêu dùng	154	158	174	190	199	211	225	223	220	1.754
Nguyên vật liệu	109	117	130	141	152	159	167	163	161	1.299
Tiện ích Cộng đồng	53	60	75	91	93	108	118	121	123	842
Tổng	860	928	1.022	1.076	1.128	1.218	1.309	1.305	1.284	10.130

3.5. Đo lường quản trị lợi nhuận

Quản trị lợi nhuận có thể được đo lường thông qua mô hình nhận diện dựa vào cơ sở dồn tích (Dechow và cộng sự, 1995; Jones, 1991) hoặc thông qua các quyết định kinh tế (Roychowdhury, 2006). Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả lựa chọn đo lường qua biến dồn tích điều chỉnh – DA (Discretionary Accruals). Biến DA là phần dư từ mô hình ước lượng tổng dồn tích TA (Total Accruals) qua các biến độc lập biểu hiện cho mức độ hoạt động bình thường của công ty. Mô hình ước lượng ban đầu của Jones (1991) với dữ liệu chuỗi thời gian (Time-Series Data) thường không

² Nguồn dữ liệu được lấy từ hệ thống dữ liệu FiinPro tại website: <http://fiinpro.com/>

phù hợp cho những nước đang phát triển như Việt Nam. Do đó, nghiên cứu này thực hiện đo lường quản trị lợi nhuận với dữ liệu chéo (Cross-Sectional) theo đề xuất từ DeFond và Jiambalvo (1994) với mô hình của Dechow và cộng sự (1995) cải tiến từ cơ sở của mô hình Jones (1991). Ngoài giá trị DA được tính trực tiếp từ mô hình, nghiên cứu sử dụng giá trị tuyệt đối - |DA| để đánh giá ảnh hưởng từ nợ đến quản trị lợi nhuận.

$$\frac{TA_{it}}{A_{it-1}} = \alpha + \beta_1 \left(\frac{1}{A_{it-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}}{A_{it-1}} \right) + \beta_3 \left(\frac{PPE_{it}}{A_{it-1}} \right) + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Trong đó,

i: Công ty i;

t: Năm quan sát;

$\alpha, \beta_1, \beta_2, \beta_3$: Hệ số được ước lượng từ các công ty cùng ngành;

TA: Tổng dồn tích = Lợi nhuận sau thuế thu nhập doanh nghiệp – Dòng tiền từ hoạt động kinh doanh (từ đề xuất của Hribar và Collins (2002) về lựa chọn cách tính biến TA);

ΔREV : Chênh lệch về doanh thu thuần;

ΔREC : Chênh lệch về nợ phải thu thuần từ khách hàng;

PPE: Nguyên giá tài sản cố định hữu hình;

A: Tổng tài sản; và

ε : Giá trị lợi nhuận thay đổi theo quyết định nhà quản lý – là biến DA cần tìm.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Thống kê mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu được trình bày ở Bảng 2. Trong tổng số quan sát của mẫu nghiên cứu, mô hình Dechow và cộng sự (1995) đo lường được có 5.001 quan sát có giá trị DA > 0 với mức lợi nhuận được điều chỉnh tăng trung bình là 10,08% tổng tài sản. Ở chiều ngược lại, có 5.129 quan sát trong mẫu có lợi nhuận được điều chỉnh giảm với giá trị trung bình đạt 9,9% tổng tài sản. Như vậy, với chiều hướng điều chỉnh lợi nhuận tương đương nhau ở hai nhóm cho thấy quản trị lợi nhuận dựa vào cơ sở dồn tích thực chất là sự chuyển dịch lợi nhuận. Do đó, người quản lý mong muốn điều chỉnh tăng lợi nhuận trong kỳ thì phải thực hiện dự trữ lợi nhuận trước đó hoặc dịch chuyển lợi nhuận từ tương lai.

Bảng 2.

Thống kê mô tả các biến trong mô hình

Biến	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	25 th	Trung vị	75 th	Lớn nhất
DA	10.130	-0,0004	0,1438	-0,8311	-0,0688	-0,0016	0,0658	0,8279
DA	10.130	0,0999	0,1035	0,0000	0,0299	0,0674	0,1315	0,8311
DA > 0	5.001	0,1008	0,1062	0,0000	0,0301	0,0675	0,1317	0,8279
DA < 0	5.129	-0,0990	0,1007	-0,8311	-0,1313	-0,0671	-0,0298	-0,0001

Biến	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	25 th	Trung vị	75 th	Lớn nhất
Sdebt	10.130	0,5690	5,7339	0,0018	0,2329	0,4304	0,6631	557,2227
ISdebt	10.130	0,4566	0,4981	0	0	0	1	1
Ldebt	10.130	0,1374	0,7913	−0,0380	0,0018	0,0339	0,1677	58,7752
ILdebt	10.130	0,3185	0,4659	0	0	0	1	1
Loan	10.130	0,2845	0,9038	−0,6647	0,0374	0,2107	0,4168	59,2908
SLoan	10.130	0,1871	0,3258	0,0000	0,0135	0,1145	0,2804	11,8582
LLoan	10.130	0,0974	0,7729	−0,6647	0,0000	0,0047	0,0935	58,7723
ILoan	10.130	0,3601	0,4801	0	0	0	1	1
Bond	10.130	0,0021	0,0218	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,8870
IBond	10.130	0,0105	0,1018	0	0	0	0	1
ROA	10.130	0,0487	0,1001	−1,6822	0,0101	0,0387	0,0857	0,9521
Sizet	10.130	1.519	5.334	2	148	350	973	96.480

Ghi chú: Biến Size được trình bày theo đơn vị tỷ đồng.

Các biến đại diện về nợ trong doanh nghiệp với hai nhóm được mô tả trong mô hình được trình bày tại Bảng 2. Về cấu trúc nợ trong mẫu nghiên cứu, nợ ngắn hạn là chủ yếu với giá trị trung bình đạt 56,9% tổng tài sản; nợ dài hạn chiếm tỷ lệ thấp hơn trung bình, chỉ đạt 13,74% tổng tài sản. Đặc biệt, khi xem xét giá trị trung vị, tỷ lệ nợ ngắn hạn đạt khoảng 43,04% tổng tài sản, ngược lại, nợ dài hạn chỉ chiếm 3,39% tổng tài sản. Sự chênh lệch hai giá trị trung bình và trung vị cho thấy mức phân bố về nợ không đồng đều giữa các công ty trên sàn giao dịch chứng khoán tại Việt Nam. Theo đó, phần lớn các công ty chủ yếu sử dụng nợ ngắn hạn để tài trợ cho hoạt động sản xuất kinh doanh mang tính thường xuyên, một số ít các công ty lựa chọn nợ dài hạn cho hoạt động đầu tư mang tính dài hạn. Bên cạnh đó, kết quả thống kê cho thấy hơn 45% quan sát có tỷ lệ nợ ngắn hạn tăng hơn so với năm trước, tỷ lệ này ở nợ dài hạn khoảng 32%. Ngoài ra, nợ ngắn hạn cá biệt còn đạt mức 557% trên tổng tài sản cho thấy vai trò quan trọng trong việc tài trợ vốn cho doanh nghiệp trên sàn giao dịch chứng khoán tại Việt Nam.

Với thiết kế các biến về nợ theo từng đối tượng, Bảng 2 cho thấy phần lớn nợ trong doanh nghiệp trên sàn giao dịch chứng khoán tại Việt Nam xuất phát từ các khoản vay, nợ ngân hàng (với giá trị trung bình và trung vị đạt lần lượt 28,45% và 21,07% tổng tài sản). Bên cạnh đó, trong tổng số quan sát, có hơn 36% các trường hợp có nợ vay ngân hàng tăng hơn so với cùng kỳ. Về cơ cấu thời gian trả nợ, tương đồng với tỷ lệ chung, các công ty có nợ ngân hàng chủ yếu là ngắn hạn với giá trị trung bình 18,71% tổng tài sản và nợ ngân hàng dài hạn chỉ chiếm 9,74% tổng tài sản. Như vậy, với kết quả này, các ngân hàng được kỳ vọng sẽ là đối tượng có vai trò quan trọng ảnh hưởng đến hành vi quản trị lợi nhuận của người quản lý.

Bảng 3.

Ma trận tương quan

	DA	DA > 0	DA < 0	Sdebt	ISdebt	Ldebt	ILdebt	Loan	ILoan	Bond	IBond	ROA
DA > 0	0,6***											
DA < 0	0,57***	-0,32***										
Sdebt	0,07***	0,02**	0,06***									
ISdebt	0,05***	0,05***	0,01	0,01								
Ldebt	0,03***	0,03***	0,01	0,14***	0,026***							
ILdebt	0,01	0,02*	0,00	0,00	0,11***	0,07***						
Loan	0,09***	0,08***	0,02	0,18***	0,06***	0,93***	0,05***					
ILoan	0,05***	0,18***	-0,13***	0,01	0,4***	0,04***	0,3***	0,11***				
Bond	0,00	0,02**	-0,03***	0,00	0,01	0,03***	0,04***	0,00	0,00			
IBond	0,00	0,02**	-0,03***	0,00	0,00	0,02**	0,06***	0,01	0,00	0,64***		
ROA	-0,08***	0,17***	-0,27***	-0,03***	-0,03***	-0,04***	-0,02**	-0,13***	-0,09***	-0,01	0,00	
Size	-0,1***	-0,01	-0,11***	0,01	0,01	0,08***	0,07***	0,1***	0,08***	0,13***	0,13***	0,03***

Ghi chú: *, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Bảng 3 trình bày ma trận hệ số tương quan Pearson và mức ý nghĩa cho từng hệ số của các biến trong mô hình nghiên cứu (M1) và (M2). Theo đó, biến |DA| đại diện cho mức độ lợi nhuận được điều chỉnh, có mối quan hệ cùng chiều với hầu hết các biến đại diện cho thời hạn trả nợ hay đối tượng nợ. Kết quả này bước đầu ngụ ý nợ không còn giữ vai trò trong việc kiểm soát hành vi quản trị lợi nhuận. Đối với trường hợp DA > 0 thể hiện hành vi điều chỉnh tăng lợi nhuận của người quản lý, kết quả Bảng 3 cho thấy biến này cùng chiều với tất cả các biến Sdebt, Ldebt, Loan và Bond với mức ý nghĩa từ 5%. Ngược lại, kết quả vẫn cho thấy Sdebt có ảnh hưởng đến hành vi điều chỉnh giảm lợi nhuận của người quản lý với mức ý nghĩa 1%. Như vậy, dưới ảnh hưởng khác nhau từ các yếu tố nợ đến quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích đòi hỏi nghiên cứu thực hiện ước lượng riêng rẽ ảnh hưởng đến từng biến đại diện cho hành vi quản trị lợi nhuận.

4.2. Kết quả kiểm định và ước lượng mô hình

Qua kết quả thống kê mô tả ở Bảng 2, dữ liệu nghiên cứu cho thấy một số quan sát dị biệt. Vì vậy, các quan sát dị biệt ở phân vị thứ 1 và 99 được thay thế từ lệnh “winsor2” trong phần mềm Stata. Để lựa chọn phương pháp ước lượng phù hợp giữa D-GMM và S-GMM, nghiên cứu so sánh hệ số thu được từ ước lượng D-GMM cho biến trễ L.DA trong mô hình (M1) và (M2) với hệ số tương ứng thu được thông qua việc ước lượng Pooled-OLS và within-groups (Bond, 2002). Dựa trên kết quả Bảng 4, hệ số từ ước lượng D-GMM nằm trong khoảng giữa kết quả thu được từ hai phương pháp ước lượng còn lại. Do đó, phương pháp D-GMM là phù hợp với dữ liệu trong nghiên cứu.

Bảng 4.

Lựa chọn phương pháp D-GMM và S-GMM

Kết quả	Mô hình (M1)			Mô hình (M2)		
	Pooled-OLS	D-GMM	within-groups	Pooled-OLS	D-GMM	within-groups
(1)	0,2199	0,127	−0,0126	0,2278	0,128	−0,0137
(2)	0,2074	0,0875	−0,0011	0,2160	0,0960	0,0035
(3)	0,2099	0,0913	0,0011	0,2174	0,0950	0,0053
(4)	0,2021	0,0905	0,0005	0,2143	0,128	−0,0144
(5)	0,2132	0,0832	−0,0091	0,1989	0,0876	0,0036

Kết quả ước lượng D-GMM từ mô hình (M1) được trình bày ở Bảng 5. Đối với yêu cầu về kiểm định tự tương quan, kết quả từ kiểm định AR(1) và AR(2) cho thấy mô hình có tương quan bậc 1 nhưng không có tương quan bậc 2. Kết quả này cho thấy sự lựa chọn biến trễ của DA làm biến giải thích trong mô hình (M1) là phù hợp. Trong mô hình (M1), bên cạnh việc xác định biến trễ L.DA là nội sinh, kết quả ước lượng còn cho thấy Sdebt có dấu hiệu nội sinh. Kiểm định Hansen cho thấy sự phù hợp khi lựa chọn “GMM Style” gồm hai biến trên với giá trị p-value cao (lớn hơn 0,25) và dựa trên đề xuất từ Roodman (2009) thì các biến công cụ trong mô hình là phù hợp. Các kết quả ước lượng với mô hình (M1) được trình bày tại Bảng 5 gồm dữ liệu đầy đủ và trong hai trường hợp $DA > 0$ và $DA < 0$.

Bảng 5.

Kết quả ước lượng mô hình (M1)

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	DA		DA > 0		DA > 0		DA > 0		DA < 0	
	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn
L.DA	0,127*** (6,79)		0,0875*** (2,97)		0,0913*** (3,07)		0,0905*** (3,07)		0,0832*** (3,11)	
Sdebt	0,111*** (4,00)	0,1269*** (3,93)	0,114*** (4,09)	0,1253*** (4,09)	0,0758*** (3,80)	0,0834*** (3,82)	0,103*** (4,86)	0,1127*** (4,78)	−0,0222* (−1,78)	−0,0241* (−1,79)
ISdebt	−0,00130 (−0,33)		−0,00362 (−0,80)		−0,0112* (−1,88)	−0,0123* (−1,88)			0,0140*** (4,22)	0,0152*** (4,16)
Sdebt x ISdebt					0,0234** (1,99)	0,0257** (1,98)				
Ldebt	0,0671*** (3,14)	0,0769*** (3,12)	0,0114 (0,48)		0,00825 (0,36)		−0,0356 (−1,48)		0,0803** (2,34)	0,0875** (2,32)
ILdebt	−0,00434 (−1,54)		−0,00169 (−0,48)				−0,00682 (−1,57)		−0,00521 (−1,43)	

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	DA		DA > 0		DA > 0		DA > 0		DA < 0	
	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn
Ldebt x ILdebt							0,0467*** (2,61)	0,0513** (2,57)		
ROA	−0,118** (−2,27)		0,165** (2,19)		0,162** (2,14)		0,158** (2,10)		−0,346*** (−7,58)	
Size	−0,00544 (−0,41)		0,0409*** (2,64)		0,0489*** (3,35)		0,0456*** (3,02)		−0,00285 (−0,21)	
Công cụ / nhóm	75 / 1.349		75 / 1.189		76 / 1.189		75 / 1.189		75 / 1.212	
Kiểm định AR(1)	−17,02		−10,29		−10,31		−10,33		−9,757	
p-value	0,000		0,000		0,000		0,000		0,000	
Kiểm định AR(2)	0,720		0,0900		0,137		0,0556		−0,712	
p-value	0,472		0,928		0,891		0,956		0,476	
Kiểm định Hansen J	57,76		54,08		54,22		55,63		56,20	
p-value	0,521		0,657		0,686		0,600		0,579	
GMM Style	L.DA Sdebt		L.DA Sdebt		L.DA Sdebt		L.DA Sdebt		L.DA Sdebt	

Ghi chú: Giá trị z-static trình bày trong dấu ngoặc; giá trị p trình bày trong kiểm định AR(1), AR(2) và kiểm định Hansen;

*, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Trong mô hình (M2), đối với yêu cầu về kiểm định tự tương quan, kết quả từ kiểm định AR(1) và AR(2) cho thấy mô hình có tương quan bậc 1 nhưng không có tương quan bậc 2. Kết quả này cho thấy sự lựa chọn biến trễ của DA làm biến giải thích trong mô hình (M2) là phù hợp. Danh sách các biến nội sinh đề cập trong tùy chọn “GMM Style” gồm L.DA và Loan, các biến còn lại trong mô hình được xác định là ngoại sinh. Kiểm định Hansen ở tất cả kết quả ước lượng trong mô hình (M2) đều có p-value cao hơn 0,25. Do đó, tập hợp biến nội sinh và biến công cụ được xác định phù hợp (Roodman, 2009). Đối với mô hình (M2), kết quả ước lượng trong trường hợp $DA < 0$ không cho thấy ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê từ các biến giải thích, do đó, kết quả tại Bảng 6 được trình bày trong hai trường hợp đủ quan sát và $DA > 0$. Ngoài ra, nghiên cứu còn bổ sung kết quả ước lượng riêng nhằm đánh giá ảnh hưởng từ nợ ngắn hạn ngắn hạn và dài hạn được trình bày tại cột (4) và (5) trong Bảng 6.

Bảng 6.

Kết quả ước lượng mô hình (M2)

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	DA		DA > 0		DA > 0		DA		DA > 0	
	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn	Ảnh hưởng ngắn hạn	Ảnh hưởng dài hạn
L.DA	0,128*** (6,61)		0,0960*** (3,32)		0,0950*** (3,22)		0,128*** (6,43)		0,0876*** (3,01)	
Loan	0,0915*** (2,71)	0,1049*** (2,71)	0,199*** (4,18)	0,2201*** (4,20)	0,120*** (4,46)	0,1327*** (4,46)				
ILoan	-0,00144 (-0,36)		0,0000 (0,006)		-0,00397 (-0,73)					
Loan x ILoan					0,0364** (2,50)	0,0402** (2,48)				
Bond	-0,104 (-0,88)		-0,0950 (-0,56)		0,0488 (0,33)		0,0133 (0,14)		-0,0181 (-0,12)	
IBond	0,0213 (1,32)		0,0298 (1,39)							
SLoan							0,154*** (3,83)	0,1768** (3,76)	0,245*** (4,14)	0,2682*** (4,09)
LLoan							0,0426* (1,71)	0,0488* (1,71)	0,0997** (2,02)	0,1092** (2,03)
ROA	-0,0935* (-1,70)		0,180** (2,39)		0,168** (2,23)		-0,0763 (-1,41)		0,249*** (3,41)	
Size	0,0155 (1,39)		0,0268* (1,77)		0,0372*** (2,92)		0,00968 (0,91)		0,0295* (1,82)	
Công cụ / nhóm	75 / 1.349		75 / 1.189		76 / 1.189		108 / 1.349		108 / 1.189	
Kiểm định AR(1)	-16,72		-10,03		-10,05		-16,29		-9,574	
p-value	0,000		0,000		0,000		0,000		0,000	
Kiểm định AR(2)	0,611		0,360		0,264		0,407		0,0993	
p-value	0,541		0,719		0,792		0,684		0,921	
Kiểm định Hansen J	61,87		46,46		52,36		96,68		98,94	
p-value	0,374		0,882		0,748		0,376		0,317	
GMM Style	L.DA Loan		L.DA Loan		L.DA Loan		L.DA		L.DA	

Ghi chú: Giá trị z-static trình bày trong dấu ngoặc; giá trị p trình bày trong kiểm định AR(1), AR(2) và kiểm định Hansen;

*, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

4.3. Ảnh hưởng ngắn hạn từ nợ đến quản trị lợi nhuận

Kết quả ước lượng cho thấy ảnh hưởng ngắn hạn từ nợ đến quản trị lợi nhuận được thể hiện qua hệ số và mức ý nghĩa thống kê tương ứng. Đối với mô hình (M1), kết quả ước lượng D-GMM cho thấy cả nợ ngắn hạn và nợ dài hạn đều có ảnh hưởng đến quản trị lợi nhuận nhưng dưới các ảnh hưởng khác nhau. Đầu tiên, tại kết quả ước lượng cột (1) chỉ ra mức độ lợi nhuận được điều chỉnh cùng chiều với độ lớn hai khoản nợ ngắn hạn và dài hạn trong doanh nghiệp với hệ số lần lượt là 0,111 và 0,0671 (với mức ý nghĩa 1%). Kết quả này phù hợp với phần lớn nghiên cứu hiện nay như: Fung và Goodwin (2013), Lazzem và Jilani (2018), đều cho thấy nợ mất vai trò trong việc giám sát hành vi quản trị lợi nhuận của người quản lý. Tuy nhiên, kết quả quan trọng của nghiên cứu cho thấy ảnh hưởng trên diễn ra theo hai chiều hướng trái ngược nhau. Kết quả cột (2) cho thấy các công ty có tỷ lệ nợ ngắn hạn càng cao thì người quản lý lựa chọn điều chỉnh tăng lợi nhuận (với hệ số 0,114 và mức ý nghĩa 1%). Đặc biệt hơn, khi xem xét vai trò của biến tương tác ISdebt, kết quả cột (3) chỉ ra các công ty có đủ hai yếu tố nợ ngắn hạn cao và tỷ lệ nợ tăng có xu hướng lựa chọn quản trị lợi nhuận mạnh mẽ hơn các công ty khác (với hệ số 0,0234 và mức ý nghĩa 5%). Kết quả này trên thực tế cho thấy việc nợ ngắn hạn có xu hướng phát sinh liên tục gắn với hoạt động sản xuất của doanh nghiệp, từ đó tạo ra áp lực cho người quản lý trong việc đảm bảo duy trì nguồn vốn hoạt động. Bởi vậy, việc điều chỉnh tăng lợi nhuận có thể được xem là giải pháp nhằm tìm kiếm các hợp đồng nợ mới cũng như các lợi ích liên quan. Như vậy, kết quả nghiên cứu cho thấy mối quan hệ cùng chiều giữa nợ ngắn hạn với chiều và mức độ lợi nhuận được điều chỉnh. Phù hợp với các nghiên cứu trước đây như: Anagnostopoulou và Tsekrekos (2017), Fung và Goodwin (2013), Nguyễn Hà Linh (2017), kết quả nghiên cứu này cũng cho thấy các chủ nợ ngắn hạn thường không được đề cao trong việc hạn chế quản trị lợi nhuận.

Đối với các khoản nợ dài hạn, nghiên cứu lại cho thấy sự khác biệt trong chiều hướng ảnh hưởng. Tại kết quả ước lượng cột (5), hệ số của Ldebt trong mô hình là 0,0803 (với mức ý nghĩa 5%) cùng chiều với biến phụ thuộc, cho thấy người quản lý sẽ ưu tiên lựa chọn điều chỉnh giảm lợi nhuận dựa vào cơ sở dồn tích nếu công ty có tỷ lệ nợ dài hạn trên tổng tài sản cao. Điều này cho thấy hành vi trái ngược với kỳ vọng ban đầu về động cơ của người quản lý. Hành vi này có thể xuất phát từ mong muốn tạo áp lực cho chủ nợ dài hạn về thời gian trả nợ hoặc miễn giảm số nợ phải trả. Dựa trên kết quả thống kê, nợ dài hạn bên cạnh thời gian trả nợ dài còn gắn liền với giá trị lớn (cao nhất đạt 58% tổng tài sản tại Bảng 2), thường được dùng với mục đích tài trợ vốn cho hoạt động đầu tư dài hạn của doanh nghiệp. Do đó, chủ nợ đánh giá rủi ro của khoản vay dựa vào uy tín doanh nghiệp, dòng tiền trong tương lai hoặc báo cáo khả thi của dự án... liên quan đến mục đích vay. Và như vậy, chỉ tiêu lợi nhuận kế toán hiện tại trên báo cáo tài chính chỉ là kênh mang tính tham khảo thay vì là yếu tố quan trọng. Theo đó, người quản lý thay cho việc tăng lợi nhuận nhằm duy trì tín nhiệm và đánh giá tích cực từ chủ nợ, lại tìm cách giảm lợi nhuận nhằm vào đàm phán cơ cấu nợ. Phù hợp với kết quả nghiên cứu trước đây của Jaggi và Lee (2002), Lazzem và Jilani (2018), Saleh và Ahmed (2005), kết quả nghiên cứu này cũng cho thấy nợ dài hạn có mối quan hệ cùng chiều với mức độ quản trị lợi nhuận, và nợ càng cao người quản lý càng có xu hướng điều chỉnh giảm lợi nhuận. Tuy nhiên, khi thêm biến tương tác ILdebt thể hiện việc công ty tìm kiếm các hợp đồng vay nợ dài hạn mới, kết quả ước lượng cột (4) lại cho thấy viễn cảnh khác. Người quản lý công ty có nợ vay dài hạn cao và tăng hơn so với năm trước lại lựa chọn hành vi điều chỉnh tăng lợi nhuận mạnh mẽ với hệ số là 0,0467 và mức ý nghĩa 1%. Điều này là trái ngược nếu so với kết quả từ ước lượng ảnh hưởng riêng lẻ cho từng biến Ldebt hoặc ILdebt trong cột (4). Kết quả này tương đồng với trường hợp nợ ngắn hạn và cho

thấy động cơ điều chỉnh tăng lợi nhuận xuất phát từ việc tìm kiếm các hợp đồng nợ mới cho công ty phù hợp với giả thuyết hợp đồng nợ của Watts và Zimmerman (1986).

Đối với mô hình (M2), kết quả ước lượng tại Bảng 6 cho thấy vai trò giám sát hành vi quản trị lợi nhuận từ chủ nợ ngân hàng và trái phiếu. Tại kết quả ước lượng cột (1), mức độ quản trị lợi nhuận chỉ chịu ảnh hưởng từ nợ vay ngân hàng với hệ số 0,0915 và mức ý nghĩa 1%. Nghiên cứu không chỉ ra mối quan hệ từ nợ trái phiếu với mọi mức ý nghĩa. Nhìn chung, kết quả này tương xứng với tỷ lệ nợ trung bình đối với từng khoản nợ ngân hàng và trái phiếu trong các công ty trên sàn giao dịch chứng khoán tại Việt Nam đã trình bày tại Bảng 2. Với tỷ lệ nợ vay ngân hàng cao, chiếm trung bình trên 28% tổng tài sản, kết quả ước lượng cột (2) cho thấy mối quan hệ cùng chiều với chiều tăng lợi nhuận được điều chỉnh từ hệ số 0,199 với mức ý nghĩa 1%. Kết quả không chỉ ra ảnh hưởng từ ILoan với mọi mức ý nghĩa thống kê cho thấy việc nợ vay ngân hàng tăng lên dường như không ảnh hưởng đến quản trị lợi nhuận. Tuy nhiên, trong vai trò biến trung gian tương tác, kết quả ước lượng cột (3) cho thấy người quản lý các công ty có số dư nợ vay ngân hàng lớn và tăng hơn so với năm trước thực hiện điều chỉnh tăng lợi nhuận (hệ số 0,0364 với mức ý nghĩa 5%). Như vậy, trái ngược với các nghiên cứu trước đây trên thế giới như: Blackwell và Kidwell (1988), Diamond (1991), Fama (1985), García-Teruel và cộng sự (2014), Houston và James (1996), nợ vay ngân hàng càng cao thì người quản lý càng điều chỉnh tăng lợi nhuận mạnh mẽ trong bối cảnh tại thị trường chứng khoán Việt Nam.

Mở rộng kết quả nghiên cứu về vai trò giám sát hành vi quản trị lợi nhuận của ngân hàng, nghiên cứu thực hiện ước lượng với giá trị nợ vay ngân hàng ngắn và dài hạn. Kết quả ước lượng tại hai cột (4) và (5) ở Bảng 6 cho thấy nợ ngân hàng có ảnh hưởng đồng thời lên cả mức độ và chiều lợi nhuận được điều chỉnh, không phân biệt đây là hợp đồng nợ ngắn hay dài hạn. Cụ thể, ảnh hưởng của nợ ngắn hạn thể hiện qua hệ số 0,154 (với mức ý nghĩa 1%) đến mức độ quản trị lợi nhuận và 0,245 (với mức ý nghĩa 1%) lên chiều lợi nhuận được điều chỉnh. Ở mức ý nghĩa 5%, nợ ngân hàng dài hạn chỉ ảnh hưởng lên quyết định tăng lợi nhuận của người quản lý với hệ số 0,1092. Như vậy, trái ngược với xu hướng chung đối với các khoản nợ dài hạn, công ty có giá trị nợ ngân hàng dài hạn có xu hướng lựa chọn tăng lợi nhuận thay cho việc điều chỉnh giảm.

4.4. Ảnh hưởng dài hạn từ nợ đến quản trị lợi nhuận

Để đánh giá các ảnh hưởng dài hạn của nợ đến quản trị lợi nhuận, công thức (2) được dùng để tính toán các hệ số qua câu lệnh “nlcom” trong phần mềm Stata (Papke & Wooldridge, 2005). Nghiên cứu này chỉ đo lường ảnh hưởng dài hạn trong trường hợp ảnh hưởng ngắn hạn có ý nghĩa thống kê và kết quả được trình bày tương ứng với ảnh hưởng ngắn hạn trong Bảng 5 và Bảng 6 cho hai mô hình (M1) và (M2). Theo đó, chênh lệch từ hai hệ số ngắn hạn và dài hạn cho thấy kỳ hạn nợ ảnh hưởng đến quản trị lợi nhuận mạnh như thế nào.

Đối với các kết quả ước lượng từ mô hình (M1) trong Bảng 5, nghiên cứu đã chỉ ra tác động từ yếu tố cơ cấu nợ theo thời hạn có ảnh hưởng đến quản trị lợi nhuận trong dài hạn mạnh mẽ hơn trong ngắn hạn. Theo đó, hệ số ảnh hưởng ngắn hạn của nợ ngắn hạn tại kết quả ước lượng (1) và (2) lần lượt là 0,111 và 0,114 thì tương ứng hệ số ảnh hưởng dài hạn là 0,1269 và 0,1253. Tương tự, hệ số ảnh hưởng ngắn hạn của nợ dài hạn tại kết quả ước lượng (1) và (5) lần lượt là 0,0671 và 0,0803 thì tương ứng hệ số ảnh hưởng dài hạn là 0,0769 và 0,0875.

Đối với kết quả ước lượng từ mô hình (M2) trong Bảng 6, nghiên cứu cũng cho thấy ảnh hưởng dài hạn từ cơ cấu nợ theo đối tượng ngân hàng lớn hơn ảnh hưởng trong ngắn hạn. Kết quả ước lượng

(1) và (2) cho thấy ảnh hưởng ngắn hạn lần lượt có hệ số là 0,0915 và 0,199, thấp hơn hệ số ảnh hưởng dài hạn lần lượt là 0,1049 và 0,2201. Nhận định này tương tự khi nghiên cứu được mở rộng cho nợ ngắn hạn và dài hạn theo đối tượng ngân hàng với kết quả được trình bày ở cột (4) và (5) của Bảng 6.

Tổng quát về kết quả ước lượng ảnh hưởng dài hạn từ nợ đến quản trị lợi nhuận cho thấy ba vấn đề sau: (1) Các nhân tố có ảnh hưởng ngắn hạn thì cũng có ảnh hưởng dài hạn đến quản trị lợi nhuận với mức ý nghĩa tương đương; (2) chiều ảnh hưởng trong ngắn hạn và dài hạn là như nhau; và (3) hệ số ảnh hưởng dài hạn cao hơn so với hệ số ngắn hạn. Như vậy, ảnh hưởng từ các yếu tố nợ theo thời gian và theo đối tượng có xu hướng kéo dài hơn một năm. Trong thực tế, việc chủ nợ đánh giá khả năng trả nợ hay điều kiện để chấp nhận hợp đồng nợ mới cho doanh nghiệp không chỉ dựa trên thông tin báo cáo tài chính tại cùng năm đó mà còn phụ thuộc vào các năm trước. Các công ty có tỷ lệ nợ càng cao thì mức độ điều chỉnh lợi nhuận càng cao và qua thời gian, xu hướng này càng kéo dài với mức độ cao hơn khi người quản lý cần ký kết các hợp đồng nợ mới.

5. Kết luận

Nghiên cứu này nhằm kiểm chứng lại giả thuyết hợp đồng nợ ở Việt Nam thông qua phân tích sâu hơn theo hướng tách biệt ảnh hưởng của cơ cấu nợ (kỳ hạn nợ, nguồn nợ) đến quản trị lợi nhuận, thay vì chỉ nghiên cứu tổng nợ. Nghiên cứu xây dựng mô hình dữ liệu bảng động nhằm đánh giá hai ảnh hưởng ngắn hạn và dài hạn, vốn ít được đề cập ở các nghiên cứu trước đây. Bên cạnh đó, vấn đề nội sinh được xác định và phương pháp D-GMM được sử dụng để khắc phục vấn đề này. Kết quả nghiên cứu cho thấy nợ có ảnh hưởng theo các góc độ khác nhau đến quản trị lợi nhuận, bao gồm: (1) Các công ty có tỷ lệ nợ càng cao có hành vi quản trị lợi nhuận càng lớn; (2) người quản lý công ty có các khoản nợ ngắn hạn (bao gồm nợ ngân hàng) càng cao thì lựa chọn điều chỉnh tăng lợi nhuận, đặc biệt là các công ty vừa có nợ cao và nợ tăng hơn so với năm trước; (3) người quản lý công ty có các khoản nợ dài hạn (trừ nợ ngân hàng) càng cao thì lựa chọn điều chỉnh giảm lợi nhuận, song nếu có kết hợp thêm yếu tố nợ tăng so với năm trước thì lợi nhuận lại được điều chỉnh tăng; (4) nợ vay ngân hàng dài hạn có mối quan hệ cùng chiều với chiều điều chỉnh và mức độ lợi nhuận được điều chỉnh; và (5) ảnh hưởng từ nợ đến quản trị lợi nhuận có yếu tố kéo dài và ngày càng có xu hướng mạnh hơn.

Kết quả này dẫn đến một số hàm ý sau: (1) Các chủ nợ cần có đánh giá thận trọng hơn chất lượng lợi nhuận công bố của các công ty thông qua xem xét tỷ trọng các loại nợ, nguồn của các khoản nợ; (2) người sử dụng thông tin tài chính để đưa ra quyết định cũng cần có thái độ thận trọng hơn ở những công ty có cơ cấu nợ phức tạp; và (3) kiểm toán viên cũng cần có thái độ hoài nghi khi đưa ra ý kiến kiểm toán về chất lượng lợi nhuận ở các công ty có cơ cấu nợ đa dạng ■

Tài liệu tham khảo

- Anagnostopoulou, S. C., & Tsekrekos, A. E. (2017). The effect of financial leverage on real and accrual-based earnings management. *Accounting and Business Research*, 47(2), 191–236. doi:10.1080/00014788.2016.1204217
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. doi:10.2307/2297968
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51. doi:10.1016/0304-4076(94)01642-D
- Blackwell, D. W., & Kidwell, D. S. (1988). An investigation of cost differences between public sales and private placements of debt. *Journal of Financial Economics*, 22(2), 253–278. doi:10.1016/0304-405X(88)90071-2
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143. doi:10.1016/S0304-4076(98)00009-8
- Bond, S. R. (2002). Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*, 1(2), 141–162. doi:10.1007/s10258-002-0009-9
- Chung, R., Firth, M., & Kim, J.-B. (2005). Earnings management, surplus free cash flow, and external monitoring. *Journal of Business Research*, 58(6), 766–776. doi:10.1016/j.jbusres.2003.12.002
- DeAngelo, H., DeAngelo, L. E., & Skinner, D. J. (1994). Accounting choice in troubled companies. *Journal of Accounting and Economics*, 17(1–2), 113–143. doi:10.1016/0165-4101(94)90007-8
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., & Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70(2), 193–225.
- DeFond, M. L., & Jambalvo, J. (1994). Debt covenant violation and manipulation of accruals. *Journal of Accounting and Economics*, 17(1–2), 145–176. doi:10.1016/0165-4101(94)90008-6
- Diamond, D. W. (1991). Monitoring and reputation: The choice between bank loans and directly placed debt. *Journal of Political Economy*, 99(4), 689–721. doi:10.1086/261775
- Fama, E. F. (1985). What's different about banks? *Journal of Monetary Economics*, 15(1), 29–39. doi:10.1016/0304-3932(85)90051-0
- Franz, D. R., HassabElnaby, H. R., & Lobo, G. J. (2014). Impact of proximity to debt covenant violation on earnings management. *Review of Accounting Studies*, 19(1), 473–505. doi:10.1007/s11142-013-9252-9
- Fung, S. Y., & Goodwin, J. (2013). Short-term debt maturity, monitoring and accruals-based earnings management. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 9(1), 67–82. doi:10.1016/j.jcae.2013.01.002
- García-Teruel, P. J., Martínez-Solano, P., & Sánchez-Ballesta, J. P. (2014). The role of accruals quality in the access to bank debt. *Journal of Banking & Finance*, 38, 186–193. doi:10.1016/j.jbankfin.2013.10.003

- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 1029–1054. doi:10.2307/1912775
- Healy, P. M., & Wahlen, J. M. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons*, 13(4), 365–383. doi:10.2308/acch.1999.13.4.365
- Houston, J., & James, C. (1996). Bank information monopolies and the mix of private and public debt claims. *The Journal of Finance*, 51(5), 1863–1889. doi:10.2307/2329541
- Hribar, P., & Collins, D. W. (2002). Errors in estimating accruals: Implications for empirical research. *Journal of Accounting Research*, 40(1), 105–134. doi:10.1111/1475-679X.00041
- Jaggi, B., & Lee, P. (2002). Earnings management response to debt covenant violations and debt restructuring. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 17(4), 295–324. doi:10.1177/0148558X0201700402
- Jha, A. (2013). Earnings management around debt-covenant violations—An empirical investigation using a large sample of quarterly data. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 28(4), 369–396. doi:10.1177/0148558X13505597
- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193–228. doi:10.2307/2491047
- Kang, S.-H., & Sivaramakrishnan, K. (1995). Issues in testing earnings management and an instrumental variable approach. *Journal of Accounting Research*, 33(2), 353–367. doi:10.2307/2491492
- Lazzem, S., & Jilani, F. (2018). The impact of leverage on accrual-based earnings management: The case of listed French firms. *Research in International Business and Finance*, 44, 350–358. doi:10.1016/j.ribaf.2017.07.103
- Lee, K. W., Lev, B., & Yeo, G. (2007). Organizational structure and earnings management. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 22(2), 293–331. doi:10.1177/0148558X0702200213
- 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.
- Papke, L. E., & Wooldridge, J. M. (2005). A computational trick for delta-method standard errors. *Economics Letters*, 86(3), 413–417. doi:10.1016/j.econlet.2004.07.022
- Rodríguez-Pérez, G., & van Hemmen, S. (2010). Debt, diversification and earnings management. *Journal of Accounting and Public Policy*, 29(2), 138–159. doi:10.1016/j.jaccpubpol.2009.10.005
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86–136. doi:10.1177/1536867X0900900106
- 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
- Saleh, N. M., & Ahmed, K. (2005). Earnings management of distressed firms during debt renegotiation. *Accounting and Business Research*, 35(1), 69–86. doi:10.1080/00014788.2005.9729663

- Sweeney, A. P. (1994). Debt-covenant violations and managers' accounting responses. *Journal of Accounting and Economics*, 17(3), 281–308. doi:10.1016/0165-4101(94)90030-2
- Thanh, S. D., Canh, N. P., & Ha, N. T. T. (2019). Debt structure and earnings management: A non-linear analysis from an emerging economy. *Finance Research Letters*. doi:10.1016/j.frl.2019.08.031
- Trần Hoàng Ngân, & Dương Tấn Khoa. (2019). Phát huy vai trò huy động vốn của thị trường tài chính đối với các doanh nghiệp nhỏ và vừa tại Việt Nam. *Tạp chí Ngân hàng, Số chuyên đề đặc biệt*.
- Watts, R. L., & Zimmerman, J. L. (1986). *Positive Accounting Theory*. Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-hall.
- Watts, R. L., & Zimmerman, J. L. (1990). Positive Accounting Theory: A ten year perspective. *The Accounting Review*, 65(1), 131–156.
- Zhong, K., Gribbin, D. W., & Zheng, X. (2007). The effect of monitoring by outside blockholders on earnings management. *Quarterly Journal of Business and Economics*, 46(1), 37–60. doi:10.2307/40473429