BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO

TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ HUẾ

TÁC ĐỘNG CỦA VIỆC SỬ DỤNG ĐÒN BẨY TÀI CHÍNH ĐẾN HÀNH VI QUẢN TRỊ LỢI NHUẬN CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Người thực hiện:

ThS. Lê Ngọc Lưu Quang

ThS. Lê Hoàng Anh

ThS. Nguyễn Thị Bình Minh

Trường Đại học Kinh tế Huế

TP. HUẾ – 2019

DANH MỤC CÁC TỪ VIẾT TẮT

Từ viết tắt	Giải thích
FEM: Fixed Effect model	Mô hình hiệu ứng cố định
HNX: Ha Noi Stock Exchange	Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội
HSX: Ho Chi Minh Stock Exchange	Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh
Pooled OLS: Ordinary Least Squares	Phương pháp hồi quy bình phương tối thiểu
REM:Random Effect Model	Mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên
ROA: Return On Assets	Tỷ suất sinh lợi trên tổng tài sản
VIF	Hệ số phóng đại phương sai

Trường Đại học Kinh tế Huế

MỤC LỤC

PHẦN 1: LỜI MỞ ĐẦU 1
1. Lý do chọn đề tài 1
2. Mục tiêu nghiên cứu 3
3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu 3
4. Phương pháp nghiên cứu 4
5. Bố cục đề tài 4
PHẦN II: NỘI DUNG VÀ KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU 6
CHƯƠNG 1. KHUNG LÝ THUYẾT VÀ TỔNG QUAN CÁC NGHIÊN CỨU 6
1.1 Khung lý thuyết liên quan đến quản trị lợi nhuận 6
1.1.1 Lý thuyết thông tin bất cân xứng 6
1.1.2. Lý thuyết đại diện 6
1.1.3. Lý thuyết tín hiệu 8
1.2. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm và các giả thuyết kỳ vọng 9
1.2.1 Các quan điểm về quản trị lợi nhuận 9
1.2.2. Phân loại Quản trị lợi nhuận 11
1.2.3. Động cơ quản trị lợi nhuận 12
1.2.4. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm trước đây trên Thế giới 13
CHƯƠNG 2: DỮ LIỆU VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU 19
2.1. Dữ liệu nghiên cứu 19
2.2. Phương pháp nghiên cứu 20
2.2.1 Các mô hình đo lường quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở biến dồn tích có thể điều chỉnh 20
2.2.2. Mô hình nghiên cứu kiểm định tác động của đòn bẩy tài chính đến quản trị lợi nhuận dựa trên biến dồn tích có thể điều chỉnh 22
2.2.3. Các kiểm định sử dụng trong bài nghiên cứu 25
CHƯƠNG 3: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU 26
3.1. Thống kê mô tả 26
3.2. Kết quả kiểm định lựa chọn mô hình nghiên cứu 28

Trường Đại học Kinh tế Huế

PHẦN III: KẾT LUẬN 36
1. Kết luận 36
2. Kiến nghị 37
3. Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo của đề tài 38
3.1 Hạn chế của đề tài 38
3.2 Hướng nghiên cứu tiếp theo của đề tài 38
TÀI LIỆU THAM KHẢO 40

Trường Đại học Kinh tế Huế

DANH MỤC BẢNG BIỂU

Bảng 3.1. Dưới đây thể hiện cách xác định các công ty đang gia tăng đòn bẩy tài chính và các công ty đã có tỷ lệ đòn bẩy tài chính cao trong giai đoạn nghiên cứu. 20

Bảng 3.2: Mô tả và kỳ vọng dấu của các biến trong mô hình 24

Bảng 4.1: Thống kê mô tả các biến độc lập 26

Bảng 4.2: Ma trận hệ số tương quan 27

Bảng 4.3: Kết quả hệ số phóng đại VIF các biến độc lập 27

Bảng 4.4: Thống kê mô tả giá trị tuyệt đối các khoản dồn tích có thể điều chỉnh 28

Bảng 4.5. Hồi quy mô hình với |DAC| được tính theo mô hình 1 - Mô hình của Hribar và Collins (2002) với mức ý nghĩa 5% 29

Bảng 4.6. Hồi quy mô hình với |DAC| được tính theo mô hình 2 – Mô hình của Kothari và cộng sự (2005) với mức ý nghĩa 5% 29

Bảng 4.7. Hồi quy mô hình với |DAC| được tính theo mô hình 3- Mô hình McNicholas (2002) với mức ý nghĩa 5% 30

Bảng 4.8. Hồi quy mô hình với |DAC| được tính theo mô hình 4 - Mô hình Raman và Shahrur với với ý nghĩa 5% 31

Bảng 4.9. Phân tích chi tiết mô hình FEM được chọn với mức ý nghĩa 5% 33

Trường Đại học Kinh tế Huế

TÓM TẮT

Mục tiêu của bài nghiên cứu là kiểm tra tác động của sự gia tăng đòn bẩy tài chính đến các hành vi quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích của một tập mẫu gồm các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn từ năm 2009 đến 2017. Bài nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng để tính toán các khoản dồn tích có thể điều chỉnh nhằm đại diện cho hành vi của các nhà quản lý tác động đến đòn bẩy tài chính của công ty. Dựa trên các lý thuyết về các điều khoản nợ, bài nghiên cứu thu được kết quả rằng đòn bẩy tài chính có tương quan dương đối với quản trị lợi nhuận ở các công ty Việt Nam. Các bằng chứng thực nghiệm cho thấy sự gia tăng đòn bẩy tài chính tạo động lực cho các nhà quản lý thực hiện các hành vi điều chỉnh lợi nhuận.

Từ khóa: *Đòn bẩy tài chính, quản trị lợi nhuận, các khoản dồn tích có thể điều chỉnh, dữ liệu bảng.*

Trường Đại học Kinh tế Huế

PHẦN 1: LỜI MỞ ĐẦU

1. Lý do chọn đề tài

Gần đây có rất nhiều nghiên cứu về quản trị lợi nhuận tại các doanh nghiệp. Doanh nghiệp có thể điều chỉnh lợi nhuận nhằm các mục tiêu như giảm lợi nhuận kế toán để làm giảm thuế thu nhập doanh nghiệp phải nộp (Jones, 1991), gia tăng lợi nhuận để nâng cao giá trị của công ty trên thị trường (Teoh, Welch và Wong, 1998; Healey và Wahlen, 1999), tạo sự tin tưởng với các nhà đầu tư trên thị trường (Healey và Wahlen, 1999; Martinez, 2009; Scott, 2011) hay phục vụ cho lợi ích cá nhân của các giám đốc liên quan đến chế độ lương thưởng của họ (Martinez, 2009; Scott, 2011).

Quản trị lợi nhuận doanh nghiệp được các nhà quản lý sử dụng nhằm điều chỉnh số liệu lợi nhuận kế toán sai lệch với thực tế hoạt động kinh doanh của công ty nhằm phục vụ cho các lợi ích kinh tế trong ngắn hạn của công ty (Jones, 1991; Burgstakler và Dichev, 1997). Quản trị lợi nhuận có thể đem lại các thông tin không chính xác về tình hình hoạt động của công ty đối với các cổ đông, nhà đầu tư hay chủ nợ (Rezaei và Roshani, 2012). Quản trị lợi nhuận được sử dụng rộng rãi trong các doanh nghiệp xét về lâu dài sẽ làm giảm chất lượng và mức độ tin cậy của thông tin tài chính (WangJian Hui và cộng sự; 2002). Mặt khác, quản trị lợi nhuận chỉ nhằm đạt được mức lợi nhuận tối ưu tức thời trong ngắn hạn mà không gắn liền với sự hoàn thiện cải cách sản phẩm, tổ chức hoạt động của doanh nghiệp, có thể sẽ mang lại rủi ro cho sự phát triển của doanh nghiệp trong tương lai.

Mục đích quản trị lợi nhuận của nhà quản lý là công bố thông tin có chất lượng tốt đến người sử dụng, giúp nhà đầu tư có những đánh giá cơ bản trong hoạch định ngân sách vốn của mình (Beneish, 2001; Arkan Thomas và cộng sự, 2015). Do đó, nhà quản trị có thể lựa chọn phương pháp báo cáo, ước tính và tiết lộ thông tin kế toán phù hợp với việc kinh doanh của các công ty.

Các nghiên cứu về quản trị lợi nhuận trên thế giới tập trung vào mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận với các biến đặc thù của công ty như quản trị doanh nghiệp (Xie và cộng sự, 2003; Ching và cộng sự, 2006; Siregar và Utama, 2008; Garia Osma và Noiguer, 2007; Abdelrazek, 2012). Nhiều nghiên cứu xem xét đến vấn đề sử dụng đòn bẩy tài chính thúc đẩy hành vi quản trị lợi nhuận tại các doanh nghiệp (Gonzalo và

Trường Đại học Kinh tế Huế

cộng sự, 2010; Bianca Piloto và cộng sự, 2016; LPaige Fieds và cộng sự, 2017). Các giám đốc của những công ty sử dụng đòn bẩy tài chính cao có thể cải thiện khả năng đàm phán điều khoản tín dụng của mình tốt hơn bằng cách điều chỉnh tăng lợi nhuận. Qua đó, việc sử dụng nợ càng nhiều càng thúc đẩy các nhà quản trị thao túng dòng tiền hoạt động kinh doanh của công ty để phục vụ cho mục tiêu điều chỉnh lợi nhuận kế toán theo hướng mong đợi (Watt và Zimmerman, 1986; Zagger-mamedova, 2009; Safa Lazzem và Faouzi Jilani, 2017). Một số quan điểm trái ngược khác lại cho rằng sử dụng đòn bẩy tài chính càng nhiều thì càng hạn chế quản trị lợi nhuận vì chủ nợ và ngân hàng sẽ kiểm soát nghiêm ngặt hoạt động của công ty, do đó giảm thiểu việc sử dụng biến kế toán dồn tích (Zaggers và cộng sự, 2009).

Ở Việt Nam, các nghiên cứu về hành vi quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích chủ yếu tập trung vào việc xác định nhân tố ảnh hưởng đến hành vi quản trị lợi nhuận và kiểm định sự phù hợp của mô hình nhận diện hành vi quản trị lợi nhuận tại các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán. Nghiên cứu của Nguyễn Hà Linh (2017), Nguyễn Thị Phương Hồng (2016) xem xét đến các nhân tố ảnh hưởng đến quản trị lợi nhuận công ty bao gồm cấu trúc sở hữu, quy mô công ty, kiểm toán độc lập, tính độc lập của hội đồng quản trị, hệ số nợ, tình trạng niêm yết, kế hoạch thưởng. Nguyễn Hiền Anh và Phạm Trung Thành (2015) sử dụng các mô hình khác nhau để đo lường hành vi quản trị lợi như mô hình Jones, 1991; mô hình Jones có hiệu chỉnh của Dechow và cộng sự, 2015; mô hình Sloan và Sweeney, 1995; mô hình Kothari, Leone và Wasley (2005). Nguyễn Thị Minh Trang (2012) vận dụng mô hình điều chỉnh lợi nhuận của DeAngelo (1986) và Friedlan (1994) và thu thập số liệu báo cáo tài chính của 20 doanh nghiệp. Các doanh nghiệp được lựa chọn ngẫu nhiên tương ứng 4 loại hình doanh nghiệp khác nhau (doanh nghiệp nhà nước, tư nhân, công ty cổ phần và công ty trách nhiệm hữu hạn) để nhận dạng việc điều chỉnh lợi nhuận của nhà quản trị, qua đó cho thấy động cơ điều chỉnh lợi nhuận của từng loại hình doanh nghiệp là khác nhau.

Như vậy, đa phần nghiên cứu về quản trị lợi nhuận công ty tại Việt Nam chủ yếu tập trung vào xem xét các nhân tố ảnh hưởng đến hành vị quản trị lợi nhuận công ty. Ít có đề tài nghiên cứu nào nghiên cứu về mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận và đòn bẩy tài chính. Đây là khoảng trống cần được nghiên cứu và mở rộng để có thể làm

Trường Đại học Kinh tế Huế

rõ hơn tác động ảnh hưởng sử dụng đòn bẩy tài chính đến quản trị lợi nhuận trên cơ sở dồn tích của các doanh nghiệp trong nước. Từ đó có thể đưa ra những góc nhìn chi tiết, cụ thể hơn về hoạt động quản trị lợi nhuận và vai trò của sử dụng đòn bẩy tài chính đến hoạt động quản trị doanh nghiệp, quản trị lợi nhuận của công ty.

Trên cơ sở thực tiễn và các tranh luận có liên quan, bài nghiên cứu "***Tác động của việc sử dụng đòn bẩy tài chính đến hành vi quản trị lợi nhuận của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam"*** được tiến hành nhằm làm rõ ảnh hưởng của đòn bẩy tài chính thúc đẩy đến hành vi quản trị lợi nhuận tại các doanh nghiệp. Thông qua đó, xem xét đến ảnh hưởng sự thay đổi trong mức đòn bẩy tài chính sử dụng trong cấu trúc vốn ảnh hưởng đến quản trị lợi nhuận tại các doanh nghiệp Việt Nam.

2. Mục tiêu nghiên cứu

Mục tiêu tổng quát

Mục tiêu nghiên cứu của đề tài là nhằm cung cấp bằng chứng thực nghiệm về ảnh hưởng của đòn bẩy tài chính đến hành vi quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích tại các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2009 đến 2017.

Mục tiêu cụ thể

- Hệ thống hóa cơ sở lí luận về đòn bẩy tài chính và hành vi quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích tại doanh nghiệp.
- Tìm hiểu sự thay đổi đòn bẩy tài chính sử dụng trong cấu trúc vốn các doanh nghiệp có ảnh hưởng như thế nào đến quản trị lợi nhuận.
- Đề xuất một số kiến nghị nhằm tăng cường độ tin cậy của chỉ tiêu lợi nhuận và bảo vệ quyền lợi của nhà đầu tư.

3. Đối tượng và phạm vi nghiên cứu

3.1. Đối tượng nghiên cứu

Đối tượng nghiên cứu của đề tài là đòn bẩy tài chính và quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán ở Việt Nam.

3.2. Phạm vi nghiên cứu

Trường Đại học Kinh tế Huế

Không gian: Các doanh nghiệp niêm yết trên sàn chứng khoán Việt Nam đảm bảo đủ điều kiện thực hiện.

Thời gian: Số liệu nghiên cứu được thu thập trong giai đoạn từ 2009 đến 2017.

4. Phương pháp nghiên cứu

Phạm vi nghiên cứu gồm 268 doanh nghiệp được niêm yết trên thị trường chứng khoán việt Nam trong giai đoạn 2009-2017. Dữ liệu thứ cấp của các công ty được thu thập từ báo cáo tài chính và báo cáo thường niên của các công ty trên các website www.cophieu68.vn, www.vietstock.vn, www.cafef.vn

Đầu tiên, bài nghiên cứu tính toán các khoản dồn tích có thể điều chỉnh bằng 4 mô hình của Hribar &Collins (2002), Kothari et al., 2005; McNichols (2002), và Raman & Shahrur (2008). Phần dư của mô hình đại diện cho các khoản dồn tích có thể điều chỉnh.

Tiếp theo, để xác định tác động của việc sử dụng đòn bẩy tài chính đến quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích, bài nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy dữ liệu bảng (Panel Data regression) được ước lượng bằng mô hình Pooled OLS, mô hình các ảnh hưởng cố định (Fixed effects –FE) và mô hình các ảnh hưởng ngẫu nhiên (Random effects- RE). Sử dụng các kiểm định để lựa chọn mô hình thích hợp.

5. Bố cục đề tài

Bài nghiên cứu được trình bày theo kết cấu gồm 3 phần như sau:

Phần 1: Đặt vấn đề, trong chương này tác giả giới thiệu lý do chọn đề tài, mục tiêu và các câu hỏi nghiên cứu, phương pháp nghiên cứu, ý nghĩa nghiên cứu và bố cục của đề tài.

Phần 2: Nội dung và kết quả nghiên cứu

Chương 1: Khung lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu trước, trong chương này tác giả tập hợp và trình bày các bằng chứng thực nghiệm trên Thế giới và Việt Nam trước đây về ảnh hưởng của sử dụng đòn bẩy tài chính đến quản trị lợi nhuận trên cơ sở dồn tích và một số lý thuyết giải thích cho ảnh hưởng này.

Chương 2: Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu, trong chương này tác giả trình bày cụ thể phương pháp nghiên cứu, mô hình nghiên cứu và cơ sở dữ liệu để thực hiện nghiên cứu cũng như mô tả các biến độc lập, biến phụ thuộc sử dụng trong đề tài.

Trường Đại học Kinh tế Huế

Chương 3: Kết quả nghiên cứu, trong chương này tác giả trình bày kết quả thực nghiệm bao gồm các phân tích, giải thích về các mô tả thống kê, các phân tích về tương quan và hồi quy.

Phần 3: Kết luận, trong phần này tác giả tổng hợp lại kết quả vấn đề và đưa ra những hạn chế của đề tài. Chính những hạn chế này sẽ được dùng làm tiền đề cho các bài nghiên cứu sau này.

Trường Đại học Kinh tế Huế

PHẦN II: NỘI DUNG VÀ KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

CHƯƠNG 1. KHUNG LÝ THUYẾT VÀ TỔNG QUAN CÁC NGHIÊN CỨU

1.1 Khung lý thuyết liên quan đến quản trị lợi nhuận

1.1.1 Lý thuyết thông tin bất cân xứng

Lý thuyết thông tin bất cân xứng được phát hiện vào những năm 1970 trong đó đề cập đến sự bất cân xứng thông tin về doanh nghiệp giữa các nhà quản lý với cổ đông bên ngoài. Nhà quản trị công ty có nhiều thông tin về doanh nghiệp hơn. Do đó, họ tận dụng sự bất cân xứng thông tin để đánh lừa nhà đầu tư về hiệu quả hoạt động kinh doanh và qua đó ảnh hưởng đến giá trị thị trường của công ty (Komalasiri, 2000). Nhà quản lý có xu hướng điều chỉnh lợi nhuận tốt hơn so với thực tế để tăng mức thù lao được hưởng (Martinez, 2009).

1.1.2. Lý thuyết đại diện

Lý thuyết đại diện hay còn gọi là lý thuyết ủy quyền được phát triển bởi Jensen và Meckling (1976) tập trung vào mối quan hệ giữa bên ủy quyền và bên đại diện. Lý thuyết đại diện lý giải cho việc tách biệt giữa quyền sở hữu với việc quản lý sử dụng nguồn lực dẫn đến vấn đề nhà quản lý có thể hành động theo lợi ích riêng của họ nhiều hơn so với lợi ích của chủ sở hữu. Theo đó, bên đại diện sẽ có một số quyền hạn nhất định dựa trên sự ủy quyền của bên ủy quyền. Lý thuyết đại diện cho rằng xung đột lợi ích sẽ phát sinh khi có sự bất cân xứng thông tin (trạng thái bất cân bằng trong cơ cấu thông tin- các chủ thể giao dịch có mức độ nắm giữ thông tin không ngang bằng nhau) giữa bên ủy quyền và bên đại diện. Một loại lý thuyết đại diện đó là quản trị lợi nhuận. Các vấn đề của lý thuyết đại diện nói chung và quản trị lợi nhuận nói riêng là biểu hiện của hành vi cơ hội (Healey và Wahlen, 1999).

Quản trị lợi nhuận xảy ra khi nhà quản lý, các giám đốc điều hành công ty cố gắng thực hiện các hành động nhằm làm thay đổi hoặc ảnh hưởng đến kết quả báo cáo tài chính của công ty bằng cách thao túng các khoản phi tiền mặt khác hoặc lựa chọn các chính sách kế toán thích hợp để thay đổi lợi nhuận kế toán theo chiều hướng có lợi cho họ (Healey, 1985; Holtahaisen, Larcher và Sloan, 1995).

Trường Đại học Kinh tế Huế

Trong công ty cổ phần, mối quan hệ giữa bên ủy quyền và bên đại diện bao gồm mối quan hệ giữa chủ sở hữu (cổ đông) và nhà quản lý thông qua việc cổ đông ủy quyền điều hành doanh nghiệp cho nhà quản lý và mối quan hệ giữa chủ nợ và cổ đông thông qua việc chủ nợ ủy quyền cho cổ đông sử dụng vốn do chủ nợ cấp tín dụng. Trong mối quan hệ giữa cổ đông và nhà quản lý, thông thường sự bất cân xứng thông tin xảy ra theo chiều hướng nhà quản lý sẽ biết nhiều thông tin hơn cổ đông, chẳng hạn thông tin về khả năng đạt được mục tiêu kinh doanh của công ty cũng như những rủi ro hiện có của công ty. Theo đó, nhà quản lý có thể đưa ra các quyết định nhằm mục đích tối đa hóa lợi ích cá nhân thay vì tối đa hóa giá trị doanh nghiệp. Chẳng hạn, các nhà quản lý e ngại rủi ro sẽ bỏ qua những cơ hội kinh doanh mang lại lợi nhuận mà trong đó các cổ đông của công ty sẽ thích đầu tư. Hoặc là các quản lý được trả lương thưởng dựa trên kết quả hoạt động kinh doanh của công ty thì có thể tìm mọi cách để đạt được kết quả kinh doanh tốt hơn với mong muốn nhận được lợi ích từ đó. Quyền lợi của nhà quản lý về chế độ tiền lương, thưởng và chính sách thăng tiến trong công ty được gắn chặt với hiệu quả hoạt động kinh doanh của công ty khiến các nhà quản lý có những hành vi quản trị lợi nhuận nhằm điều chỉnh lợi nhuận kế toán theo hướng có lợi. Quản trị lợi nhuận là một trong những loại hành vi cơ hội (Burgastakler và Dichev, 1997; Healey và Wahlen, 1999).

Trong mối quan hệ giữa chủ nợ và cổ đông của công ty, sự bất cân xứng thông tin xảy ra theo chiều hướng cổ đông của công ty sẽ biết nhiều thông tin hơn chủ nợ. Nếu công ty sử dụng vốn vay không hiệu quả, hoạt động kinh doanh kém có thể dẫn đến rủi ro cho chủ nợ là không thể thu hồi được vốn vay. Vì vậy, khi quyết định cho vay, các chủ nợ thường đánh giá rủi ro mà chủ yếu là dựa vào tình hình tài chính của công ty được thể hiện qua báo cáo kết quả hoạt động kinh doanh đã được kiểm toán. Báo cáo tài chính công ty có kết quả lợi nhuận cao thường được các chủ nợ đánh giá là ít rủi ro và ra quyết định cho vay. Và nhà quản trị có thể thực hiện quản trị lợi nhuận thông qua các chính sách kế toán của mình theo hướng điều chỉnh lợi nhuận tốt hơn, tăng giá trị thị trường của công ty để đạt được các điều khoản có lợi hơn trong hợp đồng vay nợ của mình. Khi xác định các điều khoản trong hợp đồng vay, các thông tin tài chính được sử dụng để giảm thiểu các bất lợi lựa chọn, điều này hữu ích trong việc

Trường Đại học Kinh tế Huế

đánh giá hiệu quả hoạt động và vị thế tài chính của người đi vay. Mặt khác, các vấn đề rủi ro đạo đức, sự chuyển dịch rủi ro hoặc sự chi trả cổ tức quá nhiều (Jensen và Meckling, 1976; Smith và Warner, 1979) có thể được giảm thiểu bởi các điều khoản nợ dựa trên số liệu kế toán. Thậm chí trong trường hợp thiếu các điều khoản dựa trên số liệu kế toán, các thông tin tài chính đóng vai trò quan trọng trong quyết định cho vay, bởi vì các ngân hàng đánh giá rủi ro vỡ nợ dựa trên những thông tin này, đặc biệt là dựa vào lợi nhuận. Quản trị lợi nhuận được thực hiện nhằm giúp các công ty đạt được các thỏa thuận tốt hơn trong các khế ước nợ hay tránh được áp lực từ các điều khoản nợ đã ràng buộc ở các hợp đồng đã được ký kết từ trước (Kamel và Elbana, 2010; Mulford Comiskey, 2012).

1.1.3. Lý thuyết tín hiệu

Lý thuyết tín hiệu được nhắc đến từ đầu thập niên 70 của thế kỷ XX, Spence là người đưa ra lý thuyết tính hiệu. Lý thuyết tín hiệu cho rằng nhà quản trị công ty sử dụng tín hiệu tốt như là công cụ bắn tín hiệu đến thị trường về tình hình sản xuất kinh doanh của họ. Lý thuyết phát tín hiệu dựa trên nền tảng thông tin bất cân xứng, nghĩa là khi có sự bất cân xứng thông tin thì bên nắm giữ thông tin cần phát tín hiệu cho bên cần thông tin nhằm đạt được một mục tiêu nào đó. Các công ty có khả năng sinh lời cao sẽ cung cấp tín hiệu thông qua các thuyết minh nhằm tăng sức cạnh tranh của mình (Bini và cộng sự, 2010).

Khi có sự tách biệt giữa quyền sở hữu và quyền kiểm soát các nguồn lực của công ty, nhà quản lý chính là người trực tiếp điều hành các hoạt động của công ty nên sẽ nắm rõ các thông tin về hiệu quả hoạt động thực tế của công ty. Chính vì vậy, nó làm nảy sinh vấn đề bất cân xứng thông tin giữa nhà quản lý và chủ sở hữu của công ty. Tuy nhiên, nhà quản trị lại có xu hướng vận dụng chính sách kế toán để tác động vào các báo cáo tài chính và cung cấp những thông tin theo hướng có lợi, nhằm đạt được mong muốn cá nhân (Hofstede, 1980; Gomez và Mejia, 1995; Healey và Wahlen, 1999; Carpenter và Sandow, 2002; Markaria và cộng sự, 2008). Theo lý thuyết tín hiệu thì trong trường hợp này nhà quản trị không phát tín hiệu hoặc phát tín hiệu không chính xác cho chủ sở hữu, cổ đông của công ty và nhà đầu tư. Điều này có thể gây bất lợi cho công ty, nếu chủ sở hữu của công ty sử dụng những thông tin này

Trường Đại học Kinh tế Huế

để ra các quyết định. Để đảm bảo báo cáo tài chính được lập phù hợp với các chuẩn mực kế toán và các quy định của pháp luật, đòi hỏi phải có sự kiểm tra của một bên thứ ba là công ty kiểm toán độc lập.

Các nghiên cứu cho rằng, các công ty có quy mô nợ càng lớn và hệ số nợ càng cao thì càng có nhiều khả năng nhà quản lý sẽ thực hiện hành vi quản trị lợi nhuận để che giấu tình trạng thực sự của công ty (Zager Mamedova, 2009; Iatridis và Kadorinis, 2009; Dyreng và cộng sự,2011; Chamberlain và cộng sự, 2014). Khi tình hình công ty gặp khó khăn, nhà quản trị sẽ thực hiện hành vi quản trị lợi nhuận thông qua việc vận dụng các chính sách kế toán để các nội dung trên báo cáo tài chính không gây bất lợi cho nhà đầu tư và chủ nợ, nhằm tránh gây áp lực cho họ. Theo lý thuyết tín hiệu thì trong trường hợp này công ty đã không phát tín hiệu hoặc phát tín hiệu không chính xác cho nhà đầu tư và chủ nợ. Do đó, lý thuyết tín hiệu được vận dụng để giải thích ảnh hưởng của nhân tố quy mô, hệ số nợ đối với hành vi quản trị lợi nhuận của công ty.

1.2. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm và các giả thuyết kỳ vọng

1.2.1 Các quan điểm về quản trị lợi nhuận

Lợi nhuận là một thước đo hiệu quả hoạt động của công ty dựa trên cơ sở kế toán dồn tích (Dechow, 1994) và các nguồn thông tin đặc trưng của công ty được cung cấp trong báo cáo tài chính (Lev,1989). Lợi nhuận được sử dụng trong các quyết định của đa số các cổ đông (Stolowy và Bretton, 2004; Healy và Paelpu, 2001). Trong hiệu quả hoạt động tương lai của công ty, các nhà đầu tư ưa thích lợi nhuận hơn so với các thước đo khác như là cổ tức hoặc dòng tiền hoạt động. Lợi nhuận tăng, giá trị doanh nghiệp được đánh giá cao và ngược lại, lợi nhuận giảm, giá trị doanh nghiệp cũng bị giảm (Lev,1989). Khi lập báo cáo các nhà quản trị có quyền lựa chọn một số phương pháp kế toán hay ước tính kế toán, điều này giúp họ truyền tải những thông tin tài chính hữu ích cho người sử dụng thông tin, nhưng đây cũng là kênh giúp họ thực hiện mục đích cá nhân, hành động theo ý muốn chủ quan khi cung cấp thông tin tài chính- kế toán (Dechow và Skinner, 2001; Stolowy và Bretton, 2004).

Levitt (1998) định nghĩa quản trị lợi nhuận là một mảng tối mà ở đó kế toán đã bị làm sai lệch do nhà quản lý điều chỉnh các số liệu kế toán. Báo cáo kết quả kinh doanh phản ánh mong muốn của nhà quản trị hơn là phản ánh đúng tình hình hoạt

Trường Đại học Kinh tế Huế

động kinh doanh của doanh nghiệp. Định nghĩa này nhấn mạnh thái quá đến mặt tiêu cực của quản trị lợi nhuận.

Hành vi quản trị lợi nhuận được thực hiện nhằm che giấu hoạt động tài chính thực, làm cho các báo cáo tài chính phản ánh mong muốn của nhà quản trị chứ không phải hoạt động tài chính cơ bản của công ty (Healy và Wahlen, 1999). Định nghĩa này tập trung vào các quyết định của các nhà quản trị đối với việc sử dụng báo cáo tài chính nhằm đánh lừa các bên liên quan.

Một số quan điểm khác cho rằng cho rằng hành vi quản trị lợi nhuận hướng đến lợi ích của các bên liên quan thông qua việc nâng cao giá trị thông tin cung cấp ra bên ngoài (Beneish, 2001; Lin, 2011).

Các quan điểm trung lập đề cập quản trị lợi nhuận không phải lúc nào cũng là xấu và rất khó để chúng ta có thể phân biệt giữa việc bóp méo lợi nhuận để thực hiện hành vi gian lận với việc nhà quản trị luôn cố gắng điều tiết chi phí trong phạm vi dự toán để có thể đạt được mục tiêu về mặt doanh số (Ronen và Yaari, 2008).

Hành vi quản trị lợi nhuận là tập hợp các quyết định quản lý nhằm tối đa hóa giá trị của doanh nghiệp thông qua việc không phản ánh đúng lợi nhuận thực trong ngắn hạn (Ronen và Yaari, 2008). Quản trị lợi nhuận là một quá trình có chủ đích của nhà quản lý nhằm tạo lập các báo cáo tài chính với mức lợi nhuận mong muốn trong phạm vi bị ràng buộc bởi những nguyên tắc kế toán chung được thừa nhận (Davidson, Stikney và Weil, 1987)

Mặc dù có nhiều định nghĩa khác nhau về hành vi quản trị lợi nhuận, nhưng nhìn chung không có sự đối nghịch mà vẫn bổ sung cho nhau. Trong đó, định nghĩa rộng và phổ biến nhất đó là quản trị lợi nhuận xảy ra khi các nhà quản lý sử dụng các đánh giá chủ quan của mình trong việc lập báo cáo tài chính và cấu trúc các nghiệp vụ kinh tế làm thay đổi báo cáo tài chính, dễ gây hiểu nhầm cho các bên có liên quan về hiệu quả kinh doanh của công ty hoặc để tác động đến kết quả của các hợp đồng mà phụ thuộc vào số liệu kế toán được báo cáo (Healy và Wahlen, 1999).

Trên quan điểm của Healey và Wahlen, 1999 cũng như các quan điểm khác về quản trị lợi nhuận, nghiên cứu đưa ra định nghĩa về quản trị lợi nhuận đó là *hành vi có thể được thực hiện trong hoặc ngoài phạm vi cho phép của các quy định, chuẩn mực,*

Trường Đại học Kinh tế Huế

chế độ kế toán nhằm giúp nhà quản trị đạt được các mục tiêu về lợi nhuận thông qua các công cụ, phương pháp kế toán. Về nguyên tắc, nhà quản trị thực hiện điều chỉnh lợi nhuận trong phạm vi các nguyên tắc kế toán, vận dụng linh hoạt các chính sách kế toán hay ước tính kế toán là hoàn toàn hợp pháp. Tuy nhiên, nhiều khi việc điều chỉnh này đi quá giới hạn và làm thông tin bị bóp méo.

Thận trọng khi phân biệt "điều chỉnh lợi nhuận theo hướng có lợi "và việc " bóp méo lợi nhuận" để gian lận (Ronen và Yaari, 2007). Sự khác biệt quan trọng giữa quản trị lợi nhuận và gian lận tài chính là vi phạm các tiêu chuẩn báo cáo kế toán. Quản trị lợi nhuận là lựa chọn các tiêu chuẩn báo cáo tài chính có thể để điều chỉnh lợi nhuận theo hướng có lợi cho nhà quản lý và công ty để đạt được một số mục tiêu cụ thể nào đó. Trong khi đó, gian lận tài chính có thể được định nghĩa là sự cố ý hoặc bỏ sót các sự kiện quan trọng hoặc các dữ liệu kế toán nhằm gây hiểu nhầm cho người sử dụng thông tin (Deachow và Skinner, 2000;Ning, 2002; Ronen và Yaari, 2007; Hiệp hội những người kiểm tra gian lận quốc gia Mỹ-National Association of Certified Fraud Examiners 1993). Quản trị lợi nhuận có thể được thực hiện bằng điều chỉnh báo cáo thu nhập theo hướng có lợi nhà quản lý nhưng nó không làm sai lệch giá trị kinh tế của công ty về tổng giá trị tài sản, nợ phải trả, vốn chủ sở hữu (Ning, 2002; Iraporn, Miller và Yoon, 2008).

1.2.2. Phân loại Quản trị lợi nhuận

Các nghiên cứu thực nghiệm trước đây cho thấy hành vi quản trị lợi nhuận có thể được phân loại thành hai nhóm (Miloud, 2014) bao gồm:

Quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích (Accrual based Earnings Management- AEM) là việc nhà quản lý vận dụng các chính sách kế toán được thừa nhận để tác động đến lợi nhuận của doanh nghiệp (Jones, 1991; Dechow, 1995). Chẳng hạn như việc nhà quản lý vận dụng linh hoạt chính sách khấu hao, dự phòng, hàng tồn kho hoặc điều chỉnh tài khoản kế toán.

Quản trị lợi nhuận dựa trên các hoạt động kinh doanh thực tế (Real Earnings Management –REM) là việc nhà quản lý tác động vào các nghiệp vụ kinh tế phát sinh, thay đổi mức hoạt động của doanh nghiệp để điều chỉnh lợi nhuận của doanh nghiệp (Rowchowdhury, 2006) Chẳng hạn, nhà quản lý tác động vào chính sách bán hàng của

Trường Đại học Kinh tế Huế

doanh nghiệp như nới lỏng thời hạn thanh toán hoặc đưa ra chính sách chiết khấu một cách tiêu cực để tăng doanh thu; giảm chi phí nghiên cứu phát triển hoặc thực hiện sản xuất thái quá để giảm giá vốn hàng hóa và duy trì lợi nhuận ở mức hiện tại.

Bài nghiên cứu sử dụng dồn tích làm thước đo đánh giá chất lượng lợi nhuận. Cơ sở của hành vi quản trị lợi nhuận chính là kế toán theo cơ sở dồn tích.Lợi nhuận theo cơ sở dồn tích là phần chênh lệch giữa doanh thu và chi phí. Theo đó, mọi giao dịch kinh tế liên quan đến tài sản, nợ phải trả, nguồn vốn chủ sở hữu, doanh thu và chi phí được ghi nhận tại thời điểm phát sinh giao dịch và không quan tâm đến thời điểm thực tế thu chi tiền. Tuy nhiên do doanh thu và chi phí có thể được ghi nhận khi tiền chưa được thu hay chi dẫn đến vấn đề quan trọng luôn cần phải xem xét đó là doanh thu và chi phí đã thực sự phát sinh chưa và nếu phát sinh rồi thì đã được ghi nhận chưa. Việc ghi nhận doanh thu và chi phí trong trường hợp này có thể chịu ảnh hưởng bởi các quyết định chủ quan của nhà quản trị. Nếu nhà quản trị có động lực muốn thay đổi lợi nhuận thì việc điều chỉnh thời điểm ghi nhận thu doanh thu và chi phí có thể dẫn đến lợi nhuận công bố thay đổi. Như vậy, hành vi quản trị lợi nhuận được thực hiện dựa trên việc điều chỉnh thời điểm và mức độ ghi nhận các khoản doanh thu và chi phí từ đó tác động đến lợi nhuận. (Dechow và Dichev, 2002, Schiepper, 1989; Healey và Wahlen, 1999).

Sử dụng dồn tích như là một thước đo quản trị lợi nhuận thì yêu cầu tách làm hai thành phần: dồn tích có thể điều chỉnh và dồn tích không thể điều chỉnh. Dồn tích không thể điều chỉnh phản ánh hiệu quả hoạt động của công ty trong khi dồn tích có thể điều chỉnh thể hiện những ước tính sai số và quản trị lợi nhuận.

1.2.3. Động cơ quản trị lợi nhuận

Verbruggen và cộng sự, 2008 cho rằng có 5 động cơ chính để thực hiện hành vi quản trị lợi nhuận: động cơ thị trường chứng khoán, tiết lộ hoặc che giấu các thông tin riêng, chi phí liên quan đến pháp luật, làm cho giám đốc điều hành có cái nhìn tốt, và những động cơ bên trong .

Ngoài ra, các nghiên cứu trước đây cũng đưa ra nhiều động cơ để quản trị lợi nhuận bao gồm: tăng lương (Baker et al., 2003), tăng giá cổ phiếu (Healey và Wahlen, 1999; Gaver, 1995; Louis và Sun,2008; Sette và cộng sự, 2016), báo cáo lợi nhuận hợp

Trường Đại học Kinh tế Huế

lý và tránh gây thiệt hại (Markarian và cộng sự, 2008; Roychowdury, 2006; Mulford Comiskey, 2012), hoàn thành kỳ vọng của thị trường chứng khoán (Subramanya, 1996; Coppens và Peek, 2005), giảm bồi thường mua lại (Kamel và Elbanna, 2010), giữ cổ tức ổn định (Daniel và cộng sự, 2008), gia tăng giá trị công ty trên thị trường (Lin và cộng sự, 2011).

1.2.4. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm trước đây trên Thế giới

Từ trước đến nay, nhận thức được tầm quan trọng giữa đòn bẩy tài chính và quản trị lợi nhuận theo cơ sở dồn tích, đã có rất nhiều tác giả nghiên cứu về mối quan hệ này. Kết quả cho thấy có hai quan điểm trái ngược nhau về mối tương quan giữa việc sử dụng nợ và việc quản trị lợi nhuận trên cơ sở dồn tích.

Quan điểm thứ nhất cho rằng đòn bẩy tài chính có tương quan dương với quản trị lợi nhuận trên cơ sở biến dồn tích .

Quan điểm thứ hai cho rằng, đòn bẩy tài chính có tương quan âm với quản trị doanh nghiệp trên cơ sở biến dồn tích.

Phần dưới đây sẽ tóm tắt lại một số nghiên cứu nổi bật của hai quan điểm trên để có thể hiểu rõ hơn về mối quan hệ này và đặc biệt là tạo cơ sở cho việc xây dựng giả thuyết để tiến hành phân tích, trả lời cho câu hỏi: Mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và quản trị lợi nhuận theo cơ sở dồn tích của các công ty niêm yết tại Việt Nam.

Có nhiều bằng chứng nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới cho thấy có tương quan âm giữa đòn bẩy tài chính và quản trị lợi nhuận trên cơ sở dồn tích. Việc sử dụng đòn bẩy tài chính giúp hạn chế việc các nhà quản lý thực hiện hành vi quản trị lợi nhuận dồn tích. Các kết quả cho thấy các doanh ngiệp sử dụng đòn bẩy cao phải chịu sự gia tăng kiểm soát của các chủ nợ, từ đó giúp hạn chế việc quản trị lợi nhuận trên cơ sở dồn tích. Becker và cộng sự (1998) tìm thấy mối quan hệ âm giữa biến giả đòn bẩy tài chính và các dồn tích không thể điều chỉnh trong đó họ xem xét các công ty đang trong tình trang khó khăn về tài chính sử dụng giảm dồn tích trước khi ký hợp đồng thương lượng.

Sự thay đổi đòn bẩy và các mức đòn bẩy có ảnh hưởng khác nhau đến quản trị lợi nhuận theo cơ sở dồn tích, và sự gia tăng đòn bẩy làm giảm hành vi quản trị lợi nhuận của nhà quản lý (Jelinek, 2007). Đây là ưu điểm của việc sử dụng nợ bởi vì việc

Trường Đại học Kinh tế Huế

gia tăng đòn bẩy giảm khả năng làm theo ý muốn cá nhân của các nhà quản lý từ đó làm giảm quản trị lợi nhuận theo cơ sở dồn tích. Những nghiên cứu tài chính gần đây kiểm định ảnh hưởng có ích của nợ ngắn hạn. Datta và cộng sự (2005) lập luận rằng các chủ nợ ngắn hạn giám sát hoạt động của các doanh nghiệp có mức độ rủi ro thanh khoản thấp có thể làm giảm chi phí đại diện, do vậy các số liệu kế toán có chất lượng cao hơn. Wasimullah và cộng sự, 2010 đã xem xét ảnh hưởng của đòn bẩy tài chính tới quản trị lợi nhuận đối với ngành công nghiệp dệt may ở Pakistan. Kết quả cho thấy đòn bẩy tài chính đóng vai trò kiểm soát, buộc các nhà quản trị phải thực hiện nghĩa vụ chi trả nợ gốc, lãi vay, do đó tránh đầu tư vào các dự án không đem lại giá trị từ dòng tiền tự do của công ty. Điều này ngụ ý rằng, đòn bẩy tài chính cao có thể hạn chế các nhà quản lý sử dụng quyền lực của mình để gia tăng các khoản dồn tích. Rodriguez và Van Hemmen (2010), Chung và cộng sự (2005) đã phát hiện ra mối tương quan âm giữa việc sử dụng nợ và quản trị lợi nhuận. Nghiên cứu chỉ ra rằng, đòn bẩy tài chính hạn chế các nhà quản trị điều chỉnh các khoản dồn tích bởi vì việc sử dụng đòn bẩy khiến cho công ty phải đối mặt với các cam kết về mặt tài chính. Zamri và cộng sự (2014) đã tìm ra đòn bẩy có tương quan âm với phần dư dòng tiền từ hoạt động kinh doanh (một trong những đại diện của quản trị lợi nhuận). Kết quả này ủng hộ cho quan điểm đòn bẩy là một trong những công cụ kiểm soát hạn chế quản trị lợi nhuận.

Việc thay đổi cấu trúc kỳ hạn nợ có thể ảnh hưởng khác nhau đến quản trị lợi nhuận. Thực tế, theo nghiên cứu Afza và Rashid (2014), nợ có kỳ hạn càng ngắn thì càng thúc đẩy quản trị lợi nhuận hơn vì ít bị chủ nợ kiểm soát trong khi nợ dài hạn hoặc tổng nợ càng cao thì càng làm giảm thiểu hoạt động quản trị lợi nhuận vì khi đó công ty bị các chủ nợ không trực tiếp làm giảm thiểu quản trị lợi nhuận mà áp đặt các điều khoản nợ nghiêm ngặt hơn để giảm thiểu khả năng nợ xấu, do đó làm giảm quản trị lợi nhuận.

Việc thực hiện quản trị lợi nhuận bởi hai yếu tố chính (Baralexis, 2004; Othman và Zagah, 2006; Mayora và Segura, 2009) đó là tối thiểu hóa thu nhập chịu thuế tạo động lực cho các công ty thực hiện giảm lợi nhuận và tạo tín hiệu đến các ngân hàng về tình hình hoạt động tốt của công ty để đạt được mức lãi suất tốt. Nghiên cứu của Noguer và Munoz (2007) tìm thấy mối quan hệ âm của chất lượng lợi nhuận và chi phí

Trường Đại học Kinh tế Huế

vay nợ cho các công ty càng lớn, kết luận rằng ở những công ty càng lớn thì quản trị lợi nhuận càng ít và những công ty nhỏ với các mối quan hệ cá nhân dẫn đến vay nợ theo quan hệ theo như nghiên cứu của Berger và Udell (2006), có xu hướng thay thế thông tin báo cáo tài chính trong việc giảm các bất cân xứng thông tin và đánh giá rủi ro vỡ nợ. Kết quả nghiên cứu cho thấy có mối quan hệ âm giữa các công ty tư nhân ở Thổ Nhĩ Kỳ và nó bất chấp quy mô cũng như mức độ nợ. Những kết quả này cũng chỉ ra rằng chất lượng lợi nhuận có tác động tăng lên chi phí nợ trong các công ty được kiểm toán. Điều này gợi ý rằng các ngân hàng đánh giá chất lượng lợi nhuận và các công ty tư nhân có thể giảm chi phí vay nợ bằng cách cung cấp kết quả lợi nhuận tốt hơn. Kết quả nghiên cứu này cũng tương tự như các nghiên cứu trước đây của Francis et la., 2005; Bharath et al., 2008; Gray et al., 2009; Aldamen và Duncan , 2013; Những kết quả này tạo động lực cho các công ty tư nhân chuẩn bị các báo cáo tài chính chất lượng hơn.

Fung và Goodwin (2013) tìm thấy mối quan hệ âm giữa nợ ngắn hạn và quản trị lợi nhuận cho các công ty có mức độ tín nhiệm cao nhất cùng với giả thuyết kiểm soát. Họ cũng cho rằng nợ ngắn hạn và biến dồn tích có thể điều chỉnh có mối quan hệ mật thiết hơn đối với những công ty càng có mức tín dụng tốt hơn so với những công ty có mức tín dụng kém hơn, cung cấp bằng chứng rằng các chủ nợ ngắn hạn cung cấp khả năng quản trị lợi nhuận.

Bên cạnh những nghiên cứu cho thấy tồn tại mối tương quan âm giữa việc sử dụng đòn bẩy tài chính đến quản trị lợi nhuận trên cơ sở dồn tích tại các công ty thì có rất nhiều kết quả nghiên cứu thực nghiệm cho thấy có mối tương quan dương giữa việc sử dụng đòn bẩy tài chính đến quản trị lợi nhuận trên cơ sở dồn tích tại các công ty.

Phần lớn các tài liệu nghiên cứu cho thấy đòn bẩy tài chính tạo động lực cho việc quản trị lợi nhuận dồn tích. Phần lớn các nghiên cứu về quản trị lợi nhuận dồn tích đều tìm thấy mối tương quan dương giữa nợ và việc các nhà quản lý thao túng lợi nhuận (Jelinek, 2007; Mamedova, 2009; Iatridis và Kadorinis, 2009, Dyreng, 2011). Mối quan hệ này xuất hiện là do sự tồn tại các các thỏa thuận trong các hợp đồng nợ của công ty. Thỏa thuận nợ được tạo ra nhằm hạn chế các nhà quản lý tham gia vào các dự án và thực hiện các quyết định tài trợ làm giảm lợi ích của các chủ nợ (Defond

Trường Đại học Kinh tế Huế

và Jiambalvo, 1994). Công ty có tỷ lệ nợ càng cao thì các thỏa thuận nợ nhằm bảo vệ quyền lợi chủ nợ càng khắt khe hơn. Bởi vì việc thay đổi thỏa thuận nợ thường tốn kém nên khi công ty tiến gần đến ngưỡng phải thay đổi các thỏa thuận nợ thì các nhà quản lý có xu hướng tăng quản trị lợi nhuận để làm giảm khả năng phá sản.

Tranh luận về mối quan hệ dương giữa nợ ngắn hạn và quản trị lợi nhuận, một số nghiên cứu cho thấy các công ty đang có khó khăn về tài chính thường che giấu các thông tin xấu bằng việc sử dụng điều chỉnh lợi nhuận trên cơ sở dồn tích. Đối với các khoản nợ ngắn hạn, công ty càng có nhiều nợ ngắn hạn, thì càng che dấu nhiều hơn thông qua việc quản trị lợi nhuận. Các điều khoản trong hợp đồng nợ thường dựa trên số liệu kế toán được báo cáo và bất kỳ những thay đổi về điều khoản nợ sẽ gây chi phí cho công ty, do đó tạo động cơ cho hành vi quản trị lợi nhuận của nhà quản lý để tránh các chi phí có thể cũng như cải thiện điều kiện tài chính của công ty nhằm tránh các vấn đề liên quan đến kiệt quệ tài chính. Nhà quản lý quản trị lợi nhuận nhằm mục đích thuyết phục chủ nợ rằng tình trạng kiệt quệ tài chính chỉ là tạm thời và có thể được phục hồi sớm (Gupta và cộng sự, 2008; Waweru và Rio, 2013).

Các điều khoản nợ được thay đổi thể hiện một tín hiệu xấu về hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp biểu thị thông qua qua giá cổ phiếu, danh tiếng của công ty và của nhà quản lý (Lous và Sun, 2008; Settel và cộng sự, 2016). Các nhà quản trị có xu hướng tham gia hoạt động điều chỉnh lợi nhuận để giảm bớt khả năng thay đổi điều khoản nợ. Các công ty có động lực để tránh vi phạm các điều khoản nợ bởi vì điều này rất tốn kém. Việc vi phạm các điều khoản nợ dẫn đến sự hạn chế trong các kế hoạch đầu tư tương lai của công ty, bởi vì các chủ nợ đã thực hiện các hành động để bảo vệ quyền lợi của họ (Chava và Roberts, 2008). Các chủ nợ tăng mức lãi suất và bổ sung thêm điều khoản nợ sau khi các công ty vi phạm các điều khoản nợ (Beneish và Press, 1993). Bên cạnh chi phí mà chủ sở hữu gánh chịu, nhiều bằng chứng cũng cho thấy việc vi phạm cũng khiến nhà quản lý chịu các khoản chi phí cá nhân đáng kể. Nini và cộng sự (2010) nhận thấy rằng tỷ lệ các CEO bị sa thải tăng lên từ 60% đến 98% sau khi công ty vi phạm các điều khoản nợ. Bởi vì cả chủ sở hữu và nhà quản lý đều phải chịu các chi phí đáng kể khi công ty vi phạm các điều khoản nợ, do đó các nhà quản lý có động lực mạnh mẽ tiến hành các hoạt động quản trị lợi nhuận nhằm làm giảm khả

Trường Đại học Kinh tế Huế

năng vi phạm các điều khoản nợ và mức độ quản trị lợi nhuận càng cao nếu có sự có mặt của các điều khoản nợ nghiêm ngặt (Kim và cộng sự , 2010). Thêm vào đó, quản trị lợi nhuận sẽ càng cao đối với công ty có rủi ro vỡ nợ tăng cao trong năm trước đó bởi vì khi nhận thấy các công ty có rủi ro vỡ nợ cao, các chủ nợ sẽ bắt công ty phải chịu các điều khoản kém hấp dẫn (thay đổi kỳ hạn trả nợ, tăng mức lãi suất hoặc tệ hơn là thu hồi toàn bộ các khoản nợ).

Zaggers- Mamedova (2009) kiểm định mối quan hệ của sự gia tăng đòn bẩy tài chính và quản trị lợi nhuận dồn tích để xem xét liệu có động lực nào cho các nhà quản lý điều chỉnh dòng tiền từ hoạt động kinh doanh (CFO) thông qua việc sử dụng quản trị lợi nhuận thực trong trường hợp đang gia tăng đòn bẩy tài chính hay không. Các kết quả chỉ ra rằng khi sử dụng giá trị tuyệt đối của nợ dài hạn trong việc tính toán đòn bẩy tài chính, các công ty đang gia tăng đòn bẩy thì có sự gia tăng quản trị lợi nhuận dồn tích thông qua việc điều chỉnh dòng tiền từ hoạt động kinh doanh. Các công ty có tỷ lệ đòn bẩy cao phải đáp ứng các kỳ vọng của nhà đầu tư, do đó các nhà quản lý có động lực mạnh mẽ để thực hiện quản trị lợi nhuận dồn tích (Safe và Fauozi, 2017). Ngoài ra, các công ty đang gia tăng đòn bẩy tài chính có khả năng quản trị lợi nhuận dồn tích cao hơn so với các công ty đã có tỷ lệ đòn bẩy cao (Zagger Mamedova, 2009; Wasimulla, 2012). Nói cách khác, sự gia tăng đòn bẩy đã tạo động lực cho nhà quản lý thực hiện hành vi quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích. Các công ty có đòn bẩy tài chính đang gia tăng có hoạt động quản trị lợi nhuận cao hơn so với các công ty có tỷ lệ tăng sử dụng đòn bẩy tài chính thấp (Zagger Mamedova, 2009; Safa Lazzem và Faozi Jilani, 2017). Nghiên cứu của Safa Lazzem và cộng sự, 2017 xem xét đến việc sử dụng đòn bẩy tài chính ảnh hưởng như thế nào đến quản trị lợi nhuận công ty. Các công ty được phân loại thành 2 nhóm chính là những công ty có tỷ lệ đòn bẩy tài chính cao (với tỷ lệ đòn bẩy tài chính cao ở cả đầu và cuối mẫu nghiên cứu) và những công ty đang gia tăng đòn bẩy tài chính (với tỷ lệ đòn bẩy tài chính thấp ở giai đoạn đầu và cao ở cuối mẫu giai đoạn). Theo đó cho thấy quản trị lợi nhuận cao hơn đối với nhóm công ty đang gia tăng sử dụng đòn bẩy tài chính. Kết quả nghiên cứu xem xét đến bản chất của mối quan hệ giữa quản trị lợi nhuận với sử dụng đòn bẩy tài chính ở các công ty. Trong đó, mức độ gia tăng sử dụng nợ càng cao, nhà quản trị càng có hành vi quản

Trường Đại học Kinh tế Huế

trị lợi nhuận (Jelinek, 2007, Safa Lazzem và cộng sự, 2017).

Trên cơ sở các bằng chứng thực nghiệm cho thấy mối tương quan dương giữa đòn bẩy tài chính và quản trị lợi nhuận trên cơ sở dồn tích (Jelinek, 2007, Wasimullah và cộng sự, 2010; Safe Lazzem và cộng sự, 2017) bài nghiên cứu đưa ra các giả thiết kỳ vọng như sau:

Thứ nhất, có mối tương quan dương giữa đòn bẩy tài chính và quản trị lợi nhuận trên cơ sở dồn tích tại các công ty niêm yết Việt Nam.

Thứ hai, trong cùng một giai đoạn nghiên cứu, các doanh nghiệp có mức độ gia tăng đòn bẩy tài chính nhiều sẽ quản trị lợi nhuận hơn so với các doanh nghiệp vốn có đòn bẩy tài chính cao, mức gia tăng đòng bẩy tài chính thấp.

Các giải thuyết kỳ vọng trong bài nghiên cứu được dựa trên cơ sở các bằng chứng thực nghiệm về ảnh hưởng của đòn bẩy tài thúc đẩy hành vi quản trị lợi nhuận trên cơ sở dồn tích của các nhà quản lý . Theo đó, các công ty có tỷ lệ nợ càng cao càng có động cơ điều chỉnh lợi nhuận kết toán tốt hơn so với thực tế nhằm đạt được các điều kiện tính dụng ưu đãi hoặc tránh làm thay đổi các điều khoản tín dụng hơn. Điều này phù hợp với thực tế hoạt động kinh doanh tại Việt Nam khi chất lượng các báo cáo tài chính và việc công khai thông tin tình hình tài chính của các doanh nghiệp trên thị trường còn nhiều hạn chế tạo điều kiện thuận lợi cho hành vi điều chỉnh lợi nhuận kế toán nhằm các mục tiêu kinh tế được tiến hành dễ dàng hơn.

Trường Đại học Kinh tế Huế

CHƯƠNG 2: DỮ LIỆU VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

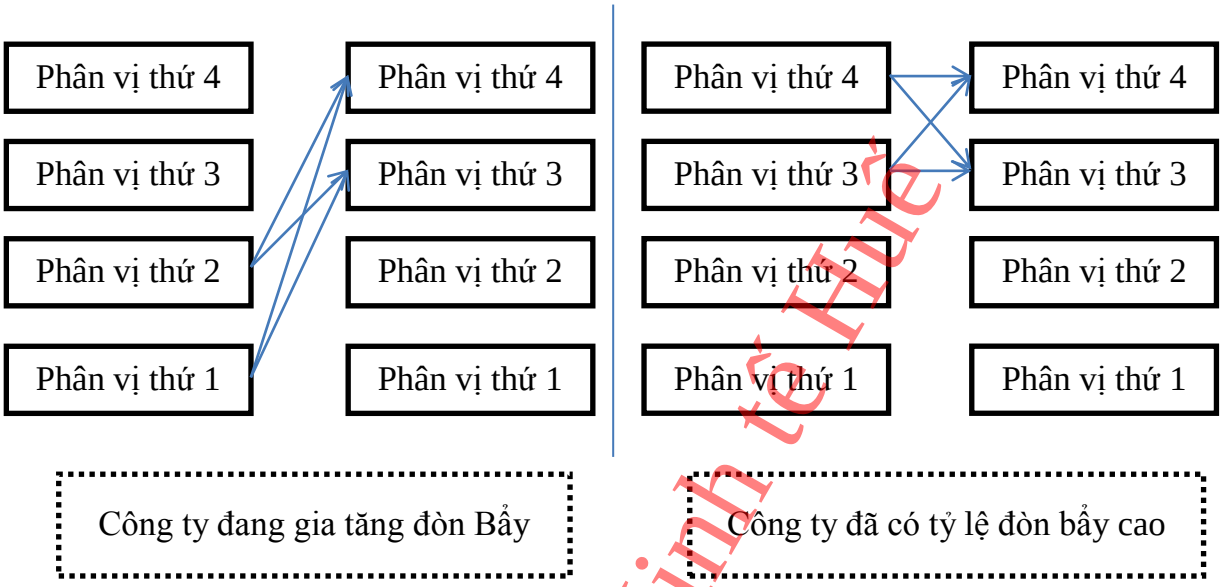
2.1. Dữ liệu nghiên cứu

Tập mẫu ban đầu là các công ty niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam giai đoạn từ 2009 - 2017, bài nghiên cứu loại bỏ các công ty tài chính và các công ty bảo hiểm. Các công ty được lựa chọn một cách ngẫu nhiên, hoạt động trong nhiều ngành nghề khác nhau. Dữ liệu của các biến trong bài nghiên cứu là các dữ liệu tài chính, dữ liệu kế toán được công bố trên các báo cáo tài chính và báo cáo thường niên của 544 công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn từ 2009 – 2017. Tất cả các thông tin tài chính này được thu thập trên các website: www.vietstock.vn, www.cophieu68.vn, www.cafef.vn.

Với mẫu dữ liệu đã thu thập được, tác giả tiến hành chọn lọc lại dữ liệu như sau: Mẫu nghiên cứu chỉ bao gồm 2 nhóm công ty là công ty đang gia tăng đòn bẩy và công ty đã có tỷ lệ đòn bẩy cao. Tiêu chí để xếp loại các công ty vào một trong hai nhóm này được trình bày bởi Jelinek (2007), Zagers-Mamedova (2009) và Wasimullah và đồng sự (2010), Lazzem (2017). Dựa vào sự phân bố và phân tán, ta xếp tỷ lệ đòn bẩy của các công ty trong mẫu vào các phân vị của tứ phân vị. Dùng hàm tứ phân vị trong excel để xác định tỷ lệ đòn bẩy tài chính của một công ty thuộc tứ phân vị nào trong năm nghiên cứu. Một công ty được phân loại là công ty đang gia tăng đòn bẩy nếu thỏa mãn hai điều kiện đó là trong năm đầu tiên của giai đoạn nghiên cứu (2009) có tỷ lệ đòn bẩy nằm trong phân vị thứ nhất hoặc phân vị thứ hai của phân phối mẫu và đến năm cuối cùng của giai đoạn nghiên cứu (2017), tỷ lệ đòn bẩy tăng lên và thuộc phân vị thứ ba hoặc thứ tư. Công ty được xếp vào nhóm đã có tỷ lệ đòn bẩy cao nếu tỷ lệ đòn bẩy của nó đã nằm phân vị thứ ba hoặc thứ tư trong cả ở năm đầu tiên lẫn năm cuối cùng của giai đoạn nghiên cứu. Đối với các công ty không được xếp vào nhóm các công ty đang gia tăng đòn bẩy hoặc nhóm các công ty đã có tỷ lệ đòn bẩy cao thì bị loại ra khỏi mẫu. Sau khi áp dụng các tiêu chuẩn phân loại trên, 276 công ty đã bị loại. Mẫu nghiên cứu chỉ còn lại 268 công ty phi tài chính.

Trường Đại học Kinh tế Huế

Bảng 2.1. Dưới đây thể hiện cách xác định các công ty đang gia tăng đòn bẩy tài chính và các công ty đã có tỷ lệ đòn bẩy tài chính cao trong giai đoạn nghiên cứu.



Nhóm 1: Công ty đang gia tăng đòn bẩy bao gồm các công ty có tỷ lệ đòn bẩy tài chính tăng trong giai đoạn nghiên cứu. Trong đó tỷ lệ đòn bẩy năm đầu kỳ nghiên cứu ở tứ phân vị thứ 1,2 và tỷ lệ đòn bẩy năm cuối kỳ nghiên cứu ở tứ phân vị 3,4.

Nhóm 2: Công ty đã có tỷ lệ đòn bẩy tài chính cao trong giai đoạn nghiên cứu. Trong đó, tỷ lệ đòn bẩy năm đầu kỳ nghiên cứu và năm cuối kỳ nghiên cứu đều thuộc tứ phân vị 3,4.

2.2. Phương pháp nghiên cứu

2.2.1 Các mô hình đo lường quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở biến dồn tích có thể điều chỉnh

Trong các bài nghiên cứu trước đây, dồn tích có thể điều chỉnh thường được sử dụng làm đại diện cho việc quản trị lợi nhuận. Hầu hết các nghiên cứu đều tính toán các khoản dồn tích có thể điều chỉnh bằng cách sử dụng phương pháp ước lượng bình phương nhỏ nhất (OLS) với dữ liệu thời gian hoặc dữ liệu chéo. Tuy nhiên, hồi quy dữ liệu bảng thì chính xác hơn đối với các quan sát năm đối với mỗi công ty. Theo Hsiao (2005), dữ liệu bảng có nhiều ưu điểm hơn dữ liệu chuỗi thời gian và dữ liệu chéo.

Trong thực tế, các khoản dồn tích có thể được tính toán bởi hai phương pháp. Phương pháp trực tiếp xác định chênh lệch giữa thu nhập ròng và dòng tiền hoạt động trong khi phương pháp gián tiếp ước lượng từng thành phần: nhu cầu vốn lưu động và

Trường Đại học Kinh tế Huế

nghịch đảo khấu hao. Trong nghiên cứu này, phương pháp trực tiếp được sử dụng vì phù hợp hơn phương pháp gián tiếp. Để xác định tính vững của các kết quả, bài nghiên cứu ước lượng các khoản dồn tích có thể điều chỉnh bằng bốn mô hình ước lượng khác nhau để thể hiện hết các khía cạnh khác nhau của việc quản trị lợi nhuận. Bốn mô hình được trình bày bởi Hribar và Collins (2002), Kothari và đồng sự, (2005), McNichols (2002) và Raman và Shahrur (2008). Phần dư của các mô hình này được sử dụng làm đại diện cho các khoản dồn tích có thể điều chỉnh được.

Mô hình 1: Mô hình của Hribar và Collins (2002). Dồn tích có thể điều chỉnh được tính toán dựa trên các số liệu trên báo cáo kết quả kinh doanh.

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = \propto_0(1/A_{i,t-1}) + \propto_1(\Delta REV_{i,t}/A_{i,t-1}) + \propto_2(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + u_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó:

- $TA_{i,t}$: Tổng dồn tích của doanh nghiệp i trong năm t ;
- $TA_{i,t}$= Thu nhập hoạt động$_{i,t}$ - dòng tiền hoạt động $_{i,t}$
- $A_{i,t-1}$= Tổng tài sản đầu kỳ của doanh nghiệp i trong năm t
- $\Delta REV_{i,t}$= Thay đổi doanh thu – thay đổi trong khoản phải thu của doanh nghiệp i năm t
- $PPE_{i,t}$ = tài sản cố định của doanh nghiệp i năm t
- $u_{i,t}$ = thành phần tác động ngẫu nhiên hoặc cố định (bằng 0 nếu như hồi quy OLS)
- $\varepsilon_{i,t}$= các nhân tố ngẫu nhiên không được định danh
- Phần dư ($u_{i,t}+ \varepsilon_{i,t}$) là biến đại diện cho dồn tích có thể điều chỉnh

Tất cả các biến trong mô hình được chuẩn hóa bởi tổng tài sản có độ trễ t-1 năm để giảm thiểu vấn đề phương sai thay đổi.

Mô hình 2: Mô hình của Kothari và đồng sự (2005). Mô hình này điều chỉnh mô hình của Hribar và Collins (2002) bởi một chỉ báo hiệu quả hoạt động là tỷ suất sinh lợi trên tổng tài sản (ROA). Mô hình này kết hợp các khoản dồn tích và ROA như một thước đo hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = \propto_0(1/A_{i,t-1}) + \propto_1(\Delta REV_{i,t}/A_{i,t-1}) + \propto_2(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \propto_3(ROA_{i,t-1}) + u_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Trường Đại học Kinh tế Huế

Trong đó :

- $ROA_{i,t-1}$ = tỷ suất sinh lợi trên tổng tài sản.

Mô hình 3: Mô hình của McNichols (2002). Mô hình này xem xét các khoản dồn tích bằng cách kiểm soát các dòng tiền hoạt động năm t-1, năm t và năm t+1.

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = \propto_0(1/A_{i,t-1}) + \propto_1(\Delta REV_{i,t}/A_{i,t-1}) + \propto_2(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \propto_3(CFO_{i,t}/Ai_{,t-1}) + \propto_4(CFO_{i,t-1}/Ai_{,t-2}) + \propto_5(CFO_{i,t+1}/Ai_{,t}) + u_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó:

- $CFO_{i,t}$ = dòng tiền hoạt động của doanh nghiệp i năm t
- $CFO_{i,t-1}$ = dòng tiền hoạt động của doanh nghiệp i năm t-1
- $CFO_{i,t+1}$ = dòng tiền hoạt động của doanh doanh nghiệp i năm t+1

Mô hình 4: Mô hình của Raman và Shahrur (2008) với một cách tiếp cận mới để đo lường quản trị lợi nhuận. Mô hình này ước tính các khoản dồn tích bằng cách điều chỉnh mô hình Jones bởi hiệu quả hoạt động và tăng trưởng của công ty.

$$TA_{i,t}/A_{i,t-1} = \propto_0(1/A_{i,t-1}) + \propto_1(\Delta REV_{i,t}/A_{i,t-1}) + \propto_2(PPE_{i,t}/A_{i,t-1}) + \propto_3(ROA_{i,t-1}) \propto_4 BM_{i,t} + u_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó:

- $BM_{i,t}$ = tỷ số tổng tài sản /(tổng tài sản- giá trị số sách của vốn cổ phần + giá trị thị trường vốn cổ phần của doanh nghiệp i năm t)

2.2.2. Mô hình nghiên cứu kiểm định tác động của đòn bẩy tài chính đến quản trị lợi nhuận dựa trên biến dồn tích có thể điều chỉnh

Để kiểm định giả thuyết về bản chất tác động của đòn bẩy tài chính đến giá trị tuyệt đối của biến dồn tích có thể điều chỉnh như là biến đại diện cho quản trị lợi nhuận, bài nghiên cứu tiến hành ước lượng lần lượt với 3 mô hình hồi quy đối với dữ liệu bảng là Pooled OLS, Fixed effects model (FEM) và Random effects model (REM) với biến dồn tích có điều chỉnh được tính toán theo bốn mô hình nêu trên là biến phụ thuộc. Mô hình hồi quy là:

Mô hình 5 : Mô hình kiểm định tác động của đòn bẩy tài chính đến quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở biến dồn tích có thể điều chỉnh

$$|DAC_{i,t}| = = \propto_1 + \beta_1 LEV_{i,t} + \beta_2 LEVINC_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 SFR_{i,t} + \beta_5 INTEXP_{i,t} + u_{i,t}$$

Trong đó:

Trường Đại học Kinh tế Huế

- $u_{i,t}$: sai số
- i: doanh nghiệp i
- t: kỳ phân tích (năm)
- *Tỷ số đòn bẩy tài chính (LEV):* tỷ số đòn bẩy tài chính được tính toán bằng tỷ số nợ dài hạn trên giá trị sổ sách vốn cổ phần. Thước đo này được sử dụng bởi Jelinek (2007) và Wasimullah etal., (2010), Safe Lazzem và cộng sự (2017). Bài nghiên cứu kỳ vọng tương quan dương giữa việc sử dụng đòn bẩy tài chính và quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích. Theo đó, các công ty càng sử dụng đòn bẩy tài chính cao càng có quản trị lợi nhuận cao.
- *Sự gia tăng của tỷ số đòn bẩy tài chính (LEVINC):* đây là biến giả nhận giá trị 1 nếu công ty được phân vào nhóm đang có tỷ lệ đòn bẩy tài chính gia tăng trong thời kỳ nghiên cứu và nhận giá trị 0 nếu nó được phân vào nhóm công ty có tỷ lệ đòn bẩy tài chính cao trong suốt thời kỳ nghiên cứu. Thước đo này được sử dụng trong các nghiên cứu của Jelinek (2007), Zagers- Mamedova (2009) và Wasimullah và cộng sự (2010), Lazzem (2017) để đo lường tác động của đòn bẩy tài chính trong một thời kỳ nghiên cứu. Dựa trên các kết quả nghiên cứu của Wasimullah và cộng sự (2010), Safe Lazzem và cộng sự (2017) bài nghiên cứu kỳ vọng dấu (+) giữa biến giả mức độ đòn bẩy tài chính với quản trị lợi nhuận. Theo đó, các công ty có tỷ lệ đòn bẩy đang gia tăng trong thời kỳ nghiên cứu có hành vi quản trị lợi nhuận cao hơn so với các công ty vốn có tỷ lệ đòn bẩy tài chính cao trong giai đoạn nghiên cứu.
- *Tỷ suất sinh lợi trên tổng tài sản (ROA):* Theo Kothari et al., (2005) và Wasimullah et al., (2010) đã sử dụng ROA để kiểm soát tác động ảnh hưởng của hoạt động kinh doanh hiện tại đến hoạt động quản trị lợi nhuận dựa trên các dồn tích có thể điều chỉnh. Nghiên cứu Safa Lazzem và cộng sự (2017), cho thấy các giám đốc của công ty có hoạt động kinh doanh kém sẽ có nhiều động lực hơn để thực hiện quản trị lợi nhuận. Bài nghiên cứu kỳ vọng dấu (+) cho biến ROA trong mô hình hồi quy, theo đó ROA có tác động cùng chiều đến quản trị lợi nhuận.
- *Tỷ số tự tài trợ (SFR):* Tỷ số này cho thấy khả năng tự trài trợ của công ty trong việc đầu tư các tài sản cố định của mình. Wasimullah (2010), Safa Lazzem và cộng sự (2017) tìm thấy bằng chứng về mối tương quan nghịch chiều của khả năng tự

Trường Đại học Kinh tế Huế

tài trợ với quản trị lợi nhuận trên cơ sở dồn tích. Theo đó, bài nghiên cứu kỳ vọng dấu (-) của biến chỉ số tự tài trợ trong mô hình hồi quy.

- *Chi phí lãi vay (INTEXP):* Thước đo này được sử dụng trong nghiên cứu của Jelinek (2007), Wasimullah (2010) và Safa Lazzem (2017) theo đó tỷ lệ đòn bẩy càng cao càng dẫn đến sựu gia tăng lãi các khoản chi trả lãi, giảm lợi nhuận thuần. Khi công ty có tỷ lệ đòn bẩy càng cao, các giám đốc càng phải cố gắng đáp ứng kỳ vọng của các trái chủ, người cho vay và cổ đông. Do đó càng thúc đẩy họ sử dụng càng nhiều phương thức khác nhau nhằm thao túng lợi nhuận, điều chỉnh lợi nhuận kế toán theo kỳ vọng mong đợi đó. Do đó, càng có tỷ lệ đòn bẩy cao, chi phí lãi vay càng cao thì quản trị lợi nhuận của công ty càng có xu hướng thực hiện nhiều hơn (Lazzem, 2017). Dựa trên các kết quả nghiên cứu Jelinek (2007), Wasimullah (2010), Lazzem (2017) tác giả kỳ vọng dấu (+) giữa biến chi phí lãi vay đến quản trị lợi nhuận trên cơ sở dồn tích.

Bảng 2.2: Mô tả và kỳ vọng dấu của các biến trong mô hình

STT	Biến	Định nghĩa	Kỳ vọng dấu
1	**$DAC_{i,t}$**	Dồn tích có thể điều chỉnh (đại diện cho quản trị lợi nhuận) là phần dư được hồi quy theo 4 mô hình trình bày ở phần trên	
2	**LEV**	$\frac{Nợ\ dài\ hạn}{Giá\ trị\ sổ\ sách\ của\ vốn\ cổ\ phần}$	+
3	**LEVINC**	Biến giả: -Công ty được phân loại là công ty đang gia tăng đòn bẩy: 1 -Công ty được phân loại là công ty đã có tỷ lệ đòn bẩy cao: 0	+
4	**ROA**	$\frac{Lợi\ nhuận\ sau\ thuế}{Tổng\ tài\ sản}$	+
5	**SFR**	$\frac{Dòng\ tiền\ hoạt\ động}{Đầu\ tư\ ròng\ vào\ tài\ sản\ cố\ định}$	-
6	**INTEXP**	$\frac{Lãi\ vay}{Tổng\ nợ\ vay}$	+

Nguồn: Tác giả tự tổng hợp dựa trên các kết quả nghiên cứu thực nghiệm của Jelinek (2007), Wasimullah và cộng sự (2010), Safa Lazzem và cộng sự (2017).

Trường Đại học Kinh tế Huế

2.2.3. Các kiểm định sử dụng trong bài nghiên cứu

a. Kiểm định hiện tượng đa cộng tuyến:

Đa cộng tuyến là hiện tượng các biến độc lập có tương quan chặt chẽ với nhau. Việc xuất hiện đa cộng tuyến làm tăng độ lệch chuẩn của các hệ số hồi quy và làm giảm ý nghĩa thống kê của các biến trong khi hệ số R^2 vẫn khá cao. Do đó cần xác định hệ số phóng đại phương sai (VIF – Variance inflation factor) của mỗi biến để xác định đa cộng tuyến. Nếu giá trị VIF > 10 thì biến có hiện tượng đa cộng tuyến và sẽ tiến hành điều chỉnh lại.

b. Kiểm định sự tồn tại của các ảnh hưởng cố định (Kiểm định F)

Để lựa chọn xem giữa mô hình Pooled OLS và FEM, mô hình nào phù hợp hơn ta tiến hành thực hiện kiểm định F với giả thiết:

H_0: Không có sự khác biệt giữa các đối tượng và các thời điểm khác nhau (tức là mô hình Pooled – OLS phù hợp)

H_1: Tồn tại sự khác biệt giữa các đối tượng và các thời điểm khác nhau (tức là mô hình FEM phù hợp)

Nếu bác bỏ giả thiết H_0, bài nghiên cứu sẽ lựa chọn mô hình FEM, ngược lại nếu giả thiết H_0 được chấp nhận có nghĩa là mô hình Pooled OLS phù hợp hơn mô hình FEM.

c. Kiểm định Breusch Pagan Lagrangian

Kiểm định này cho phép lựa chọn mô hình Pooled OLS hay mô hình REM phù hợp hơn với giả thiết:

H_0: Sai số không tồn tại tác động ngẫu nhiên (mô hình Pooled OLS phù hợp)

H_1: Sai số tồn tại tác động ngẫu nhiên (mô hình REM phù hợp)

Nếu chấp nhận giả thiết H_0 bài nghiên cứu sẽ lựa chọn mô hình Pooled OLS, ngược lại nếu bác bỏ giả thiết H_0, chấp nhận giả thiết H_1, mô hình REM sẽ phù hợp hơn trong bài nghiên cứu.

d. Kiểm định Hausman

Để lựa chọn giữa mô hình FEM và mô hình REM, bài nghiên cứu sử dụng kiểm định Hausman. Giả thiết của mô hình Hausman là:

H_0: Ước lượng thu được từ Mô hình FEM và REM không khác biệt

H_1: Ước lượng thu được từ Mô hình FEM và REM là khác biệt

Nếu chấp nhận giả thiết H_0, nghĩa là mô hình REM phù hợp hơn mô hình FEM và ngược lại bác bỏ giả thiết H_0 bài nghiên cứu sẽ lựa chọn mô hình FEM

Trường Đại học Kinh tế Huế

CHƯƠNG 3: KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

3.1. Thống kê mô tả

Bảng 3.1: Thống kê mô tả các biến độc lập

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
LEV	1,897	0.6505821	0.8946671	.0063754	12.23702
LEVINC	1,897	0.7063785	0.4555407	0	1
INTEXP	1,597	0.1024223	0.0584476	0.0112842	0.3441934
SFR	1,881	0.1977915	3.970769	-28.06387	35.99875
ROA	1,897	0.047203	0.0736161	-1.587402	0.5009554

Nguồn: Tác giả tự tính toán từ phần mềm Stata

Trung bình về tỷ lệ đòn bẩy của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam là 65% trong đó các công ty đang gia tăng sử dụng đòn bẩy tài chính trong thời kỳ nghiên cứu và công ty vốn sử dụng đòn bẩy tài chính cao có giá trị lớn nhất là 12.2. Qua đó cho thấy trong giai đoạn 2009-2017 các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong mẫu có tỷ lệ đòn bẩy tài chính cao. Các khoản nợ dài hạn là một nguồn tài trợ quan trọng đối với các công ty trong mẫu.

Đối với biến giải LEVINC, ta thấy có 71% các công ty trong mẫu được phân loại là các công ty đang gia tăng sử dụng đòn bẩy tài chính với độ lệch chuẩn là 0.46. Điều này phù hợp với tình hình sử dụng đòn bẩy tài chính các của các công ty.

Biến chi phí lãi vay INTEXP có giá trị trung bình là 0.1. Qua đó cho thấy trung bình chi phí lãi vay mà cac công ty trong mẫu phải trả chiếm 10% tổng nợ vay,

Trung bình của biến tỷ số tự tài trợ SFR là 19.8%. Cho thấy khả năng tự tài trợ cho các tài sản cố định bằng nguồn lực tài chính của mình của các công ty chưa cao.

Biến tỷ suất sinh lời của tổng tài sản ROA thay đổi trong khoảng từ -1.6 đến 0.5, giá trị trung bình là 0.047.

Để thực hiện ước lượng mô hình, trước tiên bài nghiên cứu xem xét mức tương quan của các biến trong mô hình và kiểm tra vấn đề đa cộng tuyến.

Trường Đại học Kinh tế Huế

Bảng 3.2: Ma trận hệ số tương quan

	LEV	LEVINC	INTEXP	SFR	ROAit
LEV	1.000				
LEVINC	-0.2153	1.000			
INTEXP	-0.1415	0.0490	1.000		
SFR	-0.0430	0.0044	0.0264	1.000	
ROA	-0.2346	0.0622	0.0507	0.0513	1.000

Nguồn: Tác giả tự tính toán từ phần mềm Stata

Bảng 3.3: Kết quả hệ số phóng đại VIF các biến độc lập

Biến	VIF	1/VIF
LEV	1.13	0.888400
LEVINC	1.05	0.952862
INTEXP	1.02	0.978652
SFR	1.00	0.995932
ROA	1.06	0.942769
Mean VIF	1.05	

Nguồn: Tác giả tự tính toán từ phần mềm Stata

Ma trận hệ số tương quan cho thấy mối tương quan giữa các biến giải thích trong mô hình là thấp. Hệ số phóng đại VIF của các biến độc lập đều nhỏ hơn 10, giá trị trung bình là 1.3<10. Qua đó cho thấy không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến.

Trình bày thống kê mô tả giá trị tuyệt đối các khoản dồn tích có thể điều chỉnh được tính dựa trên 4 mô hình đã giới thiệu ở chương 3.

Trường Đại học Kinh tế Huế

Bảng 3.4: Thống kê mô tả giá trị tuyệt đối các khoản dồn tích có thể điều chỉnh

	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Phương pháp 1: Mô hình của Hribar và Collins (2002)					
|DAC1|	1,894	1.118068	3.317387	0.001189	111.1933
Phương pháp 2: Mô hình của Kothari và đồng sự (2005)					
|DAC2|	1,894	1.119335	3.315851	0.001078	111.1391
Phương pháp 3: Mô hình của McNichols (2002)					
|DAC3|	1,870	0.0533661	0.0598673	0.000291	0.6264346
Phương pháp 4: Mô hình của Raman và Shahrur (2008)					
|DAC4|	1,707	0.1012572	0.1254311	0.000377	2.2761833

Nguồn: Tác giả tự tính toán từ phần mềm Stata

Kết quả từ thống kê mô tả cho thấy đối với cả bốn phương pháp đo lường thì giá trị trung bình của trị tuyệt đối các khoản dồn tích có thể điều chỉnh đều khác 0. Trong đó, giá trị trung bình, độ lệch chuẩn, giá trị nhỏ nhất và giá trị lớn nhất của trị tuyệt đối các khoản dồn tích có thể điều chỉnh được tính toán dựa trên phương pháp 1 và 2 gần xấp xỉ nhau. Điều này cho thấy việc tồn tại quản trị lợi nhuận ở các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam là có cơ sở để xem xét. Đồng thời qua đó ngụ ý rằng các nhà quản trị doanh nghiệp có thể đang cố gắng che dấu các thất bại của hoạt động kinh doanh bằng việc điều chỉnh lợi nhuận và chất lượng của các thông tin tài chính, kế toán của công ty cung cấp chưa cao.

3.2. Kết quả kiểm định lựa chọn mô hình nghiên cứu

Bài nghiên cứu tiến hành hồi quy dữ liệu bảng theo 3 mô hình Pooled OLS, FEM và REM. Tiếp theo, bài nghiên cứu sử dụng một số kiểm định để lựa chọn mô hình phù hợp.

Trường Đại học Kinh tế Huế

Bảng 3.5. Hồi quy mô hình với |DAC| được tính theo mô hình 1 - Mô hình của Hribar và Collins (2002) với mức ý nghĩa 5%

Biến độc lập	POLS	FEM	REM
Constant	0.7256313 (3.7)	0.6539431 (2.82)	0.684322 (2.64)
LEV	-0.1140566 (-1.22)	-0.1199504 (-0.7)	-0.1183 (-0.91)
LEVINC	0.2972649 (1.66)	0	0.4345323 (1.32)
ROA	1.273817 (0.89)	4.289482 (2.21)	2.829777 (1.68)
SFR	-0.000114 (-0.8)	-0.0000933 (-0.68)	-0.0000996 (-0.75)
INTEXP	2.253578 (1.73)	2.358468 (1.66)	2.192651 (1.65)
Số quan sát	1584	1584	1584
R^2	0.0073	0.0071	0.0069
F test		2.53 (0.0000)	
Breusch Pagan			3.51 (0.0306)
Hausman Test		2.43 (0.4887)	2.43 (0.4887)

Nguồn: Tác giả tự tính toán từ phần mềm Stata

Mô hình POLS có mức giải thích cao nhất trong 3 mô hình với R^2 = 0.0073 trong khi FEM và REM lần lượt là 0.0071 và 0.0069. Bên cạnh đó, kết quả thu được từ kiểm định F, F test = 2.53 và P-value = 0.0000, bác bỏ giả thiết H_0 cho thấy ước lượng tác động cố định là thích hợp.

Mặt khác, kiểm định Breusch-Pagan cũng được sử dụng kể kiểm tra tính phù hợp của ước lượng tác động ngẫu nhiên với kết quả thu được là 3.51 và P-value = 0.0306, bác bỏ H_0 cho thấy sai số trong ước lượng có bao gồm sai lệch giữa các nhóm và thích hợp với ước lượng ngẫu nhiên.Từ đó bài nghiên cứu nhận thấy cần sử dụng kiểm định Hausman để lựa chọn mô hình FEM và REM.

Trường Đại học Kinh tế Huế

Tiếp tục sử dụng kiểm định Hausman thu được kết quả là 2.43 và P-value = 0.4887, có sự khác biệt giữa hai ước lượng tác động cố định và ước lượng tác động ngẫu nhiên.

Tương tự, bài nghiên cứu sử dụng các kiểm định để lựa chọn mô hình phù hợp khi $|DAC|$ được tính theo mô hình của Kothari và cộng sự (2005). Bảng 4.6 trình bày các kết quả hồi quy theo 3 mô hình Pooled OLS, FEM và REM.

Bảng 3.6. Hồi quy mô hình với |DAC| được tính theo mô hình 2 – Mô hình của Kothari và cộng sự (2005) với mức ý nghĩa 5%

Biến độc lập	POLS	FEM	REM
Constant	0.7365889 (3.75)	0.6746914 (2.91)	0.7026807 (2.71)
LEV	-0.110124 (-1.18)	-0.1197463 (-0.7)	-0.1164503 (-0.90)
LEVINC	0.2959268 (1.65)	0	0.4309139 (1.31)
ROA	1.251285 (0.87)	4.288418 (2.21)	2.833558 (1.69)
SFR	-0.0001148 (-0.81)	-0.0000958 (-0.69)	-0.0001017 (-0.76)
INTEXP	2.163399 (1.66)	2.18441 (1.54)	-2.039452 (1.54)
Số quan sát	1584	1584	1584
R^2	0.0070	0.0068	0.0066
F test		2.53 (0.0000)	
Breusch Pagan			3.48 (0.0310)
Hausman Test		2.40 (0.4933)	2.40 (0.4933)

Nguồn: Tác giả tự tính toán từ phần mềm Stata

Kết quả thu được cho thấy chỉ số R^2 của mô hình POLS cao nhất trong 3 mô hình với giá trị 0.0070 khi sử dụng phương pháp của Kothari và cộng sự (2005) để tính toán giá trị các khoản dồn tích có điều chỉnh. Tuy nhiên, F test cho giá trị 2.53 và P-value = 0.0000 vì vậy sử dụng mô hình FEM phù hợp hơn so với POLS. Tương tự với

Trường Đại học Kinh tế Huế

mô hình REM, kiểm định Breusch-Pagan cho kết quả bác bỏ H_0 cho thấy mô hình REM phù hợp hơn so với POLS. Kiểm định Hausman thu được kết quả 2.40 với P-value = 0.4933, cho thấy cả 2 mô hình FEM và REM có sự khác biệt.

Tiếp tục xem xét kết quả hồi quy 3 mô hình Pooled OLS, FEM và REM theo phương pháp của McNicholas (2002).

Bảng 3.7. Hồi quy mô hình với |DAC| được tính theo mô hình 3- Mô hình McNicholas (2002) với mức ý nghĩa 5%

Biến độc lập	POLS	FEM	REM
Constant	0.0221308 (6.71)	0.0214533 (5.34)	0.0206384 (5.01)
LEV	0.0048142 (3.05)	0.011209 (3.81)	-0.0071057 (3.42)
LEVINC	0.0094071 (3.12)	0	0.0127421 (0.0048944)
ROA	0.3486978 (14.35)	0.3361215 (0.034061)	0.3562002 (12.70)
SFR	-3.47e-06 (-1.46)	-2.41e-06 (-1.02)	-2.95e-06 (-1.30)
INTEXP	0.0668885 (3.05)	0.060019 (2.45)	0.0636051 (2.84)
Số quan sát	1569	1569	1569
R^2	0.1285	0.0750	0.0732
F test		2.23 (0.0000)	
Breusch Pagan			51.11 (0.0000)
Hausman Test		6.25 (0.1000)	6.25 (0.1000)

Nguồn : tác giả tự tính toán từ phần mềm Stata

Mô hình POLS tiếp tục nắm giữ chỉ số R^2 cao nhất trong 3 mô hình. Tuy nhiên vẫn như ở mô hình 2, các kiểm định F test và Breusch-Pagan đều cho thấy FEM và REM đều phù hợp hơn so với POLS. Kiểm định Hausman cho giá trị 6.25 và P-value

Trường Đại học Kinh tế Huế

= 0.1000, cho thấy rằng REM phù hợp hơn so với FEM. Kết quả thu được này giống với khi hồi quy theo mô hình Hribar và Collins (2002) và mô hình của Kothari và cộng sự (2005).

Bảng dưới đây trình bày các kết quả hồi quy biến dồn tích có thể điều chỉnh được tính toán theo mô hình Raman và Shahrur (2008).

Bảng 3.8. Hồi quy mô hình với |DAC| được tính theo mô hình 4 - Mô hình Raman và Shahrur với với ý nghĩa 5%

Biến độc lập	POLS	FEM	REM
Constant	0.0932438 (10.88)	0.0823573 (7.37)	0.0931242 (10.66)
LEV	-0.0016958 (-0.41)	0.0172209 (2.00)	-0.0011069 (-0.26)
LEVINC	0.0133603 (0.0078457)	0	0.0133762 (1.64)
ROA	0.1939318 (3.06)	0.5414636 (5.48)	0.208488 (0.064488)
SFR	-0.0000388 (-6.44)	-0.0000346 (-5.40)	-0.0000385 (-6.41)
INTEXP	-0.0445956 (-0.77)	-0.1773368 (-2.58)	-0.0537199 (-0.92)
Số quan sát	1446	1446	1446
R^2	0.0366	0.0549	0.0417
F test		1.43 (0.0001)	
Breusch Pagan			15.83 (0.000)
Hausman Test		33.26 (0.0000)	33.26 (0.0000)

Nguồn: Tác giả tự tính toán từ phần mềm Stata

Giống như mô hình Hribar và Collin (2002), POLS có chỉ số R^2 thấp nhất. Kiểm định F test và Breusch-Pagan đều cho thấy rằng FEM và REM đều phù hợp. Kiểm định Hausman cho kết quả 33.26 và P-value = 0.0000, bác bỏ H_0, mô hình FEM phù hợp hơn so với mô hình REM.

Trường Đại học Kinh tế Huế

Từ kết quả của 4 mô hình trên, ta thấy khi tiến hành hồi quy phương trình xem xét mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và các khoản dồn tích điều chỉnh lần lượt bằng mô hình Pooled OLS, FEM và REM, trong đó biến dồn tích được tính dựa trên 3 phương trình khác nhau đầu tiên thì mô hình REM có sự phù hợp là phù hợp, riêng phương trình 4 thì mô hình FEM phù hợp hơn.để hồi quy khi kiểm tra tác động của đòn bẩy tài chính đến các khoản dồn tích của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2009 – 2017.

3.3. Phân tích chi tiết mô hình được chọn

Với các kiểm định đã được trình bày ở phần trên, mô hình FEM đã thể hiện là mô hình phù hợp nhất so với 2 mô hình hồi quy dữ liệu bảng Pooled OLS và REM để kiểm định tác động của đòn bẩy tài chính đến quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích tại các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Do vậy, phần này tiến hành nghiên cứu chi tiết các kết quả theo mô hình FEM đã chọn.

Bảng 3.9. Phân tích chi tiết mô hình FEM được chọn với mức ý nghĩa 5%

|DAC|	**Mô hình 1 Mô hình của Hribar và Collins (2002)**	**Mô hình 2 Mô hình của Kothari và đồng sự (2005)**	**Mô hình 3 Mô hình của Mc Nichols (2002)**	**Mô hình 4 Mô hình của Raman và Shahrur (2008)**
Constant	0.684322 (2.64)	0.7026807 (2.71)	0.0206384 (5.01)	0.0823573 (7.37)
LEV	-0.1183 (-0.91)	-0.1164503 (-0.90)	-0.0071057 (3.42)	0.0172209 (2.00)
LEVINC	0.4345323 (1.32)	0.4309139 (1.31)	0.0127421 (0.0048944)	0
ROA	2.829777 (1.68)	2.833558 (1.69)	0.3562002 (12.70)	0.5414636 (5.48)
SFR	-0.0000996 (-0.75)	-0.0001017 (-0.76)	-2.95e-06 (-1.30)	-0.0000346 (-5.40)
INTEXP	2.192651 (1.65)	-2.039452 (1.54)	0.0636051 (2.84)	-0.1773368 (-2.58)
Số quan sát	1584	1584	1569	1446
R^2	0.0069	0.0066	0.0732	0.0549

Nguồn: Tác giả tự tính toán từ phần mềm Stata

Trường Đại học Kinh tế Huế

Từ bảng kết quả hồi quy ta thu được các kết quả nghiên cứu sau

LEV: Bài nghiên cứu thu được kết quả tác động ngược chiều ở 3 mô hình đầu tiên. Tuy nhiên, kết quả này lại không có ý nghĩa thống kê. Ở mô hình 4, bài nghiên cứu thu được kết quả tác động cùng chiều. Từ đây, chúng ta có thể khẳng định giả thiết 1 là phù hợp, đòn bẩy tạo động lực cho hành vi quản trị lợi nhuận của nhà quản lý. Tỷ lệ đòn bẩy càng cao thì đòi hỏi hành vi quản trị lợi nhuận càng cao để tránh thay đổi các điều khoản nợ. Kết quả này cũng được ủng hộ bởi các nghiên cứu khác như là nghiên cứu của Dyreng và đồng sự (2011), Zagers-Mamedova (2009), Chamberlain và đồng sự (2014) và Iatridis và Kadorinis (2009). Thực tế cho thấy, các công ty có đòn bẩy càng cao phải đáp ứng càng nhiều kỳ vọng của nhà đầu tư, do đó họ phải chịu áp lực làm tăng các khoản dồn tích để gia tăng lợi nhuận. Nói cách khác, sự tồn tại các điều khoản nợ đã tạo động lực cho các nhà quản lý điều chỉnh các khoản lợi nhuận của công ty sao cho phù hợp với mong đợi của chủ nợ.

LEVINC: Đối với biến giả mức độ đòn bẩy và biến dồn tích, bài nghiên cứu thu được tác động cùng chiều ở 3 mô hình, mô hình 4 không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này cho thấy rằng các công ty gia tăng đòn bẩy có hành vi quản trị lợi nhuận cao hơn so với công ty đã có tỷ lệ đòn bẩy cao. Từ đó, bài nghiên cứu chấp nhận giả thiết 2 là các công ty đã có đòn bẩy cao quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích thấp hơn so với các công ty gia tăng tỷ lệ đòn bẩy trong cùng giai đoạn nghiên cứu.

ROA: Qua 4 mô hình, kết quả thu được của biến ROA là tác động cùng chiều ở cả 4 mô hình. Điều này thể hiện hành vi quản trị lợi nhuận chịu sự ảnh hưởng của kết quả hoạt động kinh doanh, kết quả kinh doanh tốt thì hành vi quản trị lợi nhuận càng nhiều. Thật vậy, các nhà quản trị thực hiện các hành động để các thông tin tài chính của công ty phản ánh tốt hơn hiệu quả hoạt động của công ty. Cũng cùng kết quả với bài nghiên cứu, các nghiên cứu của Gunny (2010), Chen và đồng sự (2010) nói rằng các khoản dồn tích làm tín hiệu cho thị trường chứng khoán về hiệu quả hoạt động kinh doanh trong tương lai của các công ty. Hơn nữa, đối với các công ty có chế độ đãi ngộ cho nhà quản trị dựa trên kết quả hoạt động của công ty trong tương lai, các nhà quản lý sẽ càng thực hiện quản trị lợi nhuận để các thông tin tài chính, kế toán của công ty phản ánh tốt hơn hiệu quả hoạt động công ty của họ (Barker, 2013).

Trường Đại học Kinh tế Huế

SFR: Biến tỷ số tự tài trợ thông qua 4 mô hình, bài nghiên cứu thu được tác động ngược chiều với biến các khoản dồn tích có thể điều chỉnh. Kết quả đúng với nghiên cứu của Safa Lazzem và cộng sự (2017) cho rằng khả năng tự tài trợ giới hạn hành vị quản trị lợi nhuận và khả năng tự tài trợ của nhà quản lý đến từ nguồn lực của công ty. Đồng thời, kết quả nghiên cứu biến SFR cũng phù hợp với một số nghiên cứu khác, tiêu biểu là Wasimullah và đồng sự (2010).

INTEXP: Biến chi phí lãi vay, bài nghiên cứu thu được tác động ngược chiều trong 2 mô hình: 2 và 4. Tuy nhiên các kết quả này không có ý nghĩa thống kê. Mô hình 1 và 3 cho kết quả tác động cùng chiều của chi phí lãi vay đến các khoản dồn tích có thể điều chỉnh. Kết quả của mô hình 4 cũng phù hợp với nghiên cứu của Safa và đồng sự (2017) cho rằng nguyên nhân của sự gia tăng quản trị lợi nhuận là do áp lực từ sự gia tăng chi phí lãi vay gây ra từ việc gia tăng nợ.

Các kết quả nghiên cứu trong bài phù hợp với giả thuyết kỳ vọng theo đó có mối tương quan dương giữa đòn bẩy tài chính và quản trị lợi nhuận dồn tích tại các công ty niêm yết Việt Nam. Các công ty có tỷ lệ đòn bẩy tài chính đang gia tăng thì quản trị lợi nhuận dồn tích nhiều hơn so với các công ty vốn có tỷ lệ đòn bẩy tài chính cao, mức độ gia tăng đòn bẩy thấp.

Nhìn chung kết quả nghiên cứu trên phù hợp với dự đoán được xây dựng dựa trên các kết quả nghiên cứu thực nghiệm trước đó (Wasimullah và cộng sự, 2010; Safa Lazzem và cộng sự, 2017). Sự gia tăng đòn bẩy tài chính càng lớn càng tạo động lực cho quản trị lợi nhuận dồn tích tại các doanh nghiệp Việt Nam hiện nay. Các công ty đang vay nợ có xu hướng điều chỉnh lợi nhuận kế toán tốt hơn so với thực tế, đặc biệt hành vi điều chỉnh này diễn ra mạnh hơn khi mức độ gia tăng đòn bẩy tài chính của công ty đó càng nhiều. Quản trị lợi nhuận dồn tích được thực hiện nhằm giúp các công ty có thể đạt được những điều kiện tín dụng ưu đãi hơn hoặc tránh làm thay đổi các điều khoản tín dụng (Wasimullah và cộng sự, 2010).

Trường Đại học Kinh tế Huế

PHẦN III: KẾT LUẬN

1. Kết luận

Trước sự hấp dẫn của những lợi ích kinh tế, các công ty thường có xu hướng quản trị lợi nhuận lệch so với thực tế. Lợi ích của quản trị lợi nhuận trong thực tiễn đó là giúp công ty né tránh được các khoản lỗ kế toán. Ngoài ra, tiền lương thưởng của các giám đốc cũng liên quan đến hành vi quản trị lợi nhuận. Với động lực là các khoản tiền thưởng và che dấu hiệu quả kinh doanh kém để duy trì vị trí quản lý của mình, nhà quản lý thường quản trị lợi nhuận theo hướng có lợi. Theo Boween và Shores (1995) doanh nghiệp thường né tránh các biến động gây bất lợi trong các điều khoản tín dụng cũng như các bất lợi cho hoạt động công ty trên thị trường bằng cách gia tăng quản trị lợi nhuận. Theo đó, các giám đốc cố gắng giảm thiểu chi phí liên quan đến việc điều chỉnh khế ước bằng việc thực hiện điều chỉnh lợi nhuận kế toán theo hướng hoạt động kinh doanh công ty tốt hơn. Waweru và Rio (2013) cho rằng tồn tại mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính công ty với việc lựa chọn các chính sách kế toán, đặc biệt là hành vi quản trị lợi nhuận. Các điều khoản trong hợp đồng nợ thường dựa trên số liệu kế toán được báo cáo, và bất kỳ những thay đổi về điều khoản nợ sẽ gây chi phí cho công ty, do đó tạo động cơ cho hành vi quản trị lợi nhuận của nhà quản lý để tránh các chi phí có thể cũng như cải thiện các điều kiện tài chính của công ty nhằm tránh các vấn đề liên quan đến kiệt quê tài chính. Nhà quản lý quản trị lợi nhuận công ty nhằm mục đích thuyết phục chủ nợ rằng tình hình kiệt quệ tài chính chỉ là tạm thời và có thể được phục hồi sớm.

Trong bài nghiên cứu này, tác giả đã tiến hành kiểm định tác động của đòn bẩy tài chính với mức độ quản trị lợi nhuận dựa trên các khoản dồn tích có thể điều chỉnh được của 268 công ty phi tài chính niêm yết trên 2 sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn từ 2009 – 2017. Trong nghiên cứu này tiến hành chia các công ty thành 2 nhóm dựa trên tỷ lệ đòn bẩy bao gồm các công ty đang gia tăng đòn bẩy và các công ty có tỷ lệ đòn bẩy cao để xem xét mức độ đòn bẩy ảnh hưởng như thế nào đến quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích. Kết quả thu được đã trả lời được 2 giả thiết nêu ở đầu bài cho thấy tác động cùng chiều của đòn bẩy tài chính đến quản trị lợi nhuận cho thấy công ty có tỷ lệ đòn bẩy tài chính càng cao thì càng thực hiện nhiều

Trường Đại học Kinh tế Huế

hành vi quản trị lợi nhuận. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu trước đây bởi vì khi công ty càng có tỷ lệ đòn bẩy tài chính cao thì càng phải đáp ứng nhiều kỳ vọng của các nhà đầu tư. Điều đó dẫn đến kết quả là các nhà quản lý càng phải thực hiện nhiều hành vi quản trị lợi nhuận dồn tích. Thêm vào đó bài nghiên cứu cũng phát hiện rằng các công ty Việt Nam đang gia tăng đòn bẩy thì quản trị lợi nhuận dồn tích nhiều hơn so với các công ty đã có tỷ lệ đòn bẩy cao. Nói cách khác, sự gia tăng đòn bẩy tài chính là động lực của các hành động quản trị lợi nhuận dựa trên các khoản dồn tích có thể điều chỉnh.

2. Kiến nghị

Với kết quả nghiên cứu thực nghiệm trên, tác giả xin đề xuất kiến nghị nhằm tăng cường độ tin cậy của chỉ tiêu lợi nhuận và bảo vệ quyền lợi của nhà đầu tư.

Thứ nhất, nâng cao tính minh bạch thông tin trên thị trường. Để đạt được điều này, các cơ quan quản lý như Bộ Tài Chính, Ủy Ban Chứng Khoán Nhà Nước cần hoàn thiện cơ chế quản lý và các quy định về kế toán . Cần chỉ đạo và giám sát thực hiện việc công khai thông tin tình hình tài chính, công bố thông tin và nâng cao chất lượng báo cáo tài chính. Đồng thời có biện pháp xử lý nghiêm minh những công ty có vi phạm trong việc lập và công bố báo cáo tài chính. Có thể phạt hành chính hoặc hủy niêm yết nhằm răn đe các công ty niêm yết.

Thứ hai, các doanh nghiệp niêm yết cần tạo điều kiện cho nhà đầu tư thu thập và phân tích tình hình tài chính của doanh nghiệp. Các công ty cần thành lập một website riêng để công bố thông tin và đồng thời ngoài các thông tin tài chính, cần chủ động công bố cả những thông tin phi tài chính như chia cổ tức, thay đổi mức hoạt động nhằm giúp nhà đầu tư có sự hiểu biết phù hợp về doanh nghiệp. Về phía các tổ chức trung gian, các ngân hàng, quỹ đầu tư và công ty chứng khoán cần phát huy vai trò của mình trong việc hỗ trợ nhà đầu và nâng cao tính minh bạch và hiệu quả của thị trường.

Căn cứ theo kết quả nghiên cứu, những công ty có mức độ gia tăng đòn bẩy tài chính càng cao thì mức độ quản trị lợi nhuận càng cao nên những nhà đầu tư cần chú ý, xem xét, đánh giá đúng tình hình tài chính cũng như cẩn trọng khi sử dụng thông tin trên báo cáo tài chính của các doanh nghiệp này để đưa ra quyết định đầu tư khôn ngoan, chính xác.

Trường Đại học Kinh tế Huế

3. Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo của đề tài

3.1 Hạn chế của đề tài

Mặc dù bài nghiên cứu có những đóng góp tích cực giúp các nhà đầu tư, các chủ nợ nắm rõ thêm về tính minh bạch của các thông tin tài chính doanh nghiệp nói chung và mối quan hệ giữa tỷ lệ đòn bẩy và quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích nói riêng, tuy nhiên bài nghiên cứu còn tồn tại một số hạn chế cơ bản như sau:

Thứ nhất, dữ liệu của bài nghiên cứu còn nhiều hạn chế. Trong đó, số lượng các công ty trong mẫu chưa nhiều, thời gian nghiên cứu tương đối ngắn và độ chính xác của dữ liệu chưa cao (chủ yếu thu thập dựa trên các website thống kê số liệu kinh tế) do đó dẫn đến kết quả chưa thật sự thống nhất khi tính toán các khoản dồn tích có thể điều chỉnh dựa trên bốn mô hình khác nhau.

Thứ hai, việc phân loại công ty thành hai nhóm đó là nhóm công ty đã có tỷ lệ đòn bẩy tài chính cao và nhóm công ty đang gia tăng tỷ lệ đòn bẩy chỉ mới phân loại trong một giai đoạn nghiên cứu. Do đó, cần chia nhỏ thời gian nghiên cứu hơn để xem xét được tính chính xác xu hướng thay đổi của tỷ lệ đòn bẩy tài chính công ty.

Thứ ba, trong bài nghiên cứu này mới chỉ xem xét đến các yếu tố về thông tin kế toán như tỷ lệ đòn bẩy , tỷ suất sinh lợi , chi phí lãi vay, chỉ số tự tài trợ,… mà chưa xét đến các yếu tố có liên quan đến các nhà quản lý như cấu trúc hội đồng quản trị, tính chất sở hữu công ty, đặc điểm giới tính của nhà quản trị (CEO),…Việc đánh giá hành vi chủ quan của nhà quản lý cũng không được đo lường một cách trực tiếp mà phải thông qua việc tính toán các khoản dồn tích.

3.2 Hướng nghiên cứu tiếp theo của đề tài

Trên cơ sở các hạn chế còn tồn tại của bài nghiên cứu, tác giả đề xuất hướng phát triển đề tài nghiên cứu trong tương lai theo một số hướng nghiên cứu sau:

Thứ nhất, tác giả có thể phát triển đề tài theo hướng nghiên cứu mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích có thể điều chỉnh trong đó xem xét đến các yếu tố liên quan đến đặc trưng của nhà quản trị, cấu trúc hội đồng quản trị để làm rõ hơn mối quan hệ này. Bài nghiên cứu có thể tập trung vào việc sử dụng mô hình FEM để kiểm định tác động của đòn bẩy tài chính đến quản trị lợi nhuận tại các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Trường Đại học Kinh tế Huế

Thứ hai, tác giả có thể tiến hành so sánh mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và quản trị lợi nhuận dựa trên cơ sở dồn tích có thể điều chỉnh xét ở 2 sàn chứng khoán Việt Nam. Qua đó có thể đưa ra góc nhìn cơ bản về hoạt động quản trị lợi nhuận của các doanh nghiệp tại hai khu vực. Tuy nhiên, để phát triển được đề tài này đòi hỏi thị trường chứng khoán Việt Nam phát triển với quy mô đủ lớn để có thể nghiên cứu được số lượng mẫu đủ để thực hiện các kiểm định của mô hình nghiên cứu.

Trường Đại học Kinh tế Huế

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Alsharairi, M., & Salama, A., (2011). Does high leverage impact earnings management? Evidence from non-cash mergers and acquisitions. *Journal of Financial and Economic Practice*, 12(1), 17–33.

2. Beneish, M. D., & Press, E., (1995). "Interrelation Among Events of Default". *Contemporary Accounting Research*, 12(1), 57–84.

3. DeFond, M., & Jiambalvo J., (1994). "Debt covenant violation and manipulation of accruals: Accounting choice in troubled companies". *Journal of Accounting & Economics*, 17(1-2), 145-176.

4. Dyreng, S., Hillegeist, S. A., & Penalva, F., (2011). "Earnings management to avoid debt covenant violations and future performance". *Working Paper*, Duke University, Arizona State University School of Accountancy.

5. Healy, P. M. & Wahlen, J. (1999). A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. Accounting Horizons, 13 (4), 365–383.

6. Hribar, P., & Collins, D.W., (2002). "Errors in estimating accruals: Implications for empirical research". *Journal of Accounting Research*, 40(1), 105-134.

7. Iatridis, G., & Kadorinis, G., (2009). "Earnings management and firm financial motives: A financial investigation of UK listed firms". *International Review of Financial Analysis*, 18(4), 164–173.

8. Jelinek, K., (2007). "The effect of leverage increases on earnings management". Journal of Business and Economic Studies, 13(2), 24–46.

9. Jensen, M. C., & Meckling, W., (1976). "Theory of the firm managerial Behaviour, agency costs and ownership structure". *Journal of Financial Economics*, 3(4), October, 305-360.

10. Jensen, M. C., (1986). "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers".American Economic Review, 76(2), 323–329.

11. Kim, B. H., Lei L., & Pevezner, M., (2010). "Debt Covenant Slack & Real Earnings Management". *George Mason University Working Paper.*

12. Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E., (2005). "Performance matched

Trường Đại học Kinh tế Huế

discretionary accrual measures". *Journal of Accounting & Economics*, 39(1), 163-197.

13. McNichols, M. F., (2002). "Discussion of the quality of accruals & earnings: The role of accrual estimation errors". *The Accounting Review*, 77(S-1), Supplement, 61 -69.

14. Obeidat, M. I. S., (2016). "Capital Structure Effect on the Practices of Earnings Management Phenomenon? The Evidence of Listed Firms in Abu Dhabi Securities Exchange". *Asian Journal of Finance and Accounting*, 8 (2), 171-193.

15. Raman, K., & Shahrur, H., (2008). "Relationship-specific investments & earnings management: Evidence on corporate suppliers & customers". *The Accounting Review*, 83(7), 1041-1081.

16. Rodriguez-Pérez, G., & Van Hemman, S., (2010). "Debt, Diversification and earnings management". *Journal of Accounting & Public Policy*, 29(2), 138-159.

17. Safa Lazzem, Faouzi Jilani (2017) "The impact of leverage on accrual-based earnings management: the case of listed French firms". *Research in International Business and Finance, Elsevier, vol. 44(C), pages 350-358.*

18. Vakilifard, H., and Mortazari, M. S., (2016). "The impact of financial leverage on Accrual-Based and Real Earnings Management". *International Journal of Academic Researching Accounting, Finance and Management Sciences*, 6(2), April, 53-60

19. Wassimullah, Toor, I. U., & Abbas, Z., (2010). "Can high leverage control the opportunistic behavior of managers: case analysis of textile sector of Pakistan". *International Research Journal of Finance and Economics*, ISSN 1450-2887, 47(2010), 132-140.

20. Watts, R., & Zimmerman, J., (1986). "Positive accounting theory". *New Jersey, Prentice Hall*, Englewood Cliffs (NJ), 388.

21. Zagers-Mamedova, I., (2009). "The effect of leverage increases on real earnings management". *Working Paper*, Erasmus MC: University Medical Center Rotterdam.

22. Zamri, N., Rahman, R. A., & Isa, N. S. M., (2013). "The Impact of Leverage on Real Earnings Management". *Procedia Economics & Finance*, 7(Icebr), 86–95.

Zhong, K., Gribbin, D. W., & Zheng, X., (2007). "The effect of monitoring by outside blockholders on earnings management". *Quarterly Journal of Business and Ecnomics*, 46 (1), 37–60.

Trường Đại học Kinh tế Huế

PHỤ LỤC 1

Danh sách các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán được sử dụng trong mô hình nghiên cứu

ACL	CCI	CNG	DXG	HDG	IJC	LHG	NVT	PGC	PXT	SHP
ANV	CCL	CSM	ELC	HIG	ITC	LM8	OGC	PHR	QCS	SII
BCI	CDC	CTI	FCM	HLG	JVC	MCL	PC1	PJT	RDP	SJD
AAA	CHB	D2D	GAS	HQC	KAC	MCP	PDN	POM	REE	SMA
ASM	CIG	DIC	GMD	HRC	KBC	MSN	PDR	PBC	RIC	SMC
BCE	CII	DIG	GSP	HSG	KDH	NBB	PET	PPI	SRA	SPM
BRC	CLG	DLG	HAG	HT1	KHB	NKG	PGC	PTL	SBI	SRC
BTP	CLW	DPR	HAP	HVG	KSD	NSC	PHL	PVD	SC5	STG
BTT	CMG	DRC	HBC	ICF	L10	NT2	PJT	PVT	SCR	STT
C47	CMT	DTA	HDC	IDI	LGC	NTL	PET	PXS	SGI	SVC
SVI	TTF	VSC	VSH	VSI	VTO	VPH	SJS	STK	DAG	BHN
SZL	TV1	SD5	AMC	AMV	API	B82	BSS	BHT	BLF	BSC
TCL	UDC	C92	CLH	CLM	CMI	CMS	CSL	CTB	CVT	CX8
TCM	VHC	D11	DBC	DLR	DNC	DNP	D2M	FDT	HCC	HHG
TDH	VIC	HJS	HCC	HTC	HUT	HVT	IDV	L18	L35	L61
TDW	VID	LDC	LDP	LO5	LUT	MFS	MCO	MDC	MEC	MKV
THG	VIP	MNC	NBC	NGC	NBC	NGC	NPS	NST	OCH	BTS
TIX	VMD	PDC	PGS	PJC	POT	PPP	PRC	PSC	STS	PVE
TMP	VNG	PVG	PVL	PVX	PXA	QNC	RCL	S55	S99	SAP
TMS	VNL	SCI	SCL	SDL	SD4	SD7	SD9	SDA	SĐ	SDG
TMT	VNS	SDT	SDU	SEB	SGH	SIC	STE	SPP	SRA	TBX
TNA	VOS	TC6	TCS	TDN	TH1	TJC	TKC	TPH	TPP	TV2
TRC	VPK	V12	VC1	VC2	VC3	VCG	VCM	VCR	VE9	VHL
VIT	VMC	VMS	VTL	CJC	L62	PVV	PJC	VE8	PPS	SED
PIC	PPS	KAC	KPC							

Trường Đại học Kinh tế Huế

PHỤ LỤC 2

Kết quả chạy mô hình Pooled OLS, FEM và REM và các kiểm định

MÔ HÌNH 1

```
reg DAC LEV LEVINC ROAit SFR INTEXP
```

Source	SS	df	MS		
				Number of obs	= 1,584
				F(5, 1578)	= 2.32
Model	104.860799	5	20.9721598	Prob > F	= 0.0411
Residual	14258.561	1,578	9.0358435	R-squared	= 0.0073
				Adj R-squared	= 0.0042
Total	14363.4218	1,583	9.07354507	Root MSE	= 3.006

DAC	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
LEV	-.1140566	.0937481	-1.22	0.224	-.2979406	.0698274
LEVINC	.2972649	.179294	1.66	0.098	-.0544147	.6489445
ROAit	1.273817	1.437775	0.89	0.376	-1.546334	4.093967
SFR	-.000114	.0001417	-0.80	0.421	-.000392	.000164
INTEXP	2.253578	1.306052	1.73	0.085	-.3082024	4.815358
_cons	.7256313	.1963155	3.70	0.000	.3405647	1.110698

Trường Đại học Kinh tế Huế

```
. xtreg DAC LEV LEVINC ROAit SFR INTEXP,re

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =       1,584
Group variable: firm                            Number of groups   =         262

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.0069                                         min =           1
     between = 0.0082                                         avg =         6.0
     overall = 0.0069                                         max =           7

                                                Wald chi2(5)       =       10.55
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =      0.0610
```

DAC	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
LEV	-.1183	.1294711	-0.91	0.361	-.3720587	.1354588
LEVINC	.4345323	.3286181	1.32	0.186	-.2095473	1.078612
ROAit	2.829777	1.680165	1.68	0.092	-.4632857	6.122841
SFR	-.0000996	.0001337	-0.75	0.456	-.0003616	.0001623
INTEXP	2.192651	1.326106	1.65	0.098	-.4064686	4.791771
_cons	.684322	.2596672	2.64	0.008	.1753837	1.19326
sigma_u	2.057283					
sigma_e	2.6870197					
rho	.36956278	(fraction of variance due to u_i)				

Trường Đại học Kinh tế Huế

```
. xtreg DAC LEV LEVINC ROAit SFR INTEXP,fe
note: LEVINC omitted because of collinearity

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       1,584
Group variable: firm                            Number of groups   =         262

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.0071                                         min =           1
     between = 0.0004                                         avg =         6.0
     overall = 0.0044                                         max =           7

                                                F(4,1318)          =        2.35
corr(u_i, Xb)  = -0.0692                        Prob > F           =      0.0526
```

DAC	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
LEV	-.1199504	.1710976	-0.70	0.483	-.4556039	.215703
LEVINC	0	(omitted)				
ROAit	4.289482	1.941086	2.21	0.027	.4815267	8.097437
SFR	-.0000933	.0001379	-0.68	0.499	-.0003639	.0001772
INTEXP	2.358468	1.416787	1.66	0.096	-.4209362	5.137873
_cons	.6539431	.232118	2.82	0.005	.1985819	1.109304
sigma_u	2.3885436					
sigma_e	2.6870197					
rho	.44139616	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0: F(261, 1318) = 2.53                     Prob > F = 0.0000
```

```
. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

        DAC[firm,t] = Xb + u[firm] + e[firm,t]

        Estimated results:
                         |       Var     sd = sqrt(Var)
                ---------+-----------------------------
                     DAC |   9.073545       3.012233
                       e |   7.220075        2.68702
                       u |   4.232413       2.057283

        Test:   Var(u) = 0
                                 chibar2(01) =     3.51
                              Prob > chibar2 =   0.0306
```

Trường Đại học Kinh tế Huế

```
hausman fe re
```

	Coefficients (b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
LEV	-.1199504	-.0011069	-.1188435	.1710441
ROAit	4.289482	.208488	4.080994	1.940014
SFR	-.0000933	-.0000385	-.0000548	.0001378
INTEXP	2.358468	-.0537199	2.412188	1.415588

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 8.84
Prob>chi2 = 0.0652

MÔ HÌNH 2

```
reg DAC2 LEV LEVINC ROAit SFR INTEXP
```

Source	SS	df	MS		
Model	100.072247	5	20.0144493	Number of obs	= 1,584
Residual	14247.2056	1,578	9.02864738	F(5, 1578)	= 2.22
				Prob > F	= 0.0503
				R-squared	= 0.0070
				Adj R-squared	= 0.0038
Total	14347.2778	1,583	9.0633467	Root MSE	= 3.0048

DAC2	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
LEV	-.110124	.0937108	-1.18	0.240	-.2939348	.0736868
LEVINC	.2959268	.1792226	1.65	0.099	-.0556128	.6474663
ROAit	1.251285	1.437203	0.87	0.384	-1.567742	4.070313
SFR	-.0001148	.0001417	-0.81	0.418	-.0003927	.0001631
INTEXP	2.163399	1.305532	1.66	0.098	-.3973606	4.724159
_cons	.7365889	.1962373	3.75	0.000	.3516756	1.121502

Trường Đại học Kinh tế Huế

```
. xtreg DAC LEV LEVINC INTEXP SFR ROAit,re

Random-effects GLS regression                   Number of obs     =       1,584
Group variable: firm                            Number of groups  =         262

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.0069                                         min =           1
     between = 0.0082                                         avg =         6.0
     overall = 0.0069                                         max =           7

                                                Wald chi2(5)      =       10.55
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2       =      0.0610
```

DAC	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
LEV	-.1183	.1294711	-0.91	0.361	-.3720587	.1354588
LEVINC	.4345323	.3286181	1.32	0.186	-.2095473	1.078612
INTEXP	2.192651	1.326106	1.65	0.098	-.4064686	4.791771
SFR	-.0000996	.0001337	-0.75	0.456	-.0003616	.0001623
ROAit	2.829777	1.680165	1.68	0.092	-.4632857	6.122841
_cons	.684322	.2596672	2.64	0.008	.1753837	1.19326
sigma_u	2.057283					
sigma_e	2.6870197					
rho	.36956278	(fraction of variance due to u_i)				

Trường Đại học Kinh tế Huế

```
. xtreg DAC2 LEV LEVINC ROAit SFR INTEXP,fe
note: LEVINC omitted because of collinearity

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       1,584
Group variable: firm                            Number of groups   =         262

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.0068                                         min =           1
     between = 0.0004                                         avg =         6.0
     overall = 0.0041                                         max =           7

                                                F(4,1318)          =        2.25
corr(u_i, Xb)  = -0.0704                        Prob > F           =      0.0616
```

DAC2	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
LEV	-.1197463	.1710614	-0.70	0.484	-.4553287	.215836
LEVINC	0	(omitted)				
ROAit	4.288418	1.940675	2.21	0.027	.4812695	8.095567
SFR	-.0000958	.0001379	-0.69	0.487	-.0003663	.0001747
INTEXP	2.18441	1.416487	1.54	0.123	-.594406	4.963226
_cons	.6746914	.2320689	2.91	0.004	.2194267	1.129956
sigma_u	2.3859737					
sigma_e	2.6864507					
rho	.44096979	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0: F(261, 1318) = 2.53                     Prob > F = 0.0000
```

```
. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

        DAC2[firm,t] = Xb + u[firm] + e[firm,t]

        Estimated results:
                         Var     sd = sqrt(Var)
                ---------------------------------
                   DAC2    9.063347       3.010539
                      e    7.217017       2.686451
                      u    4.224916        2.05546

        Test:  Var(u) = 0
                                 chibar2(01) =     3.48
                              Prob > chibar2 =   0.0310
```

Trường Đại học Kinh tế Huế

```
. hausman fe re

Note: the rank of the differenced variance matrix (3) does not equal the number of coefficients being tested (4); be sure this is what you
      expect, or there may be problems computing the test.  Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly
      consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.
```

	Coefficients (b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
LEV	-.1197463	-.1164503	-.003296	.1118681
ROAit	4.288418	2.833558	1.454861	.9722551
SFR	-.0000958	-.0001017	5.90e-06	.000034
INTEXP	2.18441	2.039452	.1449582	.4989055

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 2.40
Prob>chi2 = 0.4933

.

MÔ HÌNH 3

```
. reg DAC3 LEV LEVINC ROAit SFR INTEXP
```

Source	SS	df	MS		
Model	.583828823	5	.116765765	Number of obs	= 1,569
Residual	3.9592319	1,563	.002533098	F(5, 1563)	= 46.10
				Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.1285
				Adj R-squared	= 0.1257
Total	4.54306073	1,568	.00289736	Root MSE	= .05033

DAC3	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
LEV	.0048142	.0015795	3.05	0.002	.0017161	.0079123
LEVINC	.0094071	.0030119	3.12	0.002	.0034994	.0153148
ROAit	.3486978	.0242917	14.35	0.000	.30105	.3963456
SFR	-3.47e-06	2.37e-06	-1.46	0.144	-8.13e-06	1.18e-06
INTEXP	.0668885	.0219525	3.05	0.002	.023829	.109948
_cons	.0221308	.0032983	6.71	0.000	.0156613	.0286002

Trường Đại học Kinh tế Huế

```
. xtreg DAC3 LEV LEVINC ROAit SFR INTEXP,re

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =       1,569
Group variable: firm                            Number of groups   =         261

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.0732                                         min =           1
     between = 0.3011                                         avg =         6.0
     overall = 0.1271                                         max =           7

                                                Wald chi2(5)       =      178.07
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =      0.0000
```

DAC3	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
LEV	.0071057	.0020787	3.42	0.001	.0030315	.0111799
LEVINC	.0127421	.0048944	2.60	0.009	.0031493	.0223349
ROAit	.3562002	.0280495	12.70	0.000	.3012243	.4111762
SFR	-2.95e-06	2.26e-06	-1.30	0.192	-7.37e-06	1.48e-06
INTEXP	.0636051	.022383	2.84	0.004	.0197351	.107475
_cons	.0206384	.0041209	5.01	0.000	.0125615	.0287152
sigma_u	.02915354					
sigma_e	.04599461					
rho	.28661202	(fraction of variance due to u_i)				

Trường Đại học Kinh tế Huế

```
. xtreg DAC3 LEV LEVINC ROAit SFR INTEXP,fe
note: LEVINC omitted because of collinearity

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       1,569
Group variable: firm                            Number of groups   =         261

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.0750                                         min =           1
     between = 0.2315                                         avg =         6.0
     overall = 0.1083                                         max =           7

                                                F(4,1304)          =       26.43
corr(u_i, Xb)  = -0.0322                        Prob > F           =      0.0000
```

DAC3	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
LEV	.011209	.0029406	3.81	0.000	.0054401	.0169779
LEVINC	0	(omitted)				
ROAit	.3361215	.034061	9.87	0.000	.2693011	.4029419
SFR	-2.41e-06	2.36e-06	-1.02	0.308	-7.04e-06	2.23e-06
INTEXP	.060019	.0245169	2.45	0.014	.0119221	.1081159
_cons	.0214533	.0040182	5.34	0.000	.0135703	.0293362
sigma_u	.03767253					
sigma_e	.04599461					
rho	.40150793	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0: F(260, 1304) = 2.23                     Prob > F = 0.0000

.

. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

        DAC3[firm,t] = Xb + u[firm] + e[firm,t]

        Estimated results:
                         Var     sd = sqrt(Var)
                ---------------------------------
                   DAC3 |  .0028974       .0538271
                      e |  .0021155       .0459946
                      u |  .0008499       .0291535

        Test:  Var(u) = 0
                                  chibar2(01) =    51.11
                              Prob > chibar2 =   0.0000
```

Trường Đại học Kinh tế Huế

```
. hausman fe re

Note: the rank of the differenced variance matrix (3) does not equal the number of coefficients being tested (4); be sure this is what you
      expect, or there may be problems computing the test.  Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly
      consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.
```

	Coefficients (b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
LEV	.011209	.0071057	.0041033	.00208
ROAit	.3361215	.3562002	-.0200788	.0193231
SFR	-2.41e-06	-2.95e-06	5.39e-07	6.86e-07
INTEXP	.060019	.0636051	-.0035861	.0100039

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 6.25
Prob>chi2 = 0.1000

MÔ HÌNH 4

```
. reg DAC4 LEV LEVINC ROAit SFR INTEXP
```

Source	SS	df	MS		
Model	.860973158	5	.172194632	Number of obs	= 1,446
Residual	22.6795687	1,440	.0157497	F(5, 1440)	= 10.93
				Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.0366
				Adj R-squared	= 0.0332
Total	23.5405418	1,445	.016291032	Root MSE	= .1255

DAC4	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
LEV	-.0016958	.0041539	-0.41	0.683	-.0098441	.0064525
LEVINC	.0138603	.0078457	1.70	0.089	-.00203	.0287507
ROAit	.1939318	.063453	3.06	0.002	.0694615	.3184021
SFR	-.0000388	6.03e-06	-6.44	0.000	-.0000507	-.000027
INTEXP	-.0445956	.0579815	-0.77	0.442	-.158333	.0691417
_cons	.0932438	.0085722	10.88	0.000	.0764286	.1100591

Trường Đại học Kinh tế Huế

```
. xtreg DAC4 LEV LEVINC ROAit SFR INTEXP,re

Random-effects GLS regression                   Number of obs      =       1,446
Group variable: firm                            Number of groups   =         256

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.0417                                         min =           1
     between = 0.0276                                         avg =         5.6
     overall = 0.0365                                         max =           7

                                                Wald chi2(5)       =       55.12
corr(u_i, X)   = 0 (assumed)                    Prob > chi2        =      0.0000
```

DAC4	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
LEV	-.0011069	.0042814	-0.26	0.796	-.0094983	.0072845
LEVINC	.0133762	.0081673	1.64	0.101	-.0026313	.0293837
ROAit	.208488	.064488	3.23	0.001	.0820939	.3348822
SFR	-.0000385	6.01e-06	-6.41	0.000	-.0000503	-.0000268
INTEXP	-.0537199	.0582737	-0.92	0.357	-.1679342	.0604945
_cons	.0931242	.0087327	10.66	0.000	.0760085	.1102399
sigma_u	.01676288					
sigma_e	.1210993					
rho	.01880058	(fraction of variance due to u_i)				

```
. xtreg DAC4 LEV LEVINC ROAit SFR INTEXP,fe
note: LEVINC omitted because of collinearity

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =       1,446
Group variable: firm                            Number of groups   =         256

R-sq:                                           Obs per group:
     within  = 0.0549                                         min =           1
     between = 0.0008                                         avg =         5.6
     overall = 0.0197                                         max =           7

                                                F(4,1186)          =       17.21
corr(u_i, Xb)  = -0.2836                        Prob > F           =      0.0000
```

DAC4	Coef.	Std. Err.	t	P>|t|	[95% Conf.	Interval]
LEV	.0172209	.0086175	2.00	0.046	.0003136	.0341281
LEVINC	0	(omitted)				
ROAit	.5414636	.0988051	5.48	0.000	.3476114	.7353158
SFR	-.0000346	6.41e-06	-5.40	0.000	-.0000472	-.000022
INTEXP	-.1773368	.0688116	-2.58	0.010	-.3123427	-.0423308
_cons	.0823573	.0111748	7.37	0.000	.0604327	.1042818
sigma_u	.06586523					
sigma_e	.1210993					
rho	.22828852	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0: F(255, 1186) = 1.43                     Prob > F = 0.0001
```

Trường Đại học Kinh tế Huế

```
. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

        DAC4[firm,t] = Xb + u[firm] + e[firm,t]

        Estimated results:
                         |       Var     sd = sqrt(Var)
                ---------+-----------------------------
                    DAC4 |    .016291       .1276363
                       e |    .014665       .1210993
                       u |    .000281       .0167629

        Test:   Var(u) = 0
                             chibar2(01) =    15.83
                          Prob > chibar2 =   0.0000

.
```

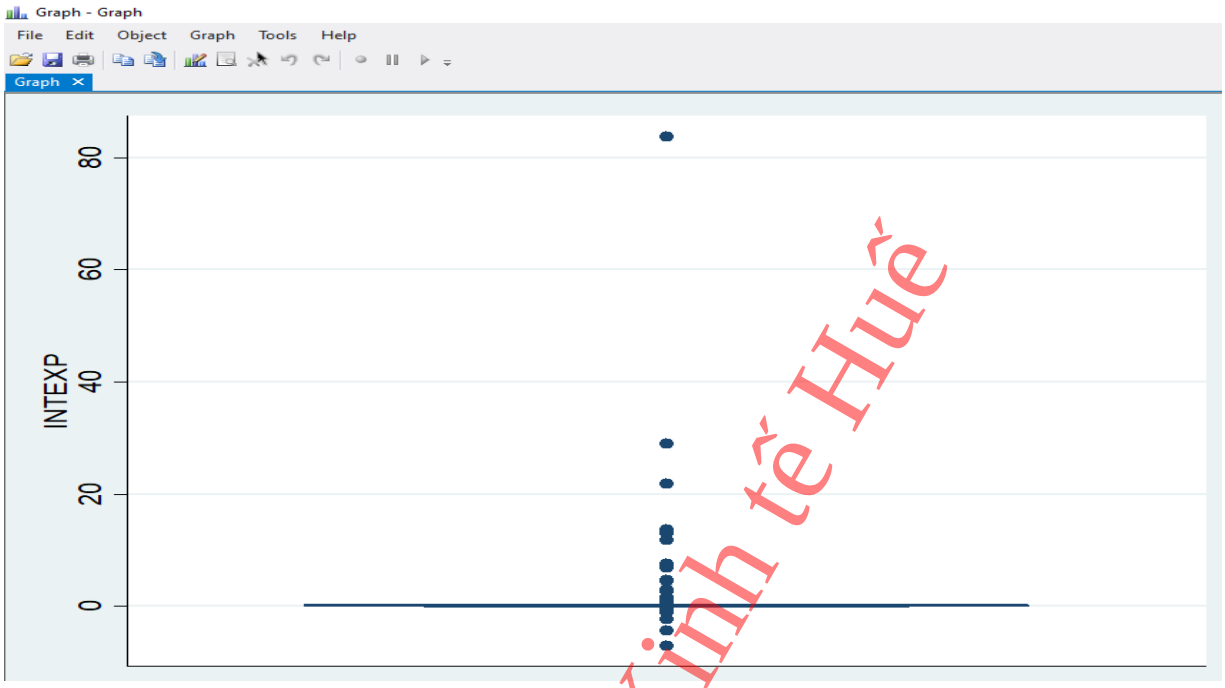
```
. hausman fe re

Note: the rank of the differenced variance matrix (3) does not equal the number of coefficients being tested (4); be sure this is what you
      expect, or there may be problems computing the test.  Examine the output of your estimators for anything unexpected and possibly
      consider scaling your variables so that the coefficients are on a similar scale.

                 ---- Coefficients ----
             |      (b)          (B)            (b-B)     sqrt(diag(V_b-V_B))
             |      fe           re         Difference          S.E.
-------------+----------------------------------------------------------------
         LEV |   .0172209    -.0011069        .0183278        .0074787
       ROAit |   .5414636      .208488        .3329756        .0748581
         SFR |  -.0000346    -.0000385        3.92e-06        2.23e-06
      INTEXP |  -.1773368    -.0537199       -.1236169        .0365951
------------------------------------------------------------------------------
                           b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
            B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

    Test:  Ho:  difference in coefficients not systematic

                  chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
                          =       33.26
                Prob>chi2 =      0.0000

.
```

KIỂM ĐỊNH VIF

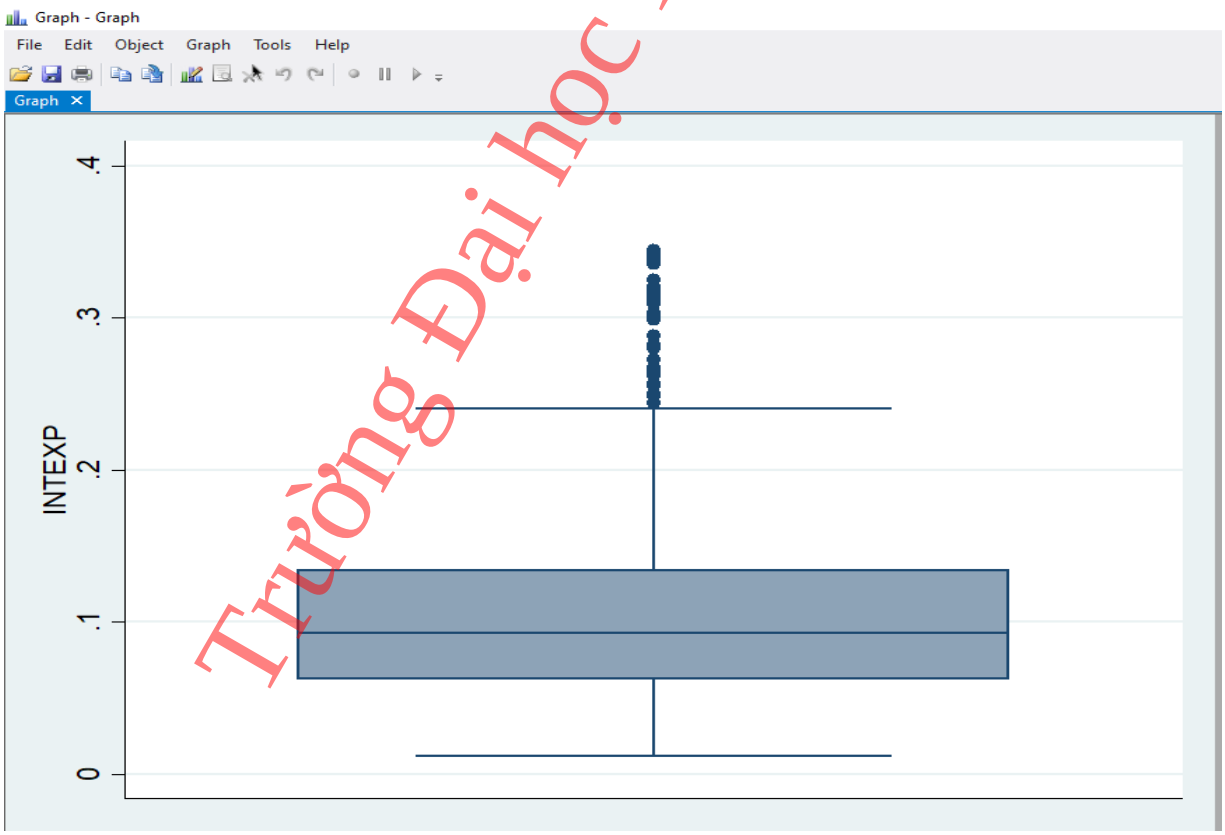
```
estat vif

    Variable |       VIF       1/VIF
-------------+----------------------
         LEV |      1.13    0.888400
       ROAit |      1.06    0.942769
      LEVINC |      1.05    0.952862
      INTEXP |      1.02    0.978652
         SFR |      1.00    0.995932
-------------+----------------------
    Mean VIF |      1.05
```

Trường Đại học Kinh tế Huế

BAR BOX PLOT TRƯỚC WINSORSIZE



BAR BOX PLOT SAU WINSORSIZE



Trường Đại học Kinh tế Huế