

Tác động của biến động lợi nhuận cổ phiếu đến lựa chọn cấu trúc vốn: Bằng chứng từ các doanh nghiệp tại Việt Nam

Nguyễn Hữu Mạnh^(*)

Ngày nhận bài: 07/7/2022 | Biên tập xong: 05/9/2022 | Duyệt đăng: 12/9/2022

TÓM TẮT: Nghiên cứu nhằm phân tích ảnh hưởng của biến động lợi nhuận (BĐLN) của cổ phiếu đến đòn bẩy nợ của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HSX) trong giai đoạn 2010–2019. Sử dụng phương pháp hồi quy POLS, FEM, REM và GMM, nghiên cứu chỉ ra rằng tồn tại tác động nghịch chiều của biến động lợi tức cổ phiếu đến lựa chọn cấu trúc vốn (CTV) trong cả đòn bẩy tổng thể và đòn bẩy dài hạn trong thời kỳ hậu khủng hoảng. Đồng thời, các yếu tố kinh tế vĩ mô ảnh hưởng đáng kể đến việc lựa chọn CTV. Tuy nhiên, những tác động này thể hiện không đồng nhất giữa các thước đo CTV của công ty.

TỪ KHÓA: Biến động lợi nhuận của cổ phiếu, cấu trúc vốn công ty, mô hình FEM, mô hình GMM, HSX.

Mã phân loại JEL: G30, G32, G40.

1. Giới thiệu

Biến động giá cổ phiếu là mối quan tâm lớn trong lĩnh vực kinh tế. Thực tế cho thấy những cú sốc lớn về kinh tế, chính trị hoặc an ninh (như khủng hoảng tài chính 1997 và 2008, khủng bố ngày 11/9 vào Mỹ,...) có tác động mạnh mẽ đến thị trường chứng khoán toàn cầu, đặc biệt là các thị trường trong giai đoạn mới thành lập và hoạt động như thị trường chứng khoán Việt Nam.

Trong những năm qua, các nghiên cứu về CTV thường tập trung xem xét các yếu tố ảnh hưởng đến lựa chọn CTV hoặc xây dựng CTV mục tiêu. Các nghiên cứu về sự biến động của

lợi tức cổ phiếu ảnh hưởng đến CTV dường như vẫn chưa được chú ý nhiều. Mặt khác, ngay cả các nghiên cứu lý thuyết cấu trúc truyền thống kể trước đây thường tập trung nghiên cứu ở các nước phát triển mà chưa được quan tâm nhiều ở các nước đang phát triển.

Thay vì xem xét các yếu tố ảnh hưởng đến CTV như một số nghiên cứu điển hình của

^(*) Nguyễn Hữu Mạnh - Trường Đại học Nha Trang, Số 02 - Nguyễn Đình Chiểu, Nha Trang, Khánh Hòa; Email: manhh@ntu.edu.vn.

Hodder & Senbet (1990), Rajan & Zingales (1995), Wald (1999), Ozkan (2001), Chui, Lloyd, & Kwok (2002), Bevan & Danbolt (2002), Mittoo & Zhang (2008), Frank & Goyal (2009), Colla, Ippolito, & Wagner (2012), Santosuosso (2015),... nghiên cứu này tập trung đánh giá tác động của BĐLN cổ phiếu đến lựa chọn CTV của các doanh nghiệp niêm yết phi tài chính trên HSX giai đoạn 2010–2019. Nghiên cứu này cung cấp những hàm ý như sau: (i) Làm sáng tỏ ảnh hưởng tiêu cực của BĐLN cổ phiếu đến lựa chọn CTV của doanh nghiệp được niêm yết trên HSX sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2009; (ii) Chứng minh hiệu quả của các nhà quản lý doanh nghiệp Việt Nam trong việc xây dựng các chiến lược tiếp cận nguồn vốn phù hợp nhằm loại bỏ các tác động nghịch chiều do biến động cổ phiếu cấp công ty gây ra; và (iii) Cung cấp cơ sở cho các nhà hoạch định chính sách trong việc ban hành các chính sách vĩ mô nhằm hỗ trợ các doanh nghiệp niêm yết trên HSX tiếp cận nguồn tài chính, điều chỉnh CTV phù hợp nhằm làm giảm tác động của chúng đến hoạt động của doanh nghiệp tại thị trường Việt Nam. Đồng thời, nghiên cứu cũng góp phần hỗ trợ các nhà quản trị tài chính doanh nghiệp và ngân hàng thương mại trong việc huy động và đáp ứng nhu cầu vốn cho các doanh nghiệp trong bối cảnh đối diện với rủi ro.

Phần còn lại của bài viết được xây dựng như sau. Phần 2 điểm lại các nghiên cứu liên quan về mối liên hệ giữa sự biến động của lợi tức cổ phiếu và lựa chọn CTV của các doanh nghiệp đồng thời phát triển các giả thuyết nghiên cứu. Phần 3 trình bày thống kê mô tả dữ liệu và phương pháp nghiên cứu. Phần 4 trình bày các kết quả ước tính. Phần 5 trình bày kết luận và khuyến nghị chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

Chủ đề CTV đã thu hút được nhiều sự

quan tâm của các học giả và các nhà về quản lý tài chính doanh nghiệp. Kể từ khi Modigliani & Miller (1958) đưa ra lý thuyết về CTV của doanh nghiệp, nhiều nghiên cứu đã cố gắng phân biệt ba trụ cột chính của lý thuyết CTV, đó là lý thuyết Đánh đổi (Trade-off theory - TOT), lý thuyết Trật tự phân hạng (Pecking Order theory - POT) và lý thuyết Thời điểm thị trường (Market timing theory - MTT).

TOT bắt nguồn từ định lý Modigliani & ctg (1958), đặc biệt là kết hợp thuế thu nhập doanh nghiệp Modigliani & Miller (1963). Theo TOT, trong một thị trường cạnh tranh hoàn hảo, không có thông tin bất cân xứng, không có chi phí đại diện và không có chi phí phá sản, các công ty phải đối mặt với sự đánh đổi giữa lá chắn thuế và chi phí khó khăn tài chính để đạt được CTV tối ưu. Cụ thể, giá trị của một công ty bằng giá trị vốn chủ sở hữu, cộng với lá chắn thuế từ chi phí lãi vay, trừ đi chi phí kiệt quệ tài chính. Do đó, giá trị của công ty tăng theo nợ do lợi ích lá chắn thuế nhưng giảm do chi phí kiệt quệ tài chính từ khoản nợ. Giá trị của lá chắn thuế ban đầu tăng lên khi công ty đi vay nhiều hơn và sau đó giảm xuống khi nợ nhiều hơn tạo ra nhiều rủi ro hơn và chi phí lãi vay cao hơn, do đó làm tăng khả năng gặp khó khăn tài chính. Công ty không thể chắc chắn nhận ra lợi ích đầy đủ của lá chắn thuế từ chi phí lãi vay nếu công ty đi vay quá nhiều, vì công ty phải có thu nhập dương để giảm thuế doanh nghiệp. Do đó, kiệt quệ tài chính được giả định tăng theo mức nợ. Nhiều nghiên cứu đã được thực hiện để tìm ra đòn bẩy tài chính tối ưu của công ty (điều chỉnh nợ trong từng thời kỳ) dựa trên TOT.

Myers & Majluf (1984) đề xuất nền tảng của POT là dựa trên sự bất cân xứng về thông tin, ưu tiên tồn tại giữa tài trợ bên trong và bên ngoài, và phát hành nợ và vốn chủ sở hữu mới. Theo quan điểm của nhà đầu tư, cả vốn chủ sở hữu và nợ đều có rủi ro, nhưng rủi ro vốn chủ sở hữu cao hơn vì nó đòi hỏi tỷ suất

sinh lợi cao hơn. Do đó, theo POT, công ty sẽ ưu tiên sử dụng lợi nhuận giữ lại trước tiên, nợ và sau đó là vốn chủ sở hữu mới. Điều quan trọng là lý thuyết POT không xem xét CTV tối ưu hoặc sự điều chỉnh của công ty đối với CTV mục tiêu.

POT giải thích lý do tại sao một công ty có lợi nhuận cao lại đi vay ít hơn, có thể bởi vì doanh nghiệp thích sử dụng tài chính nội bộ hơn là sử dụng tài chính bên ngoài. Hơn nữa, POT khẳng định rằng các doanh nghiệp có khả năng sẽ vay khi không có đủ vốn nội bộ để tài trợ cho khoản đầu tư vì việc vay nợ kém thuận lợi hơn so với lợi nhuận giữ lại. POT cũng giải thích các hành động của ban quản lý, trong đó các công ty có lợi nhuận duy trì một khoản nợ thấp với cơ hội đầu tư hạn chế. Ngược lại, một công ty sẽ tăng nợ, tạo cơ hội đầu tư tốt, nếu nguồn vốn nội bộ không đủ. Hơn nữa, POT cũng giải thích tại sao tỷ lệ nợ của một công ty tăng khi thâm hụt nguồn vốn và giảm khi thặng dư nguồn vốn nội bộ. Tuy nhiên, POT không thể giải thích sự khác biệt về tỷ lệ nợ giữa các ngành khác nhau. Ví dụ, tỷ lệ nợ có xu hướng thấp trong ngành công nghệ cao đang phát triển mạnh, mặc dù nhu cầu vốn bên ngoài là rất lớn.

Ngược lại, TOT có thể giải thích sự khác biệt giữa các ngành trong cơ cấu vốn. Hơn nữa, TOT có thể giải thích thuế thu nhập doanh nghiệp, chi phí phá sản và chi phí đại lý ảnh hưởng đến CTV. Tuy nhiên, TOT không thể giải thích lý do tại sao một số công ty có lãi với ít nợ hoặc tại sao một công ty có nhiều khả năng phát hành vốn cổ phần mới hơn là nợ khi giá trị thị trường trên sổ sách tăng lên.

MTT dự đoán rằng, đòn bẩy có dấu hiệu tiêu cực với tỷ lệ giá trị sổ sách trên giá thị trường (MB) và giá trị lịch sử của giá trị sổ sách trên giá thị trường (EFWAMB). Baker & Wurgler (2002) lần đầu tiên giải thích MTT một cách có hệ thống. Kết quả của các tác giả cũng thách thức khả năng của các lý thuyết truyền thống (TOT và POT) trong việc giải

thích CTV của công ty. Các tác giả này báo cáo rằng, EFWAMB có tác động đáng kể về mặt thống kê và kinh tế đối với CTV hiện tại. Do đó, CTV được quan sát phản ánh kết quả tích lũy của thời gian thị trường vốn. Các tác giả cho rằng, cả lý thuyết về trật tự và đánh đổi đều không phù hợp với tác động nghịch chiều của tỷ giá thị trường dài hạn trong quá khứ đối với đòn bẩy doanh nghiệp.

Tài liệu tập trung vào các nước phát triển và các nền kinh tế thị trường cạnh tranh cao như Hodder & ctg (1990), Rajan & ctg (1995), Wald (1999), Ozkan (2001), Chui & ctg (2002) và Bevan & ctg (2002). Rất ít nghiên cứu đã được thực hiện trên các nước thị trường mới nổi. Booth & ctg (2001) là nghiên cứu đầu tiên kiểm tra khả năng giải thích của các mô hình CTV ở mười nước đang phát triển để kiểm tra xem lý thuyết CTV có áp dụng nền kinh tế thị trường tự do hay không. Mặc dù kết quả nghiên cứu chưa rõ ràng, nhưng các tác giả cung cấp bằng chứng rằng các công ty huy động vốn ở các nước đang phát triển bị ảnh hưởng bởi các biến số tương tự như ở các nước phát triển. Tuy nhiên, có những khác biệt liên tục về thể chế giữa các quốc gia, cho thấy tầm quan trọng của các yếu tố quốc gia cụ thể.

Các công ty thường phải đối mặt với rủi ro biến động thu nhập và biến động dòng tiền (Ahmed & Hla, 2019). Hơn nữa, tác động của chúng đến CTV được xem xét phổ biến ở nhiều thị trường khác nhau. Phần lớn các nghiên cứu về mối quan hệ giữa biến động thu nhập và CTV xác nhận mối quan hệ tiêu cực (Fama & French, 2002; Drobetz & Fix, 2003; Huang, 2006; George & Hwang, 2010; Graham & Leary, 2011; Akhtar, 2012). Như đã được đề cập trong các lý thuyết về CTV, sự biến động của thu nhập có khả năng làm tăng chi phí kiệt quệ tài chính. Do đó, các công ty cân nhắc kỹ lưỡng các quyết định liên quan đến việc tăng mức sử dụng nợ. Bên cạnh đó, sự biến động của dòng tiền cũng ảnh hưởng đến đòn bẩy tài

chính của doanh nghiệp. Nhiều nghiên cứu thực nghiệm chỉ ra mối liên hệ tiêu cực giữa đòn bẩy doanh nghiệp và sự biến động của dòng tiền (Mittoo & ctg, 2008; Frank & ctg, 2009; Colla & ctg 2012; Santosuosso, 2015). Sự biến động của dòng tiền được cho là có khả năng làm tăng rủi ro hoạt động, khiến đòn bẩy doanh nghiệp giảm.

Nhiều nghiên cứu khác xem xét BĐLN của cổ phiếu đến lựa chọn CTV và đưa ra một kết luận không rõ ràng. Chẳng hạn, Chen (2014) và Smith & ctg (2011) đưa ra kết luận chung rằng, ảnh hưởng tiêu cực của BĐLN cổ phiếu đến tỷ lệ nợ của doanh nghiệp dài hạn chứ không phải trong ngắn hạn. Mặc dù vậy, Ahmed & Hla (2019) cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho thấy biến động của lợi nhuận cổ phiếu đối với đòn bẩy tài chính có cả mặt tiêu cực và tích cực. Không thể phủ nhận rằng, sự BĐLN cổ phiếu của doanh nghiệp là một yếu tố rủi ro ảnh hưởng tiêu cực đến đòn bẩy tài chính của doanh nghiệp do tăng chi phí phá sản và chi phí tài trợ bên ngoài. Để khắc phục vấn đề này, các công ty có khả năng dựa vào nguồn vốn nội bộ nhiều hơn là đi vay. Do đó, BĐLN của cổ phiếu được kỳ vọng sẽ có mối quan hệ ngược chiều với đòn bẩy nợ của doanh nghiệp.

Joeveer (2012) đã nhấn mạnh tầm quan trọng của điều kiện kinh tế vĩ mô của quốc gia đối với các quyết định tài chính doanh nghiệp, kết quả chỉ ra rằng yếu tố cụ thể theo quốc gia có thể giải thích quyết định tài chính của các doanh nghiệp. Hơn nữa, nghiên cứu cũng đã chứng minh rằng cả các doanh nghiệp nhỏ ở phương Đông và phương Tây đều có xu hướng phụ thuộc nhiều hơn vào yếu tố vĩ mô, đặc trưng của từng quốc gia và ít phụ thuộc hơn vào các yếu tố cụ thể của công ty so với các doanh nghiệp lớn hơn. Ví dụ, có nhiều cơ hội tăng trưởng trong tương lai hơn dành cho các doanh nghiệp trong thời kỳ kinh tế suy thoái, ngược lại, ít cơ hội tăng trưởng hơn trong giai đoạn đỉnh cao kinh tế. Do đó, tồn tại

mối quan hệ giữa các yếu tố cụ thể của doanh nghiệp và các yếu tố kinh tế vĩ mô, những yếu tố này tiếp tục có ảnh hưởng đến các quyết định tài chính doanh nghiệp. Stulz (1990) kết luận rằng, các doanh nghiệp có xu hướng tài trợ nhiều nợ hơn do không có cơ hội tăng trưởng trong tương lai, ngược lại, các doanh nghiệp có xu hướng dự trữ khả năng nợ dự phòng trong thời kỳ suy thoái kinh tế. Theo quan điểm của tác giả, CTV có quan hệ thuận chiều với các điều kiện kinh tế vĩ mô trong tương lai về cơ hội đầu tư và tăng trưởng trong tương lai. Theo Narayanan (1988), các công ty có nhiều khả năng giảm đầu tư vào thời kỳ suy thoái kinh tế hơn là thời kỳ kinh tế đỉnh cao, các công ty phải phát hành nhiều vốn chủ sở hữu hơn vào thời kỳ kinh tế đỉnh cao để tránh bỏ lỡ cơ hội đầu tư quý giá. Kết quả là, CTV dự kiến sẽ nghịch chiều đến các điều kiện kinh tế vĩ mô. Joeveer (2012) đã chỉ ra rằng, yếu tố quốc gia có ảnh hưởng mạnh mẽ hơn đến các doanh nghiệp nhỏ, vì các doanh nghiệp nhỏ dường như bị hạn chế nhiều hơn bởi thị trường tài chính. Ngoài ra, phát hiện của tác giả này cũng chỉ ra rằng các đặc điểm của quốc gia là yếu tố quyết định đáng kể hơn đến quyết định tài trợ cho những công ty chưa niêm yết. Stulz (1990) lập luận rằng, các công ty có xu hướng tài trợ bằng nợ ít hơn để đáp ứng với tăng trưởng kinh tế trong tương lai hoặc các cơ hội đầu tư. Do đó, CTV được kỳ vọng có mối quan hệ tỷ lệ nghịch với tăng trưởng kinh tế trong tương lai. Cụ thể hơn, tốc độ tăng trưởng kinh tế càng cao thì khả năng nợ dành cho tăng trưởng trong tương lai càng lớn. Chen (2004) đã nghiên cứu tác động của phát triển kinh tế đến quyết định CTV doanh nghiệp. Nghiên cứu đã chỉ ra tác động nghịch chiều giữa tăng trưởng kinh tế và tỷ lệ tổng nợ trên vốn chủ sở hữu. Tuy nhiên, Michaelas, Chittenden, & Poutziouris (1999) tìm thấy mối quan hệ thuận chiều giữa tăng trưởng GDP và tỷ lệ nợ dài hạn của các doanh nghiệp vừa và nhỏ ở Anh. Frank & ctg (2009) cũng đã

nhận thấy rằng, GDP như một đại diện của cơ hội tăng trưởng có quan hệ thuận chiều.

Ngoài ra, lãi suất được sử dụng để đo lường cách thức một công ty chấp nhận rủi ro và đi vay từ các tổ chức bên ngoài. Về cơ bản, ảnh hưởng của lãi suất và lạm phát đến CTV là không chắc chắn trong các tài liệu thực nghiệm. Agapova & McNulty (2016) cho rằng, sự không chắc chắn của chính sách tiền tệ có thể tạo ra mức chênh lệch giữa lãi suất cho vay và lãi suất tiền gửi cao hơn. Điều này cho thấy một hệ thống tài chính kém hiệu quả hơn và có liên quan đến tăng trưởng kinh tế thấp hơn. Tennant & Folawewo (2009) cũng tìm thấy bằng chứng thực nghiệm cho thấy tỷ lệ lạm phát là yếu tố quyết định đến chênh lệch lãi suất ở các nước mới nổi. Deesomsak, Paudyal, & Pescetto (2004) cho thấy lãi suất có mối quan hệ cùng chiều với đòn bẩy trong thời kỳ hậu khủng hoảng, điều này cho thấy rằng các doanh nghiệp lo ngại nhiều hơn về tác động của lạm phát trong tương lai đối với chi phí vốn của họ, hơn là rủi ro vỡ nợ tức thời. Joeveer (2012) cũng đã chứng minh một dấu hiệu tiêu cực giữa lạm phát và tỷ lệ nợ. Tuy nhiên, nếu lãi suất được coi là đại lượng cho chi phí nợ, một mối quan hệ tiêu cực nên được thể hiện theo lý thuyết đánh đổi. Bên cạnh đó, lạm phát kỳ vọng được dự báo sẽ có dấu hiệu tích cực với tỷ lệ nợ là giá trị thực của thuế giảm cao hơn. Trên thực tế, có thể tồn tại nhiều yếu tố khác tác động đến lựa chọn CTV của doanh nghiệp. Mặc dù số lượng các yếu tố môi trường bên ngoài ảnh hưởng đến CTV của doanh nghiệp là tương đối lớn nhưng dựa trên các số liệu vĩ mô sẵn có của Việt Nam, bài viết chỉ tập trung vào ba yếu tố quyết định chính là tốc độ tăng trưởng kinh tế, tỷ lệ lạm phát và chênh lệch lãi suất. Dựa trên các tài liệu liên quan về mối quan hệ giữa biến động giá cổ phiếu và lựa chọn CTV của doanh nghiệp cũng như các yếu tố kinh tế vĩ mô trên thị trường chứng khoán Việt Nam, hai giả thuyết được đặt ra như sau:

Giả thuyết 1: Sự gia tăng mức độ BDLN của cổ phiếu có tác động nghịch chiều đến sự lựa chọn CTV của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên HSX.

Giả thuyết 2: Tốc độ tăng trưởng kinh tế, tỷ lệ lạm phát, chênh lệch lãi suất có ảnh hưởng đáng kể đến CTV của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên HSX.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Bài viết thu thập dữ liệu từ báo cáo tài chính của các công ty phi tài chính và lợi nhuận hàng ngày từ giá cổ phiếu giao dịch trên HSX trong giai đoạn 2010–2019 từ Công ty Cổ phần Đầu tư Tài Việt (Vietstock.vn). Kế thừa nghiên cứu của Ariff, Taufiq, Shamsheer (2008) và Frank & ctg (2009), bài viết loại bỏ những doanh nghiệp thuộc khu vực tài chính cũng như các doanh nghiệp có tổng tài sản âm, tổng nợ trên tài sản âm và lớn hơn 1. Bài viết bỏ qua cú sốc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008–2009 và đại dịch Covid-19 bùng phát tại Việt Nam 2020–2021 có thể có những ảnh hưởng bất thường đến sự biến động trên HSX và tập trung vào hậu quả của nó trong giai đoạn 2010–2019. Theo Rajan & ctg (1995) và Welch (2011), bài viết sử dụng thước đo đòn bẩy tổng nợ DEBT (được đo lường bằng tổng nợ vay chia cho tổng tài sản). Theo Chen, Wang, & Zhou (2014), khả năng dự đoán của các cú sốc biến động là ngắn hạn trong vòng một năm, do vậy để xem xét tác động của BDLN cổ phiếu đến nợ, bài viết tính chỉ số nợ ngắn hạn SDEBT (được đo lường bằng tổng nợ ngắn hạn chia cho tổng tài sản) và nợ dài hạn LDEBT (được đo lường bằng tổng nợ dài hạn chia cho tổng tài sản) như một bước kiểm tra tính vững chắc của kết quả nghiên cứu. Các dữ liệu kinh tế vĩ mô về tốc độ lạm phát hàng năm (INF), tăng trưởng kinh tế (GDP) và chênh lệch lãi suất (IRD)

trong giai đoạn 2010–2019 được bài viết thu thập từ nguồn dữ liệu của Ngân hàng Thế giới (Worldbank). Dữ liệu được làm sạch để loại bỏ các giá trị ngoại lai có thể ảnh hưởng đến kết quả ước lượng hồi quy (dùng lệnh winsor2 trong stata). Sau quá trình xử lý và làm sạch dữ liệu, mẫu nghiên cứu của tác giả là dữ liệu bảng không cân bằng với 404 công ty niêm yết với 2.999 quan sát cho giai đoạn 2010–2019.

3.2. Mô hình và các biến

Để xem xét hai giả thuyết nghiên cứu, bài viết thiết lập hai mô hình nghiên cứu như sau:

$$LEV_{i,t} = \alpha_0 + \beta_0 VOL_{i,t} + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 DIV_{i,t} + \beta_3 FCF_{i,t} + \beta_4 TANG_{j,t} + \beta_5 PROF_{j,t} + \beta_6 MB_{j,t} + \beta_1 MAC_{j,t} + \partial_{i,t} \quad (1)$$

$$LEV_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 LEV_{i,t-1} + \beta_0 VOL_{i,t} + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 DIV_{i,t} + \beta_3 FCF_{i,t} + \beta_4 TANG_{j,t} + \beta_5 PROF_{j,t} + \beta_6 MB_{j,t} + \beta_1 MAC_{j,t} + \partial_{i,t} \quad (2)$$

Trong đó: $LEV_{i,t}$ – đòn bẩy của công ty i trong khoảng thời gian t ; $LEV_{i,t}$ – bao gồm tổng nợ sổ sách (DEBT), đòn bẩy nợ ngắn hạn (SDEBT) và cuối cùng là đòn bẩy nợ dài hạn (LDEBT).

Kế thừa từ nghiên cứu của Batten & Vo (2015) và Amhed & ctg (2019), bài viết đo lường BĐLN của cổ phiếu theo tần suất năm ($VOL_{i,t}$) bằng cách sử dụng giá cổ phiếu hàng ngày của chỉ số HSX trong giai đoạn 2009–2019. Bài viết tính toán lợi nhuận hàng ngày dưới dạng logarit của tỷ lệ giữa giá cổ phiếu điều chỉnh tại ngày (m) với giá cổ phiếu điều chỉnh trước đó tại ngày ($m-1$). BĐLN cổ phiếu hàng năm của các công ty niêm yết được xây dựng theo biểu mẫu dưới đây:

$$VOL_{i,t} = \sqrt{\frac{1}{(n-1)} \sum_i (Sret_{i,m} - Avr_{i,t})^2} \quad (3)$$

Trong đó: $Sret_{i,m}$ – lợi nhuận hàng ngày của cổ phiếu (i) trong ngày (m); n – số ngày

giao dịch của cổ phiếu (i) trong năm (t); và $Avr_{i,t}$ – lợi nhuận trung bình hàng năm của cổ phiếu trong năm (t) của công ty (i).

Ngoài biến độc lập chính được xem xét là biến động giá cổ phiếu công ty (VOL) được đo lường theo Phương trình 3, các biến kiểm soát của bài viết được dựa trên các yếu tố phổ biến của tài chính doanh nghiệp. Cụ thể là, SIZE là quy mô công ty được tính bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản. FCF đại diện cho dòng tiền tự do của doanh nghiệp được tính bằng tiền mặt cộng khấu hao hàng năm chia cho tổng tài sản. TANG là tài sản hữu hình chia cho tổng tài sản, PROF là thu nhập trước thuế lãi vay trên tổng tài sản. Khả năng tăng trưởng MB được tính dựa trên giá thị trường trên mỗi cổ phiếu so với giá trị sổ sách trên mỗi cổ phiếu. DIV đại diện cho cổ tức tiền mặt chia cho tổng tài sản. Ngoài ra, để hiểu rõ rằng các chính sách vĩ mô là quan trọng đối với hoạt động của doanh nghiệp Việt Nam, bài viết sử dụng biến ($j = 1 - 3$) đại diện cho ba biến số để kiểm soát kinh tế vĩ mô, là tốc độ tăng trưởng GDP hàng năm (GDP), tốc độ lạm phát hàng năm (INF), chênh lệch lãi suất (IRD) để làm nổi bật về vai trò của các chính sách vĩ mô đối với hoạt động của doanh nghiệp.

3.3. Phương pháp nghiên cứu

Để giải quyết vấn đề nghiên cứu, trước hết bài viết chạy hồi quy OLS cho mô hình bảng điều khiển (POOL) cùng với mô hình hiệu ứng cố định (FEM) và mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên (REM). Sau đó, các thử nghiệm Breusch-Pagan LM và Hausman được sử dụng để lựa chọn giữa POOL và REM, giữa FEM và REM. Hầu hết các kết quả của các thử nghiệm này để xuất việc sử dụng FEM. Vì vậy, bài viết chỉ trình bày các kết quả hồi quy cho mô hình FEM.

Theo Iqbal & ctg (2020), bài viết sử dụng mô hình bảng điều khiển động để cung cấp một bài kiểm tra chuyên sâu nhằm tính đến các mối tương quan nối tiếp và xu hướng bền

bi theo thời gian hoạt động của công ty. Quan trọng nhất, bài viết áp dụng phương pháp moment tổng quát (GMM) do Arellano & Bond (1991) cung cấp để có kết quả tốt. Hai điều kiện thiết yếu để sử dụng mô hình này là tính hợp lệ của các biến công cụ được sử dụng và không tồn tại tương quan chuỗi bậc hai trong mô hình.

3.4. Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Bảng 1 báo cáo thống kê mô tả ngắn gọn về các biến được sử dụng trong nghiên cứu gồm số quan sát tính được của từng biến, giá trị trung bình, độ lệch chuẩn, giá trị tối thiểu, tối đa và các phân vị (thứ 10, phân vị 25, 50, 75 và phân vị thứ 90). Trung bình, giá trị BĐLN cổ phiếu cấp công ty hàng năm đạt 13,5% trong đó giá trị cao nhất là 152,7%. Mức biến động trên là đáng kể trong lợi nhuận của cổ phiếu doanh nghiệp Việt Nam trong thời kỳ hậu khủng hoảng tài chính. Tỷ suất lợi nhuận trên tài sản của các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu đạt trung bình 8,72% với mức tối đa là 40,63%. Trong khi đó, giá trị biến MB đại diện cho khả năng tăng trưởng trong tương lai đạt mức trung bình là 1,25 lần.

Bảng 2 trình bày hệ số tương quan giữa các biến trong nghiên cứu của bài viết. Nhìn sơ bộ, có thể thấy biến động giá cổ phiếu có mối tương quan tỷ lệ nghịch với

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến sử dụng trong nghiên cứu

	Số quan sát	Giá trị TB	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	p10	p25	p50	p75	p90
DEBT	2.999	0,2375	0,1857	0,0000	0,7581	0,0000	0,0698	0,2207	0,3751	0,5022
LDEBT	2.999	0,0814	0,1214	0,0000	0,6673	0,0000	0,0000	0,0246	0,1174	0,2469
SDEBT	2.999	0,1561	0,1566	0,0000	0,7357	0,0000	0,0257	0,1065	0,2427	0,3977
SIZE	2.999	21,243	1,5784	14,573	28,030	19,500	20,203	21,008	21,947	23,178
FCF	2.999	0,1782	0,1604	0,0020	0,8224	0,0260	0,0580	0,1277	0,2516	0,4158
DIV	2.999	0,0484	0,0925	0,0000	0,8824	0,0000	0,0000	0,0167	0,0528	0,1316
PROF	2.999	0,0872	0,0804	-0,1380	0,4063	0,0119	0,0322	0,0692	0,1251	0,1909
MB	2.999	1,2504	1,0194	0,1500	9,1500	0,4100	0,6100	0,9900	1,5300	2,3100
VOL	2.999	0,135	0,1774	0,005	1,527	0,021	0,039	0,076	0,155	0,304
GDP	2.999	0,0638	0,0059	0,0525	0,0708	0,0542	0,0598	0,0642	0,0681	0,0708
INF	2.999	0,0552	0,0467	0,0063	0,1868	0,0063	0,0280	0,0354	0,0659	0,0921
IRD	2.999	0,0258	0,0041	0,0193	0,0323	0,0193	0,0226	0,0263	0,0296	0,0297

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 2: Ma trận tương quan giữa các biến được sử dụng trong nghiên cứu

	SIZE	DEBT	LDEBT	SDEBT	FCF	DIV	MB	PROF	VOL	GDP	CPI	IRD
SIZE												
DEBT	0,1742*** (0,0000)											
LDEBT	0,2311*** (0,0000)	0,5479*** (0,0000)										
SDEBT	0,0273 (0,1343)	0,7612*** (0,0000)	-0,1255*** (0,0000)									
FCF	-0,1518*** (0,0000)	-0,2708*** (0,0000)	-0,1871*** (0,0000)	-0,1760*** (0,0000)								
DIV	-0,1685*** (0,0000)	-0,2604*** (0,0000)	-0,1451*** (0,0000)	-0,1962*** (0,0000)	0,3596*** (0,0000)							
MB	0,2195*** (0,0000)	-0,1188*** (0,0000)	-0,0423 (0,0206)	-0,1081*** (0,0000)	0,2214*** (0,0000)	0,3595*** (0,0000)						
PROF	-0,1829*** (0,0000)	-0,2264*** (0,0000)	-0,0935*** (0,0000)	-0,1954*** (0,0000)	0,4614*** (0,0000)	0,6092*** (0,0000)	0,4259*** (0,0000)					
VOL	0,1007*** (0,0000)	-0,0065 (0,7241)	-0,0167 (0,3613)	0,0052 (0,7753)	0,0697*** (0,0001)	0,0633*** (0,0005)	0,4755*** (0,0000)	0,2180*** (0,0000)				
GDP	0,1407*** (0,0000)	-0,0507*** (0,0054)	-0,0303* (0,0972)	-0,0367** (0,0445)	0,0008 (0,9667)	0,0367** (0,0445)	0,1368*** (0,0000)	-0,0172 (0,3558)	0,1360*** (0,0000)			
INF	-0,1263a (0,0000)	0,0414** (0,0234)	0,0286 (0,1171)	0,0269 (0,1409)	-0,0296 (0,1055)	-0,0405 (0,0265)	-0,1556*** (0,0000)	0,0716*** (0,0001)	-0,0845*** (0,0000)	-0,3994*** (0,0000)		
IRD	-0,0377** (0,0392)	0,0213 (0,2429)	-0,0000 (0,9986)	0,0253 (0,1656)	-0,0231 (0,2063)	-0,0092 (0,6141)	-0,1661*** (0,0000)	-0,0382** (0,0406)	-0,1533*** (0,0000)	-0,4361*** (0,0000)	0,3563 *** (0,0000)	

*, ** và *** tương đương mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

cả ba thước đo đòn bẩy nợ, tỷ lệ lạm phát và chênh lệch lãi suất. Tuy nhiên, biến động lợi tức cổ phiếu lại có tương quan thuận với các biến độc lập khác. Điều này cho thấy rằng, sự BĐLN của cổ phiếu có khả năng tác động làm giảm nhu cầu vay vốn của doanh nghiệp. Bài viết tiến hành phân tích kỹ hơn bằng các kết quả hồi quy mô hình để đưa ra kết luận chính xác hơn.

4. Kết quả thực nghiệm

Các bảng 3, 4 và 5 trình bày các kết quả hồi quy về tác động của các biến độc lập trong các mô hình 1 và 2 đến lựa chọn CTV của doanh nghiệp trên HSX. Biến phụ thuộc lần lượt là BLEV, SDEBT và LDEBT. Tại mỗi bảng, bài viết trình bày các kiểm định Breusch-Pagan LM và kiểm tra Hausman để xuất ưu tiên mô hình hiệu ứng cố định (FEM). Để giải quyết vấn đề nội sinh tiềm ẩn, đồng thời kiểm tra tính vững của các kết quả thu được từ mô hình FEM, bài viết sử dụng ước lượng GMM động của Arellano & Bond (1991) để giải quyết vấn đề nghiên cứu. Theo Baum, Schaffer, & Stillman (2003), trong trường hợp phương sai thay đổi và vấn đề tự tương quan, công cụ ước lượng GMM đưa ra các ước tính tốt hơn. Mặt khác, dữ liệu bảng của bài viết có khoảng thời gian nghiên cứu trong phạm vi 10 năm (T nhỏ) với gần 3.000 quan sát (N lớn), do vậy phương pháp ước lượng GMM sẽ đạt hiệu quả tốt hơn đối với dữ liệu bảng T nhỏ hơn N nhiều lần.

Kết quả tại các bảng 3, 4 và 5 cho thấy, tác động nghịch chiều của việc gia tăng BĐLN của cổ phiếu đến đòn bẩy của công ty, dù là đo lường đòn bẩy theo phương pháp nào. Tuy nhiên, tác động rõ nét nhất của biến động giá cổ phiếu lên đòn bẩy nợ được tìm thấy khi đo lường đòn bẩy là tổng nợ (DEBT).

Bài viết có thể kết luận rằng, sự BĐLN của cổ phiếu đã khiến cho các công ty đi vay ít hơn. Với các công ty có độ biến thiên lợi nhuận cổ phiếu càng lớn, càng hạn chế đi vay. Các công ty này không chắc chắn về các khoản thu nhập

và đầu tư trong tương lai của họ có thể được sử dụng để trả các nghĩa vụ nợ hay không. Hơn nữa, các công ty có mức độ biến động lợi tức cổ phiếu cao phải đối mặt với chi phí vốn bên ngoài cao và khả năng thanh toán các khoản vay giảm có thể gây ra chi phí kiệt quệ tài chính cao. Trong tình huống như vậy, các công ty muốn giảm tài trợ bằng nợ để tránh những hậu quả có thể xảy ra do vỡ nợ (Dudley & James, 2015). Nếu có ít hoặc không có nợ trong cơ cấu vốn, thì công ty sẽ không có nguy cơ vỡ nợ và không có chi phí phá sản tiềm tàng khi người nắm giữ chứng khoán định giá công ty.

Ngược lại, các công ty có mức độ ổn định hơn về lợi tức cổ phiếu có xu hướng vay nợ nhiều hơn. Các kết quả thực nghiệm khác cũng cung cấp thêm thông tin chi tiết về sự BĐLN của cổ phiếu cấp công ty trên HSX. Ảnh hưởng của quy mô đối với sự BĐLN của cổ phiếu phù hợp với các dự đoán của lý thuyết CTV. Các hệ số của quy mô doanh nghiệp (SIZE) là dương và có ý nghĩa trong tất cả các hồi quy. Mối quan hệ cùng chiều cho thấy quy mô kinh tế và sức mạnh thị trường mạnh mẽ của các công ty niêm yết lớn là lý do giải thích tại sao các công ty lớn thường đạt được khả năng tiếp cận vốn vay ở mức độ cao hơn.

Lợi nhuận của công ty là một động lực quan trọng ảnh hưởng đến lựa chọn CTV của công ty và được xem xét rộng rãi trong các nghiên cứu hiện tại (Fama & ctg, 2002; Pattitoni, Petracci, & Spisni, 2014; Iqbal, Gan, & Nadeem, 2020). Tất cả các hệ số của biến lợi nhuận (PROF) đều âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Điều này cho thấy rằng các công ty có lợi nhuận nhiều hơn sẽ vay ít hơn. Thực tế ở Việt Nam, các doanh nghiệp ưu tiên lựa chọn tài chính đầu tiên là lợi nhuận để lại, sau đó là các khoản nợ. Điều này phù hợp với dự đoán của lý thuyết trật tự phân hạng (POT).

Tác động của biến IRD lên đòn bẩy là không thống nhất. IRD có tác động thuận chiều với tổng đòn bẩy nợ (không có ý nghĩa thống kê) và đòn bẩy nợ ngắn hạn (có ý nghĩa thống kê

Bảng 3: Kết quả hồi quy mô hình FEM và GMM với biến tổng nợ là biến phụ thuộc

	Mô hình hiệu ứng cố định (FEM)		Mô hình GMM	
	Hệ số	Sai số chuẩn	Hệ số	Sai số chuẩn
DEBT (lag1)			0,8790***	0,1054
			(8,34)	
VOL	-0,1117***	0,0119	-0,0540**	0,0221
	(-9,34)		(-2,44)	
SIZE	0,1082***	0,0047	0,111***	0,0133
	(22,92)		(8,30)	
DIV	-0,0078	0,0075	0,0091**	0,0043
	(-1,05)		(2,09)	
FCF	-0,0604***	0,0203	0,161***	0,0458
	(-2,98)		(3,52)	
TANG	0,0697***	0,0207	-0,024	0,044
	(3,36)		(-0,54)	
PROF	-0,320***	0,0256	-0,259***	0,0651
	(-12,49)		(-3,98)	
MB	0,0297***	0,0029	0,0257***	0,0072
	(10,00)		(3,56)	
GDP	-3,239***	0,3341	-1,817***	0,4226
	(-9,69)		(-4,30)	
INF	0,3539***	0,0403	0,407***	0,0522
	(8,77)		(7,79)	
IRD	-0,9304**	0,4478	0,15	0,4466
	(-2,08)		(0,34)	
Hằng số	-1,598***	0,0957	-2,222***	0,2892
	(-6,78)		(-7,68)	
Số quan sát	2961		2126	
R ²	0,249			
F(10,400)	16,54***			
Breusch-Pagan LM	5639,56***			
Hausman test	1246,53***			
Wald chi2(11)			241,53***	
Sargan test			-38,226	
(p-value)			0,4237	
AR(1)			-64,226***	
AR(2)			0,2544	
Prob.(z-value)			0,7991	

Giá trị P-value được ghi trong ngoặc đơn; *, ** và *** tương đương mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.
 Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 4: Kết quả hồi quy mô hình FEM và GMM với biến nợ ngắn hạn (SDEBT) là biến phụ thuộc

	Mô hình hiệu ứng cố định (FEM)		Mô hình GMM	
	Hệ số	Sai số chuẩn	Hệ số	Sai số chuẩn
SDEBT (lag1)			0,555*** (9,71)	0,0571
VOL	-0,0370*** (-3,39)	0,0109	-0,0152* (-1,70)	0,0089
SIZE	0,0450*** (10,44)	0,0043	0,0472*** (4,98)	0,0094
DIV	0,0029 (0,42)	0,0068	0,0144*** (3,71)	0,0038
FCF	-0,0493*** (-2,66)	0,0185	0,0316 (0,98)	0,0322
TANG	-0,0418** (-2,21)	0,0189	-0,0376 (-1,48)	0,0254
PROF	-0,157*** (-6,72)	0,0233	-0,1081** (-2,33)	0,0463
MB	0,0034 (1,27)	0,0027	0,0048 (1,23)	0,0039
GDP	-1,710*** (-5,61)	0,3050	-0,9042*** (-2,99)	0,3020
INF	0,0733** (1,99)	0,0368	0,1359*** (3,90)	0,0348
IRD	-0,324 (-0,79)	0,4087	0,6785** (2,15)	0,3161
Hằng số	-0,6542*** (-7,49)	0,0873	-0,9018*** (-4,44)	0,2032
Số quan sát	2961		2126	
R ²	0,07			
F(10,400)	18,95***			
Breusch-Pagan LM	5907,94***			
Hausman test	80,71***			
Wald chi2(11)			188,11***	
Sargan test			45,08	
(p-value)			0,1183	
AR(1)			-6,82***	
AR(2)			1,42	
Prob.(z-value)			0,1559	

Giá trị P-value được ghi trong ngoặc đơn; *, ** và *** tương đương mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.
 Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 5: Kết quả hồi quy mô hình FEM và GMM với biến nợ dài hạn (LDEBT) là biến phụ thuộc

	Mô hình hiệu ứng cố định (FEM)		Mô hình GMM	
	Hệ số	Sai số chuẩn	Hệ số	Sai số chuẩn
LDEBT (lag1)			0,828*** (21,91)	0,0377
VOL	-0.0274*** (-3,20)	0,0085	-0,0147 (-1,57)	0,0093
SIZE	0,0568*** (16,76)	0,0033	0,0171*** (2,93)	0,0058
DIV	0.0016 (0,30)	0,0053	0,0053** (2,01)	0,0026
FCF	0,0248* (1,70)	0,0145	0,0631** (2,04)	0,0309
TANG	0,2207*** (14,84)	0,0148	0,1263*** (4,79)	0,0263
PROF	-0,0884*** (-4,81)	0,0183	-0,0336** (-2,12)	0,0159
MB	0,0042** (1,96)	0,0021	-0,0026 (-1,42)	0,0018
GDP	-2,212*** (-9,23)	0,2397	0,6005** (2,30)	0,2608
INF	0,2769*** (9,32)	0,0289	0,0255 (0,86)	0,0297
IRD	-1,8207*** (-5,67)	0,3213	-0,4285 (-1,51)	0,2839
Hằng số	-1,0040*** (-14,62)	0,0686	-0,4121*** (-3,45)	0,1192
Số quan sát	2961		2126	
R ²	0,203			
F(10,400)	64,79***			
Breusch-Pagan LM	3765,89***			
Hausman test	152,22***			
Wald chi2(11)			759,85***	
Sargan test			36,82	
(p-value)			0,3844	
AR(1)			-5,54***	
AR(2)			- 0,74	
Prob.(z-value)			0,46	

Giá trị P-value được ghi trong ngoặc đơn; *, ** và *** tương đương mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.
Nguồn: Tính toán của tác giả.

ở mức 5%) nhưng có quan hệ nghịch chiều với đòn bẩy nợ dài hạn (không có ý nghĩa thống kê). Đối với biến nợ ngắn hạn, IRD càng tăng thì các doanh nghiệp càng vay ngắn hạn nhiều hơn, điều này có thể dẫn tới tác động gián tiếp đến suy giảm lợi nhuận của doanh nghiệp do nợ ngắn hạn được coi là rủi ro hơn. Kết quả tác động thuận chiều của lạm phát đến CTV phù hợp với một số dự đoán của Joeveer (2012) và Stulz (1990). Tác động của tăng trưởng kinh tế với lựa chọn CTV cũng không đồng nhất giữa các thước đo đòn bẩy. Với đòn bẩy nợ tổng hợp và nợ ngắn hạn, tăng trưởng kinh tế có tác động nghịch chiều và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Kết quả này phù hợp với một số nghiên cứu của Stulz (1990) và Chen (2004). Tuy nhiên, tác động của tăng trưởng lên CTV nợ dài hạn là quan hệ thuận chiều, phù hợp với nghiên cứu của Michaelas & ctg (1999) đối với các doanh nghiệp nhỏ và vừa ở Anh. Đặc điểm kinh tế và thể chế khác nhau của Việt Nam và Anh có thể là một trong những yếu tố tạo nên sự khác biệt về tác động của tăng trưởng kinh tế với CTV nợ dài hạn. Tuy nhiên, nếu xem GDP như là một biến đại diện cho tăng trưởng, mối quan hệ thuận chiều giữa GDP và CTV dài hạn có thể giải thích được dựa trên quan điểm lý thuyết chi phí đại diện và lý thuyết trật tự phân hạng (POT).

5. Kết luận

Lựa chọn CTV của công ty bị ảnh hưởng đáng kể bởi các yếu tố khác nhau như đặc điểm của công ty, sự biến động giá trị thị trường và các chính sách kinh tế vĩ mô. Hiểu được ảnh hưởng của các thành phần này đối với CTV của doanh nghiệp sẽ giúp các nhà quản lý doanh nghiệp, cơ quan quản lý chứng khoán, các nhà hoạch định chính sách có các quyết định tài

chính và chính sách phù hợp. Nghiên cứu tập trung vào tác động của BĐLN cổ phiếu đối với hoạt động của công ty trên HSX bằng cách sử dụng một mẫu dữ liệu bảng bao gồm cả các yếu tố doanh nghiệp, dữ liệu thị trường và các yếu tố vĩ mô trong giai đoạn 2010–2019. Áp dụng các phương pháp hồi quy POLS, FEM, REM và GMM cho dữ liệu bảng để giải quyết các vấn đề nội sinh tiềm ẩn. Bài viết cố gắng làm rõ một câu hỏi quan trọng là liệu sự gia tăng BĐLN của cổ phiếu có ảnh hưởng đến lựa chọn CTV của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên HSX sau khi trải qua cú sốc khủng hoảng tài chính 2008–2009 hay không?

Kết quả nghiên cứu cho thấy, các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu giảm nợ khi đối diện với biến động lợi tức cổ phiếu gia tăng. Ngoài yếu tố BĐLN cổ phiếu, lựa chọn CTV của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên HSX còn chịu tác động bởi nhiều yếu tố nội tại doanh nghiệp cũng như một số yếu tố kinh tế vĩ mô. Nghiên cứu của tác giả đưa ra ba hàm ý quan trọng. Thứ nhất, nghiên cứu này đưa ra những hiểu biết sâu sắc về các cuộc tranh luận hiện tại giữa CTV của công ty và quy mô công ty, khả năng tăng trưởng, dòng tiền, chi trả cổ tức,... và các yếu tố vĩ mô. Mối quan hệ tiêu cực giữa lựa chọn CTV của công ty và sự BĐLN của cổ phiếu phù hợp với được khẳng định mạnh mẽ qua mô hình FEM và GMM. Thứ hai, bài viết này khẳng định vai trò quan trọng của BĐLN cổ phiếu ở cấp công ty trong việc giảm nợ của các doanh nghiệp niêm yết trên HSX. Cuối cùng, bằng chứng thực nghiệm cho thấy rằng các nhà quản lý doanh nghiệp cần biết cách tận dụng rủi ro biến động để có thể huy động nguồn tài chính từ phát hành cổ phiếu để đạt được hiệu quả sử dụng vốn cao hơn trong thời kỳ hậu khủng hoảng.

* Nghiên cứu này được Trường Đại học Nha Trang tài trợ trong Đề tài cấp cơ sở mã số TR2021-13-14 "Nghiên cứu tác động của biến động lợi nhuận cổ phiếu lên lựa chọn cấu trúc vốn của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh".

Tài liệu tham khảo

- Agapova, A., & McNulty, J. E. (2016). Interest rate spreads and banking system efficiency: General considerations with an application to the transition economies of Central and Eastern Europe. *International Review of Financial Analysis*, 47(C), 154-165.
- Ahmed, Z., and Hla, D. T. (2019). Stock return volatility and capital structure measures of nonfinancial firms in a dynamic panel model: Evidence from Pakistan. *International Journal of Finance & Economics*, 24(1), 604-628.
- Akhtar, S. (2012). Capital structure and business cycles. *Accounting & Finance*, 52(1), 25-48.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
- Ariff, M., Taufiq, H., & Shamsher, M. (2008). How capital structure adjusts dynamically during financial crises? *Corporate Finance Review*, 13(3), 11-24.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2002). Market timing and capital structure. *The Journal of Finance*, 57(1), 1-32
- Batten, J. A., & Vo, X. V. (2015). Foreign ownership in emerging stock markets. *Journal of multinational financial management*, Vol. 32, 15-24.
- Baum, C. F., Schaffer, M. E., & Stillman, S. (2003). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *Stata Journal*, 3(1), 1-31.
- Bevan, A. A., & Danbolt, J. (2002). Capital structure and its determinants in the UK-a decompositional analysis. *Applied Financial Economics*, 12(3), 159-170
- Booth, L., Aivazian, V., Demirguc-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2001). Capital structures in developing countries. *The journal of finance*, 56(1), 87-130.
- Chen, J. (2004). Determinants of capital structure of Chinese-listed companies. *Journal of Business Research*, 57, 1341-1351.
- Chen, H., Wang, H., & Zhou, H. (2014). Stock return volatility and capital structure decisions. *PBCSF-NIFR Research Paper*, (13-04).
- Chui, A. C., Lloyd, A. E., & Kwok, C. C. (2002). The determination of capital structure: is national culture a missing piece to the puzzle? *Journal of international business studies*, 33(1), 99-127
- Colla, P., Ippolito, F., and Wagner, H. F. (2012). Leverage and pricing of debt in LBOs. *Journal of Corporate Finance*, 18(1), 124-137.
- Deesomsak, R., Paudyal, K. & Pescetto, G. (2004). The determinants of capital structure: evidence from the Asia Pacific region. *Journal of Multinational Financial Management*, 14(4-5), 387-405.
- Drobtetz, W., & Fix, R. (2003). What are the determinants of the capital structure? Some evidence for Switzerland. *University of Basel. WWZ/Department of Finance, Working Paper*, 4(03), 51-75.
- Dudley, E., & James, C. M. (2015). *Cash flow volatility and capital structure choice*. Available at SSRN 2492152.
- Fama, E. F., & French, K. R. (2002). Testing trade-off and pecking order predictions about dividends and debt. *The review of financial studies*, 15(1), 1-33.
- Frank, M. Z., & Goyal, V. K. (2009). Capital structure decisions: which factors are reliably important? *Financial Management*, 38(1), 1-37.
- George, T. J., & Hwang, C.-Y. (2010). A resolution of the distress risk and leverage puzzles in the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 96(1), 56-79.

- Graham, J. R., & Leary, M. T. (2011). A review of empirical capital structure research and directions for the future. *Annual Review of Financial Economics*, Vol. 3(2011), 309-345. Available at <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1729388>.
- Hodder, J. E., & Senbet, L. W. (1990). International capital structure equilibrium. *The Journal of finance*, 45(5), 1495-1516.
- Huang, G. (2006). The determinants of capital structure: Evidence from China. *China economic review*, 17(1), 14-36.
- Iqbal, U., Gan, C., & Nadeem, M. (2020). Economic policy uncertainty and firm performance. *Applied Economics Letters*, 27(10), 765-770.
- Jõeveer, K. (2013). Firm, country and macroeconomic determinants of capital structure: Evidence from transition economies. *Journal of Comparative Economics*, 41(1), 294-308.
- Michaelas, N., Chittenden, F., & Poutziouris, P. (1999). Financial policy and capital structure choice in UK SMEs: Empirical evidence from company panel data. *Small business economics*, 12(2), 113-130.
- Mittoo, U. R., & Zhang, Z. (2008). The capital structure of multinational corporations: Canadian versus US evidence. *Journal of Corporate Finance*, 14(5), 706-720.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1958). The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American economic review*, 48(3), 261-297.
- Modigliani, F., & Miller, M. H. (1963). Corporate income taxes and the cost of capital: a correction. *The American economic review*, 53(3), 433-443.
- Myers, S. C., & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of financial economics*, 13(2), 187-221
- Narayanan, M. P. (1988). Debt versus equity under asymmetric information. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 23(1), 39-51.
- Ozkan, A. (2001). Determinants of capital structure and adjustment to long run target: evidence from UK company panel data. *Journal of Business Finance & Accounting*, 28(1-2), 175-198
- Pattitoni, P., Petracci, B., & Spisni, M. (2014). Determinants of profitability in the EU-15 area. *Applied Financial Economics*, 24(11), 763-775.
- Rajan, R., & Zingales, L. (1998). Financial development and growth. *American Economic Review*, 88(3), 559-586.
- Santosoosso, P. (2015). How cash flow volatility affects debt financing and accounts payable. *International Journal of Economics and Finance*, 7(8), 138-145.
- Smith, L. V., & Yamagata, T. (2011). Firm level return-volatility analysis using dynamic panels. *Journal of Empirical Finance*, 18(5), 847-867.
- Stulz, R. (1990). Managerial discretion and optimal financing policies. *Journal of financial Economics*, 26(1), 3-27.
- Tennant, D., & Folaewo, A. (2009). Macroeconomic and market determinants of interest rate spreads in low-and middle-income countries. *Applied Financial Economics*, 19(6), 489-507.
- Wald, J. K. (1999). How firm characteristics affect capital structure: an international comparison. *Journal of Financial research*, 22(2), 161-187.
- Welch, I. (2004). Capital structure and stock returns. *Journal of political economy*, 112(1), 106-131.

The Impact of Stock Return Volatility on Capital Structure Choice: Evidence from Non-Financial Firms Listed on Ho Chi Minh City Stock Exchange

Nguyen Huu Manh^(*)

Received: 07 July 2022 | Revised: 05 September 2022 | Accepted: 12 September 2022

ABSTRACT: This study investigates the impact of stock returns on leverage of non-financial firms listed on the Ho Chi Minh Stock Exchange (HSX) during the period 2010–2019. Using a variety of quantitative methods, our study finds that stock return volatility has a negative impact on capital structure choice in both overall debt leverage and long-term debt leverage in the post-crisis period. Furthermore, macroeconomic factors significantly influence the choice of capital structure. However, these effects show heterogeneity across the firm's capital structure measures.

KEYWORDS: stock return volatility, capital structure, fixed effects model, generalized method of moments, Ho Chi Minh city stock exchange.

JEL classification: G30, G32, G40.



Nguyen Huu Manh

Email: manhnh@ntu.edu.vn.

^(*) Nha Trang University;

No 02 - Nguyen Dinh Chieu, Nha Trang, Khanh Hoa.