



CEO, biến động dòng tiền và cấu trúc vốn của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam

Nguyễn Hải Yến *

Trường Đại học Kinh tế - Luật, Đại học Quốc gia TP.HCM

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>Ngày nhận: 25/10/2020 Ngày nhận lại: 27/02/2021 Duyệt đăng: 28/02/2021</p> <p>Mã phân loại JEL: G30; G32</p> <p>Từ khóa: Biến động dòng tiền; Cấu trúc vốn; CEO; Kinh nghiệm tài chính.</p> <p>Keywords: Cash flow volatility; Capital structure; CEO; Financial experience.</p>	<p>Nghiên cứu này kiểm định tác động của biến động dòng tiền lên cấu trúc vốn của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam trong giai đoạn 2008–2019. Tác giả sử dụng phương pháp GMM hệ thống để xem xét sự tác động này. Kết quả nghiên cứu cho thấy tồn tại mối quan hệ ngược chiều giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu. Đặc biệt, khác với những nghiên cứu trước đây về biến động dòng tiền, nghiên cứu tiến hành kiểm định thêm ảnh hưởng kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính của tổng giám đốc/giám đốc doanh nghiệp (CEO) đến mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn. Kết quả kiểm định cho thấy biến động dòng tiền có tác động dương đến cấu trúc vốn khi CEO có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính, ngược lại biến động dòng tiền có tác động âm đến cấu trúc vốn khi CEO không có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính.</p> <p>Abstract</p> <p>This paper examines the impact of cash flow volatility on the capital structure in Vietnamese listed companies in the period 2008–2019. The system generalized method of moments is applied to investigate this relationship. The results show that there exists an inverse relationship between the volatility of cash flow and the capital structure in Vietnamese listed companies during the studied period. In particular, unlike previous studies on cash flow volatility, this study investigates the effect of the chief executive officer/director (CEO)'s financial experience on the relationship between cash flow volatility and capital</p>

* Tác giả liên hệ.

Email: yennh@uel.edu.vn (Nguyễn Hải Yến).

Trích dẫn bài viết: Nguyễn Hải Yến. (2020). CEO, biến động dòng tiền và cấu trúc vốn của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 31(6), 44–71.

structure. The results show that cash flow volatility has a positive impact on capital structure when CEOs have experience in finance field, whereas volatility of cash flow has a negative impact on capital structure when CEOs have not financial experience.

1. Giới thiệu

Trong suốt hơn năm thập kỷ qua, các lý thuyết tài chính giải thích các quyết định cấu trúc vốn vẫn còn ý nghĩa. Nhiều mô hình nghiên cứu lý thuyết và các bằng chứng thực nghiệm đã đưa ra nhiều yếu tố khác nhau giải thích cho cấu trúc vốn của các công ty ở các quốc gia và giữa nhiều quốc gia (Jensen & Meckling, 1976; Myers, 1984; Rajan & Zingales, 1995). Các yếu tố đưa vào giải thích cấu trúc vốn trong các nghiên cứu học thuật phổ biến như: Quy mô, khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp, tài sản cố định, khả năng sinh lời của doanh nghiệp (Frank & Goyal, 2009; Rajan & Zingales, 1995), biến động dòng tiền vẫn còn là một yếu tố chưa được xem xét nhiều. Một số nghiên cứu gần đây bắt đầu tập trung phân tích ảnh hưởng của biến động dòng tiền đến cấu trúc vốn, nhưng các bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa hai yếu tố còn chưa rõ ràng và thiếu đồng nhất (Keefe & Yaghoubi, 2016). Trong khi một số nghiên cứu tìm thấy mối quan hệ tỷ lệ nghịch giữa biến động dòng tiền và đòn bẩy tài chính (Friend & Lang, 1988; Keefe & Yaghoubi, 2016; Memon và cộng sự, 2018), một số nghiên cứu khác như: Bradley và cộng sự (1984), Kim và Sorensen (1986) cho rằng biến động dòng tiền và việc sử dụng nợ tỷ lệ thuận với nhau. Bên cạnh đó, các nghiên cứu học thuật về cấu trúc vốn của doanh nghiệp tập trung vào các doanh nghiệp lớn, niêm yết tại các nước phát triển như Mỹ, Trung Quốc (Friend & Lang, 1988; Keefe & Yaghoubi, 2016; Memon và cộng sự, 2018). Trong khi đó, các nghiên cứu về mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn ở các quốc gia có nền kinh tế nhỏ, đang phát triển như Việt Nam vẫn chưa được khai thác nhiều.

Bên cạnh đó, các nghiên cứu này chỉ dừng lại ở việc xem xét biến động dòng tiền như một yếu tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn, chưa nhiều nghiên cứu xem xét đến các bối cảnh tác động đến mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn (Antoniou và cộng sự, 2008; Memon và cộng sự, 2018). Các nghiên cứu về mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn dựa trên nền tảng lý thuyết đánh đổi, lý thuyết trật tự phân hạng và mô hình Black-Scholes (1973) (Dudley & James, 2015; Harris & Roark, 2019; Karimli, 2018; Keefe & Yaghoubi, 2016; Santosuosso, 2015). Tuy nhiên, bên cạnh sự chi phối của các đặc điểm doanh nghiệp theo các học thuyết trên, mối quan hệ giữa hai yếu tố này có thể chịu tác động bởi vấn đề xung đột lợi ích giữa những người quản lý và những người điều hành doanh nghiệp do vấn đề khác biệt về tối đa hóa lợi ích của mỗi bên gây ra theo lý thuyết chi phí đại diện (Agency Theory) được Jensen và Meckling (1976) đề xuất. Mặt khác, theo lý thuyết quản lý cấp cao, mỗi CEO khác nhau sẽ có hành động khác nhau với các quyết định tài chính của doanh nghiệp. Cụ thể, các CEO có kinh nghiệm làm việc trong lĩnh vực tài chính thường đưa ra các quyết định dựa theo các lý thuyết tài chính của Custódio và Metzger (2014). Vậy liệu mối quan hệ biến động dòng tiền và cấu trúc vốn sẽ thay đổi như thế nào trong điều kiện các CEO có kinh nghiệm về tài chính? Đây là câu hỏi vẫn còn bỏ ngỏ.

Do đó, nghiên cứu này tiếp tục đi tìm câu trả lời cho những câu hỏi vẫn còn chưa được khai thác ở trên. Nghiên cứu tiến hành kiểm định mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam, trong đó bao gồm sự khác biệt trong chính sách tài trợ giữa các doanh nghiệp có CEO có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính và các CEO không có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính.

Sau phần 1 giới thiệu, nghiên cứu được cấu trúc gồm bốn phần: Phần 2 đề cập đến bằng chứng thực nghiệm để phát triển các giả thuyết nghiên cứu. Phần 3 trình bày về đặc điểm của mẫu nghiên cứu, xây dựng các biến và mô hình nghiên cứu. Phần 4 đưa ra kết quả nghiên cứu, những phân tích về kết quả liên quan. Cuối cùng, phần 5 đưa ra các kết luận.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết về mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn

2.2.1. Lý thuyết trật tự phân hạng

Donaldson (1961) là người đầu tiên đưa ra ý tưởng về trật tự phân hạng sử dụng nguồn vốn trong doanh nghiệp. Myers (1984), Myers và Majluf (1984) đã làm sáng tỏ hơn trật tự ưu tiên sử dụng các nguồn tài trợ nội bộ và các nguồn tài trợ bên ngoài dựa trên khái niệm về thông tin bất cân xứng và chi phí giao dịch. Doanh nghiệp cân nhắc sử dụng ba loại nguồn vốn: Lợi nhuận giữ lại, vốn từ phát hành nợ và vốn từ phát hành cổ phần. Theo Myers (1984), lợi nhuận giữ lại được ưu tiên sử dụng đầu tiên vì chi phí giao dịch thấp nhất. Đồng thời, lợi nhuận giữ lại tránh được những thông tin bất cân xứng từ phía bên ngoài đem lại (Myers & Majluf, 1984). Trong trường hợp lợi nhuận giữ lại không đủ, tài trợ bằng nợ sẽ được sử dụng. Nguồn tài trợ bằng vốn góp cổ phần sẽ được sử dụng cuối cùng. Như vậy, sự thay đổi đòn bẩy tài chính của doanh nghiệp phụ thuộc vào nhu cầu về nguồn vốn của doanh nghiệp mà không phụ thuộc vào cấu trúc vốn tối ưu. Do đó, các doanh nghiệp có dòng tiền không ổn định thường có hoạt động kinh doanh khá biến động bởi những công ty này gặp phải vấn đề lựa chọn nghịch (Adverse Selection) do bất cân xứng thông tin nhiều hơn (Frank & Goyal, 2009). Khi biến động dòng tiền cao, doanh nghiệp không còn đủ nguồn vốn nội bộ cho hoạt động kinh doanh, cần huy động vốn thường xuyên từ thị trường bên ngoài. Do đó, các doanh nghiệp này sẽ gia tăng sử dụng đòn bẩy tài chính.

2.2.2. Lý thuyết đánh đổi cấu trúc vốn

Theo Baxter (1967), các doanh nghiệp lựa chọn cấu trúc vốn dựa trên cân bằng giữa những lợi ích của việc vay nợ (chủ yếu tiết kiệm thuế), với các chi phí liên quan đến việc vay mượn bao gồm chi phí phá sản. Điều này hàm ý rằng tồn tại một cấu trúc vốn mục tiêu để tối đa hóa giá trị doanh nghiệp. Sự tồn tại của cấu trúc vốn mục tiêu khiến cho bất kỳ một sự biến động nào làm cho cấu trúc vốn mục tiêu thay đổi đều được điều chỉnh. Lý thuyết đánh đổi được phát triển bởi (Kraus & Litzenberger, 1973) cho rằng các nhà quản lý doanh nghiệp có thể xác định được một cấu trúc vốn tối ưu nhằm tối đa hóa giá trị công ty dựa trên sự đánh đổi giữa lợi ích và chi phí của việc sử dụng nợ. Sử dụng nợ sẽ tạo ra lá chắn thuế cho doanh nghiệp nhờ có chi phí lãi vay. Tuy nhiên, sử dụng nợ sẽ tiềm ẩn chi phí kiệt quệ tài chính gồm một số chi phí như: Chi phí trả cho luật sư giải quyết phá sản, chi phí trả cho kế toán và nhân viên quản trị công ty trong quá trình chờ phá sản, chi phí do mất khách hàng hay nhà cung cấp, chi phí đại diện... Do đó, trong điều kiện các yếu tố không đổi, để duy trì một cấu trúc vốn

tối ưu cân bằng giữa chi phí kiệt quệ tài chính, chi phí phá sản với lá chắn thuế và các điều kiện khác, doanh nghiệp nên sử dụng ít nợ hơn khi dòng tiền biến động cao (Kraus & Litzenberger, 1973). Doanh nghiệp gặp biến động dòng tiền cao sẽ phải đối mặt với chi phí kiệt quệ tài chính cao. Đồng thời, biến động dòng tiền cao sẽ làm giảm hiệu quả của việc sử dụng nợ làm lá chắn thuế, đem lại rủi ro cho các cổ đông của công ty. Do đó, doanh nghiệp sẽ có xu hướng giảm sử dụng nợ theo lý thuyết đánh đổi (Trade-off Theory) được Kraus và Litzenberger (1973) đề xuất.

2.2. Bằng chứng thực nghiệm

Tác động của biến động dòng tiền đến cấu trúc vốn được xem xét chung như một yếu tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn. Khi đó biến động dòng tiền được xem như một nhân tố rủi ro kinh doanh của doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu về mối quan hệ này vẫn còn chưa rõ ràng và thiếu đồng nhất. Một số nghiên cứu đưa yếu tố biến động dòng tiền tác động đến cấu trúc vốn, tuy nhiên không tìm thấy mối quan hệ, ví dụ như: Titman và Wessels (1988) xác nhận trong nghiên cứu của họ rằng “nhiều tác giả gợi ý rằng mức độ nợ tối ưu của doanh nghiệp là một hàm số giảm của biến động dòng tiền”. Tuy nhiên, Titman và Wessels (1988) không tìm thấy mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và đòn bẩy tài chính theo các cách đo lường khác nhau. Tương tự, Leary và Roberts (2005), Antoniou và cộng sự (2008), Frank và Goyal (2009) không tìm thấy tác động của biến động dòng tiền lên cấu trúc vốn. Cùng quan điểm như vậy, Deesomsak và cộng sự (2004) đi tìm các yếu tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các doanh nghiệp khu vực châu Á - Thái Bình Dương, nhưng kết quả biến động dòng tiền không có ý nghĩa thống kê.

Trong khi đó, khảo sát được tiến hành bởi Harris và Raviv (1991) cho rằng biến động dòng tiền có tác động đến cấu trúc vốn, song chưa đồng nhất quan điểm chiều hướng tác động. Một mặt, các nghiên cứu cho kết quả biến động dòng tiền tác động tỷ lệ thuận đến đòn bẩy tài chính của doanh nghiệp. Cụ thể, Kim và Sorensen (1986) tìm thấy mối tương quan dương giữa biến động dòng tiền và đòn bẩy tài chính khi xem xét về các doanh nghiệp tại Mỹ có sở hữu là người nội bộ doanh nghiệp hay người bên ngoài doanh nghiệp. Tương tự, biến động dòng tiền cao cũng khiến các doanh nghiệp Trung Quốc gia tăng sử dụng nợ (Huang, 2006). Kết quả có sự tương đồng khi Santosuosso (2015) nghiên cứu trực tiếp mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và việc sử dụng nợ của các doanh nghiệp niêm yết tại Italy. Đồng thời, doanh nghiệp có biến động dòng tiền càng cao thì doanh nghiệp có xu hướng sử dụng càng nhiều đòn bẩy tài chính khi doanh nghiệp hoạt động kém hiệu quả (Harris & Roark, 2019). Mặt khác, các bằng chứng thực nghiệm khác dựa trên những lập luận của lý thuyết đánh đổi và mô hình của Merton (1974)¹, Black-Scholes (1973) về sự tồn tại mối quan hệ ngược chiều giữa biến động dòng tiền và đòn bẩy tài chính vì doanh nghiệp có dòng tiền biến động cao có thể giảm chi phí kiệt quệ tài chính và phá sản bằng cách giảm đòn bẩy tài chính. Những kết quả nghiên cứu đầu tiên ủng hộ lập luận này là Bradley và cộng sự (1984), Friend và Lang (1988). Tiếp đó, Akhtar (2012) đi sâu vào xem xét mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn của các doanh nghiệp trong suốt giai đoạn khó khăn của chu kỳ kinh doanh. Kết quả nhận được cũng là mối quan hệ ngược chiều giữa biến động dòng tiền và hệ số nợ dài hạn tính theo giá trị thị trường. Trong khi đó, Levine và Wu (2014) cùng quan điểm về tác động ngược chiều của biến động dòng tiền đến đòn bẩy tài chính khi sử dụng dữ liệu bảng về các sự kiện sáp nhập doanh nghiệp. Trên phương diện các ngành, Dudley và James (2015) tìm thấy mối quan hệ ngược chiều có ý nghĩa thống kê giữa đòn bẩy tài chính và

¹ Mô hình dự báo rủi ro tín dụng của doanh nghiệp.

biến động dòng tiền (trong đó mức độ biến động được đo lường bằng phương sai thu nhập hoạt động của ngành). Keefe và Yaghoubi (2016) xây dựng 6 cách đo lường đòn bẩy tài chính và 8 cách đo lường biến động dòng tiền của các doanh nghiệp Mỹ². Kết quả đồng nhất rằng khi biến động dòng tiền tăng, các doanh nghiệp sẽ giảm sử dụng nợ, Memon và cộng sự (2018) có chung kết luận với các doanh nghiệp niêm yết ở Trung Quốc.

Có thể thấy, các nghiên cứu chưa có kết quả thống nhất chung về sự tồn tại mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn. Đồng thời, biến động dòng tiền chủ yếu được xem xét như một biến kiểm soát trong các nghiên cứu về các yếu tố tác động đến cấu trúc. Các nghiên cứu xem xét biến động dòng tiền như một biến chính ảnh hưởng đến cấu trúc vốn còn khá ít (Dudley & James, 2015; Harris & Roark, 2019; Karimli, 2018; Keefe & Yaghoubi, 2016; Memon và cộng sự, 2018; Santosuosso, 2015).

Ngoài ra, một số nghiên cứu về mối liên hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn được thể hiện thông qua các nghiên cứu trong chính sách đầu tư hoặc ảnh hưởng đến chi phí nợ. Với hoạt động đầu tư của doanh nghiệp, các doanh nghiệp có biến động dòng tiền cao sẽ có xu hướng từ bỏ đầu tư thay vì phải sử dụng nguồn vốn bên ngoài (Minton & Schrand, 1999). Theo lý thuyết trật tự phân hạng, các doanh nghiệp thích sử dụng nguồn vốn nội bộ, sau đó phát hành nợ và cuối cùng là phát hành cổ phiếu mới (Myers, 1984; Myers & Majluf, 1984). Sự tác động của biến động dòng tiền hoặc/và biến động lợi nhuận lên đầu tư phụ thuộc vào mức độ của dòng tiền. Lượng đầu tư sẽ tăng lên ở mức độ dòng tiền cao hơn (Minton & Schrand, 1999). Đồng thời, tác động của biến động dòng tiền đến đầu tư cũng được xem xét trong điều kiện các doanh nghiệp gặp hạn chế tài chính và các doanh nghiệp không gặp hạn chế về tài chính. Cụ thể, các doanh nghiệp gặp hạn chế tài chính sẽ giảm đầu tư trong trường hợp biến động dòng tiền mạnh (Keefe & Tate, 2013). Ngược lại, Boyle và Guthrie (2003), Hirth và Viswanatha (2011) cho rằng hoạt động đầu tư trong các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính sẽ tăng lên khi dòng tiền biến động mạnh.

Một số nghiên cứu khác tập trung vào kỹ thuật đo lường các yếu tố. Dudley và James (2015) đi sâu vào cách đo lường biến động dòng tiền. Thay vì đo lường biến động dòng tiền dựa trên dữ liệu lịch sử, Dudley và James (2015) sử dụng GARCH để đo lường biến động dòng tiền hoạt động của các ngành. Từ đó, xem xét tác động của biến động dòng tiền đã đo lường được tác động đến cấu trúc vốn. Keefe và Yaghoubi (2016) tổng hợp và xây dựng các cách đo lường biến động dòng tiền và đo lường đòn bẩy tài chính và cấu trúc kỳ hạn nợ của các doanh nghiệp. Sau đó, Keefe và Yaghoubi (2016) kiểm định mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn, cấu trúc kỳ hạn nợ. Santosuosso (2015) xem xét riêng rẽ sự tác động của biến động dòng tiền đến việc sử dụng nợ của các doanh nghiệp Italy dưới hai góc độ các khoản vay nợ từ bên ngoài và các khoản phải trả nhà cung cấp của doanh nghiệp.

Bên cạnh đó, tồn tại các cách đo lường sự biến động và các bối cảnh khác nhau được tiến hành trong các nghiên cứu. Kale và cộng sự (1991) cho rằng mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn dưới góc độ mô hình phi tuyến – dạng chữ U. Khi biến động dòng tiền cao, doanh nghiệp sử dụng nhiều nợ hơn ở mức nợ cao. Khi biến động dòng tiền cao, doanh nghiệp sử dụng ít nợ hơn ở mức nợ thấp. Theo Graham và Leary (2011), các doanh nghiệp có đòn bẩy tài chính cao với kỳ hạn

² Chi tiết 6 cách đo lường đòn bẩy tài chính xem tại mục 3.2.1 từ trang 8 đến trang 9; 8 cách đo lường biến động dòng tiền xem tại mục 3.2.2 từ trang 12 đến trang 14 của bài báo: Keefe, M. O. C., & Yaghoubi, M. (2016). The influence of cash flow volatility on capital structure and the use of debt of different maturities. *Journal of Corporate Finance*, 38, 18–36.

nợ dài hơn sẽ có mức độ biến động lợi nhuận thấp hơn (biến động lợi nhuận được xác định bằng độ lệch chuẩn của thu nhập hoạt động kinh doanh chia tổng tài sản trong 10 năm). Akhtar (2012) đưa ra kết quả rằng biến động dòng tiền được đo bằng độ lệch chuẩn của thu nhập hoạt động tác động ngược chiều đến tỷ số nợ dài hạn tính theo giá trị thị trường trong suốt giai đoạn khó khăn của chu kỳ kinh doanh. Levine và Wu (2014) cùng quan điểm về tác động ngược chiều của biến động dòng tiền đến đòn bẩy tài chính khi sử dụng dữ liệu bảng về các sự kiện sáp nhập doanh nghiệp. Memon và cộng sự (2018) nghiên cứu mối quan hệ này trong bối cảnh sở hữu nhà nước tại Trung Quốc. Với các doanh nghiệp có sở hữu nhà nước, biến động dòng tiền cao sẽ làm gia tăng việc sử dụng nợ. Kết quả này đi ngược với kết quả từ mẫu tổng thể các doanh nghiệp niêm yết của Trung Quốc. Ở một khía cạnh khác, Harris và Roark (2019) kiểm định lại mối quan hệ giữa hai yếu tố này dựa vào hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp thông qua hồi quy phân vị. Với các doanh nghiệp hoạt động kém hiệu quả, biến động dòng tiền và việc sử dụng nợ có tương quan dương với nhau. Rõ ràng, các điều kiện quản trị, và điều kiện hoạt động doanh nghiệp tác động không nhỏ đến mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn. Vì vậy, việc đưa thêm bối cảnh vào nghiên cứu về sự tác động của biến động dòng tiền đến cấu trúc vốn là cần thiết. Tuy nhiên, trong các nghiên cứu quan tâm đến biến động dòng tiền như một biến chính, các tác giả đã đề cập ở trên chỉ tập trung vào mặt kỹ thuật đo lường các yếu tố, việc xem xét tác động của bối cảnh vào mối quan hệ giữa biến động dòng tiền đến cấu trúc vốn chưa nhiều.

Theo tìm hiểu của tác giả, các nghiên cứu về tác động của biến động dòng tiền đến cấu trúc vốn tại Việt Nam vẫn còn vắng bóng. Một số nghiên cứu có đưa biến động vào xem xét như một yếu tố đại diện cho rủi ro kinh doanh, và việc phân biệt giữa biến động lợi nhuận và biến động dòng tiền vẫn còn chưa rõ ràng. Nguyen và Ramachandran (2006) đi tìm các yếu tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Việt Nam. Biến động dòng tiền tác động tỷ lệ thuận với tỷ lệ nợ của các doanh nghiệp này. Trái ngược với kết quả tìm được của Nguyen và Ramachandran (2006), Đoàn Ngọc Phi Anh (2010) xem xét các nhân tố ảnh hưởng đến cấu trúc tài chính của doanh nghiệp, trong đó biến động dòng tiền như một yếu tố của rủi ro kinh doanh. Kết quả nghiên cứu cho thấy biến động dòng tiền tác động tỷ lệ nghịch đến tỷ lệ nợ của doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam trong giai đoạn 2007–2009. Tran (2015) cũng tìm thấy biến động dòng tiền tác động ngược chiều đến cấu trúc vốn khi nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn của các doanh nghiệp Việt Nam trong giai đoạn 2009–2013. Kết quả tương tự về mối quan hệ này khi Le và Tannous (2016) nghiên cứu về cấu trúc sở hữu tác động đến cấu trúc vốn có sử dụng biến động dòng tiền làm biến kiểm soát trong mô hình. Các nghiên cứu sử dụng mẫu dữ liệu ở Việt Nam cho kết quả về mối quan hệ ngược chiều giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn nhiều hơn. Ngoài những nghiên cứu này ra, các tác giả khác ở Việt Nam như Nguyen và cộng sự (2014), Lê Đạt Chí (2013), Thạch & Oanh (2018) không sử dụng biến động dòng tiền trong các nghiên cứu về cấu trúc vốn của họ.

Dựa trên tổng quan lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm có thể thấy rằng các nghiên cứu cho kết quả biến động dòng tiền tác động ngược chiều đến đòn bẩy tài chính chiếm ưu thế nhiều hơn. Điều này bởi vì khi biến động dòng tiền tăng sẽ làm tăng nguy cơ kiệt quệ tài chính của doanh nghiệp, và làm giảm lợi ích lá chắn thuế từ việc sử dụng nợ. Bên cạnh đó, mô hình Black và Scholes (1973) và nghiên cứu thực nghiệm Minton và Schrand (1999) cho thấy rằng biến động dòng tiền tăng làm gia tăng chi phí nợ. Vì vậy, doanh nghiệp có biến động dòng tiền cao thường sẽ giảm đòn bẩy tài chính của họ nhằm giảm thiểu chi phí nợ. Vì vậy, tác giả đưa ra giả thuyết đầu tiên như sau:

H1: Biến động dòng tiền tác động tỷ lệ nghịch đến việc sử dụng nợ của doanh nghiệp.

2.3. Cơ sở lý thuyết về sự tác động của CEO đến mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn

Theo trường phái tân cổ điển cho rằng các nhà quản lý có quan điểm đồng nhất với nhau, tức là khi đối mặt với cùng một vấn đề kinh tế, các nhà quản lý khác nhau có cách hành xử giống nhau. Theo quan điểm này, các chính sách tài chính trong doanh nghiệp sẽ không chịu ảnh hưởng bởi các đặc điểm của người quản lý doanh nghiệp. Tuy nhiên, lý thuyết quản lý cấp cao cho rằng các nhà quản lý khác nhau sẽ có tác động khác nhau đến kết quả hoạt động của doanh nghiệp. Do đó, các đặc điểm cá nhân, kiến thức, và kinh nghiệm của người quản lý, chẳng hạn như: Độ tuổi, giới tính, trình độ học vấn, kinh nghiệm trong lĩnh vực làm việc có thể một phần ảnh hưởng đến cách giải quyết vấn đề của người quản lý; từ đó, tác động đến các quyết định tài chính của họ (Gounopoulos & Pham, 2017). Dựa trên lý thuyết quản lý cấp cao, nhiều nghiên cứu đã kiểm định mối quan hệ giữa các đặc điểm của người quản lý và các quyết định tài chính trong doanh nghiệp. Các nghiên cứu tập trung vào trình độ học vấn, đặc điểm của người quản lý doanh nghiệp (Custódio & Metzger, 2014). Tuy nhiên gần đây, một số nghiên cứu của Custódio và Metzger (2014), Custódio và cộng sự (2013), Gounopoulos và Pham (2017) quan tâm đến kinh nghiệm làm việc của CEO. Cụ thể, Custódio và Metzger (2014) đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm về ảnh hưởng kinh nghiệm làm việc trong lĩnh vực tài chính của CEO trong quá khứ đến chính sách tài trợ của doanh nghiệp như: Việc nắm giữ tiền mặt, đòn bẩy tài chính, và chính sách cổ tức. Các CEO có kinh nghiệm về tài chính thường đưa ra quyết định dựa trên các lý thuyết tài chính, đồng thời họ thường nắm giữ ít tiền mặt và sử dụng nhiều nợ hơn (Custódio & Metzger, 2014).

Mặt khác, theo lý thuyết chi phí đại diện của Jensen và Meckling (1976), cấu trúc vốn được xác định bởi chi phí đại diện xuất phát từ sự khác biệt lợi ích giữa cổ đông và những người điều hành doanh nghiệp. Do sự mâu thuẫn về lợi ích, người điều hành doanh nghiệp lựa chọn cấu trúc vốn để tối đa hóa lợi ích của chính họ thay vì tối đa hóa lợi ích của người sở hữu công ty. Mở rộng vấn đề này, Jensen (1986) cho rằng việc sử dụng nợ cao sẽ giúp giảm bớt chi phí đại diện do nợ cao khiến các doanh nghiệp mất đi lượng tiền cố định do việc chi trả nợ. Điều này sẽ hạn chế các nhà quản lý doanh nghiệp sử dụng dòng tiền tự do cho các mục tiêu cá nhân bởi sự lo sợ doanh nghiệp phá sản và nguy cơ bị mất việc của các nhà quản lý, đồng thời buộc các nhà quản lý phải đưa ra các quyết định tài chính hiệu quả với doanh nghiệp. Do đó, khi có biến động dòng tiền tăng cao, doanh nghiệp có CEO có kinh nghiệm về tài chính sẽ gia tăng sử dụng nợ để đảm bảo đủ nguồn vốn cho hoạt động kinh doanh, nhờ đó CEO sẽ tránh được nguy cơ mất việc.

Tại Việt Nam trước đây, các doanh nghiệp theo cơ chế quản lý bao cấp, nguồn vốn đã được Nhà nước phân bổ. Sau khi chuyển đổi sang cơ chế quản lý thị trường, doanh nghiệp tự hạch toán và tự phân bổ các nguồn vốn. Lúc này, CEO là người đóng vai trò quan trọng trong các quyết định tài chính của doanh nghiệp. CEO đã từng làm trong lĩnh vực tài chính sẽ có ưu thế về mặt quản trị tài chính trong doanh nghiệp hơn các CEO khác. Họ tích lũy được nhiều kỹ năng về tài chính và các mối quan hệ với ngân hàng, kiểm toán, công ty hoạt động trong lĩnh vực tài chính (Custódio & Metzger, 2014). CEO có kinh nghiệm về tài chính sẽ hiểu được những rủi ro về việc thiếu nguồn vốn kinh doanh, chủ động điều tiết nhu cầu về tiền và nguồn vốn tối ưu cho doanh nghiệp của họ. Vì vậy, tác giả đưa ra giả thuyết như sau:

H₂: CEO có kinh nghiệm tài chính làm giảm sự tác động nghịch của biến động dòng tiền đến cấu trúc vốn. Cụ thể, biến động dòng tiền có tương quan dương với cấu trúc vốn trong điều kiện CEO có kinh nghiệm tài chính.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên tổng quan nghiên cứu thực nghiệm và giả thuyết nghiên cứu, tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu ảnh hưởng của biến động dòng tiền đến cấu trúc vốn tại các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam như sau:

$$LEV_{it} = \beta_0 + \beta_1 incfv_{it} + \beta_2 size_{it} + \beta_3 tang_{it} + \beta_4 liq_{it} + \beta_5 profit_{it} + \beta_6 growth_{it} + \beta_7 nsdt_{it} + \beta_8 induslev_{jt} + \beta_9 gdp_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó:

LEV_{it} : Đại diện cho cấu trúc vốn của doanh nghiệp i trong thời gian t ; LEV_{it} được đại diện bằng 3 cách đo lường khác nhau theo cơ cấu tỷ lệ nợ so với vốn chủ sở hữu doanh nghiệp (Tỷ lệ tổng nợ phải trả – lata, Tỷ lệ nợ vay – fdc, Tỷ lệ nợ dài hạn – ltdc);

$incfv_{it}$: Biến động dòng tiền;

$size_{it}$: Quy mô doanh nghiệp;

$tang_{it}$: Tài sản cố định hữu hình;

liq_{it} : Tính thanh khoản;

$profit_{it}$: Khả năng sinh lời;

$nsdt_{it}$: Khấu hao;

$growth_{it}$: Khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp i trong thời gian t ;

$induslev_{jt}$: Đòn bẩy tài chính trung bình ngành j trong thời gian t ;

gdp_t : Tốc độ tăng trưởng kinh tế của Việt Nam trong năm t .

Mô hình (1) ước lượng theo phương pháp Moment (Generalized Method of Moments – GMM) hệ thống với dữ liệu bảng động theo Blundell và Bond (1998), để giải quyết vấn đề nội sinh có thể phát sinh từ: (1) Những hiệu ứng cố định trong từng doanh nghiệp không quan sát được tác động đến tỷ lệ nợ và biến động dòng tiền, (2) mối quan hệ nhân quả đồng thời xảy ra giữa biến động dòng tiền và tỷ lệ nợ; (3) sự thiên lệch của mô hình bảng động (Arellano & Bond, 1991; Bond, 2002); (4) vấn đề nội sinh xuất hiện giữa các biến khác trong mô hình. Đồng thời, phương pháp GMM hệ thống phù hợp với dữ liệu thu thập của nhóm nghiên cứu với thời gian ngắn và số lượng doanh nghiệp nhiều.

Để kiểm định giả thuyết H_1 , tác giả sử dụng mẫu đầy đủ các doanh nghiệp niêm yết. Để kiểm tra các giả thuyết H_2 , tác giả sử dụng cách tiếp cận tách mẫu theo gợi ý của Gul và cộng sự (2009). Phương pháp mẫu con này thay cho cách tiếp cận một mẫu duy nhất với các biến tương tác để kiểm tra mức độ tác động của các yếu tố một cách chính xác hơn trong các hệ số của các biến kiểm soát mà có thể khác nhau giữa các nhóm xem xét (Shailer & Wang, 2015). Đồng thời, tác giả sử dụng biến tương tác CEO có kinh nghiệm về tài chính để xác định mức độ tác động đến mối quan hệ giữa biến

động dòng tiền và cấu trúc vốn, đồng thời kiểm chứng tính vững của việc hội quy theo phương pháp tách mẫu.

3.2. Đo lường các biến trong mô hình

Biến phụ thuộc: Cấu trúc vốn

Khi xây dựng chỉ tiêu đo lường cấu trúc vốn của doanh nghiệp, tác giả cân nhắc đến ba vấn đề vẫn còn gây tranh cãi trong học thuật.

- *Trước tiên*, đó là cách hiểu về nợ. Keefe và Yaghoubi (2016) cho rằng nợ của doanh nghiệp có nhiều cách hiểu khác nhau. Hiểu theo nghĩa rộng, nợ bao gồm toàn bộ các nghĩa vụ phải trả, trong đó có cả các nghĩa vụ phi tài chính. Hiểu theo nghĩa hẹp, nợ chỉ bao gồm nợ dài hạn. Một khía cạnh khác, nợ cũng có thể bao gồm cả nợ ngắn hạn và nợ dài hạn nhưng không tính đến các khoản nợ phi tài chính. Như vậy, cấu trúc vốn của doanh nghiệp có thể được đo lường theo ba cách khác nhau.

- *Thứ hai*, Welch (2011) cho rằng đo lường đòn bẩy tài chính chưa có một cách đo lường thống nhất. Hầu hết các nghiên cứu xác định đòn bẩy tài chính là tỷ lệ nợ vay chia tổng tài sản. Cách đo lường này không chính xác vì tỷ lệ nợ vay chia tổng tài sản không tính đến các khoản tín dụng thương mại như một phần nguồn vốn tài trợ cho hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp (Nguyen và cộng sự, 2014; Welch, 2011). Trong khi đó, biến động dòng tiền cao, các doanh nghiệp sử dụng các khoản nợ phải trả không tính lãi như tín dụng thương mại tăng lên.

- *Cuối cùng*, các nghiên cứu trước cũng chưa thống nhất về việc liệu giá trị thị trường hay giá trị sổ sách của nợ phản ánh chính xác hơn. Bradley và cộng sự (1984), Frank và Goyal (2009) cho rằng giá trị thị trường sẽ phản ánh tốt hơn chi phí vốn hiện tại của doanh nghiệp. Như vậy, khi tính toán đến hết các vấn đề đã đề cập ở trên, cấu trúc vốn có thể được đại diện bằng 6 cách đo lường khác nhau.

Tuy nhiên, khi áp dụng các cách đo lường này cần xem xét đến bối cảnh nghiên cứu, chẳng hạn ở các nước đang phát triển có nền kinh tế nhỏ và đang chuyển đổi như Việt Nam. Hệ thống tài chính của Việt Nam chủ yếu dựa vào tín dụng ngân hàng, thị trường trái phiếu doanh nghiệp chiếm một lượng nhỏ và có tính thanh khoản thấp, và thị trường cổ phiếu có sự biến động mạnh (Nguyen và cộng sự, 2014). Điều này làm cho giá trị thị trường của nợ và vốn chủ sở hữu chưa phản ánh hết được cơ cấu nguồn vốn của doanh nghiệp. Vì vậy, tác giả chỉ sử dụng giá trị sổ sách trong việc đo lường đòn bẩy tài chính của các doanh nghiệp Việt Nam trong nghiên cứu này. Bên cạnh đó, tín dụng thương mại được xem là một công cụ tài chính phổ biến của các doanh nghiệp Việt Nam (Nguyen & Ramachandran, 2006). Vì vậy, các khoản tín dụng thương mại cần được tính vào khi đo lường đòn bẩy tài chính của các doanh nghiệp Việt Nam.

Dựa trên những căn cứ đã nêu, tác giả xây dựng ba cách đo lường đòn bẩy tài chính theo giá trị sổ sách làm đại diện cho cấu trúc vốn của doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam.

- *Thứ nhất*, theo cách hiểu rộng, nợ bao gồm toàn bộ nghĩa vụ phải trả của doanh nghiệp. Rajan và Zingales (1995), Welch (2011) định nghĩa tỷ số tổng nợ là tỷ lệ giữa tổng nợ phải trả so với tổng tài sản. Theo đó, tác giả đo lường tỷ số tổng nợ (lata) như sau:

$$lata = \frac{\text{Tổng nợ phải trả}}{\text{Tổng tài sản}} = \frac{\text{Nợ phải trả ngắn hạn} + \text{Nợ phải trả dài hạn}}{\text{Tổng tài sản}}$$

- *Thứ hai*, theo cách hiểu hẹp hơn, nợ bao gồm nợ vay ngắn hạn và nợ vay dài hạn. Tác giả xây dựng biến tỷ lệ nợ thứ hai theo Huang (2006), Rajan và Zingales (1995). Tỷ số nợ (fdc) lúc này được

tính bằng tổng nợ vay ngắn hạn cộng với nợ vay dài hạn chia cho tổng nợ vay ngắn hạn cộng nợ vay dài hạn cộng vốn chủ sở hữu.

$$fdc = \frac{Nợ\ vay\ ngắn\ hạn + Nợ\ vay\ dài\ hạn}{Nợ\ vay\ ngắn\ hạn + Nợ\ vay\ dài\ hạn + Vốn\ chủ\ sở\ hữu}$$

- *Cuối cùng*, theo định nghĩa hẹp nhất, nợ chỉ bao gồm nợ dài hạn. Cấu trúc vốn được đại diện bằng tỷ số nợ dài hạn (ltdc). Tỷ số này được tính bằng vay nợ dài hạn chia cho tổng nợ vay dài hạn cộng vốn chủ sở hữu (Keefe & Yaghoubi, 2016).

$$ltdc = \frac{Nợ\ vay\ dài\ hạn}{Nợ\ vay\ dài\ hạn + Vốn\ chủ\ sở\ hữu}$$

Với hai cách đo lường biến fdc và ltdc không bao gồm các khoản tín dụng thương mại như Welch (2011) đã đề cập.

Biến độc lập nghiên cứu: Biến động dòng tiền

Để tính toán độ biến động dòng tiền, trước tiên cần đo lường dòng tiền. Những nghiên cứu trước đây sử dụng nhiều cách để đo lường dòng tiền bao gồm: Lợi nhuận trước khấu hao, lãi vay và thuế (EBITDA), lợi nhuận hoạt động trước thuế và lãi vay (EBIT), và dòng tiền hoạt động của doanh nghiệp (Keefe & Yaghoubi, 2016). Mặt khác, sử dụng dữ liệu thực tế từ các báo cáo tài chính do doanh nghiệp cung cấp để xây dựng dòng tiền tốt hơn các cách đo lường dòng tiền dựa trên báo cáo thu nhập hoặc sự thay đổi các khoản mục của bảng cân đối kế toán (Allayannis & Weston, 2003; Memon và cộng sự, 2018). Do đó, tác giả sử dụng dòng tiền từ hoạt động kinh doanh được cung cấp trong báo cáo lưu chuyển tiền tệ của doanh nghiệp để ước lượng dòng tiền.

Tiếp theo là ước lượng biến động dòng tiền. Hầu hết các nghiên cứu trong tài chính doanh nghiệp sử dụng phương pháp trung bình trượt (Rolling-Window) tính toán sự biến động. Hạn chế lớn nhất của phương pháp trung bình trượt khi tính sự biến động ở cấp độ doanh nghiệp là làm mờ dữ liệu trong khoảng thời gian tính toán trung bình trượt. Do đó, phương pháp này thường chỉ xem xét ảnh hưởng của sự biến động trong dài hạn, không bao gồm ảnh hưởng của sự biến động tại một thời điểm. Để khắc phục hạn chế này, nghiên cứu sử dụng phương pháp tính toán sự biến động dòng tiền theo De Veirman và Levin (2011). Cụ thể, tác giả ước lượng mô hình:

$$\omega_{it} = \alpha + \beta_1 year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Trong đó:

ω_{it} : Tốc độ tăng trưởng dòng tiền tại năm t của doanh nghiệp thứ i; ω_{it} được tính như sau:

$$\omega_{it} = \frac{(OCF_{it} - OCF_{it-1})}{Tổng\ tài\ sản\ ròng_{it-1}}$$

OCF: Dòng tiền hoạt động sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp. Vì việc nắm giữ tiền mặt trong doanh nghiệp là một hàm của biến động dòng tiền (Pinkowitz & Williamson, 2007), nghiên cứu loại bỏ tiền mặt ra khỏi tổng tài sản. Do đó, tổng tài sản ròng là giá trị tài sản của doanh nghiệp không tính đến các khoản tiền và tương đương tiền;

$year_t$: Ma trận biến giả năm;

Phần dư ε_{it} đại diện cho sự chênh lệch giữa giá trị ước lượng và giá trị quan sát của dòng tiền hoạt động doanh nghiệp i năm t .

Biến động dòng tiền có điều kiện được tính như sau: $\widehat{\sigma}_{it} = \sqrt{\pi/2} * |\widehat{\varepsilon}_{it}|$.

De Veirman và Levin (2011) chỉ ra rằng biến động dòng tiền có điều kiện $\widehat{\sigma}_{it}$ là một ước lượng không chệch của biến động dòng tiền trên thực tế. Vì vậy, nghiên cứu sử dụng $\widehat{\sigma}_{it}$ đại diện cho sự biến động dòng tiền. Để ước lượng phân phối chuẩn được tốt hơn và giải quyết vấn đề nội sinh có thể xảy ra, biến động dòng tiền được lấy logarit tự nhiên. Cụ thể, độ nhọn và độ lệch của biến động dòng tiền là 5.008,7 và 69,5. Sau khi lấy logarit tự nhiên biến động dòng tiền, độ nhọn và độ lệch lần lượt là 6,5 và -1,3.

Các biến kiểm soát khác trong mô hình

Để kiểm định các giả thuyết đã xây dựng ở phần 2, tác giả sử dụng yếu tố ảnh hưởng đến cấu trúc vốn đã được xác định dựa trên các lý thuyết về cấu trúc vốn và các bằng chứng thực nghiệm trước đây. Ở cấp độ doanh nghiệp, tác giả sử dụng các biến kiểm soát là những đặc điểm của doanh nghiệp. Ở cấp độ ngành, tác giả kiểm soát mô hình bằng đòn bẩy tài chính của ngành. Ở cấp độ nền kinh tế quốc dân, tác giả sử dụng tốc độ tăng trưởng kinh tế làm biến kiểm soát trong mô hình. Cụ thể như sau:

- *Quy mô doanh nghiệp* được đo lường bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản (Frank & Goyal, 2009; Rajan & Zingales, 1995). Các lý thuyết về cấu trúc vốn có quan điểm chưa đồng nhất về mối quan hệ giữa quy mô doanh nghiệp và cấu trúc vốn. Theo lý thuyết đánh đổi của cấu trúc vốn (Myers, 1984), các doanh nghiệp có quy mô lớn hơn có nguy cơ phá sản thấp hơn nhờ sự đa dạng hóa hoạt động kinh doanh. Do đó, các doanh nghiệp có quy mô lớn hơn sẽ có khả năng tiếp cận vốn vay dễ dàng hơn so với các doanh nghiệp có quy mô nhỏ hơn. Ngược lại, lý thuyết trật tự phân hạng cho rằng chi phí giao dịch của các doanh nghiệp nhỏ khi phát hành cổ phần thường lớn hơn do vấn đề thông tin bất cân xứng và thiếu khả năng mặc cả. Vì vậy, các doanh nghiệp nhỏ thường thích vay nợ hơn phát hành cổ phần. Hay nói cách khác, quy mô doanh nghiệp và đòn bẩy tài chính có quan hệ ngược chiều. Các nghiên cứu của Rajan và Zingales (1995), Titman và Wessels (1988) ủng hộ quan điểm của lý thuyết trật tự phân hạng. Tuy nhiên, các kết quả nghiên cứu thực nghiệm ở các quốc gia trên thế giới và ở Việt Nam chủ yếu hỗ trợ lý thuyết đánh đổi cho rằng quy mô doanh nghiệp có quan hệ cùng chiều với mức độ vay nợ của doanh nghiệp (Booth và cộng sự, 2001; Frank & Goyal, 2009; Huang, 2006; Le & Tannous, 2016; Nguyen và cộng sự, 2014; Nguyen & Ramachandran, 2006).

- *Khả năng sinh lời*: Các doanh nghiệp có khả năng sinh lời cao thường chịu ít rủi ro kiệt quệ tài chính và tiết kiệm được thuế (Myers, 1984). Do đó, các doanh nghiệp này sẽ sử dụng nhiều nợ hơn (Frank & Goyal, 2009). Đồng thời, lý thuyết chi phí đại diện cho rằng các doanh nghiệp có khả năng sinh lời cao thường đối diện với nhiều vấn đề về dòng tiền tự do, nên gia tăng nợ là một cách để các doanh nghiệp này giảm bớt chi phí đại diện. Theo lý thuyết trật tự phân hạng, doanh nghiệp ưu tiên sử dụng nguồn vốn nội bộ hơn nguồn vốn bên ngoài. Nếu các hoạt động đầu tư và chi trả cổ tức cố định, các doanh nghiệp có khả năng sinh lời cao hơn sẽ sử dụng đòn bẩy tài chính ít hơn. Các bằng chứng thực nghiệm đều ủng hộ lý thuyết trật tự phân hạng (Booth và cộng sự, 2001; Frank & Goyal, 2009; Huang, 2006; Rajan & Zingales, 1995; Titman & Wessels, 1988). Tác giả đo lường khả năng sinh lời của doanh nghiệp bằng tỷ lệ giữa lợi nhuận hoạt động và tổng tài sản.

- *Tài sản cố định hữu hình* được xác định bằng tỷ số giữa tổng tài sản cố định và tổng tài sản. Tài sản cố định hữu hình như: nhà xưởng, máy móc, thiết bị dễ cho người cho vay xác định giá trị hơn so

với tài sản vô hình (Frank & Goyal, 2009). Đồng thời, tài sản cố định có thể được sử dụng làm tài sản bảo đảm cho các khoản vay nợ của doanh nghiệp. Lý thuyết chi phí đại diện (Jensen, 1986) gợi ý rằng các doanh nghiệp có đòn bẩy tài chính cao thường đầu tư dưới giá trị hay chưa đầu tư ở mức tối ưu. Vì vậy, chủ nợ thường yêu cầu tài sản bảo đảm cho nghĩa vụ nợ của doanh nghiệp để giảm bớt rủi ro từ vấn đề người đại diện. Doanh nghiệp không đủ khả năng cung cấp tài sản bảo đảm sẽ phải chịu lãi suất cao khi vay nợ hoặc buộc phải phát hành cổ phiếu thay cho nợ (Deesomsak và cộng sự, 2004). Điều này hàm ý rằng tài sản cố định và đòn bẩy tài chính có mối quan hệ cùng chiều với nhau. Lý thuyết đánh đổi cũng đồng quan điểm rằng doanh nghiệp với giá trị tài sản bảo đảm lớn sẽ được hưởng chi phí nợ thấp hơn, nên tài sản cố định hữu hình có mối tương quan dương với đòn bẩy tài chính (Harris & Raviv, 1991). Lý thuyết trật tự phân hạng đưa ra lập luận rằng các doanh nghiệp có giá trị tài sản hữu hình lớn sẽ giảm bớt thông tin bất cân xứng, do đó huy động vốn bằng cách phát hành cổ phiếu sẽ có chi phí thấp hơn. Các bằng chứng thực nghiệm cũng cho kết quả trái ngược nhau. Booth và cộng sự (2001), Huang (2006) xác định mối quan hệ ngược chiều giữa tài sản cố định hữu hình và đòn bẩy tài chính, trong khi Frank & Goyal (2009), Rajan & Zingales (1995) tìm thấy mối quan hệ cùng chiều giữa hai yếu tố này. Việt Nam có hệ thống luật pháp vẫn còn yếu và kết quả tín dụng chủ yếu dựa vào tài sản bảo đảm (Nguyen và cộng sự, 2014), do đó tài sản cố định hữu hình tăng có thể giúp tăng đòn bẩy tài chính trong doanh nghiệp (Nguyen và cộng sự, 2014; Nguyen & Ramachandran, 2006).

- *Tăng trưởng*: Các lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm đều khẳng định cơ hội tăng trưởng của doanh nghiệp là một yếu tố liên quan mật thiết đến cấu trúc vốn. Tuy nhiên, các quan điểm chưa có sự đồng nhất về mối quan hệ giữa hai yếu tố này. Lý thuyết đánh đổi của cấu trúc vốn và lý thuyết chi phí đại diện đều chỉ ra rằng doanh nghiệp tăng trưởng cao sẽ giảm vay nợ. Cụ thể, trong điều kiện doanh nghiệp chưa đầu tư đến mức tối ưu, doanh nghiệp với cơ hội tăng trưởng nhanh sẽ tiếp tục thực hiện các dự án có giá trị hiện tại ròng (Net Present Value – NPV) dương do tận dụng được lợi thế từ vay nợ (Myers, 1984). Vì lợi nhuận từ hoạt động đầu tư sẽ được chuyển giao cho chủ nợ nhiều hơn cho chủ sở hữu. Nếu người quản lý theo đuổi mục tiêu tăng trưởng, chủ sở hữu và người quản lý sẽ xảy ra xung đột lợi ích. Trong trường hợp đầu tư quá mức, doanh nghiệp tăng trưởng sẽ làm tăng chi phí kiệt quệ tài chính, giảm bớt vấn đề về dòng tiền tự do. Đồng thời, các điều khoản trong hợp đồng nợ gây ra rào cản cho các doanh nghiệp để theo đuổi các cơ hội đầu tư. Do đó, doanh nghiệp có mức độ tăng trưởng cao thường tránh sử dụng nợ nhiều. Các bằng chứng thực nghiệm của Antoniou và cộng sự (2008), Kayhan và Titman (2007) ủng hộ quan điểm này. Ngược lại, lý thuyết trật tự phân hạng hàm ý rằng các doanh nghiệp tăng trưởng thường sử dụng hết các vốn nội bộ, và cần thêm các nguồn vốn bên ngoài để tài trợ cho các hoạt động đầu tư của mình. Khi đó, vốn tài trợ từ nợ sẽ được ưu tiên sử dụng so với vốn từ phát hành cổ phiếu. Hay doanh nghiệp tăng trưởng sẽ có xu hướng gia tăng nợ theo thời gian (Frank & Goyal, 2009). Thực tế nghiên cứu tại các quốc gia đang phát triển nói chung và Việt Nam nói riêng cho thấy các doanh nghiệp tăng trưởng thường sử dụng nợ nhiều hơn (Delcours, 2007; Huang, 2006; Le & Tannous, 2016; Nguyen & Ramachandran, 2006; Tran, 2015). Tỷ số giá trị thị trường so với giá trị sổ sách thường được sử dụng đại diện cho cơ hội tăng trưởng (Frank & Goyal, 2009; Rajan & Zingales, 1995).

- *Khả năng thanh khoản* cho biết khả năng thanh toán các nghĩa vụ nợ trong ngắn hạn của doanh nghiệp. Theo lý thuyết trật tự phân hạng, các doanh nghiệp ưu tiên sử dụng nguồn vốn nội bộ hơn so với nguồn vốn bên ngoài. Do đó, các doanh nghiệp thường có dự trữ thanh khoản từ lợi nhuận giữ lại. Nếu các tài sản thanh khoản đủ để tài trợ cho các hoạt động đầu tư, doanh nghiệp sẽ không cần huy

động thêm nguồn vốn bên ngoài. Vì vậy, tính thanh khoản được kỳ vọng có mối quan hệ ngược chiều với đòn bẩy tài chính. Kết quả nghiên cứu của Deesomsak và cộng sự (2004) ủng hộ lý thuyết này. Ở các quốc gia đang phát triển như Việt Nam, nợ phải trả ngắn hạn là một trong những thành phần chính trong cấu trúc vốn (Nguyen và cộng sự, 2014), nên tính thanh khoản là một yếu tố quan trọng để xác định được khả năng tài trợ vốn trong ngắn hạn của doanh nghiệp. Le và Tannous (2016), Nguyen và cộng sự (2014), và Tran (2015) nghiên cứu về cấu trúc vốn Việt Nam đều cho thấy tính thanh khoản và đòn bẩy tài chính có mối quan hệ ngược chiều nhau. Khả năng thanh khoản của doanh nghiệp được đại diện bằng tỷ số giữa tài sản ngắn hạn so với nợ ngắn hạn (Deesomsak và cộng sự, 2004; Nguyen và cộng sự, 2014).

Khấu hao bao gồm các khoản mục khấu hao tài sản vô hình và khấu hao tài sản hữu hình. Theo lý thuyết đánh đổi, khấu hao cũng giúp doanh nghiệp tạo ra được lá chắn thuế ngoài việc sử dụng nợ. Khấu hao của doanh nghiệp càng lớn, các nhà quản lý sẽ bị giảm bớt động lực gia tăng nợ trong cấu trúc vốn (Kumar và cộng sự, 2017). Do đó, khấu hao và nợ có mối quan hệ ngược chiều nhau (Huang, 2006). Ở khu vực châu Á - Thái Bình Dương, khấu hao tác động dương đến nợ do các doanh nghiệp được hưởng lợi ích từ lá chắn thuế nhờ giảm chi phí lãi vay (Chakraborty, 2010). Khấu hao được đo lường bằng tỷ số chi phí khấu hao so với tổng tài sản.

Đòn bẩy tài chính ngành: Do đặc thù hoạt động từng ngành khác nhau, việc sử dụng nợ của các doanh nghiệp trong các ngành khác nhau (Ross và cộng sự, 2012). Có nhiều kiểm định đã sử dụng tiêu chí này làm biến kiểm soát (Lemmon và cộng sự, 2008) bởi sự khác biệt về đòn bẩy tài chính giữa các ngành có ý nghĩa về mặt kinh tế và mặt thống kê. Các nhà quản lý có thể sử dụng đòn bẩy tài chính trung bình ngành như một tiêu chuẩn để đối chiếu với đòn bẩy tài chính của doanh nghiệp họ. Do đó, đòn bẩy tài chính ngành thường được sử dụng như một biến đại diện cho cấu trúc vốn mục tiêu (Gilson, 1997; Hovakimian và cộng sự, 2001). Các doanh nghiệp chủ động điều chỉnh các tỷ lệ nợ của họ về mức trung bình ngành (Hovakimian và cộng sự, 2001). Kết quả nghiên cứu thực nghiệm của Frank và Goyal (2009), Keefe và Yaghoubi (2016) chỉ ra rằng đòn bẩy tài chính của ngành tăng sẽ làm tăng đòn bẩy tài chính của các doanh nghiệp trong ngành.

Tốc độ tăng trưởng kinh tế thể hiện khả năng phát triển của một nền kinh tế. Khi nền kinh tế có tốc độ tăng trưởng kinh tế giảm hay bị rơi vào suy thoái do chính sách tiền tệ thắt chặt thì các doanh nghiệp lớn có xu hướng gia tăng nợ vay, trong khi đó, các doanh nghiệp nhỏ vẫn duy trì mức nợ như cũ (Gertler & Gilchrist, 1993). Khi chính sách tiền tệ mở rộng, các doanh nghiệp mở rộng hoạt động kinh doanh, giá cổ phiếu tăng, chi phí phá sản giảm xuống và tiền mặt của các doanh nghiệp tăng lên. Do đó, các doanh nghiệp vay nợ nhiều hơn (Frank & Goyal, 2009). Tuy nhiên, lý thuyết trật tự phân hạng cho rằng các doanh nghiệp sẽ giảm sử dụng đòn bẩy tài chính do nguồn vốn nội bộ tăng trong thời kỳ chính sách tiền tệ mở rộng nếu các yếu tố khác giữ nguyên không đổi. Đặc biệt, doanh nghiệp có lợi nhuận tăng liên tục trong những năm trước đó sẽ làm vấn đề xung đột lợi ích giữa cổ đông và người quản lý giảm đi. Điều này sẽ khiến doanh nghiệp giảm phát hành nợ. Tuy nhiên, kết quả thực nghiệm của Frank và Goyal (2009) chưa thấy sự tác động của tốc độ tăng trưởng kinh tế đến cấu trúc vốn. Bằng chứng thực nghiệm ở Việt Nam cho thấy trong giai đoạn suy thoái, tốc độ tăng trưởng kinh tế tác động tỷ lệ thuận đến cấu trúc vốn. Trong giai đoạn kinh tế phục hồi và tăng trưởng, tốc độ tăng trưởng kinh tế vẫn tác động tỷ lệ thuận đến cấu trúc vốn (Thach & Oanh, 2018).

Bảng 1.

Đo lường các biến đại diện trong mô hình

Yếu tố	Ký hiệu biến	Cách đo lường	Các nghiên cứu trước
Tỷ lệ tổng nợ phải trả	lata	$lata = \frac{\text{Tổng nợ phải trả}}{\text{Tổng tài sản}}$	Keefe và Yaghoubi (2016), Memon và cộng sự (2018), Nguyen và cộng sự (2014), Rajan và Zingales (1995), Welch (2011).
Tỷ lệ nợ vay	fdc	$fdc = \frac{\text{Nợ vay ngắn hạn} + \text{Nợ vay dài hạn}}{\text{Nợ vay ngắn hạn} + \text{Nợ vay dài hạn} + \text{Vốn chủ sở hữu}}$	Keefe và Yaghoubi (2016), Memon và cộng sự (2018), Nguyen và cộng sự (2014).
Tỷ lệ nợ dài hạn	ltdc	$ltdc = \frac{\text{Nợ vay dài hạn}}{\text{Nợ vay dài hạn} + \text{Vốn chủ sở hữu}}$	Keefe và Yaghoubi (2016), Memon và cộng sự (2018), Nguyen và cộng sự (2014).
Biến động dòng tiền	cfv	$Cfv = \widehat{\sigma}_{i,t} = \sqrt{\pi/2} * \widehat{\varepsilon}_{i,t} $ (chi tiết xem mục 3.2)	De Veirman và Levin (2011), Memon và cộng sự (2018).
<i>Biến kiểm soát</i>			
Quy mô doanh nghiệp	size	size = ln(tổng tài sản)	Frank và Goyal (2009).
Khả năng sinh lời	profit	$profit = \frac{\text{Lợi nhuận hoạt động}}{\text{Tổng tài sản}}$	Frank và Goyal (2009).
Tài sản hữu hình	tang	$tang = \frac{\text{Tài sản cố định}}{\text{Tổng tài sản}}$	Frank và Goyal (2009).
Tốc độ tăng trưởng	growth	$growth = \frac{\text{Giá trị thị trường vốn góp cổ phần thường}}{\text{Giá trị sổ sách của vốn góp cổ phần thường}}$	Frank và Goyal (2009).

Tính thanh khoản	liq	$liq = \frac{\text{Tài sản ngắn hạn}}{\text{Nợ ngắn hạn}}$	Le và Tannous (2016), Memon và cộng sự, (2018), Nguyen và cộng sự (2014).
Khấu hao	ndst	$ndst = \frac{\text{Chi phí khấu hao}}{\text{Tổng tài sản}}$	Le và Tannous (2016).
Đòn bẩy tài chính ngành	induslev	Dữ liệu từ http://fiinpro.com/	Frank và Goyal (2009).
Tốc độ tăng trưởng kinh tế	gdp	Dữ liệu từ https://data.worldbank.org/country/vietnam?locale=vi	Frank và Goyal (2009), Thạch và Oanh (2018).

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu tập trung vào các doanh nghiệp phi tài chính được niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội và Sở Giao dịch Chứng khoán TP. Hồ Chí Minh trong 13 năm (2007–2019). Dữ liệu nghiên cứu thu thập từ năm 2007 đến năm 2019 – đây là khoảng thời gian hệ thống tài chính có nhiều thay đổi đáng kể. Do đó, dữ liệu thu thập trong giai đoạn này sẽ phản ánh được những thay đổi trong việc lựa chọn cấu trúc vốn của doanh nghiệp Việt Nam. Mẫu nghiên cứu bao gồm các ngành theo cấu trúc phân ngành 4 cấp của ICB (Industry Classification Benchmark), nhưng loại trừ ngành tài chính ngân hàng. Theo chuẩn phân loại ngành ICB, các doanh nghiệp niêm yết được chia thành các ngành cơ bản: Dầu khí, vật liệu cơ bản, công nghiệp, hàng tiêu dùng, y tế, dịch vụ tiêu dùng, viễn thông, các dịch vụ hạ tầng, tài chính, ngân hàng và công nghệ. Các doanh nghiệp trong lĩnh vực tài chính bao gồm: Các định chế tài chính, ngân hàng, chứng khoán, bảo hiểm được loại trừ khỏi mẫu nghiên cứu do sự khác biệt đặc thù trong báo cáo tài chính của các doanh nghiệp trong lĩnh vực này so với doanh nghiệp trong lĩnh vực khác (Le & Tannous, 2016; Pandey, 2001).

Dữ liệu nghiên cứu về các doanh nghiệp niêm yết tại sở giao dịch chứng khoán Hà Nội và sở giao dịch chứng khoán TP. Hồ Chí Minh là dữ liệu thứ cấp dạng bảng. Toàn bộ dữ liệu thô về tài chính, dữ liệu về sở hữu của các doanh nghiệp niêm yết được lấy từ Finn Pro³. Dữ liệu về tỷ số giá trị thị trường so với giá trị sổ sách của các doanh nghiệp niêm yết được lấy từ Thomson Reuters⁴. Dữ liệu về các chỉ số kinh tế vĩ mô được lấy thông tin từ công thông tin điện tử của Ngân hàng Thế giới (World Bank)⁵.

Dữ liệu về đặc điểm CEO được thu thập thủ công dựa trên báo cáo tài chính có kiểm toán, báo cáo thường niên và báo cáo đại hội đồng cổ đông do các doanh nghiệp công bố hằng năm. Tiêu chí

³ Tham khảo tại website: <http://fiinpro.com/>

⁴ Tham khảo tại website: <https://eikon.thomsonreuters.com/index.html>

⁵ Tham khảo tại website: <https://data.worldbank.org/country/vietnam?locale=vi>

để xét CEO có kinh nghiệm về tài chính được dựa theo Custódio và Metzger (2014). Cụ thể, những quan sát có CEO đã từng trải qua các vị trí công việc liên quan đến nguồn vốn, đầu tư trong các công ty tài chính, ngân hàng, chứng khoán, bảo hiểm, những bộ phận chuyên môn liên quan đến hoạt động doanh nghiệp của kiểm toán hoặc các vị trí kế toán-tài chính trong các doanh nghiệp sẽ được ghi nhận giá trị 1. Ví dụ, công ty cổ phần nhựa An Phát Xanh (mã cổ phiếu AAA) năm 2019 có CEO đã từng làm kế toán và kế toán trưởng tại các doanh nghiệp hơn 10 năm, do đó, nghiên cứu ghi nhận giá trị 1 tương ứng với CEO có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính. Những quan sát không có CEO thuộc nhóm ở trên sẽ nhận giá trị 0. Tiếp theo, những quan sát không có dữ liệu về dòng tiền, những quan sát có năm làm gốc để tính sự biến động dòng tiền và những quan sát không có dữ liệu về giá trị thị trường so với giá trị sổ sách được loại bỏ khỏi mẫu nghiên cứu. Mẫu dữ liệu cuối cùng sau khi được làm sạch bao gồm 5.495 quan sát trong giai đoạn 2008–2019.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Mô tả thống kê

Số liệu thống kê mô tả của toàn bộ mẫu quan sát, mẫu con gồm các quan sát có CEO có kinh nghiệm tài chính và CEO không có kinh nghiệm tài chính được trình bày trong Bảng 1. Giá trị trung bình của biến động dòng tiền của toàn bộ mẫu quan sát là 0,5. Mức biến động dòng tiền trung bình trong các doanh nghiệp có CEO có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính là 3,455, cao hơn nhiều so với mức biến động dòng tiền trung bình trong các doanh nghiệp có CEO không có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính (0,504). Các doanh nghiệp niêm yết phi tài chính tại Việt Nam có tỷ lệ nợ tương đối cao. Tỷ lệ nợ phải trả so với tổng tài sản trung bình là 48,7%, và tỷ lệ nợ vay so với tổng vốn trung bình khoảng 57,2%. So với các doanh nghiệp có CEO không có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính, đòn bẩy tài chính ở các doanh nghiệp có CEO có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính thấp hơn (được phản ánh thông qua tỷ lệ nợ vay dài hạn – ltdc, và tỷ lệ nợ vay – fdc).

Bảng 2.

Thống kê mô tả dữ liệu nghiên cứu

Biến	Toàn bộ mẫu (n= 5.495 quan sát)		CEO kinh nghiệm tài chính (n= 780 quan sát)		CEO không có kinh nghiệm tài chính (n= 4.631 quan sát)	
	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn
lata	0,487	0,224	0,464	0,222	0,493	0,223
fdc	0,572	0,782	0,216	0,195	0,579	0,797
ltdc	0,123	0,185	0,057	0,102	0,128	0,190
std	0,160	0,157	0,160	0,163	0,161	0,156
cfv	0,500	3,518	3,477	3,672	0,504	3,827
size	27,012	1,498	27,165	1,61	27,006	1,456

Biến	Toàn bộ mẫu (n= 5.495 quan sát)		CEO kinh nghiệm tài chính (n= 780 quan sát)		CEO không có kinh nghiệm tài chính (n= 4.631 quan sát)	
	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Trung bình	Độ lệch chuẩn
tang	0,267	0,214	0,248	0,196	0,270	0,215
liq	2,346	4,398	2,410	2,839	2,303	4,579
profit	0,111	0,098	0,107	0,104	0,111	0,096
growth	1,223	1,320	1,456	2,058	1,186	1,155
nsdt	0,033	0,033	0,03	0,030	0,193	0,263
gdp	6,288	0,620	6,312	0,620	0,034	0,034
induslev	0,448	0,078	0,442	0,078	0,493	0,223

Bên cạnh đó, khả năng tăng trưởng của các doanh nghiệp có CEO có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính cao hơn so với các doanh nghiệp còn lại. Tốc độ tăng trưởng trung bình của các quan sát có CEO có kinh nghiệm tài chính là 1,456, trong khi giá trị này trong toàn bộ mẫu khoảng 1,223 và các quan sát có CEO không có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính khoảng 1,186. Đồng thời, khả năng thanh khoản của các doanh nghiệp có CEO có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính trung bình khoảng 2,410, cao hơn so với các doanh nghiệp có CEO không có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính (2,303). Ngược lại, giá trị khấu hao (nsdt) trung bình của các quan sát CEO không có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính khoảng 0,193, cao hơn so với tỷ lệ khấu hao trung bình của toàn mẫu và của các quan sát CEO có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính. Các biến còn lại bao gồm: Quy mô doanh nghiệp (size), tài sản cố định hữu hình (tang), khả năng sinh lời (profit) giữa các mẫu quan sát không có sự khác biệt lớn.

4.2. Ma trận tương quan

Bảng 3 thể hiện ma trận hệ số tương quan giữa các biến sử dụng trong mô hình nghiên cứu. Biến động dòng tiền và đòn bẩy tài chính có tương quan âm với nhau. Trong khi đó, mối quan hệ giữa đòn bẩy tài chính và các yếu tố nội tại trong doanh nghiệp tương đối khác nhau. Khả năng sinh lời, tài sản cố định, khả năng thanh khoản, khả năng tăng trưởng, khấu hao có tương quan âm với đòn bẩy tài chính. Các yếu tố còn lại trong doanh nghiệp tương quan dương với việc sử dụng nợ. Tốc độ tăng trưởng kinh tế có tương quan âm với việc sử dụng nợ của doanh nghiệp.

Nhìn chung, mức độ tương quan giữa các biến trong mô hình tương đối thấp. Mức tương quan cao nhất giữa tỷ lệ nợ vay dài hạn và quy mô doanh nghiệp là 0,398. Biến động dòng tiền có tương quan dương với quy mô doanh nghiệp, tài sản cố định, tính thanh khoản, khả năng tăng trưởng của doanh nghiệp và tốc độ tăng trưởng kinh tế. Ngược lại, biến động dòng tiền có tương quan âm với khả năng sinh lời, khấu hao và đòn bẩy tài chính của ngành. Như vậy, các doanh nghiệp có biến động dòng tiền cao sẽ có khả năng sinh lời thấp hơn, mức độ khấu hao ít hơn, nằm trong các ngành có đòn bẩy tài chính thấp hơn.

Bảng 3.

Ma trận hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình

Biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1) lata	1,000												
(2) fdc	0,609*	1,000											
(3) ltdc	0,479*	0,225*	1,000										
(4) lncfv	-0,017	0,011	-0,080*	1,000									
(5) size	0,329*	0,239*	0,395*	0,063*	1,000								
(6) tang	-0,013	-0,053*	0,497*	-0,116*	0,106*	1,000							
(7) liq	-0,397*	-0,183*	-0,147*	0,018	-0,144*	-0,102*	1,000						
(8) profit	-0,229*	-0,174*	-0,013	-0,060*	0,013	0,251*	0,021	1,000					
(9) growth	-0,098*	-0,035	-0,066*	0,018	0,097*	-0,008	0,026	0,308*	1,000				
(10) tax	0,054*	0,013	-0,016	0,026	0,006	-0,040*	-0,030	-0,011	-0,029	1,000			
(11) nsdt	-0,030	-0,072*	0,243*	-0,025	0,020	0,552*	-0,047*	0,464*	0,031	-0,016	1,000		
(12) gdp	-0,047*	0,002	-0,062*	0,351*	0,132*	-0,108*	0,028	-0,010	0,090*	0,010	-0,041*	1,000	
(13) induslev	0,093*	-0,030	0,033	-0,076*	-0,135*	-0,079*	-0,005	-0,123*	-0,114*	0,026	-0,077*	-0,016	1,000

Ghi chú: * tương ứng với mức ý nghĩa thống kê ở mức 10%.

4.3. Kết quả hồi quy

Kết quả ước lượng mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn trong giai đoạn 2008–2019 của các doanh nghiệp niêm yết trên hai sở giao dịch chứng khoán Hà Nội và TP. Hồ Chí Minh được thể hiện trong Bảng 4. Kết quả mô hình ước lượng một phần ủng hộ cho giả thuyết H₁ đã đề cập ở trên. Các cột trong Bảng 3 tương ứng với kết quả hồi quy với các cách đo lường đòn bẩy tài chính khác nhau. Hệ số của $lnfcv$ có ý nghĩa thống kê ở mức 1% với $lata$, fdc và $ltdc$. Hệ số của $lnfcv$ âm trong mô hình hồi quy với biến phụ thuộc lần lượt là: $lata$, fdc và $ltdc$. Điều này hàm ý các doanh nghiệp có sự biến động dòng tiền cao có xu hướng sử dụng ít nợ. Bên cạnh đó, độ lớn hệ số biến động dòng tiền với tổng nghĩa vụ nợ phải trả là cao nhất ($-0,012$). Độ lớn của các hệ số biến động dòng tiền tăng dần khi định nghĩa về nợ hẹp dần từ tổng nợ vay cho đến nợ dài hạn. Các hệ số của $lnfcv$ là $-0,008$ và $-0,009$ tương ứng lần lượt với fdc và $ltdc$.

Về mặt lý thuyết, kết quả nghiên cứu không theo lý thuyết trật tự phân hạng cho rằng các doanh nghiệp có biến động dòng tiền cao gặp phải vấn đề thông tin bất cân xứng nhiều hơn, do đó họ sẽ gia tăng sử dụng nợ. Thay vào đó, kết quả này ủng hộ lý thuyết đánh đổi với lập luận rằng các doanh nghiệp có biến động dòng tiền cao hay có nguy cơ rủi ro kinh doanh khi họ phải đối mặt với chi phí kiệt quệ tài chính cao từ các điều khoản trong hợp đồng vay nợ và lợi ích từ lá chắn thuế giảm đi. Vì vậy, các doanh nghiệp sẽ giảm việc sử dụng nợ. Các doanh nghiệp Việt Nam đối mặt với mức độ rủi ro kinh doanh cao do môi trường kinh doanh ở Việt Nam có nhiều rủi ro và sự biến động – đặc biệt sau giai đoạn khủng hoảng tài chính 2010–2011 (Tran, 2015). Để phản ứng với môi trường kinh doanh này, các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam có xu hướng giảm tài trợ bằng nợ vay.

Kết quả tương đồng với các doanh nghiệp niêm yết tại Mỹ và Trung Quốc trong các nghiên cứu trước đây (Keefe & Yaghoubi, 2016; Memon và cộng sự, 2018). Khi có biến động dòng tiền, chi phí nợ của doanh nghiệp gia tăng sẽ tạo áp lực khiến doanh nghiệp chịu áp lực duy trì cấu trúc vốn tối ưu giữa chi phí kiệt quệ tài chính, chi phí phá sản với lá chắn thuế và các điều kiện khác. Do đó, doanh nghiệp có xu hướng giảm sử dụng nợ trong cấu trúc vốn của mình.

Các biến kiểm soát trong các mô hình có một số kết quả khác biệt so với dự đoán đầu kỳ vọng ở phần trước. Quy mô doanh nghiệp tăng lên, doanh nghiệp có nhu cầu sử dụng nhiều các khoản nợ bên ngoài hơn, bao gồm cả nợ vay tài chính và nợ tín dụng thương mại. Kết quả này đồng nhất giữa mẫu tổng thể và các mẫu nghiên cứu con. Như vậy, quy mô doanh nghiệp là một trong những yếu tố quyết định để doanh nghiệp gia tăng đòn bẩy tài chính. Cùng với quy mô doanh nghiệp, tài sản cố định doanh nghiệp đầu tư tăng lên sẽ làm tăng việc sử dụng nợ các khoản nợ dài hạn, các khoản nợ vay song làm giảm nợ ngắn hạn. Bên cạnh đó, khả năng thanh toán trong ngắn hạn, khả năng tăng trưởng cao làm giảm nhu cầu sử dụng nợ tín dụng thương mại ngắn và dài hạn, nhưng làm gia tăng việc sử dụng nợ vay ngắn hạn trong các doanh nghiệp niêm yết trong mẫu nghiên cứu. Tương tự, khấu hao tăng làm giảm việc sử dụng nợ trong các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. Trong trường hợp lợi nhuận hoạt động của doanh nghiệp tăng lên, doanh nghiệp sẽ giảm đòn bẩy tài chính ở toàn bộ các mẫu nghiên cứu. Điều này cho thấy các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam vẫn ưu tiên sử dụng nguồn vốn nội bộ để phát triển hoạt động sản xuất kinh doanh. Ở cấp độ ngành doanh nghiệp niêm yết hoạt động, khi đòn bẩy tài chính ngành tăng, giảm việc sử dụng nợ vay tài chính, tăng sử dụng nợ vay dài hạn. Cuối cùng, ở cấp độ vĩ mô, các doanh nghiệp niêm yết giảm sử dụng nợ trong trường hợp tốc độ tăng trưởng kinh tế tăng lên.

Bảng 4.

Tác động của biến động dòng tiền đến cấu trúc vốn

Biến	(1)	(2)	(3)
	lata	fdc	ltdc
lnfcv	-0,012*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,009*** (0,003)
size	0,016*** (0,002)	0,016*** (0,002)	0,007*** (0,002)
tang	0,022* (0,013)	0,057*** (0,017)	0,044** (0,022)
liq	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	0,000 (0,000)
profit	-0,28*** (0,033)	-0,12*** (0,042)	-0,041 (0,060)
growth	0,006*** (0,001)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,001)
nsdt	-0,476*** (0,121)	-0,578*** (0,162)	0,006 (0,183)
gdp	-0,002 (0,002)	-0,003* (0,002)	0,004* (0,002)
induslev	0,037** (0,019)	-0,010 (0,022)	0,021 (0,017)
L.lata	0,74*** (0,023)		
L.fdc		0,794*** (0,024)	
L.ltdc			0,839*** (0,036)
Hệ số	-0,286*** (0,04)	-0,331*** (0,055)	-0,226*** (0,056)
Số quan sát	4.895	4.895	4.895
Kiểm định AR(1)	0,000	0,000	0,000

Biến	(1)	(2)	(3)
	lata	fdc	ltdc
Kiểm định AR(2)	0,956	0,737	0,654
Kiểm định Hansen	0,132	0,180	0,565

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

Bảng trình bày kết quả hồi quy sử dụng phương pháp GMM hệ thống;

Các biến được định nghĩa trong Bảng 1;

Giá trị trong ngoặc đơn () là sai số chuẩn vững.

Nghiên cứu bổ sung thêm biến khủng hoảng (crisis) như một biến kiểm soát vào mô hình ban đầu để kiểm tra tính vững của mô hình nghiên cứu. Biến khủng hoảng được đo lường thông qua biến giả nhận giá trị bằng 1 khi quan sát ở năm có khủng hoảng diễn ra (2008, 2009, 2010), và nhận giá trị bằng 0 với các trường hợp còn lại. Kết quả ước lượng theo phương pháp GMM hệ thống được trình bày ở Bảng 5. Hệ số của biến động dòng tiền đối với việc sử dụng nợ của doanh nghiệp âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% trong bối cảnh có khủng hoảng tài chính tác động. Kết quả này tương đồng với kết quả hồi quy của mô hình gốc ban đầu. Do đó, vấn đề sai lệch do thiếu biến ít có khả năng xuất hiện trong mô hình nghiên cứu này.

Bảng 5.

Kiểm tra tính vững của mô hình nghiên cứu

	(4)	(2)	(3)
	lata	fdc	ltdc
lncfv	-0,013*** (0,002)	-0,007*** (0,003)	-0,006*** (0,002)
size	0,016*** (0,002)	0,021*** (0,002)	0,009*** (0,001)
tang	0,023* (0,013)	0,061*** (0,016)	0,069*** (0,015)
liq	-0,003*** (0,001)	-0,001 (0,001)	0,000 (0,000)
profit	-0,286*** (0,032)	-0,170*** (0,038)	-0,086** (0,035)
growth	0,006*** (0,001)	-0,004*** (0,002)	0,000 (0,001)
nsdt	-0,468*** (0,120)	-0,328** (0,146)	0,020 (0,117)
gdp	-0,002 (0,002)	-0,006*** (0,002)	0,003* (0,001)

	(4)	(2)	(3)
	lata	fdc	ltdc
induslev	0,040** (0,019)	-0,008 (0,021)	0,031** (0,014)
crisis	-0,007* (0,004)	0,004 (0,004)	-0,001 (0,004)
L.lata	0,740*** (0,023)		
L.fdc		0,755*** (0,023)	
L.ltdc			0,802*** (0,023)
Hệ số	-0,286*** (0,040)	-0,444*** (0,055)	-0,263*** (0,038)
Số quan sát	4.895	4.895	4.895
Kiểm định AR(1)	0,000	0,000	0,000
Kiểm định AR(2)	0,959	0,752	0,652
Kiểm định Hansen	0,135	0,670	0,808

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

Bảng trình bày kết quả hồi quy sử dụng phương pháp GMM hệ thống;

Các biến được định nghĩa trong Bảng 1;

Crisis là biến giả nhận giá trị bằng 1 khi quan sát trong giai đoạn khủng hoảng 2008–2010;

L.lata, L.fdc, L.ltdc: là biến trễ một 1 kỳ của biến lata, fdc, ltdc được định nghĩa trong Bảng 1;

Giá trị trong ngoặc đơn () là sai số chuẩn vũng.

Bảng 6 trình bày kết quả kiểm định giả thuyết H_2 . Kết quả hồi quy theo phương pháp tách mẫu con và sử dụng biến tương tác với toàn bộ mẫu cho kết quả khá tương đồng. Mô hình nghiên cứu đảm bảo tính hiệu quả. Trong phần A và phần B của Bảng 5, mẫu các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam trong giai đoạn 2008–2019 được tách thành hai mẫu riêng biệt lần lượt: 780 quan sát gồm các doanh nghiệp có CEO có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính; và 4.631 quan sát gồm các doanh nghiệp có CEO không có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính. Tổng số lượng mẫu các doanh nghiệp trình bày ở Bảng 3 không bằng tổng số lượng mẫu quan sát ở Bảng 4 là do có một số doanh nghiệp không có dữ liệu về kinh nghiệm làm việc của CEO. Kết quả ước lượng hồi quy cho thấy CEO có kinh nghiệm về tài chính tăng sử dụng đòn bẩy tài chính khi biến động dòng tiền cao. Ngược lại, CEO không có kinh nghiệm về tài chính giảm sử dụng đòn bẩy tài chính khi biến động dòng tiền cao. CEO có kinh nghiệm về tài chính thường sử dụng ít tiền mặt, và sử dụng nhiều đòn bẩy tài chính trong quá trình hoạt động sản xuất của doanh nghiệp. Đồng thời, CEO này có mối quan hệ rộng rãi trong lĩnh vực tài chính, có khả năng tiếp cận nguồn vốn từ bên ngoài dễ dàng hơn so với các CEO còn lại (Custódio & Metzger, 2014). Do đó, trong mọi hoàn cảnh, các CEO có kinh nghiệm tài chính vẫn điều tiết nguồn

vốn để doanh nghiệp duy trì hoặc đạt đến cấu trúc vốn mục tiêu. Biến động dòng tiền cao cũng không nằm ngoại lệ. Khi biến động dòng tiền cao, CEO có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính sẽ tiếp tục huy động nguồn vốn bên ngoài để đảm bảo lượng tiền mặt sẵn có duy trì hoạt động của doanh nghiệp, và đảm bảo cấu trúc vốn tối ưu của doanh nghiệp, tương ứng với các doanh nghiệp trong ngành.

Bảng 6.

Tác động của biến động dòng tiền đến cấu trúc vốn trong điều kiện kinh nghiệm về tài chính của CEO

Biến phụ thuộc	(1)	(2)	(3)
	lata	fdc	ltdc
<i>Phần A: Hồi quy với mẫu con: CEO có kinh nghiệm về tài chính</i>			
lncfv	0,031*** (0,002)	0,014*** (0,003)	0,002*** (0,003)
Số quan sát	644	644	644
Kiểm định AR(1)	0,000	0,000	0,000
Kiểm định AR(2)	0,717	0,731	0,621
Kiểm định Hansen	0,797	0,940	0,999
<i>Phần B: Hồi quy với mẫu con: CEO không có kinh nghiệm về tài chính</i>			
lncfv	-0,014*** (0,005)	-0,010*** (0,004)	-0,011*** (0,003)
Số quan sát	4.069	4.069	4.069
Kiểm định AR(1)	0,000	0,000	0,000
Kiểm định AR(2)	0,818	0,779	0,447
Kiểm định Hansen	0,814	0,253	0,557
<i>Phần C: Hồi quy biến tương tác CEO có kinh nghiệm về tài chính</i>			
lncfv	-0,019*** (0,003)	-0,013*** (0,005)	-0,012*** (0,006)
lncfv x ceo	0,018*** (0,004)	0,013*** (0,005)	0,018*** (0,003)
Số quan sát	4.829	4.829	4.829
AR(1)	0,000	0,000	0,000
AR(2)	0,952	0,650	0,667
Kiểm định Hansen	0,323	0,524	0,811

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

Bảng trình bày kết quả hồi quy sử dụng phương pháp GMM hệ thống. Các biến được định nghĩa trong Bảng 1;

Giá trị trong ngoặc đơn () là sai số chuẩn vững.

Phần C trong Bảng 5 minh họa ước lượng bằng phương pháp GMM hệ thống cho toàn bộ mẫu nghiên cứu, trong đó bao gồm biến tương tác $lncfv \times ceo$ để kiểm tra sự khác biệt về kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính của CEO ảnh hưởng đến mức độ tác động của biến động dòng tiền tới việc sử dụng nợ của doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu cho thấy hai biến: $lncfv$ và $lncfv \times ceo$ đều tác động đến biến giải thích có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Trước tiên, kết quả này cho thấy rằng biến động dòng tiền tác động đến đòn bẩy tài chính của doanh nghiệp. Tuy nhiên, tác động này còn phụ thuộc vào kinh nghiệm về tài chính của CEO. Xét về chiều hướng tác động, hệ số của biến $lncfv$ là âm, trong khi hệ số $lncfv \times ceo$ mang giá trị dương. Kinh nghiệm về tài chính của CEO là một biến giả với $ceo = 1$, tương ứng CEO có kinh nghiệm về tài chính, $ceo = 0$ tương ứng CEO không có kinh nghiệm về tài chính. Do đó, tại mức $ceo = 0$, ảnh hưởng của $lncfv$ đến 3 biến $lata$, fdc , $ltdc$ lần lượt là $-0,019$; $-0,013$; $-0,012$. Tại mức $ceo = 1$, ảnh hưởng của $lncfv$ đến 3 biến $lata$, fdc , $ltdc$ lần lượt là $-0,001$; $0,014$; $0,031$. Như vậy, CEO có kinh nghiệm về tài chính làm giảm đi tác động ngược chiều của biến động dòng tiền đến cấu trúc vốn trong trường hợp các yếu tố khác không đổi.

5. Kết luận

Nghiên cứu đóng góp vào hệ thống bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn ở một số nội dung.

- *Thứ nhất*, những nghiên cứu trước chủ yếu tập trung vào các nước có thị trường vốn phát triển, hoặc các nước có nền kinh tế phát triển mạnh và chưa xem xét đến ảnh hưởng về kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính của CEO (Dudley & James, 2015, Harris & Roark, 2019, Keefe & Yaghoubi, 2016, Memon và cộng sự, 2018). Trong khi đó, Việt Nam – một thị trường mới nổi, với nền kinh tế kế hoạch hóa tập trung trong một thời gian dài với chế độ tài chính phân bổ và khoán sản phẩm trước khi chuyển đổi sang nền kinh tế thị trường. Trong bối cảnh thực hiện kinh doanh theo kế hoạch, vai trò của biến động dòng tiền và cấu trúc vốn chưa thực sự được quan tâm. Khi chuyển sang nền kinh tế thị trường, hai yếu tố này ảnh hưởng trực tiếp đến sự tồn tại và phát triển của doanh nghiệp. Do đó, nghiên cứu tập trung vào kiểm định mối quan hệ của hai yếu tố này trong bối cảnh của Việt Nam.

- *Thứ hai*, các nghiên cứu trước chú ý đến sự tác động của biến động dòng tiền và cấu trúc vốn một cách đơn thuần, chưa xem xét đến vai trò của các CEO – người quyết định các hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp. Trong nghiên cứu này, tác giả tập trung xem xét sự khác biệt trong mối quan hệ giữa biến động dòng tiền và cấu trúc vốn dựa trên sự khác nhau kinh nghiệm của các CEO trong lĩnh vực tài chính nhằm bổ sung thêm hiểu biết về mối quan hệ giữa hai yếu tố với năng lực về quản lý tài chính của CEO.

Kết quả kiểm định giả thuyết đầu tiên cho thấy biến động dòng tiền cao có thể làm giảm việc sử dụng tổng nợ, nợ vay và nợ vay dài hạn của doanh nghiệp bởi những lo lắng về rủi ro kiệt quệ tài chính, hoặc phá sản, hoặc bảo đảm và ngăn ngừa các rủi ro tiềm ẩn cho doanh nghiệp. Các kết quả này có ý nghĩa thống kê. Kết quả nghiên cứu tương đồng với một số bài báo gần đây như: Keefe và Yaghoubi (2016), Levine và Wu (2014), Memon và cộng sự (2018).

Khi phân tích vai trò kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính của CEO cho thấy biến động dòng tiền tác động khác nhau đến cấu trúc vốn của doanh nghiệp giữa các CEO có kinh nghiệm và không có kinh nghiệm về tài chính. Các CEO có kinh nghiệm về tài chính có xu hướng gia tăng sử dụng tổng nợ, nợ vay, nợ vay dài hạn, và nợ ngắn hạn khi biến động dòng tiền tăng cao. Các CEO có kinh

những năm gần đây, và sử dụng đòn bẩy tài chính cho hoạt động sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp (Custódio & Metzger, 2014). Do đó, theo lý thuyết trật tự phân hạng khi biến động dòng tiền cao, hoạt động kinh doanh bất ổn định, doanh nghiệp sẽ gia tăng nguồn vốn tài trợ từ bên ngoài. Ngược lại, các CEO không có kinh nghiệm trong lĩnh vực tài chính giảm sử dụng nợ khi biến động dòng tiền tăng cao. Kết quả thu được khẳng định vai trò kinh nghiệm về tài chính của CEO trong hoạt động phân bổ nguồn vốn tại doanh nghiệp. Dưới góc độ chủ sở hữu doanh nghiệp có thể xem xét tuyển dụng các CEO dựa theo tiêu chí kinh nghiệm về tài chính cho phù hợp với các chính sách tài trợ của doanh nghiệp trong từng thời kỳ. Dưới góc độ doanh nghiệp, khi có biến động dòng tiền cao, doanh nghiệp cần thận trọng xem xét việc thay đổi cấu trúc vốn cho phù hợp để đảm bảo không bị thiếu hụt nguồn vốn cho hoạt động kinh doanh.

Ngoài ra, do không có đầy đủ dữ liệu về thông tin nội bộ của doanh nghiệp và nguồn lực thực hiện nghiên cứu, bài viết vẫn còn một số hạn chế, và là gợi ý cho các nghiên cứu tiếp theo. Trước hết, nghiên cứu dừng lại xem xét các đặc điểm tài chính trong doanh nghiệp mà chưa xem xét vai trò của cơ chế quản trị công ty đến mối quan hệ giữa CEO, biến động dòng tiền và cấu trúc vốn. Ngoài ra, tác giả đang sử dụng giá trị sổ sách để đo lường các biến đại diện của cấu trúc vốn, mà chưa sử dụng giá trị thị trường. Đây là gợi ý để các nghiên cứu tiếp theo có thể tiếp tục khai thác chủ đề này ■

Tài liệu tham khảo

- Akhtar, S. (2012). Capital structure and business cycles. *Accounting & Finance*, 52, 25–48.
- Allayannis, G., & Weston, J. P. (2003). Earnings volatility, cashflow volatility, and firm value. Retrieved September, 2003, from <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.200.7766&rep=rep1&type=pdf>
- Antoniou, A., Guney, Y., & Paudyal, K. (2008). The determinants of capital structure: Capital market-oriented versus bank-oriented institutions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43(1), 59–92.
- 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.
- Baxter, N. D. (1967). Leverage, risk of ruin and the cost of capital. *The Journal of Finance*, 22(3), 395–403.
- Black, F., & Scholes, M. (1973). The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 81(3), 637–654.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
- Bond, S. R. (2002). Dynamic panel data models: A guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*, 1(2), 141–162.
- Booth, L., Aivazian, V., Demircug-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2001). Capital structures in developing countries. *The Journal of Finance*, 56(1), 87–130.
- Boyle, G. W., & Guthrie, G. A. (2003). Investment, uncertainty, and liquidity. *The Journal of Finance*, 58(5), 2143–2166.

- Bradley, M., Jarrell, G. A., & Kim, E. H. (1984). On the existence of an optimal capital structure: Theory and evidence. *The Journal of Finance*, 39(3), 857–878.
- Chakraborty, I. (2010). Capital structure in an emerging stock market: The case of India. *Research in International Business and Finance*, 24(3), 295–314.
- Custódio, C., & Metzger, D. (2013). How do CEOs matter? The effect of industry expertise on acquisition returns. *The Review of Financial Studies*, 26(8), 2008–2047.
- Custódio, C., & Metzger, D. (2014). Financial expert CEOs: CEO' s work experience and firm' s financial policies. *Journal of Financial Economics*, 114(1), 125–154.
- De Veirman, E., & Levin, A. (2011). *Cyclical changes in firm volatility* (SSRN Working Paper No. 2011-25-08). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1921111>
- 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.
- Delcours, N. (2007). The determinants of capital structure in transitional economies. *International Review of Economics & Finance*, 16(3), 400–415.
- Donaldson, G. (1961). *Corporate Debt Capacity: A Study Of Debt Capacity*. Boston: Division of Research, Graduate School of Business Administration/Harvard, Harvard University.
- Dudley, E., & James, C. M. (2015). *Cash flow volatility and capital structure choice* (SSRN Working Paper 2492152). Available at SSRN: <https://www.ssrn.com/abstract=2492152>
- Đoàn Ngọc Phi Anh. (2010). Các nhân tố tác động đến cấu trúc tài chính và hiệu quả tài chính: Tiếp cận theo phương pháp đường dẫn. *Tạp chí Khoa học và Công nghệ, Đại học Đà Nẵng*, 5(40), 14–22.
- Frank, M. Z., & Goyal, V. K. (2009). Capital structure decisions: Which factors are reliably important?. *Financial Management*, 38(1), 1–37.
- Friend, I., & Lang, L. H. (1988). An empirical test of the impact of managerial self-interest on corporate capital structure. *The Journal of Finance*, 43(2), 271–281.
- Gertler, M., & Gilchrist, S. (1993). The role of credit market imperfections in the monetary transmission mechanism: Arguments and evidence. *The Scandinavian Journal of Economics*, 95(1), 43–64.
- Gilson, S. C. (1997). Transactions costs and capital structure choice: Evidence from financially distressed firms. *The Journal of Finance*, 52(1), 161–196.
- Graham, J. R., & Leary, M. T. (2011). A review of empirical capital structure research and directions for the future. *Annual Review of Financial Economics*, 3, 309–345. doi: 10.1146/annurev-financial-102710-144821.
- Gounopoulos, D., & Pham, H. (2017). Credit ratings and earnings management around IPOs. *Journal of Business Finance & Accounting*, 44(1–2), 154–195.
- Gul, F. A., Fung, S. Y. K., & Jaggi, B. (2009). Earnings quality: Some evidence on the role of auditor tenure and auditors' industry expertise. *Journal of Accounting and Economics*, 47(3), 265–287.
- Harris, C., & Roark, S. (2019). Cash flow risk and capital structure decisions. *Finance Research Letters*, 29, 393–397.

- Harris, M., & Raviv, A. (1991). The theory of capital structure. *The Journal of Finance*, 46(1), 297–355.
- Hirth, S., & Viswanatha, M. (2011). Financing constraints, cash-flow risk, and corporate investment. *Journal of Corporate Finance*, 17(5), 1496–1509.
- Hovakimian, A., Opler, T., & Titman, S. (2001). The debt-equity choice. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36(1), 1–24.
- Huang, G. (2006). The determinants of capital structure: Evidence from China. *China Economic Review*, 17(1), 14–36.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of financial economics*, 3(4), 305-360.
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323–329.
- Kale, J. R., Noe, T. H., & Ramirez, G. G. (1991). The effect of business risk on corporate capital structure: Theory and evidence. *The Journal of Finance*, 46(5), 1693–1715.
- Karimli, T. (2018). The impact of cash flow volatility on corporate debt decisions. Central European University. Retrived from http://www.etd.ceu.edu/2018/karimli_tural.pdf
- Kayhan, A., & Titman, S. (2007). Firms' histories and their capital structures. *Journal of Financial Economics*, 83(1), 1–32.
- Keefe, M. O. C., & Yaghoubi, M. (2016). The influence of cash flow volatility on capital structure and the use of debt of different maturities. *Journal of Corporate Finance*, 38, 18–36.
- Keefe, M. O. C., & Tate, J. (2013). Is the relationship between investment and conditional cash flow volatility ambiguous, asymmetric or both?. *Accounting & Finance*, 53(4), 913–947.
- Kim, W. S., & Sorensen, E. H. (1986). Evidence on the impact of the agency costs of debt on corporate debt policy. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 21(2), 131–144.
- Kraus, A., & Litzenberger, R. H. (1973). A state-preference model of optimal financial leverage. *The Journal of Finance*, 28(4), 911–922.
- Kumar, S., Colombage, S., & Rao, P. (2017). Research on capital structure determinants: A review and future directions. *International Journal of Managerial Finance*, 13(2), 106–132.
- Le, T. P. V., & Tannous, K. (2016). Ownership structure and capital structure: A study of Vietnamese listed firms. *Australian Economic Papers*, 55(4), 319–344.
- Lê Đạt Chí. (2013). Các nhân tố ảnh hưởng đến việc hoạch định cấu trúc vốn của các nhà quản trị tài chính tại Việt Nam. *Tạp chí Phát triển & Hội nhập*, 9(19), 22–28.
- Leary, M. T., & Roberts, M. R. (2005). Do firms rebalance their capital structures?. *The Journal of Finance*, 60(6), 2575–2619.
- Lemmon, M. L., Roberts, M. R., & Zender, J. F. (2008). Back to the beginning: Persistence and the cross-section of corporate capital structure. *The Journal of Finance*, 63(4), 1575–1608.
- Levine, O., & Wu, Y. (2014). *Asset volatility and financial policy: Evidence from corporate mergers* (SSRN Working Paper 2399154). Available at SSRN: <https://www.ssrn.com/abstract=2399154>

- Memon, Z. A., Chen, Y., Tauni, M. Z., & Ali, H. (2018). The impact of cash flow volatility on firm leverage and debt maturity structure: Evidence from China. *China Finance Review International*, 8(1), 69–91. doi: 10.1108/CFRI-06-2017-0106
- Merton, R. C. (1974). On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *The Journal of Finance*, 29(2), 449–470.
- Minton, B. A., & Schrand, C. (1999). The impact of cash flow volatility on discretionary investment and the costs of debt and equity financing. *Journal of Financial Economics*, 54(3), 423–460.
- Myers, S. C. (1984). The capital structure puzzle. *The Journal of Finance*, 39(3), 574–592.
- 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. doi: 10.1016/0304-405X(84)90023-0
- Nguyen, D. T. T., Diaz-Rainey, I., & Gregoriou, A. (2014). Determinants of the capital structure of listed Vietnamese companies. *Journal of Southeast Asian Economies*, 31(3), 412–431.
- Nguyen, T. D. K., & Ramachandran, N. (2006). Capital structure in small and medium-sized enterprises: The case of Vietnam. *ASEAN Economic Bulletin*, 23(2), 192–211.
- Pandey, I. M. (2001). *Capital structure and the firm characteristics: Evidence from an emerging market* (IMA Working Paper No. 2001-10-04). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=300221>
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *The Journal of Finance*, 50(5), 1421–1460.
- Ross, S. A., Westerfield, R., & Jaffe, J. (2012). *Corporate Finance* (10th ed.). New York: McGraw-Hill Higher Education.
- Pinkowitz, L., & Williamson, R. (2007). What is the market value of a dollar of corporate cash?. *Journal of Applied Corporate Finance*, 19(3), 74–81.
- Santosoosso, P. (2015). How cash flow volatility affects debt financing and accounts payable. *International Journal of Economics and Finance*, 7(8), 138–145.
- Shailer, G. & Wang, K. (2015). Government ownership and the cost of debt for Chinese listed corporations. *Emerging Markets Review*, 22, 1–17. doi: 10.1016/j.ememar.2014.11.002
- Thach, N. N., & Oanh, T. T. K. (2018). Effect of macroeconomic factors on capital structure of the firms in Vietnam: Panel vector auto-regression approach (PVAR). In *International Conference of the Thailand Econometrics Society*, 753, 502–516. Switzerland: Springer, Cham. doi: 10.1007/978-3-319-70942-0_36
- Titman, S., & Wessels, R. (1988). The determinants of capital structure choice. *The Journal of Finance*, 43(1), 1–19.
- Tran, D. T. T. (2015). Determinants of capital structure: An empirical study of Vietnamese listed firms. Retrived May 1, 2015, from <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.984.6048&rep=rep1&type=pdf>
- Welch, I. (2011). Two common problems in capital structure research: The financial-debt-to-asset ratio and issuing activity versus leverage changes. *International Review of Finance*, 11(1), 1–17.