

TẠP CHÍ

Kinh tế và

Ngân hàng châu Á

ISSN
2615-9813



TRƯỜNG ĐẠI HỌC NGÂN HÀNG THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH

MỤC LỤC

| | |
|---|-----|
| Thuế và nhập khẩu của Hoa Kỳ với Việt Nam: Một phân tích thực nghiệm và mô phỏng Monte Carlo Nguyễn Đức Trung • Nguyễn Anh Tú | 5 |
| Trump Tweets về cuộc chiến thương mại Mỹ - Trung và phản ứng của thị trường chứng khoán Việt Nam Nguyễn Phúc Lam Thy • Trần Nam Quốc • Tiết Tòng Tuyền | 17 |
| Tác động của thanh khoản cổ phiếu đến tỷ lệ đòn bẩy của các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam Nguyễn Hữu Mạnh | 31 |
| Tác động của việc áp dụng ESG đến đầu tư trực tiếp nước ngoài và tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam Đỗ Đoàn Trang • Phan Khánh Duy | 44 |
| Tác động của giá trị xuất nhập khẩu, chỉ số phát triển điện tử chính phủ đến hiệu quả hoạt động logistics tại ASEAN Trần Thị Thảo • Nguyễn Thanh Sang | 56 |
| Tác động của đổi mới toàn cầu đến phát triển bền vững tại các quốc gia châu Á Trần Thị Lệ Hiền • Phạm Thị Tường Vân | 69 |
| Tác động của vốn con người đến ổn định tài chính tại các ngân hàng thương mại Việt Nam Tạ Thị Hồng Nhung | 84 |
| Phát triển bền vững và hiệu quả tài chính: Nghiên cứu thực nghiệm trên các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam Bùi Đan Thanh • Nguyễn Ngọc Huyền | 97 |
| Tính xác thực thương hiệu và niềm tin người tiêu dùng ngành dược Việt Nam hậu Covid-19 Cao Việt Hiếu • Phan Khánh Duy | 109 |
| Các yếu tố tài chính ảnh hưởng đến tỷ nắm giữ tiền mặt của các doanh nghiệp ngành thép niêm yết tại Việt Nam Đỗ Thị Hà Thương • Lê Huỳnh Bắc • Phạm Thị Hà An | 122 |

CONTENTS

| | |
|--|-----|
| The Import Tariffs and the Import Volumes Nexus: A Case Study of Us-Vietnam from Gravity Model and Monte Carlo Simulation | 16 |
| Nguyen Duc Trung • Nguyen Anh Tu | |
| Trump's Tweets about US – China Trade War and Vietnamese Stock Market's Response | 30 |
| Nguyen Phuc Lam Thy • Tran Nam Quoc • Tiet Tong Tuyen | |
| The Impact of Stock Liquidity on the Leverage Ratio of Listed Firms in the Vietnamese Stock Market | 43 |
| Nguyen Huu Manh | |
| The Impact of ESG Application on Foreign Direct Investment and Economic Growth in Vietnam | 55 |
| Do Doan Trang • Phan Khanh Duy | |
| The Impact of Trade Value and E-Government Development Index on Logistics Performance in ASEAN | 68 |
| Tran Thi Thao • Nguyen Thanh Sang | |
| The Impact of Global Innovation on Sustainable Development in Asian Countries | 83 |
| Tran Thi Le Hien • Pham Thi Tuong Van | |
| The Impact of Human Capital on Financial Stability in Vietnamese Commercial Banks | 96 |
| Ta Thi Hong Nhung | |
| Sustainable Development and Financial Performance: An Empirical Study on Listed Companies in Vietnam | 108 |
| Bui Dan Thanh • Nguyen Ngoc Huyen | |
| Brand Authenticity and Consumer Trust in Vietnamese Pharmaceutical Industry Post-Covid-19 | 121 |
| Cao Viet Hieu • Phan Khanh Duy | |
| Financial Determinants of Corporate Cash Holdings in Vietnam's Listed Steel Sector: A Python-Based Panel Data Analysis | 133 |
| Do Thi Ha Thuong • Le Huynh Bac • Pham Thi Ha An | |

Tác động của thanh khoản cổ phiếu đến tỷ lệ đòn bẩy của các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Nguyễn Hữu Mạnh^(*)

Ngày nhận bài: 03/4/2025 | Biên tập xong: 02/6/2025 | Duyệt đăng: 12/6/2025

TÓM TẮT: Nghiên cứu này phân tích tác động của thanh khoản cổ phiếu (TKCP) đến tỷ lệ nợ của 302 doanh nghiệp niêm yết (DNNY) trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2013–2023. Kết quả cho thấy khi TKCP tăng dẫn đến xu hướng giảm tỷ lệ nợ vay. Nghiên cứu cũng chỉ ra rằng tác động này phụ thuộc vào các yếu tố như quy mô doanh nghiệp, khả năng sinh lời và tốc độ tăng trưởng. Cụ thể, các doanh nghiệp nhỏ và vừa, công ty có lợi nhuận thấp và tăng trưởng chậm chịu ảnh hưởng mạnh mẽ từ TKCP. Ngược lại, những doanh nghiệp lớn, có lợi nhuận cao và tăng trưởng mạnh ít bị tác động. Từ những kết quả này, nghiên cứu đề xuất cải thiện môi trường tài chính thông qua việc áp dụng chuẩn mực kế toán quốc tế, tăng cường minh bạch thông tin và hỗ trợ doanh nghiệp có thanh khoản thấp. Các nhà quản lý cần chú trọng nâng cao TKCP để tối ưu hóa cơ cấu vốn và giảm chi phí tài chính, đồng thời nhà đầu tư có thể dựa vào TKCP để đánh giá sức khỏe tài chính của doanh nghiệp.

TỪ KHÓA: Thanh khoản cổ phiếu, tỷ lệ đòn bẩy, doanh nghiệp niêm yết, Việt Nam.

Mã phân loại JEL: G14, G30.

DOI: <https://doi.org/10.63065/ajeb.vn.2025.231.....>

1. Giới thiệu

TKCP đóng vai trò quan trọng trong việc thúc đẩy giao dịch và giảm chi phí, từ đó mang lại lợi ích cho nhà đầu tư (Marks & Shang, 2021; Vuong, Nguyen, & Nguyen, 2025). TKCP không chỉ phản ánh mức độ hấp dẫn của cổ phiếu mà còn gửi tín hiệu tích cực đến thị trường (Trinh & ctg, 2021). Nhiều nghiên cứu cho thấy hoạt động giao dịch trên thị

trường chứng khoán có ảnh hưởng đến quản trị doanh nghiệp, chính sách tài chính và hiệu quả hoạt động (Fang, Noe, & Tice, 2009; Jiang, Ma, & Shi, 2017; Dang & ctg, 2019; Vuong &

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

ctg, 2025). Doanh nghiệp có cổ phiếu thanh khoản thấp thường chịu chi phí phát hành cao hơn, tăng giá vốn và lệ thuộc vào nợ vay (Hennessy & Whited, 2005; Butler, Grullon, & Weston, 2005). Bên cạnh đó, TKCP thấp còn hạn chế khả năng huy động vốn chủ sở hữu, khiến doanh nghiệp khó cân bằng giữa chi phí vốn và lợi ích từ lá chắn thuế (Marks & ctg, 2021).

Tại Việt Nam, các nghiên cứu đã phân tích TKCP dưới góc độ rủi ro phá sản hoặc quyết định tài chính như chi trả cổ tức, đầu tư và nắm giữ tiền mặt (Vo & Bui, 2016; Trinh & ctg, 2021; Vo, 2022; Vuong & ctg, 2025), nhưng còn thiếu nghiên cứu về tác động của TKCP đối với những bên liên quan khác, như chủ nợ. Hai nghiên cứu đáng chú ý của Trương Đông Lộc, Nguyễn Thị Thu Vỹ, & Võ Văn Dứt (2015) và Võ Thị Thúy Anh & Phan Trần Minh Hưng (2019), cho thấy mối quan hệ tiêu cực giữa TKCP và đòn bẩy tài chính, song chủ yếu dùng mô hình hiệu ứng cố định (FEM) và chưa xem xét sự khác biệt trong các nhóm doanh nghiệp.

Để lấp đầy khoảng trống nghiên cứu trên, bài viết này phân tích mối quan hệ giữa TKCP và đòn bẩy tài chính của các DNNY trong hai thị trường chứng khoán tại Việt Nam giai đoạn 2013–2023. Nghiên cứu sử dụng phương pháp ước lượng khả thi tổng quát hóa bình phương nhỏ nhất (FGLS), đồng thời thực hiện phân nhóm doanh nghiệp theo quy mô, khả năng sinh lời và tăng trưởng. Kết quả cho thấy TKCP cao giúp giảm sử dụng nợ vay, nhờ khả năng tiếp cận vốn cổ phần tốt hơn.

Nghiên cứu này đóng góp vào tài liệu học thuật theo ba khía cạnh quan trọng. (i) Bằng chứng thực nghiệm cập nhật tại Việt Nam được cung cấp, làm rõ vai trò thay thế tín dụng của TKCP trong bối cảnh các thị trường mới nổi; (ii) Áp dụng phương pháp hồi quy FGLS kết hợp phân tích theo nhóm cho phép phát hiện sự không đồng nhất trong phản ứng của doanh nghiệp, điều mà các nghiên cứu trước

còn bỏ ngỏ; và (iii) Đưa ra hàm ý chính sách thiết thực nhằm nâng cao tính minh bạch và thanh khoản, từ đó hỗ trợ doanh nghiệp giảm phụ thuộc vào tín dụng ngân hàng và cải thiện cấu trúc tài chính một cách bền vững hơn.

Ngoài phần giới thiệu, bài viết được tổ chức thành bốn phần. Phần thứ hai tổng quan cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm liên quan đến TKCP và đòn bẩy tài chính. Phần thứ ba mô tả mô hình và phương pháp nghiên cứu. Phần thứ tư phân tích kết quả thực nghiệm và thảo luận chi tiết. Cuối cùng, phần thứ năm đưa ra kết luận và hàm ý chính sách.

2. Tổng quan lý thuyết và xây dựng giả thuyết nghiên cứu

Quyết định sử dụng đòn bẩy tài chính là yếu tố cốt lõi trong tài chính doanh nghiệp, có ảnh hưởng trực tiếp đến chiến lược huy động vốn và mức độ rủi ro tài chính (Vuong & ctg, 2023). Trong khi đó, TKCP ngày càng được nhìn nhận là yếu tố then chốt có tác động đến các quyết định tài chính thông qua việc ảnh hưởng đến hành vi nhà đầu tư (Brogaard, Li, & Xia, 2017). Dù phát triển từ các nền tảng lý thuyết khác nhau, nhiều nghiên cứu đã xác nhận mối liên hệ giữa TKCP và cơ cấu vốn, cho thấy tiềm năng tích hợp của thị trường tài chính và quản trị doanh nghiệp.

Theo lý thuyết Trật tự phân hạng (POT), doanh nghiệp ưu tiên vốn nội bộ, tiếp theo là nợ và cuối cùng phát hành cổ phiếu nhằm giảm chi phí do bất đối xứng thông tin (Myers & Majluf, 1984; Vuong & ctg, 2023). TKCP thấp làm tăng chi phí phát hành cổ phiếu, khiến doanh nghiệp phụ thuộc vào nợ (Lipson & Mortal, 2009), trong khi TKCP cao giúp giảm áp lực tài trợ bằng vốn vay (Andres & ctg, 2014), đặc biệt ở các thị trường mới nổi nơi bất đối xứng thông tin lớn (Bekaert & Harvey, 2000).

Lý thuyết Đánh đổi (TOT) giải thích rằng doanh nghiệp cân nhắc giữa lợi ích từ lá chắn thuế nợ vay và chi phí rủi ro tài chính cũng như chi phí đại diện khi quyết định sử dụng

nợ (Kraus & Litztenberger, 1973; Myers, 1984). Theo TOT, TKCP cao dẫn đến giảm chi phí phát hành cổ phần và tăng khả năng tiếp cận vốn chủ sở hữu (Trinh & ctg, 2021; Vuong & ctg, 2025), đồng thời củng cố niềm tin nhà đầu tư (Adrian & Shin, 2010) và làm hạ chi phí sử dụng vốn (Amihud & Mendelson, 2012).

Lý thuyết Định thời điểm thị trường (MTT) cho rằng doanh nghiệp điều chỉnh cơ cấu vốn theo điều kiện thị trường, tận dụng TKCP cao để phát hành cổ phiếu khi giá trị thị trường thuận lợi (Baker & Wurgler, 2002). TKCP cao giúp doanh nghiệp huy động vốn với chi phí thấp hơn, giảm sự phụ thuộc vào nợ. Tuy nhiên, ảnh hưởng của MTT đến cơ cấu vốn có thể chỉ tồn tại ngắn hạn (Alti, 2006) và phụ thuộc vào khả năng điều chỉnh tài chính dài hạn.

Bằng chứng thực nghiệm từ cả các thị trường phát triển và mới nổi đều củng cố mối quan hệ nghịch biến giữa TKCP và đòn bẩy tài chính. Lipson & ctg (2009) ghi nhận xu hướng này tại Mỹ, trong khi Chen, Gao, & Huang (2020) phát hiện rằng doanh nghiệp Trung Quốc có TKCP cao thường giảm tỷ lệ nợ. Ở Thái Lan, Udomsirikul, Jumreornvong, & Jiraporn (2011) xác nhận rằng thanh khoản cải thiện chi phí vốn, khuyến khích doanh nghiệp tài trợ bằng cổ phần thay vì nợ vay. Sharma & Paul (2015) tại Ấn Độ; Nadarajah & ctg (2018) ở Úc và Nadarajah & ctg (2021) với dữ liệu của 46 quốc gia phát hiện rằng TKCP cao làm giảm rủi ro vỡ nợ, trong khi Dang & ctg (2019) trên thông tin 21 nước cũng khẳng định mối quan hệ nghịch biến này.

Trong bối cảnh Việt Nam, các bằng chứng thực nghiệm cho thấy mối quan hệ giữa TKCP và cơ cấu vốn vẫn chưa được nghiên cứu toàn diện. Vo (2017) chỉ ra rằng các doanh nghiệp Việt Nam thường ưu tiên nợ vay do chi phí vốn cổ phần cao, tuy nhiên, nghiên cứu này chưa xét đến vai trò của TKCP như một yếu tố có ảnh hưởng đối với quyết định tài trợ nguồn vốn. Trong khi đó, Tran, Hoang, & Tran (2018) phát hiện rằng sở hữu nhà nước gắn liền với

mức TKCP thấp sau cuộc khủng hoảng tài chính 2008, nhưng tác động này đã suy giảm trong giai đoạn hậu khó khăn kinh tế. Bên cạnh đó, Batten & Vo (2019) cung cấp bằng chứng cho thấy TKCP có thể cải thiện giá trị doanh nghiệp, đặc biệt tại các công ty có khả năng sinh lời cao. Những phát hiện này cho thấy TKCP đóng vai trò quan trọng trong quyết định cấu trúc vốn của doanh nghiệp Việt Nam, nhất là khi tính đến sự đa dạng về hình thức sở hữu và hiệu quả hoạt động. Điều này đặt ra câu hỏi liệu TKCP có ảnh hưởng tương tự đến đòn bẩy tài chính trong bối cảnh Việt Nam hay không. Hơn nữa, tác động của TKCP đến cơ cấu vốn có thể khác nhau tùy theo đặc điểm của từng doanh nghiệp. Doanh nghiệp lớn ít bị ảnh hưởng bởi thanh khoản hơn so với doanh nghiệp nhỏ, nhờ khả năng tiếp cận nguồn vốn đa dạng (Rajan & Zingales, 1995). Doanh nghiệp tăng trưởng nhanh có xu hướng ưu tiên huy động vốn chủ sở hữu khi TKCP cao (Myers, 1977), trong khi công ty có lợi nhuận lớn lại giảm sự phụ thuộc vào nợ vay nhờ nguồn lực tài chính nội bộ mạnh mẽ (Jensen, 1986).

Từ các cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm nêu trên, nghiên cứu này đề xuất giả thuyết kiểm định vai trò của TKCP trong việc định hình cấu trúc vốn của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam như sau:

H1: TKCP có mối quan hệ nghịch biến với tỷ lệ đòn bẩy tài chính của các DNNY tại Việt Nam.

H2: Ảnh hưởng của TKCP đến tỷ lệ đòn bẩy phụ thuộc vào quy mô doanh nghiệp.

H3: Ảnh hưởng của TKCP đến đòn bẩy phụ thuộc vào khả năng sinh lời.

H4: Ảnh hưởng của TKCP đến đòn bẩy thay đổi theo tốc độ tăng trưởng.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Theo Fosu (2013), Nadarajah & ctg, (2018), Dang & ctg (2019), Marks & ctg (2021), Vuong, Nguyen, & Keung Wong (2022a) và

Vuong & ctg (2023; 2025), tác giả thực hiện hồi quy tác động của TKCP và các đặc điểm thuộc công ty đến đòn bẩy từ DNNY tại Việt Nam. Về mặt hình thức, mô hình hồi quy cơ sở của tác giả được thể hiện như sau:

$$F_DEBT_{i,t} = \alpha + \beta_1 * AMH_{i,t} + \gamma * F_CONTROL_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó: $F_DEBT_{i,t}$ – đại diện cho đòn bẩy sổ sách của công ty i trong năm t , được đo bằng giá trị sổ sách của tổng nợ chia cho giá trị sổ sách của tổng tài sản; $AMH_{i,t}$ – TKCP của công ty i trong năm t được đo lường bằng phương pháp Amihud (Amihud, 2002); và $F_CONTROL_{i,t}$ – tập hợp các biến kiểm soát cụ thể của công ty i trong năm t , bao gồm tính hữu hình của tài sản (F_TAG), quy mô công ty (F_SIZE), tỷ lệ lợi nhuận trên tài sản (F_PROF), tỷ lệ tiền mặt nắm giữ (F_FCF) và tỷ trọng doanh thu (thị phần) của doanh nghiệp trong ngành (F_MKSH). Ở mô hình hồi quy, tác giả bao gồm một số hiệu ứng cố định thuộc công ty i để tính đến các khác biệt trong phản ứng của những doanh nghiệp khác nhau đối với đòn bẩy từ họ. Bảng 1 trình bày chi tiết về định nghĩa, kí hiệu và cách thức đo lường các biến sử dụng trong nghiên cứu.

Tất cả các mô hình đều được ước tính với các lỗi chuẩn mạnh mẽ để cho phép có sự khác biệt về phương sai trong những điều khoản sai số cấp độ công ty.

Liên quan đến phương pháp ước lượng, nghiên cứu sử dụng các đánh giá với hiệu ứng ngẫu nhiên (REM) và ước tính với FEM đối với mô hình bảng trong Phương trình 1 trước tiên. Kiểm định Breusch và Pagan Lagrangian được sử dụng để phát hiện phương sai sai số thay đổi trong mô hình ước lượng với REM. Tiếp đến, kiểm định Hausman hỗ trợ lựa chọn ước lượng giữa REM và FEM. Cuối cùng, nghiên cứu sử dụng FGLS để khắc phục hiện tượng tự tương quan và phương sai sai số thay đổi còn tồn tại.

3.2. Mẫu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu thứ cấp từ các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HSX) và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX), thu thập từ nền tảng FiinPro-X. Các doanh nghiệp thuộc lĩnh vực tài chính và dịch vụ được loại khỏi mẫu do sự khác biệt về mô hình kinh doanh và cấu trúc tài chính (MacKay & Phillips, 2005; Fernández & ctg, 2022). Ngoài ra, những công ty có vốn chủ sở hữu âm, không có doanh thu từ hoạt động kinh doanh, hoặc thiếu dữ liệu cho các biến phân tích cũng không được đưa vào nghiên cứu. Sau quá trình sàng lọc, mẫu gồm 302 doanh nghiệp với 3,332 quan sát trong giai đoạn 2013–2023. Khung thời gian 2013–2023 được tác giả lựa chọn vì một số lý do: (i) Năm 2013 đánh dấu giai đoạn phục hồi sau khủng hoảng tài chính toàn cầu; (ii) Từ năm 2013 trở đi, chất lượng công bố thông tin cải thiện nhờ Thông tư 52/2012/TT-BTC; và (iii) Sự biến động đáng kể về thanh khoản do các yếu tố vĩ mô như đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), chiến tranh thương mại Mỹ–Trung, COVID-19 và bất ổn hậu đại dịch, tạo điều kiện thích hợp để kiểm định mối quan hệ giữa TKCP và cấu trúc vốn.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả của các biến trong nghiên cứu, phản ánh sự khác biệt rõ rệt giữa những doanh nghiệp. Tỷ lệ nợ trung bình (F_DEBT) là 48,87%, cho thấy việc sử dụng đòn bẩy khá phổ biến. Biến động TKCP (F_AMH) thấp nhưng một số doanh nghiệp có mức âm đáng kể. Quy mô doanh nghiệp (F_SIZE) dao động từ 10,25 đến 14,27, phản ánh sự phân hóa giữa công ty lớn và nhỏ. Tăng trưởng doanh thu (F_GROW) trung bình 10,72% nhưng phân tán mạnh; lợi nhuận (F_PROF) chủ yếu dương, song biến động lớn. Dòng tiền tự do (F_FCF) và tài sản hữu hình

Bảng 1: Định nghĩa và đo lường các biến

| Tên biến | Định nghĩa biến | Phương pháp đo lường | Kì vọng dấu | Tham khảo |
|----------|--|--|-------------|---|
| F_DEBT | Tỉ lệ đòn bẩy của công ty | Tổng nợ / Tổng tài sản | | Vuong & ctg (2022a); Vuong & ctg (2023) |
| F_AMH | TKCP công ty niêm yết | $F_AMH = Amihud\ illiquidity_{i,t} = \frac{1}{TD_{i,t}} \times \sum_{d=1}^{TD} \frac{ DR_{i,d} }{VOL_{i,d}}$ <p>Trong đó: $DR_{i,d}$ – đại diện cho giá trị tuyệt đối của lợi nhuận chứng khoán công ty (i) tại ngày (d); $VOL_{i,d}$ – đại diện cho khối lượng giao dịch hàng ngày của cổ phiếu của công ty (i) vào ngày (d); TD – đại diện cho số ngày giao dịch của công ty i trong khoảng thời gian t. F_AMH = Amihud illiquidity × -1 phản ánh TKCP cao hơn khi giá trị AMH cao hơn.</p> | - | Nadarajah & ctg (2018); Dang & ctg (2019); Vuong & ctg (2025) |
| F_SIZE | Quy mô công ty | Logarithm của tổng tài sản DN | + | Nadarajah & ctg (2018); Vuong & ctg (2022a); Vuong & ctg (2023) |
| F_GROW | Tỉ lệ tăng trưởng doanh thu thuần công ty | (Doanh thu thuần năm t/ Doanh thu thuần năm t-1)-1 | + | Vuong & ctg (2022a); Vuong & ctg (2023) |
| F_PROF | Tỉ suất sinh lời trên tổng tài sản công ty | Lợi nhuận sau thuế/Tổng tài sản | - | Dang & ctg (2019); Vuong & ctg (2022a); Vuong & ctg (2023) |
| F_FCF | Tỉ lệ nắm giữ tiền và các khoản tương đương tiền của công ty | (Tiền và các khoản tương đương tiền + Chứng khoán kinh doanh)/Nợ ngắn hạn | - | Nadarajah & ctg (2018); Dang & ctg (2019); Vuong & ctg (2022a, b); Vuong & ctg (2023) |
| F_TAG | Tỉ lệ tài sản hữu hình | Tài sản cố định hữu hình/Tổng tài sản | + | Nadarajah & ctg (2018); Dang & ctg (2019); Vuong & ctg (2022a); Vuong & ctg (2023) |
| F_MKSH | Thị phần của DN | Doanh thu của công ty/ Tổng doanh thu toàn ngành | + | Fosu (2013); Nadarajah & ctg (2018) |

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

(F_TAG) cũng có sự phân tán lớn, cho thấy khác biệt trong chiến lược tài chính. Thị phần (F_MKSH) trung bình thấp, cho thấy hầu hết doanh nghiệp có quy mô thị phần nhỏ.

Bảng 3 trình bày ma trận tương quan giữa các biến trong nghiên cứu. F_DEBT có tương quan dương với F_SIZE (0,2305) và F_GROW (0,0370), nhưng âm với F_PROF (-0,4483) và

Bảng 2: Thống kê mô tả các biến

| Tên biến | Số quan sát | Giá trị bình quân | Độ lệch chuẩn | Giá trị nhỏ nhất | Giá trị lớn nhất |
|----------|-------------|-------------------|---------------|------------------|------------------|
| F_DEBT | 3,332 | 0,4887 | 0,2106 | 0,0200 | 0,9900 |
| F_AMH | 3,332 | -0,0065 | 0,0194 | -0,3552 | 0,0000 |
| F_SIZE | 3,332 | 11,9604 | 0,6317 | 10,2481 | 14,2737 |
| F_GROW | 3,332 | 0,1072 | 0,6557 | -0,9787 | 25,8797 |
| F_PROF | 3,332 | 0,0632 | 0,0736 | -0,3697 | 0,7219 |
| F_FCF | 3,332 | 0,4878 | 1,1541 | 0,0000 | 22,2300 |
| F_TAG | 3,332 | 0,2236 | 0,2009 | 0,0001 | 0,9627 |
| F_MKSH | 3,332 | 0,0103 | 0,0443 | 0,0000 | 0,7167 |

Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả.

Bảng 3: Ma trận tương quan giữa các biến

| Tên biến | F_DEBT | F_AMH | F_SIZE | F_GROW | F_PROF | F_FCF | F_TAG | F_MKSH |
|----------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|--------|
| F_DEBT | 1,0000 | | | | | | | |
| F_AMH | -0,0239 (0,1685) | 1,0000 | | | | | | |
| F_SIZE | 0,2305*** (0,0000) | 0,1196*** (0,0000) | 1,0000 | | | | | |
| F_GROW | 0,0370** (0,0329) | 0,0147 (0,3978) | 0,0345** (0,0466) | 1,0000 | | | | |
| F_PROF | -0,4483*** (0,0000) | 0,0839*** (0,0000) | -0,0186 (0,2836) | 0,0544*** (0,0017) | 1,0000 | | | |
| F_FCF | -0,3771*** (0,0000) | -0,0134 (0,4391) | -0,1152*** (0,0000) | -0,0288* (0,0965) | 0,1214*** (0,0000) | 1,0000 | | |
| F_TAG | -0,1032*** (0,0000) | -0,0455*** (0,0085) | 0,0885*** (0,0000) | -0,0258 (0,1358) | 0,0700*** (0,0001) | -0,0417** (0,0160) | 1,0000 | |
| F_MKSH | 0,0461*** (0,0078) | 0,0418** (0,0159) | 0,3619*** (0,0000) | 0,0009 (0,9563) | 0,0702*** (0,0001) | -0,0173 (0,3177) | -0,0315* (0,0689) | 1,0000 |

*, ** và *** chỉ ra mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%, giá trị P-value trong dấu ngoặc đơn.

Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả.

F_FCF (-0,3771), hàm ý doanh nghiệp lớn và tăng trưởng cao thường vay nợ nhiều, còn công ty có lợi nhuận và dòng tiền cao thì ít vay hơn. F_SIZE tương quan dương với F_AMH (0,1196) và F_MKSH (0,3619), cho thấy doanh nghiệp lớn có thanh khoản tốt và thị phần cao hơn. F_PROF có quan hệ dương với F_GROW và F_MKSH, trong khi F_TAG có quan hệ âm với F_FCF và F_MKSH, hàm ý tài sản hữu hình cao có thể làm giảm tính linh hoạt tài chính và vị thế thị trường.

Bảng 4 trình bày kết quả hồi quy REM và FEM về tác động của F_AMH đến F_DEBT. Cả hai mô hình đều cho thấy F_AMH có ảnh hưởng âm và đạt ý nghĩa thống kê cao ($\beta = -0,2730$ và $-0,2660$; $p < 0,01$), xác nhận rằng doanh nghiệp có TKCP lớn thường ít dùng nợ hơn, phù hợp với POT cũng như các nghiên cứu của Lipson & ctg (2009), Sharma & ctg (2015), Nadarajah & ctg (2018), Dang & ctg (2019) và Chen & ctg (2020). Ngoài ra, F_SIZE và F_GROW có ảnh hưởng dương đến F_

Bảng 4: Kết quả ước lượng về tác động của TKCP đến tỷ lệ nợ của DNNY tại Việt Nam bằng mô hình FEM và REM

| Tên biến | Biến phụ thuộc: F_DEBT | |
|---------------------------------------|--|--|
| | REM | FEM |
| | (1) | (2) |
| F_AMH | -0,2730*** (0,0990) | -0,2660*** (0,0976) |
| F_SIZE | 0,1180*** (0,0081) | 0,1480*** (0,0096) |
| F_GROW | 0,0103*** (0,0025) | 0,0093*** (0,0024) |
| F_PROF | -0,5210*** (0,0341) | -0,4330*** (0,0343) |
| F_FCF | -0,0230*** (0,0018) | -0,0196*** (0,0019) |
| F_TAG | 0,0072 (0,0179) | 0,0497*** (0,0192) |
| F_MKSH | 0,1360 (0,1420) | 0,6090*** (0,2020) |
| Hằng số | -0,8870*** (0,0974) | -1,2590*** (0,1150) |
| Số quan sát | 3332 | 3332 |
| Adj R-squared | 0,2229 | 0,178 |
| Số công ty | 303 | 303 |
| i.YEAR | KHÔNG | KHÔNG |
| i.FIRM | KHÔNG | KHÔNG |
| Kiểm định Breusch và Pagan Lagrangian | Chibar2(01) = 7036,01 Prob > chibar2 = 0,0000 | |
| Kiểm định Hausman | | Chi2(7) = 879,41 Prob > chi2 = 0,0000 |

*, ** và *** chỉ ra mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%, giá trị sai số chuẩn trong dấu ngoặc đơn.
 Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả.

DEBT, còn F_PROF và F_FCF có ảnh hưởng âm, cho thấy doanh nghiệp có lợi nhuận cao và dòng tiền dồi dào thường giảm phụ thuộc vào

nợ vay (Vuong & ctg, 2022a; 2023). F_TAG và F_MKSH có ý nghĩa thống kê khác nhau tùy theo mô hình. Do các vấn đề về phương sai sai số thay đổi và tự tương quan, nghiên cứu tiếp tục sử dụng FGLS để nâng cao độ tin cậy.

Bảng 5 trình bày kết quả FGLS, tiếp tục khẳng định F_AMH có tác động âm và đạt ý nghĩa cao đến F_DEBT ($p < 0,01$), ủng hộ H1 và POT. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu trước đây của Chang, Dasgupta, & Hilary (2006) và Alti (2006). F_SIZE và F_GROW có ảnh hưởng dương; F_PROF và F_FCF tiếp tục có ảnh hưởng âm, cho thấy doanh nghiệp sở hữu nội lực tài chính tốt ít phụ thuộc vào nợ vay. F_TAG và F_MKSH cho kết quả không nhất quán giữa các mô hình, phản ánh sự khác biệt trong cách doanh nghiệp sử dụng tài sản và khai thác thị phần. Kiểm định Wald cho thấy mô hình có ý nghĩa thống kê tổng thể ($p < 0,0000$), đồng thời FGLS mang lại kết quả tin cậy hơn so với FEM và REM.

4.2. Kiểm tra tính vững của kết quả nghiên cứu

Nhằm đánh giá độ tin cậy và tính khái quát của các kết quả chính, nghiên cứu tiến hành kiểm tra độ bền thông qua phân tích dưới những đặc trưng khác nhau thuộc doanh nghiệp. Cụ thể, tác động của TKCP đến cấu trúc vốn được kiểm định lại khi phân chia mẫu theo quy mô doanh nghiệp, mức độ lợi nhuận và tốc độ tăng trưởng doanh thu. Việc phân nhóm được thực hiện dựa trên giá trị phân vị (tertile) của từng tiêu chí trong toàn bộ mẫu quan sát, đảm bảo tính nhất quán và tránh nhiễu số liệu do những điểm dữ liệu cực đoan. Cụ thể, doanh nghiệp được chia thành ba nhóm quy mô dựa trên tổng tài sản bình quân; ba nhóm lợi nhuận dựa trên tỷ suất lợi nhuận trên tài sản (ROA); và ba nhóm tăng trưởng dựa trên tốc độ tăng trưởng doanh thu. Cách tiếp cận này giúp làm rõ liệu mối quan hệ giữa TKCP và nợ vay có thay đổi theo từng đặc điểm cấu trúc nội tại của doanh nghiệp hay không, đồng thời góp phần củng cố lập luận lý thuyết.

Bảng 5: Kết quả ước lượng về tác động của TKCP đến tỷ lệ nợ của DNNY tại Việt Nam khi sử dụng mô hình FGLS

| Tên biến | (1) F_DEBT | (1) F_DEBT | (1) F_DEBT |
|-----------------|---|--|--|
| F_AMH | -0,1900*** (0,0556) | -0,1390** (0,0587) | -0,1680*** (0,0471) |
| F_SIZE | 0,1460*** (0,0058) | 0,1580*** (0,0057) | 0,2760*** (0,0082) |
| F_GROW | 0,0108*** (0,0020) | 0,0101*** (0,0020) | 0,0091*** (0,0018) |
| F_PROF | -0,5520*** (0,0262) | -0,5800*** (0,0264) | -0,3420*** (0,0222) |
| F_FCF | -0,0266*** (0,0019) | -0,0285*** (0,0020) | -0,0146*** (0,0014) |
| F_TAG | -0,1230*** (0,0139) | -0,1430*** (0,0133) | 0,0081 (0,0114) |
| F_MKSH | -0,2710*** (0,0725) | -0,3300*** (0,0732) | 0,2330** (0,0947) |
| Hằng số | -1,1730*** (0,0701) | -1,2610*** (0,0685) | -3,0102*** (0,1000) |
| Số quan sát | 3332 | 3332 | 3332 |
| Số Doanh nghiệp | 303 | 303 | 303 |
| i.YEAR | KHÔNG | CÓ | |
| i.FIRM | KHÔNG | | CÓ |
| | Wald chi2(7) = 1496,62 Prob > chi2 = 0,0000 | Wald chi2(17) = 1785,41 Prob > chi2 = 0,0000 | Wald chi2(309) = 5869,48 Prob > chi = 0,0000 |

*, ** và *** chỉ ra mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%, giá trị sai số chuẩn trong dấu ngoặc đơn.
Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả.

4.2.1. Kiểm tra độ bền theo quy mô doanh nghiệp

Kết quả Bảng 6 ủng hộ giả thuyết H2 khi cho thấy tác động khác biệt của TKCP (F_AMH) đến đòn bẩy tài chính (F_DEBT) theo quy mô doanh nghiệp. Đối với doanh nghiệp nhỏ, hệ số F_AMH dương (0,3880***) cho thấy thanh khoản cao giúp họ dễ tiếp cận

Bảng 6: Kết quả ước lượng về tác động của TKCP đến tỷ lệ nợ của DNNY tại Việt Nam bằng mô hình FGLS khi chia theo quy mô doanh nghiệp

| | F_DEBT | | |
|-------------|--|--|--|
| | DN nhỏ | DN vừa | DN lớn |
| F_AMH | 0,3880*** (0,1490) | -0,2860* (0,1580) | -0,4540* (0,2750) |
| F_SIZE | 0,0354** (0,0138) | 0,2120*** (0,0175) | 0,0129* (0,0071) |
| F_GROW | 0,0087 (0,0060) | 0,0299*** (0,0084) | 0,0369*** (0,0082) |
| F_PROF | -0,7910*** (0,0434) | -1,4980*** (0,0601) | -1,2540*** (0,0499) |
| F_FCF | -0,0657*** (0,0043) | -0,0451*** (0,0043) | -0,1450*** (0,0069) |
| F_TAG | -0,1620*** (0,0195) | -0,1810*** (0,0147) | -0,0759*** (0,0134) |
| F_MKSH | 10,3600*** (1,3620) | -3,9290*** (0,5001) | 0,0385 (0,0366) |
| Hằng số | 0,1510 (0,1540) | -1,7700*** (0,2060) | 0,5730*** (0,0883) |
| Số quan sát | 1121 | 1111 | 1110 |
| Số lượng DN | 102 | 101 | 100 |
| | Wald chi2(7) = 581,56 Prob > chi2 = 0,0000 | Wald chi2(7) = 667,72 Prob > chi2 = 0,0000 | Wald chi2(7) = 360,64 Prob > chi2 = 0,0000 |

*, ** và *** chỉ ra mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%, giá trị sai số chuẩn trong dấu ngoặc đơn.
Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả.

nguồn vốn vay, phù hợp với TOT. Ngược lại, doanh nghiệp vừa và lớn có hệ số F_AMH âm (-0,2860* và -0,4540*), cho thấy họ giảm vay nợ khi thanh khoản tăng, phù hợp với POT. Xu hướng này mạnh hơn ở doanh nghiệp lớn, phản ánh khả năng tận dụng nguồn vốn nội bộ tốt hơn. Nhìn chung, TKCP có ảnh hưởng ngược chiều đến đòn bẩy tài chính tùy theo quy mô doanh nghiệp, ủng hộ giả thuyết H2, cho

thấy ảnh hưởng của TKCP đến tỷ lệ đòn bẩy tài chính là khác nhau giữa các nhóm doanh nghiệp. Trong khi doanh nghiệp nhỏ tận dụng thanh khoản để gia tăng vay nợ, các tổ chức lớn hơn lại có xu hướng sử dụng thanh khoản để giảm thiểu phụ thuộc vào vốn vay, phản ánh sự khác biệt trong chiến lược tài chính giữa những nhóm quy mô doanh nghiệp.

4.2.2. Kiểm tra độ bền theo mức lợi nhuận của doanh nghiệp

Kết quả Bảng 7 ủng hộ giả thuyết H3 khi cho thấy TKCP (F_AMH) có tác động khác nhau đến đòn bẩy tài chính (F_DBR) theo mức lợi nhuận doanh nghiệp. Ở nhóm lợi nhuận trung bình, F_AMH có tác động âm mạnh (-0,3650^{***}) và đạt ý nghĩa thống kê, cho thấy doanh nghiệp này giảm vay nợ khi thanh khoản cao, phù hợp với POT. Nhóm lợi nhuận cao cũng có tác động âm (-0,1700^{**}), nhưng yếu hơn, phản ánh việc họ ít phụ thuộc vào nợ nhờ nguồn vốn nội bộ dồi dào. Ngược lại, nhóm lợi nhuận thấp chưa đạt ý nghĩa thống kê, cho thấy TKCP không có ảnh hưởng đáng kể đến đòn bẩy do họ sở hữu ít lựa chọn tài chính hơn. Nhìn chung, TKCP làm giảm đòn bẩy ở doanh nghiệp lợi nhuận trung bình và cao, phù hợp với giả thuyết H3.

4.2.3. Kiểm tra độ bền theo tốc độ tăng trưởng của doanh nghiệp

Kết quả Bảng 8 ủng hộ giả thuyết H4 khi cho thấy tác động khác biệt của TKCP (F_AMH) đến đòn bẩy tài chính (F_DEBT) theo tốc độ tăng trưởng từ doanh nghiệp. Ở nhóm tăng trưởng trung bình, hệ số F_AMH âm (-0,1860^{***}) với ý nghĩa thống kê cao, cho thấy doanh nghiệp này giảm vay nợ khi thanh khoản lớn, phù hợp với POT. Nhóm tăng trưởng thấp và cao cũng có hệ số âm (-0,1780^{*} và -0,3170^{*}), nhưng mức ý nghĩa hạn chế hơn, phản ánh xu hướng tương tự nhưng ít rõ ràng hơn. Điều này cho thấy doanh nghiệp tăng trưởng trung bình chịu tác động mạnh nhất

Bảng 7: Kết quả ước lượng về tác động của TKCP đến tỷ lệ nợ của DNNY tại Việt Nam bằng mô hình FGLS khi chia theo mức lợi nhuận

| | F_DBR | | |
|-------------|---|--|---|
| | Doanh nghiệp lợi nhuận nhỏ | Doanh nghiệp lợi nhuận trung bình | Doanh nghiệp lợi nhuận cao |
| F_AMH | -0,1080 (0,0887) | -0,3650 ^{***} (0,1160) | -0,1700 ^{**} (0,0842) |
| F_SIZE | 0,2080 ^{***} (0,0114) | 0,1340 ^{***} (0,0106) | 0,0446 ^{***} (0,0088) |
| F_GROW | 0,0029 (0,0023) | 0,0184 ^{***} (0,0042) | 0,0343 ^{***} (0,0066) |
| F_PROF | -0,4830 ^{***} (0,0480) | -0,4860 ^{***} (0,0538) | -0,3730 ^{***} (0,0379) |
| F_FCF | -0,0182 ^{***} (0,0033) | -0,0492 ^{***} (0,0058) | -0,0243 ^{***} (0,0024) |
| F_TAG | -0,1470 ^{***} (0,0248) | -0,0824 ^{***} (0,0215) | -0,0166 (0,0227) |
| F_MKSH | 0,2030 (0,1320) | 0,3110 (0,5280) | 0,0429 (0,0763) |
| Hằng số | -1,8160 ^{***} (0,1370) | -1,0190 ^{***} (0,1270) | -0,1230 (0,1050) |
| Số quan sát | 1121 | 1111 | 1110 |
| Số lượng DN | 102 | 101 | 100 |
| | Wald chi2(7) = 554,94 Prob > chi2 = 0,0000 | Wald chi2(7) = 08,66 Prob > chi2 = 0,0000 | Wald chi2(7) = 268,07 Prob > chi2 = 0,0000 |

, ** và * chỉ ra mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%, giá trị sai số chuẩn trong dấu ngoặc đơn. Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả.*

từ TKCP đối với quyết định vay nợ, trong khi công ty tăng trưởng thấp có ít lựa chọn tài chính hơn và tổ chức tăng trưởng cao có thể dựa vào các nguồn vốn khác. Nhìn chung, TKCP làm giảm đòn bẩy tài chính ở tất cả các nhóm, nhưng mức độ ảnh hưởng thay đổi theo

Bảng 8: Kết quả ước lượng về tác động của TKCP đến tỷ lệ nợ của DNNY tại Việt Nam bằng mô hình FGLS khi chia theo tốc độ tăng trưởng (GROW)

| | F_DEBT | | |
|-------------|---|---|--|
| | Tăng trưởng thấp | Tăng trưởng trung bình | Tăng trưởng cao |
| F_AMH | -0,1780* | -0,1860*** | -0,3170* |
| | (0,0997) | (0,0720) | (0,1710) |
| F_SIZE | 0,1810*** | 0,1400*** | 0,0925*** |
| | (0,0103) | (0,0099) | (0,0103) |
| F_GROW | 0,0375*** | 0,0493*** | 0,0055** |
| | (0,0077) | (0,0068) | (0,0023) |
| F_PROF | -0,4400*** | -0,6890*** | -0,5860*** |
| | (0,0471) | (0,0435) | (0,0489) |
| F_FCF | -0,0350*** | -0,0224*** | -0,0349*** |
| | (0,0042) | (0,0026) | (0,0043) |
| F_TAG | -0,2080*** | -0,0912*** | -0,0996*** |
| | (0,0260) | (0,0224) | (0,0241) |
| F_MKSH | -0,4890* | -0,2300*** | -0,6910* |
| | (0,2630) | (0,0733) | (0,3800) |
| Hằng số | -1,5840*** | -1,1130*** | -0,4920*** |
| | (0,1200) | (0,1200) | (0,1240) |
| Số quan sát | 1121 | 1111 | 1110 |
| Số lượng DN | 102 | 101 | 100 |
| | Wald chi2(7) = 554,94 Prob > chi2 = 0,0000 | Wald chi2(7) = 408,66 Prob > chi2 = 0,0000 | Wald chi2(7) = 68,07 Prob > chi2 = 0,0000 |

*, ** và *** chỉ ra mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%, giá trị sai số chuẩn trong dấu ngoặc đơn.

Nguồn: Kết quả phân tích của tác giả.

tốc độ tăng trưởng, phù hợp với giả thuyết H4

Nhìn chung, kết quả thực nghiệm cho thấy TKCP làm giảm đòn bẩy tài chính ở tất cả các nhóm, ủng hộ mạnh mẽ với POT. Tuy nhiên, tác động này có thể đảo chiều ở doanh nghiệp nhỏ, xác nhận tính điều kiện của mối quan hệ như được đề cập trong nghiên cứu của De Jong & Cs (2011).

5. Kết luận và hàm ý

Nghiên cứu này phân tích mối quan hệ giữa TKCP và tỷ lệ nợ của 302 doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2013–2023. Kết quả cho thấy TKCP có tác động ngược chiều đến tỷ lệ nợ của các doanh nghiệp. Khi TKCP tăng, chi phí sử dụng vốn chủ sở hữu giảm, khiến các công ty có xu hướng hạ tỷ lệ nợ vay trong cấu trúc vốn của mình. Điều này giải thích tại sao các công ty có TKCP cao sẽ ưu tiên nguồn vốn chủ sở hữu thay vì nợ vay.

Tác động này còn phụ thuộc vào các yếu tố như quy mô, khả năng sinh lời và tốc độ tăng trưởng. Cụ thể, TKCP có ảnh hưởng rõ hơn ở một số doanh nghiệp nhỏ và vừa (H2), những doanh nghiệp có lợi nhuận khiêm tốn (H3) và các doanh nghiệp có tốc độ tăng trưởng ở mức thấp hoặc trung bình (H4). Ngược lại, doanh nghiệp lớn, lợi nhuận cao hoặc tăng trưởng nhanh có khả năng tiếp cận vốn dễ dàng nên ít chịu tác động hơn. Các phát hiện này mang lại hàm ý quan trọng cho hoạch định chính sách và quản trị doanh nghiệp. Chính phủ nên thúc đẩy minh bạch thông tin tài chính, áp dụng chuẩn mực kế toán quốc tế và hỗ trợ nâng cao TKCP để giảm bất cân xứng thông tin. Về phía doanh nghiệp, cần chú trọng cải thiện thanh khoản nhằm tối ưu hóa cơ cấu vốn và giảm chi phí tài chính. Nhà đầu tư cũng có thể sử dụng chỉ số thanh khoản như một tiêu chí đánh giá sức khỏe tài chính doanh nghiệp. Nhìn chung, TKCP và các yếu tố liên quan cần được cân nhắc trong những quyết định tài chính nhằm thúc đẩy sự ổn định của thị trường chứng khoán Việt Nam.

Mặc dù có những phát hiện thú vị, nghiên cứu này vẫn còn tồn tại một số hạn chế. Nghiên cứu chỉ tập trung vào doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2013–2023 mà chưa xét đến các yếu tố vĩ mô như chính sách tiền tệ hay rủi ro quốc tế. Các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng mẫu sang doanh nghiệp chưa niêm yết cũng như tích hợp thêm biến vĩ mô để kiểm chứng tính ổn định và nâng cao ý nghĩa thực tiễn của mối quan hệ trong bối cảnh toàn diện hơn.

Tài liệu tham khảo

- Adrian, T., & Shin, H. S. (2010). Liquidity and leverage. *Journal of Financial Intermediation*, 19(3), 418-437.
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.
- Amihud, Y., & Mendelson, H. (2012). Liquidity, the value of the firm, and corporate finance. *Journal of Applied Corporate Finance*, 24(1), 17-32.
- Andres, C., Cumming, D., Karabiber, T., & Schweizer, D. (2014). Do markets anticipate capital structure decisions? Feedback effects in equity liquidity. *Journal of Corporate Finance*, 27, 133-156.
- Alti, A. (2006). How Persistent Is the Impact of Market Timing on Capital Structure? *The Journal of Finance*, 61(4), 1681-1710.
- Baker, M., & Wurgler, J. (2002). Market timing and capital structure. *The Journal of Finance*, 57(1), 1-32.
- Batten, J., & Vo, X. V. (2019). Determinants of bank profitability—Evidence from Vietnam. *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(6), 1417-1428.
- Bekaert, G., & Harvey, C. R. (2000). Foreign speculators and emerging equity markets. *The journal of finance*, 55(2), 565-613.
- Butler, A. W., Grullon, G., & Weston, J. P. (2005). Stock market liquidity and the cost of issuing equity. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40(2), 331-348.
- Brogaard, J., Li, D., & Xia, Y. (2017). Stock liquidity and default risk. *Journal of Financial Economics*, 124(3), 486-502.
- Chang, X., Dasgupta, S., & Hilary, G. (2006). Analyst coverage and financing decisions. *The Journal of Finance*, 61(6), 3009-3048. Doi: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.01010.x>
- Chen, Z., Gao, K., & Huang, W. (2020). Stock liquidity and excess leverage. *Finance Research Letters*, 32, 101178.
- Dang, T. L., Ly Ho, H., Dzung Lam, C., Thao Tran, T., & Vo, X. V. (2019). Stock liquidity and capital structure: International evidence. *Cogent Economics & Finance*, 7(1), 1587804.
- De Jong, A., Verbeek, M., & Verwijmeren, P. (2011). Firms' debt-equity decisions when the static tradeoff theory and the pecking order theory disagree. *Journal of Banking & Finance*, 35(5), 1303-1314.
- Fang, V. W., Noe, T. H., & Tice, S. (2009). Stock market liquidity and firm value. *Journal of Financial Economics*, 94(1), 150-169.
- Fernández, E., López-López, V., Jardón, C. M., & Iglesias-Antelo, S. (2022). A firm-industry analysis of services versus manufacturing. *European Research on Management and Business Economics*, 28(1), 100181.
- Fosu, S. (2013). Capital structure, product market competition and firm performance: Evidence from South Africa. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 53(2), 140-151.
- Hennessy, C. A., & Whited, T. M. (2005). Debt dynamics. *The journal of finance*, 60(3), 1129-1165.
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American economic review*, 76(2), 323-329.
- Jiang, F., Ma, Y., & Shi, B. (2017). Stock liquidity and dividend payouts. *Journal of Corporate Finance*, 42, 295-314.

- Kraus, A., & Litzenger, R. H. (1973). A state-preference model of optimal financial leverage. *Journal of Finance*, 28(4), 911-922.
- Lipson, M. L., & Mortal, S. (2009). Liquidity and capital structure. *Journal of Financial Markets*, 12(4), 611-644.
- MacKay, P., & Phillips, G. M. (2005). How does industry affect firm financial structure? *The review of financial studies*, 18(4), 1433-1466.
- Marks, J. M., & Shang, C. (2021). Does stock liquidity affect corporate debt maturity structure? *Quarterly Journal of Finance*, 11(01), 2150005.
- Myers, S. C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of financial economics*, 5(2), 147-175.
- Myers, S. C. (1984). The capital structure puzzle. *Journal of Finance*, 39(3), 575-592.
- 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.
- Nadarajah, S., Ali, S., Liu, B., & Huang, A. (2018). Stock liquidity, corporate governance, and leverage: New panel evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, 50, 216-234.
- Nadarajah, S., Duong, H. N., Ali, S., Liu, B., & Huang, A. (2021). Stock liquidity and default risk around the world. *Journal of financial markets*, 55, 100597.
- Sharma, P., & Paul, S. (2015). Does liquidity determine capital structure? Evidence from India. *Global Business Review*, 16(1), 84-95.
- 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.
- Tran, L. T. H., Hoang, T. T. P., & Tran, H. X. (2018). Stock liquidity and ownership structure during and after the 2008 Global Financial Crisis: Empirical evidence from an emerging market. *Emerging Markets Review*, 37, 114-133.
- Trinh, H. H., Nguyen, C. P., Hao, W., & Wongchoti, U. (2021). Does stock liquidity affect bankruptcy risk? DID analysis from Vietnam. *Pacific-Basin Finance Journal*, 69, 101634.
- Trương Đông Lộc, Nguyễn Thị Thu Vỹ, & Võ Văn Dứt (2015). Mối quan hệ giữa thanh khoản cổ phiếu và cấu trúc vốn của công ty: Nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam, *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, 117, 16-26.
- Vo, X. V., & Bui, H. T. (2016). Liquidity, liquidity risk, and stock returns: evidence from Vietnam. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, 9(1), 67-89.
- Vo, X. V. (2017). Do foreign investors improve stock price informativeness in emerging equity markets? Evidence from Vietnam. *Research in International Business and Finance*, 42, 986-991.
- Võ Thị Thúy Anh, & Phan Trần Minh Hưng (2019). Ảnh hưởng của thanh khoản cổ phiếu lên cấu trúc vốn của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam, *Tạp chí Khoa học Kinh tế*, 7(04), 85-99.
- Udomsirikul, P., Jumreornvong, S., & Jiraporn, P. (2011). Liquidity and capital structure: The case of Thailand. *Journal of Multinational Financial Management*, 21(2), 106-117.
- Vo, X. V. (2022). Can liquidity explain dividends? *Cogent Business & Management*, 9(1), 2018906.
- Vuong, G. T. H., Nguyen, M. H., & Keung Wong, W. (2022a). CBOE volatility index (VIX) and corporate market leverage. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2111798.
- Vuong, T. H. G., Dao, T. H., Le, T. T. H., & Nguyen, H. M. (2022b). Debts and corporate cash holdings: Evidence from ASEAN-5. *Investment Management & Financial Innovations*, 19(1), 186.
- Vuong, T. H. G., Wu, Y. C., Weng, T. C., Nguyen, H. M., & Vo, X. V. (2023). Capital structure choices and stock market volatility: Evidence from Chinese listed firms. *The Chinese Economy*, 56(1), 25-49.

Vuong, T. H. G., Nguyen, V. P., & Nguyen, H. M. (2025). Does stock liquidity matter for corporate cash holdings? Insights from a transition economy. *Global Finance Journal*, 101102.

The Impact of Stock Liquidity on the Leverage Ratio of Listed Firms in the Vietnamese Stock Market

Nguyen Huu Manh^(*)

Received: 03 April 2025 | Revised: 02 June 2025 | Accepted: 12 June 2025

ABSTRACT: This study investigates the impact of stock liquidity on the leverage ratio of 302 publicly listed firms on the Vietnamese stock market over the period 2013–2023. The findings reveal a negative relationship between stock liquidity and corporate debt levels, indicating that higher stock liquidity is associated with a reduction in leverage. Furthermore, the study shows that this effect is contingent upon firm-specific characteristics such as firm size, profitability, and growth rate. In particular, small- and medium-sized enterprises, low-profitability firms, and slow-growing firms are more significantly affected by stock liquidity, whereas large, highly profitable, and rapidly growing firms exhibit a weaker response. Based on these results, the study recommends enhancing the financial environment by adopting international accounting standards, promoting information transparency, and providing support to firms with low stock liquidity. Corporate managers are advised to improve stock liquidity as a means of optimizing capital structure and reducing financial costs. Investors, meanwhile, may consider stock liquidity as a useful indicator of a firm's financial health.

KEYWORDS: Stock liquidity, leverage ratio, listed firms, Vietnam.

JEL classification: G14, G30.

DOI: <https://doi.org/10.63065/ajeb.vn.2025.231.....>

Nguyen Huu Manh

Email: manhnh@ntu.edu.vn.

^(*) Nha Trang University;

02 Nguyen Dinh Chieu, Vinh Tho ward, Nha Trang, Khanh Hoa.