
TỶ LỆ NẮM GIỮ TIỀN MẶT VÀ GIÁ TRỊ DOANH NGHIỆP TRONG BỐI CẢNH HẠN CHẾ TÀI CHÍNH

Dương Thị Thùy An

Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: andtt@hub.edu.vn

Mã bài: JED-2611

Ngày nhận: 12/08/2025

Ngày nhận bản sửa: 11/10/2025

Ngày duyệt đăng: 22/10/2025

DOI: 10.33301/JED.VI.2611

Tóm tắt:

Nghiên cứu này xem xét mối quan hệ giữa tỷ lệ nắm giữ tiền mặt (TM) và giá trị doanh nghiệp (Q) trong điều kiện tồn tại hạn chế tài chính (HCTC) cho các doanh nghiệp tại Việt Nam. Dữ liệu thu thập từ 480 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội giai đoạn 2014–2024. Mô hình nghiên cứu mang tính phi tuyến, sử dụng hạn chế tài chính làm biến điều tiết và ước lượng bằng phương pháp System GMM (SGMM) với sai số được hiệu chỉnh Windmeijer. Kết quả cho thấy khi không xét đến hạn chế tài chính, tiền mặt không ảnh hưởng đến giá trị doanh nghiệp. Tuy nhiên, khi đưa hạn chế tài chính vào mô hình, mối quan hệ giữa tiền mặt và giá trị doanh nghiệp trở nên phi tuyến. Với nhóm doanh nghiệp ít bị hạn chế tài chính, quan hệ này có dạng chữ U; ngược lại, với nhóm chịu hạn chế tài chính, quan hệ chuyển sang hình chữ U ngược cho thấy sự tồn tại của một mức tiền mặt tối ưu. Nghiên cứu có ba hàm ý: (i) chính sách tiền mặt cần tùy chỉnh theo mức ràng buộc; (ii) nhà đầu tư nên đánh giá tiền mặt trong bối cảnh hạn chế tài chính; (iii) cơ quan quản lý hỗ trợ tiếp cận vốn cho doanh nghiệp nhỏ.

Từ khóa: Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt, giá trị doanh nghiệp, Tobin's Q, hạn chế tài chính.

Mã JEL: G32, G38.

Cash holding ratio and firm value under financial constraints

Abstract:

This study examines the relationship between the cash-holding ratio (CH) and firm value (FV) under the presence of financial constraints in Vietnam. The sample comprises 480 non-financial firms listed on the Ho Chi Minh Stock Exchange and the Hanoi Stock Exchange from 2014 to 2024. This research specifies a nonlinear model with financial constraints as a moderating variable and estimates it using two-step System GMM with Windmeijer-corrected standard errors. The results show that, when financial constraint is not considered, CH has no discernible effect on FV. However, when financial constraint is taken into consideration, the CH & FV relationship becomes nonlinear: for less-constrained firms it is U-shaped, whereas for constrained firms it turns inverted-U—implying an optimal level of cash holdings. Policy implications are proposed in three aspects: (i) firms' cash policies should be tailored to their constraint status; (ii) investors should interpret cash positions in the context of financial constraint; (iii) regulators should facilitate access to external financing, particularly for smaller firms.

Keywords: Cash holding ratio, firm's value, Tobin's Q, financial constraints.

JEL Codes: G32, G38.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh kinh tế Việt Nam những năm gần đây, doanh nghiệp đối mặt nhiều bất ổn vĩ mô như đại dịch COVID-19, khủng hoảng địa chính trị, hay thắt chặt tiền tệ (Võ Xuân Vinh & Trần Hà Giang, 2017; Phạm Tiến Đạt, 2021; Nguyễn Văn Hà, 2024). Điều này đòi hỏi quản trị tài chính linh hoạt, trong đó quản lý tiền mặt là ưu tiên để duy trì thanh khoản và giảm rủi ro (Trần Mạnh Hà, 2024a). Tại Việt Nam, một số nghiên cứu đã ghi nhận tác động tích cực hoặc phi tuyến của tiền mặt (TM) tới hiệu quả hoạt động (Phan Trần Minh Hưng, 2022; Trần Mạnh Hà, 2024b), tuy nhiên phần lớn chưa xem xét đến vai trò của hạn chế tài chính (HCTC). Các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính thường tích trữ tiền mặt như một bộ đệm để tránh chi phí tài trợ cao và giảm bớt sự gián đoạn đầu tư. Các doanh nghiệp ít bị hạn chế tài chính đồng nghĩa với việc dễ dàng tiếp cận nguồn vốn bên ngoài thì việc giữ tiền mặt có thể là dấu hiệu của sự quản lý kém, thiếu các dự án khả thi. Sự bất đối xứng này cho thấy tác động của tiền mặt lên giá trị doanh nghiệp (Q) không mang tính đồng nhất mà phụ thuộc vào mức độ linh hoạt tài chính của doanh nghiệp. Tuy nhiên, các nghiên cứu thực nghiệm kiểm định vai trò điều tiết của hạn chế tài chính, đặc biệt dưới góc nhìn phi tuyến, vẫn còn khan hiếm, nhất là tại thị trường đang phát triển như Việt Nam. Đây chính là khoảng trống mà nghiên cứu này hướng đến làm rõ.

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu bảng gồm 480 doanh nghiệp niêm yết phi tài chính tại Việt Nam từ năm 2014 - 2024, với phương pháp ước lượng SGMM hai bước với hiệu chỉnh Windmeijer, kiểm định tác động của tiền mặt lên giá trị doanh nghiệp trong bối cảnh hạn chế tài chính. Kết quả chính của nghiên cứu đã chỉ ra rằng khi chưa xét đến các hạn chế tài chính, tiền mặt không có tác động lên giá trị doanh nghiệp. Khi xét đến hạn chế tài chính, tác động của tiền mặt trở nên phi tuyến và đảo chiều theo trạng thái ở doanh nghiệp ít bị hạn chế, tiền mặt ban đầu làm giảm giá trị doanh nghiệp rồi tăng trở lại sau một ngưỡng; còn ở doanh nghiệp bị hạn chế, tiền mặt ban đầu làm tăng giá trị doanh nghiệp nhưng vượt ngưỡng thì làm giá trị doanh nghiệp giảm.

Nghiên cứu đóng góp theo ba khía cạnh. Thứ nhất, về học thuật, kết quả khẳng định vai trò điều tiết của hạn chế tài chính trong mối quan hệ TM-Q dưới góc nhìn phi tuyến, giúp mở rộng lý thuyết về giá trị biên của tiền mặt. Thứ hai, về phương pháp, nghiên cứu sử dụng dữ liệu dài hạn, kiểm soát chặt chẽ yếu tố nội sinh và hiệu ứng thời gian, nâng cao độ tin cậy. Thứ ba, về thực tiễn, kết quả cho thấy ngưỡng tiền mặt tối ưu thay đổi theo trạng thái hạn chế tài chính, cung cấp căn cứ để doanh nghiệp điều chỉnh chính sách dự trữ, nhà đầu tư đánh giá giá trị, và cơ quan quản lý xây dựng khuyến nghị phù hợp.

Phần tiếp theo của bài báo sẽ lần lượt trình bày chi tiết các nội dung gồm: lược khảo các nghiên cứu trước, mô hình và phương pháp nghiên cứu, kết quả định lượng, và cuối cùng là phần kết luận với các hàm ý.

2. Lược khảo các nghiên cứu trước

2.1. Các lý thuyết nền tảng liên quan

Nhìn tổng quát, các lý thuyết về tiền mặt và hệ quả đối với giá trị doanh nghiệp tạo thành một khung liên kết giữa động cơ, chi phí và hạn chế tài chính. Thứ nhất, theo lý thuyết ưu tiên thanh khoản của Keynes, doanh nghiệp giữ tiền để phục vụ giao dịch và phòng ngừa các cú sốc dòng tiền. Lợi ích của nguồn thanh khoản nội bộ càng lớn khi việc huy động vốn bên ngoài khó hoặc đắt đỏ (Keynes, 1936). Thứ hai, lý thuyết trật tự phân hạng nhấn mạnh doanh nghiệp ưu tiên vốn nội bộ trước khi vay nợ hay phát hành cổ phiếu, nên có xu hướng tích lũy tiền để tài trợ các dự án có giá trị hiện tại ròng (NPV) dương mà không phải gánh chi phí thông tin trên thị trường vốn (Myers & Majluf, 1984). Thứ ba, góc nhìn chi phí đại diện cho rằng dòng tiền tự do lớn dễ dẫn tới đầu tư kém hiệu quả hoặc chi tiêu đặc quyền của nhà quản lý, làm bào mòn giá trị cổ đông (Jensen, 1986). Từ các lực tác động ngược chiều đó hình thành mối quan hệ đánh đổi, mức tiền mặt tối ưu phải cân bằng lợi ích và chi phí, dẫn đến mối quan hệ phi tuyến giữa tiền mặt và giá trị/hiệu quả doanh nghiệp (Opler & cộng sự, 1999). Bolton & cộng sự (2011) thêm hạn chế tài chính vào khung phân tích tiền mặt tối ưu và cho thấy khi doanh nghiệp bị hạn chế tài chính, chính sách tiền mặt tối ưu vận hành theo cơ chế “rào cản kép”. Cụ thể, tích lũy khi thanh khoản xuống dưới ngưỡng để tránh chi phí huy động cao, và phân phối/đầu tư khi vượt ngưỡng để hạn chế chi phí đại diện. Như vậy hạn chế tài chính làm thay đổi giá trị biên của tiền mặt, khi hạn chế tài chính cao, mỗi đồng tiền mặt giúp tránh chi phí huy động đắt đỏ và ngừa gián đoạn đầu tư nên giá trị tăng; nhưng nếu tích trữ quá mức, chi phí cơ hội và rủi ro đại diện lấn

át, giá trị giảm. Khi hạn chế tài chính thấp, ở mức tiền mặt thấp–trung bình, thị trường có thể hiểu là thiếu dự án tốt hay thiếu kỷ luật phân bổ vốn, giá trị giảm; đến khi dự trữ đủ lớn, tiền mặt phát huy vai trò “quyền chọn thanh khoản”, giảm rủi ro pha loãng vốn và giá trị tăng.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm

Quyết định nắm giữ tiền mặt phản ánh sự đánh đổi giữa lợi ích và chi phí. Ở phía lợi ích, tiền mặt giúp doanh nghiệp phản ứng linh hoạt trước bất định và tận dụng cơ hội đầu tư khi tài trợ bên ngoài đắt đỏ (Opler & cộng sự, 1999; Denis & Sibilkov, 2010). Tuy nhiên, tích trữ tiền quá mức có thể làm tăng chi phí cơ hội và rủi ro đại diện, đặc biệt ở doanh nghiệp quản trị yếu (Jensen, 1986; Dittmar & Mahrt-Smith, 2007). Từ đó, nhiều nghiên cứu phát hiện mối quan hệ phi tuyến. Tiền mặt ban đầu giúp tăng hiệu quả, nhưng khi vượt ngưỡng, lợi ích giảm dần và bị chi phí lấn át (Nguyễn Thành Cường & Nguyễn Thị Hồng Nhung, 2022; Trần Mạnh Hà, 2024b). Từ phân tích trên, tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu H1:

H1: Tiền mặt có tác động phi tuyến hình chữ U ngược lên giá trị doanh nghiệp.

Tuy nhiên, hiệu ứng tiền mặt không đồng nhất giữa các doanh nghiệp vì bị chi phối mạnh bởi mức độ hạn chế tài chính. Trên nền tảng lý thuyết ưu tiên thanh khoản và trật tự phân hạng, tiền mặt có giá trị cao hơn đối với doanh nghiệp bị hạn chế tài chính do các doanh nghiệp này thường khó tiếp cận vốn bên ngoài, nên họ có xu hướng tích lũy tiền mặt để phòng ngừa và duy trì đầu tư, do đó tiền mặt có tác động tích cực lên giá trị doanh nghiệp (Denis & Sibilkov, 2010; Chang & cộng sự, 2017). Tuy nhiên khi tiền mặt vượt một ngưỡng nhất định, chi phí đại diện lấn át lợi ích làm giảm tác động biên của tiền mặt lên giá trị doanh nghiệp. Trạng thái này dẫn đến quan hệ chữ U ngược. Tiền mặt ban đầu giúp tăng giá trị doanh nghiệp nhưng sau đó làm giảm do chi phí gia tăng (Denis & Sibilkov, 2010; Chang & cộng sự, 2017). Từ phân tích trên, tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu H2:

H2: Với các doanh nghiệp bị hạn chế tài chính, mối quan hệ giữa tiền mặt và giá trị doanh nghiệp có dạng chữ U ngược.

Ngược lại, ở nhóm doanh nghiệp ít bị hạn chế tài chính, tiếp cận nguồn vốn bên ngoài dễ dàng nên giá trị cận biên của tiền mặt ban đầu thấp. Với các doanh nghiệp này, gia tăng tiền mặt có thể là dấu hiệu doanh nghiệp thiếu dự án khả thi hoặc đang quản trị kém, dẫn tới giá trị giảm (Sengül & cộng sự, 2025). Tuy nhiên, khi tích lũy tiền mặt đủ lớn, tiền mặt tạo quyền chọn thanh khoản để chớp thời cơ đầu tư đúng lúc, giảm chi phí phát hành và rủi ro pha loãng khi thị trường biến động, nâng sức chống chịu trước cú sốc (Chang & cộng sự, 2017). Ở giai đoạn này, lợi ích của tiền mặt vượt khỏi chi phí đại diện, làm tăng giá trị doanh nghiệp trở lại. Từ phân tích trên, tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu H3:

H3: Với các doanh nghiệp ít bị hạn chế tài chính, mối quan hệ giữa tiền mặt và giá trị doanh nghiệp có dạng chữ U.

Tóm lại, các giả thuyết trên cho rằng ảnh hưởng của tiền mặt lên giá trị doanh nghiệp không những phi tuyến, mà còn phụ thuộc vào trạng thái hạn chế tài chính, với các dạng chữ U ngược hoặc chữ U tương ứng. Cơ chế điều tiết này là trọng tâm cần kiểm định trong nghiên cứu.

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên nền tảng lý thuyết đánh đổi, lý thuyết trật tự phân hạng và các nghiên cứu thực nghiệm như Denis & Sibilkov (2010), Phan Trần Minh Hưng (2022), mô hình nghiên cứu được thiết lập nhằm kiểm định tác động của tiền mặt lên giá trị doanh nghiệp, đồng thời xem xét vai trò điều tiết của hạn chế tài chính như sau:

$$Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TM_{it} + \alpha_2 TM_{it}^2 + \sum_k \gamma_k X_{kit} + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Đề đo lường tác động điều tiết của hạn chế tài chính, mô hình nghiên cứu mở rộng như sau:

$$Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TM_{it} + \alpha_2 TM_{it}^2 + \alpha_3 (TM_{it} \times HCTC_{it}) + \alpha_4 (TM_{it}^2 \times HCTC_{it}) + \sum_k \gamma_k X_{kit} + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Trong đó, Q_{it} là giá trị của doanh nghiệp i tại thời điểm t ; TM_{it} là tỷ lệ nắm giữ tiền mặt; TM_{it}^2 là bình phương tỷ lệ nắm giữ tiền mặt, phản ánh quan hệ phi tuyến; $HCTC_{it}$ là chỉ số hạn chế tài chính; X_{kit} là vector gồm các biến kiểm soát như dòng tiền hoạt động, tăng trưởng doanh thu, đòn bẩy tài chính, tỷ suất sinh lời trên tài sản, quy mô doanh nghiệp, và tỷ lệ tài sản cố định; φ_t thể hiện hiệu ứng cố định theo thời gian; ϵ_{it} là

sai số ngẫu nhiên.

3.2. Giải thích các biến và cách đo lường

Biến Tobin's Q được dùng rộng rãi làm thước đo giá trị doanh nghiệp khi nghiên cứu tiền mặt, hạn chế tài chính và đầu tư (Almeida & Campello, 2007; Bates & cộng sự, 2009). Thêm vào đó, trong bối cảnh thị trường mới nổi, giá trị doanh nghiệp phản ánh tốt tùy chọn tăng trưởng và kỳ vọng nhà đầu tư (Almeida & cộng sự, 2004; Denis & Sibilkov, 2010).

Biến tỷ lệ nắm giữ tiền mặt phản ánh mức độ thanh khoản của doanh nghiệp (Almeida & cộng sự, 2014; Bates & cộng sự, 2009). Biến dòng tiền hoạt động phản ánh năng lực tạo vốn nội bộ—nguồn tài trợ thay thế cho tiền mặt—nên có thể chi phối đồng thời quyết định dự trữ và định giá (Bates & cộng sự, 2006; Dittmar & Mahrt-Smith, 2007; Denis & Sibilkov, 2010; Anderson & Hamadi, 2016). Biến tốc độ tăng trưởng doanh thu được dùng để tách hiệu ứng thanh khoản khỏi quán tính tăng trưởng và khác biệt chu kỳ, được nhiều nghiên cứu sử dụng khi ước lượng giá trị biên của tiền mặt (Denis & Sibilkov, 2010; Lee & Park, 2016). Biến đòn bẩy tài chính kiểm soát cấu trúc vốn, bỏ qua biến này dễ khiến giá trị biên của tiền mặt bị chệch do lợi ích của tiền mặt có thể chảy sang chủ nợ ở doanh nghiệp nợ cao—một cơ chế thường được đo lường qua tương tác tiền mặt và đòn bẩy (Denis & Sibilkov, 2010; Dittmar & Mahrt-Smith, 2007; Chang & cộng sự, 2017). Biến ROA giúp cô lập giá trị biên của tiền khỏi hiệu ứng hoạt động (Dittmar & Mahrt-Smith, 2007; Denis & Sibilkov, 2010). Biến quy mô doanh nghiệp đại diện cho lợi thế theo quy mô, mức bao phủ thông tin và giám sát thị trường (Anderson & Hamadi, 2016; Denis & Sibilkov, 2010). Biến tỷ lệ tài sản cố định/tổng tài sản đo khả năng thế chấp và ma sát tài chính. Doanh nghiệp có tài sản cố định lớn thường tiếp cận vốn rẻ hơn (Almeida & Campello, 2007; Denis & Sibilkov, 2010).

Biến điều tiết hạn chế tài chính phản ánh tình trạng doanh nghiệp gặp khó khăn trong việc tiếp cận nguồn vốn bên ngoài do các khiếm khuyết của thị trường vốn như bất cân xứng thông tin hoặc rủi ro đạo đức (Almeida & cộng sự, 2014). Có nhiều cách đo lường hạn chế tài chính được phát triển từ lý thuyết thị trường không hoàn hảo và trật tự phân hạng. Một cách phổ biến là độ nhảy tiền mặt theo dòng tiền—tức tỷ lệ dòng tiền gia tăng được doanh nghiệp giữ lại dưới dạng tiền mặt (Almeida & cộng sự, 2004). Khi bị hạn chế tài chính, doanh nghiệp có xu hướng tích lũy tiền nhiều hơn để phòng ngừa rủi ro gián đoạn đầu tư, do đó độ nhảy này sẽ dương. Độ nhảy được ước lượng qua mô hình sau:

$$\Delta Cash_i = \alpha + \beta \times CashFlow_i + \varepsilon_i$$

Trong đó, hệ số $\beta > 0$ phản ánh doanh nghiệp bị hạn chế tài chính. Tuy nhiên, phương pháp này chỉ ước lượng một hệ số tĩnh cho toàn giai đoạn, không phản ánh được biến động hạn chế tài chính theo thời gian và đòi hỏi chuỗi dữ liệu dài để tính toán hệ số β động, điều mà dữ liệu nghiên cứu hiện tại chưa đáp ứng được. Tương tự, các chỉ số KZ (Kaplan & Zingales, 1997) và WW (Whited & Wu, 2006) có hệ số gốc được xây dựng từ dữ liệu Mỹ từ hơn hai thập kỷ trước, trong bối cảnh thể chế và đặc điểm doanh nghiệp rất khác so với Việt Nam, làm giảm độ phù hợp. Do đó, nghiên cứu này lựa chọn hai biến giả là quy mô và mức chi trả cổ tức để đo lường hạn chế tài chính (Almeida & Campello, 2007; Denis & Sibilkov, 2010). Đây là hai đặc điểm phản ánh trực tiếp khả năng tiếp cận vốn bên ngoài và năng lực tài chính nội tại của doanh nghiệp, đồng thời phù hợp với điều kiện dữ liệu tại Việt Nam. Quy mô phản ánh mức độ tiếp cận thị trường vốn. Doanh nghiệp nhỏ thường đối mặt ma sát thông tin lớn hơn và chi phí huy động cao hơn, nên bị ràng buộc nhiều hơn. Đồng thời, mức chi trả cổ tức là tín hiệu “dư địa tài chính”. Doanh nghiệp ít/không chi trả thường phải tiết kiệm dòng tiền để tài trợ đầu tư, hàm ý hạn chế tài chính. Bảng 1 tóm tắt các biến và cách đo lường.

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu bảng bao gồm 480 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên sàn chứng khoán HOSE và HNX của Việt Nam giai đoạn từ 2014 đến 2024, được thu thập từ cơ sở dữ liệu FinPro-X. Các dữ liệu được làm sạch, loại bỏ giá trị ngoại lai (outliers) bằng phương pháp Winsorization nhằm nâng cao tính tin cậy của kết quả.

4. Kết quả định lượng

4.1. Thống kê mô tả và phân tích tương quan

Bảng 2 trình bày kết quả thống kê mô tả, cho thấy Q trung bình là 1,038, thể hiện các doanh nghiệp có giá trị thị trường trung bình vượt nhẹ so với giá trị sổ sách. TM bình quân là 10,1%, với sự phân tán khá cao

Bảng 1. Danh mục các biến và cách đo lường

Biến	Đo lường	Ký hiệu
Giá trị doanh nghiệp	Tobin's Q	Q
Tỷ lệ tiền mặt	Tiền và tương đương tiền/tổng tài sản	TM
Dòng tiền hoạt động	Dòng tiền thuần từ hoạt động kinh doanh/tổng tài sản bình quân	DTHĐ
Tăng trưởng doanh thu	Tỷ lệ tăng trưởng doanh thu hàng năm	TTDT
Đòn bẩy tài chính	Nợ/trên tổng tài sản	ĐBTC
ROA	Lợi nhuận ròng/tổng tài sản	ROA
Quy mô	Tổng tài sản (tỷ đồng), logarit tự nhiên	QM
Tỷ lệ tài sản cố định	Tài sản cố định/ tổng tài sản	TSCĐ
HCTC1	Biến giả thể hiện doanh nghiệp qui mô thấp hơn giá trị trung vị thì nhận giá trị 1	HCTC1
HCTC2	Biến giả, thể hiện doanh nghiệp không trả cổ tức tiền mặt thì nhận giá trị 1.	HCTC2

Nguồn: Tác giả tổng hợp.

(độ lệch chuẩn 10,8%) và dao động rộng (0% - 96,1%), cho thấy sự đa dạng lớn về hành vi quản trị tiền mặt giữa các doanh nghiệp. Dòng tiền hoạt động có mức độ biến thiên rất cao (độ lệch chuẩn lên tới 79%), phản ánh sự khác biệt lớn trong hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp trong mẫu. Tỷ lệ tăng trưởng doanh thu trung bình là 5,4%, nhưng có biên độ dao động lớn. Đòn bẩy tài chính trung bình ở mức 46%, cho thấy cơ cấu nợ tương đối cao của các doanh nghiệp trong mẫu nghiên cứu. Ngoài ra, biến ROA có giá trị trung bình là 6,6%, biến thiên lớn, chứng tỏ sự đa dạng lớn trong khả năng sinh lời.

Bảng 3 trình bày tương quan Pearson giữa các biến. Hầu hết các cặp biến không có hệ số tương quan đáng kể, ngoại trừ hệ số tương quan giữa QM và HCTC1. Do đó chúng tôi tiếp tục kiểm định đa cộng tuyến và trình bày ở Bảng 4. VIF cao nhất là 2,05, thể hiện rằng hiện tượng đa cộng tuyến là không đáng kể.

4.2. Kết quả ước lượng bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất, tác động ngẫu nhiên, và tác động cố định cho dữ liệu bảng và các kiểm định

Bảng 5 trình bày kết quả hồi quy từ phương pháp bình phương nhỏ nhất (POLS), tác động ngẫu nhiên (RE), và tác động cố định (FE) cho dữ liệu bảng cho thấy hệ số của TM đều dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, hàm ý rằng việc tăng TM ban đầu giúp cải thiện giá trị doanh nghiệp của doanh nghiệp. Tuy nhiên, hệ số của TM bình phương lại âm và có ý nghĩa thống kê, cho thấy mối quan hệ phi tuyến dạng hình chữ U ngược giữa TM và Q. Các kiểm định cho thấy: (i) kiểm định Hausman bác bỏ giả thuyết H0 và khẳng định mô hình FE phù hợp hơn RE; (ii) kiểm định Breusch & Pagan Lagrangian khẳng định dữ liệu có đặc điểm bảng; (iii) kiểm định Modified Wald và Wooldridge cho thấy tồn tại hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan; (iv) kiểm định Breusch-Pagan LM chỉ ra sai số có thể tương quan chéo giữa các đơn vị.

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến

	N	Mean	SD	Min	Max	Skewness	Kurtosis
Q	5.280	1,038	0,203	0,456	3,591	4,668	42,644
TM	5.280	0,101	0,108	0,000	0,961	2,282	10,161
DTHĐ	5.280	0,117	0,790	-4,795	24,955	17,627	410,894
TTDT	5.280	0,054	0,208	-0,519	0,688	0,203	3,593
ĐBTC	5.280	0,460	0,226	0,001	1,295	0,035	2,274
ROA	5.280	0,066	0,080	-0,625	0,839	1,535	13,857
QM	5.280	11,917	0,707	10,128	14,351	0,390	3,194
TSCĐ	5.280	0,438	0,222	0,000	0,981	0,229	2,435
HCTC1	5.280	0,500	0,500	0,000	1,000	0,000	1,000
HCTC2	5.280	0,349	0,477	0,000	1,000	0,633	1,401

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Bảng 3. Hệ số tương quan giữa các biến

	Q	TM	DTHĐ	TTDT	ĐBTC	ROA	QM	TSCĐ	HCTC1	HCTC2
Q	1,000									
TM	0,084* (0,000)	1,000								
DTHĐ	0,547* (0,000)	0,032* (0,021)	1,000							
TTDT	-0,013 (0,357)	0,001 (0,927)	-0,017 (0,224)	1,000						
ĐBTC	-0,046* (0,001)	-0,203* (0,000)	-0,067* (0,000)	0,083* (0,000)	1,000					
ROA	0,230* (0,000)	0,231* (0,000)	0,061* (0,000)	0,150* (0,000)	-0,383* (0,000)	1,000				
QM	-0,105* (0,000)	-0,138* (0,000)	-0,102* (0,000)	0,074* (0,000)	0,323* (0,000)	-0,047* (0,001)	1,000			
TSCĐ	0,040* (0,004)	-0,117* (0,000)	0,032* (0,021)	0,018 (0,185)	-0,033* (0,016)	0,075* (0,000)	0,173* (0,000)	1,000		
HCTC1	-0,096* (0,000)	-0,149* (0,000)	-0,070* (0,000)	0,072* (0,000)	0,285* (0,000)	-0,065* (0,000)	0,686* (0,000)	0,128* (0,000)	1,000	
HCTC2	-0,048* (0,000)	0,008 (0,558)	-0,020 (0,144)	0,015 (0,277)	-0,028* (0,039)	0,016 (0,247)	0,186* (0,000)	-0,011 (0,419)	0,150* (0,000)	1,000

Chú thích: * ý nghĩa thống kê 0,05 hoặc tốt hơn.

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Bảng 4. Kiểm định đa cộng tuyến

Variable	VIF
TM	1,11
DTHĐ	1,02
TTDT	1,05
ĐBTC	1,38
ROA	1,28
QM	2,05
TSCĐ	1,07
HCTC1	1,92
HCTC2	1,05
Mean VIF	1,32

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Thêm vào đó, do biến TM có thể bị nội sinh với Q nên nghiên cứu tiến hành kiểm định nội sinh.

Bảng 6 trình bày kết quả kiểm định nội sinh bằng phương pháp 2SLS với biến công cụ là biến trễ của biến giải thích. Mỗi cột từ (1) đến (8) tương ứng với ước lượng 2SLS cho phương trình (1) với biến nội sinh lần lượt là các biến giải thích, và biến công cụ là biến trễ tương ứng của biến giải thích. Kết quả cho thấy, ngoại trừ biến TSCĐ ở cột (8) có giá trị $p = 0,259$, tất cả các biến giải thích còn lại trong mô hình đều có giá trị $p = 0,000$, nghĩa là bác bỏ giả thuyết H_0 về tính ngoại sinh. Điều này hàm ý rằng hầu hết các biến giải thích trong mô hình trừ TSCĐ đều tồn tại vấn đề nội sinh.

Do đó, để xử lý đồng thời vấn đề nội sinh, phương sai sai số thay đổi, tự tương quan và tương quan chéo trong dữ liệu bảng, phương pháp SGMM của Arellano & Bond (1991) là lựa chọn phù hợp.

Bảng 5. Kết quả ước lượng bằng phương pháp POLS, RE, FE và các kiểm định

	POLS	RE	FE
TM	0,158*** (0,049)	0,131*** (0,035)	0,111*** (0,034)
TM bình phương	-0,202** (0,096)	-0,188*** (0,066)	-0,157** (0,062)
DTHĐ	0,135*** (0,003)	0,030*** (0,002)	0,016*** (0,002)
TTDT	-0,032*** (0,011)	-0,004 (0,007)	0 (0,006)
ĐBTC	0,114*** (0,012)	0,081*** (0,013)	0,094*** (0,013)
ROA	0,616*** (0,032)	0,245*** (0,024)	0,192*** (0,023)
QM	-0,025*** (0,004)	-0,057*** (0,006)	-0,093*** (0,008)
TSCĐ	0,030*** (0,011)	0,042*** (0,013)	0,029** (0,014)
Constant	1,184*** (0,040)	1,610*** (0,067)	2,043*** (0,096)
Tác động cố định theo năm	Có	Có	Có
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test		7328,46***	
Hausman			802,97***
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity			337.887,26***
Wooldridge test for autocorrelation			58,476***
Breusch-Pagan LM test of independence			254.000***

Ghi chú: Giải thích các biến ở Bảng 1. *, **, *** là ký hiệu chỉ ra có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. Sai số chuẩn của tham số ước lượng được ghi trong ().

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Bảng 6. Kết quả kiểm định nội sinh của các biến trong mô hình

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TM	0,111*** (0,034)	0,244 (0,149)	0,116*** (0,037)	0,115*** (0,038)	0,108*** (0,037)	0,087** (0,039)	0,118*** (0,037)	0,117*** (0,037)
TM bình phương	-0,157** (0,062)	-0,412 (0,307)	-0,170** (0,071)	-0,158** (0,077)	-0,154** (0,071)	-0,149** (0,072)	-0,169** (0,070)	-0,171** (0,070)
DTHĐ	0,016*** (0,002)	0,016*** (0,002)	0,035*** (0,009)	0,016*** (0,002)	0,016*** (0,002)	0,015*** (0,002)	0,016*** (0,002)	0,016*** (0,002)
TTDT	0,000 (0,006)	-0,015** (0,006)	-0,002 (0,006)	0,034 (0,086)	0,001 (0,006)	-0,020** (0,008)	-0,001 (0,006)	-0,001 (0,006)
ĐBTC	0,094*** (0,013)	0,112*** (0,016)	0,110*** (0,015)	0,098*** (0,029)	0,064** (0,025)	0,163*** (0,021)	0,115*** (0,015)	0,109*** (0,015)
ROA	0,192*** (0,023)	0,179*** (0,025)	0,188*** (0,024)	0,167** (0,068)	0,176*** (0,025)	0,556*** (0,105)	0,195*** (0,024)	0,191*** (0,024)
QM	-0,093*** (0,008)	-0,103*** (0,010)	-0,099*** (0,010)	-0,103*** (0,010)	-0,092*** (0,011)	-0,111*** (0,010)	-0,113*** (0,012)	-0,103*** (0,009)
TSCĐ	0,029** (0,014)	0,063*** (0,015)	0,048*** (0,015)	0,051*** (0,016)	0,055*** (0,015)	0,078*** (0,016)	0,053*** (0,015)	0,038 (0,024)
Constant	2,043*** (0,096)	-8,825*** (1,025)	2,139*** (0,115)	2,190*** (0,114)	2,074*** (0,123)	2,234*** (0,116)	2,301*** (0,137)	2,193*** (0,113)
Chisq		376,857	35,902	34,181	31,202	37,828	37,475	10,088
pvalue		0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,259

Ghi chú: Giải thích các biến ở Bảng 1. *, **, *** là ký hiệu chỉ ra có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. Sai số chuẩn của tham số ước lượng được ghi trong ().

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Bảng 7. Kết quả ước lượng mô hình bằng SGMM hai bước - Sai số chuẩn không hiệu chỉnh và được hiệu chỉnh

	SGMM với sai số chuẩn không hiệu chỉnh				SGMM với sai số chuẩn được hiệu chỉnh			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TM	-1,349** (0,549)	-0,452 (0,542)	-1,066* (0,571)	-0,818 (0,669)	-1,349** (0,563)	-0,452 (0,604)	-1,066* (0,579)	-0,818 (0,624)
TM ²	2,480** (1,035)	0,964 (0,948)	1,759* (0,998)	1,526 (1,050)	2,480** (1,116)	0,964 (1,075)	1,759* (1,015)	1,526 (0,993)
HCTC1=1			-0,025 (0,075)				-0,025 (0,075)	
HCTC2=1				0,006 (0,066)				0,006 (0,071)
TM*HCTC1			1,992*** (0,663)				1,992*** (0,642)	
TM ² * HCTC1			-3,386*** (1,260)				-3,386** (1,499)	
TM*HCTC2				0,724 (0,925)				0,724 (0,945)
TM ² * HCTC2				-3,478 (2,817)				-3,478 (2,693)
DTHĐ	0,055*** (0,013)	0,021** (0,010)	0,022*** (0,004)	0,021*** (0,004)	0,055*** (0,011)	0,021 (0,013)	0,022*** (0,004)	0,021*** (0,004)
TTDT	-0,118 (0,077)	-0,069 (0,108)	-0,075 (0,063)	-0,041 (0,060)	-0,118 (0,086)	-0,069 (0,152)	-0,075 (0,066)	-0,041 (0,068)
ĐBTC	-0,133 (0,094)	0,098 (0,194)	0,076 (0,125)	-0,015 (0,128)	-0,133 (0,105)	0,098 (0,243)	0,076 (0,139)	-0,015 (0,142)
ROA	0,185 (0,155)	0,290 (0,266)	0,435** (0,179)	0,362** (0,182)	0,185 (0,160)	0,290 (0,305)	0,435** (0,185)	0,362* (0,206)
QM	-0,020 (0,058)	-0,080 (0,266)	-0,076 (0,121)	-0,001 (0,141)	-0,020 (0,058)	-0,080 (0,333)	-0,076 (0,126)	-0,001 (0,163)
TSCĐ	0,058 (0,046)	0,054 (0,059)	0,071* (0,039)	0,037 (0,054)	0,058 (0,048)	0,054 (0,065)	0,071* (0,040)	0,037 (0,065)
Tác động cố định theo năm	Không	Có	Có	Có	Không	Có	Có	Có
Observations	4320	4320	4320	4320	4320	4320	4320	4320
Sargan test	13,833*	16,860**	15,981	19,927	13,833*	16,860**	15,981	19,927
Hansen test	11,637	8,449	8,601	11,404	11,637	8,449	8,601	11,404
AR(1) test	-3,144***	-0,752	-1,044	-0,756	-3,509***	-0,666	-0,937	-0,627
AR(2) test	0,793	-0,271	-1,078	-1,889	0,828	-0,249	-0,988	-1,608

*Ghi chú: Giải thích các biến ở Bảng 1. *, **, *** là ký hiệu chỉ ra có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. Sai số chuẩn của tham số ước lượng được ghi trong ().*

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

4.3. Kết quả ước lượng mô hình bằng SGMM hai bước- Sai số chuẩn không hiệu chỉnh và được hiệu chỉnh

Bảng 7 trình bày các ước lượng SGMM hai bước cho mô hình cơ sở không tính đến tác động cố định theo năm (cột 1) và có tính đến tác động cố định theo năm (cột 2), mô hình có biến tương tác giữa TM và biến HCTC1 theo quy mô (cột 3), và mô hình có tương tác với biến HCTC2 theo cỡ tức (cột 4). Các cột 5–8 lặp lại tương ứng các ước lượng ở cột 1-4 với sai số chuẩn được hiệu chỉnh theo Windmeijer nhằm kiểm định tính vững của kết quả. Tất cả các ước lượng đều bao gồm hiệu ứng cố định theo thời gian.

Ở mô hình cơ sở không kiểm soát năm (cột 1 và 5), TM mang dấu âm có ý nghĩa và TM² dương có ý nghĩa, hàm ý quan hệ dạng chữ U giữa TM và Q. Khi thêm biến giả theo năm (cột 2 và 6), dấu vẫn giữ nhưng ý

nghĩa thống kê của TM và TM^2 suy yếu, cho thấy phần biến thiên trước đó đến từ các cú sốc theo thời gian, hàm ý rằng khi chưa xét đến hạn chế tài chính, thị trường chưa “định giá” rõ ràng việc nắm giữ tiền mặt. Bức tranh thay đổi đáng kể khi đưa HCTC1 vào mô hình. Hệ số của TM âm có ý nghĩa ở mức 10%, còn hệ số của bình phương mang dấu dương, có ý nghĩa ở mức 10% (cột 3 và 7). Kết hợp với các tương tác, ta thấy đối với nhóm doanh nghiệp không bị ràng buộc bởi HCTC1 (tức quy mô bằng/ lớn hơn trung vị), quan hệ giữa TM và Q mang dấu chữ U. Q giảm khi TM tăng khỏi mức rất thấp, nhưng sau một ngưỡng nhất định giá trị lại tăng (ngưỡng $\approx 1.066/(2 \times 1,759) \approx 0,303$). Điều này có thể là do vốn ngoài rẻ và dễ tiếp cận nên việc tăng giữ tiền ban đầu thường bị thị trường xem là kém hiệu quả. Nhưng khi dự trữ tiền mặt đạt quy mô đủ lớn thì doanh nghiệp có quyền chọn thanh khoản, làm tăng Q. Ngược lại, với nhóm bị hạn chế theo HCTC1, hệ số tương tác $TM \times HCTC1$ dương (có ý nghĩa ở mức 1%–5%) và $TM^2 \times HCTC1$ âm (có ý nghĩa ở mức 5%), cho thấy quan hệ chuyển thành chữ U ngược. Q tăng khi gia tăng TM từ mức thấp nhưng sau đó giảm khi vượt quá mức tối ưu (ngưỡng $\approx (-1.066 + 1,992)/(2 \times 3,386 - 2 \times 1,759) \approx 0,285$). Lý giải theo lý thuyết đánh đổi hay lý thuyết trật tự phân hạng, với doanh nghiệp bị hạn chế tài chính, mỗi đồng tiền mặt ban đầu có giá trị phòng ngừa cao (né chi phí huy động, tránh gián đoạn đầu tư), nhưng vượt ngưỡng sẽ làm chi phí cơ hội/ đại diện trội lên (Denis & Sibilkov, 2010; Chang & cộng sự, 2017; Bolton & cộng sự, 2011). Lưu ý rằng với giá trị trung bình TM của các doanh nghiệp trong mẫu khoảng 10% (Bảng 2) thì đa phần các doanh nghiệp trong mẫu có TM nằm dưới xa ngưỡng (28,5–30,3%). Điều này hàm ý rằng đối với các doanh nghiệp trong mẫu bị hạn chế tài chính thì vẫn còn dư địa để tích lũy TM làm tăng giá trị. Đối với các doanh nghiệp ít bị hạn chế tài chính, việc tăng TM từ 10% lên khoảng 30% có thể làm giảm Q, phù hợp với lập luận về chi phí đại diện và chi phí cơ hội, chỉ khi TM vượt quá 30% thì giá trị quyền chọn thanh khoản mới chiếm ưu thế.

Đối với HCTC2, cách đo lường dựa trên việc không chi trả cổ tức tiền mặt, cả hệ số riêng của HCTC2 lẫn các tương tác $TM \times HCTC2$ và $TM^2 \times HCTC2$ đều không có ý nghĩa thống kê (cột 4 và 8). Kết quả này nhất quán với tranh luận rằng sử dụng chính sách cổ tức làm thước đo ràng buộc tài chính dễ nhiễu và kém ổn định (Fazzari & cộng sự, 1988; Hadlock & Pierce, 2010). Trong bối cảnh Việt Nam, kết quả gợi ý rằng không chi trả cổ tức có thể phản ánh chiến lược tái đầu tư hoặc giai đoạn vòng đời doanh nghiệp hơn là rào cản tài chính, nên khó tách biệt động cơ nắm giữ tiền mặt nếu chỉ dựa vào tiêu chí này.

Các biến kiểm soát có dấu và ý nghĩa thống kê nhất quán. Dòng tiền hoạt động luôn dương và có ý nghĩa ở mức 1%–5%, khẳng định doanh nghiệp tạo ra dòng tiền nội bộ sẽ được thị trường định giá cao hơn. ROA dương và có ý nghĩa ở các mô hình có biến tương tác, cho thấy hiệu suất sinh lời làm gia tăng giá trị doanh nghiệp ngay cả sau khi kiểm soát nội sinh bằng GMM. Tỷ lệ tài sản cố định có hệ số dương và có ý nghĩa trong các mô hình (3), (7) hàm ý vai trò “tài sản bảo đảm” cải thiện khả năng tiếp cận vốn và qua đó nâng giá trị. TTDĐT, ĐBTC và QM không có ý nghĩa thống kê, phù hợp với bối cảnh các biến này vừa chịu điều chỉnh bởi chính sách tiền mặt, vừa phản ánh khác biệt ngành khiến hiệu ứng cận biên khó tách bạch trong dữ liệu bảng động.

Ngoài ra, kiểm định Hansen cho thấy không bác bỏ giả thuyết về tính hợp lệ của các công cụ ($p\text{-value} > 0,1$), trong khi kiểm định AR(1) có ý nghĩa và AR(2) không có ý nghĩa, cho thấy các điều kiện về tự tương quan bậc hai được thỏa mãn, ủng hộ tính phù hợp của phương pháp được sử dụng. Việc hiệu chỉnh Windmeijer không làm thay đổi dấu và ý nghĩa của các hệ số chính, tăng thêm độ tin cậy cho các kết luận.

5. Kết luận

Nghiên cứu xem xét mối quan hệ giữa tiền mặt và giá trị doanh nghiệp của các công ty phi tài chính niêm yết trên HOSE và HNX giai đoạn 2014–2024. Dựa trên lý thuyết đánh đổi và trật tự phân hạng, mô hình được xây dựng theo dạng phi tuyến và mở rộng bằng biến tương tác với chỉ số hạn chế tài chính đo theo hai tiêu chí: quy mô và chính sách cổ tức tiền mặt. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng động và ước lượng bằng SGMM, hiệu chỉnh sai số chuẩn theo Windmeijer.

Kết quả chính cho thấy khi chưa xét hạn chế tài chính, thị trường không định giá rõ tiền mặt; nhưng khi đưa hạn chế tài chính vào, tác động của tiền mặt lên giá trị doanh nghiệp đảo chiều theo trạng thái hạn chế tài chính. Cụ thể, ở doanh nghiệp ít bị hạn chế tài chính, giá trị doanh nghiệp giảm dần theo tỷ lệ tăng của tiền mặt nhưng đến một ngưỡng nắm giữ tiền mặt nhất định, giá trị doanh nghiệp bắt đầu tăng lên lại. Còn ở doanh nghiệp bị hạn chế tài chính thì giá trị doanh nghiệp tăng dần theo tiền mặt nhưng khi tiền mặt vượt

quá một ngưỡng nhất định thì tăng tiền mặt làm giảm giá trị doanh nghiệp.

Kết quả nghiên cứu có các hàm ý như sau:

Đối với nhà quản trị doanh nghiệp, chính sách tiền mặt phải theo bối cảnh hạn chế tài chính. Đối với doanh nghiệp quy mô nhỏ, nên ưu tiên đệm tiền mặt để giảm rủi ro thanh khoản, nhưng có cơ chế xả bớt tiền khi vượt ngưỡng tối ưu.

Đối với doanh nghiệp quy mô lớn, không nên duy trì mức tiền mặt quá thấp; gia tăng tiền mặt vượt ngưỡng có thể tăng giá trị nhờ tính linh hoạt đầu tư và khả năng phân phối cho cổ đông.

Đối với nhà đầu tư, đánh giá tiền mặt phải có “ngưỡng ràng buộc”, cùng một tỷ lệ tiền nhưng giá trị biên khác nhau giữa doanh nghiệp nhỏ và lớn; chính sách cổ tức không phải chỉ báo ràng buộc đáng tin, nên ưu tiên các thước đo về quy mô, chất lượng dòng tiền và tài sản hữu hình khi định giá. Ưu tiên doanh nghiệp có dòng tiền hoạt động mạnh vì thị trường định giá cao hơn nhóm này ngay cả sau khi kiểm soát nội sinh. Đối với cơ quan quản lý, nên ưu tiên chính sách giúp giảm ma sát tài chính cho doanh nghiệp nhỏ, bao gồm cải thiện tiếp cận tín dụng, phát triển thị trường nợ doanh nghiệp, nâng chuẩn minh bạch thông tin... sẽ giảm nhu cầu “ôm” tiền quá mức, qua đó gia tăng hiệu quả phân bổ vốn.

Nghiên cứu còn hạn chế khi chỉ sử dụng hai biến giả đơn lẻ để đo lường hạn chế tài chính, chưa phản ánh đầy đủ tính động và đa chiều của khái niệm này. Trong tương lai, nên mở rộng bằng cách áp dụng các chỉ số như KZ, WW hoặc độ nhạy tiền mặt theo dòng tiền để kiểm định độ nhất quán và tăng độ tin cậy của phân tích.

Tài liệu tham khảo

- Almeida, H., & Campello, M. (2007). Financial constraints, asset tangibility, and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, 20(5), 1429–1460.
- Almeida, H., Campello, M., & Weisbach, M. S. (2004). The cash flow sensitivity of cash. *The Journal of Finance*, 59(4), 1777–1804.
- Almeida, H., Campello, M., Cunha, I., & Weisbach, M. S. (2014). Corporate Liquidity Management: A Conceptual Framework and Survey. *Annual Review of Financial Economics*, 6, 135–162.
- Anderson, R. W., & Hamadi, M. (2016). Cash holding and control-oriented finance. *Journal of Corporate Finance*, 41, 410–425.
- 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.
- Bates, T. W., Kahle, K. M., & Stulz, R. M. (2009). Why do US firms hold so much more cash than they used to?. *The journal of finance*, 64(5), 1985–2021.
- Bolton, P., Chen, H., & Wang, N. (2011). A unified theory of Tobin’s Q, corporate investment, financing, and risk management. *The Journal of Finance*, 66(5), 1545–1578.
- Chang, Y., Benson, K., & Faff, R. (2017). Are excess cash holdings more valuable to firms in times of crisis? Financial constraints and governance matters. *Pacific-Basin Finance Journal*, 45, 157–173.
- Denis, D., & Sibilkov, V. (2010). Financial constraints, investment, and the value of cash holdings. *Review of Financial Studies*, 23, 247–269.
- Dittmar, A., & Mahrt-Smith, J. (2007). Corporate governance and the value of cash holdings. *Journal of Financial Economics*, 83, 599–634.
- Fazzari S., R. G. Hubbard, & B. Petersen (1988). Financing Constraints and Corporate Investment. *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, 141–195.
- Hadlock CJ., & Pierce JR. (2010). New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index. *Review of financial studies*, 23, 1909–1940

-
- Jensen, M., (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *American Economic Review*, 76, 323–329.
- Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997). Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?. *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169–215.
- Keynes, J.M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Harcourt Brace, London.
- Lee, C., & Park, H. (2016). Financial constraints, board governance standards, and corporate cash holdings. *Review of Financial Economics*, 28, 21–34.
- Myers, S.C., & Majluf, N., (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13, 187–221.
- Nguyễn Thành Cường & Nguyễn Thị Hồng Nhung (2023). Tác động của việc nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động của các công ty ngành công nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Kế toán và Kiểm toán*, 225 (6/2022).
- Nguyễn Văn Hà (2024). Tác động của rủi ro địa chính trị đến nắm giữ tiền mặt của các doanh nghiệp trong lĩnh vực năng lượng. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 320, 81-90.
- Opler, T., L. Pinkowitz, R. Stulz, & R. Williamson (1999). The Determinants and Implications of Cash Holdings. *Journal of Financial Economics*, 52, 3–46.
- Phạm Tiến Đạt (2021). Chính sách tài chính hỗ trợ doanh nghiệp Việt Nam trong thời kỳ đại dịch Covid-19. *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính – Marketing*, 65(5), 1–14.
- Phan Trần Minh Hưng (2022). Ảnh hưởng của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam – Cách tiếp cận mô hình động. *Tạp Chí Kinh Tế Và Phát Triển*, 300, 74–84.
- Sengül, A., Pekin, S., & Alkan, U. (2025). Is financial constraint an impediment to firm's high growth? *Borsa Istanbul Review*.
- Trần Mạnh Hà (2024a). Ảnh hưởng của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tới hiệu quả hoạt động: Bằng chứng thực nghiệm từ các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế - Luật & Ngân hàng*, 262, 52-60.
- Trần Mạnh Hà (2024b). Tỷ lệ tiền mặt nắm giữ và hiệu quả hoạt động: Góc nhìn từ mối quan hệ phi tuyến và ảnh hưởng của đại dịch COVID-19. *VNU Journal of Economics and Business*, 4(5), 96–104.
- Võ Xuân Vinh & Trần Hà Giang (2017). Độ nhạy đối với dòng tiền của việc nắm giữ tiền mặt: Nghiên cứu thực nghiệm đối với các doanh nghiệp niêm yết trên HSX. *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, 179, 31-53.
- Whited, T. M., & Wu, G. (2006). Financial constraints risk. *Review of Financial Studies*, 19 (2), 531–559.