



## Ảnh hưởng của thanh khoản cổ phiếu đến tín dụng thương mại: Bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam

NGUYỄN VĂN HÀ \*

Trường Đại học Ngoại thương

| THÔNG TIN                                                                                                                                                                                                                                                                                                                          | TÓM TẮT                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                      |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| <p>Ngày nhận: 22/06/2025<br/>Ngày nhận lại: 28/07/2025<br/>Duyệt đăng: 31/07/2025</p> <p><b>Mã phân loại JEL:</b><br/>G10; G30; G32.</p> <p><b>Từ khóa:</b><br/>Thanh khoản cổ phiếu;<br/>Tín dụng thương mại;<br/>Thị trường tài chính.</p> <p><b>Keywords:</b><br/>Stock liquidity;<br/>Trade credit;<br/>Financial markets.</p> | <p>Nghiên cứu này phân tích ảnh hưởng của thanh khoản cổ phiếu đến việc cung cấp tín dụng thương mại của công ty, dựa trên mẫu dữ liệu gồm 3.218 quan sát của các công ty niêm yết trên sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) trong giai đoạn 2006–2024. Kết quả thực nghiệm cho thấy mối quan hệ dương, có ý nghĩa thống kê và kinh tế giữa tính thanh khoản cổ phiếu và tín dụng thương mại, hàm ý rằng các doanh nghiệp có cổ phiếu thanh khoản cao có xu hướng cung cấp tín dụng thương mại nhiều hơn. Kết quả này vẫn được duy trì khi sử dụng các thước đo biến số khác nhau, khi thay đổi mô hình ước lượng, và khi kiểm soát vấn đề nội sinh. Về mặt chính sách, kết quả nghiên cứu nhấn mạnh tầm quan trọng của việc nâng cao tính thanh khoản trên thị trường chứng khoán như một kênh hỗ trợ mở rộng tín dụng thương mại, từ đó góp phần phát triển chuỗi cung ứng và tăng trưởng kinh tế.</p> <p><b>Abstract</b></p> <p>This study analyzes the influence of stock liquidity on firms' provision of trade credit, using a sample of 3,218 observations of firms listed on the Ho Chi Minh City Stock Exchange (HOSE) during the period 2006–2024. The empirical results show that the relationship between stock liquidity and trade credit is positive and statistically and economically significant, indicating that firms with highly liquid stocks tend to provide more trade credit. These results remain robust across different measures of variables, alternative model specifications, and controlling for endogeneity. From a policy perspective, the study emphasizes the importance of improving stock market liquidity as a channel to support</p> |

\* Tác giả liên hệ.

Biên tập viên: Nguyễn Thị Hồng Cẩm.

Email: ha.nguyen@ftu.edu.vn (Nguyễn Văn Hà).

Trích dẫn bài viết: Nguyễn Văn Hà. (2025). Ảnh hưởng của thanh khoản cổ phiếu đến tín dụng thương mại: Bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 36(6), 04-20.

trade credit provision, thereby contributing to supply chain development and economic growth.

## 1. Giới thiệu

Tín dụng thương mại (TDTM) là một hình thức tài trợ ngắn hạn quan trọng giữa một công ty và các đối tác của công ty này trong chuỗi cung ứng. Levine và cộng sự (2018) chỉ ra rằng TDTM chiếm 25% tổng nợ phải trả của các công ty từ 34 quốc gia trong giai đoạn 1990–2011. Yang và Birge (2018) nhận thấy rằng TDTM lớn gấp 1,3 lần so với các khoản vay ngân hàng. TDTM được xem là nguồn tài chính ngắn hạn chủ yếu ở nhiều quốc gia (Dak-Adzaklo, 2025), với khoảng 80% thương mại quốc tế phụ thuộc vào TDTM (Li và cộng sự, 2021). Do tầm quan trọng của TDTM ở cả góc độ vi mô và vĩ mô nên việc hiểu rõ các yếu tố thúc đẩy chính sách TDTM của doanh nghiệp là hết sức cần thiết. Nhiều nghiên cứu trước đây đã được tiến hành để điều tra các nhân tố chi phối chính sách TDTM của các công ty (Cheng, 2024; Dak-Adzaklo, 2025). Một số nghiên cứu đã chỉ ra mối quan hệ giữa TDTM và khả năng tiếp cận thị trường tín dụng (Love và cộng sự, 2007), nhưng nhìn chung lại chưa chú ý nhiều đến một kênh tài trợ vốn quan trọng khác đối với các công ty đại chúng, đó là thị trường chứng khoán. Tài trợ vốn cổ phần trên thị trường chứng khoán là một hình thức tài trợ chính của các công ty đại chúng và khả năng tiếp cận thị trường vốn cổ phần có thể khác nhau giữa các công ty. Vì vậy, mục tiêu của bài viết này là nhằm kiểm chứng vai trò của thanh khoản cổ phiếu trong việc định hình chính sách TDTM của các công ty.

Thanh khoản cổ phiếu phản ánh chi phí giao dịch liên quan đến việc mua và bán cổ phiếu và là một trong những mối quan tâm chính của các nhà đầu tư cổ phiếu. Thanh khoản cổ phiếu cao hơn làm giảm tỷ suất lợi nhuận yêu cầu của nhà đầu tư do chi phí giao dịch tương đối thấp hơn (Pástor & Stambaugh, 2003). Tương tự, Butler và cộng sự (2005) cũng nhận thấy rằng chi phí phát hành cổ phiếu thấp hơn đáng kể đối với các công ty có cổ phiếu thanh khoản cao hơn. Các bằng chứng trên phù hợp với quan điểm cho rằng thanh khoản cổ phiếu là một yếu tố quan trọng quyết định khả năng tiếp cận thị trường vốn cổ phần. Các nghiên cứu trước đây cũng cho thấy khả năng tiếp cận vốn cổ phần có tác động đáng kể đến nhiều hoạt động đầu tư của công ty (Bernstein, 2015). Với cách tiếp cận khác, bài viết này lập luận rằng khả năng tiếp cận thị trường vốn cổ phần thông qua tính thanh khoản của cổ phiếu có thể ảnh hưởng đến khả năng cung cấp TDTM giữa các đối tác thương mại.

Việc nghiên cứu ảnh hưởng của thanh khoản cổ phiếu đến khả năng cung cấp TDTM là cần thiết tại các thị trường mới nổi như Việt Nam. Theo Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2024), hơn 97% tổng số doanh nghiệp đang hoạt động tại Việt Nam là các doanh nghiệp vừa và nhỏ, nhưng phần lớn gặp khó khăn trong việc tiếp cận tín dụng ngân hàng. Cụ thể, có đến 75% doanh nghiệp vừa và nhỏ tại Việt Nam chưa tiếp cận được nguồn vốn vay từ tổ chức tín dụng chính thức, phần lớn do vướng mắc về tài sản thế chấp, lịch sử tín dụng hạn chế và hồ sơ tài chính chưa minh bạch (Đức Minh, 2022). Trong khi nhu cầu vốn lưu động ngày càng tăng để đáp ứng các hoạt động sản xuất, kinh doanh và chi trả chi phí đầu vào trong chuỗi giá trị thì TDTM trở thành một kênh tài trợ thiết yếu giúp các doanh nghiệp bổ sung vốn lưu động và duy trì hoạt động kinh doanh liên tục. Do đó, hiểu rõ mối liên hệ

giữa thanh khoản cổ phiếu và TDTM sẽ giúp doanh nghiệp Việt Nam tối ưu cấu trúc tài trợ, đồng thời giúp các nhà hoạch định chính sách đánh giá toàn diện hơn về lợi ích của việc cải thiện môi trường tài chính để thúc đẩy tính hiệu quả của thị trường chứng khoán (thể hiện qua mức độ thanh khoản cổ phiếu). Phân tích thực nghiệm với mẫu nghiên cứu là các công ty niêm yết trên Sàn giao dịch HOSE từ năm 2006 đến năm 2024 cho thấy các công ty có tính thanh khoản cổ phiếu cao hơn có xu hướng cung cấp nhiều TDTM hơn cho khách hàng. Kết quả này vẫn giữ được duy trì khi đưa vào mô hình hồi quy các hiệu ứng cố định khác nhau (năm, ngành, và công ty), khi sử dụng các thước đo thay thế cho tính thanh khoản cổ phiếu và TDTM, và khi đo lường các biến giải thích với độ trễ một năm so với biến phụ thuộc. Để giải quyết vấn đề nội sinh, bên cạnh việc sử dụng mô hình hiệu ứng cố định công ty, nghiên cứu sử dụng phương pháp GMM hệ thống (sysGMM). Các kết quả đều ủng hộ mối quan hệ dương giữa thanh khoản cổ phiếu và TDTM. Nhìn chung, các kết quả này nhấn mạnh vai trò quan trọng của thanh khoản cổ phiếu trong việc định hình các quyết định TDTM của công ty, cho thấy rằng khả năng tiếp cận thị trường vốn cổ phần tốt hơn có thể giúp các công ty hỗ trợ vốn lưu động cho khách hàng thông qua việc kéo dài thời gian bán hàng trả chậm.

Phần còn lại của bài nghiên cứu được trình bày như sau. Phần 2 thực hiện tổng quan các nghiên cứu và phát triển giả thuyết nghiên cứu. Phần 3 mô tả phương pháp nghiên cứu. Trong phần 4, nghiên cứu báo cáo các kết quả thực nghiệm. Phần 5 đưa ra kết luận của nghiên cứu.

## 2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

Các nghiên cứu trước đây chỉ ra rằng các công ty có thể cung cấp TDTM cho đối tác của họ vì ba nhóm động cơ chính: tài chính, vận hành và thương mại. Theo động cơ tài chính, các nhà cung cấp có lợi thế hơn so với các tổ chức tài chính trung gian truyền thống trong việc cung cấp tín dụng (Petersen & Rajan, 1997). Lợi thế này xuất phát từ nhiều khía cạnh: (1) Lợi thế thông tin do nhà cung cấp thường xuyên tương tác với khách hàng (Biais & Gollier, 1997), (2) lợi thế giám sát nhờ hiểu biết sâu sắc về sản phẩm và ngành nghề (Burkart & Ellingsen, 2004), (3) khả năng thực thi nghĩa vụ thanh toán thông qua ngừng cung cấp hàng hóa (Boissay & Gropp, 2013), và (4) lợi thế thanh khoản do có khả năng cao hơn trong việc bán lại sản phẩm khi khách hàng không thanh toán (Fabbri & Menichini, 2010). Về động cơ vận hành, TDTM giúp các công ty điều tiết nhu cầu sản phẩm bằng cách thắt chặt hoặc nới lỏng các điều khoản TDTM khi có biến động về nhu cầu sản phẩm, đồng thời giảm chi phí giao dịch như chi phí lưu kho, nhờ việc tách biệt thời điểm giao hàng và thanh toán (Emery, 1987). Cuối cùng, động cơ thương mại nhấn mạnh rằng TDTM có thể được sử dụng như một cam kết ngầm về chất lượng sản phẩm và là công cụ tiếp thị linh hoạt để thu hút khách hàng mới mà không gây ra phản ứng tiêu cực như giảm giá trực tiếp (Fabbri & Klapper, 2016).

Như được chỉ ra ở phần giới thiệu, nhiều nghiên cứu đã tìm hiểu các nhân tố khác nhau ảnh hưởng đến việc cung cấp TDTM của nhà cung ứng. Chẳng hạn, Cheng (2024) cho thấy chuyển đổi số thúc đẩy việc mở rộng TDTM của các công ty ở Trung Quốc. Dak-Adzaklo (2025) cung cấp bằng chứng thực nghiệm về ảnh hưởng tích cực của luật cạnh tranh đối với việc cung cấp TDTM của các công ty hoạt động ở 34 quốc gia khác nhau. Các nghiên cứu đi trước cũng đã phân tích ảnh hưởng của một số nhân tố đặc thù doanh nghiệp như quy mô doanh nghiệp, mức độ tăng trưởng, tỷ lệ đòn bẩy, mức độ nắm giữ tiền mặt, và tỷ lệ tài sản cố định đến khả năng cung cấp TDTM. Ảnh hưởng của quy mô doanh nghiệp đến việc cung cấp TDTM chưa thực sự rõ ràng (Wu và cộng sự, 2014). Một mặt, các

doanh nghiệp lớn hơn có nhiều nguồn lực hơn để cấp tín dụng cho khách hàng do khả năng tài chính tốt hơn. Mặt khác, các doanh nghiệp lớn hơn có uy tín tốt hơn về chất lượng sản phẩm và có nhiều quyền thương lượng hơn khi đàm phán với khách hàng, do đó họ có thể hạn chế việc cung cấp tín dụng cho khách hàng. Đối với các nhân tố còn lại, các nghiên cứu nhìn chung đều cho thấy doanh nghiệp có tỷ lệ tăng trưởng cao hơn, mức độ sử dụng đòn bẩy nhiều hơn, nắm giữ mức dự trữ tiền mặt lớn hơn, và sở hữu nhiều tài sản hữu hình hơn thường cung cấp lượng TDTM ít hơn (Hoang và cộng sự, 2023; Chan và cộng sự, 2025).

Mối quan hệ giữa khả năng tiếp cận thị trường vốn cổ phần (biểu hiện thông qua thanh khoản cổ phiếu) và việc cung cấp TDTM của các công ty gần đây cũng được một số học giả tiến hành phân tích tại một số thị trường cụ thể. Sử dụng mẫu nghiên cứu gồm các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Mỹ giai đoạn 1977–2017, Shang (2020) chứng minh rằng các công ty có thanh khoản cổ phiếu cao hơn sẽ sẵn sàng mở rộng TDTM cho các công ty đối tác. Altaf (2022) nghiên cứu mối quan hệ giữa thanh khoản cổ phiếu và TDTM của công ty tại Ấn Độ trong giai đoạn 2000–2018, và phát hiện rằng các công ty có cổ phiếu thanh khoản cao có xu hướng mở rộng tín dụng cho khách hàng nhiều hơn. Nghiên cứu tại thị trường Ả Rập Xê Út từ năm 2010 đến năm 2019, Bajaher và Shawtari (2024) chỉ ra rằng các công ty sẵn sàng cung cấp TDTM cho khách hàng hơn khi cổ phiếu của các công ty này có tính thanh khoản cao hơn. Tuy nhiên, do sự khác biệt về mức độ phát triển của thị trường chứng khoán cũng như sự khác biệt về các yếu tố thể chế giữa các quốc gia nên các kết quả nghiên cứu tại các thị trường Mỹ, Ấn Độ và Ả Rập Xê Út kể trên chưa thể khái quát cho các thị trường khác như Việt Nam nếu chưa được kiểm chứng thông qua phân tích thực nghiệm. Vì vậy, nghiên cứu này tiếp tục mở rộng hướng nghiên cứu về mối quan hệ giữa thanh khoản cổ phiếu và TDTM bằng việc cung cấp bằng chứng đầu tiên về mối quan hệ này tại các công ty niêm yết ở Việt Nam.

Các nghiên cứu trong lĩnh vực tài chính doanh nghiệp chỉ ra rằng nhà đầu tư yêu cầu được bù đắp không chỉ cho rủi ro mà còn cho chi phí giao dịch, và tính thanh khoản của cổ phiếu có vai trò quan trọng trong việc giảm các chi phí này, từ đó làm giảm chi phí vốn cổ phần (Amihud, 2002; Butler và cộng sự, 2005). Nhìn chung, các nghiên cứu cho thấy tính thanh khoản cổ phiếu càng cao thì chi phí vốn cổ phần càng thấp, từ đó giúp công ty tiếp cận thị trường vốn cổ phần dễ dàng và hiệu quả hơn. Bài viết này bổ sung cho các nghiên cứu đi trước bằng cách lập luận rằng việc tiếp cận thị trường vốn cổ phần dễ dàng hơn với chi phí thấp hơn thông qua thanh khoản cổ phiếu ảnh hưởng đến chính sách TDTM của các công ty. Cụ thể, theo lý thuyết cấu trúc vốn (Myers, 1984), các công ty tối ưu hóa cơ cấu vốn bằng cách cân nhắc giữa chi phí và lợi ích của tài trợ thông qua vốn vay và vốn cổ phần. Theo Lipson và Mortal (2009), các công ty có cổ phiếu thanh khoản cao có xu hướng phụ thuộc nhiều hơn vào vốn cổ phần và ít sử dụng nợ hơn. Nhờ đó, các công ty có mức độ linh hoạt tài chính cao hơn, và có điều kiện thuận lợi cho việc phân bổ nguồn lực vào các hoạt động chiến lược như cung cấp TDTM. Dựa trên những lập luận trên, nghiên cứu đề xuất giả thuyết dưới đây:

*Giả thuyết H<sub>1</sub>: Thanh khoản cổ phiếu có mối quan hệ dương với mức độ cung cấp tín dụng thương mại của công ty.*

### 3. Phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Dữ liệu và mẫu nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu sử dụng trong bài viết này bao gồm các công ty niêm yết trên Sàn giao dịch HOSE trong giai đoạn 2006–2024. Việc tập trung vào các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) là do vai trò chi phối của HOSE trong thị trường vốn quốc gia. Tính đến năm 2024, tổng giá trị vốn hóa thị trường của toàn thị trường chứng khoán Việt Nam đạt khoảng 7,19 triệu tỷ đồng, tương ứng với khoảng 70% GDP cả nước năm 2023. Trong ba thị trường chính, gồm HOSE, Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX) và thị trường UPCoM, thì tổng giá trị vốn hóa trên HOSE là khoảng 5,2 triệu tỷ đồng, tương đương gần 51% GDP cả nước năm 2023 (DNSE, 2025). Điều này cho thấy các công ty niêm yết trên HOSE đại diện cho phần lớn giá trị doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. Hơn nữa, các doanh nghiệp trên HOSE thường có quy mô lớn hơn, thanh khoản cao hơn và chịu sự giám sát chặt chẽ hơn về chuẩn mực công bố thông tin và quản trị doanh nghiệp so với các công ty trên HNX và UPCoM (VinaCapital, 2021), qua đó nâng cao độ tin cậy và khả năng so sánh của dữ liệu tài chính.

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ cơ sở dữ liệu FiinPro-X. Đây là nguồn dữ liệu được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu về tài chính doanh nghiệp tại thị trường Việt Nam (Nguyen, 2025). Kế thừa các nghiên cứu đi trước (Shang, 2020; Love và cộng sự, 2007), các quan sát thuộc các trường hợp sau bị loại khỏi mẫu nghiên cứu: (1) các công ty hoạt động trong lĩnh vực tài chính và tiện ích công cộng theo phân ngành cấp 1 của hệ thống phân ngành (Industry Classification Benchmark – ICB) vì sự khác biệt về đặc điểm hoạt động, cấu trúc tài chính, và mức độ điều tiết cao bởi cơ quan quản lý nhà nước. Việc loại trừ hai nhóm này giúp tăng tính đồng nhất của mẫu trong phân tích thực nghiệm; (2) các công ty có tổng tài sản hoặc doanh thu nhỏ hơn hoặc bằng không trong năm tài chính vì đây là những hiện tượng bất thường, thường phản ánh sai sót kế toán, điều chỉnh kỹ thuật, hoặc tình trạng tài chính nghiêm trọng như mất khả năng thanh toán. Nếu không loại bỏ các quan sát này có thể gây sai lệch kết quả phân tích; (3) các công ty không có đủ dữ liệu để tính toán các biến nghiên cứu được trình bày trong phần mô hình nghiên cứu dưới đây; và (4) các quan sát có thời hạn TDTM vượt quá một năm vì không phản ánh đúng bản chất ngắn hạn điển hình của TDTM, do vậy có thể ảnh hưởng đến độ tin cậy của kết quả nghiên cứu. Sau khi áp dụng các tiêu chí sàng lọc trên, mẫu dữ liệu cuối cùng bao gồm 3.218 quan sát của 303 công ty niêm yết trên HOSE.

#### 3.2. Mô hình nghiên cứu

Tương tự Shang (2020), bài viết sử dụng mô hình dưới đây để kiểm chứng mối quan hệ giữa thanh khoản cổ phiếu và TDTM:

$$TC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LIQ_{i,t} + \beta_2 Controls_{i,t} + IE + YE + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó,  $i$  và  $t$  lần lượt ký hiệu công ty  $i$  và năm  $t$ ;  $TC$ : biến phụ thuộc, đại diện chính sách cung cấp TDTM của công ty;  $LIQ$ : biến độc lập, đại diện tính thanh khoản của cổ phiếu của công ty;  $Controls$ : các biến kiểm soát có khả năng ảnh hưởng đến chính sách TDTM của công ty (được giới thiệu ở phần dưới); hiệu ứng cố định ngành ( $IE$ ) và cố định thời gian ( $YE$ ) cũng được đưa vào mô hình nghiên cứu trên để kiểm soát ảnh hưởng của đặc thù ngành nghề và những yếu tố không quan sát được theo thời gian;  $\beta_0$  là hệ số chặn và  $\epsilon$  là phần dư. Để kiểm soát khả năng sai số có thể không

tuân theo giả định độc lập và đồng nhất, nghiên cứu sử dụng sai số chuẩn mạnh được ước lượng theo cụm công ty theo đề xuất của Petersen (2009). Hệ số hồi quy chính dùng để kiểm định giả thuyết nghiên cứu là  $\beta_I$ . Nếu  $\beta_I > 0$  thì  $H_1$  được chấp nhận, ngược lại, nếu  $\beta_I \leq 0$  thì  $H_1$  bị bác bỏ.

### 3.3. Đo lường các biến

#### 3.3.1. Tín dụng thương mại

Kế thừa nghiên cứu của Shang (2020), bài viết này sử dụng hai thước đo phản ánh chính sách cung cấp tín dụng thương mại của công ty. Thước đo đầu tiên là số ngày phải thu (*TCP*), được tính bằng cách lấy khoản phải thu từ khách hàng chia cho doanh thu thuần, sau đó nhân với 360. Giá trị *TCP* cao hơn phản ánh mức độ sẵn sàng cao hơn của công ty trong việc cung cấp TDTM cho khách hàng, và ngược lại. Thước đo thứ hai là số ngày phải thu ròng (*NetTC*), được tính bằng hiệu số giữa số ngày phải thu và số ngày phải trả. Trong đó, số ngày phải trả (*ATC*) được tính bằng cách lấy khoản phải trả cho người bán chia cho giá vốn hàng bán, sau đó nhân với 360. *NetTC* phản ánh mức độ sẵn sàng cung cấp TDTM của công ty một cách tương đối, sau khi loại trừ tác động của việc sử dụng TDTM.

#### 3.3.2. Thanh khoản cổ phiếu

Bài viết cũng sử dụng hai thước đo thanh khoản cổ phiếu, tương tự Shang (2020). Thước đo thứ nhất là chỉ số đo lường mức độ kém thanh khoản được đề xuất bởi Amihud (2002). Chỉ số này được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu trước (Goyenko và cộng sự, 2009; Hasbrouck, 2009) và đã được chứng minh là phù hợp để đại diện cho mức độ kém thanh khoản của cổ phiếu. Công thức tính chỉ số kém thanh khoản Amihud (*Illiq*) được xác định bằng tỷ số giữa giá trị tuyệt đối của suất sinh lợi cổ phiếu và giá trị khối lượng giao dịch, được tính trung bình theo năm tài chính như sau:

$$Illiq_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} * \sum_{d=1}^D \frac{|r_{i,d}|}{Vol_{i,d}} \quad (2)$$

Với  $i, d$  đại diện cổ phiếu của công ty  $i$  và ngày  $d$ ;  $D$  là tổng số ngày giao dịch trong năm tài chính  $t$  của công ty  $i$ ;  $r_{i,d}$  là giá trị tuyệt đối của suất sinh lợi cổ phiếu nhân tính theo phần trăm; và  $Vol_{i,d}$  là giá trị khối lượng giao dịch với đơn vị tính là triệu VNĐ.

Tiếp theo, bài viết áp dụng cách tiếp cận của Edmans và cộng sự (2013) để điều chỉnh thước đo chỉ số kém thanh khoản Amihud trên bằng cách lấy logarit tự nhiên của (*Illiquid* + 1) nhằm khắc phục hiện tượng phân phối lệch của chỉ số *Illiquid*. Ngoài ra, vì giá trị cao hơn của chỉ số này phản ánh mức độ thanh khoản thấp hơn, nên để thuận tiện cho việc diễn giải kết quả, bài viết nhân kết quả với -1. Do đó, thước đo đầu tiên của thanh khoản cổ phiếu (*LIQAM*) được xác định như sau:

$$LIQAM = -\ln (Illiquid + 1) \quad (3)$$

Để kiểm tra độ bền vững của mối quan hệ giữa thanh khoản cổ phiếu và chính sách TDTM của công ty, bài viết sử dụng thêm một thước đo thứ hai của thanh khoản cổ phiếu, ký hiệu *LIQZERO*. Thước đo này đại diện cho tỷ lệ số ngày giao dịch có lợi suất bằng không trong một năm tài chính của công ty (Lesmond và cộng sự, 1999). Tương tự như thước đo chính là chỉ số Amihud, thước đo thứ hai cũng được nhân với -1 để việc diễn giải kết quả thuận tiện hơn. Cụ thể, giá trị cao hơn của *LIQZERO* sau điều chỉnh phản ánh mức độ thanh khoản cổ phiếu cao hơn, và ngược lại.

### 3.3.3. Các biến kiểm soát

Kế thừa các nghiên cứu trước đây (Shang, 2020; Cheng, 2024), trong các phân tích hồi quy, bài viết sử dụng các biến kiểm soát bao gồm: quy mô doanh nghiệp (*SIZE*) – đo lường dưới dạng logarit tự nhiên của tổng tài sản, tăng trưởng doanh thu (*GRO*) – đo lường bằng tỷ lệ thay đổi doanh thu thuần giữa hai kỳ kế tiếp nhau, đòn bẩy tài chính (*LEV*) – đo lường bằng tỷ lệ giữa tổng nợ phải trả và tổng tài sản, lượng tiền mặt nắm giữ (*CASH*) – đo lường bằng tỷ lệ giữa tiền mặt và các chứng khoán thanh khoản cao trên tổng tài sản, và tỷ trọng tài sản cố định hữu hình (*PPE*) – đo lường bằng tỷ lệ giữa giá trị thuần của tài sản cố định hữu hình và tổng tài sản. Ngoài ra, do các doanh nghiệp có xu hướng vừa cung cấp vừa sử dụng TDTM (Shenoy & Williams, 2017), bài viết đưa thêm biến số ngày phải trả (*ATC*) vào mô hình khi thực hiện hồi quy với biến phụ thuộc là số ngày phải thu (*TCP*), bên cạnh toàn bộ các biến kiểm soát nêu trên.

Tất cả các biến liên tục sử dụng trong nghiên cứu được lược bớt giá trị tại phân vị thứ 1 và 99 nhằm hạn chế ảnh hưởng của các giá trị ngoại lai.

## 4. Kết quả nghiên cứu

### 4.1. Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Bảng 1 báo cáo thống kê mô tả cho các biến được sử dụng trong mô hình hồi quy cơ sở của nghiên cứu. Giá trị trung bình và độ lệch chuẩn của số ngày phải thu (*TCP*) lần lượt là 61,915 và 59,747. Biến thanh khoản cổ phiếu (*LIQAM*) có giá trị trung bình là -0,313 và độ lệch chuẩn là 0,567. Các thống kê mô tả liên quan đến các biến kiểm soát được trình bày chi tiết ở Bảng 1.

**Bảng 1.**

Thống kê mô tả

| Biến  | Số quan sát | Giá trị trung bình | Giá trị trung vị | Độ lệch chuẩn | Phân vị 25% | Phân vị 75% |
|-------|-------------|--------------------|------------------|---------------|-------------|-------------|
| TCP   | 3.218       | 61,915             | 43,466           | 59,747        | 21,829      | 78,958      |
| LIQAM | 3.218       | -0,313             | -0,011           | 0,567         | -0,344      | -0,001      |
| SIZE  | 3.218       | 28,170             | 28,029           | 1,423         | 27,145      | 28,932      |
| GRO   | 3.218       | 0,130              | 0,078            | 0,421         | -0,083      | 0,238       |
| LEV   | 3.218       | 0,234              | 0,217            | 0,179         | 0,074       | 0,373       |
| CASH  | 3.218       | 0,162              | 0,120            | 0,147         | 0,045       | 0,234       |
| PPE   | 3.218       | 0,241              | 0,191            | 0,195         | 0,088       | 0,346       |
| ATC   | 3.218       | 46,976             | 35,352           | 43,937        | 17,426      | 60,167      |

Bảng 2 trình bày hệ số tương quan giữa các biến trong mô hình. Hệ số tương quan giữa các biến giải thích đều tương đối thấp, nằm trong khoảng từ -0,364 (hệ số tương quan giữa *LEV* và *CASH*) đến 0,426 (hệ số tương quan giữa *LIQAM* và *SIZE*). Do vậy, hiện tượng đa cộng tuyến không phải vấn đề nghiêm trọng trong nghiên cứu này.

**Bảng 2.**

Ma trận hệ số tương quan

| Biến      | (1)    | (2)    | (3)    | (4)    | (5)    | (6)    | (7)    | (8) |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-----|
| (1) TCP   | 1      |        |        |        |        |        |        |     |
| (2) LIQAM | 0,049  | 1      |        |        |        |        |        |     |
| (3) ATC   | 0,434  | 0,036  | 1      |        |        |        |        |     |
| (4) SIZE  | 0,022  | 0,426  | 0,238  | 1      |        |        |        |     |
| (5) GRO   | -0,083 | 0,053  | -0,053 | 0,087  | 1      |        |        |     |
| (6) LEV   | -0,015 | 0,077  | 0,022  | 0,269  | 0,031  | 1      |        |     |
| (7) CASH  | -0,253 | 0,010  | -0,227 | -0,089 | -0,033 | -0,364 | 1      |     |
| (8) PPE   | -0,180 | -0,006 | -0,077 | 0,032  | -0,034 | 0,197  | -0,204 | 1   |

#### 4.2. Kết quả hồi quy

Bảng 3 trình bày kết quả hồi quy OLS gộp theo phương trình (1) ở trên, với biến phụ thuộc và biến độc lập lần lượt *TCP* và *LIQAM*. Mặc dù tất cả các mô hình hồi quy trong Bảng 3 đều bao gồm đầy đủ các biến kiểm soát, nhưng cột (1) không bao gồm hiệu ứng cố định nào, trong khi cột (2) bổ sung hiệu ứng cố định theo năm và hiệu ứng cố định theo ngành.

Bảng 3 cho thấy rằng, trong mô hình hồi quy đa biến, biến *LIQAM* có mối quan hệ dương và có ý nghĩa thống kê với biến *TCP* ( $\beta_1 > 0$ ;  $p < 0,01$ ) cho dù có kiểm soát hiệu ứng cố định năm và ngành hay không. Kết quả này phù hợp với giả thuyết  $H_1$  – các công ty có cổ phiếu thanh khoản cao hơn có xu hướng cung cấp TDTM nhiều hơn cho khách hàng. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu đi trước tại các thị trường Mỹ, Ấn Độ và Ả Rập Xê Út (Shang, 2020; Altaf, 2022; Bajaher & Shawtari, 2024).

Dựa vào thông tin ở cột (2), có thể thấy kết quả nghiên cứu có ý nghĩa kinh tế đáng kể khi tính thanh khoản của cổ phiếu (được đo lường thông qua biến *LIQAM*) gia tăng một độ lệch chuẩn dẫn đến mức gia tăng thời hạn TDTM cho khách hàng là 5,1 ngày ( $= 9,081 \times 0,567$ ). Đáng chú ý là hiệu ứng cố định năm và ngành đóng vai trò quan trọng trong việc giải thích các chính sách TDTM của công ty. Cụ thể, giá trị  $R^2$  tăng đáng kể từ 0,269 ở cột (1) lên 0,319 ở cột (2), khi hiệu ứng cố định năm và ngành được đưa vào mô hình hồi quy. Ngoài ra, ảnh hưởng của các biến kiểm soát đến chính sách TDTM của công ty nhìn chung phù hợp với các nghiên cứu đi trước (Shang, 2020).

**Bảng 3.**

Phân tích mối quan hệ giữa thanh khoản cổ phiếu và TDTM sử dụng mô hình hồi quy OLS gộp

|       | (1)      | (2)      |
|-------|----------|----------|
| Biến  | TCP      | TCP      |
| LIQAM | 9,180*** | 9,081*** |

|                        | (1)        | (2)        |
|------------------------|------------|------------|
|                        | (3,060)    | (3,425)    |
| SIZE                   | -4,276**   | -5,752***  |
|                        | (1,890)    | (1,958)    |
| GRO                    | -10,122*** | -11,284*** |
|                        | (2,331)    | (2,478)    |
| LEV                    | -16,363    | -2,580     |
|                        | (11,104)   | (11,589)   |
| CASH                   | -95,107*** | -91,048*** |
|                        | (13,391)   | (13,136)   |
| PPE                    | -57,237*** | -57,089*** |
|                        | (10,385)   | (11,409)   |
| ATC                    | 0,523***   | 0,442***   |
|                        | (0,083)    | (0,082)    |
| Hệ số chặn             | 194,974*** | 229,229*** |
|                        | (52,485)   | (53,927)   |
| N                      | 3.218      | 3.218      |
| R2                     | 0,269      | 0,319      |
| Hiệu ứng cố định năm   | Không      | Có         |
| Hiệu ứng cố định ngành | Không      | Có         |

*Ghi chú:* Số trong ngoặc () là sai số chuẩn mạnh;

\*, \*\*, \*\*\*, lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

#### 4.3. Kết quả kiểm tra tính vững

Ở phần trên, bài viết đã chỉ ra rằng tính thanh khoản của cổ phiếu có mối quan hệ dương với việc cung cấp TDTM của công ty, sau khi đã kiểm soát các yếu tố khác được coi là có ảnh hưởng đến chính sách TDTM. Trong phần này, bài viết tiến hành kiểm tra độ bền vững của kết quả bằng cách sử dụng các thước đo thay thế của TDTM, thanh khoản cổ phiếu, cũng như kiểm soát vấn đề nội sinh.

*Đầu tiên*, bài viết sử dụng thước đo thứ hai của chính sách TDTM, đó là số ngày phải thu ròng (*NetTC*). Cột (1) Bảng 4 trình bày kết quả hồi quy với biến phụ thuộc là *NetTC*, trong khi biến độc lập và các biến kiểm soát tương tự như mô hình ở cột (2) của Bảng 3. Kết quả cho thấy rằng hệ số ước lượng của biến *LIQAM* vẫn dương và có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy kết quả của nghiên cứu là nhất quán và không nhạy cảm với cách đo lường biến phụ thuộc.

*Thứ hai*, mối quan hệ dương giữa tính thanh khoản của cổ phiếu và chính sách TDTM của công ty được ghi nhận trong nghiên cứu này có thể bị ảnh hưởng bởi sự lựa chọn thước đo tính thanh khoản cổ phiếu. Để giảm bớt mối lo ngại này, bài viết tiếp tục sử dụng thước đo thứ hai về tính thanh khoản

của cổ phiếu: tỷ lệ phần trăm số ngày có lợi suất bằng không (*LIQZERO*). Cột (2) Bảng 4 báo cáo kết quả hồi quy với biến độc lập là *LIQZERO*, trong khi biến phụ thuộc và các biến kiểm soát tương tự như mô hình ở cột (2) của Bảng 3. Biến *LIQZERO* có hệ số hồi quy dương và có ý nghĩa thống kê, cho thấy rằng kết quả nghiên cứu không thay đổi khi sử dụng cách đo lường khác về thanh khoản của cổ phiếu. Ngoài ra, bài viết cũng sử dụng thước đo thanh khoản cổ phiếu dựa vào khối lượng giao dịch (Le & Gregoriou, 2020). Cụ thể, khối lượng giao dịch của mỗi cổ phiếu là tích số của giá đóng cuối ngày giao dịch và số lượng cổ phiếu giao dịch trong ngày, sau đó tính tổng khối lượng giao dịch của các ngày trong năm cho từng cổ phiếu và chuyển sang dạng logarit tự nhiên để hạn chế tác động của các giá trị ngoại lai. Khối lượng giao dịch càng lớn thì thanh khoản cổ phiếu càng cao. Kết quả hồi quy với biến độc lập chính là khối lượng giao dịch (*VOL*) trình bày ở cột (3) Bảng 4 cũng hoàn toàn phù hợp với kết quả khi sử dụng *LIQAM* (Bảng 3) và *LIQZERO* (Cột (1) Bảng 4) là các thước đo thanh khoản cổ phiếu.

#### Bảng 4.

Phân tích mối quan hệ giữa thanh khoản cổ phiếu và TDTM sử dụng các thước đo khác nhau của biến độc lập và biến phụ thuộc

| Biến    | (1)<br>netTC           | (2)<br>TCP            | (3)<br>TCP             |
|---------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| LIQAM   | 12,699***<br>(4,040)   |                       |                        |
| LIQZERO |                        | 22,537*<br>(12,839)   |                        |
| VOL     |                        |                       | 3,401***<br>(1,003)    |
| SIZE    | -10,113***<br>(2,009)  | -4,754***<br>(0,788)  | -8,978***<br>(2,290)   |
| GRO     | -6,514**<br>(2,786)    | -11,401***<br>(2,169) | -11,392***<br>(2,476)  |
| LEV     | 7,889<br>(12,064)      | -1,899<br>(5,803)     | 1,642<br>(11,696)      |
| CASH    | -47,291***<br>(14,920) | -90,893***<br>(7,047) | -87,928***<br>(12,955) |
| PPE     | -42,513***<br>(12,233) | -56,898***<br>(4,886) | -56,756***<br>(11,169) |
| ATC     |                        | 0,432***<br>(0,022)   | 0,441***<br>(0,083)    |

|                        |                        |                        |                        |
|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| Hệ số chặn             | 284,025***<br>(56,490) | 204,756***<br>(27,906) | 277,708***<br>(57,651) |
| N                      | 3.218                  | 3.218                  | 3.218                  |
| R2                     | 0,101                  | 0,315                  | 0,323                  |
| Hiệu ứng cố định năm   | Có                     | Có                     | Có                     |
| Hiệu ứng cố định ngành | Có                     | Có                     | Có                     |

*Ghi chú:* Số trong ngoặc () là sai số chuẩn mạnh;

\*, \*\*, \*\*\* lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

*Thứ ba*, các biến trong phương trình (1) đều được đo lường ở cùng mốc thời gian, do vậy các phân tích hồi quy ở trên chưa xử lý được vấn đề quan hệ nhân quả ngược. Vấn đề này xảy ra khi chính sách TDTM mà công ty lựa chọn có thể ảnh hưởng ngược trở lại đến thanh khoản của cổ phiếu. Để khắc phục vấn đề này, bài viết đo lường biến độc lập và các biến kiểm soát với độ trễ một năm so với biến phụ thuộc và chạy lại phương trình hồi quy (1). Kết quả trình bày ở cột (1) Bảng 5 cho thấy hệ số ước lượng của biến *L.LIQAM* là dương và có ý nghĩa thống kê. Điều này có nghĩa là hiện tượng nhân quả ngược không đáng lo ngại trong nghiên cứu này.

*Thứ tư*, bài viết sử dụng mô hình hiệu ứng cố định công ty để kiểm soát các đặc điểm không quan sát được nhưng cố định theo thời gian của từng công ty. Nếu những đặc điểm không quan sát được này không được kiểm soát, mô hình hồi quy có thể bị sai lệch do thiếu biến, dẫn đến khả năng ước lượng sai mối quan hệ thực sự giữa thanh khoản cổ phiếu và chính sách TDTM. Cột (2) Bảng 5 trình bày kết quả hồi quy sử dụng mô hình hiệu ứng cố định công ty vẫn cho thấy mối quan hệ dương giữa thanh khoản cổ phiếu và TDTM, nhất quán với kết quả phân tích phía trên.

### **Bảng 5.**

Các kết quả kiểm tra tính vững khác về mối quan hệ giữa thanh khoản cổ phiếu và TDTM

| Biến    | (1)<br>TCP           | (2)<br>TCP |
|---------|----------------------|------------|
| L.LIQAM | 8,139**<br>(3,246)   |            |
| L.SIZE  | -5,564***<br>(2,068) |            |
| L.GRO   | -1,927<br>(2,981)    |            |
| L.LEV   | -0,336<br>(12,104)   |            |
| L.CASH  | -80,194***           |            |

|                          |            |            |
|--------------------------|------------|------------|
|                          | (14,281)   |            |
| L.ATC                    | 0,319***   |            |
|                          | (0,079)    |            |
| L.PPE                    | -59,154*** |            |
|                          | (11,980)   |            |
| LIQAM                    |            | 2,827*     |
|                          |            | (1,598)    |
| SIZE                     |            | 2,601      |
|                          |            | (1,749)    |
| GRO                      |            | -12,559*** |
|                          |            | (1,516)    |
| LEV                      |            | 6,795      |
|                          |            | (6,788)    |
| CASH                     |            | -60,383*** |
|                          |            | (7,065)    |
| ATC                      |            | 0,332***   |
|                          |            | (0,022)    |
| PPE                      |            | -28,073*** |
|                          |            | (7,081)    |
| Hệ số chặn               | 234,509*** | -3,268     |
|                          | (58,014)   | (46,969)   |
| N                        | 2.870      | 3.218      |
| R2                       | 0,241      | 0,145      |
| Hiệu ứng cố định công ty | Không      | Có         |
| Hiệu ứng cố định năm     | Có         | Có         |
| Hiệu ứng cố định ngành   | Có         | Không      |

*Ghi chú:* Số trong ngoặc () là sai số chuẩn mạnh;

\*, \*\*, \*\*\*, lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

*Cuối cùng*, mặc dù vấn đề nội sinh đã phần nào được khắc phục thông qua các phân tích ở trên (đo lường các biến giải thích với độ trễ một năm so với biến phụ thuộc và sử dụng mô hình hiệu ứng cố định công ty), bài viết sử dụng thêm phương pháp sysGMM để tiếp tục xử lý vấn đề nội sinh trong mối quan hệ giữa thanh khoản cổ phiếu và chính sách TDTM của công ty. Phương pháp này xử lý biến nội sinh bằng các công cụ sinh ra từ chính dữ liệu, đồng thời khai thác tính động của mô hình

bằng cách đưa biến phụ thuộc trễ vào phương trình hồi quy (Arellano & Bover, 1995). Bảng 6 trình bày kết quả phân tích sử dụng phương pháp sysGMM, một lần nữa cho thấy tính bền vững của mối quan hệ dương giữa thanh khoản cổ phiếu và TDTM được đảm bảo.

**Bảng 6.**

Kiểm soát hiện tượng nội sinh sử dụng mô hình hồi quy sysGMM

| Biến             | (1)<br>TCP             |
|------------------|------------------------|
| LIQAM            | 5,492**<br>(2,386)     |
| SIZE             | -2,610**<br>(1,095)    |
| GRO              | -39,862***<br>(8,291)  |
| LEV              | 9,724<br>(6,283)       |
| CASH             | -42,254***<br>(8,932)  |
| ATC              | 0,259***<br>(0,046)    |
| PPE              | -31,282*<br>(16,971)   |
| L.TCP            | 0,542***<br>(0,040)    |
| Hệ số chặn       | 117,389***<br>(29,946) |
| N                | 3.218                  |
| AR1              | 0,000                  |
| AR2              | 0,200                  |
| Kiểm định Hansen | 0,101                  |

*Ghi chú:* Số trong ngoặc () là sai số chuẩn mạnh;

\*, \*\*, \*\*\*, lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Như vậy, các kết quả hồi quy đều cho thấy những doanh nghiệp có cổ phiếu thanh khoản cao hơn có xu hướng cung ứng nhiều TDTM hơn cho khách hàng. Phát hiện này cho thấy thanh khoản trên thị trường chứng khoán không chỉ phản ánh khả năng huy động vốn của doanh nghiệp mà còn định hình hành vi tài trợ trong quan hệ thương mại. Doanh nghiệp có cổ phiếu thanh khoản cao hơn thường được đánh giá là minh bạch về thông tin hơn, từ đó có vị thế tài chính vững chắc hơn để mở rộng TDTM cho đối tác mua hàng. Kết quả này phù hợp với lập luận rằng đặc điểm của thị trường chứng khoán có ảnh hưởng lan tỏa đến các quyết định tài trợ trong chuỗi cung ứng (Shang, 2020; Altaf, 2022; Bajaher & Shawtari, 2024).

## 5. Kết luận

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu từ các công ty niêm yết trên sàn HOSE giai đoạn 2006–2024 để phân tích mối quan hệ giữa thanh khoản cổ phiếu và chính sách cung cấp TDTM của công ty. Thông qua phân tích hồi quy đa biến và kiểm định độ bền bằng cách sử dụng các thước đo biến số khác nhau cũng như các kỹ thuật hồi quy khác nhau để kiểm soát vấn đề nội sinh, kết quả cho thấy mối quan hệ dương có ý nghĩa thống kê giữa tính thanh khoản cổ phiếu và mức độ cung cấp TDTM. Nói cách khác, các công ty có cổ phiếu thanh khoản cao thường có xu hướng mở rộng TDTM cho khách hàng nhiều hơn.

Kết quả nghiên cứu có những đóng góp học thuật quan trọng như sau. *Thứ nhất*, nghiên cứu mở rộng hiểu biết về các yếu tố ảnh hưởng đến chính sách TDTM của công ty bằng cách làm rõ vai trò của tính thanh khoản cổ phiếu, một yếu tố đại diện cho khả năng tiếp cận thị trường vốn cổ phần. *Thứ hai*, bằng cách sử dụng dữ liệu tại thị trường Việt Nam – một nền kinh tế mới nổi với cấu trúc thị trường tài chính còn đang phát triển – nghiên cứu góp phần bổ sung bằng chứng thực nghiệm từ bối cảnh ngoài các thị trường lớn như Mỹ hay Ấn Độ.

Kết quả nghiên cứu mang lại một số hàm ý chính sách và quản trị quan trọng. *Thứ nhất*, từ góc độ hoạch định chính sách, việc phát triển thị trường chứng khoán theo hướng nâng cao tính thanh khoản cổ phiếu sẽ không chỉ giúp các công ty dễ dàng huy động vốn mà còn tạo điều kiện tăng khả năng cung cấp TDTM, từ đó góp phần thúc đẩy chuỗi cung ứng và tăng trưởng kinh tế. Cụ thể, các cơ quan quản lý nhà nước cần tiếp tục nâng cao chuẩn mực công bố thông tin, áp dụng công nghệ số trong giám sát, và khuyến khích các doanh nghiệp áp dụng chuẩn mực kế toán quốc tế nhằm tăng cường tính tin cậy và khả năng so sánh của báo cáo tài chính. Hơn nữa, việc mở rộng và đa dạng hóa các loại hình nhà đầu tư đóng vai trò quan trọng nhằm tăng thanh khoản thị trường, do đó, cần có chính sách khuyến khích sự tham gia tích cực hơn nữa từ các nhà đầu tư tổ chức, đặc biệt là các nhà đầu tư tổ chức nước ngoài thông qua việc nâng hạng thị trường chứng khoán Việt Nam trên các bảng xếp hạng quốc tế. *Thứ hai*, từ góc độ quản trị công ty, kết quả nghiên cứu cho thấy rằng tăng cường tính thanh khoản cổ phiếu – có thể thông qua cải thiện công bố thông tin, minh bạch tài chính và tăng cường mối quan hệ với nhà đầu tư – có khả năng giúp các công ty mở rộng hoạt động TDTM một cách chủ động và linh hoạt hơn.

Bên cạnh những kết quả đạt được, bài viết vẫn tồn tại một số hạn chế nhất định. *Thứ nhất*, mặc dù mẫu nghiên cứu bao gồm các doanh nghiệp niêm yết trên HOSE – sở giao dịch đóng vai trò quan trọng của thị trường chứng khoán Việt Nam, tuy nhiên kết quả nghiên cứu có thể chưa phản ánh đầy đủ đặc điểm của toàn bộ các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. *Thứ hai*, với tính chất của một

trong những nghiên cứu thực nghiệm đầu tiên về ảnh hưởng của thanh khoản cổ phiếu đến TDTM, mô hình nghiên cứu hiện tại mới chỉ tập trung phân tích tác động trực tiếp, trong khi các yếu tố điều tiết có khả năng tác động đến mối quan hệ này vẫn chưa được xem xét. Các hạn chế kể trên gợi mở các hướng nghiên cứu mở rộng trong tương lai.

---

### Tài liệu tham khảo

- Altaf, N. (2022). Stock liquidity and trade credit: Evidence from Indian firms. *International Journal of Finance & Economics*, 27(3), 3475-3483. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2332>
- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56. [https://doi.org/10.1016/S1386-4181\(01\)00024-6](https://doi.org/10.1016/S1386-4181(01)00024-6)
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- Bajaher, M., & Shawtari, F. A. (2024). Does the stock liquidity drive the trade credit of publicly listed firms in Saudi Arabia?. *International Journal of Emerging Markets*, 19(2), 456-474. <https://doi.org/10.1108/IJOEM-05-2021-0692>
- Bernstein, S. (2015). Does going public affect innovation?. *The Journal of Finance*, 70(4), 1365-1403. <https://doi.org/10.1111/jofi.12275>
- Biais, B., & Gollier, C. (1997). Trade credit and credit rationing. *The Review of Financial Studies*, 10(4), 903-937. <https://doi.org/10.1093/rfs/10.4.903>
- Boissay, F., & Gropp, R. (2013). Payment defaults and interfirm liquidity provision. *Review of Finance*, 17(6), 1853-1894. <https://doi.org/10.1093/rof/rfs045>
- Bộ Kế hoạch và Đầu tư. (2024). *Sách Trắng Doanh Nghiệp Việt Nam 2024*. <https://www.gso.gov.vn/wp-content/uploads/2024/10/Sach-trang-doanh-nghiep-Viet-Nam-2024.pdf>
- Burkart, M., & Ellingsen, T. (2004). In-kind finance: A theory of trade credit. *American Economic Review*, 94(3), 569-590. <https://doi.org/10.1257/0002828041464579>
- 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. <https://doi.org/10.1017/S0022109000002337>
- Chan, K. C., Cheng, J., Huang, D., & Liu, B. (2025). Perceived competition and trade credit provision. *European Financial Management*. <https://doi.org/10.1111/eufm.12556>
- Cheng, L. (2024). Does digital transformation matter for trade credit provision? Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 86, 102422. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2024.102422>
- Dak-Adzaklo, A. (2025). International competition laws and trade credit financing. *Economics Letters*, 247, 112097. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2024.112097>
- DNSE. (2025). 2024: VN-Index tăng 12%, doanh nghiệp vốn hóa tỷ USD thu hẹp. Truy cập ngày 12/01/2025, từ <https://www.dnse.com.vn/senses/tin-tuc/2024-vn-index-tang-12-doanh-nghiep-von-hoa-ty-usd-thu-hep-34081668>

- Đức Minh. (2022). 75% doanh nghiệp nhỏ chưa tiếp cận được vốn vay chính thức. Truy cập ngày 26/07/2022, từ <https://vnexpress.net/75-doanh-nghiep-nho-chua-tiep-can-duoc-von-vay-chinh-thuc-4492342.html>
- Edmans, A., Fang, V. W., & Zur, E. (2013). The effect of liquidity on governance. *The Review of Financial Studies*, 26(6), 1443-1482. <https://doi.org/10.1093/rfs/hht012>
- Emery, G. W. (1987). An optimal financial response to variable demand. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(2), 209-225. <https://doi.org/10.2307/2330713>
- Fabbri, D., & Menichini, A. M. C. (2010). Trade credit, collateral liquidation, and borrowing constraints. *Journal of Financial Economics*, 96(3), 413-432. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.02.010>
- Fabbri, D., & Klapper, L. F. (2016). Bargaining power and trade credit. *Journal of Corporate Finance*, 41, 66-80. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2016.07.001>
- Goyenko, R. Y., Holden, C. W., & Trzcinka, C. A. (2009). Do liquidity measures measure liquidity?. *Journal of Financial Economics*, 92(2), 153-181. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.06.002>
- Hasbrouck, J. (2009). Trading costs and returns for US equities: Estimating effective costs from daily data. *The Journal of Finance*, 64(3), 1445-1477. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01469.x>
- Hoang, C. H., Ly, K. C., Xiao, Q., & Zhang, X. (2023). Does national culture impact trade credit provision of SMEs?. *Economic Modelling*, 124, 106288. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2023.106288>
- Le, H., & Gregoriou, A. (2020). How do you capture liquidity? A review of the literature on low-frequency stock liquidity. *Journal of Economic Surveys*, 34(5), 1170-1186. <https://doi.org/10.1111/joes.12385>
- Levine, R., Lin, C., & Xie, W. (2018). Corporate resilience to banking crises: The roles of trust and trade credit. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53(4), 1441-1477. <https://doi.org/10.1017/S0022109018000224>
- Lesmond, D. A., Ogden, J. P., & Trzcinka, C. A. (1999). A new estimate of transaction costs. *The Review of Financial Studies*, 12(5), 1113-1141. <https://doi.org/10.1093/rfs/12.5.1113>
- Li, X., Ng, J., & Saffar, W. (2021). Financial reporting and trade credit: Evidence from mandatory IFRS adoption. *Contemporary Accounting Research*, 38(1), 96-128. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12611>
- Lipson, M. L., & Mortal, S. (2009). Liquidity and capital structure. *Journal of Financial Markets*, 12(4), 611-644. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2009.04.002>
- Love, I., Preve, L. A., & Sarria-Allende, V. (2007). Trade credit and bank credit: Evidence from recent financial crises. *Journal of Financial Economics*, 83(2), 453-469. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.11.002>
- Myers, S. C. (1984). The capital structure puzzle. *The Journal of Finance*, 39(3), 574-592. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1984.tb03646.x>

- Nguyen, V. H. (2025). Corporate social responsibility disclosure and firm value: a signaling theory perspective. *Journal of Economics and Development*, 27(2), 114-128. <https://doi.org/10.1108/JED-02-2024-0067>
- Pástor, L., & Stambaugh, R. F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. *Journal of Political Economy*, 111(3), 642-685. <https://doi.org/10.1086/374184>
- Petersen, M. A., & Rajan, R. G. (1997). Trade credit: Theories and evidence. *The Review of Financial Studies*, 10(3), 661-691. <https://doi.org/10.1093/rfs/10.3.661>
- Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches. *Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhn053>
- Shang, C. (2020). Trade credit and stock liquidity. *Journal of Corporate Finance*, 62, 101586. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2020.101586>
- Shenoy, J., & Williams, R. (2017). Trade credit and the joint effects of supplier and customer financial characteristics. *Journal of Financial Intermediation*, 29, 68-80. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2015.09.001>
- VinaCapital. (2021). *Economist's note*. <https://vinacapital.com/wp-content/uploads/2022/08/VinaCapital-Insights-What-You-Need-to-Know-About-Vietnams-Three-Stock-Exchanges.pdf>
- Wu, W., Firth, M., & Rui, O. M. (2014). Trust and the provision of trade credit. *Journal of Banking & Finance*, 39, 146-159. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.11.019>
- Yang, S. A., & Birge, J. R. (2018). Trade credit, risk sharing, and inventory financing portfolios. *Management Science*, 64(8), 3667-3689. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2017.2799>