THE RELATIONSHIP BETWEEN ECONOMIC FREEDOM AND FINANCIAL FRAGILITY OF VIETNAMESE LISTED COMPANIES

Dang Thi Quynh Anh[1*], Ngo Kim Tam[1], Vuong Thi Huong Giang[1]

[1] Ho Chi Minh City University of Banking, Vietnam
[*]Corresponding author: Email: giangvth@hub.edu.vn

Received: June 14, 2025 *Accepted:* December 14, 2025 *Published:* April 25, 2026
DOI: 10.52932/jfmr.17i1visp.973

ABSTRACT

This paper investigates the relationship between the level of economic liberalization and the financial fragility of Vietnamese non-financial listed companies. Economic liberalization is assessed across four dimensions: the rule of law, government size, regulatory efficiency, and market openness. The findings from estimating a dynamic panel model using the system generalized method of moments (SGMM) indicate that increases in the overall economic liberalization index, the rule of law, and market openness tend to decrease the financial fragility of Vietnamese firms. Conversely, larger government size and higher regulatory efficiency are associated with increased financial fragility. The empirical results from this study offer a scientific foundation for decision-makers such as investors, business managers, and policymakers to guide investment strategies, risk management, and liberalization policies.

Keywords: Economic freedom; Financial fragility; Vietnam**.**

JEL codes: G30; G33; G34

Mối quan hệ giữa sự tự do hóa kinh tế và sự mong manh về tài chính của các công ty niêm yết Việt Nam

Đặng Thị Quỳnh Anh[1*], Ngô Kim Tâm[1], Vương Thị Hương Giang[1]

[1]Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh
[*]Tác giả liên hệ: Email: giangvth@hub.edu.vn

Ngày nhận bài: 14/06/2025 *Ngày chấp nhận:* 14/12/2025 *Ngày đăng:* 25/04/2026
DOI: 10.52932/jfmr.17i1visp.973

TÓM TẮT

Bài viết này khảo sát mối quan hệ giữa mức độ tự do hóa kinh tế và sự mong manh về tài chính của các công ty niêm yết phi tài chính Việt Nam, trong đó, tự do hóa kinh tế được xem xét dựa trên bốn khía cạnh: pháp quyền, quy mô chính phủ, hiệu quả quản lý, và độ mở thị trường. Kết quả ước lượng mô hình bảng động bằng phương pháp khoảng khắc tổng quát hệ thống (SGMM), cho thấy rằng, sự gia tăng của chỉ số tự do hóa kinh tế tổng hợp, pháp quyền và độ mở thị trường giúp giảm thiểu sự mong manh về tài chính của các doanh nghiệp Việt Nam. Ngược lại, quy mô chính phủ và hiệu quả quản lý làm tăng sự mong manh về tài chính. Kết quả thực nghiệm đạt được từ nghiên cứu này sẽ cung cấp cơ sở khoa học cho việc ra quyết định đối với các bên liên quan như: các nhà đầu tư, nhà quản lý doanh nghiệp, nhà hoạch định chính sách trong việc ra quyết định đầu tư, xây dựng chính sách rủi ro, chính sách tự do hóa kinh tế.

Từ khóa: Tự do hóa kinh tế; Sự mong manh về tài chính; Việt Nam.

Mã JEL: G30; G33; G34

1. Giới thiệu

Những năm gần đây, Chính phủ Việt Nam đã ký kết và tham gia nhiều hiệp định thương mại tự do (FTA) quan trọng như Hiệp định Đối tác Toàn diện và Tiến bộ xuyên Thái Bình Dương (CPTPP), Hiệp định Thương mại Tự do giữa Việt Nam và Liên minh châu Âu (EVFTA), Hiệp định Đối tác Kinh tế Toàn diện khu vực (RCEP) và nhiều hiệp định quan trọng khác (VCCI, 2024). Hàng loạt các hiệp định này tạo điều kiện cho các doanh nghiệp Việt Nam giảm bớt gánh nặng thuế quan, mở rộng thị trường sản phẩm ra nước ngoài, thu hút được tài nguyên vốn cho doanh nghiệp và nhiều lợi ích khác. Bên cạnh những lợi ích đem lại, nó cũng đặt ra không ít thách thức cho các doanh nghiệp Việt Nam, đặc biệt về khả năng cạnh tranh, hiệu quả quản lý và sức chống chịu tài chính.

Năm 2024, chỉ số về tự do kinh tế của Việt Nam được xếp hạng 59 trên 176 quốc gia với 62,8 điểm (The Heritage Foundation, 2024), cao hơn mức trung bình của thế giới và tăng 13 bậc so với năm trước. Với thứ hạng tăng dần qua từng năm, Việt Nam hiện có tốc độ tăng trưởng kinh tế cao, và các doanh nghiệp Việt Nam có nhiều lợi thế trong việc thu hút đầu tư từ nước ngoài cũng như được nới lỏng các hạn chế về tài chính. Các nghiên cứu trước đây tập trung làm rõ tác động của tự do hóa tài chính đến các quyết định quan trọng ở cấp độ doanh nghiệp. Nghiên cứu của Iona và cộng sự (2024) đã cung cấp bằng chứng cho thấy tự do hóa kinh tế làm gia tăng đáng kể hoạt động đầu tư doanh nghiệp tại Mỹ và Canada. Nghiên cứu của Liao (2018) cung cấp bằng chứng rằng tự do hóa kinh tế gia tăng giá trị và lợi nhuận doanh nghiệp trên phạm vi

toàn cầu. Nguyên nhân có thể là do tự do kinh tế mở ra khả năng và cơ hội cho mỗi quốc gia tiếp cận các nguồn lực từ bên ngoài, do đó, công ty có thể tăng cường đầu tư vào đổi mới và công nghệ (Doan và cộng sự, 2023). Kết quả là, nâng cao năng suất và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

Tự do hóa kinh tế và tự do hóa tài chính có mối quan hệ chặt chẽ, trong đó tự do hóa tài chính được xem là một bộ phận hoặc giai đoạn cụ thể của quá trình tự do hóa kinh tế. Theo McKinnon (1973) và Shaw (1973), tự do hóa tài chính đề cập đến việc dỡ bỏ các hạn chế đối với dòng vốn, lãi suất, và hoạt động của các tổ chức tài chính, nhằm tăng cường hiệu quả phân bổ vốn trong nền kinh tế. Trong khi đó, tự do hóa kinh tế là khái niệm rộng hơn, bao gồm việc giảm bớt các rào cản thương mại, mở cửa thị trường và thúc đẩy cạnh tranh tự do. Như vậy, tự do hóa kinh tế tạo ra nền tảng thể chế và môi trường thị trường cho tự do hóa tài chính phát huy tác dụng, đồng thời tự do hóa tài chính lại đóng vai trò là kênh truyền dẫn giúp các nguồn lực được phân bổ hiệu quả hơn trong nền kinh tế (Bekaert, Harvey & Lundblad, 2005).

Một số nghiên cứu gần đây lại đưa ra quan điểm rằng, quá trình tự do hóa tài chính – dù gắn liền với tự do hóa kinh tế – có thể tạo ra sự bất ổn định đối với doanh nghiệp, dựa trên hai luận điểm sau. Thứ nhất, Jadiyappa và cộng sự (2016) chỉ ra rằng tự do hóa tài chính dẫn đến sự gia tăng tập trung nợ và giảm sự đa dạng hóa các nguồn nợ. Do đó, các doanh nghiệp có xu hướng tập trung vào các nguồn vốn vay chính thức thay vì phi chính thống. Thứ hai, tài trợ chính phủ (hoặc Nhà nước) được xem là nguồn vốn quan trọng, giúp các doanh nghiệp ổn định tài chính. Tuy nhiên, tự do hóa tài chính là việc bãi bỏ các chương trình tín dụng do chính phủ tài trợ, khiến các công ty ưu tiên chuyển sang thị trường chứng khoán để tài trợ cho sự tăng trưởng của họ, dẫn đến việc tiếp cận tín dụng giảm sút, tạo ra sự mong manh về tài chính của các doanh nghiệp (Agca và cộng sự, 2007). Theo Aguilera và cộng sự (2021), doanh nghiệp nhà nước sẽ nhận được nhiều ưu đãi hơn trong việc tiếp cận vốn, vì vậy doanh nghiệp có vốn sở hữu nhà nước có xu hướng ổn định hơn các doanh nghiệp khác. Ngược lại, có nghiên cứu cho rằng vốn chủ sở hữu nhà nước sẽ đi kèm với đòn bẩy tài chính cao vì họ có khuynh hướng vay nợ nhiều hơn (Ma và cộng sự, 2020), dẫn đến những doanh nghiệp này có mức độ mong manh về tài chính cao hơn.

Hai khoảng trống nghiên cứu đang bị bỏ ngỏ liên quan đến chủ đề tự do hóa kinh tế và quyết định ở cấp độ doanh nghiệp tại Việt Nam. Trước hết, theo hiểu biết tốt nhất của các tác giả, hiện chưa có bài viết nào đánh giá tác động của tự do hóa kinh tế đến sự mong manh về tài chính của các công ty niêm yết (CTNY) trên hai Sở giao dịch chứng khoán tại Việt Nam, mặc dù nghiên cứu của Doan (2024) đã cung cấp những đánh giá về tác động của tự do hóa kinh tế đến sự ổn định của các doanh nghiệp nhỏ và vừa (SME) tại Việt Nam. Thêm vào đó, việc đánh giá vai trò của sở hữu nhà nước đến sự mong manh về tài chính của các công ty niêm yết tại Việt Nam là cần thiết để thấy được vai trò của vốn chủ sở hữu nhà nước đối với sự ổn định tài chính của các CTNY Việt Nam. Do đó, bài viết này tập trung nghiên cứu mối quan hệ giữa tự do hóa kinh tế và sự mong manh về tài chính của các công ty niêm yết tại Việt Nam, dựa trên dữ liệu bảng của 730 CTNY từ năm 2009 đến năm 2024 bằng phương pháp ước lượng khoảng khắc động có hệ thống (SGMM). Trên cơ sở các kết quả thực nghiệm đạt được, bài viết đề xuất các

hàm ý quản trị nhằm tăng cường vai trò điều tiết Chính phủ Việt Nam trong bối cảnh tự do hóa tài chính và quản lý rủi ro tài chính đối với các nhà quản trị trong các CTNY Việt Nam trong bối cảnh tự do hóa kinh tế đang diễn ra mạnh mẽ tại Việt Nam.

Bên cạnh phần mở đầu, nội dung bài viết được kết cấu thành 04 phần riêng biệt như sau. Phần 2 tổng hợp cơ sở lý luận và bằng chứng thực nghiệm liên quan đến nội dung nghiên cứu. Phần 3 trình bày phương pháp nghiên cứu, bao gồm: mô hình nghiên cứu, các biến được sử dụng trong mô hình, và phương pháp ước lượng. Các kết quả nghiên cứu được phân tích kỹ lưỡng trong Phần 4. Các kết luận chính và hàm ý chính sách được rút ra trong Phần 5.

2. Cơ sở lý thuyết và Bằng chứng thực nghiệm

Theo Köves và Marer (2019), tự do hóa kinh tế là quá trình giảm vai trò của Chính phủ (hoặc Nhà nước) trong các quyết định kinh tế, vi mô, dựa vào cơ chế giá cả hơn là sự kiểm soát và hội nhập càng sâu vào nền kinh tế thế giới. Tự do hóa kinh tế bao gồm nhiều nội dung cơ bản như tự do hóa giá cả, tự do hóa thương mại, tự do hóa các dịch vụ tài chính tiền tệ, tự do hóa các hoạt động đầu tư và kinh doanh và tự do hóa lãi suất cùng tỷ giá hoái đoái. Các nội dung này đều có mối liên kết chặt chẽ với nhau và được nhà nước xem xét để tiến hành tự do hóa kinh tế với điều kiện cho phép. Sự mong manh tài chính phản ánh khả năng của doanh nghiệp rơi vào tình trạng mất cân đối tài chính nghiêm trọng khi gặp các cú sốc từ bên ngoài như suy thoái kinh tế, lãi suất tăng, thay đổi chính sách hoặc khủng hoảng thị trường (Holmström và Tirole, 1997). Khái niệm này được đo lường thông qua rủi ro kiệt quệ tài chính (Financial distress risk) – tức khả năng doanh nghiệp mất khả năng thanh toán, thua lỗ kéo dài hoặc đứng trước nguy cơ phá sản (Altman, 1968). Tự do hóa kinh tế có thể tạo điều kiện thuận lợi cho doanh nghiệp mở rộng thị trường và tiếp cận các nguồn lực quốc tế, song đồng thời cũng khiến doanh nghiệp đối mặt với rủi ro cạnh tranh gia tăng và biến động thị trường, từ đó ảnh hưởng đến sự ổn định tài chính. Theo Rajan và Zingales (1998), tự do hóa tài chính có thể dẫn đến tăng trưởng kinh tế nhưng đồng thời cũng khiến các doanh nghiệp dễ bị tổn thương trước các cú sốc bên ngoài nếu thiếu các cơ chế điều tiết phù hợp.

Mối quan hệ giữa tự do hóa kinh tế và khả năng kiệt quệ tài chính đã được hé lộ thông qua nhiều bài nghiên cứu trước đây, tuy nhiên vẫn còn nhiều tranh luận trong vấn đề này. Một mặt, một số nghiên cứu cho rằng tự do hóa kinh tế có tác động ngược chiều đến khả năng kiệt quệ tài chính, tức là sự gia tăng tự do hóa kinh tế sẽ đem lại nhiều lợi ích cho doanh nghiệp, giảm khả năng kiệt quệ tài chính. Mặt khác lại có nghiên cứu chỉ ra sự gia tăng tự do hóa kinh tế sẽ đi kèm với khả năng kiệt quệ tài chính của các công ty, ngân hàng ngày cao. Theo Phan và cộng sự. (2024), đòn bẩy tài chính là yếu tố lớn nhất tác động đến sự mong manh tài chính của các doanh nghiệp. Đồng thời, Andrade và Kaplan (1998) đã chỉ ra hai hình thức của sự mong manh tài chính bao gồm không thực hiện nghĩa vụ thanh toán nợ và một nỗ lực cơ cấu lại các khoản nợ để ngăn chặn tình trạng vỡ nợ. Tuy nhiên, bối cảnh tự do hóa kinh tế hiện nay giúp giảm thiểu tính dễ bị tổn thương về tài chính của các doanh nghiệp nhờ vào môi trường kinh tế vĩ mô ổn định, đem lại cơ hội cho công ty phát triển và thu được lợi nhuận cao (Doan, 2024). Các chính sách mở cửa tạo điều kiện cho các doanh nghiệp Việt Nam có thể tiếp cận gần hơn với

thị trường quốc tế, các giao dịch xuất nhập khẩu diễn ra được dễ dàng hơn, thu được nguồn lợi lớn và giảm thiểu rủi ro tài chính. Dựa trên cơ sở lý luận và bằng chứng thực nghiệm hiện có, bài viết tập trung làm sáng tỏ hai giả thuyết sau:

Giả thuyết *H1a: Tự do hóa kinh tế có mối quan hệ ngược chiều với sự mong manh tài chính của các doanh nghiệp Việt Nam.*

Giả thuyết *H1b: Tự do hóa kinh tế có mối quan hệ cùng chiều với sự mong manh tài chính của các doanh nghiệp Việt Nam.*

Mức độ pháp quyền (EFIRL) đề cập đến mức độ minh bạch, công bằng và áp dụng bình đẳng của luật pháp một quốc gia đối với tất cả cá nhân và tổ chức, bao gồm cả chính phủ. Nó đảm bảo các tương tác kinh tế và xã hội diễn ra trong một khuôn khổ pháp lý công bằng và có thể dự đoán được (The Heritage Foundation, 2024). Mức độ pháp quyền được đánh giá dựa trên ba yếu tố là quyền sở hữu, tính toàn vẹn của chính phủ và hiệu quả tư pháp. Các yếu tố này hỗ trợ xây dựng các thể chế pháp lý được quy định rõ ràng, minh bạch thông qua các điều khoản được ban hành dưới các hình thức của văn bản pháp luật. Theo La Porta và cộng sự. (1998), một hệ thống pháp lý mạnh và thực thi pháp luật hiệu quả giúp giảm chi phí đại diện và tăng hiệu quả quản trị doanh nghiệp, từ đó nâng cao hiệu suất tài chính. Như vậy, mức độ pháp quyền càng cao thể hiện môi trường pháp lý rõ ràng và minh bạch, giúp hạn chế các hành vi gian lận tài chính, ngăn chặn việc lạm dụng chức quyền và buộc doanh nghiệp phải tuân thủ theo các định khi hoạt động. Các chính sách được đưa ra nhằm bảo vệ quyền lợi của nhà đầu tư, giảm thiểu rủi ro khi giao dịch, duy trì được sự ổn định tài chính và giảm thiểu nguy cơ mất khả năng thanh khoản, giảm mức độ mong manh tài chính tại các doanh nghiệp. Bên cạnh việc làm sáng tỏ giả thuyết chính, bài viết đánh giá mối quan hệ giữa vấn đề hiệu quả pháp quyền (hiệu quả quản lý) và mức độ mong manh của các CYNN Việt Nam như sau:

Giả thuyết H2: Pháp quyền có mối quan hệ ngược chiều với mức độ mong manh về tài chính của các công ty niêm yết Việt Nam.

Quy mô Chính phủ (EFIGS) đo lường mức độ hoạt động, chi tiêu và can thiệp của Chính phủ ảnh hưởng đến các quyết định kinh tế và phân bổ nguồn lực trong một quốc gia. Chỉ số này phản ánh mức độ nền kinh tế được điều hành bởi nhà nước thay vì bị chi phối bởi các lực lượng thị trường (The Heritage Foundation, 2024). Quy mô Chính phủ phản ánh mức độ can thiệp của Chính phủ đến nền kinh tế thông qua các yếu tố chi tiêu chính phủ, gánh nặng thuế và sức khỏe tài khóa. Theo Heritage Foundation (2024), chi tiêu chính phủ làm giảm tự do kinh tế phụ thuộc vào mức thuế cao hơn và chi phí cơ hồi từ việc đầu tư vào các khu vực tư nhân. Mức thuế cao và chi tiêu công mở rộng sẽ làm giảm động lực đầu tư và tiết kiệm trong khu vực tư nhân, khiến các doanh nghiệp dễ rơi vào trạng thái thiếu hụt tài chính hoặc lệ thuộc vào các nguồn vốn không ổn định (Friedman và cộng sự, 1977). Chính phủ gia tăng các khoản thuế có thể tạo áp lực tài chính đến các doanh nghiệp, giảm lợi nhuận ròng và khiến nhiều doanh nghiệp tìm cách điều chỉnh lợi nhuận kế toán nhằm giảm nghĩa vụ thuế hoặc che giấu hiệu quả kinh doanh thực tế của doanh nghiệp. Bên cạnh đó, sức khỏe tài khóa được xem là yếu tố then chốt để duy trì tăng trưởng kinh tế trong dài hạn. Việc lệch khỏi các nguyên tắc tài khóa thận trọng được cho

là làm gián đoạn ổn định vĩ mô, làm gia tăng bất ổn kinh tế và hạn chế tự do kinh tế (Miller và cộng sự., 2019). Sự gia tăng về quy mô chính phủ có thể làm gia tăng mức độ mong manh tài chính của các doanh nghiệp Việt Nam, điều này sẽ được kiểm chứng trong giả thuyết sau:

Giả thuyết H3: Quy mô Chính phủ có mối quan hệ cùng chiều với mức độ mong manh về tài chính của các công ty niêm yết Việt Nam.

Hiệu quả quản lý hay hiệu quả quản lý (EFIRE) phản ánh mức độ mà các quy định của chính phủ hỗ trợ hoặc cản trở hoạt động hiệu quả của thị trường. Chỉ số này phản ánh mức độ hiệu quả của môi trường quản lý của một quốc gia trong việc cho phép cá nhân và doanh nghiệp tự do lựa chọn kinh tế, hoạt động với gánh nặng hành chính tối thiểu và phản ứng linh hoạt với các điều kiện thị trường (The Heritage Foundation, 2024). Hiệu quả điều tiết được đo lường thông qua các yếu tố như tự do kinh doanh, tự do lao động và tự do tiền tệ, phản ánh mức độ thuận lợi và linh hoạt mà các doanh nghiệp có thể hoạt động trong môi trường pháp lý hiện hành. Trong nhiều nghiên cứu, hiệu quả điều tiết góp phần hỗ trợ cải thiện hiệu suất hoạt động, giảm chi phí tuân thủ và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Herrera-Echeverri và cộng sự., 2014; Justesen, 2008). Trái lại, một số nghiên cứu đã chỉ ra rằng khi các doanh nghiệp hoạt động trong môi trường có mức độ tự do cao nhưng thiếu vắng các thiết chế kiểm soát hiệu quả, nhà quản trị có thể bị khuyến khích đưa ra các quyết định mang tính rủi ro cao nhằm theo đuổi lợi ích ngắn hạn, từ đó làm gia tăng nguy cơ kiệt quệ tài chính (Liu & Zhang, 2015; Gwartney và cộng sự., 2021). Tại Việt Nam, trong bối cảnh cơ chế giám sát doanh nghiệp còn nhiều hạn chế, mức độ hiệu quả điều tiết cao không nhất thiết đồng nghĩa với sự ổn định tài chính, mà có thể tạo điều kiện cho hành vi tài chính rủi ro cao. Do đó, nghiên cứu tiếp tục làm sáng tỏ mối quan hệ giữa hiệu quả điều tiết của chính phủ Việt Nam và sự mong manh tài chính của các CTNY Việt Nam như sau:

Giả thuyết H4: Hiệu quả điều tiết có mối quan hệ cùng chiều với mức độ mong manh về tài chính của các công ty niêm yết Việt Nam.

Thị trường Mở hay độ mở thị trường (EFIOM) đề cập đến mức độ một quốc gia cho phép hàng hóa, dịch vụ, vốn và đầu tư tự do lưu chuyển qua biên giới với sự can thiệp tối thiểu của Chính phủ. Khía cạnh này phản ánh mức độ hội nhập hiệu quả của một quốc gia vào nền kinh tế toàn cầu và cho phép các lực lượng thị trường quyết định dòng chảy thương mại và tài chính (The Heritage Foundation, 2024). Thị trường mở được (EFIOM) đo lường thông qua ba chỉ số là tự do hóa thương mại, tự do đầu tư và tự do tài chính, phản ánh mức độ mà hàng hóa, dịch vụ và dòng vốn có thể lưu chuyển tự do giữa các quốc gia, khu vực mà không bị cản trở bởi các chính sách hoặc kiểm soát của chính phủ. Manwa và Wijewera (2016) nhấn mạnh rằng tự do thương mại, vốn là một thành phần cốt lõi của mức độ mở cửa thị trường, đóng vai trò tích cực trong việc thúc đẩy cạnh tranh lành mạnh thông qua việc loại bỏ hoặc cắt giảm các rào cản thương mại như thuế quan và hạn ngạch nhập khẩu. Khi thị trường trở nên cởi mở hơn, các doanh nghiệp có cơ hội tiếp cận tốt hơn với nguồn lực, công nghệ và kiến thức toàn cầu, đồng thời mở rộng thị trường tiêu thụ, gia tăng doanh thu và phân tán rủi ro kinh doanh. Đối với các CTNY tại Việt Nam, việc hoạt động trong một môi trường cạnh tranh toàn cầu có thể giảm động lực

thực hiện các hành vi thao túng báo cáo tài chính nhằm đạt được các mục tiêu ngắn hạn. Thay vào đó, áp lực từ thị trường sẽ khuyến khích doanh nghiệp hướng tới sự phát triển bền vững, nâng cao tính minh bạch tài chính và giảm thiểu rủi ro về tài chính hơn. Vậy nên, giả thuyết cuối cùng được làm sáng tỏ trong bài viết liên quan đến mối quan hệ giữa độ mở thị trường Việt Nam và sự mong manh về tài chính của các CTNY Việt Nam.

Giả thuyết H5: Độ mở thị trường có mối quan hệ ngược chiều với mức độ mong manh về tài chính của các công ty niêm yết Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mẫu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu thu thập dữ liệu từ báo cáo tài chính của các doanh nghiệp trong giai đoạn 2009–2024, được lấy từ hệ thống FiinPro-X. Mẫu nghiên cứu bao gồm các doanh nghiệp niêm yết trên hai sàn chứng khoán lớn của Việt Nam là Sở Giao dịch Chứng khoán TP. Hồ Chí Minh (HOSE) và Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX). Ban đầu, dữ liệu được thu thập từ 730 doanh nghiệp, với tổng số hơn 7.300 quan sát theo trong giai đoạn nghiên cứu. Để đảm bảo tính toàn diện và độ chính xác của bộ dữ liệu, nhóm nghiên cứu thực hiện quá trình lọc dữ liệu theo các tiêu chí nghiêm ngặt, cụ thể, loại bỏ các doanh nghiệp có số liệu bị khuyết trong ít nhất một năm nhằm đảm bảo tính liên tục của dữ liệu theo chuỗi thời gian. Để giảm thiểu sai số đo lường trong quá trình ước lượng mô hình, thực hiện xử lý các giá trị ngoại lai bằng cách loại bỏ các doanh nghiệp có các biến tài chính liên tục chênh lệch quá 1% (Vuong và cộng sự., 2025). Bộ dữ liệu cuối cùng bao gồm 289 doanh nghiệp, với tổng số 4.624 quan sát trong giai đoạn 2009–2024. Ngoài dữ liệu tài chính doanh nghiệp, nghiên cứu cũng sử dụng các chỉ số về tự do hóa kinh tế được thu thập từ Quỹ Di sản nhằm đánh giá mức độ tự do kinh tế của Việt Nam.

3.2. Mô hình và phương pháp ước lượng

3.2.1. Mô hình nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu được xây dựng dựa trên nghiên cứu của Bruneau và cộng sự. (2012), Alfaro và cộng sự. (2019), và Doan (2024). Nghiên cứu chủ yếu tập trung vào yếu tố tự do hóa kinh tế (EFITOTAL) và sự mong manh về tài chính của các công ty niêm yết Việt Nam. Bên cạnh đó tác giả còn sử dụng thêm các biến kiểm soát ở cấp độ doanh nghiệp bao gồm Tỷ lệ vốn chủ sở hữu Nhà nước (SO), Quy mô (SIZE), Đòn bẩy tài chính (LEV), Chỉ số tiền mặt (CASH), Khả năng sinh lời (ROA), Khả năng thanh toán nhanh (QUICK) và Thua lỗ kinh doanh (LOSS). Mục đích thêm các biến kiểm soát vào mô hình nhằm đánh giá đầy đủ hơn về mối quan hệ giữa các biến này đối với sự mong manh về tài chính của các CTNY Việt Nam. Mô hình nghiên cứu được đề xuất được thiết kế như sau:

$$FDR_{i,t} = \alpha + \beta_1 * FDR_{i,t-1} + \beta_2 * \mathrm{EFI}_t + \gamma * Firm\ Control_{i,t} + Year\ Dummies_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó: Z-score là biến phụ thuộc đại diện cho sự mong manh về tài chính (FDR) của công ty niêm yết i trong năm t. Giá trị Z-score càng lớn cho thấy công ty có sự mong manh về tài chính càng thấp. Biến giải thích chính EFITOTAL, đại diện cho sự tự do hóa kinh tế ở mức độ tổng hợp, và 04 thành phần bao gồm: pháp quyền (EFIRL), hiệu quả quản lý (EFIRE), và quy mô chính phủ (EFIGS), và độ mở thị trường (EFIOM). Hai chỉ số i và t lần lượt đại diện cho doanh nghiệp i quan sát năm t. Year Dummies thể hiện hiệu ứng cố định của năm, $\varepsilon_{i,t}$ là phần sai số ngẫu nhiên. Biến phụ thuộc, biến giải thích chính, và các biến kiểm soát (FirmControl) được mô tả cụ thể trong Bảng 1.

Bảng 1. Mô tả các biến

Biến		Mô tả đo lường biến	Ký hiệu	Dấu kì vọng
Biến phụ thuộc	Sự mong manh về tài chính	Chỉ số Z-Score được tính theo công thức sau: $Z_score_{i,t} = \frac{(ROA_{i,t}+E/A_{i,t})}{(\sigma ROA)_{i,t}}$ (3.1) Trong đó: $ROA_{i,t}$ là tỷ suất lợi nhuận sinh lời, được đo lường bằng tỷ lệ lợi nhuận ròng và tổng tài sản của doanh nghiệp i trong năm t; $E/A_{i,t}$ là tỷ lệ giữa vốn chủ sở hữu và tổng tài sản; $(\sigma ROA)_{i,t}$ là độ lệch chuẩn của tỷ suất lợi nhuận trên tài sản của doanh nghiệp i trong năm t.	FDR	
Biến giải thích chính (EFI)	Chỉ số tự do kinh tế	Được tính bằng cách lấy trung bình cộng của 12 chỉ số tự do kinh tế. Pháp quyền (quyền sở hữu, tính toàn vẹn của chính phủ, hiệu quả tư pháp); Quy mô chính phủ (chi tiêu của chính phủ, gánh nặng thuế, sức khỏe tài chính); Hiệu quả quản lý (tự do kinh doanh, tự do lao động, tự do tiền tệ); và Thị trường mở (tự do thương mại, tự do đầu tư, tự do tài chính).	EFITOTAL	(-/+)
	Pháp quyền	Nguyên tắc pháp quyền bao gồm quyền sở hữu, tính toàn vẹn của chính phủ, hiệu quả tư pháp; các chỉ số được tổng hợp và đánh giá dựa trên điểm trung bình.	EFIRL	(+)
	Quy mô chính phủ	Quy mô chính phủ bao gồm chi tiêu của chính phủ, gánh nặng thuế, tình hình tài chính lành mạnh; các chỉ số được tổng hợp và đánh giá dựa trên điểm trung bình.	EFIGS	(-)
	Hiệu quả quản lý	Hiệu quả quản lý bao gồm tự do kinh doanh, tự do lao động, tự do tiền tệ; các chỉ số được tổng hợp và đánh giá dựa trên điểm trung bình.	EFIRE	(-)

Biến		Mô tả đo lường biến	Ký hiệu	Dấu kì vọng
	Thị trường mở	Thị trường mở bao gồm tự do thương mại, tự do đầu tư, tự do tài chính; các chỉ số được tổng hợp và đánh giá dựa trên điểm trung bình.	EFIOM	(+)
	Tỷ lệ vốn chủ sở hữu Nhà nước	Tổng tỷ lệ vốn cổ phần nắm giữ bởi các đơn vị Nhà nước, được tính theo công thức sau: $Tỷ\ lệ\ VCSH\ Nhà\ nước = \frac{Vốn\ nhà\ nước}{Tổng\ vốn\ chủ\ sở\ hữu} * 100\%$ (3.2) Theo đó, biến có giá trị bằng 1 nếu doanh nghiệp có VCSH Nhà nước với ngưỡng sở hữu từ 10% trở lên và bằng 0 nếu doanh nghiệp có VCSH Nhà nước nhỏ hơn 10% (Shahwan., 2015; Doan, 2024).	SO	(-/+)
Biến kiểm soát	Quy mô	Logarithm tự nhiên của Tổng tài sản	SIZE	(-)
	Đòn bẩy tài chính	Tỷ lệ nợ phải trả trên Tổng tài sản	LEV	(-)
	Chỉ số Tiền mặt	Tỷ lệ tiền và tương đương tiền trên Tổng tài sản	CASH	(+)
	Khả năng sinh lời	Tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên Tổng tài sản	ROA	(+)
	Khả năng thanh toán nhanh	Tỷ lệ tiền và các khoản phải thu trên Nợ ngắn hạn	QUICK	(+)
	Thua lỗ kinh doanh	Biến giả LOSS nhận giá trị 1 nếu lợi nhuận sau thuế của công ty âm và nhận giá trị 0 nếu lợi nhuận sau thuế của công ty dương.	LOSS	(-)

3.2.2. Phương pháp ước lượng

Sau khi thu thập dữ liệu từ các báo cáo tài chính đã kiểm toán từ năm 2009 đến 2024 của các doanh nghiệp niêm yết Việt Nam, cung cấp bởi FiinPro-X. Theo Baltagi (2008), nghiên cứu sử dụng phương pháp ước lượng khoảng khắc hệ thống (SGMM) để khắc phục các vấn đề nội sinh tiềm ẩn trong mô hình nghiên cứu (1) do ba nguyên nhân sau. Thứ nhất, mô hình (1) bỏ sót các biến có khả năng tác động đáng kể đến sự mong manh tài chính của các công ty Việt Nam. Thứ hai, biến phụ thuộc FDR và các biến độc lập trong mô hình (1) tồn tại mối quan hệ hai chiều. Thứ ba, việc đo lường các biến đại diện trong Bảng 1 có thể chưa hoàn toàn chính xác. Các kiểm định AR (1), AR (2), và Hansen được sử dụng sau khi hồi quy mô hình (1) với kết quả ước lượng từ SGMM, nhằm xác minh tính hữu hiệu của các biến công cụ được sử dụng trong ước lượng khi giải quyết vấn đề nội sinh.

4. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Bảng 2 mô tả thống kê cơ bản các biến sử dụng trong mô hình. Bảng thống kê mô tả cho thấy dữ liệu bao gồm 4.624 quan sát cho các biến nghiên cứu. Biến FDR có giá trị trung bình là 1,1503 với độ lệch chuẩn 0,3634, dao động từ -0,8222 đến 2,4301. Các chỉ số tự do tài chính như EFITOTAL, EFIRL, EFIGS, EFIRE và EFIOM lần lượt có giá trị trung bình lần lượt là 54,86; 30,54; 74,55; 65,59 và 47,65. Trong đó, EFIGS có mức dao động lớn nhất từ 58,43 đến 87,63. Bên cạnh đó, bảng trên còn cho thấy tỷ lệ doanh nghiệp có vốn chủ sở hữu Nhà nước ở ngưỡng lớn hơn hoặc bằng 10% chiếm 18,60% tổng số quan sát. Biến SIZE (quy mô doanh nghiệp) có giá trị trung bình là 5,8786, trong khi mức đòn bẩy tài chính (LEV) trung bình là 0,4748. Biến CASH có độ lệch chuẩn cao (2,3151), phản ánh sự phân tán lớn giữa các quan sát. ROA (hiệu quả sinh lời trên tài sản) có giá trị trung bình là 0,0702, trong khi QUICK (hệ số thanh toán nhanh) có giá trị trung bình 1,5509 nhưng độ lệch chuẩn cao (3,4875), cho thấy sự khác biệt đáng kể giữa các công ty. Cuối cùng, biến LOSS có giá trị trung bình thấp (0,0381), phản ánh tỷ lệ doanh nghiệp ghi nhận lỗ là không nhiều trong mẫu nghiên cứu.

Bảng 2. Mô tả thống kê các biến trong mô hình

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
FDR	4.624	1,1503	0,3634	-0,8222	2,4301
EFITOTAL	4.624	54,8563	4,4846	49,8000	62,8000
EFIRL	4.624	30,5406	9,4828	18,0000	42,1666
EFIGS	4.624	74,5490	7,8889	58,4333	87,6333
EFIRE	4.624	65,5906	1,6179	62,4000	69,6333
EFIOM	4.624	47,6521	6,8877	37,9667	56,6000
SO	4.624	0,1860	0,3891	0,0000	1,0000
SIZE	4.624	5,8786	0,6734	4,0693	8,3512
LEV	4.624	0,4748	0,2123	0,0000	0,9700
CASH	4.624	0,5999	2,3151	0,0001	51,4395
ROA	4.624	0,0702	0,0741	-0,3172	0,6058
QUICK	4.624	1,5509	3,4875	0,0100	92,88
LOSS	4.624	0,0381	0,1914	0,0000	1,0000

Bảng 3 báo cáo mối quan hệ tương quan giữa các biến trong mô hình, nhìn chung các biến đều có hệ số nằm trong khoảng từ -1 đến +1, chứng tỏ các biến có mối liên hệ tương quan với nhau. Đa số biến độc lập (ngoại trừ các thành phần của tự do hóa kinh tế) có giá trị tương quan khá thấp (với giá trị tuyệt đối lớn nhất chỉ đạt 0,4685) nên vấn đề đa cộng tuyến không đáng lo ngại và những biến này được giữ nguyên. Ngược lại, các chỉ số thành phần của tự do hóa kinh tế, đặc biệt là mối quan hệ giữa hai biến quyền pháp luật và thị trường mở lại có tương quan cao. Mặc dù trong bài nghiên cứu trước đây, Raheem và cộng sự. (2019) đã cho thấy các biến có giá

trị tương quan cao không nhất thiết gây ra vấn đề nghiêm trọng trong ước lượng hồi quy. Tuy nhiêu, để hạn chế đa cộng tuyến, tác giả đã tách riêng các biến thành phần này và thực hiện hồi quy độc lập cho từng nhóm.

Bảng 3. Mối quan hệ tương quan giữa các biến trong mô hình

Biến	FDR	EFITOTAL	EFIRL	EFIGS	EFIRE	EFIOM
FDR	1,0000					
EFITOTAL	0,0404*	1,0000				
EFIRL	0,0398*	0,8320*	1,0000			
EFIGS	0,0165	0,5509*	0,0247	1,0000		
EFIRE	-0,0188	0,0601*	0,0549*	-0,1217*	1,0000	
EFIOM	0,0433*	0,9336*	0,9067*	0,2836*	-0,0395*	1,0000
SO	-0,0112	-0,2502*	-0,2705*	-0,0484*	0,0198	-0,2700*
SIZE	-0,1766*	0,1679*	0,1821*	0,0321	-0,0066	0,1803*
LEV	-0,6030*	-0,0904*	-0,0813*	-0,0447*	0,0154	-0,0891*
CASH	0,0145	0,0853*	0,0722*	0,0475*	-0,0027	0,0805*
ROA	0,3752*	-0,1189*	-0,1244*	-0,0257	-0,0290	-0,1193*
QUICK	0,1880*	0,0287	0,0151	0,0333	-0,0046	0,0197
LOSS	-0,1238*	0,0445*	0,0272	0,0304	0,0599*	0,0304
	SO	**SIZE**	**LEV**	**CASH**	**ROA**	**QUICK**
SO	1,0000					
SIZE	-0,1597	1,0000				
LEV	0,0604*	0,3093*	1,0000			
CASH	-0,0325*	0,4685*	0,0638*	1,0000		
ROA	0,0657*	-0,1158*	-0,4134*	0,0260	1,0000	
QUICK	-0,0482	-0,1351*	-0,3635*	-0,0356	0,1026*	1,0000
LOSS	-0,0283	-0,0094	0,0494*	-0,0364	-0,3219*	-0,0219

Nghiên cứu thực hiện hồi quy từng mô hình (1) với biến phụ thuộc là khả năng kiệt quệ tài chính (FDR) của các doanh nghiệp Việt Nam và thu được kết quả như Bảng 4. Từ kết quả hồi quy được thể hiện tại Bảng 4 đánh giá các tác động của tự do hóa kinh tế đến khả năng kiệt quệ tài chính – đo lường bằng chỉ số Z-score. Theo đó, kết quả hồi quy cho thấy hệ số của EFITOTAL có mối tương quan dương với FDR và đạt mức ý nghĩa thống kê ở mức 1% và 5%. Biến phụ thuộc FDR được đo lường bằng chỉ số Z-score, trong đó giá trị cao hơn biểu thị mức độ an toàn tài chính tốt hơn (tức là mức độ mong manh về tài chính giảm), nên sự tương quan dương này cho thấy khi chỉ số tự do kinh tế tăng lên, doanh nghiệp có xu hướng cải thiện độ an toàn tài chính. Hay nói cách khác tự do hóa kinh tế có tác động giảm sự mong manh về tài

chính, cụ thể hệ số 0,0012 giải thích rằng khi điểm tổng hợp của tự do hóa kinh tế tăng lên 1 đơn vị dẫn đến khả năng mong manh tài chính của các doanh nghiệp Việt Nam giảm 0,12%. Điều này có nghĩa là tự do hóa kinh tế tạo ra môi trường kinh doanh được mở rộng và các hạn chế thương mại, đầu tư cũng như tài chính được giảm bớt, doanh nghiệp có xu hướng tiếp cận nguồn lực, vốn và công nghệ dễ dàng hơn, từ đó cải thiện hiệu quả quản lý tài chính và giảm thiểu khả năng kiệt quệ tài chính. Bên cạnh đó, tự do kinh doanh và cải cách thủ tục hành chính góp phần giảm gánh nặng pháp lý và chi phí vận hành, tạo điều kiện để doanh nghiệp tối ưu dòng tiền và dành nguồn lực cho việc nâng cao năng lực tài chính nội tại (chẳng hạn như tăng tỷ lệ tiền mặt, giảm tỷ lệ nợ ngắn hạn trên tổng tài sản...). Phát hiện chính của bài viết khẳng định vai trò quan trọng của tự do hóa kinh tế trong việc tạo điều kiện thuận lợi cho sự ổn định và phát triển bền vững của doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam, phù hợp với kết luận của Doan (2024) đối với các doanh nghiệp SME tại Việt Nam. Qua đó, giả thuyết nghiên cứu H1a được làm sáng tỏ.

Các kết quả hồi quy trong Bảng 4 cho thấy các thành phần của chỉ số tự do kinh tế tổng hợp (EFITOTAL) có ảnh hưởng đáng kể đến sự mong manh tài chính của doanh nghiệp. Hệ số biến EFIRL (mức độ pháp quyền) dương (0,0007) và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, cho thấy khi mức độ pháp quyền tại Việt Nam tăng, mức độ mong manh tài chính của doanh nghiệp giảm đáng kể. Kết quả về tác động ngược chiều của mức độ pháp quyền đối với sự mong manh tài chính của các CTNY Việt Nam ủng hộ giả thuyết H2, kết quả này phù hợp với phát hiện của Doan và cộng sự. (2024) về các doanh nghiệp SME Việt Nam. Khi tính công bằng, bình đẳng, và minh bạch được tạo ra bởi luật pháp, điều nay sẽ giảm thiểu sự mong manh về tài chính cho các CTNY Việt Nam. Hệ số biến EFIGS (Quy mô chính phủ) âm (-0,0003) và có ý nghĩa ở mức 5%, cho thấy quy mô chi tiêu chính phủ gia tăng làm gia tăng sự mong manh tài chính của các công ty Việt Nam. Hệ số ước lượng biến EFIGS ủng hộ giả thuyết H3, nhưng trái ngược với phát hiện trong nghiên cứu của Doan và cộng sự. (2024). Kết quả này hàm ý rằng, sự phân bổ nguồn lực kinh tế được chi phối quá mức bởi Chính phủ thay vì sự điều tiết tự nhiên vốn có của thị trường sẽ làm gia tăng sự mong manh về tài chính cho các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường vốn tại Việt Nam.

Đáng chú ý, hệ số biến EFIRE (Hiệu quả quản lý) cũng âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, gợi ý rằng việc tăng cường hiệu quả quản lý Chính phủ thông qua việc siết chặt các quy định hành pháp, có thể góp phần làm gia tăng rủi ro tài chính của các công ty Việt Nam. Kết quả ước lượng của biến EFIRE phù hợp với giả thuyết H4 và phát hiện trong nghiên cứu của Doan và cộng sự. (2024). Cuối cùng, hệ số biến EFIOM (Mở cửa thị trường) dương (0,0013) và có ý nghĩa ở mức thống kê 1%, hàm ý rằng mức độ mở thị trường càng cao liên quan tích cực với sự ổn định về tài chính của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. Phát hiện này ủng hộ giả thuyết H5 và tương đồng với kết quả thực nghiệm trong nghiên cứu của Doan và cộng sự. (2024). Kết quả ước lượng này cho thấy khi Chính phủ Việt Nam cho phép hàng hóa, dịch vụ, vốn và đầu tư tự do lưu chuyển qua biên giới với sự can thiệp tối thiểu của Chính phủ, điều này thúc đẩy cạnh tranh giữa các CTNY tại Việt Nam và các doanh nghiệp trên toàn cầu. Bởi lẽ đó,

các CTNY Việt Nam sẽ chủ động tăng cường khả năng cạnh tranh, qua đó, phát triển ổn định hơn, kết quả này phần nào ủng hộ giả thuyết "Stability-Competition".

Hệ số hồi quy các biến kiểm soát trong Bảng 4 cho tác động đáng kể của một số biến kiểm soát ở mức ý nghĩa 1%, 5% hoặc 10%. Cụ thể, biến LEV có hệ số âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ở tất cả các mô hình. Hệ số LEV âm cho thấy rằng doanh nghiệp có mức đòn bẩy cao thường có Z-score thấp hơn, hay rủi ro tài chính (FDR) cao liên quan đến xác xuất phá sản cao hơn, phù hợp với phát hiện của Bruneau và cộng sự. (2012). Biến ROA có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% trong tất cả các mô hình. Hệ số ROA dương cho thấy doanh nghiệp có khả năng sinh lời tốt sẽ có Z-score cao hơn, rủi ro mong manh tài chính (FDR) thấp hơn, kết quả này tương đồng với phát hiện trong nghiên cứu của Vuong và cộng sự. (2024). Biến CASH và QUICK cũng có ý nghĩa thống kê trong một số mô hình, cho thấy khả năng thanh khoản có mối quan hệ tích cực với biến FDR. Hay nói cách khác, các doanh nghiệp có sự ổn định tài chính cao thường có tính thanh khoản cao, phát hiện này đồng thuận với nghiên cứu của Bruneau và cộng sự. (2012). Biến LOSS có hệ số âm và có ý nghĩa thống kê trong các mô hình (1), (3), và (5), cho thấy doanh nghiệp gặp tình trạng thua lỗ trong kinh doanh có Z-score thấp hơn hay sự mong manh về tài chính (FDR) của những doanh nghiệp này cao hơn. Hệ số ước lượng âm của biến LOSS phù hợp với phát hiện trong nghiên cứu của Vuong và cộng sự. (2024). Cuối cùng, biến SIZE (quy mô doanh nghiệp) có hệ số âm và ý nghĩa ở mô hình (5) ở mức ý nghĩa 1%, gợi ý rằng các doanh nghiệp lớn hơn có thể đối mặt với rủi ro tài chính cao hơn theo phỏng đoán của giả thuyết "too big – to fail" (Ma & Nguyen, 2021).

Bảng 0. Kết quả hồi quy từ ước lượng SGMM

Hệ số	**Biến phụ thuộc: FDR**				
	(1)	**(2)**	**(3)**	**(4)**	**(5)**
Lag. FDR	0,0570	0,1387**	0,1307**	0,1941***	0,2204***
	(0,0372)	(0,0635)	(0,0521)	(0,0531)	(0,0761)
EFITOTAL	0,0012**				
	(0,0006)				
EFIRL		0,0007**			
		(0,0004)			
EFIGS			-0,0003**		
			(0,0001)		
EFIRE				-0,0018**	
				(0,0009)	
EFIOM					0,0013***
					(0,0006)
SO	0,0185	0,0041	-0,0144	-0,0180	0,0024
	(0,0129)	(0,0119)	(0,0180)	(0,0177)	(0,0113)
SIZE	-0,0008	-0,0125	-0,0022	0,0093	-0,0194***
	(0,0250)	(0,0192)	(0,0164)	(0,0168)	(0,0200)

Hệ số	Biến phụ thuộc: FDR				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
LEV	-0,8360***	-0,7463***	-0,8562***	-0,7006***	-0,6161***
	(0,0750)	(0,0911)	(0,0799)	(0,0845)	(0,1186)
CASH	0,0050	0,0061	0,0122**	0,0038	0,0057***
	(0,0100)	(0,0038)	(0,0056)	(0,0055)	(0,0037)
ROA	0,6867***	0,7325***	0,6096***	0,7234***	0,7654***
	(0,1158)	(0,1303)	(0,1025)	(0,0821)	(0,1299)
QUICK	-0,0018**	-0,0012	-0,0034	0,0010	-0,0002
	(0,0007)	(0,0011)	(0,0026)	(0,0025)	(0,0012)
LOSS	-0,0579*	-0,0389	-0,0711***	-0,0110	-0,0327*
	(0,0346)	(0,0618)	(0,0176)	(0,0350)	(0,0638)
Hằng số	1,3741***	1,3439***	1,4041***	1,2730***	1,1852***
	(0,1543)	(0,1457)	(0,1109)	(0,1057)	(0,1388)
Số quan sát	4.046	4.335	3.757	4.046	4.335
Hiệu ứng cố định năm	Có	Có	Có	Có	Có
Giá trị P của kiểm định AR(2)	0,086	0,227	0,092	0,578	0,343
Giá trị P của kiểm định Hansen	0,548	0,907	0,882	0,889	0,896

*Ghi chú: * p<0,1; ** p<0,05; *** p<0,01.*

5. Kết luận, Hàm ý chính sách, và Hạn chế của nghiên cứu

Nghiên cứu này đánh giá mối quan hệ giữa tự do hóa kinh tế và sự mong manh tài chính tại các doanh nghiệp Việt Nam trong giai đoạn 2009-2024. Áp dụng phương pháp ước lượng SGMM để phân tích dữ liệu bảng của 289 công ty niêm yết, kết quả nghiên cứu cho thấy mức độ tự do hóa kinh tế tại Việt Nam có mối quan hệ ngược chiều với mức độ mong manh tài chính của các doanh nghiệp niêm yết trên Hai sở giao dịch chứng khoán Việt Nam. Mức độ pháp quyền và độ mở thị trường cũng tăng cường sự ổn định của các công ty niêm yết Việt Nam, trái lại, quy mô chính phủ và hiệu quả quản lý gia tăng mức độ mong manh tài chính của các CTNY tại Việt Nam. Các kết quả đạt được từ nghiên cứu hàm ý rằng tự do hóa kinh tế góp phần thúc đẩy nền kinh tế phát triển thông qua việc thu hút đầu tư, mở rộng thương mại và thúc đẩy cạnh tranh. Khi các rào cản được gỡ bỏ, dòng vốn, hàng hóa và dịch vụ được lưu chuyển tự do, tạo điều kiện cho doanh nghiệp nâng cao hiệu quả hoạt động, mở rộng quy mô, đồng thời cũng có tác động đến rủi ro (sự mong manh) tài chính của các doanh nghiệp hoạt động trên thị trường.

Bài viết cung cấp một số hàm ý quản trị cho các bên liên quan, chẳng hạn. *Đối với các nhà quản lý doanh nghiệp*, xác định được mối quan hệ giữa tự do hóa kinh tế và khả năng kiệt quệ tài chính sẽ giúp các nhà quản trị doanh nghiệp xây dựng các chính sách phòng ngừa rủi ro phù hợp nhằm duy trì sự ổn định tài chính, tăng khả năng chống chịu của doanh nghiệp. Trên cơ sở đó, các nhà quản trị đưa ra các quyết định đầu tư, tích trữ thanh khoản, sử dụng đòn bẩy phù

hợp trong bối cảnh nền mở cửa kinh tế và hội nhập. *Đối với Chính phủ Việt Nam*, Nhà Nước và Chính phủ chủ động nâng cao hiệu lực thực thi pháp luật và mở rộng độ mở thị trường sẽ góp phần thúc đẩy sự ổn định của doanh nghiệp nói riêng và nền kinh tế nói chung. *Đối với các nhà đầu tư*, tự do hóa kinh tế là một nhân tố vĩ mô ảnh hưởng đáng kể đến sự ổn định tài chính của công ty hoạt động tại Việt Nam trong ngắn hạn và dài hạn, do đó, sự thay đổi mức độ tự do hóa kinh tế có thể làm thay đổi lợi ích tài chính các nhà đầu tư đạt được từ CTNY Việt Nam. Vậy nên, việc quan sát sự thay đổi chỉ số này là cần thiết để các nhà đầu tư tại Việt Nam thực hiện điều chỉnh chính sách đầu tư và phân bổ danh mục đầu tư cho phù hợp.

Hạn chế của bài viết tồn tại ở các khía cạnh sau. Thứ nhất, mẫu quan sát của bài viết chỉ giới hạn trong phạm vi các doanh nghiệp niêm yết trên Hai sở giao dịch chứng khoán Việt Nam trong khi các doanh nghiệp trên sàn UPCOM chưa bao gồm trong mẫu nghiên cứu. Thứ hai, nghiên cứu chỉ tập trung xem xét tác động của các chỉ số tự do hóa kinh tế và đặc trưng của công ty đến sự mong manh về tài chính của các CTNY Việt Nam trong giai đoạn 2009-2024, trong mô hình nghiên cứu chưa đánh giá các chỉ số thể hiện điều kiện kinh tế vĩ mô như tăng trưởng kinh tế, lãi suất, lạm phát, tỷ lệ thất nghiệp .v.v. Thứ ba, tác động của chỉ số tự kinh tế đến sự mong manh tài chính của các CTNY chưa đánh giá qua các ngành (lĩnh vực) khác nhau hay các công ty có đặc điểm vốn có khác nhau. Những hạn chế từ bài báo này góp phần định hướng nghiên cứu cho các nghiên cứu thực nghiệm trong tương lai về cùng chủ đề nghiên cứu.

Tài liệu tham khảo

Agca, S., De Nicolò, G., & Detragiache, E. (2007). Financial reforms, financial openness, and corporate borrowing: International evidence. *IMF Working Papers*, *2007*(186).

Aguilera, R., Duran, P., Heugens, P. P. M. A. R., Sauerwald, S., Turturea, R., & VanEssen, M. (2021). State ownership, political ideology, and firm performance around the world. *Journal of World Business*, *56*(1), 101113. https://doi.org/10.1016/j.jwb.2020.101113.

Alfaro, L., Asis, G., Chari, A., & Panizza, U. (2019). Corporate debt, firm size, and financial fragility in emerging markets. *Journal of International Economics*, *118*, 1-19. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.01.002.

Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis, and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, *23*(4), 589-609. https://doi.org/10.2307/2978933.

Andrade, G., & Kaplan, S. N. (1998). How costly is financial (not economic) distress? Evidence from highly leveraged transactions that became distressed. *The Journal of Finance*, *53*(5), 1443-1493. https://doi.org/10.1111/0022-1082.00062.

Baltagi, B. H. (2008). *Forecasting with panel data. Journal of Forecasting*, 27(2), 153-173. https://doi.org/10.1002/for.1047.

Bekaert, G., Harvey, C. R., & Lundblad, C. (2005). Does Financial Liberalization Spur Growth? *Journal of Financial Economics*, 77(1), 3–55. https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.05.007

Bruneau, C., de Bandt, O., & El Amri, W. (2012). Macroeconomic fluctuations and corporate financial fragility. *Journal of Financial Stability*, *8*(4), 219-235. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2012.02.002.

Doan, A. T. (2024). Economic freedom, ownership structure, and SME financial fragility: Evidence from an emerging economy. *Asia-Pacific Financial Markets*, *31*(4), 975-1006. https://doi.org/10.1007/s10690-023-09438-3.

Doan, A. T., Khan, A., Holmes, S., & Tran, T. (2023). SMEs' efficiency in a transitional economy: do innovation and public support schemes matter? *Journal of the Asia Pacific Economy*, *28*(3), 1029-1060. https://doi.org/10.1080/13547860.2021.1940693.

Friedman, J. H., Bentley, J. L., & Finkel, R. A. (1977). An algorithm for finding best matches in logarithmic expected time. *ACM Transactions on Mathematical Software (TOMS)*, *3*(3), 209-226. https://dl.acm.org/doi/pdf/10.1145/355744.355745.

Gwartney, J., Lawson, R., Hall, J., & Murphy, R. (2021). Economic Freedom of the World 2021 annual report. *Institute of Economic Affairs Monographs, Forthcoming*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3924422.

Herrera-Echeverri, H., Haar, J., & Estévez-Bretón, J. B. (2014). Foreign direct investment, institutional quality, economic freedom, and entrepreneurship in emerging markets. *Journal of Business Research*, 67(9), 1921–1932. https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2013.11.020.

Holmström, B., & Tirole, J. (1997). *Financial Intermediation, Loanable Funds, and the Real Sector*. *Quarterly Journal of Economics*. https://doi.org/10.1162/003355397555316.

Iona, A., Leonida, L., Limosani, M., Patti, D. M. A., & Navarra, P. (2024). Does economic liberalization foster corporate investment? Theory and evidence from US and Canadian firms. *Socio-Economic Planning Sciences*, *91*, 101776. https://doi.org/10.1016/j.seps.2023.101776.

Jadiyappa, N., Vanga, N. R., & Krishnankutty, R. (2016). Financial liberalisation and capital structuring decisions of corporate firms: Evidence from India. *Economics Letters*, 149, 33–37. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2016.10.004.

Justesen, M. K. (2008). The effect of economic freedom on growth revisited: New evidence on causality from a panel of countries 1970–1999. *European Journal of Political Economy*, 24(3), 642–660. https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2008.06.003.

Köves, A., & Marer, P. (2019). Economic liberalization in Eastern Europe and market economies. In *Foreign Economic Liberalization* (pp. 15-33). Routledge. https://www.taylorfrancis.com/chapters/edit/10.4324/9780429046094-2/economic-liberalization-eastern-europe-market-economies-andr%C3%A1s-k%C3%B6ves-paul-marer.

Liao, M. Y. (2018). International evidence on economic freedom, governance, and firm performance. In *International Corporate Governance and Regulation* (pp. 85-103). Emerald Publishing Limited. https://doi.org/10.1108/S1569-373220180000020004.

Liu, Q., & Zhang, Y. (2015). Corporate financial fragility and the role of internal governance: Evidence from China. *China Journal of Accounting Research*, 8(3), 165–181. https://doi.org/10.1016/j.cjar.2015.01.001.

Ma, L., Xu, F., Najaf, I., & Taslima, A. (2020). How Does Increased Private Ownership Affect Financial Leverage, Asset Quality, and Profitability of Chinese SOEs?. *Chinese Political Science Review*, (2020), 1-34. https://doi.org/10.1007/s41111-020-00158-x.

Ma, C., & Nguyen, X. H. (2021). Too big to fail and optimal regulation. *International Review of Economics & Finance*, *75*, 747-758. https://doi.org/10.1016/j.iref.2021.04.032

Manwa, F., & Wijeweera, A. (2016). Trade liberalisation and economic growth link: The case of Southern African Customs Union countries. *Economic Analysis and Policy*, *51*, 12-21. https://doi.org/10.1016/j.eap.2016.05.001.

McKinnon, R. I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*. Washington, D.C.: Brookings Institution.

Miller, T., Kim, A. B., & Roberts, J. M. (2019). *2019 Index of Economic Freedom*. The Heritage Foundation. Retrieved from https://www.heritage.org/index.

Phan, T. D., & Thanh, N. N. T. (2024). Các nhân tố ảnh hưởng đến kiệt quệ tài chính của các doanh nghiệp xây dựng và doanh nghiệp bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 319 (2), 2-11. https://DOI: 10.33301/JED.VI.1412.

Porta, R. L., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1998). Law and finance. *Journal of Political Economy*, *106*(6), 1113-1155. https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/250042.

Raheem, M. A., Udoh, N. S., & Gbolahan, A. T. (2019). Choosing appropriate regression model in the presence of multicollinearity. *Open Journal of Statistics*, *9*(02), 159. https://www.scirp.org/html/1-1241187_91564.htm.

Rajan, R. G., & Zingales, L. (1998). *Financial dependence and growth*. American Economic Review, 88(3), 559–586. https://www.nber.org/papers/w5758.

Shaw, E. S. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*. New York: Oxford University Press.

Shahwan, T. M. (2015). The effects of corporate governance on financial performance and financial distress: evidence from Egypt. *Corporate Governance*, *15*(5), 641-662. https://https://doi.org/10.1108/CG-11-2014-0140.

The Heritage Foundation (2024). 2024 Index of Economic Freedom. Truy cập tại < https://www.heritage.org/index/about>, [truy cập ngày 10/02/2025].

VCCI (2024). Tổng hợp các FTA của Việt Nam tính đến tháng 10/2024. https://trungtamwto.vn/thong-ke/12065-tong-hop-cac-fta-cua-viet-nam-tinh-den-thang-112018.

Vuong, G. T. H., Van Nguyen, P., Barky, W., & Nguyen, M. H. (2024). Stock return volatility and financial distress: Moderating roles of ownership structure, managerial ability, and financial constraints. *International Review of Economics & Finance*, *91*, 634-652. https://doi.org/10.1016/j.iref.2024.01.054.

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*, *65*, 101102. https://doi.org/10.1016/j.gfj.2025.101102.