

Tác động của các nhân tố nội tại tới rủi ro phá sản của các doanh nghiệp niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh

Nguyễn Thị Thu Trang, Nguyễn Hồng Nga, Nguyễn Hải Anh

Trường Đại học Thăng Long, Việt Nam

Ngày nhận: 25/02/2025

Ngày nhận bản sửa: 29/08/2025

Ngày duyệt đăng: 09/09/2025

Tóm tắt: Nghiên cứu này tập trung đánh giá tác động của các nhân tố nội tại tới rủi ro phá sản của các doanh nghiệp niêm yết. Dữ liệu nghiên cứu được thu thập gồm 350 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong năm 2023. Bằng phương pháp hồi quy logit và hồi quy OLS, nghiên cứu làm rõ tác động của các nhân tố nội tại đến rủi ro phá sản của doanh nghiệp, đặc biệt trong bối cảnh hậu COVID-19- giai đoạn mà nhiều doanh nghiệp đối mặt với áp lực tài chính lớn bởi chi phí lãi vay cao, dòng tiền suy giảm và nhu cầu tiêu dùng co hẹp. Nghiên cứu không chỉ cung cấp cái nhìn thực tế về tình hình tài chính hiện tại của các doanh nghiệp mà còn đóng góp vào khoảng trống nghiên cứu về các nhân tố nội tại ảnh hưởng đến khả năng

The impact of internal factors on the bankruptcy risk of enterprises listed on the Ho Chi Minh city stock exchange

Abstract: This study focuses on evaluating the impact of internal factors on the bankruptcy risk of enterprises listed on the Vietnamese Stock Market. The research data collected comprises 350 non-financial enterprises listed on the Vietnamese Stock Market in 2023. Using logit regression and OLS regression methods, the study clarifies the impact of internal factors on enterprises' bankruptcy risk, especially in the post-COVID-19 context- a period when many enterprises faced significant financial pressure due to high interest expenses, declining cash flow, and contracting consumer demand. The study not only provides a practical insight into the current financial situation of enterprises but also contributes to the research gap regarding internal factors affecting enterprise viability in the Vietnamese market. Based on the analysis results, the study proposes several solutions to help enterprises mitigate bankruptcy risk, including: strengthening equity to improve financial autonomy; limiting the expansion of high-risk projects or over-reliance on financial leverage; and optimizing costs and efficiently utilizing assets to increase profitability.

Keywords: Z-score, Size, Financial autonomy, Logit model

Link Doi: <https://doi.org/10.59276/JELB.2026.1.2.2895>

Nguyen Thi Thu Trang¹, Nguyen Hong Nga², Nguyen Hai Anh³

Email: thutrang.tlu@gmail.com¹, hongnga205@gmail.com², haianh2362@gmail.com³

Organization of all: Thang Long University of Vietnam

tồn tại của doanh nghiệp tại thị trường Việt Nam. Dựa trên kết quả phân tích, nghiên cứu đề xuất một số giải pháp giúp doanh nghiệp giảm thiểu nguy cơ phá sản, bao gồm: tăng cường vốn chủ sở hữu nhằm cải thiện tính tự chủ tài chính; hạn chế mở rộng các dự án có mức độ rủi ro cao hoặc phụ thuộc quá nhiều vào đòn bẩy tài chính; tối ưu hóa chi phí và sử dụng tài sản hiệu quả để tăng lợi nhuận.

Từ khóa: Hệ số Zscore, Qui mô, Tự chủ tài chính, Mô hình logit

Trích dẫn: Nguyễn Thị Thu Trang, Nguyễn Hồng Nga, & Nguyễn Hải Anh. (2026). Tác động của các nhân tố nội tại tới rủi ro phá sản của các doanh nghiệp niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. *Tạp chí Kinh tế - Luật và Ngân hàng*, 28(1+2), 123-134. <http://doi.org/10.59276/JELB.2026.1.2.2895>

1. Giới thiệu nghiên cứu

Nghiên cứu của Beaver (1966) cho rằng khi doanh nghiệp không đáp ứng các nghĩa vụ tài chính khi đến hạn, không trả được nợ, thấu chi trên tài khoản ngân hàng và không thanh toán cổ tức ưu đãi là các dấu hiệu của một doanh nghiệp có nguy cơ phá sản lớn. Quan điểm của Sharpe (1966) cho rằng: quản lý rủi ro tài chính kém là nguyên nhân dẫn tới phá sản. Nhà quản trị cần có các chiến lược quản lý nợ và quản lý dòng tiền hiệu quả. Theo Damodaran (2012) rủi ro phá sản xuất phát từ cấu trúc vốn, dòng tiền và chiến lược kinh doanh của doanh nghiệp. Tại Việt Nam Luật Phá sản đã được Quốc hội (2014) qui định rõ ràng trong khoản 4, điều 4 như sau: “Phá sản là tình trạng của doanh nghiệp, hợp tác xã mất khả năng thanh toán và bị Tòa án nhân dân ra quyết định tuyên bố phá sản”. Trong năm 2023, vấn đề phá sản doanh nghiệp trở thành mối quan ngại lớn đối với nhiều nền kinh tế do tác động kéo dài từ đại dịch Covid-19, xung đột địa chính trị và suy thoái kinh tế. Việt Nam cũng không nằm ngoài xu hướng này. Theo số liệu từ Cục Thống kê (2024), có khoảng 89.100 doanh nghiệp tạm ngừng kinh doanh có thời hạn, tăng 20,7% so với năm trước;

65.500 doanh nghiệp ngừng hoạt động và chờ làm thủ tục giải thể, tăng 28,9%; trong khi 18.000 doanh nghiệp đã hoàn tất thủ tục giải thể. Tình trạng phá sản hàng loạt có thể kéo theo những hệ quả nghiêm trọng cho nền kinh tế, tạo hiệu ứng lan truyền, dẫn đến nguy cơ suy thoái hoặc khủng hoảng. Vậy, đâu là nguyên nhân khiến các doanh nghiệp Việt Nam rơi vào tình trạng phá sản trong năm 2023?

Mặc dù có nhiều nghiên cứu về dự báo phá sản doanh nghiệp như các mô hình Z-score của Altman (1968), Ohlson (1980) hay Fulmer và cộng sự (1984), nhưng vẫn còn thiếu các nghiên cứu chuyên sâu về các yếu tố nội tại tác động đến rủi ro phá sản của doanh nghiệp Việt Nam trong bối cảnh hậu đại dịch COVID-19. Đặc biệt là đối với các doanh nghiệp niêm yết (DNNY) trên sàn HOSE- nhóm doanh nghiệp có vai trò quan trọng trong nền kinh tế. Xuất phát từ khoảng trống nghiên cứu về các yếu tố nội tại có ảnh hưởng đến rủi ro phá sản của doanh nghiệp, nghiên cứu hướng đến mục tiêu đánh giá tác động của các nhân tố như: qui mô, khả năng tự chủ tài chính, khả năng sinh lời, tăng trưởng doanh thu, đòn bẩy tài chính đến đến nguy cơ phá sản của các DNNY trên sàn HOSE. Nhóm tác giả lựa chọn đề tài nghiên cứu “Tác động của

các nhân tố nội tại tới rủi ro phá sản của các doanh nghiệp niêm yết trên sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh”. Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi qui đa biến OLS và Logit với qui mô mẫu gồm 350 doanh nghiệp phi tài chính trong năm 2023. Chỉ số Z-score của Altman (1968) và Z’’-score của Altman (1983) được sử dụng làm thước đo rủi ro phá sản. Kết quả nghiên cứu giúp nhà quản trị có cái nhìn sâu sắc, đưa ra các chính sách quản trị tài chính phù hợp để phòng tránh rủi ro, đảm bảo tăng trưởng bền vững của các doanh nghiệp. Kết cấu của bài viết gồm: Giới thiệu nghiên cứu, cơ sở lý thuyết và tổng quan, phương pháp nghiên cứu, kết quả thực nghiệm và kết luận- khuyến nghị chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết về rủi ro phá sản và đo lường rủi ro phá sản doanh nghiệp

Các nghiên cứu của (Beaver, 1966; Damodaran, 2012; Sharpe, 1966) đã đưa ra các góc nhìn khác nhau về rủi ro phá sản doanh nghiệp. Altman (1968) đã xây dựng mô hình Z-score để đánh giá về khả năng phá sản của các doanh nghiệp đã cổ phần hoá thuộc nhóm sản xuất. Nghiên cứu được thực hiện với 66 doanh nghiệp sản xuất trên thị trường chứng khoán (TTCK) Mỹ trong giai đoạn 1946- 1965, kết quả đưa ra có 33 doanh nghiệp phá sản và 33 doanh nghiệp không phá sản. Mô hình tính toán giá trị Z-score có khả năng dự đoán chính xác lên đến 95% vào năm đầu tiên, mô hình được xây dựng như sau:

$$Z = 0,012*X_1 + 0,014*X_2 + 0,033*X_3 + 0,006*X_4 + 0,999*X_5$$

Trong đó: X_1 = Vốn lưu động/Tổng tài sản; X_2 = Lợi nhuận giữ lại/Tổng tài sản; X_3 = Lợi nhuận trước thuế và lãi vay/Tổng tài sản; X_4 = Giá trị thị trường của Vốn chủ

sở hữu/Giá trị sổ sách của tổng nợ; X_5 = Doanh thu thuần/Tổng tài sản.

Điểm số Z được tính ra được so sánh với các mức điểm cắt để phân loại doanh nghiệp như sau: $Z < 1,81$: Doanh nghiệp phá sản; $1,81 < Z < 2,99$: Dấu hiệu chưa rõ ràng, vùng xám; $Z > 2,99$: Doanh nghiệp an toàn.

Tiếp nối nghiên cứu của mô hình Z-score, Altman (1983) tiếp tục điều chỉnh mô hình Z ban đầu bằng cách loại bỏ biến X_5 (Doanh thu/Tổng tài sản); giá trị X_4 được thay thế giá trị vốn hóa bằng giá trị vốn chủ sở hữu. Nghiên cứu của Altman (1983) để loại bỏ ảnh hưởng tiềm ẩn có thể xảy ra với những ngành nhạy cảm với doanh thu hay tài sản được gộp vào mô hình do sự khác biệt lớn của các ngành. Vì vậy, mô hình Z được điều chỉnh để phù hợp cho tất cả các ngành, công ty tư nhân niêm yết, công ty sản xuất và phi sản xuất. Mô hình Z’’ như sau:

$$Z'' = 6,56*X_1 + 3,26*X_2 + 6,72*X_3 + 1,05*X_4$$

Trong đó: X_1 = Vốn lưu động/Tổng tài sản; X_2 = Lợi nhuận giữ lại/Tổng tài sản; X_3 = Lợi nhuận trước thuế và lãi vay/Tổng tài sản; X_4 = Giá trị sổ sách của Vốn chủ sở hữu/Giá trị sổ sách của tổng nợ.

Các điểm cắt của mô hình điểm số Z’’: $Z'' < 1,1$: Doanh nghiệp phá sản; $1,1 < Z'' < 2,6$: Dấu hiệu chưa rõ ràng, vùng xám; $Z'' > 2,6$: Doanh nghiệp an toàn. Altman (1983) nhận định mô hình mới phù hợp với các thị trường mới nổi hơn so với mô hình Z ban đầu.

Nghiên cứu về thước đo khả năng phá sản doanh nghiệp của Ohlson (1980) tập trung vào 4 nhóm nhân tố bao gồm: qui mô, cấu trúc tài chính, khả năng sinh lời, khả năng thanh toán. Các điểm cắt của mô hình điểm số O-score gồm: O-score $> 0,38$: Doanh nghiệp phá sản; O-score = 0,38: Ngưỡng báo động; O-score $< 0,38$: Doanh nghiệp an toàn, không phá sản. Mô hình nghiên cứu các biến công ty đơn lẻ và không dự

đoán rằng các thông số đều giống nhau cho tất cả các công ty. Mô hình dựa trên giả định thị trường hiệu quả và điều đó rất khó đáp ứng được trong thực tế.

Nghiên cứu của Fulmer và cộng sự (1984) đã phát triển và hoàn thiện mô hình H-score để kiểm tra báo cáo tài chính của các công ty niêm yết. Nghiên cứu được thực hiện với 60 công ty của thị trường Hoa Kỳ, gồm: 30 công ty phá sản và 30 công ty không phá sản. Nghiên cứu đã lựa chọn nghiên cứu trên 40 chỉ tiêu tài chính và từ đó xây dựng được mô hình với 9 biến độc lập tác động đến hệ số phá sản. Các điểm cắt của mô hình điểm số H bao gồm: H-score < 0: Doanh nghiệp phá sản và H-score > 0: Doanh nghiệp an toàn. Mô hình được đánh giá có khả năng dự báo chính xác đến 98% khi sử dụng kiểm định doanh nghiệp trước khi phá sản một năm và xấp xỉ 81% đối với dự báo trên một năm. Chỉ số H-score được áp dụng khá hiệu quả ở phương Tây cũng như các quốc gia châu Á (Ấn Độ, Thái Lan...) trong việc đánh giá độ an toàn của doanh nghiệp.

Có thể thấy rằng, thước đo rủi ro phá sản của Ohlson (1980) và Fulmer và cộng sự (1984) yêu cầu dữ liệu phức tạp và được thực hiện trên giả thiết thị trường hiệu quả nên chưa phù hợp với đặc thù của các doanh nghiệp Việt Nam ở thời điểm hiện tại. Do vậy, để thực hiện đánh giá khái quát và phù hợp với đặc điểm riêng của các nhóm ngành khác nhau theo hệ thống phân ngành trên sàn HOSE, nhóm tác giả thực hiện tính toán và đo lường rủi ro phá sản của các DNNY với hai thước đo Z-score (hệ số Z) của Altman (1968) và hệ số Z" của Altman (1983). Mặc dù mô hình Zscore của Altman (1968) được đánh giá là đơn giản vì chỉ có thể dự đoán "nguy cơ cao", "nguy cơ thấp", "vùng xám" và bỏ qua toàn bộ các yếu tố định tính nhưng đến hiện tại mô hình của Altman (1968) vẫn là công cụ

dự báo khả năng phá sản doanh nghiệp phổ biến và chính xác trên thế giới, đặc biệt với sự cải biên của mô hình Z" năm 1983 phù hợp với nhiều loại hình doanh nghiệp theo (Balcaen & Ooghe, 2006; Chiaramonte và cộng sự, 2015; Chung và cộng sự, 2016; Platt & Platt, 1990).

2.2. Tổng quan nghiên cứu về nhân tố tác động tới rủi ro phá sản doanh nghiệp

Một trong các nhân tố quan trọng ảnh hưởng đến rủi ro phá sản của doanh nghiệp là qui mô doanh nghiệp. Trong các nghiên cứu của Altman đều cho rằng: qui mô càng lớn rủi ro phá sản của doanh nghiệp càng thấp. Đồng quan điểm Agrawal và cộng sự (2004) chứng minh rằng doanh nghiệp càng nhỏ thì tỷ lệ tồn tại sau 5 năm càng thấp. Nghiên cứu của Altman và cộng sự (2013) thực hiện nghiên cứu với các công ty sản xuất tại Ý đưa ra kết luận có sự khác biệt về rủi ro phá sản giữa các doanh nghiệp qui mô lớn, qui mô vừa và qui mô nhỏ. Kết quả tương ứng trong nghiên cứu của Ohlson (1980) đã đưa ra mô hình để dự đoán phá sản với 2.163 công ty (105 công ty phá sản và 2.058 công ty không phá sản) chỉ ra rằng các công ty qui mô nhỏ dễ bị phá sản hơn, đặc biệt trong các giai đoạn khủng hoảng kinh tế. Qui mô doanh nghiệp có tác động ngược chiều với rủi ro phá sản, tức là doanh nghiệp càng lớn, nguy cơ phá sản càng thấp do có nền tảng tài chính vững chắc, dễ dàng huy động vốn và chịu được các biến động kinh tế. Đồng quan điểm Agrawal và cộng sự (2004) chứng minh rằng doanh nghiệp càng nhỏ thì tỷ lệ tồn tại sau 5 năm càng thấp. Altman và cộng sự (2013) thực hiện nghiên cứu với các công ty sản xuất tại Ý đưa ra kết luận có sự khác biệt về rủi ro phá sản giữa các doanh nghiệp qui mô lớn, qui mô vừa và qui mô nhỏ; đặc biệt với các doanh nghiệp lớn nhưng duy trì được cấu

trúc vốn với vốn nợ ít sẽ bền vững hơn. Ngược lại, nghiên cứu của Altman và cộng sự (2017) đưa ra kết luận chưa đủ bằng chứng thống kê để xác định tác động của qui mô (tổng tài sản) tới hệ số Z (đo lường cho các công ty niêm yết) và hệ số Z' (đo lường cho các công ty tư nhân). Có thể thấy rằng, yếu tố qui mô đặc biệt quan trọng với các doanh nghiệp khi thực hiện cạnh tranh với các doanh nghiệp cùng ngành tuy nhiên nếu hoạt động quản trị không hiệu quả sẽ dễ dàng đẩy doanh nghiệp đến nguy cơ phá sản nhanh hơn.

Nghiên cứu của Ohlson (1980) đồng kết luận về việc sử dụng đòn bẩy tài chính có tác động thuận chiều đến nguy cơ phá sản doanh nghiệp, nghĩa là doanh nghiệp có mức nợ cao sẽ có nguy cơ phá sản cao hơn do áp lực trả nợ lớn và chi phí tài chính cao. Nghiên cứu của Van Binsbergen và cộng sự (2010) cho rằng lợi ích từ nợ vay lớn nhất ở một mức độ đòn bẩy nhất định nhưng vượt qua mức đó giá trị doanh nghiệp sẽ giảm và dẫn tới đổ vỡ doanh nghiệp. Nghiên cứu George và Hwang (2010) đã chứng minh các công ty có đòn bẩy tài chính thấp có mức độ kiệt quệ tài chính thấp, xác suất rủi ro hệ thống cũng thấp hơn so với các công ty sử dụng đòn bẩy tài chính cao. Rủi ro phá sản càng lớn khi vốn chủ yếu được huy động từ trái phiếu và nợ vay dài hạn (Acosta-González & Fernández-Rodríguez, 2014; Boubaker và cộng sự, 2018).

Nghiên cứu của Bateni và Asghari (2020) đã áp dụng cả phương pháp ước lượng logit và thuật toán di truyền (GA) để dự báo nguy cơ phá sản, với dữ liệu từ 174 doanh nghiệp, bao gồm cả doanh nghiệp phá sản và không phá sản trên TTCK Tehran trong giai đoạn 2006- 2014. Kết quả nghiên cứu cho thấy, doanh thu và lợi nhuận là hai yếu tố có ảnh hưởng quan trọng đến rủi ro phá sản, đặc biệt khi xem xét dưới góc độ hiệu suất sử dụng tài sản và tỷ suất sinh lời.

Khi các chỉ số này cao, tình hình tài chính của doanh nghiệp càng ổn định, giúp giảm nguy cơ phá sản. Bên cạnh đó, quản trị doanh nghiệp đóng vai trò then chốt trong việc kiểm soát chi phí, nâng cao doanh thu, tối ưu hóa hiệu quả sử dụng tài sản và cải thiện tỷ suất lợi nhuận, từ đó đảm bảo sự an toàn tài chính (Sudarsanam & Lai, 2002). Tuy nhiên, hạn chế của “Lợi nhuận giữ lại” là chịu tác động lớn từ việc tái cấu trúc doanh nghiệp hoặc chính sách cổ tức. Do đó, nghiên cứu Tangpong và cộng sự (2015) và Barbero và cộng sự (2018) đã nhấn mạnh rằng các chiến lược như cắt giảm chi phí, gia tăng doanh thu, thanh lý tài sản kém hiệu quả có thể giúp tối đa hóa lợi nhuận và đảm bảo an toàn tài chính.

Nghiên cứu của Hoang và cộng sự (2024) thực hiện đánh giá rủi ro phá sản của 22 doanh nghiệp xây dựng Nhà nước tại Việt Nam trong giai đoạn từ 2017- 2021. Nghiên cứu sử dụng mô hình Z-score đã đưa ra kết quả phần lớn các doanh nghiệp trong mẫu có nguy cơ phá sản ở mức trung bình hoặc cao. Từ cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu có thể thấy rằng, các nghiên cứu đánh giá vai trò quan trọng của các nhân tố như qui mô, khả năng tự chủ tài chính, khả năng sinh lời, đòn bẩy tài chính... trong việc dự báo khả năng phá sản của doanh nghiệp. Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu được thực hiện tại các thị trường phát triển và chưa xem xét sự biến động bất thường trong bối cảnh như đại dịch Covid-19. Ngoài ra, kết luận về tác động của các nhân tố tới rủi ro phá sản của doanh nghiệp chưa có sự đồng nhất như cấu trúc vốn, qui mô... Vì vậy, với mục tiêu nghiên cứu đưa ra khuyến nghị với các nhà quản trị để xây dựng chiến lược tài chính bền vững, nghiên cứu sử dụng đồng thời hai thước đo là Z-score và Z'-score để đánh giá rủi ro phá sản của doanh nghiệp toàn diện và phù hợp với đặc điểm đa dạng của các ngành

nghe trên sàn HOSE.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Giả thuyết nghiên cứu

Có thể thấy rằng, hậu đại dịch COVID-19, các doanh nghiệp phải đối mặt với áp lực tài chính gia tăng do chi phí vay cao, dòng tiền suy giảm và nhu cầu tiêu dùng co hẹp, rủi ro phá sản với các doanh nghiệp tăng cao. Nhằm làm rõ mức độ ảnh hưởng của từng nhân tố trong điều kiện đặc thù của thị trường Việt Nam năm 2023, nhóm tác giả thực hiện phân tích tác động của năm nhân tố nội tại đến rủi ro phá sản doanh nghiệp gồm: quy mô (Size), đòn bẩy tài chính (DFL), khả năng tự chủ tài chính (EC), tỷ suất sinh lời (ROE) và tốc độ tăng trưởng doanh thu (TDT). Các giả thuyết nghiên cứu được xây dựng bao gồm:

H₁: Quy mô góp phần hạn chế rủi ro phá sản DNNY trong giai đoạn hậu Covid

H₂: Khả năng tự chủ tài chính giúp giảm thiểu rủi ro phá sản DNNY giai đoạn hậu Covid

H₃: Sử dụng đòn bẩy tài chính khiến gia tăng rủi ro phá sản DNNY giai đoạn hậu Covid

H₄: Khả năng sinh lời giảm thiểu nguy cơ phá sản DNNY trong giai đoạn hậu Covid

H₅: Tăng trưởng doanh thu giúp doanh nghiệp giảm nguy cơ phá sản

3.2. Mô hình nghiên cứu đề xuất

Để kiểm định các cặp giả thuyết nghiên cứu, nhóm tác giả xây dựng mô hình hồi qui đa biến dữ liệu chéo với các biến nghiên cứu sau: biến phụ thuộc hệ số khả năng phá sản Zscore (Zscore càng lớn khả năng phá sản của doanh nghiệp càng thấp); biến độc lập gồm: biến Size, biến EC, biến

DEF, biến ROE và biến giả TDT. Mô hình hồi qui được xác định như sau:

$$Zscore = \beta_1 + \beta_2 * Size_i + \beta_3 * EC_i + \beta_4 * DFL_i + \beta_5 * ROE_i + \beta_6 * TDT_i + e_i \text{ (MH1)}$$

Đồng thời, nhóm thực hiện xem xét các nhân tố nào có thể ảnh hưởng đến khả năng phá sản của doanh nghiệp với mô hình ước lượng logit hoặc probit với biến phụ thuộc Zscore được xây dựng là biến nhị phân (0, 1). Zscore = 1 tương ứng doanh nghiệp có nguy cơ phá sản (giá trị Zscore < 1,99) và Zscore = 0 tương ứng doanh nghiệp không có nguy cơ phá sản (giá trị Zscore ≥ 1,99); phương pháp ước lượng và điểm cắt 1,99 của hệ số Zscore được nhóm tác giả kế thừa theo các nghiên cứu (Batani & Asghari, 2020; Cakmakyapan & Goktas, 2013; Kovacova & Kliestik, 2017; Lin, 2009). Với các biến độc lập x được xác định như MH1 gồm (hệ số chặn 1, Size, EC, DEF, ROE, TDT), mô hình được xây dựng như sau:

$$Zscore_D_i = \beta' x + e_i$$

$$\text{tương ứng } P(Zscore_D_i = 1|x) = F(\beta x) \text{ (MH2)}$$

Đo lường biến nghiên cứu

Biến phụ thuộc: Nhóm tác giả sử dụng thước đo hệ số phá sản doanh nghiệp gồm hệ số Z-score của Altman (1968) và hệ số Z''-score của Altman (1983). Theo cơ sở phân ngành toàn cầu GISC được áp dụng trên sàn HOSE, nhóm tác giả thực hiện áp dụng và tính toán hệ số Z-score cho các công ty thuộc nhóm nguyên vật liệu, năng lượng, công nghiệp, tiêu dùng không thiết yếu, tiêu dùng thiết yếu và hệ số Z'' với các công ty thuộc nhóm dịch vụ viễn thông, công nghệ tin học, chăm sóc sức khỏe, bất động sản và dịch vụ tiện ích. Hệ số Z và Z'' càng cao thì càng tốt, chứng tỏ doanh nghiệp có tình hình tài chính tốt, rủi ro phá sản thấp.

Hệ số Zscore của Altman (1968) và hệ số Z'' của Altman (1983) như sau:

$$Z = 0,012*X_1 + 0,014*X_2 + 0,033*X_3 + 0,006*X_4 + 0,999*X_5$$

$$Z'' = 6,56*X_1 + 3,26*X_2 + 6,72*X_3 + 1,05*X_4$$

Nhóm tác giả xác định công thức cho các nhân tố như sau: X_1 = Tài sản ngắn hạn/Tổng tài sản; X_2 = (Lợi nhuận sau thuế TNDN - Cổ tức)/Tổng tài sản; X_3 = Lợi nhuận trước thuế và lãi vay/Tổng tài sản; X_4 = Giá trị vốn hóa/Giá trị sổ sách của Nợ; X_5 = Doanh thu thuần/Tổng tài sản

Biến độc lập: Dựa trên tổng quan các nghiên cứu trước như Altman và cộng sự, 2013; Altman và cộng sự, 2017; Bateni & Asghari, 2020; Fulmer và cộng sự, 1984; George & Hwang, 2010; Van Binsbergen và cộng sự, 2010; nghiên cứu đưa ra 5 biến độc lập, bao gồm: biến Size qui mô doanh nghiệp được xác định logarit cơ số e của tổng tài sản; biến EC là: khả năng tự tài trợ tài sản bằng nguồn vốn chủ sở hữu được

tính toán: $\text{LnTTS}*(\text{Vốn chủ sở hữu}/\text{Tổng nợ phải trả})$; biến DFL đòn bẩy tài chính: $\text{Nợ dài hạn}/\text{Vốn chủ sở hữu}$; biến ROE tỷ suất sinh lời: $\text{Lợi nhuận sau thuế TNDN}/\text{Vốn chủ sở hữu}$; Biến TDT là: tăng trưởng doanh thu được xây dựng dưới dạng biến giả (0, 1): nếu doanh thu thuần năm 2023 tăng so với doanh thu thuần năm 2022 thì $\text{TDT} = 0$ và ngược lại doanh thu thuần năm 2023 giảm so với doanh thu thuần năm 2022 thì $\text{TDT} = 1$.

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu gồm toàn bộ các doanh nghiệp phi tài chính được niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) (mẫu nghiên cứu không bao gồm các ngân hàng thương mại, công ty bảo hiểm và công ty chứng khoán và một số doanh nghiệp mới được niêm yết trong

Bảng 1. Thống kê các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Zscore	350	4,56719	7,29301	-0,1333256	91,45013
size	350	28,61788	1,495846	25,51634	34,13479
EC	350	108,4647	444,284	-7,21799	6267,519
DFL	350	0,286222	1,07071	-15,17244	6,123321
ROE	350	-0,0138436	0,88204	-10,1637	0,5002189
TDT	350	1,685714	0,4648954	0	1

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp và tính toán

Bảng 2. Ma trận tương quan giữa các nhân tố

Biến	size	EC	DFL	ROE	TDT
size	1				
EC	-0,0978	1			
DFL	0,1269	-0,052	1		
ROE	0,1637*	0,0252	0,2852*	1	
TDT	-0,119	0,0736	-0,0754	-0,0883	1

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp và tính toán

năm 2023). Dữ liệu thứ cấp được thu thập trên báo cáo tài chính hợp nhất sau kiểm toán của các DNNY trên sàn HOSE, được thu thập trên website như: <https://www.hsx.vn/>; <https://ssi.com.vn/>; và một số website của các công ty chứng khoán khác. Nghiên cứu sử dụng hỗ trợ của phần mềm Stata17.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Biến Zscore có giá trị trung bình là 4,56 với độ lệch chuẩn là 7,29 cho thấy có sự chênh lệch rất lớn về rủi ro phá sản của 350 DNNY trên sàn HOSE năm 2023. Với hệ số Zscore lớn nhất là 91,45 của mã cổ phiếu SVT với lợi nhuận duy trì được trước và sau đại dịch đồng thời SVT có nguồn vốn chủ sở hữu lớn và ít phụ thuộc vào nguồn vốn vay. Đáng kể hệ số Zscore âm 0,13 là mã cổ phiếu SCD với rủi ro phá sản lớn và SCD đã bị hủy niêm yết vào ngày 6/5/2024. Biến Size biểu thị qui mô tài sản của doanh nghiệp sau khi đã thực hiện logarit cơ số e, với giá trị trung bình là 28,61 và độ lệch chuẩn 1,49 cho thấy qui mô tài sản của các doanh nghiệp không chênh lệch quá lớn. Biến EC có giá trị trung bình 108,46 và độ lệch chuẩn cao 444,28 cho thấy sự khác biệt rất lớn giữa các doanh nghiệp về mối quan hệ giữa tài sản và cấu trúc nguồn hình thành lên tài sản. Biến đòn bẩy tài chính (DFL) đây là chỉ số đo lường mức độ sử dụng nợ dài hạn trong cơ cấu vốn của doanh nghiệp, có sự khác biệt đáng kể giữa các doanh nghiệp trong việc sử dụng nợ dài hạn so với vốn chủ sở hữu. Biến tỷ suất sinh lời (ROE) với giá trị trung bình là âm 0,013 và độ lệch chuẩn là 0,88204, thể hiện sự phân tán lớn trong hiệu quả sử dụng vốn chủ sở hữu. Biến tăng trưởng doanh thu thuần (TDT) phản ánh tốc độ mở rộng thị trường và khả năng gia tăng nguồn thu của

doanh nghiệp. Có 240 công ty có tỷ lệ tăng doanh thu âm hay DTT năm 2023 thấp hơn năm 2022 và 110 công ty doanh thu năm 2023 cao hơn so với năm 2022.

Bảng 2 thể hiện kết quả phân tích tương quan của các nhân tố nội tại doanh nghiệp, có thể thấy rằng: có mối tương quan thuận chiều giữa ROE với size và DFL cho thấy quy mô và đòn bẩy tài chính ảnh hưởng tích cực đến tỷ suất sinh lời. Tương quan giữa size và EC là âm nhưng không đáng kể, trong khi DFL có mối liên hệ yếu với size. Các mối tương quan còn lại không thực sự rõ ràng, cho thấy mức độ độc lập tương đối giữa các nhân tố.

4.2. Kiểm định các khuyết tật của mô hình

Trước khi thực hiện phân tích hồi qui, nghiên cứu thực hiện kiểm định các khuyết tật của mô hình như: Kiểm định đa cộng tuyến và phương sai sai số thay đổi với dữ liệu chéo sẽ không xảy ra khuyết tật tự tương quan.

Theo kết quả kiểm định tất cả các biến đều có hệ số VIF nhỏ hơn 2 và hệ số Tolerance lớn hơn 0,5 nên giữa các biến độc lập không có hiện tượng đa cộng tuyến. Đồng thời kết quả kiểm định White test với hồi qui đa biến dữ liệu chéo cho kết quả có hệ số Prob = 0,0000 < mức ý nghĩa 5% nên đủ bằng chứng thống kê xác định mô hình có

Bảng 3. Một số chỉ số đánh giá sự phù hợp của mô hình hồi qui

Chỉ số	Kết quả
Sensitivity (độ nhạy)	78,22%
Specificity (độ đặc hiệu)	78,71%
Positive Predictive Value	59,85%
Negative Predictive Value	89,91%
Correctly classified (Tỷ lệ dự đoán đúng)	78,57%

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp và tính toán

hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Thực hiện tính toán giá trị thống kê Akaike để lựa chọn phương pháp ước lượng logit và probit với hệ số AIC nhỏ hơn nhóm tác giả thực hiện lựa chọn phương pháp ước lượng logit với phân phối Logistic. Nhóm tác giả thực hiện đánh giá sự phù hợp của mô hình hồi qui với hệ số Pseudo R² = 26,26%, kiểm định LR cho kết quả Prob = 0,000 < mức ý nghĩa 5%. Mô hình phù hợp để giải thích rủi ro phá sản của các DNNY trên Sở GDCK TP. Hồ Chí Minh.

Theo Bảng 3, mô hình có độ phân loại tương đối tốt với tỷ lệ phân loại chính xác là 78,57%, độ nhạy là 78,22%, độ đặc hiệu là 78,71% cho thấy mô hình có khả năng nhận diện khá tốt các doanh nghiệp có rủi ro phá sản (D) và doanh nghiệp không có rủi ro phá sản (~D). Tỷ lệ 40,15% tỷ lệ sai khi mô hình dự đoán doanh nghiệp phá sản

nhưng thực tế doanh nghiệp không gặp rủi ro tài chính; Tỷ lệ 10,09% là tỷ lệ sai khi mô hình dự đoán doanh nghiệp không có rủi ro phá sản nhưng thực tế doanh nghiệp gặp rủi ro phá sản.

Kiểm định Hosmer-Lemeshow cho kết quả hệ số Prob = 0,0917 > mức ý nghĩa 5% nên đủ bằng chứng thống kê để kết luận: Mô hình ước lượng phù hợp với bộ dữ liệu nghiên cứu.

4.3. Kết quả hồi qui mô hình

Kết quả ước lượng mô hình sau khắc phục hiện tượng phương sai sai số thay đổi (MH1) và mô hình 2 ước lượng theo phương pháp Logit được thể hiện trong Bảng 3. Kết quả ước lượng MH1 và MH2 theo phương pháp OLS và Logit đưa ra kết quả hoàn toàn đồng nhất về dấu của

Bảng 4. Kết quả hồi qui mô hình

Biến	OLS	LOGIT	
	Zscore	Zscore_D	
	Hệ số β	Hệ số β	Tỷ số Odd
size	-0,519*** (0,161)	0,193* (0,101)	1,213056
EC	0,013*** (0,003)	-0,014*** (0,005)	0,9861799
DFL	-0,365** (0,162)	1,371*** (0,347)	3,938244
ROE	0,652** (0,259)	-4,638*** (1,595)	0,0096733
TDT (No growth)	-0,632** (0,352)		
Hằng số	18,531*** (4,810)	-6,055** (2,923)	0,0023468
Số quan sát	350	350	
R-squared	0,690		

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp và tính toán

tham số ước lượng. Với MH1, biến phụ thuộc Zscore càng lớn thì rủi ro phá sản của DNNY càng thấp và MH2 biến phụ thuộc Zscore_D được xác định là biến nhị phân (0, 1) (Zscore_D = 1 doanh nghiệp gặp rủi ro phá sản và ngược lại Zscore_D = 0 doanh nghiệp có tài chính an toàn. Mô hình hoàn toàn phù hợp để đánh giá sự thay đổi hệ số rủi ro phá sản của doanh nghiệp niêm yết trên SGĐCK TP. Hồ Chí Minh.

Biến qui mô (size) và biến đòn bẩy tài chính (DFL) làm tăng rủi ro phá sản doanh nghiệp; biến tự chủ tài chính (EC), biến ROE, tăng trưởng doanh thu sẽ giảm thiểu nguy cơ phá sản doanh nghiệp với độ tin cậy 95%. Phân tích chi tiết kết quả hồi qui mô hình Logit với tỷ số Odd của các biến độc lập như sau:

Biến Size có tỷ số odd là 1,213 tương ứng khi tăng qui mô doanh nghiệp làm tăng xác suất rủi ro phá sản của doanh nghiệp lên khoảng 21,3% cho thấy tác động qui mô làm gia tăng rủi ro phá sản với độ tin cậy 95%. Năm 2023, nhiều DNNY trên sàn HOSE chịu ảnh hưởng bởi lãi suất cao và điều kiện tín dụng thắt chặt, gây áp lực lên dòng tiền và khả năng thanh toán của doanh nghiệp. Tuy nhiên, nếu xem xét qui mô tài sản với nguồn vốn hình thành được sử dụng chủ yếu từ vốn chủ sở hữu thì biến EC làm giảm rủi ro phá sản của các DNNY năm 2023. Tỷ số odd của biến EC là 0,986 tương ứng khi biến EC tăng một đơn vị làm giảm đi khoảng 1,38% xác suất phá sản doanh nghiệp hay biến EC có ảnh hưởng đáng kể và tích cực tới an toàn tài chính của các DNNY với độ tin cậy 95%. Khi qui mô lớn, áp lực về chi phí vận hành lớn làm giảm khả năng tối ưu hóa, hiệu suất sử dụng tài sản giảm và rủi ro tài chính tăng. Đồng thời, qui mô lớn là cơ sở để nhà quản trị gia tăng mức độ chấp nhận rủi ro và ra quyết định đầu tư vào các dự án có mức sinh lời cao kèm với rủi ro cao. Tuy nhiên,

nếu nguồn tài trợ chủ yếu đến từ vốn, khả năng tự chủ tài chính tốt hơn, có cơ cấu tài chính lành mạnh hơn giúp tăng hệ số Zscore hay làm giảm nguy cơ phá sản. Thực tế cho thấy, các doanh nghiệp có tỷ lệ vốn chủ cao thường có khả năng chống chịu tốt hơn trước biến động kinh tế. Đặc biệt sau cú sốc từ đại dịch COVID-19, việc duy trì mức vốn chủ sở hữu cao giúp giảm áp lực từ các khoản nợ, đồng thời với nguồn lực tài chính lớn doanh nghiệp thực hiện đa dạng và chuyển đổi ngành nghề kinh doanh linh hoạt, bắt kịp với xu hướng thị trường tạo ra được nguồn thu bù đắp cho các khoản chi phí cố định. Kết quả này tương đồng với các nghiên cứu của (Agrawal và cộng sự, 2004; Altman và cộng sự, 2013; Altman và cộng sự, 2017; Ohlson, 1980).

Tỷ số odd của biến DFL là 3,938 với giá trị P-value = 0,000 nhỏ hơn mức ý nghĩa 0,05 cho thấy sử dụng đòn bẩy tài chính làm tăng xác suất phá sản của doanh nghiệp. Khi DFL tăng một đơn vị làm tăng khả năng phá sản lên khoảng 3,94 lần với độ tin cậy 95%. Đồng quan điểm với các nghiên cứu của (Boubaker và cộng sự, 2018; George & Hwang, 2010; Van Binsbergen và cộng sự, 2010). Đòn bẩy tài chính giúp doanh nghiệp khuếch đại thu nhập nhưng khi vốn sử dụng không hiệu quả, thu nhập không đủ bù đắp cho chi phí lãi vay thì đó là một trong các nhân tố chủ yếu khiến phá sản doanh nghiệp. Kết quả này phản ánh thực tế rằng: việc phụ thuộc quá mức vào nguồn vốn vay đang trở thành gánh nặng lớn cho doanh nghiệp khi chính sách hỗ trợ lãi suất của Chính phủ không còn được thực thi. Điều này càng trở nên nghiêm trọng hơn khi dòng tiền hoạt động bị thu hẹp do cầu thị trường giảm, khiến khả năng thanh toán và trả lãi vay gặp nhiều khó khăn.

Biến TDT được xây dựng biến giả (0,1); hệ số ước lượng của TDT = -0,632 với hệ số P-value = 0,073 đủ bằng chứng thống kê

cho thấy có sự khác biệt về rủi ro phá sản giữa các DNNY có tăng trưởng doanh và không tăng trưởng doanh thu. Trung bình hệ số Zscore giảm khoảng 0,632 đơn vị nếu doanh thu 2023 giảm so với năm 2022 với độ tin cậy 90%. Đồng kết hợp với biến ROE có tỷ số odd là 0,0097 tương ứng khi biến ROE tăng 1 đơn vị làm giảm khả năng phá sản doanh nghiệp xảy ra sự kiện đi hơn 0,0097 lần với độ tin cậy 99%. Tỷ suất sinh lời tăng kết hợp với tăng trưởng doanh thu và kiểm soát chi phí tốt (bao gồm chi phí lãi vay và chi phí hoạt động) sẽ giảm nguy cơ phá sản doanh nghiệp. Đặc biệt, nếu tỷ suất sinh lời được cải thiện đồng thời với tăng trưởng doanh thu và kiểm soát chi phí tốt, nguy cơ phá sản sẽ được giảm thiểu đáng kể. Điều này cũng phù hợp với các nghiên cứu của Tangpong và cộng sự (2015), Bateni và Asghari (2020), Barbero và cộng sự (2018) về mối quan hệ giữa lợi nhuận, hiệu quả quản lý tài chính và rủi ro phá sản. Khi doanh nghiệp có chiến lược tài chính bền vững, tập trung vào việc tối ưu hóa lợi nhuận và kiểm soát rủi ro, khả năng duy trì hoạt động dài hạn sẽ được củng cố, giảm thiểu nguy cơ rơi vào khủng hoảng tài chính.

5. Kết luận và hàm ý

Nghiên cứu đã chỉ ra năm nhân tố chính tác động đến nguy cơ phá sản của các DNNY phi tài chính trên sàn HOSE. Qui mô doanh nghiệp (size) có mối quan hệ thuận chiều

với rủi ro phá sản, điều này được lý giải bởi thực tế nhiều tập đoàn lớn gặp khó khăn trong việc quản lý chi phí vận hành công kênh và thiếu linh hoạt khi đối mặt với khó khăn. Khả năng tự chủ tài chính (EC) thể hiện tác động tích cực khi giúp giảm khoảng 1,38% xác suất phá sản khi tăng một đơn vị, cho thấy tầm quan trọng của việc sử dụng vốn chủ sở hữu trong cơ cấu tài chính. Đòn bẩy tài chính (DFL) là yếu tố rủi ro đáng kể khi làm tăng khả năng phá sản lên gần 3,94 lần khi tăng một đơn vị trong điều kiện chính sách tiền tệ thắt chặt năm 2023. Tỷ suất sinh lời (ROE) đóng vai trò quan trọng trong việc giảm thiểu rủi ro phá sản, đặc biệt khi kết hợp với tăng trưởng doanh thu và kiểm soát chi phí hiệu quả. Từ những phát hiện này, nghiên cứu đề xuất các giải pháp như tăng cường khả năng tự chủ tài chính thông qua tối ưu hóa cơ cấu vốn, linh hoạt trong chính sách cổ tức bằng cách phát hành cổ phiếu thay vì chi trả bằng tiền mặt và tập trung vào chiến lược kinh doanh bền vững với sự cân đối giữa tăng trưởng doanh thu và quản lý chi phí.

Hạn chế của nghiên cứu khi chỉ tập trung vào doanh nghiệp phi tài chính trên sàn HOSE và dữ liệu trong năm 2023 nên chưa phản ánh xu hướng tác động dài hạn của các nhân tố. Đồng thời, với hạn chế của điểm cắt hệ số Zscore và Z” trong mô hình logit đã mở ra hướng nghiên cứu tiếp theo cho nhóm nghiên cứu với điểm cắt hệ H-score theo Fulmer và cộng sự (1984). ■

Tài liệu tham khảo

- Acosta-González, E., & Fernández-Rodríguez, F. (2014). Forecasting financial failure of firms via genetic algorithms. *Comput Econ*, 43, 133-157. <https://doi.org/10.1007/s10614-013-9392-9>
- Agrawal, A. A., Conner, J. K., & Stinchcombe, J. R. J. E. L. (2004). Evolution of plant resistance and tolerance to frost damage. *Journal of Ecology*, 7(12), 1199-1208. <https://doi.org/10.1111/j.1461-0248.2004.00680.x>
- Altman, E. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance*, 23(4), 589-609. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1968.tb00843.x>
- Altman, E. (1983). Why Businesses fail? *Journal of Business Strategy*, 3(4), 15-21. <https://doi.org/10.1108/eb038985>
- Altman, E., Danovi, A., & Falini, A. (2013). Z-Score Models' Application to Italian Companies Subject to Extraordinary Administration. *Journal of Applied Finance*, 23(1). <https://papers.ssrn.com/sol3/papers>.

Tác động của các nhân tố nội tại tới rủi ro phá sản của các doanh nghiệp niêm yết
trên Sở Giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh

- [cfm?abstract_id=2686750#](#)
- Altman, E., Iwanicz- Drozdowska, M., Laitinen, E. K., & Suvas, A. (2017). Financial distress prediction in an international context: A review and empirical analysis of Altman's Z- score model. *Journal of International Financial Management & Accounting*, 28(2), 131-171. <https://doi.org/10.1111/jifm.12053>
- Balcaen, S., & Ooghe, H. (2006). 35 years of studies on business failure: an overview of the classic statistical methodologies and their related problems. *The British Accounting Review*, 38(1), 63-93. <https://doi.org/10.1016/j.bar.2005.09.001>
- Barbero, J. L., Martínez, J. A., & Moreno, A. M. (2018). Should declining firms be aggressive during the retrenchment process? *Journal of Management*, 46(5), 694-725. <https://doi.org/10.1177/0149206318811563>
- Bateni, L., & Asghari, F. (2020). Bankruptcy prediction using logit and genetic algorithm models: A comparative analysis. *Computational Economics*, 55, 335-348. <https://doi.org/10.1007/s10614-016-9590-3>
- Beaver, W. (1966). Financial ratios as predictors of failure. *Journal of Accounting Research*, 71-111. <https://doi.org/10.2307/2490171>
- Boubaker, S., Hamza, T., & Vidal-García, J. (2018). Financial distress and equity returns: A leverage-augmented three-factor model. *Research in International Business and Finance*, 46, 1-15. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.09.003>
- Cakmakyapan, S., & Goktas, A. (2013). A comparison of binary logit and probit models with a simulation study. *Journal of Social and Economic statistics*, 2(1), 1-17.
- Chiaromonte, L., Croci, E., & Poli, F. (2015). Should we trust the Z-score? Evidence from the European Banking Industry. *Global Finance Journal*, 28, 111-131. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2015.02.002>
- Chung, C.-C., Chen, T.-S., Lin, L.-H., Lin, Y.-C., & Lin, C.-M. (2016). Bankruptcy prediction using cerebellar model neural networks. *International Journal of Fuzzy Systems*, 18, 160-167. <https://doi.org/10.1007/s40815-015-0121-5>
- Cục Thống kê. (2024). Bức tranh về tình hình đăng ký doanh nghiệp năm 2023 và dự báo xu hướng doanh nghiệp trong năm 2024. <https://www.nso.gov.vn/du-lieu-va-so-lieu-thong-ke/2024/01/buc-tranh-ve-tinh-hinh-dang-ky-doanh-nghiep-nam-2023-va-du-bao-xu-huong-doanh-nghiep-trong-nam-2024/>
- Damodaran, A. (2012). *Corporate finance: Theory and practice*. TPB.
- Fulmer, J. G., Moon, J. E., Gavin, T. A., & Erwin, M. (1984). A bankruptcy classification model for small firms. *Journal of commercial bank lending*, 66(11), 25-37.
- George, T. J., & Hwang, C.-Y. (2010). A resolution of the distress risk and leverage puzzles in the cross section of stock returns. *Journal of financial economics*, 96(1), 56-79. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2009.11.003>
- Hoang, T. K. V., Nguyen, Q. T., & Le, V. T. (2024). Using the Altman's Z-score formula to assess the bankruptcy risk of state-owned construction enterprises in Vietnam. *Edelweiss Applied Science Technology*, 8(4), 935-944. <https://doi.org/10.55214/25768484.v8i4.1473>
- Kovacova, M., & Kliestik, T. (2017). Logit and Probit application for the prediction of bankruptcy in Slovak companies. *Journal of Economics Economic Policy*, 12(4), 775-791. <https://doi.org/10.24136/eq.v12i4.40>
- Lin, T.-H. (2009). A cross model study of corporate financial distress prediction in Taiwan: Multiple discriminant analysis, logit, probit and neural networks models. *Journal Neurocomputing*, 72(16-18), 3507-3516. <https://doi.org/10.1016/j.neucom.2009.02.018>
- Ohlson, J. (1980). Financial Ratios and The Probabilistic Prediction of Bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109-131. <https://doi.org/10.2307/2490395>
- Platt, H. D., & Platt, M. B. (1990). Development of a class of stable predictive variables: the case of bankruptcy prediction. *Journal of Business Finance Accounting*, 17(1), 31-51. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.1990.tb00548.x>
- Quốc hội. (2014). *Luật Phá sản*. https://vbpl.vn/FileData/TW/Lists/vbpbq/Attachments/36869/VanBanGoc_51.2014.QH13.pdf%201.pdf
- Sharpe, W. F. (1966). Mutual fund performance. *The Journal of business*, 39(1), 119-138. <https://doi.org/10.1086/294846>
- Sudarsanam, S., & Lai, J. (2002). Corporate financial distress and turnaround strategies: An empirical analysis. *British Journal of Management*, 12(3), 183-199. <https://doi.org/10.1111/1467-8551.00193>
- Tangpong, C., Abebe, M., & Li, Z. (2015). A temporal approach to retrenchment and successful turnaround in declining firms. *Journal of Management Studies*, 52(5), 647-677. <https://doi.org/10.1111/joms.12131>
- Van Binsbergen, J. H., Graham, J. R., & Yang, J. (2010). The cost of debt. *The Journal of Finance*, 65(6), 2089-2136. <https://doi.org/10.3386/w16023>