

Rủ ro chính sách và kiệt quệ tài chính của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam

Dương Thị Thủy An

Trường Đại học Ngân hàng TP. Hồ Chí Minh, Việt Nam

Ngày nhận: 28/10/2025

Ngày nhận bản sửa: 11/03/2026

Ngày duyệt đăng: 27/03/2026

Tóm tắt: Nghiên cứu này nhằm phân tích tác động của rủi ro chính sách đến kiệt quệ tài chính của doanh nghiệp phi tài chính (loại trừ bất động sản) niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2016- 2024. Kiệt quệ tài chính được đo lường bằng Z''-score và biến nhị phân xác định doanh nghiệp thuộc nhóm có Z-score thấp theo từng năm. Mô hình được ước lượng bằng phương pháp hồi quy đa hiệu ứng cố định, hấp thụ tác động cố định theo doanh nghiệp, ngành và năm; sai số chuẩn được cụm hóa theo doanh nghiệp nhằm xử lý phương sai thay đổi và tự tương quan theo chuỗi thời gian. Kết quả cho thấy các khía cạnh rủi ro chính sách đều làm suy giảm Z''-score và gia tăng xác suất rơi vào kiệt quệ tài chính của doanh nghiệp, hàm ý rằng các cú sốc trong điều hành chính sách vĩ mô có thể làm suy yếu sức khỏe tài chính của doanh nghiệp và gia tăng rủi ro

Policy risk and financial distress of listed non-financial firms in Viet Nam

Abstract: This study examines the impact of policy risk on financial distress among listed non-financial firms (excluding real estate) in Viet Nam over the period 2016- 2024. Financial distress is measured using the Z''-score and a binary variable identifying firms that fall into the lowest Z-score group each year. The model is estimated using a high-dimensional fixed effects approach, absorbing firm, industry, and year fixed effects, with standard errors clustered at the firm level to address heteroskedasticity and serial correlation. The results indicate that all dimensions of policy risk significantly reduce the Z''-score and increase the probability of financial distress, implying that shocks to macroeconomic policy management may weaken firms' financial health and heighten micro-level instability risks. This study contributes empirical evidence on the differentiated effects of monetary, fiscal, and trade policy risks on financial distress in an emerging market context. The simultaneous use of continuous and binary distress measures, together with multi-way fixed effects estimation, enhances the robustness and credibility of the findings. The results underscore the importance of policy stability and transparency in strengthening corporate financial resilience.

Keywords: Policy risk, Monetary policy uncertainty, Fiscal policy uncertainty, Trade policy uncertainty, Financial distress, Emerging markets

Link Doi: <https://doi.org/10.59276/JELB.2026.04.3095>

Duong Thi Thuy An

Email: andtt@hub.edu.vn

Organization: Ho Chi Minh University of Banking, Viet Nam

bất ổn ở cấp vi mô. Nghiên cứu góp phần cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động của ba thành phần rủi ro chính sách đến kiệt quệ tài chính trong bối cảnh nền kinh tế mới nổi. Việc sử dụng đồng thời thước đo liên tục và nhị phân của kiệt quệ tài chính, cùng phương pháp ước lượng tác động cố định đa chiều, giúp tăng cường độ tin cậy và tính vững của kết quả ước lượng. Kết quả nghiên cứu nhấn mạnh vai trò của tính ổn định, minh bạch trong điều hành chính sách nhằm củng cố sức chống chịu tài chính của doanh nghiệp.

Từ khóa: Rủi ro chính sách, Bất định chính sách tiền tệ, Bất định chính sách tài khóa, Bất định chính sách thương mại, Kiệt quệ tài chính, Thị trường mới nổi

Trích dẫn: Dương Thị Thùy An. (2026). Rủi ro chính sách và kiệt quệ tài chính của doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế - Luật và Ngân hàng*, 28(4), 47-58. <https://doi.org/10.59276/JELB.2026.04.3095>

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh rủi ro gia tăng trên phạm vi toàn cầu, khả năng chống chịu tài chính của doanh nghiệp (DN) trước các cú sốc chính sách trở thành vấn đề được đặc biệt quan tâm, nhất là tại các nền kinh tế mới nổi như Việt Nam (VN) (Duong, 2024; Hoang và cộng sự, 2025). Các nghiên cứu gần đây cho thấy rủi ro chính sách (RRCS) có thể làm gia tăng xác suất kiệt quệ tài chính (KQTC), nâng chi phí vốn, hạn chế tiếp cận tín dụng và làm suy giảm hiệu quả hoạt động (Fedorova và cộng sự, 2022; Hawach & Requejo, 2025). Từ góc độ thực tiễn, việc hiểu rõ tác động của RRCS đến sức khỏe tài chính DN là nền tảng quan trọng để thiết kế khuôn khổ chính sách ổn định vĩ mô, đồng thời giúp DN chủ động hơn trong quản trị rủi ro và cấu trúc vốn. Khác với các nền kinh tế phát triển, cơ chế truyền dẫn chính sách tại VN mang những đặc thù nổi bật, bao gồm sự phụ thuộc lớn của DN vào tín dụng ngân hàng, mức độ phát triển chưa đồng đều của thị trường vốn, cũng như khuôn khổ chính sách còn điều chỉnh linh hoạt theo mục tiêu ổn định và tăng trưởng. Trong bối cảnh đó, rủi ro phát sinh từ chính sách tiền tệ, tài khóa và

thương mại nội địa thường tác động trực tiếp và nhanh chóng đến chi phí vốn, khả năng tiếp cận tín dụng và dòng tiền của DN. Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu hiện hữu về RRCS chủ yếu tập trung vào các nền kinh tế phát triển hoặc sử dụng chỉ số bất định mang tính toàn cầu, trong khi bằng chứng thực nghiệm dựa trên dữ liệu chính sách nội địa tại VN vẫn còn hạn chế. Để khắc phục khoảng trống này, nghiên cứu tiến hành đánh giá tác động của RRCS đến KQTC của DN phi tài chính niêm yết tại VN. Nghiên cứu phân tách RRCS thành ba nhóm- rủi ro chính sách tiền tệ (RRCSTT), rủi ro chính sách tài khóa (RRCSTK) và rủi ro chính sách thương mại (RRCSTM)- nhằm nhận diện sự khác biệt trong từng loại RRCS đến KQTC của DN. Nghiên cứu sử dụng bộ chỉ số RRCS VN mới được xây dựng từ dữ liệu văn bản trong nước (Hoang và cộng sự, 2025), kết hợp với dữ liệu của 1.362 DN phi tài chính niêm yết trên Sở Giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh (HOSE), Sở Giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX) và thị trường cổ phiếu công ty đại chúng chưa niêm yết (UPCoM) giai đoạn 2016- 2024. Phương pháp hồi qui đa hiệu ứng cố định (High-dimensional fixed effects- HDFE) được áp dụng để kiểm soát

các yếu tố không quan sát được theo DN, ngành và theo năm, qua đó cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động của RRCS đến KQTC của DN VN.

Bài viết được cấu trúc gồm bốn phần: (i) cơ sở lý thuyết và thực nghiệm; (ii) mô hình, phương pháp nghiên cứu, lựa chọn biến và dữ liệu; (iii) kết quả định lượng; (iv) kết luận và hàm ý chính sách nhằm giảm thiểu tác động của bất định chính sách đối với ổn định tài chính DN VN.

2. Cơ sở lý thuyết và thực nghiệm

Kiệt quệ tài chính là trạng thái suy yếu về sức khỏe tài chính của doanh nghiệp, phản ánh mức độ dễ tổn thương và rủi ro mất khả năng thanh toán, được xem là giai đoạn tiền phá sản và thường được sử dụng trong thực nghiệm như chỉ báo cho nguy cơ vỡ nợ hoặc thất bại doanh nghiệp (Altman và cộng sự, 2017; Alam và cộng sự, 2025). Trong bối cảnh đó, RRCS- phản ánh mức độ khó dự đoán trong điều hành tiền tệ, tài khóa và thương mại- được xem là một nguồn cú sốc vĩ mô quan trọng làm gia tăng bất ổn đối với dòng tiền và trì hoãn quyết định đầu tư của DN, dẫn đến gia tăng xác suất rơi vào trạng thái KQTC (Hawach & Requejo, 2025). Trong nghiên cứu này, rủi ro chính sách được phân tách thành ba thành phần: RRCSTT, RRCSTK và RRCSTM.

RRCSTT phản ánh sự thiếu chắc chắn liên quan đến định hướng và điều hành chính sách lãi suất, tỷ giá và thanh khoản hệ thống. Theo lý thuyết quyền chọn thực (real options), việc này làm gia tăng giá trị “quyền chọn chờ đợi”, khiến DN trì hoãn các quyết định đầu tư dài hạn và tuyển dụng (Bernanke, 1983; Dixit & Pindyck, 1994; Gulen & Ion, 2016), giảm tăng trưởng doanh thu và dòng tiền, từ đó làm suy yếu khả năng thanh toán và gia tăng rủi ro phá sản (Ma & Hao, 2022; Sha và cộng

sự, 2025). Dưới góc độ hạn chế tài chính, RRCSTT làm gia tăng mức bù rủi ro trên thị trường vốn, kéo theo chi phí huy động vốn và chi phí vay mượn cao hơn (Pástor & Veronesi, 2013; Gilchrist và cộng sự, 2014). Dưới góc độ lý thuyết hành vi thận trọng (risk aversion/precautionary motive), môi trường tiền tệ bất ổn làm gia tăng rủi ro vận hành, bất cân xứng thông tin và chi phí giám sát, qua đó làm suy yếu cấu trúc tài chính của DN và gia tăng xác suất rơi vào trạng thái KQTC (Baker và cộng sự, 2016; Ahsan và cộng sự, 2022).

Khác với RRCSTT vốn tác động mạnh qua kênh chi phí vốn, RRCSTM chủ yếu ảnh hưởng thông qua kênh hoạt động và chuỗi cung ứng do bất định về thuế quan, hạn ngạch và các biện pháp phòng vệ thương mại. Theo khung lý thuyết quyền chọn thực, khi chi phí thâm nhập thị trường và đầu tư mang tính không thể đảo ngược, RRCSTM làm gia tăng “giá trị chờ đợi”, khiến doanh nghiệp trì hoãn đầu tư và mở rộng xuất khẩu (Handley & Limão, 2015). Bằng chứng thực nghiệm cho thấy RRCSTM làm suy giảm hiệu quả tài chính và lợi nhuận doanh nghiệp thông qua hai kênh chính: (i) giảm đầu tư vào đổi mới công nghệ và nghiên cứu và phát triển (R&D), và (ii) làm gián đoạn hiệu quả chuỗi cung ứng, buộc doanh nghiệp tăng tồn kho phòng ngừa, qua đó làm giảm vòng quay hàng tồn và gia tăng chi phí lưu kho (Sha và cộng sự, 2025). Các nghiên cứu tại Trung Quốc cũng ghi nhận RRCSTM làm giảm đầu tư và khả năng sinh lời của doanh nghiệp phi tài chính (Benguria và cộng sự, 2022; Sha và cộng sự, 2025).

Đối với RRCSTK, bất định về thuế suất, chi tiêu công và thâm hụt ngân sách khiến DN trì hoãn đầu tư, làm suy yếu triển vọng tăng trưởng dài hạn (Handley & Limão, 2015), qua đó làm tăng xác suất rơi vào trạng thái KQTC. Dưới góc độ hạn chế tài

chính, việc thiếu chắc chắn trong tài khóa cũng làm ngân hàng tăng thận trọng trong cấp tín dụng, tăng chi phí vay, đẩy DN vào trạng thái dễ kiệt quệ hơn. Từ góc độ của lý thuyết hành vi thận trọng, các nhà quản trị trở nên bảo thủ hơn, tăng tích trữ tiền mặt và giảm chi tiêu đầu tư (Jory và cộng sự, 2020; Duong và cộng sự, 2020; Zhao & Su, 2022). Các điều chỉnh phòng thủ này tuy giúp DN chống chịu rủi ro ngắn hạn, song lại làm giảm lợi nhuận dài hạn, dẫn đến hiệu quả hoạt động suy giảm.

Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu hiện nay tập trung vào các nền kinh tế lớn như Hoa Kỳ (Apostolakis và cộng sự, 2021), Châu Âu (Fedorova và cộng sự, 2022; Hawach & Requejo, 2025), trong khi bằng chứng về mối quan hệ giữa RRCS và KQTC trong các nền kinh tế mới nổi như VN vẫn còn hạn chế. Hầu hết các nghiên cứu hoặc sử dụng chỉ số RRCS nói chung mà không phân tách theo từng loại RRCS như Nguyen và cộng sự (2024) ước lượng ảnh hưởng của bất định chính sách kinh tế lên suất sinh lời của DN VN sử dụng thước đo từ dữ liệu Google Trends và Grimpse nhưng không phân tách các loại rủi ro chính sách; Nguyễn Thị Ngọc Phượng và Nguyễn Xuân Thắng (2025) nghiên cứu tác động của bất định chính sách toàn cầu lên chi phí vốn của DN VN nhưng không dùng chỉ số bất định chính sách xây dựng riêng cho VN; Dương Thị Thùy An (2025b) sử dụng chỉ số bất định chính sách đo lường riêng cho VN nhưng tập trung vào đầu tư DN. Chưa có một nghiên cứu nào sử dụng chỉ số RRCS xây dựng riêng cho VN và đánh giá tác động của chúng đến KQTC DN. Đây chính là khoảng trống mà nghiên cứu này hướng tới lấp đầy.

Trên cơ sở lý thuyết và thực nghiệm đã nêu, tác giả đề xuất giả thuyết nghiên cứu như sau:

H_{1a}: RRCSTT có tác động cùng chiều

đến kiệt quệ tài chính của DN.

H_{1b}: RRCSTM có tác động cùng chiều đến kiệt quệ tài chính của DN.

H_{1c}: RRCSTK có tác động cùng chiều đến kiệt quệ tài chính của DN.

3. Mô hình, phương pháp nghiên cứu, lựa chọn biến và dữ liệu

3.1. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu được xây dựng dựa trên nền tảng của các lý thuyết kinh tế và tài chính hiện đại, đặc biệt là lý thuyết quyền chọn thực của Bernanke (1983) và Dixit và Pindyck (1994), giải thích xu hướng trì hoãn đầu tư khi RRCS gia tăng. Đồng thời, mô hình kế thừa kênh hạn chế tài chính của Pastor và Veronesi (2013); Gilchrist và cộng sự (2014), cho rằng RRCS làm gia tăng bất cân xứng thông tin, khiến chi phí vốn cao hơn và tín dụng bị thu hẹp. Bên cạnh đó, mô hình cũng dựa trên các khung định lượng về KQTC của Altman (1968) để đo lường rủi ro mất khả năng thanh toán.

$$KQTC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EPU_{t-1} + X_{\gamma} + \varphi_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó, là KQTC của DN i ở năm t ; là biến RRCS kinh tế, thường được lấy trễ để tránh nội sinh, phản ánh độ trễ trong phản ứng của DN đối với chính sách và đảm bảo tính nhân quả trong mô hình (Feng và cộng sự, 2023; Sha và cộng sự, 2025). Biến này lần lượt là RRCSTT, RRCSTK, và RRCSTM là tác động cố định theo năm; là tác động cố định theo DN; là vectơ các biến kiểm soát, bao gồm qui mô, đòn bẩy tài chính, khả năng sinh lời, thanh khoản, tăng trưởng doanh thu, chi tiêu vốn, số năm niêm yết, lạm phát, tăng trưởng kinh tế.

3.2. Lựa chọn biến và cách đo lường

Trong nghiên cứu về KQTC, biến Z-score

của Altman (1968) được xem là chỉ báo tổng hợp đáng tin cậy để đo lường KQTC, vì nó kết hợp các tỷ số phản ánh khả năng thanh khoản, sinh lời, đòn bẩy và hiệu quả sử dụng tài sản (Altman, 1968; Hawach & Requejo, 2025). Có nhiều cách đo lường KQTC khác như chỉ số O-score của Ohlson (1980), Zmijewski (1984). Tuy nhiên, Z-score được ưa chuộng vì đơn giản, ổn định và có khả năng dự báo phá sản cao (Altman, 1983). Đối với DN phi tài chính ở các thị trường mới nổi như VN, Z'-score của DN i ở năm t được tính theo công thức sau (Altman, 2005):

$$ZSCORE_{it} = 3,25 + 6,56 \times (Vốn\ lưu\ động) / (Tổng\ tài\ sản) + 3,26 \times (Lợi\ nhuận\ giữ\ lại) / (Tổng\ tài\ sản) + 6,72 \times (Lợi\ nhuận\ trước\ thuế\ và\ lãi\ vay) / (Tổng\ tài\ sản) + 1,05 \times (Giá\ trị\ sổ\ sách\ vốn\ chủ\ sở\ hữu) / (Tổng\ nợ)$$

ZSCORE càng lớn thì khả năng KQTC càng nhỏ. Để tăng thêm tính vững cho kết quả, nghiên cứu tiến hành tạo biến nhị phân ZSCORE01 bằng 1 cho DN thuộc ngũ phân vị thấp nhất của ZSCORE theo từng năm, và 0 trong các trường hợp còn lại.

Biến độc lập chính- RRCS lấy từ Hoang và cộng sự (2025). Họ thu thập toàn bộ văn bản đăng hằng tháng từ nguồn dữ liệu chính thống của Ngân hàng Nhà nước, Bộ Tài chính, và Bộ Công Thương, sau đó xác định tần suất xuất hiện của các cụm từ khóa liên quan đến bất định, công cụ và thuật ngữ chính sách và xây dựng chỉ số thể hiện RRCSTT, RRCSTK và RRCSTM. Các chỉ số được chuẩn hóa bằng cách chia số lần xuất hiện từ khóa cho tổng số bài viết trong tháng trên từng website. Chỉ số càng lớn thể hiện RRCS tương ứng càng cao.

Các biến kiểm soát như sau. Quy mô DN (SIZE) được đo bằng logarithm tổng tài sản, được kiểm soát vì các DN lớn thường có lợi thế kinh tế theo quy mô, khả năng tiếp cận vốn và khả năng chống chịu tốt hơn (Feng và cộng sự, 2023; Hawach &

Requejo, 2025; Duong và cộng sự, 2019). Đòn bẩy tài chính (LEV) đo bằng tỷ lệ nợ dài hạn trên tổng tài sản, phản ánh rủi ro nợ và là chỉ báo quan trọng của KQTC, bởi DN có tỷ lệ nợ cao dễ bị tổn thương hơn khi chi phí vốn tăng do RRCS (Ma & Hao, 2022; Chakradhar & Gupta, 2024). Khả năng sinh lời (ROA) đo bằng tỷ lệ lợi nhuận ròng trên tổng tài sản, thể hiện hiệu quả sử dụng tài sản và khả năng tạo dòng tiền để duy trì thanh khoản (Ahsan và cộng sự, 2022). Tỷ lệ tiền mặt (CASH) được đo bằng tiền và đầu tư ngắn hạn trên tổng tài sản, phản ánh năng lực thanh toán ngắn hạn, giúp DN đối phó với cú sốc bất định (Phan và cộng sự, 2019; Jory và cộng sự, 2020; Dương Thị Thùy An, 2025a). Tốc độ tăng doanh thu (SGR), bằng tỷ lệ thay đổi của doanh thu, đo lường tiềm năng tăng trưởng và nhu cầu vốn đầu tư (Hawach & Requejo, 2025), trong khi tỷ lệ đầu tư tài sản cố định (CAPEX), đo bằng tỷ lệ đầu tư ròng trên tổng tài sản, kiểm soát quyết định đầu tư dài hạn, vốn dễ bị trì hoãn dưới tác động của RRCS (Gulen & Ion, 2016; Dương Thị Thùy An, 2025b). Số năm niêm yết (AGE) được đo bằng logarithm số năm niêm yết tính đến năm t , kiểm soát sự trưởng thành và ổn định của DN (Hawach & Requejo, 2025). Ở cấp độ vĩ mô, lạm phát (INF) đo bằng tỷ lệ lạm phát, và tăng trưởng GDP (GDPG), đo bằng tốc độ tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội, được đưa vào để phản ánh môi trường kinh tế chung ảnh hưởng đến chi phí vốn và khả năng sinh lợi của DN (Feng và cộng sự, 2023; Ozili & Arun, 2023). Tất cả các biến từ bảng cân đối kế toán đều được tính bình quân.

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu từ 1.363 DN phi tài chính (không bao gồm các doanh nghiệp bất động sản) niêm yết trên sàn

chứng khoán HOSE, HNX và UPCOM, trong giai đoạn từ 2016- 2024. Dữ liệu kế toán thu thập từ cơ sở dữ liệu FiinPro-X, dữ liệu RRCS từ Hoang và cộng sự (2025), dữ liệu vĩ mô từ cơ sở dữ liệu của Ngân hàng thế giới. Các bước làm sạch dữ liệu như sau: 1) bỏ các quan sát không có tổng tài sản hoặc tổng tài sản nhỏ hơn hoặc bằng một; 2) bỏ các quan sát có tỷ lệ nợ dài hạn trên tổng tài sản lớn hơn 1; 3) bỏ các quan sát không có doanh thu hoặc doanh thu nhỏ hơn không; 4) cắt ngọn (winsorization) cho tất cả các tỷ số dùng để tính Z-score; 5) bỏ các quan sát không có Z-score.

3.4. Phương pháp ước lượng

Trước tiên, nghiên cứu tiến hành các bước kiểm định nhằm lựa chọn phương pháp ước lượng phù hợp. Bảng 1 trình bày các kết quả kiểm định mô hình. Kiểm định F cho hiệu ứng cố định theo thời gian cho giá trị thống kê ý nghĩa ở mức 5% hoặc 1%, hàm ý cần đưa biến giả năm vào mô hình. Kiểm định Modified Wald ghi nhận giá trị thống kê rất lớn và có ý nghĩa ở mức 1%, cho thấy phương sai sai số thay đổi rõ rệt giữa các DN. Đồng thời, kiểm định Wooldridge cũng bác bỏ giả thuyết không có tự tương quan, xác nhận tồn tại tự tương quan bậc một theo thời gian. Các kết quả này chỉ ra rằng cần sử dụng sai số chuẩn vững và cụm hóa theo năm nhằm đảm bảo tính tin cậy của kết quả ước lượng.

Dựa trên các đặc điểm trên, phương trình (1) được ước lượng bằng phương pháp

HDFE. Phương pháp này phù hợp vì ba lý do. Thứ nhất, biến giải thích chính- rủi ro chính sách- được xây dựng ở cấp quốc gia, và sử dụng độ trễ một kỳ, hạn chế lo ngại về nội sinh đồng thời. Thứ hai, HDFE cho hấp thụ tác động cố định theo doanh nghiệp và theo ngành, đồng thời đưa vào tác động cố định theo năm để kiểm soát các cú sốc vĩ mô chung theo thời gian. Cách tiếp cận này giúp loại bỏ các yếu tố không quan sát được nhưng bất biến theo thời gian ở cấp doanh nghiệp (như năng lực quản trị, cấu trúc sở hữu, mức độ rủi ro cố hữu) và các khác biệt cố định giữa các ngành, từ đó giảm sai lệch do biến bị bỏ sót. Thứ ba, sai số chuẩn được cụm hóa theo doanh nghiệp nhằm điều chỉnh phương sai thay đổi và tự tương quan theo chuỗi thời gian trong từng doanh nghiệp. Toàn bộ các tính toán được hỗ trợ bởi phần mềm Stata 19.

4. Kết quả định lượng và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả và phân tích tương quan

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả của các biến trong mẫu. ZSCORE có giá trị trung bình 5,059 với độ lệch chuẩn 3,815, phản ánh sự khác biệt đáng kể về sức khỏe tài chính giữa các DN. Ba biến đo lường RRCS kinh tế cho thấy mức độ dao động khác nhau: RRCSTT có trung bình 10,741; RRCSTM là 7,797 và RRCSTK là 3,181- cho thấy bất định tiền tệ chiếm ưu thế trong giai đoạn nghiên cứu. Về đặc điểm DN, SIZE trung bình đạt 6,311, LEV ở mức 9,1%, trong khi ROA

Bảng 1. Kiểm định mô hình dữ liệu bảng

	RRCSTT	RRCSTK	RRCSTM
Hiệu ứng cố định theo thời gian	20,03***	21,59***	21,08***
Phương sai thay đổi	2.796.695,29***	2.796.695,29***	2.796.695,29***
Tự tương quan chuỗi	367,741***	365,138***	361,344***

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến

	N	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
ZSCORE	10.214	5,059	3,815	-30,138	13,661
RRCSTT	8.933	10,741	5,897	4,630	20,357
RRCSTM	8.933	7,797	1,483	5,426	10,542
RRCSTK	8.933	3,181	2,524	0,194	8,060
SIZE	10.214	6,311	1,589	0,638	12,322
LEV	10.214	9,078	13,856	0,000	99,918
ROA	10.204	3,952	17,720	-958,440	457,850
CASH	10.214	8,458	9,882	0,001	89,997
SGR	10.214	0,387	17,260	-1,000	1722,478
CAPEX	10.195	3,128	11,953	-287,326	86,226
AGE	9.227	1,858	0,775	0,000	3,178
INF	10.214	3,114	0,546	1,835	3,621
GDPG	10.214	5,975	2,100	2,554	8,538

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

trung bình 3,9%, phản ánh khả năng sinh lời tương đối thấp và phân tán mạnh. CASH có trung bình 8,5%, SGR và CAPEX có giá trị dương nhưng phân tán lớn, cho thấy sự khác biệt đáng kể giữa các DN về chiến lược tăng trưởng. Về kinh tế vĩ mô, INF trung bình là 3,1% và GDPG là 5,9%.

Bảng 3 cho thấy mối tương quan giữa các biến nhìn chung thấp, hàm ý rủi ro đa cộng tuyến không đáng kể. Ba chỉ số RRCSTT, RRCSTM, RRCSTK có tương quan cao, đặc biệt giữa RRCSTT và RRCSTK (0,651), cho thấy chúng cùng phản ánh biến động trong môi trường chính sách vĩ mô.

Để chắc chắn hơn, nghiên cứu tiếp tục kiểm định đa cộng tuyến. Kết quả cho thấy vấn đề đa cộng tuyến không đáng lo ngại.

4.2. Kết quả ước lượng tác động của RRCS lên KQTC

Bảng 4 được xây dựng theo hai nhóm ước lượng nhằm đánh giá tính ổn định của kết quả. Cột (1), (5), (9) là mô hình cơ sở với biến phụ thuộc liên tục ZSCORE và bao

gồm đầy đủ các biến kiểm soát tài chính (ROA, LEV, SGR). Cột (2), (6), (10) loại bỏ ba biến này để kiểm tra độ nhạy đối với khả năng trùng lặp cấu trúc giữa Z-score và các thành phần cấu thành. Tương tự, cột (3), (7), (11) và (4), (8), (12) sử dụng biến phụ thuộc nhị phân ZSCORE01, tương ứng với mô hình đầy đủ và mô hình rút gọn.

Kết quả Bảng 4 cho thấy RRCS nói chung làm suy giảm đáng kể sức khỏe tài chính của DN theo cả hai cách đo lường.

Trước hết, đối với RRCSTT, hệ số âm và có ý nghĩa trong mô hình ZSCORE (cột 1,2), đồng thời dương và có ý nghĩa trong mô hình nhị phân (cột 3,4), cho thấy bất định tiền tệ làm suy giảm Z-score và gia tăng xác suất rơi vào trạng thái kiệt quệ tài chính. Điều này phù hợp với lý thuyết quyền chọn thực và bằng chứng thực nghiệm cho thấy RRCSTT làm tăng chi phí vốn, trì hoãn đầu tư trong môi trường lãi suất và thanh khoản bất định, cũng như phù hợp với lập luận về chi phí vốn tăng và hạn chế tài chính gia tăng xác suất KQTC (Pástor & Veronesi, 2013; Gilchrist và cộng sự, 2014; Ma & Hao, 2022).

Bảng 3. Hệ số tương quan giữa các biến

	ZSCORE	RRCSTT	RRCSTM	RRCSTK	SIZE	LEV	ROA	CASH	SGR	CAPEX	AGE	INF	GDPG
ZSCORE	1,000												
RRCSTT	0,011	1,000											
RRCSTM	0,016	0,651	1,000										
RRCSTK	0,014	0,794	0,444	1,000									
SIZE	0,053	0,033	0,019	0,034	1,000								
LEV	-0,249	-0,040	-0,022	-0,041	0,306	1,000							
ROA	0,423	-0,017	0,008	-0,015	0,084	-0,059	1,000						
CASH	0,271	-0,021	-0,019	-0,023	-0,139	-0,193	0,138	1,000					
SGR	0,006	-0,007	0,012	0,010	0,006	-0,006	0,031	-0,012	1,000				
CAPEX	0,074	-0,023	0,002	-0,026	0,076	0,052	0,080	-0,128	0,050	1,000			
AGE	-0,027	0,210	0,104	0,210	0,035	-0,077	-0,026	-0,007	0,015	-0,051	1,000		
INF	-0,003	0,272	0,211	-0,033	-0,006	0,001	-0,002	0,027	0,007	0,000	0,015	1,000	
GDPG	0,003	0,342	0,697	0,007	-0,003	0,004	0,014	-0,002	0,005	0,019	-0,023	0,567	1,000

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả.

Đối với RRCSTM (cột 5-8), hệ số âm trong mô hình ZSCORE và dương trong mô hình xác suất tiếp tục khẳng định vai trò bất lợi của RRCSTM đối với sức khỏe tài chính. Handley và Limão (2015) tranh luận rằng khi RRCSTM gia tăng, do chi phí gia nhập thị trường là chi phí chìm, DN trì hoãn gia nhập thị trường nước ngoài ngay cả khi thuế quan thuận lợi. Sha và cộng sự (2025) lý giải rằng RRCSTM một mặt làm DN giảm đầu tư không thể đảo ngược, từ đó giảm lợi thế cạnh tranh, mặt khác làm gián đoạn chuỗi cung ứng, làm DN gia tăng tồn kho để phòng ngừa, từ đó làm giảm vòng quay hàng tồn kho và giảm hiệu quả hoạt động, làm xấu đi sức khỏe tài chính của DN.

Tương tự, RRCSTK (cột 9-12) cũng làm suy giảm Z-score và gia tăng xác suất KQTC. Kết quả này tương đồng với các nghiên cứu cho rằng bất định về thuế và chi tiêu công có thể gây tác động bất lợi lên hoạt động kinh tế và hành vi đầu tư. Chẳng hạn, các cú sốc biến động tài khóa được ghi nhận có ảnh hưởng tiêu cực đến hoạt động kinh tế, qua đó tạo môi trường bất lợi cho dòng tiền và triển vọng doanh nghiệp (Fernández-Villaverde và cộng sự, 2015). Ở cấp độ cơ chế, bất định tài khóa làm gia tăng động cơ phòng ngừa và khuynh hướng tiết kiệm, từ đó có thể làm co hẹp cầu và khiến nền kinh tế dễ rơi vào

Bảng 4. Kết quả ước lượng tác động của RRCS lên KQTC

	RRCSTT			RRCSTM			RRCSTK					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
L.RRCSTT	-0,053*** (0,015)	-0,055*** (0,015)	0,004** (0,002)	0,003** (0,002)								
L.RRCSTM					-1,463*** (0,411)	-1,513*** (0,417)	0,100** (0,045)	0,096** (0,046)				
L.RRCSTK									-0,168*** (0,047)	-0,174*** (0,048)	0,012** (0,005)	0,011** (0,005)
LEV	-0,032*** (0,009)	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	-0,032*** (0,009)	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	-0,032*** (0,009)	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)	0,003*** (0,001)
ROA	0,027*** (0,008)	-0,002 (0,001)	-0,002 (0,001)	0,027*** (0,008)	0,027*** (0,008)	-0,002 (0,001)	-0,002 (0,001)	0,027*** (0,008)	0,027*** (0,008)	-0,002 (0,001)	-0,002 (0,001)	-0,002 (0,001)
CASH	0,037*** (0,005)	0,045*** (0,005)	-0,003*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	0,037*** (0,005)	0,045*** (0,005)	-0,003*** (0,001)	-0,004*** (0,001)	0,037*** (0,005)	0,045*** (0,005)	-0,003*** (0,001)	-0,004*** (0,001)
SGR	-0,001*** (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001*** (0,001)	-0,001*** (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	-0,001*** (0,001)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
SIZE	0,930*** (0,250)	0,939*** (0,274)	-0,013 (0,019)	-0,007 (0,018)	0,930*** (0,250)	0,939*** (0,274)	-0,013 (0,019)	-0,007 (0,018)	0,930*** (0,250)	0,939*** (0,274)	-0,013 (0,019)	-0,007 (0,018)
CAPEX	0,004** (0,002)	0,006*** (0,002)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	0,004** (0,002)	0,006*** (0,002)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	0,004** (0,002)	0,006*** (0,002)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
AGE	0,232** (0,110)	0,284** (0,117)	-0,024 (0,015)	-0,028* (0,015)	0,232** (0,110)	0,284** (0,117)	-0,024 (0,015)	-0,028* (0,015)	0,232** (0,110)	0,284** (0,117)	-0,024 (0,015)	-0,028* (0,015)
INF	0,390** (0,185)	0,400** (0,191)	-0,034 (0,027)	-0,031 (0,027)	-1,066*** (0,262)	-1,106*** (0,265)	0,066** (0,028)	0,064** (0,028)	-0,858*** (0,208)	-0,891*** (0,210)	0,052** (0,023)	0,051** (0,023)

GDPG	-0,177***	-0,177***	0,014**	0,013**	-1,405***	-1,447***	0,098**	0,093**	-0,233***	-0,235***	0,018**	0,017**
	(0,055)	(0,057)	(0,006)	(0,006)	(0,400)	(0,406)	(0,044)	(0,044)	(0,071)	(0,073)	(0,008)	(0,008)
Constant	-0,912	-1,33	0,328**	0,323**	24,379***	24,831***	-1,409*	-1,336*	3,703***	3,444**	0,011	0,02
	(1,555)	(1,728)	(0,138)	(0,138)	(6,400)	(6,525)	(0,739)	(0,747)	(1,387)	(1,565)	(0,155)	(0,158)
Số quan sát	9.181	9.191	9.181	9.191	9.181	9.191	9.181	9.191	9.181	9.191	9.181	9.191
R2	0,888	0,877	0,729	0,724	0,888	0,877	0,729	0,724	0,888	0,877	0,729	0,724

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

Nguồn: Kết quả tính toán của tác giả

trạng thái suy giảm mạnh hơn ở các kịch bản bất lợi (Born & Pfeifer, 2014). Ngoài ra, bất định về chính sách thuế được lập luận có thể làm nản lòng đầu tư khi doanh nghiệp đối mặt với rủi ro thay đổi thuế suất và nghĩa vụ thuế trong tương lai (Hassett & Metcalf, 1999).

Quan trọng hơn, dấu và mức ý nghĩa của các biến RRCS không thay đổi khi loại bỏ ROA, LEV và SGR, cũng như khi chuyển sang ước lượng nhị phân, cho thấy kết luận có tính nhất quán và không phụ thuộc vào lựa chọn đặc tả mô hình. Các biến kiểm soát có dấu phù hợp với lý thuyết. LEV làm giảm Z-score và làm tăng xác suất KQTC; ngược lại, CASH và CAPEX làm tăng ZSCORE và giảm xác suất KQTC. ROA và SIZE có xu hướng cải thiện Z-score nhưng không làm gia tăng xác suất vượt ngưỡng kiệt quệ. INF làm suy giảm Z-score và làm tăng xác suất KQTC, trong khi GDPR có tác động tích cực đến sức khỏe tài chính DN. Tổng thể, kết quả nhất quán giữa hai thước đo củng cố bằng chứng rằng bất định chính sách làm gia tăng rủi ro tài chính ở cấp DN.

5. Kết luận và hàm ý

Nghiên cứu này xem xét tác động của RRCS, bao gồm ba thành phần là RRCSTT, RRCSTK, và RRCSTM, đến mức độ KQTC của các DN phi tài chính niêm yết tại VN giai đoạn 2016- 2024. Tình trạng KQTC được đo lường bằng Z-score và biến nhị phân phản ánh xác suất rơi vào nhóm Z-score thấp nhất theo từng năm. Mô hình được ước lượng bằng phương pháp tác động cố định đa chiều, kiểm soát tác động cố định theo DN, ngành và năm, với sai số chuẩn cụm hóa theo DN. Kết quả cho thấy cả ba thành phần RRCS đều có tác động làm suy giảm Z-score và gia tăng xác suất rơi vào trạng thái kiệt quệ tài chính.

Kết quả của nghiên cứu có các hàm ý sau. Đối với nhà hoạch định chính sách, kết quả cho thấy sự gia tăng bất định trong cả ba trụ cột chính sách đều làm suy yếu khả năng chống chịu tài chính của DN, qua đó tiềm ẩn rủi ro bất ổn vĩ mô và hệ thống tài chính. Do đó, Chính phủ cần duy trì khuôn khổ chính sách ổn định, nhất quán và có khả năng dự báo cao, đặc biệt trong điều hành lãi suất, tỷ giá, chính sách thương mại và tài khóa. Việc tăng cường minh bạch, truyền thông chính sách rõ ràng và giảm thiểu thay đổi đột ngột trong định hướng điều hành sẽ giúp củng cố niềm tin thị trường và hỗ trợ DN hoạch định kế hoạch tài chính dài hạn. Đối với DN, kết quả hàm ý rằng duy trì cấu

trúc vốn hợp lý, tăng cường thanh khoản và đẩy mạnh đầu tư là yếu tố then chốt giúp nâng cao sức chống chịu trước biến động chính sách. Với nhà đầu tư, kết quả cho thấy khi RRCS gia tăng, rủi ro KQTC tăng lên, do đó nhà đầu tư cần điều chỉnh danh mục theo hướng phòng thủ, ưu tiên các DN có nền tảng tài chính lành mạnh và ít phụ thuộc vào chính sách.

Nghiên cứu có những hạn chế sau. Thứ nhất, mặc dù nghiên cứu sử dụng mô hình

đa hiệu ứng cố định, biến giải thích trễ và sai số cụm hóa theo DN nhằm giảm thiểu nội sinh và giảm sai lệch trong hệ số hồi qui trong dữ liệu bảng doanh nghiệp, kết quả vẫn có thể chịu ảnh hưởng của các yếu tố không quan sát được thay đổi theo thời gian. Thứ hai, mô hình chưa xét đến tính động của kiệt quệ tài chính. Các nghiên cứu tiếp theo có thể khai thác các biến bổ sung thay đổi theo thời gian và sử dụng mô hình động. ■

Tài liệu tham khảo

- Ahsan, T., Al-Gamrh, B., & Mirza, S. S. (2022). Economic policy uncertainty and sustainable financial growth: Does business strategy matter? *Finance Research Letters*, 46, 102381. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102381>
- Alam, A. W., Yu, Q., Bai, S., & Banna, H. (2025). Local economic uncertainty, bank efficiency, and financial risk. *Finance Research Letters*, 81, 107508. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2025.107508>
- 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>
- Altman, E. I. (1983). *Corporate Financial Distress: A Complete Guide to Predicting, Avoiding, and Dealing With Bankruptcy*. Wiley Interscience, John Wiley and Sons. https://openlibrary.org/works/OL4298980W/Corporate_financial_distress?edition=corporatefinanci00altm_0
- Altman, E. I. (2005). An Emerging Market Credit Scoring System for Corporate Bonds. *Emerging Markets Review*, 6(4), 311-323. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2005.09.007>
- Altman, E. I., 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>
- Apostolakis, G. N., Floros, C., Gkillas, K., & Wohar, M. (2021). Financial stress, economic policy uncertainty, and oil price uncertainty. *Energy Economics*, 104, 105686. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105686>
- Baker, S. R., Bloom, N., và Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593–1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Benguria, F., Choi, J., Swenson, D. L., & Xu, M. J. (2022). Anxiety or pain? The impact of tariffs and uncertainty on Chinese firms in the trade war. *Journal of International Economics*, 137, 103608. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2022.103608>
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85–106. <https://doi.org/10.2307/1885568>
- Born, B., & Pfeifer, J. (2014). Policy risk and the business cycle. *Journal of Monetary Economics*, 68, 68-85. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.07.012>
- Chakradhar, J., & Gupta, R. (2024). Heterogeneous effect of economic policy uncertainty and firm financial performance: Empirical evidence from India. *Managerial and Decision Economics*, 45(7), 4930–4951. <https://doi.org/10.1002/mde.4308>
- Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment under uncertainty*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctt7snvcv>
- Dương Thị Thùy An. (2025a). Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt và giá trị doanh nghiệp trong bối cảnh hạn chế tài chính. *Tạp chí Kinh Tế và Phát triển*, 34(0), 33–43. <https://doi.org/10.33301/JED.V1.2611>
- Dương Thị Thùy An. (2025b). Bất định chính sách kinh tế Việt Nam và đầu tư doanh nghiệp. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 36(9), 87-103. <https://doi.org/10.24311/jabes/2025.36.9.07>
- Duong, A. T. T. (2024). From global tensions to regional integration: An analysis of bond market convergence in East Asia. *Borsa Istanbul Review*, 24(6), 1402-1413. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2024.06.006>
- Duong, H. N., Nguyen, J. H., Nguyen, M., & Rhee, S. G. (2020). Navigating through economic policy uncertainty: The role of corporate cash. *Journal of Corporate Finance*, 62, 101607. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2020.101607>
- Duong, T. T. A., Kool, C. J. M., & Zhang, L. (2019). *Borrowing constraints and export decision: The case of Vietnamese exporters*. (U.S.E. Working Paper Series No. 19-21). Utrecht University School of Economics. <https://ideas.repec.org/p/use/tkiwps/1921.html>
- Fedorova, E., Ledyeva, S., Drogovoz, P., & Nevredinov, A. (2022). Economic policy uncertainty and bankruptcy

- filings. *International Review of Financial Analysis*, 82, 102174. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102174>
- Feng, X., Luo, W., & Wang, Y. (2023). Economic policy uncertainty and firm performance: Evidence from China. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 28(4), 1476–1493. <https://doi.org/10.1080/13547860.2021.1962643>
- Fernández-Villaverde, J., Guerrón-Quintana, P., Kuester, K., & Rubio-Ramírez, J. (2015). Fiscal volatility shocks and economic activity. *American Economic Review*, 105(11), 3352–3384. <https://doi.org/10.1257/aer.20121236>
- Gilchrist, S., Sim, J. W., & Zakrajšek, E. (2014). *Uncertainty, financial frictions, and investment dynamics*. (NBRE Working Paper Series No. 20038). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w20038>
- Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *The Review of Financial Studies*, 29(3), 523–564. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhv050>
- Handley, K., & Limão, N. (2015). Trade and investment under policy uncertainty: theory and firm evidence. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(4), 189–222. <https://doi.org/10.1257/pol.20140068>
- Hassett, K. A., & Metcalf, G. E. (1999). Investment with Uncertain Tax Policy: Does Random Tax Policy Discourage Investment. *The Economic Journal*, 109(457), 372–393. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00453>
- Hawach, F., & Requejo, I. (2025). Financial distress likelihood of European SMEs in times of economic policy uncertainty: The role of family ownership and performance aspirations. *International Review of Financial Analysis*, 105, 104418. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2025.104418>
- Hoang, K., Pham, L., Trinh, V., Ngo, T., Dao, T., Do, H. X., Doan, H., Duong, T. T. A., Ha, O., Huynh, N., Le, P., Le, T., Chi, M., Mai, S. T., Nguyen, N., Phung, G., Nguyen, T., Nguyen, T., ... Vu, T. (2025). *Government-sourced categorical economic policy uncertainty*. FEB-RN Research Paper No. 104/2025. <https://doi.org/10.2139/ssrn.5296841>
- Jory, S. R., Khieu, H. D., Ngo, T. N., & Phan, H. V. (2020). The influence of economic policy uncertainty on corporate trade credit and firm value. *Journal of Corporate Finance*, 64, 101671. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2020.101671>
- Ma, H., & Hao, D. (2022). Economic policy uncertainty, financial development, and financial constraints: Evidence from China: Evidence from China. *International Review of Economics and Finance*, 79, 368–386. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2022.02.027>
- Nguyễn Thị Ngọc Phượng, & Nguyễn Xuân Thắng (2025). Bất định chính sách kinh tế toàn cầu và chi phí vốn của doanh nghiệp tại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế - Luật và Ngân hàng*, 27(6), 120-136. <https://doi.org/10.59276/JELB.2025.06.2892>
- Nguyen, T. H. H., Pham, T. K., Ha, G. L., Nguyen, V. H. T., Nguyen, L. T., & Phung, D. A. (2024). The impact of Economic Policy Uncertainty on firm performance in Vietnamese listed companies. *Journal of Economic and Banking Studies*, 4(8), 27-37. <https://doi.org/10.59276/JEBS.2024.12.2672>
- Ohlson, J. A. (1980). Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 18(1), 109–131. <https://doi.org/10.2307/2490395>
- Ozili, P. K., & Arun, T. G. (2023). Does economic policy uncertainty affect bank profitability? *International Journal of Managerial Finance*, 19(4), 803–830. <https://doi.org/10.1108/IJMF-04-2022-0177>
- Pástor, L., & Veronesi, P. (2013). Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics*, 110(3), 520–545. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.08.007>
- Phan, H. V., Nguyen, N. H., Nguyen, H. T., & Hegde, S. (2019). Policy uncertainty and firm cash holdings. *Journal of Business Research*, 95, 71–82. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2018.10.001>
- Sha, F., Ding, C., Zheng, X., Wang, J., & Tao, Y. (2025). Weathering the policy Storm: How trade uncertainty shapes firm financial performance through innovation and operations. *International Review of Economics and Finance*, 102, 104274. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2025.104274>
- Zhao, Y., & Su, K. (2022). Economic policy uncertainty and corporate financialization: Evidence from China. *International Review of Financial Analysis*, 82, 102182. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2022.102182>
- Zmijewski, M. E. (1984). Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models. *Journal of Accounting Research*, 22, 59–82. <https://doi.org/10.2307/2490859>