



Nghiên cứu tác động của bất ổn toàn cầu đến rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu ngành ngân hàng: Bằng chứng từ thị trường châu Á – Thái Bình Dương

VÕ XUÂN HỒNG ^a, NGUYỄN CẢNH TIỀN ^{a,*}, NGUYỄN THÀNH CHIẾN ^b

^a Trường Đại học Quốc Tế – Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh

^b Ngân hàng TMCP Việt Á

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 12/08/2025 Ngày nhận lại: 14/10/2025 Duyệt đăng: 15/10/2025 Mã phân loại JEL: G12; G14; G18. Từ khóa: Bất ổn toàn cầu; Rủi ro sụp đổ giá chứng khoán; Châu Á – Thái Bình Dương. Keywords: World uncertainty; Stock price crash risk; Asia Pacific.	Nghiên cứu này phân tích tác động của bất ổn toàn cầu đến rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu của 565 ngân hàng niêm yết thuộc khu vực châu Á – Thái Bình Dương trong giai đoạn 1995–2023. Nghiên cứu cho thấy bất ổn toàn cầu làm gia tăng nguy cơ sụp đổ giá cổ phiếu ngành ngân hàng, đặc biệt rõ rệt ở các ngân hàng có mức độ bất đồng kỳ vọng giữa các nhà đầu tư cao, có định giá thị trường thấp, hoặc hoạt động tại các quốc gia có cơ chế bảo vệ nhà đầu tư yếu kém. Hàm ý chính sách từ nghiên cứu đề xuất các chính phủ trong khu vực châu Á – Thái Bình Dương tăng cường giám sát rủi ro hệ thống và hoàn thiện khung bảo vệ nhà đầu tư; đồng thời, thúc đẩy phối hợp chính sách ở cấp độ khu vực nhằm ổn định thị trường và nâng cao khả năng chống chịu của hệ thống ngân hàng trước các cú sốc bất ổn toàn cầu. Abstract This study investigates the impact of global uncertainty on the stock price crash risk (SPCR) of 565 listed banks across the Asia-Pacific (APAC) region during the period 1995–2023. The authors find that SPCR in the banking sector tends to increase during periods of high global uncertainty. The positive effect of global uncertainty on SPCR is significantly stronger for banks with higher levels of investor expectation divergence, lower market valuation, or those operating in

* Tác giả liên hệ.

Biên tập viên: Trần Lê Thùy Duyên.

Email: vxhong@hcmiu.edu.vn (Võ Xuân Hồng); nctien@hcmiu.edu.vn (Nguyễn Cảnh Tiên); chiennt4pc@gmail.com (Nguyễn Thành Chiến).

Trích dẫn bài viết: Võ Xuân Hồng, Nguyễn Cảnh Tiên, & Nguyễn Thành Chiến. (2025). Nghiên cứu tác động của bất ổn toàn cầu đến rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu ngành ngân hàng: Bằng chứng từ thị trường Châu Á – Thái Bình Dương. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 36(8), 56-71. <https://doi.org/10.24311/jabes/2025.36.8.04>

countries with relatively weaker investor protections. These findings have important implications for governments across the APAC region in strengthening risk oversight systems and investor protection frameworks, as well as enhancing regional policy coordination to stabilize financial markets and bolster the banking system's resilience to uncertainty shocks.

1. Đặt vấn đề

Bất ổn toàn cầu, đo lường bằng World Uncertainty Index (WUI), phản ánh mức độ không chắc chắn về bối cảnh toàn cầu trong tương lai, thường gắn với các cú sốc như khủng hoảng tài chính toàn cầu, đại dịch COVID-19, chiến tranh thương mại, biến đổi khí hậu, xung đột địa chính trị... Sự bất ổn này có tính lan tỏa nhanh, làm suy yếu tăng trưởng GDP của các quốc gia, gia tăng bất ổn chính sách kinh tế và rủi ro trên thị trường tài chính (TTTC) toàn cầu (Ahir và cộng sự, 2022).

Trong bối cảnh đó, rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu (Stock Price Crash Risk – SPCR) trở thành mối quan ngại lớn đối với nhà đầu tư (NĐT), ban lãnh đạo doanh nghiệp (DN) và nhà hoạch định chính sách. SPCR là nguy cơ xảy ra những đợt giảm giá cổ phiếu mạnh và đột ngột trong thời gian ngắn, mà không kèm theo bất kỳ công bố thông tin quan trọng nào từ DN (Hong & Stein, 2003). Mặc dù biến động giá có thể tạo cơ hội sinh lợi trên TTTC, các cú sụp đổ làm sụt giảm nghiêm trọng giá trị DN, gây tổn thất lớn về tài sản cho cổ đông và NĐT (Jin & Myers, 2006; Hutton và cộng sự, 2009; Kim và cộng sự, 2011).

TTTC toàn cầu đã trải qua nhiều cú sốc lớn như khủng hoảng châu Á giai đoạn 1997–1998, khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008, và đại dịch COVID-19 kéo theo sụp đổ giá cổ phiếu và suy giảm thanh khoản trên diện rộng. Tại khu vực châu Á – Thái Bình Dương (APAC), sụp đổ giá cổ phiếu thường nghiêm trọng và mang tính lan truyền mạnh hơn, đặc biệt trong lĩnh vực ngân hàng do hệ thống này giữ vai trò chủ đạo trong cung ứng vốn và thanh khoản nhưng lại phụ thuộc lớn vào nguồn vốn ngắn hạn, dễ bị tổn thương trước dòng vốn ngoại đảo chiều, và có mức độ bất cân xứng thông tin cao do thiếu cơ chế bảo vệ NĐT và chuẩn mực công bố thông tin minh bạch (La Porta và cộng sự, 1998; Laeven & Levine, 2009).

Các nghiên cứu về SPCR chủ yếu tập trung vào mối quan hệ với các yếu tố nội tại như quản trị DN hay chất lượng báo cáo tài chính (BCTC) (Hutton và cộng sự, 2009; Kim và cộng sự, 2011; Kim & Zhang, 2016). Một số nghiên cứu gần đây xem xét tác động của bất ổn đến TTTC và hành vi DN (Ahir và cộng sự, 2022; Baker và cộng sự, 2016). Tuy nhiên, vẫn chưa có nghiên cứu nào tập trung trực tiếp vào mối quan hệ giữa bất ổn toàn cầu ở cấp độ quốc gia và SPCR ngành ngân hàng. Khoảng trống này đặc biệt quan trọng đối với khu vực APAC – khu vực vốn đang vươn lên như một trung tâm tài chính nhưng nhạy cảm với cú sốc toàn cầu và dòng vốn ngoại.

Nghiên cứu này nhằm trả lời ba câu hỏi: (1) Liệu bất ổn toàn cầu có ảnh hưởng đến SPCR của các ngân hàng niêm yết tại khu vực APAC hay không? (2) Nếu có, tác động này có phụ thuộc vào đặc điểm của từng ngân hàng hay không? và (3) Liệu tác động này có khác biệt đáng kể giữa các quốc gia trong khu vực hay không?

Để nghiên cứu ảnh hưởng của bất ổn toàn cầu đến SPCR trong lĩnh vực ngân hàng thuộc khối APAC, nhóm tác giả dựa trên mô hình của An và cộng sự (2018), Yuan và cộng sự (2022), và Wang và cộng sự (2021) và sử dụng chỉ số WUI của Ahir và cộng sự (2022) cho 7.707 quan sát của 565 ngân hàng niêm yết tại 17 quốc gia trong khu vực APAC giai đoạn 1995–2023. Kết quả cho thấy bất ổn toàn cầu làm gia tăng SPCR của ngành ngân hàng trong khu vực. Các kết quả vẫn nhất quán khi thay đổi cách đo lường biến bất ổn và áp dụng các phương pháp hồi quy khác nhau. Tác động này đặc biệt mạnh đối với: (1) các ngân hàng có mức độ khác biệt kỳ vọng (DTURN) giữa các NĐT cao hơn, thể hiện phản ứng tức thì của cổ đông trước các cú sốc từ môi trường toàn cầu, phù hợp với hành vi rút vốn nhanh của NĐT tổ chức khi thị trường biến động; (2) các ngân hàng có định giá thị trường (MTB) thấp hơn, phản ánh kỳ vọng thấp từ NĐT, vốn dễ làm đảo chiều dòng vốn khi xuất hiện thông tin tiêu cực; và (3) các ngân hàng hoạt động tại quốc gia có mức bảo vệ NĐT yếu kém hơn.

Nghiên cứu mang lại bốn đóng góp chính. *Thứ nhất*, nghiên cứu mở rộng về tác động của bất ổn vĩ mô đến SPCR bằng cách sử dụng WUI - một thước đo bất ổn mang tính toàn cầu với phạm vi bao quát rộng hơn cả về kinh tế, địa chính trị, thương mại và tài chính (Ahir và cộng sự, 2022), thay vì chỉ số bất ổn chính sách kinh tế (Economic Policy Uncertainty – EPU) vốn phổ biến trong các nghiên cứu tập trung vào bất ổn chính sách mỗi quốc gia (Baker và cộng sự, 2016; Gulen & Ion, 2016). Cách tiếp cận này mở rộng khung phân tích từ bất ổn chính sách trong nước sang bất ổn vĩ mô toàn cầu, phù hợp với đặc điểm phụ thuộc thương mại và dòng vốn quốc tế của khu vực APAC. *Thứ hai*, đây là một trong những nỗ lực đầu tiên kiểm định trực tiếp mối quan hệ giữa bất ổn toàn cầu và SPCR trong ngành ngân hàng – ngành giữ vai trò trung tâm trong hệ thống tài chính với rủi ro lan tỏa cao khi biến động lớn. *Thứ ba*, nghiên cứu làm rõ các đặc điểm của ngân hàng trong việc điều chỉnh mức độ nhạy cảm của SPCR trước bất ổn, qua đó đánh giá khả năng chống chịu khác nhau giữa các ngân hàng. *Cuối cùng*, khác với các nghiên cứu trong khu vực chủ yếu tập trung vào bất ổn nội địa như tại Trung Quốc (Yuan và cộng sự, 2022), nghiên cứu này mở rộng phạm vi đa quốc gia trong APAC, khai thác sự đa dạng về môi trường thể chế và hệ thống tài chính, và chứng minh mối quan hệ giữa WUI và SPCR phụ thuộc vào mức độ bảo vệ NĐT tại các quốc gia khác nhau. Hàm ý chính sách từ nghiên cứu này là các chính phủ APAC cần tăng cường cơ chế bảo vệ NĐT và minh bạch thông tin, đồng thời phối hợp giám sát biến động giá cổ phiếu ngân hàng, phối hợp chính sách và mở rộng các cơ chế hỗ trợ thanh khoản ở cấp độ khu vực nhằm giảm phụ thuộc vào dòng vốn quốc tế, qua đó ổn định TTTC và nâng cao sức chống chịu của hệ thống trước bất ổn toàn cầu.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

Trong những năm gần đây, mối quan hệ giữa bất ổn vĩ mô và TTTC trở thành chủ đề quan trọng, kéo theo sự ra đời của nhiều chỉ số đo lường bất ổn: EPU (Baker và cộng sự, 2016), WUI (Ahir và cộng sự, 2022), rủi ro địa chính trị (Caldara & Iacoviello, 2022), và bất ổn chính sách khí hậu (Gavrilidis, 2021). Các chỉ số này phản ánh những cú sốc/bất ổn vĩ mô toàn cầu và đã được chứng minh làm gia tăng biến động thị trường (Brogaard & Detzel, 2015), làm trầm trọng tình trạng bất cân xứng thông tin (Bordo và cộng sự, 2016), giảm tính thanh khoản (Pástor & Veronesi, 2012), giảm đầu tư và tăng lợi nhuận kỳ vọng (Bloom, 2009) cũng như gây ra tác động tiêu cực đến chi phí vốn (Gulen & Ion, 2016; Nguyen & Phan, 2017).

Mặc dù các cú sốc bất ổn thường cần thời gian để ảnh hưởng đến nền kinh tế thực, theo lý thuyết thị trường hiệu quả (Fama, 1970), các thông tin về bất ổn có thể được phản ánh gần như ngay lập tức vào giá cổ phiếu, dẫn đến biến động thị trường ngay khi được công bố. Các nghiên cứu của Brogaard và Detzel (2015), Pástor và Veronesi (2012; 2013) cho thấy khi kinh tế suy yếu và bất ổn chính sách tăng cao, NĐT phản ứng mạnh hơn và yêu cầu phần bù rủi ro cao hơn, từ đó kéo giảm giá cổ phiếu. Pástor và Veronesi (2013) cũng cho thấy bất ổn chính sách không chỉ làm gia tăng biến động của giá cổ phiếu riêng lẻ mà còn tăng đồng biến động (Co-Movement) giữa các cổ phiếu trên thị trường.

Nhìn chung, các cơ chế lý giải cho mối quan hệ giữa bất ổn và SPCR trong ngành ngân hàng có thể được phân tích như sau: *Thứ nhất*, khi môi trường kinh tế - tài chính biến động, ban quản trị có xu hướng trì hoãn công bố thông tin tiêu cực trên BCTC để bảo vệ hình ảnh và vị thế, khiến tin xấu tích lũy và khi bị buộc ghi nhận sẽ thay đổi kỳ vọng của NĐT, kích hoạt làn sóng bán tháo làm sụt giảm mạnh giá cổ phiếu (Jin & Myers, 2006). Hiện tượng này đặc biệt nghiêm trọng trong ngành ngân hàng, nơi cấu trúc BCTC và sản phẩm phức tạp làm gia tăng cơ hội tích trữ tin xấu trong bối cảnh bất ổn (Abedifar và cộng sự, 2019b). *Thứ hai*, bất ổn làm gia tăng tâm lý sợ rủi ro, kích hoạt hiện tượng bày đàn và phản ứng thái quá của NĐT (Barberis và cộng sự, 1998), nhất là NĐT tổ chức quốc tế, nhóm có xu hướng rút vốn nhanh khỏi các thị trường dễ tổn thương (Broner và cộng sự, 2006). Khác với chỉ số EPU vốn tập trung vào bất ổn chính sách nội địa (Baker và cộng sự, 2016), WUI phản ánh bất ổn toàn cầu đa chiều (kinh tế, chính trị, thương mại, và địa chính trị) (Ahir và cộng sự, 2022). Do đó, cú sốc từ WUI vừa làm trầm trọng bất cân xứng thông tin vừa khuếch đại hành vi bày đàn và bán tháo, khiến SPCR của ngân hàng ở khu vực APAC – nơi mức độ minh bạch và cơ chế bảo vệ NĐT còn hạn chế và phụ thuộc lớn vào dòng vốn quốc tế gia tăng mạnh hơn (Laeven & Levine, 2009; Abedifar và cộng sự, 2019b; Claessens & Van Horen, 2015).

So với lĩnh vực phi tài chính, các nghiên cứu về mối quan hệ giữa bất ổn vĩ mô và SPCR trong ngành ngân hàng còn hạn chế. Đến nay, hai nghiên cứu thực nghiệm đều cho thấy bất ổn vĩ mô làm tăng SPCR. Yuan và cộng sự (2022) phát hiện bất ổn chính sách kinh tế làm tăng SPCR của các ngân hàng thương mại Trung Quốc, đặc biệt ở nhóm có rủi ro tài chính cao và minh bạch thấp. Tương tự, Tzomakas và cộng sự (2023) chứng minh rằng tâm lý khủng hoảng, dữ liệu tìm kiếm và chỉ số biến động tương quan dương với SPCR của các ngân hàng châu Âu. Hai nghiên cứu đều nhấn mạnh rằng trong bối cảnh bất ổn, hành vi che giấu thông tin của ban quản trị và phản ứng cảm tính của NĐT đều góp phần làm gia tăng SPCR. Dựa trên tổng quan nghiên cứu và nghiên cứu thực nghiệm về tác động của bất ổn, nhóm tác giả đề xuất giả thuyết như sau:

Giả thuyết H₁: Bất ổn toàn cầu gia tăng rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu của các ngân hàng niêm yết tại khu vực APAC.

3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

Để phân tích tác động của bất ổn toàn cầu đến SPCR của các ngân hàng niêm yết tại khu vực APAC, nhóm tác giả sử dụng dữ liệu kế toán và thị trường từ LSEG (trước đây là Refinitiv Eikon) và dữ liệu vĩ mô từ Ngân hàng Thế giới (WDI, World Bank). Mẫu nghiên cứu cuối cùng bao gồm 7.707

quan sát của 565 ngân hàng niêm yết tại 17 quốc gia thuộc khu vực APAC¹ trong giai đoạn 1995–2023.

Nghiên cứu dựa trên mô hình thực nghiệm của An và cộng sự (2018), Yuan và cộng sự (2022) và Wang và cộng sự (2021) để xây dựng phương trình hồi quy sau:

$$\text{SPCR}_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \text{WUI}_{i,t} + \delta' \text{BControls}_{i,t} + \rho' \text{MControls}_{i,t} + \gamma_j + \psi_t + \mathbf{e}_{i,t+1} \quad (1)$$

Trong đó i, j và t lần lượt đại diện cho ngân hàng, quốc gia, và năm. Biến phụ thuộc SPCR được ước lượng theo Abedifar và cộng sự (2019a), An và cộng sự (2018), và Jin và Myers (2006). Vì SPCR phản ánh rủi ro giảm giá bất đối xứng, nghĩa là giá cổ phiếu có xu hướng giảm đột ngột với biên độ lớn hơn so với mức tăng trong điều kiện bình thường, nhóm tác giả đo lường SPCR bằng hai chỉ số phổ biến: (1) NCSKEW (Negative Conditional Skewness) – đo lường độ lệch trái có điều kiện của lợi suất cổ phiếu hàng tuần trong một năm tài chính, phản ánh phân phối lợi suất nghiêng về phía âm; và (2) DUVOL (Down-to-Up Volatility) – tỷ số giữa phương sai các tuần lợi suất âm và lợi suất dương, thể hiện mức bất đối xứng rủi ro (Kim và cộng sự, 2011). Việc kết hợp hai thước đo giúp phản ánh mức độ bất cân xứng trong phân phối lợi suất cổ phiếu toàn diện hơn và duy trì tính nhất quán với các nghiên cứu trước đó (Jin & Myers, 2006; Hutton và cộng sự, 2009).

Biến WUI đại diện cho mức độ bất ổn toàn cầu ở cấp quốc gia, do Ahir và cộng sự (2022) phát triển². Mô hình bao gồm các biến kiểm soát cấp độ ngân hàng (BControls): quy mô ngân hàng (SIZE), tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản (EQUITY), lợi tức trên tổng tài sản (ROA), tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách của tổng tài sản (MTB), thay đổi khối lượng giao dịch cổ phiếu (DTURN), suất sinh lời quá khứ (PASTRETURN), độ biến động của suất sinh lời cổ phiếu (SRETVOL), độ lệch âm trễ (NCSKEW_LAG). Các biến kiểm soát vĩ mô (MControls) gồm tốc độ tăng trưởng GDP (GDPGROWTH) và logarit tự nhiên của GDP bình quân đầu người (LGDPPECAPITA) nhằm kiểm soát điều kiện kinh tế quốc gia. Định nghĩa và cách đo lường được trình bày chi tiết trong Bảng 1.

Nhóm tác giả sử dụng STATA 17 cho phân tích dữ liệu. Phương pháp hồi quy là bình phương tối thiểu thông thường (OLS) với tác động cố định theo quốc gia (γ_j) và theo năm (ψ_t), nhằm kiểm soát các đặc điểm không quan sát được cố định theo từng quốc gia và chu kỳ thời gian³. Sai số chuẩn được điều chỉnh theo cụm ở cấp độ ngân hàng để kiểm soát hiện tượng phương sai thay đổi và tự tương quan trong từng ngân hàng⁴. Theo An và cộng sự (2018), tất cả các biến độc lập trong mô hình đều

¹Theo phân loại của MSCI (<https://www.msci.com/our-solutions/indexes/market-classification>), khu vực APAC bao gồm: Ấn Độ, Bangladesh, Đài Loan, Hàn Quốc, Hồng Kông, Indonesia, Nhật Bản, Malaysia, New Zealand, Pakistan, Philippines, Singapore, Sri Lanka, Thái Lan, Trung Quốc, Úc, và Việt Nam.

²Trong nghiên cứu này, WUI được hiểu là mức độ không chắc chắn có tính toàn cầu và lan truyền, làm thay đổi đồng thời kỳ vọng về tăng trưởng, chính sách và điều kiện tài chính ở các quốc gia. Các thước đo truyền thống dựa trên biến động kinh tế - tài chính (Leahy & Whited, 1996; Bloom, 2009) hoặc bất ổn chính sách kinh tế (Baker và cộng sự, 2016) chủ yếu tập trung vào quốc gia phát triển, nhấn mạnh bất ổn chính sách mỗi quốc gia và hạn chế độ dài dữ liệu. Để khắc phục, Ahir và cộng sự (2022) xây dựng WUI từ phân tích báo cáo Economist Intelligence Unit (EIU), cung cấp dữ liệu hàng quý cho 143 quốc gia từ năm 1950, phản ánh đa dạng rủi ro kinh tế - chính trị trong cả ngắn hạn lẫn dài hạn. Mặc dù được tính cho từng quốc gia, WUI vẫn có tính toàn cầu vì tổng hợp yếu tố nội địa lẫn bối cảnh bên ngoài trong từng báo cáo của EIU. Giá trị WUI_{it} thể hiện mức bất ổn toàn cầu mà quốc gia j đối mặt tại thời điểm t , qua đó cho thấy độ phơi nhiễm khác nhau trước cùng một cú sốc. Đồng thời, tác động cố định theo năm trong mô hình giúp loại bỏ cú sốc toàn cầu chung, cho phép WUI_{it} phản ánh chính xác hơn độ nhạy riêng của từng quốc gia trước bối cảnh bất ổn thế giới.

³Kiểm định Hausman để lựa chọn giữa mô hình tác động cố định và ngẫu nhiên cho giá trị p -value đều bằng 0,000. Do đó, mô hình tác động cố định là lựa chọn phù hợp.

⁴Tiến hành kiểm tra hiện tượng phương sai thay đổi trước khi áp dụng cụm theo ngân hàng cho kết quả: đối với biến phụ thuộc NCSKEW, thống kê kiểm định $\chi^2 = 97,29$ (p -value = 0,000); và đối với DUVOL, $\chi^2 = 16,45$ (p -value = 0,000). Như vậy, tồn tại phương sai thay đổi, do đó, việc điều chỉnh sai số chuẩn cụm ở cấp độ ngân hàng là cần thiết.

được lấy trễ một năm nhằm giảm thiểu vấn đề nội sinh và đảm bảo mối quan hệ nhân quả trong phân tích⁵.

Phương pháp đo lường các biến

Biến phụ thuộc

Nhóm tác giả xây dựng biến phụ thuộc SPCR dựa trên phương pháp đề xuất trong nghiên cứu của Jin và Myers (2006), An và cộng sự (2018), và Abedifar và cộng sự (2019a).

Đầu tiên, nhóm tác giả ước lượng phần dư của mô hình suất sinh lợi cổ phiếu theo phương trình (2). Trong đó, biến $r_{i,t}$ là lợi nhuận hàng tuần của cổ phiếu i trong năm t . Biến $r_{m,j,t}$ là lợi nhuận hàng tuần của chỉ số thị trường quốc gia j trong năm t . Biến $r_{US,t}$ là lợi nhuận của thị trường Mỹ trong năm t . Biến $EX_{j,t}$ là sự thay đổi trong tỷ giá hối đoái giữa quốc gia j và Mỹ trong năm t .

$$r_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}r_{m,j,t} + \beta_{2,i}[r_{US,t} + EX_{j,t}] + \beta_{3,i}r_{m,j,t-1} + \beta_{4,i}[r_{US,t-1} + EX_{j,t-1}] + \beta_{5,i}r_{m,j,t-2} + \beta_{6,i}[r_{US,t-2} + EX_{j,t-2}] + \beta_{7,i}r_{m,j,t+1} + \beta_{8,i}[r_{US,t+1} + EX_{j,t+1}] + \beta_{9,i}r_{m,j,t+2} + \beta_{10,i}[r_{US,t+2} + EX_{j,t+2}] + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Kế đến, sử dụng phần dư $\varepsilon_{i,t}$ từ phương trình (2) để ước lượng suất sinh lợi theo tuần $W_{i,t}$ của cổ phiếu i theo phương trình (3).

$$W_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t}) \quad (3)$$

Biến NCSKEW đại diện cho SPCR được ước lượng theo phương trình (4), trong đó n là số tuần giao dịch trong năm t . NCSKEW phản ánh mức độ lệch trái của phân phối suất sinh lợi cổ phiếu. Giá trị NCSKEW càng cao cho thấy SPCR càng lớn.

$$NCSKEW_{i,t} = -\frac{n(n-1)^2 \sum W_{i,t}^3}{(n-1)(n-2)(\sum W_{i,t}^2)^{3/2}} \quad (4)$$

Biến DUVOL đại diện cho SPCR được ước lượng theo phương trình (5), trong đó n_u và n_d lần lượt là số tuần mà $W_{i,t}$ có giá trị cao hơn và thấp hơn so với trung bình suất sinh lợi cổ phiếu trong năm t . Biến DUVOL được tính bằng logarit tự nhiên của tỷ lệ giữa phương sai các tuần có lợi nhuận thấp (n_d) và các tuần có lợi nhuận cao (n_u), và do đó giá trị càng cao cho thấy SPCR càng lớn.

$$DUVOL_{i,t} = \log \left[\frac{(n_u-1) \sum_{DOWN} W_{i,t}^2}{(n_d-1) \sum_{UP} W_{i,t}^2} \right] \quad (5)$$

Biến độc lập và biến kiểm soát: được mô tả trong Bảng 1.

Bảng 1.

Phương pháp đo lường biến độc lập và biến kiểm soát

Biến	Mô tả biến số	Nguồn dữ liệu
<i>Biến độc lập chính</i>		
WUI	Trung bình chỉ số WUI của 4 quý trong năm của từng quốc gia	https://www.policyuncertainty.com/WUI_quarterly.html

⁵ Kết quả vẫn nhất quán khi các biến độc lập không được lấy trễ một năm.

Biến	Mô tả biến số	Nguồn dữ liệu
<i>Biến kiểm soát vĩ mô</i>		
SIZE	Logarit tự nhiên của tổng tài sản	LSEG
ROA	Tỷ lệ lợi nhuận trên tổng tài sản	
EQUITY	Tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản	
MTB	Giá trị thị trường chia cho giá trị sổ sách của tổng tài sản	
DTURN	Sự thay đổi trong khối lượng giao dịch cổ phiếu trung bình hàng tháng qua các năm đã được điều chỉnh xu hướng, đo lường bằng tỷ lệ giữa khối lượng giao dịch hàng tháng và số cổ phiếu đang lưu hành trong cùng tháng	
PASTRETURN	Suất sinh lợi tích lũy của cổ phiếu trong năm.	
SRETVOL	Mức biến động của suất sinh lợi cổ phiếu trong năm.	
NCSKEW_LAG	Độ lệch trái có điều kiện trễ 1 năm	
<i>Biến kiểm soát vĩ mô</i>		
GDPGROWTH	Tốc độ tăng trưởng Tổng sản phẩm quốc nội	WDI, World Bank
LGDPPERCAPITA	Logarit tự nhiên của GDP bình quân đầu người	

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Mô tả thống kê

Bảng 2 tóm lược cấu trúc mẫu: Nhật Bản, Ấn Độ và Indonesia chiếm tỷ trọng lớn nhất, lần lượt là 29,03%, 11,00% và 7,62% tổng số quan sát. Các quốc gia còn lại dao động từ 0,14% đến 6,93%, cho thấy sự phân bố đa dạng trong khu vực. Phân bố theo số lượng ngân hàng cũng phản ánh xu hướng tương tự. Bảng 3 trình bày thống kê mô tả các biến được sử dụng cho mô hình (1). Hai biến đại diện SPCR là NCSKEW và DUVOL có giá trị trung bình lần lượt là -0,170 và -0,117, với độ lệch chuẩn tương ứng là 0,636 và 0,326. WUI có giá trị trung bình là 0,142 và độ lệch chuẩn 0,098⁶.

Bảng 1.

Phân bố mẫu theo quốc gia

Quốc gia	Số ngân hàng	Số quan sát
Úc	16	258
Bangladesh	33	352

⁶ Kết quả kiểm định cho thấy không có vấn đề đa cộng tuyến trong mô hình (1). Giá trị VIF lớn nhất và trung bình lần lượt là 1,64 và 1,27, trong khi kết quả kiểm định hệ số tương quan giữa các biến độc lập cho giá trị tuyệt đối cao nhất là 0,491.

Quốc gia	Số ngân hàng	Số quan sát
Trung Quốc	48	414
Hồng Kông	21	326
Ấn Độ	62	848
Indonesia	53	587
Nhật Bản	136	2.237
Malaysia	17	359
New Zealand	1	11
Pakistan	26	370
Philippines	23	306
Singapore	7	121
Hàn Quốc	32	319
Sri Lanka	17	240
Đài Loan	33	534
Thái Lan	14	263
Việt Nam	26	162
Tổng số	565	7.707

Bảng 2.

Thống kê mô tả

Biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	p25	Trung vị	p75
NCSKEW	-0,170	0,636	-0,507	-0,134	0,206
DUVOL	-0,117	0,326	-0,327	-0,113	0,099
WUI	0,142	0,098	0,068	0,122	0,200
SIZE	27,685	2,563	26,157	27,774	28,926
EQUITY	0,083	0,068	0,049	0,065	0,092
ROA	0,006	0,013	0,002	0,006	0,010
MTB	1,255	1,106	0,593	0,965	1,511
PASTRETURN	0,107	0,450	-0,151	0,019	0,252
SRETVOL	0,095	0,062	0,054	0,079	0,117
DTURN	-0,001	0,043	-0,007	0,000	0,006
NCSKEW_LAG	-0,175	0,627	-0,504	-0,139	0,200

Biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	p25	Trung vị	p75
GDPGROWTH (%)	3,697	3,422	1,540	3,870	6,350
LGDPPERCAPITA	9,096	1,346	7,804	9,326	10,397

Ghi chú: Mô tả biến tại Bảng 1;

Số quan sát: 7.707;

p25/p75 là phân vị 25%/75% của phân phối biến.

4.2. Kết quả nghiên cứu về tác động của bất ổn toàn cầu lên rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu

Bảng 4 trình bày kết quả hồi quy giữa WUI và hai thước đo SPCR. Khi kiểm soát tác động cố định theo quốc gia và năm (Cột 1 và 2), hệ số góc của WUI đối với NCSKEW và DUVOL lần lượt là 0,258 và 0,153, đều có ý nghĩa thống kê ở mức tối thiểu là 5%. Khi thay bằng cố định theo ngân hàng và năm nhằm loại bỏ các khác biệt cố hữu ở cấp ngân hàng như văn hoá rủi ro, mô hình kinh doanh, kết quả gần như không thay đổi (Cột 3 và 4) với hệ số tương ứng là 0,256 và 0,153, khẳng định tính ổn định của mối quan hệ.

Xét về ý nghĩa kinh tế (dựa trên Cột 1 và 2), nếu WUI tăng từ phân vị 25 (0,068) lên phân vị 75 (0,200), tức tăng 0,132, NCSKEW sẽ tăng khoảng 0,0341 điểm ($0,258 \times 0,132$) và DUVOL tăng 0,0202 điểm ($0,153 \times 0,132$). So với khoảng biến thiên giữa phân vị 25 và 75 (IQR) của NCSKEW (0,713) và DUVOL (0,426) trong Bảng 3, các mức tăng này tương ứng với khoảng 4,78% và 4,74% IQR của từng biến. Nếu so với giá trị trung bình tuyệt đối của NCSKEW (0,170) và DUVOL (0,117), mức tăng này tương đương 20,06% và 17,26%. Kết quả này cho thấy tác động của WUI lên SPCR là đáng kể cả về mặt ý nghĩa thống kê lẫn ý nghĩa kinh tế, cho thấy sự gia tăng bất ổn toàn cầu có thể làm gia tăng rõ rệt SPCR của ngân hàng trong khu vực APAC.

Nhằm loại trừ khả năng kết quả hồi quy cơ sở bị chi phối bởi các giai đoạn cực đoan như khủng hoảng châu Á 1997–1998 và đại dịch COVID-19 (2020–2021), nhóm tác giả loại bỏ các quan sát thuộc hai giai đoạn này. Kết quả hồi quy ở Cột 5 và 6 cho thấy tác động của WUI lên SPCR thậm chí mạnh hơn: hệ số góc của WUI đạt 0,304 với NCSKEW và 0,174 với DUVOL, đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Nhìn chung, kết quả thực nghiệm cho thấy sự gia tăng bất ổn toàn cầu có liên hệ chặt chẽ với nguy cơ bán tháo cổ phiếu và gia tăng SPCR của các ngân hàng trong khu vực. Kết quả này củng cố giả thuyết H_1 và phù hợp với bằng chứng thực nghiệm trước đây, chẳng hạn như mối quan hệ giữa EPU và SPCR của các ngân hàng Trung Quốc (Yuan và cộng sự, 2022), hay tác động của tâm lý khủng hoảng đến SPCR của các ngân hàng Eurozone (Tzomakas và cộng sự, 2023).

Trong nhóm biến kiểm soát, quy mô ngân hàng (SIZE), tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách của tổng tài sản (MTB) và suất sinh lời quá khứ (PASTRETURN) đều có hệ số góc dương và ý nghĩa thống kê ở mức 1%, phù hợp với kết quả của Tzomakas và cộng sự (2023), Wang và cộng sự (2021), Yuan và cộng sự (2022). Độ biến động suất sinh lời cổ phiếu (SRETVOL) có hệ số âm và ý nghĩa ở mức 1%, cho thấy các ngân hàng có biến động lợi nhuận cổ phiếu cao hơn có xu hướng rủi ro bán tháo thấp hơn, phù hợp với Yuan và cộng sự (2022) và Wang và cộng sự (2021). Tỷ lệ vốn chủ sở

hữu trên tổng tài sản (EQUITY) và lợi tức trên tổng tài sản (ROA) có hệ số dương nhưng không có ý nghĩa thống kê, hàm ý hai yếu tố này không ảnh hưởng đáng kể đến SPCR của ngân hàng^{7,8}.

Bảng 4.

Kết quả mô hình hồi quy

	Cố định theo quốc gia và năm		Cố định theo ngân hàng và năm		Loại bỏ giai đoạn khủng hoảng và COVID-19	
	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
WUI	0,258** (2,542)	0,153*** (3,053)	0,256** (2,344)	0,153*** (2,816)	0,304*** (2,703)	0,174*** (3,157)
SIZE	0,023*** (3,355)	0,012*** (3,811)	0,062** (2,324)	0,037*** (2,821)	0,024*** (3,422)	0,013*** (3,787)
ROA	0,189 (1,077)	0,056 (0,678)	-0,116 (-0,377)	0,006 (0,042)	0,215 (1,109)	0,072 (0,783)
EQUITY	0,094 (0,134)	0,042 (0,126)	0,333 (0,357)	-0,093 (-0,203)	-0,518 (-0,724)	-0,196 (-0,569)
MTB	0,032*** (4,352)	0,017*** (4,607)	0,037*** (3,684)	0,021*** (4,221)	0,033*** (3,936)	0,018*** (4,254)
PASTRETURN	0,102*** (4,905)	0,055*** (5,374)	0,075*** (3,482)	0,043*** (4,002)	0,105*** (4,959)	0,056*** (5,328)
SRETVOL	-0,363** (-2,028)	-0,286*** (-3,291)	-0,319 (-1,489)	-0,239** (-2,358)	-0,290 (-1,517)	-0,249*** (-2,693)
DTURN	0,138 (0,753)	0,062 (0,685)	0,143 (0,748)	0,053 (0,563)	0,169 (0,905)	0,067 (0,711)
NCSKEW_LAG	0,074*** (5,856)	0,038*** (6,088)	-0,015 (-1,149)	-0,004 (-0,596)	0,074*** (5,382)	0,039*** (5,684)
GDPGROWTH	0,003 (0,697)	0,002 (0,966)	0,003 (0,733)	0,003 (1,203)	-0,002 (-0,483)	-0,001 (-0,317)
LGDPPECAPITA	-0,073 (-1,201)	-0,011 (-0,361)	-0,194* (-1,847)	-0,087 (-1,627)	-0,135** (-2,042)	-0,047 (-1,389)

⁷ Kiểm định Oster (Oster, 2019) với $R_{max} = 1,3 \cdot R^2$ cho phương trình ở Cột (1) và (2), Bảng 4 cho kết quả: $\delta = 153,945$ (NCSKEW) và $\delta = 13,427$ (DUVOL) đều lớn hơn 1, cho thấy kết quả hồi quy không gặp vấn đề thiếu biến quan trọng.

⁸ Nghiên cứu kiểm tra độ vững theo bốn cách: (1) loại Nhật Bản do nước này chiếm 29,026% tổng mẫu; (2) thay thước đo SPCR bằng EXTRA SIGMA và LEFTA, hoặc thay đổi cách tính WUI từ trung bình sang trung vị; (3) bổ sung biến kiểm soát ngành ngân hàng từ Osiris Banks (tỷ lệ nợ xấu; tỷ lệ dư nợ cho vay ròng trên tổng tài sản), khiến số quan sát giảm còn 4.393; (4) bổ sung biến kiểm soát thể chế: kiểm soát tham nhũng (Control of Corruption) và nguyên tắc của luật pháp (Rule of Law) từ WDI (World Bank). Kết quả nhất quán với mô hình cơ sở. Khi thay WUI bằng EPU, các hệ số của EPU đều dương nhưng không có ý nghĩa hoặc có ý nghĩa thống kê ở mức 10%.

	Cổ định theo quốc gia và năm		Cổ định theo ngân hàng và năm		Loại bỏ giai đoạn khủng hoảng và COVID-19	
	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Hằng số	-0,201 (-0,371)	-0,384 (-1,379)	-0,181 (-0,271)	-0,382 (-1,129)	0,351 (0,592)	-0,062 (-0,204)
Số quan sát	7.707	7.707	7.707	7.707	6.685	6.685
R ² điều chỉnh	0,055	0,063	0,082	0,081	0,055	0,063

Ghi chú: Giá trị t của điều chỉnh phương sai theo cụm ở cấp ngân hàng thể hiện trong dấu ngoặc đơn ();

Các mô hình ở Cột (5) và (6) được ước lượng cổ định theo quốc gia và năm;

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

4.3. Đặc điểm ngân hàng và tác động của bất ổn toàn cầu đến SPCR

4.3.1. Khác biệt kỳ vọng giữa các nhà đầu tư

Theo Yuan và cộng sự (2022), mức độ khác biệt về kỳ vọng giữa các nhóm NĐT có quan hệ dương với SPCR, đặc biệt đối với cổ phiếu mang tính đầu cơ cao, dễ hình thành bong bóng giá lớn (Demirgüç-Kunt & Huizinga, 2010) và có bất cân xứng thông tin cao (Hutton và cộng sự, 2009). Khi tin xấu xuất hiện, nhóm NĐT bị quan thường bán tháo nhanh và mạnh, trong khi nhóm lạc quan phản ứng chậm hơn hoặc thiếu nguồn lực để hấp thụ áp lực bán. Trong lĩnh vực ngân hàng, hoạt động phức tạp và liên kết chặt với chu kỳ kinh tế khiến cổ phiếu ngân hàng khó định giá (Calomiris & Nissim, 2014; Demirgüç-Kunt & Huizinga, 2010), từ đó làm gia tăng khác biệt kỳ vọng giữa các NĐT. Khi bất ổn kinh tế gia tăng, khác biệt trong đánh giá triển vọng cổ phiếu ngân hàng trở nên rõ nét hơn, qua đó khuếch đại tác động tiêu cực từ thông tin vĩ mô. Do vậy, nhóm tác giả đề xuất giả thuyết như sau:

Giả thuyết H₂: Mối quan hệ giữa WUI và SPCR ngân hàng sẽ mạnh hơn ở các ngân hàng có mức độ khác biệt kỳ vọng giữa các NĐT cao.

Nhóm tác giả đo lường mức độ khác biệt về kỳ vọng bằng biến DTURN (Yuan và cộng sự, 2022; Wang và cộng sự, 2021), và phân loại các ngân hàng vào nhóm có mức khác biệt kỳ vọng cao nếu DTURN vượt quá giá trị trung vị của mẫu, và vào nhóm thấp nếu ngược lại.

Kết quả hồi quy (Bảng 5) cho thấy, WUI có ý nghĩa thống kê ở mức 1% trong nhóm ngân hàng có khác biệt kỳ vọng cao (hệ số bằng 0,492 với biến phụ thuộc NCSKEW; hệ số bằng 0,282 với biến phụ thuộc DUVOL), nhưng không có ý nghĩa trong nhóm thấp. Điều này hàm ý rằng các ngân hàng có mức khác biệt kỳ vọng cao giữa các NĐT dễ bị tổn thương hơn trước các cú sốc bất ổn kinh tế, từ đó làm gia tăng SPCR, và nhất quán với bằng chứng của Yuan và cộng sự (2022) cho mẫu ngân hàng Trung Quốc.

Bảng 5.

Khác biệt kỳ vọng giữa các nhà đầu tư và tác động của WUI đến SPCR

	NCSKEW		DUVOL	
	Bất đồng thấp	Bất đồng cao	Bất đồng thấp	Bất đồng cao
	(1)	(2)	(3)	(4)
WUI	0,059 (0,462)	0,492*** (3,203)	0,039 (0,613)	0,282*** (3,647)
Số quan sát	3.854	3.853	3.854	3.853
R ² điều chỉnh	0,055	0,073	0,060	0,085

4.3.2 Mức định giá trên thị trường của các ngân hàng

Tỷ lệ giá trị thị trường trên giá trị sổ sách của tổng tài sản (MTB) phản ánh kỳ vọng của thị trường về tăng trưởng và khả năng tạo giá trị của doanh nghiệp. MTB cao thường gắn với “cổ phiếu tăng trưởng”, trong khi MTB thấp hàm ý rủi ro định giá và nghi ngờ về chất lượng tài sản (Fama & French, 1992; Berger & Bouwman, 2013). Trong ngành ngân hàng, MTB còn được xem là giá trị nhượng quyền (Charter Value), thể hiện niềm tin của NĐT vào chất lượng tài sản, khả năng sinh lợi và tiềm năng tăng trưởng (Calomiris & Nissim, 2014; Demirgüç-Kunt & Huizinga, 2010).

Khi bất ổn kinh tế gia tăng, thị trường có xu hướng nâng phần bù rủi ro và tái định giá mạnh hơn đối với nhóm ngân hàng MTB thấp do lo ngại rủi ro tiềm ẩn hiện thực hóa, dẫn đến xu hướng bán tháo và khiến tác động của WUI lên SPCR trở nên nghiêm trọng hơn (Laeven & Levine, 2009; Berger & Bouwman, 2013). Ngược lại, các ngân hàng MTB cao thường được kỳ vọng chống chịu tốt hơn trước biến động bất lợi (Bloom, 2009). Do đó, nhóm tác giả đề xuất giả thuyết như sau:

Giả thuyết H₃: Mối quan hệ giữa WUI và SPCR sẽ mạnh hơn ở nhóm ngân hàng có định giá thị trường thấp.

Nhóm tác giả chia mẫu thành hai nhóm dựa trên giá trị trung vị MTB của ngân hàng. Kết quả hồi quy (Bảng 6) cho thấy, với mô hình sử dụng biến phụ thuộc NCSKEW, WUI có hệ số dương (0,318) và ý nghĩa thống kê ở mức 5% đối với nhóm MTB thấp, nhưng không có ý nghĩa thống kê đối với nhóm MTB cao. Tương tự, với DUVOL, tác động của WUI chỉ thể hiện rõ ở nhóm MTB thấp với hệ số 0,182 (mức ý nghĩa 5%), trong khi ở nhóm MTB cao, tác động yếu hơn với hệ số 0,127, ý nghĩa ở mức 10% và giá trị t khá thấp (1,724).

Kết quả cho thấy khi bất ổn toàn cầu gia tăng, các ngân hàng MTB thấp dễ đối mặt với SPCR hơn. Trên thực tế, nhóm ngân hàng này tại khu vực APAC thường bị thị trường đánh giá chất lượng tài sản kém, lợi nhuận thấp và năng lực quản lý hạn chế (Laeven & Levine, 2009; Berger & Bouwman, 2013), làm suy giảm khả năng hấp thụ tổn thất và mức độ linh hoạt tài chính, đặc biệt trong điều kiện thị trường bất ổn. Ngoài ra, các ngân hàng MTB thấp thường có vốn hóa nhỏ và hệ thống quản trị rủi ro chưa hoàn thiện, khiến họ dễ tổn thương hơn trước tâm lý hoảng loạn và áp lực rút vốn, từ đó làm gia tăng xác suất SPCR trong giai đoạn biến động mạnh (Demirgüç-Kunt & Huizinga, 2010; Jin & Myers, 2006).

Bảng 6.

Mức định giá trên thị trường và tác động của WUI đến SPCR

	NCSKEW		DUVOL	
	Định giá thấp	Định giá cao	Định giá thấp	Định giá cao
	(1)	(2)	(3)	(4)
WUI	0,318** (2,125)	0,206 (1,380)	0,182** (2,438)	0,127* (1,724)
Số quan sát	3.854	3.853	3.854	3.853
R ² điều chỉnh	0,068	0,053	0,080	0,058

4.4. Tác động của nhân tố vĩ mô đến mối quan hệ giữa bất ổn toàn cầu và SPCR

Phần này phân tích mối quan hệ giữa WUI và SPCR ngân hàng ở cấp độ thể chế quốc gia. Theo Liu và cộng sự (2024), mức độ bảo vệ NĐT ảnh hưởng quan trọng đến nguy cơ phản ứng thái quá của thị trường trước cú sốc tiêu cực và đến SPCR, chủ yếu thông qua khung pháp lý chặt chẽ và yêu cầu công bố minh bạch, qua đó hạn chế bất cân xứng thông tin phát sinh từ che giấu tin xấu và hành vi cơ hội của nhà quản lý (La Porta và cộng sự, 2000). Trong lĩnh vực ngân hàng, BCTC phức tạp, đòn bẩy cao và tính chu kỳ kinh tế mạnh khiến cổ phiếu dễ sụp đổ hơn nếu cơ chế bảo vệ NĐT yếu, giám sát lỏng lẻo và thiếu minh bạch, đặc biệt khi bất ổn kinh tế gia tăng (Jin & Myers, 2006; Hutton và cộng sự, 2009; Abedifar và cộng sự, 2019b). Các cú sốc do WUI được kỳ vọng có tác động sâu và mang tính hệ thống đến SPCR ngân hàng ở khu vực APAC, nơi hệ thống bảo vệ NĐT yếu làm mức độ bất cân xứng thông tin nghiêm trọng hơn, kéo theo rủi ro dòng vốn và thanh khoản xuyên quốc gia gia tăng. Từ các lập luận trên, chúng tôi đề xuất giả thuyết như sau:

Giả thuyết H₄: Mối quan hệ giữa WUI và SPCR sẽ mạnh hơn cho các ngân hàng ở các quốc gia có mức bảo vệ NĐT thấp.

Nhóm tác giả sử dụng thước đo mức độ bảo vệ NĐT ở cấp quốc gia của La Porta và cộng sự (2000) và phân loại quốc gia trong mẫu thành hai nhóm dựa trên giá trị trung vị. Kết quả hồi quy (Bảng 7) cho thấy, dù hệ số góc của WUI đều mang dấu dương ở tất cả các cột, ý nghĩa thống kê chỉ xuất hiện đối với nhóm ngân hàng thuộc các quốc gia có mức bảo vệ NĐT thấp. Điều này hàm ý rằng ở trong môi trường pháp lý yếu và giám sát lỏng lẻo, tác động của bất ổn toàn cầu lên SPCR của ngân hàng rõ rệt hơn.

Bảng 7.

Mức độ bảo vệ nhà đầu tư và tác động của WUI đến SPCR

	NCSKEW		DUVOL	
	Bảo vệ thấp	Bảo vệ cao	Bảo vệ thấp	Bảo vệ cao
	(1)	(2)	(3)	(4)
WUI	0,267**	0,022	0,160***	0,106

	NCSKEW		DUVOL	
	Bảo vệ thấp	Bảo vệ cao	Bảo vệ thấp	Bảo vệ cao
	(1)	(2)	(3)	(4)
	(2,210)	(0,033)	(2,761)	(0,303)
Số quan sát	5.235	1.276	5.235	1.276
R ² điều chỉnh	0,061	0,087	0,071	0,105

5. Kết luận

Nghiên cứu đánh giá tác động của WUI đến SPCR của các ngân hàng niêm yết tại khu vực APAC giai đoạn 1995–2023. Kết quả nghiên cứu cho thấy SPCR tăng khi WUI gia tăng. Cơ chế tác động này càng cao đối với các ngân hàng có mức độ chênh lệch kỳ vọng giữa NĐT lớn hơn, hoặc có định giá thị trường thấp hơn, hoặc đang hoạt động tại các quốc gia có cơ chế bảo vệ NĐT yếu kém. Các phát hiện này hàm ý rằng trong bối cảnh bất ổn gia tăng, các chính phủ cần tạo hành lang pháp lý minh bạch và tăng cường cơ chế bảo vệ NĐT, đồng thời thúc đẩy cơ chế hợp tác đa quốc gia nhằm ổn định tâm lý NĐT và nâng cao khả năng chống chịu của hệ thống ngân hàng. Bên cạnh đó, việc giám sát rủi ro hệ thống là cần thiết, đặc biệt khi các đặc điểm ngân hàng và yếu tố quốc gia có thể điều tiết tác động của bất ổn đến hành vi thị trường.

Tài liệu tham khảo

- Abedifar, P., Li, M., Johnson, D., Song, L., & Xing, S. (2019a). Accounting regulations, enforcement, and stock price crash risk: Global evidence in the banking industry. *Journal of Contemporary Accounting and Economics*, 15(3), 100164. <https://doi.org/10.1016/j.jcae.2019.100164>
- Abedifar, P., Hasan, I., Molyneux, P., & Tarazi, A. (2019b). Cross-border banking and financial stability: Evidence from global systemically important banks. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 63, 101140. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2019.101140>
- Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2022). The world uncertainty index. *NBER Working Paper* 29763. <https://doi.org/10.3386/w29763>
- An, Z., Chen, Z., Li, D., & Xing, L. (2018). Individualism and stock price crash risk. *Journal of International Business Studies*, 49(9), 1208-1236. <https://doi.org/10.1057/s41267-018-0150-z>
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307-343. [https://doi.org/10.1016/s0304-405x\(98\)00027-0](https://doi.org/10.1016/s0304-405x(98)00027-0)
- Berger, A. N., & Bouwman, C. H. S. (2013). How does capital affect bank performance during financial crises? *Journal of Financial Economics*, 109(1), 146-176. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.02.008>
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685. <https://doi.org/10.3982/ecta6248>
- Bordo, M. D., Duca, J. V., & Koch, C. (2016). Economic policy uncertainty and the credit channel: Aggregate and bank level U.S. evidence over several decades. *Journal of Financial Stability*, 26, 90-106. <https://doi.org/10.1016/j.jfs.2016.07.002>
- Brogaard, J., & Detzel, A. (2015). The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. *Management Science*, 61(1), 3-18. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2014.2044>
- Broner, F. A., Gaston Gelos, R., & Reinhart, C. M. (2006). When in peril, retrench: Testing the portfolio channel of contagion. *Journal of International Economics*, 69(1), 203-230. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.05.004>
- Caldara, D., & Iacoviello, M. (2022). Measuring geopolitical risk. *American Economic Review*, 112(4), 1194-1225. <https://doi.org/10.1257/aer.20191823>
- Calomiris, C. W., & Nissim, D. (2014). Crisis-related shifts in the market valuation of banking activities. *Journal of Financial Intermediation*, 23(3), 400-435. <https://doi.org/10.1016/j.jfi.2014.05.002>
- Claessens, S., & Van Horen, N. (2015). The impact of the global financial crisis on banking globalization. *IMF Economic Review*, 63(4), 868-918. <https://doi.org/10.1057/imfer.2015.38>
- Demirgüç-Kunt, A., & Huizinga, H. (2010). Bank activity and funding strategies: The impact on risk and returns. *Journal of Financial Economics*, 98(3), 626-650. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.06.004>

- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2), 383-417. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1970.tb00518.x>
- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x>
- Gavriilidis, K. (2021). Measuring climate policy uncertainty. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3847388>
- Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy uncertainty and corporate investment. *Review of Financial Studies*, 29(3), 523-564. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhv050>
- Hong, H., & Stein, J. C. (2003). Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes. *Review of Financial Studies*, 16(2), 487-525. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhg006>
- Hutton, A. P., Marcus, A. J., & Tehranian, H. (2009). Opaque financial reports, R2, and crash risk. *Journal of Financial Economics*, 94(1), 67-86. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.10.003>
- Jin, L., & Myers, S. C. (2006). R2 around the world: New theory and new tests. *Journal of Financial Economics*, 79(2), 257-292. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2004.11.003>
- Kim, J. B., Li, Y., & Zhang, L. (2011). Corporate tax avoidance and stock price crash risk: Firm-level analysis. *Journal of Financial Economics*, 100(3), 639-662. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.07.007>
- Kim, J. B., & Zhang, L. (2016). Accounting conservatism and stock price crash risk: Firm-level evidence. *Contemporary Accounting Research*, 33(1), 412-441. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12112>
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1998). Law and finance. *Journal of Political Economy*, 106(6), 1113-1155. <https://doi.org/10.1086/250042>
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., & Vishny, R. (2000). Investor protection and corporate governance. *Journal of Financial Economics*, 58(1-2), 3-27. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(00\)00065-9](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(00)00065-9)
- Laeven, L., & Levine, R. (2009). Bank governance, regulation and risk taking. *Journal of Financial Economics*, 93(2), 259-275. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.09.003>
- Liu, S., Wang, K. T., Walpola, S., & Zhu, N. Z. (2024). CSR contracting and stock price crash risk: International evidence. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 93, 101999. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2024.101999>
- Nguyen, N. H., & Phan, H. V. (2017). Policy uncertainty and mergers and acquisitions. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(2), 613-644. <https://doi.org/10.1017/S0022109017000175>
- Oster, E. (2019). Unobservable selection and coefficient stability: Theory and evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*, 37(2), 187-204. <https://doi.org/10.1080/07350015.2016.1227711>
- Pástor, L., & Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. *Journal of Finance*, 67(4), 1219-1264. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01746.x>
- 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>

- Tzomakas, C., Anastasiou, D., Katsafados, A., & Krokida, S. I. (2023). Crisis sentiment and banks' stock price crash risk: A missing piece of the puzzle? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 87, 101806. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2023.101806>
- Wang, K. T., Liu, S., & Wu, Y. (2021). Corporate social activities and stock price crash risk in the banking industry: International evidence. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 74, 101416. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2021.101416>
- Yuan, M., Zhang, L., & Lian, Y. (2022). Economic policy uncertainty and stock price crash risk of commercial banks: Evidence from China. *Economic Analysis and Policy*, 74(18), 587-605. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2022.03.018>