



Bất định chính sách kinh tế của Trung Quốc và rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu của doanh nghiệp Việt Nam

NGUYỄN THU HIỀN *

Trường Đại học Bách Khoa TP. HCM, Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 08/03/2025 Ngày nhận lại: 04/04/2025 Duyệt đăng: 07/04/2025 Mã phân loại JEL: G12; G14; G18. Từ khóa: Bất định chính sách kinh tế; Thị trường chứng khoán Việt nam; Sụp đổ giá cổ phiếu. Keywords: Economic policy uncertainty; Vietnam stock market; Stock crash.	Sử dụng dữ liệu rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu cho 713 doanh nghiệp trên các sàn chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2010–2023, nghiên cứu tìm thấy bằng chứng bất định chính sách kinh tế Trung Quốc làm gia tăng rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu của các doanh nghiệp Việt Nam. Kết quả nghiên cứu thống nhất cho các thành phần của chính sách kinh tế Trung Quốc và các cách đo rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu khác nhau. Tác động của bất định chính sách kinh tế Trung Quốc đến rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu của các công ty Việt Nam diễn ra thông qua ba kênh truyền dẫn: sự khác biệt kỳ vọng của nhà đầu tư, sự khác biệt tỷ lệ sở hữu cổ đông tổ chức, và sự khác biệt của tỷ lệ thành viên hội đồng quản trị độc lập. Bài báo hàm ý rằng để giảm rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu, các doanh nghiệp Việt Nam cần cải thiện các cơ chế giúp nâng cấp năng lực quản trị và giảm sự khác biệt kỳ vọng của nhà đầu tư. Abstract Using a dataset on stock price crash risk for 713 companies listed on Vietnamese stock exchanges from 2010 to 2023, the author find evidence that economic policy uncertainty in China increases the risk of stock price crash of Vietnamese listed firms. The results are robust across various components of economic policies in China and with different measures of stock price crash risk. The impact of policy uncertainty in China on stock price crash risk of Vietnamese firms occurs through three channels, including investor expectation discrepancy, the proportion of institutional shareholder ownership, and the proportion of independent board members. The study suggests

* Tác giả liên hệ.

Biên tập viên: Trần Lê Thùy Duyên.

Email: nthuhien@hcmut.edu.vn (Nguyễn Thu Hiền).

Trích dẫn bài viết: Nguyễn Thu Hiền. (2025). Bất định chính sách kinh tế của Trung Quốc và rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu của doanh nghiệp Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 36(2), 75-90.

that to reduce the risk of stock price crash, Vietnamese firms need to improve mechanisms to enhance corporate governance and reduce discrepancies in investor expectations.

1. Giới thiệu

Việt Nam là một trong những quốc gia dễ bị ảnh hưởng bởi biến động bên ngoài do quy mô nền kinh tế vẫn ở mức nhỏ so với phần còn lại của thế giới, và độ mở kinh tế cao với tổng kim ngạch xuất nhập khẩu gần 200% GDP¹. Bên cạnh đó, Trung Quốc là một quốc gia có tiềm lực kinh tế tăng nhanh trong giai đoạn vừa qua và đã trở thành nền kinh tế lớn thứ hai thế giới. Việc Việt Nam nằm cạnh và có mức giao thương cao với Trung Quốc khiến Việt Nam chịu rất nhiều áp lực từ những biến đổi trong chính sách kinh tế (CSKT) của Trung Quốc. Ảnh hưởng của biến động CSKT đến kết quả kinh doanh của doanh nghiệp (DN) cần có thời gian để gây ra tác động, nhưng ảnh hưởng lên giá cổ phiếu của các DN thường là ngay lập tức do phản ứng thái quá của nhà đầu tư (NĐT) xuất phát từ những thay đổi trong kỳ vọng và tâm lý của NĐT khi đổi theo các biến động trong chính sách (Jin và cộng sự, 2019; Fu và cộng sự, 2021).

Bất định chính sách kinh tế (BDCSKT) trong nghiên cứu này đề cập đến sự thay đổi trong CSKT của chính phủ một cách chủ động với mục đích và động cơ kinh tế cụ thể. BDCSKT và tác động của nó lên rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu (RRSDGCP) đã thu hút nỗ lực của nhiều nhà nghiên cứu (Kim và cộng sự, 2011a; Jin và cộng sự, 2019; Luo & Zhang, 2020). Sự sụp đổ giá cổ phiếu (SDGCP) thường là hệ quả của tin rất xấu vì khi tin rất xấu xuất hiện, tác động trực tiếp và tác động của phản bù rủi ro sẽ cùng hướng, do đó, tác động của tin tức được khuếch đại và có thể gây ra hiện tượng SDGCP².

Kế thừa định nghĩa của Hong và Stein (2003), trong nghiên cứu này, SDGCP là một hiện tượng biến động bất thường với độ lớn theo chiều giảm giá cổ phiếu, xảy ra mà không đi kèm với việc DN có công bố thông tin đặc biệt. Trong khi biến động giá cổ phiếu là cơ hội kiếm lời trên thị trường chứng khoán (TTCK), các cú SDGCP lại không đem lại điều tốt đẹp cho NĐT vì nó gây ra tổn thất lớn, làm giảm thanh khoản cổ phiếu, và có thể lan truyền ra nhiều cổ phiếu khác gây ra những tác động diện rộng lên thị trường khiến cho các nhà tạo lập thị trường phải chi nhiều vốn hơn để có thể tái lập thanh khoản cho thị trường (Hong & Stein, 2003). Diễn biến này sẽ có mức độ nghiêm trọng hơn tại thị trường có đa số NĐT là nhỏ lẻ như TTCK Việt Nam, nơi mà có hơn 99%³ số tài khoản thuộc sở hữu của NĐT cá nhân, và có 85–90%⁴ giá trị giao dịch hàng ngày là của NĐT cá nhân. Trong khi có rất nhiều nghiên cứu về tác động của BDCSKT lên RRSĐGCP được thực hiện tại một vài TTCK có quy mô lớn như Trung Quốc (Jin và cộng sự, 2019) và Mỹ (Kim và cộng sự, 2024), thì nghiên cứu về tác động này trở nên thật sự có ý nghĩa đối với một TTCK có quy mô nhỏ và có nền

¹ Thống kê của Ngân hàng thế giới năm 2021–2023 (World bank data: Merchandise trade as percentage of GDP).

² Điều này khác với trường hợp khi có một tin rất tốt xuất hiện, lúc này tin tốt là tín hiệu cho biết rằng sự biến động của thị trường đã tăng lên, vì vậy tác động tích cực trực tiếp của tin tốt bị phần nào bù đắp bởi sự gia tăng của phản bù rủi ro cổ phiếu (Chen và cộng sự, 2001) nên không gây ra cú sốc tăng giá cổ phiếu.

³ <https://vneconomy.vn/het-thang-6-co-8-trieu-tai-khoan-chung-khoan-hon-99-la-cua-nha-dau-tu-ca-nhan-trong-nuoc.htm>

⁴ <https://thesaigontimes.vn/chung-khoan-van-tao-luc-hap-dan-voi-dong-tien-ca-nhan/>

kinh tế mở như Việt nam. Vì vậy, nghiên cứu được thực hiện nhằm tập trung trả lời câu hỏi liệu BDCSKT Trung Quốc có gây ra những cú SĐGCP tại TTCK Việt Nam hay không.

Dữ liệu RRSĐGCP được đo lường dựa trên phương pháp được giới thiệu bởi Chen và cộng sự (2001), Hutton và cộng sự (2009) và Kim và cộng sự (2011a, b) cho 713 DN niêm yết trên hai sàn chứng khoán TP.HCM và Hà Nội trong giai đoạn 2010–2023 kết hợp với chỉ số bất định kinh tế của Trung Quốc được đo lường bởi Huang và Luck (2020), nghiên cứu này tìm thấy bằng chứng rằng BDCSKT của Trung Quốc làm gia tăng RRSĐGCP của các DN tại Việt Nam. Kết quả không thay đổi khi: (1) sử dụng các biến đại diện bất định của các chính sách thành phần, bao gồm chính sách tài khoá, chính sách tiền tệ, chính sách thương mại, chính sách tỷ giá hối đoái; (2) sử dụng các phép đo BDCSKT Trung Quốc khác nhau; (3) sử dụng các phép đo RRSĐGCP khác nhau; và (4) sử dụng các phương pháp kiểm thử biên mạnh. Nghiên cứu đã tìm ra các kênh chính giải thích cho tác động trên, bao gồm: bất đồng ý kiến của nhà đầu tư, tỷ lệ sở hữu của cổ đông tổ chức, tính độc lập của hội đồng quản trị.

Nghiên cứu này đóng góp quan trọng trong việc cung cấp bằng chứng đầu tiên về mức độ ảnh hưởng của CSKT của nước láng giềng Trung Quốc lên cổ phiếu các DN trên TTCK Việt Nam, và đã cung cấp các lý giải về ảnh hưởng này qua ba kênh tác động. Thứ nhất, dùng các phép đo RRSĐGCP của từng doanh nghiệp, nghiên cứu chứng minh rằng BDCSKT của nước láng giềng làm tăng RRSĐGCP của các DN trên TTCK Việt Nam. Thứ hai, nghiên cứu chứng minh rằng từng chính sách thành phần trong CSKT vĩ mô của Trung Quốc khi thay đổi cũng làm tăng RRSĐGCP của doanh nghiệp. Thứ ba, nghiên cứu lý giải cho kênh tác động của BDCSKT Trung Quốc lên RRSĐGCP, bao gồm sự khác biệt kỳ vọng của nhà đầu tư, khác biệt trong tỷ lệ sở hữu của NĐT tổ chức, và khác biệt trong tỷ lệ thành viên độc lập trong hội đồng quản trị (HĐQT) của doanh nghiệp.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Bất định chính sách kinh tế và rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu

Bất định chính sách có thể gây ra các ảnh hưởng nghiêm trọng đối với nền kinh tế thực. Gulen và Ion (2016), Nguyen và Phan (2017), và Phan và cộng sự (2019) đã chỉ ra bất định kinh tế làm cho DN trì hoãn đầu tư, gia tăng nắm giữ tiền mặt, chi phí vốn tăng cao, gây ra khốn khó tài chính cho doanh nghiệp. Trong khi cần thời gian để các bất định chính sách có thể tác động lên nền kinh tế thực, lý thuyết thị trường hiệu quả cho rằng trong điều kiện thị trường hiệu quả, thông tin công bố được phản ánh trong giá cổ phiếu và do vậy, tác động của bất định đến giá cổ phiếu và mức độ dao động giá cổ phiếu có thể được phản ánh ngay khi có thông tin về các bất định chính sách. Pastor và Veronesi (2012, 2013), Brogaard và Detzel (2015), và Li (2017) chỉ ra rằng giá cổ phiếu sẽ giảm vì thị trường yêu cầu phần bù rủi ro cao hơn khi chính sách thay đổi trong điều kiện kinh tế suy yếu. Lam và cộng sự (2018) tìm ra bằng chứng rủi ro bất định chính sách được phản ánh qua phần bù rủi ro cổ phiếu trong nghiên cứu về thị trường của 49 quốc gia. Bất định chính sách cũng làm cho giá cổ phiếu dao động nhiều hơn và tương quan với nhau cao hơn (Pastor & Veronesi, 2013).

Bất định xảy ra gây nên RRSĐGCP qua hai kênh (Jin và cộng sự, 2019). Thứ nhất là do ban điều hành công ty thường có khuynh hướng che giấu tin xấu khi có bất định xảy ra. Do vậy, khi có bất định kinh tế xảy ra thì bất cân xứng thông tin gia tăng, dẫn đến mức độ tác động lên giá cổ phiếu sẽ

mạnh hơn và gây ra RRSĐGCP. Thứ hai là NĐT thường có bất đồng trong định giá cổ phiếu khi có bất định kinh tế. Vì vậy, trong điều kiện bán khống không được cho phép thì các quan điểm đầu tư tiêu cực không phản ánh ngay được thông qua bán khống, khi bất định kinh tế xảy ra thì RRSĐGCP sẽ cao hơn khi tin xấu tích tụ và bất ngờ bộc lộ ra. Giả thuyết về tác động của bất định chính sách quốc gia lắng giềng lên RRSĐGCP trên TTCK Việt Nam được đề xuất như sau:

Giả thuyết H₁: BDCSKT Trung Quốc làm gia tăng RRSĐGCP các công ty trên TTCK Việt Nam.

2.2. Kênh tác động của bất định chính sách kinh tế lên rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu

Có các giải thích sau về lý do vì sao BDCSKT có thể làm tăng RRSĐGCP:

- *Thứ nhất*, trong điều kiện thị trường không cho phép bán khống, và NĐT có khác biệt cao về kỳ vọng giá cổ phiếu thì tin xấu sẽ không được phản ánh ngay vào giá cổ phiếu (Ferson & Lin, 2014; Barth và cộng sự, 2020). Do vậy, một khi tin xấu bị lộ ra ngoài thì sẽ gây áp lực bán mạnh mẽ và làm SĐGCP (Habib và cộng sự, 2018; Hong & Stein, 2003). Điều kiện giao dịch của TTCK Việt Nam chưa cho phép NĐT bán khống cổ phiếu. Đây là một môi trường cho phép kiểm chứng được tác động của khác biệt quan điểm đầu tư trên thị trường đối với RRSĐGCP. Bên cạnh đó, TTCK Việt Nam có sự góp mặt tích cực về cả số lượng tài khoản lẫn khối lượng giao dịch cổ phiếu của nhóm NĐT cá nhân – nhóm NĐT có mức cảm tính cao trong các quyết định mua bán và nắm giữ cổ phiếu, do vậy, sự khác biệt kỳ vọng về giá cổ phiếu trong giới đầu tư trên TTCK Việt Nam cũng rất cao. Với các lý do này, giả thuyết sau được đề xuất:

Giả thuyết H₂: Tác động của BDCSKT vào RRSĐGCP sẽ cao hơn khi công ty có khác biệt kỳ vọng NĐT cao.

- *Thứ hai*, nhóm NĐT tổ chức có khuynh hướng đầu tư dài hạn, nắm giữ cổ phiếu và ít thực hiện giao dịch cổ phiếu hơn so với nhóm NĐT cá nhân (Freund và cộng sự, 2025; Gompers & Metrick, 2001; Borochin & Yang, 2017). DN có ít cổ phiếu nắm giữ bởi NĐT tổ chức – đối tượng có khuynh hướng nắm giữ lâu dài cổ phiếu, thì tỷ lệ Free-Float là tỷ lệ cổ phiếu thường xuyên được giao dịch sẽ càng cao, điều này sẽ làm tăng khả năng chịu RRSĐGCP. Do vậy, giả thuyết sau được đề xuất:

Giả thuyết H₃: Tác động của BDCSKT vào RRSĐGCP sẽ cao hơn khi công ty có tỷ lệ sở hữu của cổ đông tổ chức thấp.

- *Thứ ba*, lý thuyết bất cân xứng thông tin cho rằng ban điều hành tiếp cận được lượng thông tin nhiều hơn cổ đông đại chúng, do vậy, ban điều hành thường giấu hoặc trì hoãn tiết lộ tin xấu khi có thể. Do lượng và mức độ tin xấu bị tích nhiều lên, khi bị lộ ra thì gây nên SĐGCP (Jin & Myers, 2006). Lý thuyết đại diện cho rằng khi có tin xấu, ban điều hành có khuynh hướng che giấu trì hoãn công bố thông tin để tránh tác động xấu lên kết quả kinh doanh của doanh nghiệp, do vậy, cần có cơ chế quản trị để cải thiện công bố thông tin thông qua vai trò của HĐQT (Torchia & Calabro, 2016; Alfraih, 2016). Với lý do này, giả thuyết DN có HĐQT kém hiệu quả với sự hiện diện của các thành viên độc lập thấp trong HĐQT sẽ có vấn đề đại diện nghiêm trọng hơn, từ đó, bất cân xứng thông tin nhiều hơn như là kênh giải thích tác động của BDCSKT lên RRSĐGCP, được đề nghị như sau:

Giả thuyết H₄: Tác động của BDCSKT vào RRSĐGCP sẽ cao hơn khi công ty có tỷ lệ thành viên độc lập thấp.

3. Phương pháp nghiên cứu và mô tả dữ liệu

3.1. Phương pháp nghiên cứu

Hồi quy ước lượng theo phương pháp bình phương tối thiểu thông thường với tác động cố định theo DN được sử dụng để kiểm chứng ảnh hưởng của BDCSKT của Trung Quốc lên RRSĐGCP của DN niêm yết tại Việt Nam⁵. Do biến BDCSKT Trung Quốc là giống nhau cho các DN trong mỗi năm tài chính, tác giả thực hiện theo Gulen và Ion (2016) là không dùng tác động cố định theo năm. Bên cạnh đó, phương sai thay đổi theo cụm DN được kiểm soát. Biến phụ thuộc RRSĐGCP được đo lường bằng NCSKEW_{i,t} và DVOL_{i,t} được ước lượng theo nghiên cứu của Chen và cộng sự (2001), Hutton và cộng sự (2009), Kim và cộng sự (2011a,b), và Jin và cộng sự (2019).

Suất sinh lời hàng tuần được dùng để ước lượng phần dư của mô hình suất sinh lợi cổ phiếu theo phương trình (1) với R_{i,t} là suất sinh lợi cổ phiếu và R_{m,t} là suất sinh lợi thị trường. Kế đến, sử dụng phần dư ε_{i,t} từ phương trình (1) để ước lượng suất sinh lợi theo ngày của cổ phiếu W_{i,t} theo phương trình (2).

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 R_{m,t-2} + \beta_2 R_{m,t-1} + \beta_3 R_{m,t} + \beta_4 R_{m,t+1} + \beta_5 R_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$W_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t}) \quad (2)$$

Biến đại diện thứ nhất cho RRSĐGCP là NCSKEW được ước tính theo phương trình (3), trong đó, n là số tuần giao dịch trong năm t. NCSKEW đại diện cho mức độ lệch âm của suất sinh lợi cổ phiếu, do vậy giá trị NCSKEW càng cao thì RRSĐGCP càng cao.

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

Biến đại diện thứ hai cho RRSĐGCP là DUVOL_{i,t} được ước tính theo phương trình (4), trong đó n_u (n_d) là số tuần mà W_{i,t} có giá trị cao (thấp) hơn giá trị suất sinh lợi cổ phiếu trung bình trong năm t. DUVOL_{i,t} là logarit tự nhiên của tỷ lệ giữa phương sai tuần giảm (n_d) và phương sai tuần tăng (n_u). Do vậy DUVOL càng cao thì RRSĐGCP càng cao.

$$DUVOL_{i,T} = \ln\{[(n_u - 1) \sum_{DOWN} W_{i,t}^2] / [(n_d - 1) \sum_{UP} W_{i,t}^2]\} \quad (4)$$

Giả thuyết nghiên cứu về tác động của BDCSKT Trung Quốc lên RRSĐGCP được kiểm chứng thông qua phương trình (5) được đề xuất bởi Jin và cộng sự (2019), theo đó RRSĐGCP (CrashRisk) được đại diện bởi hai biến NCSKEW và DUVOL. Biến LEPU_CHINA là logarit của giá trị trung bình của chỉ số BDCSKT Trung Quốc của Huang và Luk (2020) trong 12 tháng⁶.

$$CrashRisk_{i,t} = \alpha + \beta LEPU_CHINA_t + \gamma Controls_{i,t-1} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Các biến kiểm soát cấp độ DN bao gồm Tobin Q (TOBINQ), đòn bẩy tài chính (LEVERAGE), quy mô DN (SIZE), ROA, sự thay đổi khối lượng giao dịch (DTURN), tỷ suất sinh lời quá khứ (PASTRETURN), sự biến động tỷ suất sinh lời trong năm (RETURNSIGMA); trong khi các biến kiểm soát cấp độ nền kinh tế là biến bất định kinh tế Việt Nam (WUI_VN), biến động tỷ giá Đồng

⁵ Nghiên cứu này có dùng kiểm định Hausman để chọn lựa giữa mô hình tác động cố định hay tác động ngẫu nhiên. Kết quả kiểm định cho ra giá trị p-value của kiểm định Hausman cho các mô hình hồi quy cơ sở là 0,000. Điều đó chứng tỏ việc sử dụng mô hình cố định là hợp lý.

⁶ Huang và Luk cho rằng chỉ số EPU của họ phản ánh tốt hơn BDCSKT của Trung Quốc so với chỉ số của Baker và cộng sự (2016) vì chỉ số của họ dựa trên các tờ báo trong nước trong khi chỉ số của Baker và cộng sự chỉ dựa vào Nhật báo Tiếng Anh South China Morning Post ở Hồng Kông.

Việt Nam/ Nhân dân Tệ trong năm (VNDCYEXRATEVOL) và biến khuynh hướng thời gian (TIMETREND). Tất cả các biến kiểm soát có độ trễ 1 năm nhằm tránh hiện tượng nội sinh giữa biến kiểm soát và biến phụ thuộc. Tất cả các biến phân tích được trình bày trong Bảng 1. Yếu tố cố định DN μ_i cũng được kiểm soát trong mô hình.

Bảng 1.

Chi tiết cách tính toán các biến

Biến	Định nghĩa	Nguồn
NCSKEW	Hệ số lệch âm của suất sinh lợi cổ phiếu	Refinitiv Eikon
DUVOL	Dao động giảm-đến-tăng, được tính bằng logarit tự nhiên của tỷ lệ giữa phương sai suất sinh lợi cổ phiếu theo ngày của tuần giảm và tuần tăng	Refinitiv Eikon
LEPU_CHINA	Logarit tự nhiên của giá trị trung bình BDCSKT Trung Quốc các tháng trong năm, xây dựng từ Huang và Luk (2020)	https://economicpolicyuncertaintyinchina.weebly.com/
TOBINQ	Giá trị thị trường của tài sản chia cho giá trị sổ sách của tài sản	Refinitiv Eikon
LEVERAGE	Tỷ lệ nợ trên tổng tài sản	Refinitiv Eikon
SIZE	Quy mô công ty, được tính bằng logarit tự nhiên của tổng tài sản	Refinitiv Eikon
ROA	Tỷ lệ lợi nhuận trên tổng tài sản, được tính bằng thu nhập ròng trước các khoản mục bất thường chia cho tổng tài sản	Refinitiv Eikon
DTURN	Sự thay đổi trong khối lượng giao dịch cổ phiếu trung bình hàng tháng qua các năm đã khứ xu hướng, được tính bằng cách chia khối lượng giao dịch hằng tháng cho số cổ phiếu lưu hành trong tháng.	Refinitiv Eikon
PASTRETURN	Suất sinh lợi tích lũy của cổ phiếu 12 tháng trong năm	Refinitiv Eikon
RETURNSIGMA	Mức biến động của suất sinh lợi cổ phiếu 12 tháng trong năm	Refinitiv Eikon
WUI_VN	Giá trị trung bình của bất định kinh tế 4 quý trong năm của Việt Nam, xây dựng từ Ahir và cộng sự (2022)	https://www.policyuncertainty.com/wui_quarterly.html
VNDCYEXRATEVOL	Mức biến động tỷ giá hối đoái Đồng Việt Nam/Nhân Dân Tệ của các ngày trong năm, được tính theo phương pháp gián tiếp thông qua tỷ giá của Đồng Việt Nam/Đô la Mỹ và Nhân Dân Tệ/Đô la Mỹ	Refinitiv Eikon

3.2. Thống kê mô tả

Dữ liệu tài chính của DN được thu thập từ Worldscope và dữ liệu thị trường từ Datastream (thông qua Refinitiv Eikon). Dữ liệu BDCSKT của Trung Quốc được xây dựng bởi Huang và Luk (2020)⁷. Mẫu dữ liệu hoàn chỉnh của nghiên cứu bao gồm 713 DN thuộc tất cả các ngành nghề trong giai đoạn 2010–2023. Bảng 2 trình bày thống kê mô tả các biến trong nghiên cứu.

Bảng 2.

Thống kê mô tả

Biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	p25	Trung vị	p75
NCSKEW	-0,180	0,677	-0,583	-0,150	0,239
DUVOL	-0,144	0,335	-0,366	-0,138	0,080
LEPU_CHINA	4,975	0,109	4,884	4,967	5,026
TOBINQ	1,117	0,503	0,844	0,989	1,229
LEVERAGE	0,219	0,185	0,045	0,191	0,357
SIZE	27,517	1,521	26,427	27,436	28,453
ROA	0,057	0,068	0,017	0,045	0,085
DTURN	-0,001	0,094	-0,018	-0,001	0,015
PASTRETURN	0,227	0,661	-0,170	0,102	0,468
RETURNSIGMA	0,126	0,070	0,074	0,110	0,159
WUI_VN	3,795	1,766	3,740	4,334	4,872
VNDCYEXRATEVOL	1,761	0,558	1,277	1,639	2,343

Ghi chú: Số quan sát: 6.557

Hai thước đo rủi ro sụp đổ, NCSKEW và DUVOL, có phân phối tương tự nhau, nhưng độ lớn của NCSKEW lớn hơn so với DUVOL. Giá trị trung bình của NCSKEW là -0,180, trong khi giá trị trung bình của DUVOL là -0,144. Độ lệch chuẩn của NCSKEW (0,677) cũng lớn hơn so với DUVOL (0,335). Giá trị trung bình của LEPU_CHINA là 4,975, với độ lệch chuẩn là 0,109⁸.

⁷ Dữ liệu bất định được lấy từ <https://economicpolicyuncertaintyinchina.weebly.com/>

⁸ Kết quả kiểm định tương quan VIF (không báo cáo) cho thấy không có vấn đề đa cộng tuyến trong các biến độc lập của mô hình hồi quy, với giá trị lớn nhất và giá trị trung bình của VIF lần lượt là 1,68 và 1,37. Tương tự, kiểm định tương quan các biến độc lập cho thấy giá trị hệ số tương quan tuyệt đối cao nhất (giữa biến ROA và TOBINQ) là 0,5, cho thấy không có vấn đề đa cộng tuyến.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Ảnh hưởng của bất định chính sách kinh tế Trung Quốc lên rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu

Kết quả hồi quy cơ sở được trình bày tại 2 cột đầu tiên của Bảng 3 lần lượt cho 2 biến đại diện của RRSĐGCP: NCSKEW và DUVOL. Hệ số góc của biến LEPU_CHINA cho NCSKEW và DUVOL lần lượt là 0,617 và 0,345 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% khi kiểm soát tác động cố định theo doanh nghiệp⁹. Giải thích ý nghĩa kinh tế của tác động đối với biến NCSKEW cho thấy khi LEPU_CHINA tăng một độ lệch chuẩn thì sẽ làm độ lệch chuẩn của NCSKEW tăng 3,83% ($= 0,617 \times 0,677 / 0,109$) và làm độ lệch chuẩn của DUVOL tăng 1,06% ($= 0,345 \times 0,335 / 0,109$). Kết quả này ủng hộ giả thuyết cho rằng RRSĐGCP sẽ tăng khi bất định kinh tế Trung Quốc tăng lên.

Kiểm định tính bền vững được thực hiện bằng cách kiểm soát tác động cố định theo ngành, và bằng cách loại bỏ các năm chịu ảnh hưởng của đại dịch COVID-19 (năm 2020 và 2021), với kết quả được trình bày tại 4 cột còn lại lần lượt cho 2 biến đại diện của RRSĐGCP cho thấy kết quả nhìn chung không thay đổi, cụ thể, đều dương, có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và có giá trị lần lượt là 0,668 và 0,495 cho biến NCSKEW và lần lượt là 0,373 và 0,270 cho biến DUVOL. Kết quả nghiên cứu trả lời cho câu hỏi nghiên cứu thứ nhất đó là BDCSKT Trung Quốc làm gia tăng nỗi lo ngại sụt giảm giá cổ phiếu, lập tức làm NĐT tại thị trường Việt Nam ào ạt bán cổ phiếu và làm gia tăng RRSĐGCP.

Bảng 3.

Kết quả hồi quy

	Hồi quy cơ sở		Tác động cố định theo ngành		Loại bỏ giai đoạn COVID-19	
	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL
LEPU_CHINA	0,617*** (0,086)	0,345*** (0,043)	0,668*** (0,079)	0,373*** (0,040)	0,495*** (0,092)	0,270*** (0,046)
TOBINQ	0,286*** (0,038)	0,157*** (0,019)	0,135*** (0,023)	0,073*** (0,012)	0,245*** (0,040)	0,135*** (0,020)
LEVERAGE	-0,172* (0,104)	-0,096* (0,052)	-0,026 (0,055)	-0,024 (0,028)	-0,177 (0,113)	-0,097* (0,056)
SIZE	0,058** (0,028)	0,026* (0,014)	-0,030*** (0,007)	-0,016*** (0,004)	0,059** (0,030)	0,026* (0,015)
ROA	-0,317 (0,232)	-0,163 (0,112)	-0,573*** (0,171)	-0,287*** (0,083)	-0,324 (0,260)	-0,166 (0,124)
DTURN	0,220** (0,108)	0,117** (0,052)	0,194* (0,102)	0,116** (0,048)	0,228* (0,118)	0,120** (0,057)
PASTRETURN	0,031* (0,016)	0,016* (0,008)	0,072*** (0,023)	0,037*** (0,012)	0,051** (0,021)	0,028*** (0,010)

⁹ Các hệ số góc của biến LEPU_CHINA cho NCSKEW và DUVOL hầu như không thay đổi đáng kể khi tác giả kiểm soát thêm BOCSTK của Mỹ hay BOCSTK toàn cầu được xây dựng bởi Baker và Cộng sự (2016).

	(0,019)	(0,009)	(0,016)	(0,008)	(0,021)	(0,010)
RETURNSIGMA	-0,073	-0,131	0,138	-0,076	-0,278	-0,244**
	(0,179)	(0,089)	(0,142)	(0,069)	(0,199)	(0,097)
NCSKEW_LAG			0,053***	0,026***		
			(0,013)	(0,006)		
WUI_VN	-0,014**	-0,007**	-0,014**	-0,006**	-0,022***	-0,011***
	(0,006)	(0,003)	(0,006)	(0,003)	(0,008)	(0,004)
VNDCYEXRATEVOL	0,010	0,011	0,008	0,012	0,011	0,013
	(0,018)	(0,009)	(0,017)	(0,008)	(0,020)	(0,010)
TIMETREND	-0,025***	-0,013***	-0,017***	-0,008***	-0,019***	-0,009***
	(0,003)	(0,002)	(0,002)	(0,001)	(0,004)	(0,002)
Hằng số	-4,855***	-2,582***	-2,634***	-1,539***	-4,209***	-2,174***
	(0,840)	(0,415)	(0,437)	(0,221)	(0,897)	(0,447)
Số quan sát	6.557	6.557	6,492	6,492	5,393	5,393
R ² hiệu chỉnh	0,07	0,08	0,04	0,04	0,06	0,06

Ghi chú: Sai số chuẩn thể hiện trong dấu ngoặc đơn ();

*, **, và *** lần lượt thể hiện mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5% và 1%.

Bước kiểm tra tính vững của kết quả nghiên cứu được thực hiện bằng cách sử dụng biến bất định các CSKT thành phần, bao gồm: chính sách tài khóa, chính sách tiền tệ, chính sách thương mại, và chính sách tỷ giá hối đoái (Bảng 4). Các hệ số góc của các thành phần của CSKT Trung Quốc đối với cả hai biến phụ thuộc NCSKEW và DUVOL đều dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%.

Bảng 4.

Bất định của các chính sách khác nhau

	Chính sách tài khóa		Chính sách tiền tệ		Chính sách thương mại		Chính sách tỷ giá	
	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL	NCSKEW	DUVOL
LEPU_CHINA thành phần	0,227***	0,126***	0,333***	0,189***	0,355***	0,193***	0,247***	0,133***
	(0,045)	(0,022)	(0,052)	(0,026)	(0,045)	(0,023)	(0,041)	(0,020)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có
R ² hiệu chỉnh	0,06	0,07	0,06	0,07	0,07	0,07	0,06	0,07

Ghi chú: Số quan sát: 5.933;

Sai số chuẩn thể hiện trong dấu ngoặc đơn ();

*, **, và *** lần lượt thể hiện mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5% và 1%;

Dữ liệu của các thành phần bất định của Trung Quốc đến năm 2022; Số quan sát giảm khi sử dụng các chính sách thành phần của CSKT.

Kết quả nghiên cứu cho thấy bất định các CSKT thành phần của Trung Quốc làm tăng RRSĐGCP, tương đồng với kết quả nghiên cứu của Jin và cộng sự (2019), Han và cộng sự (2023), Liu và cộng

sự (2024), Bianconi và cộng sự (2021). Tựu trung, các kết quả này cung cấp bằng chứng rằng khi BDCSKT Trung Quốc gia tăng sẽ làm tăng RRSĐGCP trên TTCK Việt Nam, ủng hộ giả thuyết nghiên cứu 1.

4.2. Kênh truyền dẫn

4.2.1. Khác biệt kỳ vọng của nhà đầu tư (Investor Discrepancy)

Căn cứ vào trung vị trong từng năm của biến DTURN đại diện cho khác biệt kỳ vọng của NĐT (Chen và cộng sự, 2001; Xu và cộng sự, 2014), DN được chia ra thành hai nhóm để kiểm định giả thuyết 2 về tác động khác nhau của BDCSKT Trung Quốc lên RRSĐGCP đối với DN có mức khác biệt kỳ vọng của NĐT cao và thấp (Bảng 5). Bảng chứng cho thấy nhóm DN có khác biệt kỳ vọng NĐT cao (thấp) có RRSĐGCP cao (thấp) hơn khi LEPU_CHINA tăng lên. Cụ thể, với biến đại diện NCSKEW, hệ số góc của LEPU_CHINA ở Cột “Bất đồng cao” có độ lớn gấp đôi và mức ý nghĩa thống kê cao hơn Cột “Bất đồng thấp”. Kết quả tương tự đối với biến đại diện DUVOL, độ lớn và mức ý nghĩa thống kê của LEPU_CHINA ở Cột “Bất đồng cao” cao hơn Cột “Bất đồng thấp”. Kết quả nghiên cứu cho thấy trong điều kiện thị trường không cho phép bán khống như Việt Nam, và NĐT có khác biệt cao về kỳ vọng giá cổ phiếu thì tin xấu sẽ không được phản ánh ngay vào giá cổ phiếu, lúc này, khi tin xấu bị lộ ra ngoài thì sẽ gây áp lực bán mạnh mẽ và tăng RRSĐGCP.

Bảng 5.

Kênh truyền dẫn ảnh hưởng của BDCSKT Trung Quốc lên RRSĐGCP – Bất đồng ý kiến của nhà đầu tư

	NCSKEW		DUVOL	
	Bất đồng thấp	Bất đồng cao	Bất đồng thấp	Bất đồng cao
LEPU_CHINA	0,342*	0,698***	0,179**	0,408***
	(0,179)	(0,137)	(0,088)	(0,069)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	3.279	3.278	3.279	3.278
R ² hiệu chỉnh	0,09	0,09	0,10	0,09

Ghi chú: Sai số chuẩn thể hiện trong dấu ngoặc đơn ();

*, **, và *** lần lượt thể hiện mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5% và 1%;

4.2.2. Tỷ lệ sở hữu của tổ chức

Để kiểm chứng Giả thuyết 3 về tác động khác nhau của BDCSKT Trung Quốc lên RRSĐGCP đối với nhóm DN có mức sở hữu của cổ đông tổ chức cao so với nhóm DN có mức sở hữu của cổ đông tổ chức thấp, DN được chia ra thành hai nhóm sử dụng giá trị trung vị của biến tỷ lệ sở hữu của cổ đông tổ chức (SHNĐT TC) (Bảng 6). Bảng chứng cho thấy nhóm DN có mức sở hữu của cổ đông tổ chức thấp (cao) có RRSĐGCP cao (thấp) hơn khi LEPU_CHINA tăng lên. Cụ thể, với biến đại diện NCSKEW, hệ số góc của LEPU_CHINA ở Cột “SHNĐT TC thấp” có ý nghĩa thống kê và có độ lớn lớn gấp 5 lần so với Cột “SHNĐT TC cao”. Kết quả tương tự đối với biến đại diện DUVOL ở 2 cột còn lại của Bảng 6. Kết quả cho thấy khi tỷ lệ cổ phiếu nắm giữ bởi NĐT tổ chức thấp, đồng nghĩa

với tỷ lệ Free-Float cao và khối lượng giao dịch lớn, thì tin xấu sẽ đi kèm với khối lượng giao dịch lớn hơn, và vì vậy có khả năng gây ra RRSĐGCP.

Bảng 6.

Kênh truyền dẫn ảnh hưởng của BDCSKT Trung Quốc lên RRSĐGCP – Sở hữu của NĐT tổ chức (SHNĐT TC)

	NCSKEW		DUVOL	
	SHNĐT TC thấp	SHNĐT TC cao	SHNĐT TC thấp	SHNĐT TC cao
LEPU_CHINA	0,749*** (0,102)	0,171 (0,320)	0,419*** (0,051)	0,017 (0,162)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	5.442	1.115	5.442	1.115
R ² hiệu chỉnh	0,08	0,06	0,08	0,06

Ghi chú: Sai số chuẩn thể hiện trong dấu ngoặc đơn ();

*, **, và *** lần lượt thể hiện mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5% và 1%;

4.2.3. Tỷ lệ thành viên HĐQT độc lập

DN được chia thành hai nhóm theo giá trị trung vị của tỷ lệ thành viên HĐQT độc lập (TLTVĐL) và thực hiện ước lượng hồi quy để kiểm chứng Giả thuyết 4 về tác động khác nhau của BDCSKT Trung Quốc lên RRSĐGCP theo TLTVĐL cao và thấp (Bảng 7). Bảng chứng cho thấy nhóm DN có TLTVĐL thấp (cao) có RRSĐGCP cao (thấp) hơn khi LEPU_CHINA tăng lên. Cụ thể, với biến đại diện NCSKEW, hệ số góc của LEPU_CHINA ở Cột “TLTVĐL thấp” dương và có ý nghĩa thống kê trong khi ở Cột “TLTVĐL cao” là âm và không có ý nghĩa thống kê. Kết quả tương tự đối với biến đại diện DUVOL với hệ số góc dương ở Cột “TLTVĐL thấp” và âm ở Cột “TLTVĐL cao”. Kết quả nghiên cứu cho thấy khi TLTVĐL thấp, một dấu hiệu của quản trị công ty kém, thì vấn đề đại diện sẽ nghiêm trọng hơn và bất cân xứng thông tin sẽ nhiều hơn. Một tin xấu nếu xảy ra sẽ gây tác động tiêu cực hơn đến tâm lý nhà đầu tư, và vì vậy sẽ làm tăng RRSĐGCP.

Bảng 7.

Kênh truyền dẫn ảnh hưởng của BDCSKT Trung Quốc lên RRSĐGCP – Tính độc lập của HĐQT (Tỷ lệ thành viên độc lập – TLTVĐL)

	TLTVĐL thấp	TLTVĐL cao	TLTVĐL thấp	TLTVĐL cao
LEPU_CHINA	0,519** (0,246)	-0,412 (0,253)	0,222* (0,122)	-0,215* (0,126)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	1.925	1.829	1.925	1.829
R ² hiệu chỉnh	0,07	0,04	0,08	0,03

Ghi chú: Sai số chuẩn thể hiện trong dấu ngoặc đơn ();

*, **, và *** lần lượt thể hiện mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5% và 1%;

4.3. Các kiểm thử biên mạnh

Tác giả thực hiện các kiểm thử biên mạnh đối với các cách đo RRSĐGCP khác nhau (Bảng 8) theo Andreou và cộng sự (2023), Bhargava và cộng sự (2017), Bradshaw và cộng sự (2010), và Chowdhury và cộng sự (2020), bao gồm: (1) COUNT – số tuần “sốc giảm” trừ đi số tuần “sốc tăng” trong một năm tài chính; (2) EXTR_SIGMA – độ lệch âm lớn nhất của suất sinh lợi tuần so với giá trị bình quân hàng năm của nó, được điều chỉnh bởi độ lệch chuẩn của suất sinh lợi tuần của cổ phiếu; (3) LEFTA là một biến giả mang giá trị 1 nếu xác suất của suất sinh lợi đặc hữu (Idiosyncratic Returns) cực âm lớn hơn xác suất của suất sinh lợi đặc hữu cực dương trong một năm và 0 nếu ngược lại; và (4) CRASH COMPOSITE – nhân tố chính đầu tiên của phân tích thành phần chính (PCA) của năm biến NCSKEW, DUVOL, COUNT, EXTR_SIGMA, và LEFTA. Kết quả cho thấy kết luận của nghiên cứu vẫn vững với các cách đo RRSĐGCP khác nhau.

Bảng 8.

Các cách đo RRSĐGCP khác nhau

	COUNT	LEFTA	EXTR_SIGMA	CRASH_COMPOSITE
LEPU_CHINA	0,454*** (0,083)	0,090** (0,046)	0,206*** (0,078)	1,376*** (0,226)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có
R ² hiệu chỉnh	0,20	0,20	0,05	0,06

Ghi chú: Số quan sát: 6.557;

Sai số chuẩn thể hiện trong dấu ngoặc đơn ();

*, **, và *** lần lượt thể hiện mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5% và 1%;

Tác giả thực hiện kiểm thử biên mạnh đối với cách đo BDCSKT Trung Quốc của Baker và cộng sự (2016) (Bảng 9). Kết quả cho thấy các hệ số LEPU_CHINA vẫn dương và có ý nghĩa thống kê tại 1%. Cụ thể, ý nghĩa kinh tế của tác động đối với biến NCSKEW cho thấy khi sử dụng cách đo BDCSKT Trung Quốc của Baker và cộng sự (2016), LEPU_CHINA tăng một độ lệch chuẩn thì sẽ làm độ lệch chuẩn của NCSKEW tăng 0,31% ($= 0,315 \cdot 0,677 / 0,686$) và làm độ lệch chuẩn của DUVOL tăng 0,08% ($= 0,161 \cdot 0,335 / 0,686$). Huang và Luk (2020) đã chứng minh là chỉ số bất định tính theo phương pháp của họ cho trường hợp của Trung Quốc sẽ tốt hơn so với phương pháp của Baker và cộng sự (2016), và tác giả cũng tìm thấy bằng chứng ủng hộ kết luận của Huang và Luk (2020), cho thấy tính hiệu quả hơn của chỉ số này. Phép đo của Huang và Luk (2020) cũng được sử dụng trong các nghiên cứu gần đây về BDCSKT của Trung quốc (Zhao & Su, 2022; Xu và cộng sự, 2023).

Bảng 9.

Tác động của BDCSKT Trung Quốc lên RRSĐGCP: Chỉ số của Baker và cộng sự (2016)

	NCSKEW	DUVOL
LEPU_CHINA	0,315*** (0,039)	0,161*** (0,019)

	NCSKEW	DUVOL
Biến kiểm soát	Có	Có
Số quan sát	6.557	6.557
R ² hiệu chỉnh	0,07	0,08

Cuối cùng, nghiên cứu thực hiện kiểm thử biến mạnh bằng cách thực hiện hồi quy cho từng nhóm ngành khác nhau theo phân ngành của Fama-French¹⁰ với 12 nhóm ngành, bao gồm: (1) hàng tiêu dùng không bền, (2) hàng tiêu dùng bền, (3) sản xuất, (4) năng lượng, (5) hoá chất, (6) thiết bị kinh doanh, (7) viễn thông, (8) tiện ích cộng đồng, (9) thương mại, (10) chăm sóc sức khoẻ, (11) tài chính, (12) ngành khác. Kết quả được trình bày ở Bảng 10, Phần A cho biến đại diện NCSKEW, và Phần B cho biến đại diện DUVOL. Kết quả cho thấy sự gia tăng RRSĐGCP khi BDCSKT Trung Quốc tăng lên được ghi nhận ở các ngành: (1) hàng tiêu dùng không bền, (2) hàng tiêu dùng bền, (3) sản xuất, (4) năng lượng, (5) hoá chất, (9) thương mại¹¹, (11) tài chính, và (12) ngành khác với cả hai biến đại diện NCSKEW và DUVOL. Điều này khẳng định tính bền vững của kết quả nghiên cứu ở hầu hết các ngành nghề.

Bảng 10.

Tác động của BDCSKT Trung Quốc lên RRSĐGCP 12 nhóm ngành theo Fama-French

Panel A: NCSKEW

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
LEPU_CHINA	0,307**	0,605**	0,212**	0,431	0,827***	-0,171	0,956	0,285	0,241*	0,565	0,313**	0,420***
	(0,122)	(0,271)	(0,100)	(0,287)	(0,283)	(0,249)	(0,000)	(0,181)	(0,133)	(0,370)	(0,151)	(0,080)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	910	187	1.097	151	219	119	14	385	784	175	696	1.820
R ² hiệu chỉnh	0,04	0,06	0,07	0,11	0,05	0,08	-0,83	0,06	0,10	0,02	0,09	0,10

Panel B: DUVOL

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
LEPU_CHINA	0,566**	1,151*	0,365*	0,801	1,736***	-0,573	0,121	0,374	0,428	1,232	0,637**	0,709***
	(0,247)	(0,601)	(0,202)	(0,528)	(0,608)	(0,566)	(0,000)	(0,370)	(0,264)	(0,777)	(0,280)	(0,154)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Số quan sát	910	187	1.097	151	219	119	14	385	784	175	696	1.820
R ² hiệu chỉnh	0,04	0,06	0,07	0,12	0,07	0,12	-1,53	0,04	0,09	0,05	0,08	0,10

Ghi chú: Sai số chuẩn thể hiện trong dấu ngoặc đơn ();

*, **, và *** lần lượt thể hiện mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5% và 1%.

¹⁰ Source: http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/Data_Library/det_12_ind_port.html

¹¹ Có ý nghĩa thống kê ở mức 10% đối với biến NCSKEW nhưng không có ý nghĩa thống kê đối với biến DUVOL.

5. Kết luận

Bài viết tìm ra bằng chứng BDCSKT Trung Quốc làm gia tăng RRSĐGCP của các DN trên TTCK Việt Nam, thông qua ba kênh, bao gồm: mức độ khác biệt kỳ vọng của NĐT, tỷ lệ sở hữu của cổ đông tổ chức, và tỷ lệ thành viên độc lập trong HĐQT. Nghiên cứu cho phép rút ra các hàm ý quan trọng:

- *Thứ nhất*, DN cần chú trọng công tác công bố thông tin và minh bạch nhằm giảm bất cân xứng thông tin giữa nhà quản lý và NĐT, từ đó giảm khả năng xảy ra RRSĐGCP. Hàm ý này quan trọng đối với các DN có khối lượng giao dịch cao; hay đối với các DN có tỷ lệ sở hữu của NĐT tổ chức thấp; hay đối với các DN có TLTVĐL thấp.

- *Thứ hai*, kết quả nghiên cứu cho thấy rằng đứng trước BDCSKT Trung Quốc là yếu tố bên ngoài không thể kiểm soát được, để giảm được RRSĐGCP thì các DN cần nỗ lực thu hút vốn từ NĐT tổ chức, và gia tăng TLTVĐL trong HĐQT như các cơ chế giúp nâng cao quản trị công ty.

Hạn chế của nghiên cứu này là chưa tìm hiểu các kênh tác động khác như kênh chính sách duy trì thanh khoản thông qua nắm giữ tài sản tài chính, kênh chính sách đầu tư quá mức của doanh nghiệp, và kênh đa dạng hoá hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp. Các hạn chế được chỉ ra ở nghiên cứu này mở ra các cơ hội nghiên cứu sâu hơn trong tương lai

Tài liệu tham khảo

- Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2022). The world uncertainty index. *NBER Working Paper No. w29763*, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4039482>
- Alfraih, M. M. (2016). The effectiveness of board of directors' characteristics in mandatory disclosure compliance. *Journal of Financial Regulation and Compliance*, 24(2), 154-176. <https://doi.org/10.1108/JFRC-07-2015-0035>
- Andreou, P. C., Lambertides, N., & Magidou, M. (2023). A critique of the agency theory viewpoint of stock price crash risk: The opacity and overinvestment channels. *British Journal of Management*, 34(4), 2158-2185. <https://doi.org/10.1111/1467-8551.12693>
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Barth, M. E., Landsman, W. R., Raval, V., & Wang, S. (2020). Asymmetric timeliness and the resolution of investor disagreement and uncertainty at earnings announcements. *The Accounting Review*, 95(4), 23-50. <https://doi.org/10.2308/accr-52656>
- Bhargava, R., Faircloth, S., & Zeng, H. (2017). Takeover protection and stock price crash risk: Evidence from state antitakeover laws. *Journal of Business Research*, 70, 177-184. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2016.08.021>
- Bianconi, M., Esposito, F., & Sammon, M. (2021). Trade policy uncertainty and stock returns. *Journal of International Money and Finance*, 119, 102492. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2021.102492>
- Borochin, P., & Yang, J. (2017). The effects of institutional investor objectives on firm valuation and governance. *Journal of Financial Economics*, 126(1), 171-199. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2017.06.013>

- Bradshaw, M. T., Hutton, A. P., Marcus, A. J., & Tehranian, H. (2010). Opacity, crash risk, and the option smirk curve. *SSRN Electronic Journal*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1640733>
- Brogaard, J., & Detzel, A. (2015). The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. *Management Science*, 61(1), 3-18.
- Chen, J., Hong, H., & Stein, J. C. (2001). Forecasting crashes: Trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices. *Journal of Financial Economics*, 61(3), 345-381. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(01\)00066-6](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(01)00066-6)
- Chowdhury, H., Hodgson, A., & Pathan, S. (2020). Do external labour market incentives constrain bad news hoarding? The CEO's industry tournament and crash risk reduction. *Journal of Corporate Finance*, 65, 101774. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2020.101774>
- Ferson, W., & Lin, J. (2014). Alpha and performance measurement: The effects of investor disagreement and heterogeneity. *The Journal of Finance*, 69(4), 1565-1596. <https://doi.org/10.1111/jofi.12165>
- Freund, S., Phan, H. V., Sun, L. S., & Vo, H. (2025). The role of stock liquidity in blockholder governance: Evidence from corporate social responsibility. *Financial Review*, 60(1), 283-312. <https://doi.org/10.1111/fire.12410>
- Fu, J., Wu, X., Liu, Y., & Chen, R. (2021). Firm-specific investor sentiment and stock price crash risk. *Finance Research Letters*, 38, 101442. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101442>
- Gompers, P. A., & Metrick, A. (2001). Institutional investors and equity prices. *The Quarterly Journal of Economics*, 116(1), 229-259. <https://doi.org/10.1162/003355301556392>
- 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>
- Habib, A., Hasan, M. M., & Jiang, H. (2018). Stock price crash risk: review of the empirical literature. *Accounting & Finance*, 58, 211-251. <https://doi.org/10.1111/acfi.12278>
- Han, X., Hsu, S., Li, J., & An, R. (2023). Economic policy uncertainty, non-financial enterprises' shadow banking activities and stock price crash risk. *Emerging Markets Review*, 54, 101003. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2023.101003>
- Hong, H., & Stein, J. C. (2003). Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes. *The Review of Financial Studies*, 16(2), 487-525. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhg006>
- Huang, Y., & Luk, P. (2020). Measuring economic policy uncertainty in China. *China Economic Review*, 59, 101367. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2019.101367>
- 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>
- Jin, X., Chen, Z., & Yang, X. (2019). Economic policy uncertainty and stock price crash risk. *Accounting & Finance*, 58(5), 1291-1318. <https://doi.org/10.1111/acfi.12455>
- 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., Li, Y., & Zhang, L. (2011). CFOs versus CEOs: Equity incentives and crashes. *Journal of Financial Economics*, 101(3), 713-730. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2011.03.013>
- Kim, J. B., Tseng, K., Wang, J. J., & Xi, Y. (2024). Policy uncertainty, bad news disclosure, and stock price crash risk. *Journal of Empirical Finance*, 101512. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2024.101512>
- Lam, S. S., Zhang, H., & Zhang, W. (2020). Does policy instability matter for international equity markets?. *International Review of Finance*, 20(1), 155-196. <https://doi.org/10.1111/irfi.12222>
- Li, X. M. (2017). New evidence on economic policy uncertainty and equity premium. *Pacific-Basin Finance Journal*, 46, 41-56. <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2017.08.005>
- Liu, X., Ma, Y., & Xu, Z. (2024). Economic policy uncertainty, risk perception and stock price crash risk: Evidence from China. *Economic Analysis and Policy*, 82, 865-876. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2024.04.013>
- Luo, Y. & Zhang, C. (2020) Economic policy uncertainty and stock price crash risk. *Research in International Business and Finance*, 51, 101112. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.101112>
- 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>
- Pastor, L., & Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. *The Journal of Finance*, 67(4), 1219-1264. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01746.x>
- Pastor, 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>
- Torchia, M., & Calabro, A. (2016). Board of directors and financial transparency and disclosure. Evidence from Italy. *Corporate Governance*, 16(3), 593-608. <https://doi.org/10.1108/CG-01-2016-0019>
- Xu, N., Li, X., Yuan, Q., & Chan, K. C. (2014). Excess perks and stock price crash risk: Evidence from China. *Journal of Corporate Finance*, 25, 419-434. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2014.01.006>
- Xu, X., Huang, S., Lucey, B. M., & An, H. (2023). The impacts of climate policy uncertainty on stock markets: Comparison between China and the US. *International Review of Financial Analysis*, 88, 102671. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102671>
- 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>