

**ĐẠI HỌC QUỐC GIA THÀNH PHỐ HỒ CHÍ MINH**

**TRƯỜNG ĐẠI HỌC KINH TẾ - LUẬT**



**BÁO CÁO ĐỒ ÁN GIỮA KỲ NHÓM 11**

**ĐỀ TÀI: RỦI RO ĐỊA CHÍNH TRỊ, BẤT ĐỊNH CHÍNH SÁCH VÀ  
CĂNG THẲNG TÀI CHÍNH: CÁC YẾU TỐ TÁC ĐỘNG TỚI LỢI SUẤT  
THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM**

<b>Tên thành viên nhóm</b>	<b>MSSV</b>	<b>Mức độ hoàn thành</b>
<b>Lê Phúc Chí</b>	<b>K224141652</b>	<b>100%</b>
<b>Phạm Huỳnh Minh Tuân</b>	<b>K224141704</b>	<b>100%</b>
<b>Lê Nam Tuyên</b>	<b>K224141705</b>	<b>100%</b>

**Thành phố Hồ Chí Minh, Ngày 14 Tháng 06 Năm 2025**

# Rủi ro địa chính trị, bất định chính sách và căng thẳng tài chính: Các yếu tố tác động tới lợi suất thị trường chứng khoán Việt Nam

Lê Nam Tuyên<sup>1</sup>, Lê Phúc Chí<sup>2</sup>, Phạm Huỳnh Minh Tuấn<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Đại học Kinh tế - Luật, Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh.

## Tóm tắt nghiên cứu

Thị trường chứng khoán Việt Nam ngày càng nhạy cảm với các cú sốc vĩ mô toàn cầu, nhưng cho đến nay vẫn chưa có nghiên cứu tổng hợp nào xem xét đồng thời ảnh hưởng của căng thẳng địa chính trị, bất định chính sách và áp lực tài chính hệ thống. Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian hàng tháng giai đoạn tháng 3/2015 đến tháng 11/2024 từ các nguồn quốc tế uy tín và áp dụng phương pháp hồi quy bình phương tối thiểu thông thường với sai số chuẩn điều chỉnh để kiểm soát tự tương quan và phương sai không đồng nhất, đồng thời loại trừ ảnh hưởng của biến động tỷ giá và lãi suất tham chiếu. Kết quả cho thấy ba yếu tố rủi ro này đều tác động âm và có ý nghĩa thống kê lên lợi suất thị trường, hài hòa với dự báo của lý thuyết định giá tài sản, quyền chọn thực và cơ chế khuyến khích tài chính. Biến động tỷ giá cũng làm giảm lợi suất trong khi lãi suất ngắn hạn ít ảnh hưởng hơn. Nghiên cứu đề xuất rằng nhà đầu tư nên bổ sung các công cụ nợ công và quỹ duy trì thanh khoản vào chiến lược đa dạng hóa danh mục, các công ty quản lý quỹ cần thiết lập kịch bản kiểm tra sức chịu đựng (stress-test) trước các cú sốc cực đoan và phát triển các sản phẩm bảo hiểm rủi ro vĩ mô, trong khi cơ quan hoạch định chính sách cần tăng cường minh bạch trong công bố lộ trình tiền tệ-tài khóa và thiết lập hệ thống cảnh báo sớm trước các biến động toàn cầu. Công trình này đã mở rộng khung nghiên cứu bằng cách đánh giá đồng thời nhiều chiều rủi ro vĩ mô trong bối cảnh thị trường mới nổi, đồng thời cung cấp các gợi ý thực tiễn để giảm thiểu rủi ro tài chính.

**Keywords:** Geopolitical Risk; Economic Policy Uncertainty; Financial Stress Index; Stock Market Returns; Vietnam

**JEL codes:** E44, C22, G12

## 1. Giới thiệu

Thị trường chứng khoán Việt Nam, với quy mô ngày càng mở rộng và vai trò quan trọng trong cơ cấu tài chính quốc gia, đang ngày càng trở nên nhạy cảm hơn trước những bất ổn vĩ mô toàn cầu. Trong đó, rủi ro địa chính trị, bất định chính sách kinh tế và căng thẳng tài chính đã nổi lên như những nhân tố quan trọng chi phối tâm lý nhà đầu tư và biến động thị trường. Ngân hàng Anh thậm chí xếp rủi ro địa chính trị cùng với bất định kinh tế và chính sách vào “bộ ba bất định” có khả năng gây tác động kinh tế tiêu cực đáng kể (Caldara & Iacoviello, 2022). Trong khuôn khổ lý thuyết về quyết định đầu tư tài chính, bất định chính sách kinh tế (EPU) được cho là làm gia tăng chi phí vốn và làm suy yếu kỳ vọng lợi nhuận khi những thông tin bất ngờ về chính sách xuất hiện (Baker, Bloom, & Davis, 2016). Đồng thời, rủi ro địa chính trị (GPR) cũng khiến giá cổ phiếu sụt giảm và thị trường trở nên biến động hơn, đồng thời làm

giảm niềm tin của nhà đầu tư (Caldara & Iacoviello, 2022). Bên cạnh đó, căng thẳng tài chính được đánh giá thông qua Financial Stress Index (Chỉ số tổng hợp phản ánh mức độ thắt chặt thanh khoản và gia tăng rủi ro hệ thống) cũng chỉ ra rằng những biến động của chỉ số này có khả năng dự báo chính xác lợi suất trên thị trường chứng khoán (Zhang & Li, 2022). Mặc dù nhiều nghiên cứu quốc tế đã phân tích riêng rẽ từng hình thái bất ổn nêu trên, tại Việt Nam, hầu hết các công trình vẫn tập trung vào các biến vĩ mô nội địa như tăng trưởng kinh tế hay lạm phát, và hiếm khi xét đồng thời GPR, EPU và FS. Ví dụ, Cao và Võ (2025) chỉ xem xét tác động của bất định chính sách kinh tế từ các đối tác thương mại lớn trong thời kỳ đại dịch, còn Nguyễn et al. (2025) tập trung phân tích ảnh hưởng dài hạn của EPU toàn cầu lên chỉ số VN-Index mà chưa tính đến rủi ro địa chính trị hay căng thẳng tài chính. Do đó, sự tương tác và ảnh hưởng chung của ba chỉ số này đến thị trường chứng khoán Việt Nam vẫn chưa được khám phá đầy đủ. Mục tiêu nghiên cứu của bài viết là đánh giá tác động của rủi ro địa chính trị, bất định chính sách kinh tế và căng thẳng tài chính lên lợi suất thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn từ tháng 03/2015 đến tháng 11/2024. Thêm vào đó nghiên cứu còn chú trọng phân tích sự khác biệt trong các giai đoạn khủng hoảng nhằm khắc phục các hạn chế trên và mang lại những đóng góp cả về thực tiễn lẫn lý thuyết. Về thực tiễn, việc làm rõ cường độ tác động của GPR, EPU và FS sẽ giúp nhà hoạch định chính sách, ngân hàng trung ương và quản lý quỹ xây dựng các kịch bản điều hành linh hoạt: ổn định thị trường, điều chỉnh chính sách tiền tệ và đề xuất chiến lược phòng ngừa rủi ro một cách chủ động. Trong lĩnh vực học thuật, nghiên cứu cung cấp một khung phân tích tổng hợp, cho phép kiểm định xem các kết luận rút ra từ thị trường phát triển có còn phù hợp với bối cảnh đặc thù của Việt Nam hay không, qua đó đóng góp thêm vào kho tàng lý thuyết về phản ứng của thị trường trước bất ổn vĩ mô toàn cầu.

## **2. Tổng quan nghiên cứu**

Trước hết, rủi ro địa chính trị (GPR) được định nghĩa là mức độ đe dọa, khả năng bùng phát và xu hướng leo thang của các sự kiện bất lợi liên quan đến chiến tranh, khủng bố và căng thẳng quốc tế. Chỉ số GPR do Caldara & Iacoviello (2022) xây dựng dựa trên tần suất xuất hiện của các cặp từ khóa chuyên biệt (ví dụ “war”-“threat”, “nuclear bomb”-“risk”) trong kho dữ liệu ngày của 10 tờ báo uy tín, sau khi loại trừ nhiễu, rồi tổng hợp thành chuỗi chỉ số hàng ngày và tháng, với giá trị cao phản ánh rủi ro gia tăng. Tiếp theo, bất định chính sách kinh tế (EPU) đo lường mức độ không chắc chắn trong thuế khóa, chi tiêu công, lãi suất và quy định tài chính thông qua tần suất đồng xuất hiện của ba nhóm từ khóa (“economic”/“economy”, “uncertain”/“uncertainty” và một trong các từ “regulation”, “deficit”, “congress”, “legislation”, “white house”, “Federal Reserve”) trên 10 tờ báo hàng đầu Mỹ, sau đó chuẩn hóa về mức trung bình 100 và độ lệch chuẩn 1 trong giai đoạn cơ sở 1985-2009 (Baker, Bloom & Davis, 2016). Cuối cùng, căng thẳng tài chính (FSI) là chỉ số tổng hợp phản ánh áp lực thanh khoản và rủi ro hệ thống, được Office of Financial Research phát triển (Monnin, 2019) bằng cách trích xuất thành phần chính hoặc gán trọng số phù hợp cho các biến như lãi suất liên ngân hàng, chênh lệch lợi suất trái phiếu, biến động tỷ giá và VIX.

### **2.1 Cơ sở lý thuyết**

Mô hình hồi quy đa biến của nghiên cứu đồng thời xét đến Rủi ro địa chính trị (GPR), Bất định chính sách kinh tế (EPU), Căng thẳng tài chính (FSI) và Chênh lệch lợi suất trái phiếu được xây dựng trên bốn trụ cột lý thuyết. Đầu tiên là Arbitrage Pricing Theory (APT) khẳng định rằng lợi suất kỳ vọng của tài sản là hàm tuyến tính của một tập hợp các yếu tố hệ thống không thể đa dạng hóa do vậy, những biến vĩ mô như GPR, EPU hay FSI khi trở nên bất ổn, đều buộc phải được đền bù thông qua một risk premium trong giá cổ phiếu (Ross, 1976). Thứ hai, lý thuyết real-options và quan điểm về hoãn đầu tư dưới bất định (Bernanke, 1983; Dixit & Pindyck, 1994) cho thấy khi EPU tăng cao, chi phí điều chỉnh dự án và giá trị “quyền chọn chờ đợi” đều gia tăng, khiến nhà đầu tư và doanh nghiệp trì hoãn quyết định đầu tư, kéo theo giảm dòng tiền kỳ vọng và hạ thấp định giá thị trường điều này được Baker, Bloom & Davis (2016) cụ thể hóa qua chỉ số EPU xây dựng từ tần suất xuất hiện các thuật ngữ “uncertain”, “policy” và “regulation”. Bên cạnh đó, cơ chế “flight-to-quality” trong tài chính hành vi, kết hợp với khái niệm “animal spirits” của Keynes, giải thích kênh tâm lý khi GPR bùng phát: nhà đầu tư chuyển vốn từ cổ phiếu sang những tài sản trú ẩn an toàn như trái phiếu chính phủ và vàng, khiến giá cổ phiếu lao dốc và độ biến động thị trường tăng mạnh (Shiller, 1981; Caldara & Iacoviello, 2022). Cuối cùng, lý thuyết financial-accelerator cùng quan điểm về rủi ro hệ thống (Holló, Kremer & Lo Duca, 2012) mô tả cách các cú sốc nhỏ về thanh khoản hoặc chất lượng tài sản được đo lường qua chỉ số FSI tổng hợp. Các cú sốc sẽ bị khuếch đại thành biến động lớn trong nền kinh tế thực khi FSI tăng, tín dụng co hẹp, chi phí đi vay gia tăng và dòng vốn rút khỏi cổ phiếu, dẫn tới áp lực giảm giá mạnh. Các nghiên cứu thực nghiệm tại Trung Quốc của Zhang & Li (2022) đã chứng minh FSI là chỉ báo dự báo đáng tin cậy cho lợi suất thị trường. Bốn lý thuyết này cùng tạo nên một khung phân tích toàn diện với APT giải thích sự định giá dựa trên risk premium của các rủi ro hệ thống, real-options làm sáng tỏ cơ chế hoãn đầu tư khi bất định chính sách gia tăng, flight-to-quality chỉ rõ kênh chuyển dịch danh mục sang tài sản an toàn dưới tác động của rủi ro địa chính trị, và financial-accelerator mô tả cách tín dụng bị thắt chặt khi căng thẳng tài chính tăng cao. Sự giao thoa giữa các kênh này cho phép đồng thời làm rõ lý do tại sao GPR, EPU và FSI không chỉ tác động riêng lẻ mà còn tương tác lẫn nhau để ảnh hưởng lên lợi suất VN-Index. Rủi ro gia tăng kéo theo đòi hỏi risk premium cao hơn, đầu tư bị trì hoãn, dòng vốn dịch chuyển khỏi cổ phiếu và tín dụng thắt chặt, từ đó dẫn đến giảm giá và tăng biến động của thị trường.

### **Bảng:**

*Tóm tắt mối quan hệ giữa lý thuyết, biến đo lường và hệ quả định giá trong mô hình của nghiên cứu*

Lý thuyết	Cơ chế chính	Biến đo lường	Hệ quả định giá
Arbitrage Pricing Theory (Ross, 1976)	Định giá đa nhân tố rủi ro hệ thống	GPR, EPU, FSI, Spread trái phiếu	$\beta_i \neq 0 \Rightarrow$ nhân tố $i$ có risk premium
Real-Options & Policy Uncertainty (Bernanke, 1983; Baker et al., 2016)	Hoãn đầu tư khi bất định tăng $\Rightarrow$ chi phí vốn yêu cầu tăng	Chỉ số EPU	$\Delta EPU \uparrow \Rightarrow$ giá cổ phiếu $\downarrow$ , kỳ vọng lợi suất $\uparrow$ để bù đắp rủi ro
Flight-to-Quality & Tâm lý (Shiller, 1981; Caldara & Iacoviello, 2022)	Chuyển dịch dòng vốn từ cổ phiếu sang tài sản an toàn khi GPR tăng	Chỉ số GPR	$\Delta GPR \uparrow \Rightarrow$ cầu cổ phiếu $\downarrow \Rightarrow$ giá giảm, biến động tăng
Financial Accelerator & Rủi ro hệ thống (Bernanke & Gertler, 1989; Zhang & Li, 2022)	Thắt chặt tín dụng, chi phí đi vay tăng $\Rightarrow$ luồng vốn vào cổ phiếu giảm	Chỉ số FSI	$\Delta FSI \uparrow \Rightarrow$ tín dụng $\downarrow$ , discount rate $\uparrow \Rightarrow$ giá cổ phiếu $\downarrow$

## 2.2 Nghiên cứu thực nghiệm

Trong những năm gần đây, hàng loạt công trình đã đo lường và đánh giá tác động của rủi ro địa chính trị (GPR), bất định chính sách kinh tế (EPU) và căng thẳng tài chính (FSI) lên hiệu suất thị trường chứng khoán tại nhiều quốc gia và giai đoạn khác nhau. Nhờ sự phát triển của các chỉ số GPR, EPU và FSI, các tác giả có thể định lượng chính xác những biến số vĩ mô này và kiểm định ảnh hưởng của chúng qua các mô hình hồi quy, VAR, VAR phi tuyến hay phân tích phân vị. Đặc biệt, các biến cố toàn cầu như đại dịch COVID-19 và xung đột Nga-Ukraine đã làm rõ hơn cơ chế truyền dẫn bất ổn vào kênh thị trường vốn.

Theo nghiên cứu của Huynh, Tran và Nguyen (2024), khảo sát thực nghiệm tại Việt Nam chỉ ra rằng rủi ro địa chính trị (GPR) cùng hai nhân tố vĩ mô quan trọng là tỷ giá và lợi suất trái phiếu đóng vai trò then chốt quyết định độ biến động lợi suất chứng khoán nội địa. Kết quả hồi quy cho thấy mức GPR càng cao thì độ biến động càng lớn, khẳng định GPR là rủi ro hệ thống không thể đa dạng hóa ở thị trường mới nổi như Việt Nam. Tuy nhiên, nghiên cứu này chỉ xem xét GPR và hai biến vĩ mô, chưa lồng ghép EPU hay FSI, nên chưa phản ánh đầy đủ các kênh truyền dẫn rủi ro toàn cầu. Mở rộng quy mô phân tích, Cao và Vo (2025) đã sử dụng mô hình VAR tham số biến đổi theo thời gian kết hợp phân tích liên kết theo tần suất (time-varying parameter VAR with frequency connectedness) trên dữ liệu giai đoạn 2000-2023. Họ phát hiện cú sốc EPU toàn cầu đóng góp khoảng 42% vào biến động thị trường Việt Nam, cao gấp đôi đóng góp của GPR với 19%. Mặc dù cả EPU và GPR đều có tác động dài hạn lên mức lợi suất trung bình, thị trường trong nước thường chịu ảnh hưởng ngắn hạn rõ nét hơn, nhất là vào các đợt bùng phát bất định chính sách như trong đại dịch COVID-19. Ngược lại, tác động của rủi ro địa chính trị toàn cầu (GPR) lên thị trường đạt đỉnh khi xung đột Nga-Ukraine bùng nổ. Công trình này đã lấp đầy khoảng trống về cách rủi ro vĩ mô toàn cầu truyền vào thị trường Việt Nam, nhưng vẫn bỏ qua yếu tố bất định chính sách trong nước do thiếu dữ liệu đồng thời

chưa thể đánh giá rủi ro nội địa có tương tác hay khuếch đại tác động từ bên ngoài hay không. Dẫu vậy, nhờ làm rõ cơ chế lan tỏa rủi ro toàn cầu vào một thị trường mới nổi ở châu Á, công trình đã mở đường cho các phân tích sâu hơn, kết hợp cả EPU, GPR và FSI trong bối cảnh Việt Nam.

Tại khu vực Châu Á, các nghiên cứu thực nghiệm đã xác lập những kết quả tương đồng đối với ảnh hưởng của bất định chính sách và rủi ro địa chính trị toàn cầu lên hiệu suất thị trường cổ phiếu. Cụ thể, Tran & Võ (2023) đã khảo sát 11 thị trường chứng khoán khu vực Châu Á-Thái Bình Dương giai đoạn 1985-2022 bằng phương pháp ARDL phi tuyến để làm rõ tác động không đối xứng của EPU và GPR từ Hoa Kỳ so với các chỉ số trong nước. Kết quả cho thấy cú sốc EPU và GPR Mỹ, cùng biến động toàn cầu (VIX, SKEW), đều ảnh hưởng đáng kể đến lợi suất cổ phiếu, trong khi GPR nội địa chỉ đóng vai trò hạn chế. Đáng chú ý, cú sốc EPU Mỹ có ảnh hưởng vượt trội hơn GPR, cho thấy các thị trường mới nổi trong khu vực đặc biệt nhạy cảm với biến động chính sách nền kinh tế lớn nhất thế giới. Những phát hiện này tương đồng với Sum (2012), theo đó tăng EPU Mỹ làm giảm lợi suất cổ phiếu tại một số quốc gia ASEAN, và với Christou et al. (2017) khi sử dụng Bayesian panel VAR chứng minh cú sốc EPU Mỹ kéo tụt hiệu quả thị trường vùng vành đai Thái Bình Dương. Kannadhasan & Das (2020) tiếp tục cho thấy qua hồi quy phân vị, EPU duy trì ảnh hưởng âm ổn định trên mọi phân vị lợi suất, trong khi ảnh hưởng của GPR chỉ âm ở các phân vị thấp và đôi khi dương ở các phân vị cao, phản ánh hiệu ứng tích cực tiềm ẩn của một số tin tức địa chính trị nhất định trong giai đoạn thị trường tăng trưởng mạnh.

Ngoài khu vực châu Á, nhiều nghiên cứu tại các thị trường mới nổi và đang phát triển khác đã làm sáng tỏ tác động của GPR, EPU và căng thẳng tài chính lên lợi suất chứng khoán. Korsah & Mensah (2024) là công trình đầu tiên khảo sát đồng thời GPR, EPU và FSI tại bảy sàn châu Phi (2007-2023) bằng Quantile VAR (QVAR), và phát hiện mức độ kết nối cú sốc tăng mạnh trong giai đoạn thị trường cực đoan. Đáng chú ý, FSI chi phối tác động lên lợi suất cổ phiếu trong điều kiện thị trường bình thường và đi lên, trong khi GPR chủ yếu gia tăng rủi ro trong các kịch bản suy giảm mạnh. Họ cũng nhận thấy sự khác biệt giữa các quốc gia: ví dụ, Ai Cập và Kenya thường “hứng chịu” cú sốc hơn là phát tán, cho thấy mức độ dễ tổn thương cao hơn. Asafo-Adjei et al. (2020) dùng phân tích cộng hưởng sóng (wavelet coherence) tại tám thị trường châu Phi và xác nhận EPU liên kết tiêu cực với lợi suất dài hạn nhưng có tác dụng che chắn ngắn hạn. Hoque & Zaidi (2020) chỉ ra phản ứng thị trường Trung Đông và Châu Phi với GPR phụ thuộc vào “chế độ” biến động nội tại, với tác động tiêu cực mạnh hơn khi độ biến động cao. Das et al. (2019) dùng kiểm định nhân quả phi tham số trong các quantile cho 24 nền kinh tế mới nổi, kết luận EPU có sức mạnh dự báo lợi suất bền vững hơn GPR và FSI, dù cả ba đều liên hệ âm chặt chẽ với lợi suất, đặc biệt trong giai đoạn thị trường bất ổn. Tại nhóm BRICS, Balcilar et al. (2018) và Rawat & Arif (2018) khẳng định GPR gia tăng làm độ biến động cổ phiếu tăng cao hơn là làm giảm trung bình lợi suất, với Trung Quốc và Ấn Độ tương đối kiên cường trong khi Brazil và Nga dễ tổn thương hơn.

Trước đó, Asafo-Adjei et al. (2020) đã sử dụng phân tích cộng hưởng sóng (wavelet coherence) để nghiên cứu mối quan hệ đồng dịch của EPU và lợi suất cổ phiếu tại tám thị trường châu Phi, và nhận thấy EPU liên kết tiêu cực với lợi suất dài hạn nhưng có tính che chắn nhất định trong

ngắn-trung hạn. Hoạt động nghiên cứu về GPR trong khu vực này và Trung Đông còn khá hạn chế, nhưng Hoque & Zaidi (2020) chỉ ra rằng phản ứng của từng thị trường phụ thuộc vào “chế độ” biến động nội tại: trong các giai đoạn bất ổn chính trị toàn cầu, tác động tiêu cực của GPR lên cổ phiếu càng mạnh khi độ biến động thị trường càng cao. Das et al. (2019) mở rộng phân tích cho 24 nền kinh tế mới nổi, sử dụng kiểm định nhân quả phi tham số trong các quantile, và kết luận rằng EPU nói chung có sức mạnh dự báo lợi suất bền vững hơn GPR hay FSI, mặc dù cả ba chỉ số đều cho thấy mối liên hệ âm với lợi suất, mạnh nhất là trong các giai đoạn thị trường bất ổn. Các nghiên cứu khác trên nhóm BRICS (Balcilar et al., 2018; Rawat & Arif, 2018) cũng khẳng định GPR gia tăng khiến độ biến động cổ phiếu tăng cao hơn là làm giảm trung bình lợi suất, dù mức độ khác nhau giữa từng nước: Trung Quốc và Ấn Độ tương đối kiên cường, trong khi Brazil và Nga dễ bị tổn thương hơn.

Tại các nền kinh tế tiên tiến, Balcilar et al. (2016) khảo sát G7 và ghi nhận GPR gia tăng liên tục gắn với lợi suất cổ phiếu giảm và độ biến động tăng, đặc biệt tại Anh và Nhật. Ở Hoa Kỳ, Brogaard & Detzel (2015) chứng minh EPU cao dự báo lợi suất tương lai thấp hơn khi nhà đầu tư yêu cầu premium cho bất ổn, trong khi Smales (2021) cho rằng GPR toàn cầu làm giảm giá cổ phiếu Mỹ nhưng chỉ ảnh hưởng nhẹ đến độ biến động bởi thị trường này chủ yếu chịu chi phối bởi VIX và chênh lệch tín dụng. Clance et al. (2019) phát hiện cú sốc GPR tại 17 nền kinh tế phát triển từ năm 1900 làm tăng xác suất suy thoái, gián tiếp kéo cổ phiếu đi xuống, Caldara & Iacoviello (2022) lập luận GPR cao kìm hãm tăng trưởng GDP và năng suất, ảnh hưởng tiêu cực lên thị trường vốn; Sum (2012b) chứng minh EPU EU và Mỹ leo thang làm chỉ số chứng khoán châu Âu giảm. Pastor & Veronesi (2013) chỉ ra nếu chính phủ phản ứng bằng gói kích thích mạnh, quá trình “giải tỏa” bất ổn có thể tạm thời hỗ trợ giá cổ phiếu, cho thấy tác động ròng của bất ổn ở thị trường phát triển còn phụ thuộc vào chính sách đáp ứng.

Mặc dù cơ chế và quy mô khác nhau giữa các nhóm thị trường, kết quả nghiên cứu nhất quán cho thấy: mức bất ổn chính sách và địa chính trị cao thường song hành với lợi suất cổ phiếu thấp hơn và yêu cầu “risk premium” cao hơn. Thị trường mới nổi dễ chịu tác động mạnh mẽ và phản ứng phi tuyến, trong khi thị trường phát triển tuy được đệm bởi vai trò trú ẩn của USD, trái phiếu Chính phủ và năng lực can thiệp chính sách, vẫn không tránh khỏi xu hướng này.

### **2.3 Xây dựng giả thuyết nghiên cứu**

Xuất phát từ mô hình hồi quy đa biến và các lý thuyết nền tảng đã trình bày, phần này xây dựng các giả thuyết kiểm định mối quan hệ giữa các yếu tố vĩ mô chủ chốt và lợi suất VN-Index. Mỗi giả thuyết dựa trên khung lý thuyết tương ứng và được củng cố bởi bằng chứng thực nghiệm, đồng thời nhấn mạnh khoảng trống nghiên cứu tại thị trường Việt Nam.

Theo Arbitrage Pricing Theory (Ross, 1976), lợi suất kỳ vọng của tài sản phản ánh tổ hợp các yếu tố rủi ro hệ thống không thể đa dạng hóa. Khi rủi ro địa chính trị (GPR) gia tăng, nhà đầu tư đòi hỏi mức bù đắp rủi ro cao hơn, gây áp lực hạ giá cổ phiếu. Đồng thời, khung tài chính hành vi với hiện tượng “flight-to-quality” cho thấy bất ổn địa chính trị sẽ thúc đẩy nhà đầu tư di chuyển dòng vốn từ cổ phiếu sang tài sản an toàn, làm giảm lợi suất cổ phiếu (Caldara & Iacoviello, 2022; Shiller, 1981). Các nghiên cứu gần đây cũng ghi nhận quan hệ nghịch chiều

giữa GPR và lợi nhuận cổ phiếu ở cả thị trường phát triển và mới nổi (Balcilar et al., 2018; Korsah & Mensah, 2024). Tuy nhiên, tại Việt Nam vẫn thiếu các kiểm định trực tiếp về GPR với dữ liệu cập nhật giai đoạn 2015-2024.

*H1: Khi chỉ số rủi ro địa chính trị tăng, lợi suất VN-Index giảm*

Lý thuyết Real Options nhấn mạnh rằng bất định chính sách kinh tế (EPU) làm gia tăng giá trị “quyền chọn chờ đợi” và chi phí điều chỉnh dự án, khiến doanh nghiệp trì hoãn đầu tư, suy giảm dòng tiền và kéo giảm định giá cổ phiếu (Bernanke, 1983; Dixit & Pindyck, 1994). Chỉ số EPU do Baker, Bloom & Davis (2016) xây dựng đã chứng minh mối quan hệ âm giữa mức độ bất định chính sách và lợi suất cổ phiếu ở nhiều nền kinh tế. Tại Việt Nam, các nghiên cứu hiện hữu (Cao & Võ, 2025; Nguyễn et al., 2025) mới chỉ xem xét EPU ngoại sinh, chưa đánh giá đầy đủ tác động của EPU toàn cầu và nội địa lên VN-Index.

*H2: Khi chỉ số bất định chính sách kinh tế tăng, lợi suất VN-Index giảm*

Theo cơ chế Financial Accelerator (Bernanke & Gertler, 1989), căng thẳng tài chính (FSI) biểu thị điều kiện tín dụng thắt chặt, khiến doanh nghiệp và nhà đầu tư khó tiếp cận vốn, chi phí đi vay tăng, kéo theo giảm đầu tư và lợi nhuận. Chỉ số FSI tổng hợp đã được Zhang & Li (2022) và Das et al. (2019) chứng minh khả năng dự báo tiêu cực lên lợi suất cổ phiếu. Nghiên cứu tại châu Phi (Korsah & Mensah, 2024) cũng cho thấy FSI có ảnh hưởng mạnh nhất trong điều kiện thị trường bình thường và tăng giá, nhấn mạnh tầm quan trọng của kênh tín dụng. Tại Việt Nam, tác động của FSI vẫn chưa được phân tích đồng thời cùng GPR và EPU.

*H3: Khi chỉ số căng thẳng tài chính tăng, lợi suất VN-Index giảm*

### **3. Phương pháp luận**

#### **3.1 Dữ liệu**

Toàn bộ dữ liệu nghiên cứu là dữ liệu thứ cấp, quan sát định kỳ hàng tháng trong giai đoạn từ tháng 4/2015 đến tháng 11/2024, bao gồm sáu biến: lợi suất hàng tháng của VN-Index, lợi suất logarit hàng tháng của tỷ giá VND/USD, lãi suất trái phiếu chính phủ Việt Nam kỳ hạn một năm, Chỉ số Rủi ro Địa chính trị (GPR), Chỉ số Bất định Chính sách Kinh tế (EPU) và Chỉ số Căng thẳng Tài chính (FS). Cụ thể, giá đóng cửa của VN-Index, tỷ giá giao ngay VND/USD và lãi suất trái phiếu chính phủ kỳ hạn một năm được thu thập từ Investing.com. Hai chỉ số GPR và EPU được trích xuất từ PolicyUncertainty.com còn chỉ số FS được lấy từ trang Financial Research (<https://www.financialresearch.gov/financial-stress-index>). Lợi suất thị trường được tính theo hiệu logarit giá đóng cửa liên tiếp, trong khi các chỉ số vĩ mô được sử dụng trực tiếp hoặc chuyển đổi sao cho phù hợp với yêu cầu về tính dừng trong phân tích chuỗi thời gian.



Biến	Mô tả biến	Công thức
returns	Lợi suất hàng tháng của chỉ số VN-Index, phản ánh biến động % giá trị thị trường chứng khoán Việt Nam	$\log\left(\frac{VN\ Stock\ Index_t}{VN\ Stock\ Index_{t-1}}\right)$
GPR	Chỉ số Rủi ro Địa chính trị hàng tháng, đo lường mức độ bất ổn chính trị-quân sự toàn cầu	
EPU	Chỉ số Bất định Chính sách Kinh tế hàng tháng, đo lường độ “mơ hồ” trong các quy định-vĩ mô	
FS	Chỉ số Căng thẳng Tài chính hàng tháng, tổng hợp biến động tín dụng, lãi suất và thanh khoản	
RE	Lợi suất hàng tháng của tỷ giá VND/USD, phản ánh % biến động của tỷ giá hối đoái	$\log\left(\frac{Exchange\ Rate_t}{Exchange\ Rate_{t-1}}\right)$
rftvn	Lợi suất trái phiếu Chính phủ Việt Nam kỳ hạn 1 năm (hàng tháng)	

Sự kết hợp giữa các chỉ báo thị trường và ba chỉ số rủi ro vĩ mô uy tín này cho phép thực hiện phân tích đa chiều, làm sáng tỏ cơ chế truyền dẫn cú sốc toàn cầu vào thị trường chứng khoán Việt Nam.

### 3.2 Mô hình thực nghiệm

Nghiên cứu nhằm làm rõ ảnh hưởng đồng thời của ba cú sốc vĩ mô – rủi ro địa chính trị (GPR), bất định chính sách kinh tế (EPU) và căng thẳng tài chính (FS) – lên lợi suất VN-Index, đồng thời kiểm soát hai yếu tố tài chính quan trọng là biến động tỷ giá (RE) và lợi suất trái phiếu chính phủ một năm (rftvn). Trên cơ sở lý thuyết APT, Real Options và Financial Accelerator, tác giả đề xuất mô hình hồi quy tuyến tính đa biến:

$$returns_t = \alpha + \beta_1 GPR_t + \beta_2 EPU_t + \beta_3 FS_t + \beta_4 RE_t + \beta_5 rftvn_t + \epsilon_t \quad (1)$$

- $returns_t$ : Lợi suất hàng tháng của VN-Index,  $\ln(VNIndex_t/VNIndex_{t-1})$ .
- $GPR_t$ ,  $EPU_t$ ,  $FS_t$ : Ba chỉ số cú sốc vĩ mô chính, lần lượt từ PolicyUncertainty.com (GPR, EPU) và OFR (FS).
- $RE_t$  và  $rftvn_t$ : Biến kiểm soát, lần lượt là lợi suất tỷ giá VND/USD và lợi suất trái phiếu chính phủ một năm, thu thập từ Investing.com.
- $\alpha$ : Hệ số chặn;  $\epsilon_t$ : Sai số ngẫu nhiên.
- $\beta_{1-3}$  kiểm định các giả thuyết H1–H3 (tác động âm của GPR, EPU, FS), trong khi  $\beta_{4-5}$  là các hệ số điều chỉnh cho ảnh hưởng của biến kiểm soát.

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính (OLS) cổ điển nhưng thay thế sai số chuẩn thông thường bằng ước lượng Newey-West HAC (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent). Cách tiếp cận này đồng thời hiệu chỉnh cả hiện tượng phương sai không đồng nhất và tự tương quan trong phần dư, từ đó nâng cao độ tin cậy cho các kiểm định t-test và F-test. Phương pháp Newey-West đặc biệt phù hợp với dữ liệu chuỗi thời gian tài chính vốn thường xuyên biến động không ổn định và phụ thuộc theo thời gian.

Ký hiệu	Biến	Đo lường	Kỳ vọng ( $\beta$ )
$return_t$	Lợi suất VN-Index	$ln\left(\frac{VNIndex_t}{VNIndex_{t-1}}\right)$	—
$GPR_t$	Rủi ro địa chính trị	Giá trị chỉ số GPR tháng t	$\beta_1 < 0$
$EPU_t$	Bất định chính sách kinh tế	Giá trị chỉ số EPU tháng t	$\beta_2 < 0$
$FS_t$	Căng thẳng tài chính	Giá trị chỉ số FS tháng t	$\beta_3 < 0$
$RE_t$	Lợi suất tỷ giá VND/USD	$ln\left(\frac{ER_t}{ER_{t-1}}\right)$	(kiểm soát)
$rfvn_t$	Lợi suất trái phiếu 1 năm	Lợi suất trái phiếu Chính phủ kỳ hạn một năm tháng t	(kiểm soát)

Model (1) không chỉ làm rõ mức độ tác động của các biến vĩ mô tới lợi suất VN-Index mà còn cho phép kiểm soát hiệu ứng từ biến tỷ giá và lãi suất trái phiếu. Kết quả ước lượng và kiểm định giả thuyết sẽ được trình bày chi tiết trong phần 4.2.

4. Kết quả

4.1. Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Dữ liệu trong nghiên cứu được thu thập từ tháng 3/2015 đến tháng 11/2024, cung cấp cái nhìn chi tiết về các yếu tố kinh tế vĩ mô ảnh hưởng đến thị trường chứng khoán Việt Nam.

Bảng

Thống kê mô tả các biến

<b>Biến</b>	<b>Giá trị nhỏ nhất</b>	<b>Giá trị lớn nhất</b>	<b>Trung bình</b>	<b>Trung vị</b>	<b>Độ lệch chuẩn</b>
$return_t$	-0.123	0.149	0.007	0.013	0.06
$GPR_t$	58.42	318.95	107.416	103.11	34.913
$RE_t$	-0.0423	0.0405	0.0014	0.0002	0.009
$rfvn_t$	0.00292	0.05157	0.02733	0.02758	0.015
$EPU_t$	101.82	418.615	211.15	203.02	62.708
$FS_t$	-4.0075	6.1226	-1.43	-1.7328	1.898

Bảng thống kê mô tả cho thấy lợi suất hàng tháng của VN-Index ( $return_t$ ) dao động mạnh, với giá trị nhỏ nhất là -0,123 và lớn nhất là 0,149, đồng thời có trung bình dương (+0,007) và trung vị cao hơn trung bình (+0,013), cho thấy xu hướng chung là tăng trưởng nhẹ nhưng kèm theo những đợt biến động biên độ lớn. Chỉ số Rủi ro Địa chính trị ( $GPR_t$ ) ghi nhận mức trung bình 107,146, trong khi giá trị tối thiểu và tối đa lần lượt là 58,42 và 318.95 phản ánh sự giao thoa giữa các giai đoạn ổn định và căng thẳng địa chính trị; độ lệch chuẩn cao (34.9) càng nhấn mạnh tính bất định của yếu tố này. Lợi suất tỷ giá VND/USD ( $RE_t$ ) tương đối ổn định với trung bình gần bằng 0,0014 và biên độ hẹp từ -0,042 đến 0,0405 trong khi lợi suất trái phiếu Chính phủ một năm ( $rfvn_t$ ) duy trì trung bình 0,02733 và biến động vừa phải. Chỉ số Bất định Chính sách Kinh tế toàn cầu ( $EPU_t$ ) có trung bình 211.15 với biên độ khá rộng (101,82-418.615), cho thấy lộ trình điều hành chính sách thường xuất hiện những đợt bất định đáng kể. Cuối cùng, chỉ số Căng thẳng Tài chính ( $FS_t$ ) trung bình ở mức -1,43, dao động từ -4,0075 đến 6,1226 và có độ lệch chuẩn 1,898 cho thấy phần lớn thời gian hệ thống tài chính chịu áp lực thắt chặt, nhưng vẫn có những giai đoạn giãn nở thanh khoản.

*Bảng Ma trận tương quan giữa các biến*

	$return_t$	$GPR_t$	$rfvn_t$	$RE_t$	$EPU_t$	$FS_t$
$return_t$	1					
$GPR_t$	-0.208	1				
$rfvn_t$	-0.001	0.006	1			
$RE_t$	-0.35	0.161	-0.005	1		
$EPU_t$	-0.03	-0.047	-0.438	-0.115	1	
$FS_t$	-0.271	0.224	0.258	0.107	0.326	1

Bảng ma trận tương quan hé lộ mối liên hệ nghịch giữa lợi suất VN-Index và bốn biến bất ổn vĩ mô: hệ số tương quan với GPR (-0,208), RE (-0,35), EPU (-0,03) và FS (-0,271) đều âm, cho thấy khi mức độ rủi ro địa chính trị, biến động tỷ giá, bất định chính sách kinh tế toàn cầu và căng thẳng tài chính gia tăng, lợi suất thị trường chứng khoán Việt Nam có xu hướng suy giảm. Những hệ số tương quan này phản ánh tính nhạy cảm cao của VN-Index ( $return_t$ ) trước các cú sốc vĩ mô.

## 4.2. Phân tích hồi quy

Trước hết, tác giả tiến hành kiểm định tính dừng (stationarity) với Augmented Dickey–Fuller cho toàn bộ chuỗi dữ liệu. Kết quả đạt được như sau:

Biến	ADF Statistic	5% Critical Value	Stationary?
$return_t$	-6.3955	-2.8800	Yes
$GPR_t$	-3.8256	-2.8800	Yes
$rfvn_t$	-1.9321	-2.8800	No
$EPU_t$	-3.1816	-2.8800	Yes
$RE_t$	-7.4071	-2.8800	Yes
$FS_t$	-2.4929	-2.8800	No

Kết quả cho thấy hai biến  $rfvn_t$  và  $FS_t$  chưa dừng. Do đó, cả hai đều được xử lý bằng lấy sai phân bậc nhất trước khi đưa vào mô hình. Việc đảm bảo tính dừng cho các biến là điều kiện tiên quyết để các ước lượng OLS không sinh ra quan hệ giả (spurious regression) trong phân tích chuỗi thời gian.

$rfvn\_diff$  ADF stat = -6.7539 5% CV = -2.8800 => Stationary

$FSt\_diff$  ADF stat = -8.0124 5% CV = -2.8800 => Stationary

Tiếp theo mô hình sau xử lý có dạng:

$$return_t = a + \beta_1 GPR_t + \beta_2 RE_t + \beta_3 rfvn\_diff + \beta_4 EPU_t + \beta_5 FSt\_diff + \varepsilon_t$$

được ước lượng bằng OLS với sai số chuẩn Newey–West HAC. Độ trễ tối ưu (lag\_opt) của phần dư được xác định theo quy tắc “rule-of-thumb”. Đảm bảo ước lượng sai số Newey–West điều chỉnh đồng thời cho tự tương quan và phương sai không đồng nhất, từ đó nâng cao độ tin cậy của kiểm định t-test và F-test.

$$lag\_opt = \left\lceil 4 \left( \frac{n}{100} \right)^{\frac{2}{9}} \right\rceil$$

*Bảng đánh giá các phương pháp kiểm định giả thiết hồi quy cơ bản*

Loại kiểm định	p-value	Kết luận
Kiểm định Breusch-Pagan	0.7155	Không bác bỏ $H_0$ : phần dư có phương sai đồng nhất.
Kiểm định Breusch-Godfrey (BG-Test)	0.9127	Không bác bỏ $H_0$ : không có dấu hiệu tự tương quan.
Kiểm định Ramsey RESET	0.4502	Không bác bỏ $H_0$ : mô hình không thiếu biến hay sai dạng.
Kiểm tra đa cộng tuyến (VIF)	Các hệ số VIF < 1.2	Không có đa cộng tuyến trong mô hình

Các kiểm định chẩn đoán cho thấy mô hình hồi quy tuân thủ đầy đủ các giả thiết cơ bản của phương pháp bình phương tối thiểu. Cụ thể, kiểm định Breusch-Pagan ( $p = 0,7155$ ) không bác bỏ giả thiết phương sai đồng nhất, cho thấy phần dư có phương sai không đổi; kiểm định Breusch-Godfrey ( $p = 0,9127$ ) xác nhận không có tự tương quan, đảm bảo tính độc lập của sai số; kiểm định Ramsey RESET ( $p = 0,4502$ ) khẳng định rằng dạng hàm tuyến tính đã chọn là đầy đủ, không thiếu biến bậc cao hay biến tương tác; đồng thời tất cả hệ số phóng đại phương sai (VIF) đều dưới 1,2, loại trừ nguy cơ đa cộng tuyến nghiêm trọng và đảm bảo độ ổn định của các ước lượng. Nhìn chung, những kết quả này chứng tỏ rằng mô hình OLS đã đáp ứng các giả thiết về phương sai không đổi, tính độc lập của sai số, dạng hàm đúng và tính trực giao giữa các biến giải thích, qua đó gia tăng độ tin cậy và tính vững chắc cho các kết quả thực nghiệm.

*Đánh giá kết quả ước lượng các hệ số hồi quy*

	Hệ số ước lượng	p – value
<b>Intercept</b>	8.39e-02	0.0002391
<b>GPR<sub>t</sub></b>	-4.19e-04	0.0238238
<b>RE<sub>t</sub></b>	-1.85e+00	0.0028429
<b>EPU<sub>t</sub></b>	-1.34e-04	0.0110089
<b>rfvn<sub>t_diff</sub></b>	6.88e-01	0.3274569
<b>FS<sub>t_diff</sub></b>	-2.16e-02	2.378e-06
<b>R<sup>2</sup></b>	0.2858	3.021e-06

--	--	--

Mô hình hồi quy đưa ra được mức độ phù hợp tương đối với dữ liệu, với hệ số R-squared đạt 0.2858, tức là khoảng 28.6% biến thiên của lợi suất VN-Index được giải thích bởi các biến giải thích trong mô hình. Giá trị Adjusted R-squared đạt 0.2494, phản ánh khả năng mô hình vẫn duy trì được độ phù hợp khi điều chỉnh theo số lượng biến độc lập. Kiểm định F với giá trị p-value là 3.021e-06 cho thấy mô hình có ý nghĩa thống kê tổng thể.

Kết quả hồi quy cho thấy các hệ số ước lượng gắn chặt với khung lý thuyết đã đề xuất. Cụ thể, chỉ số rủi ro địa chính trị (GPR) có hệ số âm và ý nghĩa thống kê ( $\beta_1 = -4,19 \times 10^{-4}$ ;  $p = 0,0238$ ), khẳng định giả thuyết H1 và phù hợp với lý thuyết định giá chênh lệch (APT) khi nhà đầu tư đòi hỏi risk premium cao hơn dưới tác động của cú sốc địa chính trị, đồng thời tương thích với cơ chế “flight-to-quality” trong tài chính hành vi (Shiller, 1981; Caldara & Iacoviello, 2022). Tương tự, bất định chính sách kinh tế (EPU) cũng thể hiện tác động tiêu cực rõ nét ( $\beta_4 = -1,34 \times 10^{-4}$ ;  $p = 0,0110$ ), ủng hộ giả thuyết H2 và lý thuyết Real-Options, theo đó môi trường chính sách bất ổn làm gia tăng chi phí hoãn đầu tư và giảm nhu cầu thị trường (Bernanke, 1983; Dixit & Pindyck, 1994). Biến động của chỉ số căng thẳng tài chính (FS), khi được xử lý dưới dạng sai phân bậc nhất (FS\_diff), cho kết quả hệ số âm mạnh ( $\beta_5 = -0,0216$ ;  $p < 0,001$ ), khẳng định giả thuyết H3 và cơ chế Financial Accelerator, trong đó tín dụng thắt chặt khiến dòng vốn rút khỏi cổ phiếu và giảm kỳ vọng lợi nhuận (Bernanke & Gertler, 1989; Zhang & Li, 2022). Ở chiều ngược lại, các biến kiểm soát cũng cho thấy ảnh hưởng có ý nghĩa: hệ số  $\beta_2 = -1,85$  ( $p = 0,0028$ ) của biến lợi suất tỷ giá (RE) hé lộ rằng biến động tỷ giá VND/USD mang tính bất lợi cho lợi suất VN-Index, phù hợp với góc nhìn APT về rủi ro vĩ mô khi chi phí nhập khẩu tăng và nhà đầu tư nước ngoài rút vốn. Ngược lại, chênh lệch lợi suất trái phiếu một năm (rfvn\_diff) không đạt ý nghĩa thống kê, gợi ý rằng kênh lãi suất nội địa trong giai đoạn này chưa thực sự tác động trực tiếp lên lợi suất thị trường chứng khoán Việt Nam.

## 5. Kết luận và khuyến nghị

### 5.1 Kết luận

Kết quả nghiên cứu cho thấy, trong giai đoạn từ tháng 3/2015 đến tháng 11/2024, ba cú sốc vĩ mô gồm rủi ro địa chính trị, bất định chính sách kinh tế và căng thẳng tài chính đều tác động tiêu cực, có ý nghĩa thống kê lên lợi suất VN-Index, ngay cả khi đã kiểm soát biến động tỷ giá VND/USD và chi phí vốn trái phiếu Chính phủ một năm. Cụ thể, hệ số âm của chỉ số GPR ủng hộ khung APT và cơ chế “flight-to-quality” khi nhà đầu tư đòi hỏi risk premium cao hơn dưới tác động của cú sốc địa chính trị; bất định chính sách kinh tế xác nhận lý thuyết Real-Options về hoãn đầu tư dưới sự mơ hồ chính sách; trong khi mức thắt chặt tín dụng đo bằng  $\Delta FS$  khớp với mô hình Financial Accelerator, cho thấy kênh tín dụng bị thu hẹp làm giảm kỳ vọng lợi nhuận cổ phiếu. Biến kiểm soát tỷ giá VND/USD tiếp tục có tác động bất lợi, phù hợp với giả thiết APT về rủi ro vĩ mô, còn chênh lệch lợi suất trái phiếu một năm không đạt ý nghĩa, gợi ý lãi suất ngắn hạn nội địa không phải là nhân tố chủ đạo chi phối VN-Index trong giai đoạn nghiên cứu. Những phát hiện này không chỉ khẳng định các giả thuyết H1–H3 mà còn bổ sung

bằng chứng thực nghiệm cho thị trường mới nổi Việt Nam, mở rộng kết quả của Huynh, Tran & Nguyen (2024) và Cao & Võ (2025) bằng việc tích hợp đồng thời cả ba chỉ số rủi ro toàn cầu vào một khung hồi quy duy nhất.

## 5.2 Khuyến nghị

Đối với nhà đầu tư, nghiên cứu khuyến cáo tích hợp các tài sản ít biến động như trái phiếu chính phủ và quỹ thị trường tiền tệ để đa dạng hóa danh mục, đồng thời cập nhật thường xuyên các chỉ số rủi ro địa chính trị, bất định chính sách và căng thẳng tài chính để điều chỉnh chiến lược kịp thời. Các công ty quản lý quỹ nên xây dựng kịch bản stress-test giả định GPR, EPU và FS tăng mạnh, từ đó dự trữ vốn bảo vệ và phát triển sản phẩm phái sinh liên kết với các chỉ số này nhằm đáp ứng nhu cầu phòng ngừa rủi ro vĩ mô cho khách hàng. Về phía cơ quan hoạch định chính sách, cần công bố rõ lộ trình điều hành chính sách tiền tệ và tài khóa, tăng cường minh bạch để giảm bất định và thiết lập hệ thống cảnh báo sớm dựa trên chỉ số FS và GPR, qua đó duy trì thanh khoản và ổn định thị trường tài chính.

## 5.3 Giới hạn và phương hướng phát triển của nghiên cứu

Nghiên cứu này, mặc dù đã làm sáng tỏ tác động đồng thời của rủi ro địa chính trị, bất định chính sách và căng thẳng tài chính lên lợi suất VN-Index, vẫn còn một số hạn chế cần lưu ý. Thứ nhất, bộ dữ liệu chỉ giới hạn trong giai đoạn 2015-2024, chưa bao quát đủ các chu kỳ kinh tế dài hạn và những khủng hoảng mang tính cấu trúc như năm 2008. Do đó, các kết quả có thể chưa phản ánh đầy đủ tính bền vững và tính khái quát hóa của mối quan hệ giữa các chỉ số vĩ mô và thị trường chứng khoán. Thứ hai, mô hình hồi quy OLS được áp dụng giả định tuyến tính và ổn định theo thời gian, trong khi các thị trường mới nổi như Việt Nam thường thể hiện các hiệu ứng phi tuyến và thay đổi theo “chế độ” kinh tế-chính trị. Vì vậy, các nghiên cứu tiếp theo nên cân nhắc sử dụng các phương pháp linh hoạt hơn như mô hình tham số thay đổi theo thời gian (TVP-VAR), mô hình chuyển đổi chế độ (regime-switching) hay các kỹ thuật học máy để nắm bắt động lực phức tạp của thị trường. Cuối cùng, việc dùng các chỉ số tổng hợp GPR, EPU và FS tuy tiện lợi nhưng tiềm ẩn nguy cơ che lấp sự khác biệt giữa các thành phần cấu thành; hướng nghiên cứu tương lai có thể phân tích sâu hơn từng thành phần con (ví dụ: các yếu tố tín dụng cụ thể trong FSI, phân loại các dạng bất định chính sách) hoặc phát triển chỉ số địa phương hóa, phù hợp hơn với đặc thù kinh tế-chính trị Việt Nam. Việc khắc phục những hạn chế này sẽ góp phần hoàn thiện khung phân tích và nâng cao độ chính xác trong dự báo biến động của thị trường chứng khoán Việt Nam trước các cú sốc vĩ mô.

## Tài liệu tham khảo

1. 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>
2. Balciar, M., Bekiros, S., Gupta, R., & Papadamou, S. (2018). Geopolitical risks and stock market dynamics of the BRICS. *European Journal of Finance*, 24(4), 333–346. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2017.1417923>
3. Balciar, M., Ozdemir, Z. A., & Arslan, S. (2016). Terror attacks and stock-market fluctuations: Evidence based on a nonparametric causality-in-quantiles test for the G7

countries. *European Journal of Finance*, 24(4), 333–346.

<https://doi.org/10.1080/1351847X.2016.1239586>

4. Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85–106. <https://doi.org/10.2307/1885561>
5. Brogaard, J., & Detzel, A. (2015). The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty. *Management Science*, 61(1), 3–18. <http://www.jstor.org/stable/24551068>
6. Caldara, D., & Iacoviello, M. (2022). Measuring geopolitical risk. *American Economic Review*, 112(4), 1194–1225. <https://doi.org/10.1257/aer.20191823>
7. Cao, P. T. H., & Vo, D. H. (2025). Market responses to geopolitical risk and economic policy uncertainty: Evidence from Vietnam. *Heliyon*, 11(4), e42703. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2025.e42703>
8. Christou, C., Cunado, J., Gupta, R., & Hassapis, C. (2017). Economic policy uncertainty and stock market returns in Pacific-Rim countries: Evidence based on a Bayesian panel VAR model. *Journal of Multinational Financial Management*, 40, 92–102. <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2017.03.001>
9. Clance, M. C., Gupta, R., & Wohar, M. E. (2019). Geopolitical risks and recessions in a panel of advanced economies: Evidence from over a century of data. *Applied Economics Letters*, 26(16), 1317–1321. <https://doi.org/10.1080/13504851.2019.1592168>
10. Das, D., Kannadhasan, M., & Bhattacharyya, M. (2019). Do the emerging stock markets react to international economic policy uncertainty, geopolitical risk and financial stress alike? *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 1–19. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.11.002>
11. Holló, D., Kremer, M., & Lo Duca, M. (2012). CISS – A composite indicator of systemic stress in the financial system (ECB Working Paper No. 1426). European Central Bank. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1426.pdf>
12. Hoque, M. E., & Zaidi, M. A. S. (2020). Impacts of global economic policy uncertainty on emerging stock markets: Evidence from linear and non-linear models. *Prague Economic Papers*, 29(1), 53–66. <https://doi.org/10.18267/j.pep.752>
13. Huynh, T. N., & Nguyen, D. (2024). Geopolitical risk and its impact on stock market returns: A case study of Vietnam. *[Journal Name]*.
14. Kannadhasan, M., & Das, D. (2020). Do Asian emerging stock markets react to international economic policy uncertainty and geopolitical risk alike? A quantile regression approach. *Finance Research Letters*, 34, 101276. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101276>
15. Korsah, R. A., & Mensah, M. (2023). Geopolitical risk, economic policy uncertainty, financial stress and stock returns nexus: Evidence from African stock markets. *Journal of Capital Markets Studies*, 8(1), 25–42. <https://ideas.repec.org/a/eme/jcmspp/jcms-08-2023-0031.html>
16. Monin, P. (2019). The OFR financial stress index. *Risks*, 7(1), 25. <https://doi.org/10.3390/risks7010025>
17. Nguyen, T., Pham, M., Tran, T., & Tran, A. (2025). Impacts of global economic policy uncertainty on the Vietnamese stock market: New evidence. *International Journal of Social Science and Human Research*, 8(3), 27–39. <https://doi.org/10.47191/ijsshr/v8-i3-27>
18. Pastor, L., & Veronesi, P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. *Journal of Finance*, 67(4), 1219–1264. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01736.x>
19. Rawat, D., & Arif, A. (2018). Does geopolitical risk drive equity price returns of BRIC economies? Evidence from quantile on quantile estimations. *Journal of Finance and*



- Economics Research*, 3(2), 24–36. Retrieved from <https://ideas.repec.org/a/gei/jnlfer/v3y2018i2p24-36.html>
20. Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13(3), 341–360. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6)
  21. Shiller, R. J. (1981). Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *American Economic Review*, 71(3), 421–436. <https://www.aeaweb.org/aer/top20/71.3.421-436.pdf>
  22. Smales, L. A. (2021). Geopolitical risk and volatility spillovers in oil and stock markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 80, 358–366. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.03.008>
  23. Sum, V. (2012). Does economic policy uncertainty in the United States affect stock market performance in Europe? *SSRN*. <https://ssrn.com/abstract=2089615>
  24. Sum, V. (2013). The ASEAN stock market performance and economic policy uncertainty in the United States. *Economic Papers: A Journal of Applied Economics and Policy*, 32(4), 512–521. <https://doi.org/10.1111/1759-3441.12033>
  25. Tran, M. P. B., & Vo, D. H. (2023). Asia-Pacific stock market return and volatility in the uncertain world: Evidence from the nonlinear autoregressive distributed lag approach. *PLOS ONE*, 18(5), e0285279. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0285279>
  26. Zhang, D., & Li, B. (2022). What can we learn from financial stress indicator? *Finance Research Letters*, 50, 103293. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.103293>

## **Mục lục**

# 1. Cài đặt & load packages (chạy một lần nếu chưa có)

```
library(readxl)
library(dplyr)
library(urca)
library(lmtest)
library(sandwich)
library(zoo)
```

# 2. Đọc dữ liệu và chuẩn hóa tên cột

```
df_raw <- read_excel(
  "Final_dataset_with_vnindex (5).xlsx"
)
```

# 3. Chuyển month\_year thành Date, sắp xếp, loại NA cơ bản

```
df <- df_raw %>%
  mutate(date = as.Date(month_year, format = "%m/%d/%y")) %>%
  arrange(date) %>%
  filter(!is.na(return), !is.na(RE))
```

# 4. Thống kê mô tả:

```
cat("Descriptive Statistics:\n")
# Chọn các cột số
numeric_columns <- df %>%
  select(where(is.numeric))
```

```

# Tính toán thống kê mô tả cho tất cả các cột số
summary_stats <- sapply(numeric_columns, function(x) {
  c(
    Min = min(x, na.rm = TRUE),
    Max = max(x, na.rm = TRUE),
    Mean = mean(x, na.rm = TRUE),
    Median = median(x, na.rm = TRUE),
    SD = sd(x, na.rm = TRUE)
  )
})

# Chuyển kết quả thành data frame để dễ nhìn
summary_stats_df <- as.data.frame(t(summary_stats))

# Hiển thị kết quả
print(summary_stats_df)

# Tính toán ma trận tương quan
correlation_matrix <- cor(numeric_columns, use = "complete.obs")

# Hiển thị ma trận tương quan
print(correlation_matrix)

# 5. Loại outlier: giữ mọi numeric có  $|z| \leq 3$ 
num_cols <- df %>% select(where(is.numeric)) %>% names()
df <- df %>%
  filter(if_all(all_of(num_cols), ~ abs((. - mean(., na.rm=TRUE)) / sd(., na.rm=TRUE)) <= 3))

# 6. Chỉ ADF để phân loại stationary vs non-stationary
vars <- c("return", "GPR", "rfvn", "EPU", "RE", "FS")
stationary <- character()
non_stat <- character()

for(col in vars){
  x <- na.omit(df[[col]])
  if(length(x) < 5){
    warning(sprintf("Skip %s: too few obs", col))
    next
  }
  adf <- ur.df(x, type = "drift", selectlags = "AIC")
  # Lấy ADF statistic và critical value 5%
  stat_val <- as.numeric(adf@teststat[1])
  crit_val <- as.numeric(adf@cval[1, "5pct"])
  is_stat <- if (!is.na(stat_val) && !is.na(crit_val)) stat_val < crit_val else FALSE

  cat(sprintf("%-16s ADF stat= %7.4f  5%% CV= %7.4f  Stationary? %s\n",

```

```

col, stat_val, crit_val, ifelse(is_stat,"Yes","No"))))

if(is_stat) stationary <- c(stationary, col)
else      non_stat  <- c(non_stat, col)
}

cat("\nStationary:  ", paste(stationary, collapse = ", "), "\n")
cat("Non-stationary:", paste(non_stat,  collapse = ", "), "\n\n")

# 7. Tạo sai phân cho biến non-stationary và loại NA
for(col in non_stat){
  df[[paste0(col, "_diff")]] <- c(NA, diff(df[[col]]))
}
# Xóa hàng có NA mới sinh
diff_cols <- paste0(non_stat, "_diff")
df <- df %>% filter(if_all(all_of(diff_cols), ~ !is.na(.)))

# 8. Kiểm tra lại các chuỗi dừng đã sai phân
for(col in diff_cols){
  x <- df[[col]]
  # đảm bảo không có NA
  x <- na.omit(x)
  if(length(x) < 5){
    cat(sprintf("%-20s: too few obs, skip\n", col))
    next
  }
  adf <- ur.df(x, type = "drift", selectlags = "AIC")
  stat_val <- as.numeric(adf@teststat[1])      # ADF statistic
  crit_val <- as.numeric(adf@cval[1, "5pct"])  # 5% critical value
  is_stat <- stat_val < crit_val
  cat(sprintf(
    "%-20s ADF stat = %7.4f  5%% CV = %7.4f  => %s\n",
    col, stat_val, crit_val, ifelse(is_stat, "Stationary", "Non-stationary")
  ))
}

# 9. Công thức hồi quy
formula <- return ~
  GPR + RE + EPU + rfvn_diff + FS_diff

# 10. Ước lượng OLS
ols <- lm(formula, data = df)

# 11. Tính lag HAC rule-of-thumb
n      <- length(residuals(ols))
lag_opt <- floor(4 * (n / 100)^(2/9))
cat("Optimal HAC lag:", lag_opt, "\n\n")

```

```
# 12. In kết quả Newey–West HAC
cat("\n--- OLS với Newey–West HAC (lag =", lag_opt, ") ---\n")
print(coeftest(ols, vcov = NeweyWest(ols, lag = lag_opt, prewhite = FALSE)))
> print(coeftest(ols, vcov = NeweyWest(ols, lag = lag_opt, prewhite = FALSE)))
```

t test of coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )	
(Intercept)	8.3857e-02	2.1986e-02	3.8141	0.0002391	***
GPR	-4.1901e-04	1.8252e-04	-2.2957	0.0238238	*
RE	-1.8542e+00	6.0567e-01	-3.0614	0.0028429	**
EPU	-1.3454e-04	5.1913e-05	-2.5917	0.0110089	*
rftn_diff	6.8819e-01	6.9926e-01	0.9842	0.3274569	
FS_diff	-2.1576e-02	4.3036e-03	-5.0134	2.378e-06	***

---  
Signif. codes: 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```
# 13. Kiểm định BP-Test (Breusch-Pagan Test) - kiểm tra tính đồng nhất của phương sai
bp_test <- bptest(ols)
cat("\n--- Breusch-Pagan Test ---\n")
print(bp_test)
```

```
# 14. Kiểm định BG-Test (Breusch-Godfrey Test) - kiểm tra sự tự tương quan trong phần dư
bg_test <- bgtest(ols)
cat("\n--- Breusch-Godfrey Test ---\n")
print(bg_test)
```

```
# 15. Kiểm định Ramsey RESET - kiểm tra sự phù hợp của mô hình
reset_test <- resettest(ols)
cat("\n--- Ramsey RESET Test ---\n")
print(reset_test)
```

```
# 16. Kiểm tra đa cộng tuyến (VIF)
vif_result <- vif(ols)
cat("\n--- Variance Inflation Factor (VIF) ---\n")
print(vif_result)
```

```
# 17. Kiểm định Shapiro-Wilk - kiểm tra tính chuẩn của phần dư
shapiro_test <- shapiro.test(residuals(ols))
cat("\n--- Shapiro-Wilk Test ---\n")
print(shapiro_test)
```