

Tác động của bất định chính sách kinh tế đến biến động thị trường chứng khoán Việt Nam: Bằng chứng từ chỉ số EPU nội địa qua phương pháp ML-LLM và ARDL

Trần Việt Dũng, Trương Hoàng Diệp Hương
Học viện Ngân hàng, Việt Nam

Ngày nhận: 04/03/2026

Ngày nhận bản sửa: 06/04/2026

Ngày duyệt đăng: 09/04/2026

Tóm tắt: Nghiên cứu này phân tích thực nghiệm tác động của bất định chính sách kinh tế (EPU) tới mức độ rủi ro và biến động của thị trường chứng khoán Việt Nam (được đo lường thông qua chỉ số VN-Index) trong giai đoạn 2008-2025. Bằng cách ứng dụng kỹ thuật Machine Learning (thuật toán Logistic Regression) trên tập dữ liệu văn bản từ gần 500.000 bài báo kinh tế, nhóm nghiên cứu đã xây dựng chỉ số EPU nội địa cho Việt Nam. Sử dụng mô hình ARDL và NARDL, kết quả nghiên cứu gợi ý sự tồn tại của mối quan hệ đồng liên kết dài hạn bền vững giữa EPU và biến động VN-Index. Đặc biệt, nghiên cứu chỉ ra tính bất đối xứng trong phản ứng của thị trường, khi các cú sốc gia

The impact of economic policy uncertainty on Vietnam's Stock Market volatility: Evidence from a Domestic EPU Index constructed via a Hybrid ML-LLM approach and ARDL models

Abstract: This study empirically investigates the impact of Economic Policy Uncertainty (EPU) on the volatility of the Vietnamese stock market, measured by the VN-Index, over the period 2008- 2025. By applying a Hybrid Machine Learning approach, combining a Logistic Regression classifier with Large Language Model (LLM)-assisted labelling, to a textual dataset of nearly 500,000 Vietnamese-language economic news articles, a domestic EPU index for Viet Nam was constructed. Employing ARDL and NARDL models, the empirical results suggest the existence of a robust long-run cointegrating relationship between EPU and VN-Index volatility. Notably, the findings reveal significant asymmetric market responses, whereby positive EPU shocks, representing increased policy uncertainty (bad news), amplify market volatility considerably more than the dampening effect produced by negative EPU shocks representing reduced uncertainty (good news). These results underscore the importance of transparent and consistent policy communication in stabilizing investor sentiment and mitigating systemic risk in the Vietnamese equity market.

Keywords: Economic Policy Uncertainty (EPU), Stock Market Volatility, ARDL, NARDL, Machine Learning

Link Doi: <https://doi.org/10.59276/JELB.2026.04.3189>

Tran Viet Dung¹, Truong Hoang Diep Huong²

Email: dungtv@hvn.edu.vn¹, huongthd@hvn.edu.vn²

Organization of all: Banking Academy of Vietnam

Tác động của bất định chính sách kinh tế đến biến động thị trường chứng khoán Việt Nam:
 Bảng chứng từ chỉ số EPU nội địa qua phương pháp ML-LLM và ARDL

tăng bất định chính sách (tin xấu) làm gia tăng biên độ biến động thị trường mạnh mẽ hơn đáng kể so với hiệu ứng giảm biến động từ các cú sốc ổn định chính sách (tin tốt). Kết quả này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc minh bạch hóa lộ trình chính sách nhằm ổn định tâm lý nhà đầu tư và giảm thiểu rủi ro hệ thống tại thị trường chứng khoán Việt Nam.

Từ khóa: *Biến động chính sách kinh tế (EPU), Biến động thị trường chứng khoán, ARDL, NARDL, Học máy*

Trích dẫn: Trần Việt Dũng, & Trương Hoàng Diệp Hương. (2026). Tác động của bất định chính sách kinh tế đến biến động thị trường chứng khoán Việt Nam: Bảng chứng từ chỉ số EPU nội địa qua phương pháp ML-LLM và ARDL. *Tạp chí Kinh tế - Luật và Ngân hàng*, 28(4), 31-46. <https://doi.org/10.59276/JELB.2026.04.3189>

1. Giới thiệu

Trong lý thuyết tài chính hiện đại, thông tin đóng vai trò trung tâm trong việc hình thành giá trị tài sản và kỳ vọng của nhà đầu tư. Theo Baker và cộng sự (2016), bất định chính sách kinh tế (Economic Policy Uncertainty- EPU) không chỉ phản ánh sự thay đổi chính sách mà còn đại diện cho trạng thái không chắc chắn về các quyết định điều hành trong tương lai. Theo lý thuyết lựa chọn thực tế (Real Options Theory), sự bất định này có thể dẫn đến xu hướng trì hoãn quyết định đầu tư của doanh nghiệp và nhà đầu tư, từ đó làm giảm tính thanh khoản và gia tăng biến động trên thị trường tài chính (Baker và cộng sự, 2016; Gulen & Ion, 2016).

Đối với các nền kinh tế đang chuyển đổi như Việt Nam, thị trường chứng khoán thường nhạy cảm hơn đáng kể trước các tín hiệu chính sách so với thị trường phát triển (Claessens và cộng sự, 2001). Đặc điểm này xuất phát từ cấu trúc thị trường nơi nhà đầu tư cá nhân chiếm tỷ trọng lớn, dễ bị ảnh hưởng bởi tâm lý đám đông và bất cân xứng thông tin. Các cú sốc toàn cầu gần đây đã làm nổi bật vai trò của EPU như một kênh truyền dẫn rủi ro ngoại sinh, khi áp lực từ thị trường quốc tế thúc đẩy các

điều chỉnh trong chính sách kinh tế nội địa (Baker và cộng sự, 2020; Bloom, 2014).

Hiện nay EPU được đo lường rộng rãi bằng phương pháp dựa trên tần suất đưa tin của báo chí trong văn liệu quốc tế, nhưng một chỉ số EPU chuẩn hóa cho Việt Nam, phản ánh trực tiếp thông tin tiếng Việt và đặc thù điều hành trong nước, vẫn còn thiếu. Các nghiên cứu liên quan đến Việt Nam hiện nay thường dựa vào bất định chính sách ở cấp toàn cầu (GEPUs) hoặc thước đo thay thế như dữ liệu tìm kiếm trực tuyến, do hạn chế dữ liệu và thiếu vắng chỉ số EPU nội địa (Nguyễn Thị Ngọc Phượng & Nguyễn Xuân Thắng, 2025). Nhằm lấp đầy khoảng trống tri thức về tác động của bất ổn chính sách tại thị trường Việt Nam, nghiên cứu này đặt mục tiêu (i) xây dựng chỉ số EPU đặc thù Việt Nam dựa trên phương pháp khai thác văn bản từ nguồn báo chí trong nước và (ii) đánh giá tác động bất đối xứng của EPU lên VN-Index, qua đó cung cấp bằng chứng định lượng về mức độ nhạy của thị trường trước rủi ro chính sách. Nghiên cứu đóng góp trên ba phương diện: (i) về phương pháp, xây dựng chỉ số EPU Việt Nam bằng mô hình Hybrid ML- LLM; (ii) về thực nghiệm, cung cấp bằng chứng định lượng về mối quan hệ dài hạn và bất đối xứng giữa EPU và biến động VN-Index;

(iii) về hàm ý chính sách, gợi ý rằng truyền thông chính sách minh bạch và nhất quán có thể giảm phần bất định không cần thiết trên thị trường tài chính mà không làm giảm tính linh hoạt điều hành.

Bài viết được cấu trúc tiếp theo với 5 phần. Phần 2 giới thiệu tổng quan, phần 3 trình bày chi tiết phương pháp luận, phần 4 báo cáo kết quả thực nghiệm và thảo luận; cuối cùng, phần 5 đưa ra các kết luận và hàm ý chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

Bất định chính sách kinh tế (EPU) được định nghĩa là một loại rủi ro hệ thống phát sinh khi các chính sách kinh tế và khung pháp lý của chính phủ trở nên không rõ ràng trong một tương lai có thể dự đoán được. Theo Baker và cộng sự (2016), EPU bao hàm sự không chắc chắn về các chính sách tài khóa, tiền tệ, quy định pháp lý và các quyết định kinh tế của chính phủ, bao gồm cả tác động ở cả cấp độ trong nước lẫn quốc tế. Baker và cộng sự (2016) đã tiên phong lượng hóa khái niệm này thông qua tần suất xuất hiện của các từ khóa liên quan đến "kinh tế", "chính sách" và "bất định" trên các tờ báo lớn, dựa trên giả định rằng sự gia tăng thảo luận công khai phản ánh mức độ bất an thực tế của thị trường.

Cơ chế tác động của EPU lên thị trường chứng khoán được giải thích qua hai kênh chính, là (i) gia tăng phần bù rủi ro trong định giá tài sản, khi nhà đầu tư đòi hỏi lợi suất cao hơn để bù đắp sự mơ hồ chính sách (Pástor & Veronesi, 2013); và (ii) hành vi trì hoãn đầu tư do tính khó đảo ngược của các quyết định vốn, đặc biệt rõ nét tại thị trường mới nổi như Việt Nam, nơi hạn chế tín dụng và phụ thuộc vào yếu tố toàn cầu khuếch đại tác động này (Dixit & Pindyck, 1994).

Tại các thị trường mới nổi như Việt Nam,

tác động của sự bất định này thường mạnh hơn do những hạn chế về tín dụng và tính nhạy cảm cao với các yếu tố toàn cầu. Sự thiếu ổn định trong khung pháp lý và sự phụ thuộc vào các chỉ số kinh tế vĩ mô quốc tế khiến thị trường chứng khoán mới nổi phản ứng dữ dội hơn trước các cú sốc chính sách.

Phát triển giả thuyết nghiên cứu

Các nghiên cứu thực nghiệm đã có khẳng định rằng sự gia tăng của EPU làm tăng biến động thị trường chứng khoán. Cụ thể, nghiên cứu của Ghani và Ghani (2024) chứng minh rằng các tham số ước lượng của chỉ số EPU đều dương và có ý nghĩa thống kê cao, khẳng định EPU cung cấp thông tin quan trọng cho việc dự đoán biến động cả trong ngắn hạn và dài hạn. Tương tự, Li và cộng sự (2020) xác nhận EPU dẫn đến biến động cao tại thị trường Trung Quốc, một nền kinh tế có nhiều điểm tương đồng về tính chuyển đổi với Việt Nam. Từ các căn cứ này, nghiên cứu đề xuất:

Giả thuyết H₁: Sự gia tăng bất định chính sách kinh tế làm gia tăng mức độ biến động của thị trường chứng khoán Việt Nam.

Bên cạnh đó, Foerster (2014) lập luận rằng những thay đổi về sự bất định có tác động không đồng nhất, trong đó các đợt gia tăng bất định lớn thường tạo ra sức ảnh hưởng đáng kể và kéo dài hơn so với các đợt sụt giảm tương ứng. Pástor và Veronesi (2012) đề xuất rằng khi kết quả chính sách trở nên rõ ràng, giá cổ phiếu có thể không tăng mạnh vì nhà đầu tư đã có kỳ vọng hợp lý từ trước; tuy nhiên, nếu thiếu đi chính sách như kỳ vọng hoặc bất định tăng vọt, giá cổ phiếu sẽ lao dốc dữ dội. Trên cơ sở đó, nghiên cứu kỳ vọng các cú sốc tăng bất định sẽ kích hoạt phản ứng mạnh hơn các cú sốc giảm bất định.

Giả thuyết H₂: Tác động của các cú sốc

Tác động của bất định chính sách kinh tế đến biến động thị trường chứng khoán Việt Nam:
Bảng chứng từ chỉ số EPU nội địa qua phương pháp ML-LLM và ARDL

gia tăng bất định chính sách kinh tế tới biến động thị trường chứng khoán mạnh hơn so với tác động của các cú sốc sụt giảm bất định chính sách.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên giả định H_1 về tác động của EPU đến biến động thị trường chứng khoán, phương trình hồi quy cơ sở được thiết lập như sau:

$$VNINDEX_ROLLING_STD_DEV_t = f(LN_EPUHYBRID_p, IIP_{2p}, LENDING_RATE_t, LNEXCHANGE_p, COVID_{2p}, GLOBAL_SHOCK_p)$$

Trong đó:

Biến phụ thuộc (VNINDEX_ROLLING_STD_DEV) là biến động thị trường chứng khoán, đo lường thông qua độ lệch chuẩn trượt (rolling standard deviation) trên cửa sổ 12 tháng của lợi suất VN-Index. Độ lệch chuẩn trượt được sử dụng này được chọn do không đòi hỏi giả định phân phối GARCH, đồng thời phù hợp với tần suất tháng khi số quan sát không đủ để phương pháp GARCH đạt độ tin cậy. Tuy nhiên, cửa sổ trượt 12 tháng tạo ra quan sát chồng lấn (overlapping observations), khiến biến phụ thuộc có thể có hiện tượng tự tương quan mạnh giữa các kỳ. Cấu trúc độ trễ tối ưu trong mô hình ARDL được xác định qua tiêu chí AIC giúp kiểm soát một phần vấn đề tự tương quan này.

Biến độc lập chính là (LN_EPUHYBRID), thể hiện bất định chính sách kinh tế, được tính theo phương pháp trình bày trong phần 3.2.

Nghiên cứu bổ sung các biến kiểm soát nhằm bảo đảm độ tin cậy của kết quả ước lượng. Cụ thể, mô hình đưa vào IP2, LENDING RATE và LNEXCHANGE để phản ánh tác động của các yếu tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán (Engle

và cộng sự, 2013; Asgharian và cộng sự, 2013; Ha và cộng sự, 2026). Đồng thời, các biến ngoại sinh COVID2 và GLOBAL_SHOCK được sử dụng để kiểm soát ảnh hưởng của đại dịch COVID-19 và các cú sốc toàn cầu, vốn có thể làm gia tăng biến động trên thị trường tài chính (Ghani và Ghani, 2024; Baker và cộng sự, 2020; Su và cộng sự, 2019; Frank và Hesse, 2009)

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian với tần suất tháng và sử dụng python để xử lý. Khoảng thời gian nghiên cứu được lựa chọn là từ 2008M1 đến 2025M07, dựa trên khả năng thu thập đầy đủ và nhất quán các biến vĩ mô và tài chính, đảm bảo độ tin cậy cho phân tích thực nghiệm. Ngoài EPU, các biến khác trong mô hình được thu thập từ nguồn dữ liệu FinnPro.

3.2. Đo lường bất định chính sách kinh tế

Trong các nghiên cứu học thuật, các phương pháp đo lường bất định chính sách kinh tế (EPU) chủ yếu bao gồm phổ biến gồm đếm từ khóa báo chí (Baker và cộng sự, 2016), mô hình hóa độ bất định (Jurado và cộng sự, 2015), chênh lệch dự báo (Scotti, 2016) và các chỉ số tài chính (VIX, FSI). Tại Việt Nam, nơi dữ liệu dự báo vĩ mô còn hạn chế, phương pháp phân tích văn bản báo chí được xem là phù hợp và khả thi hơn cả. Trên cơ sở đó, nghiên cứu này đề xuất một cách tiếp cận Hybrid, kết hợp giữa mô hình học máy truyền thống và mô hình ngôn ngữ lớn (LLM), nhằm nâng cao khả năng nhận diện bất định chính sách kinh tế trong văn bản tiếng Việt. Các bước đo lường EPU bao gồm:

(1) Thu thập và xử lý dữ liệu báo chí

Dữ liệu trung tâm của nghiên cứu là các bài báo tiếng Việt được thu thập từ CafeF, một trong những cổng thông tin kinh tế- tài chính lớn và có độ phủ rộng tại Việt Nam. CafeF

(cafef.vn) được chọn là nguồn thu thập duy nhất vì đáp ứng đồng thời bốn tiêu chí, bao gồm (i) chuỗi thời gian liên tục từ tháng 1/2008 đến 2025, không có gián đoạn lớn; (ii) chuyên biệt về tài chính- kinh tế- chính sách, chiếm 70% nội dung, khác với báo tổng hợp như VnExpress hay Dân Trí; (iii) khối lượng bài ổn định, trung bình 3.000-5.000 bài/tháng, đủ để tính tỷ lệ EPU có ý nghĩa thống kê; (iv) cấu trúc HTML nhất quán cho phép xây dựng crawler Scrapy tự động duy trì qua nhiều năm. Mở rộng sang VnExpress hay Vneconomy bị giới hạn bởi gián đoạn kho lưu trữ trước năm 2013 và cơ cấu nội dung không tập trung vào kinh tế-chính sách. Sử dụng Python và thư viện Scrapy, nhóm nghiên cứu xây dựng hệ thống thu thập tự động (crawler), thu thập được 498.696 bài báo trong giai đoạn từ tháng 1/2008 đến tháng 7/2025 sau khi đã xử lý nhằm loại bài trùng và bài quá ngắn. Mỗi bài báo bao gồm tiêu đề, nội dung, ngày đăng và thông tin chuyên mục. Phân bố nội dung cho thấy tính đại diện cao của dữ liệu, với các nhóm chính gồm bao gồm thị trường chứng khoán, kinh tế vĩ mô, doanh nghiệp, ngân hàng- tài chính và bất động sản. Quy mô và cấu trúc dữ liệu cho phép phản ánh tương đối đầy đủ diễn biến chính sách và phản ứng thị trường trong nước.

(2) Xây dựng bộ dữ liệu huấn luyện

Từ tập dữ liệu lớn, nhóm nghiên cứu chọn ngẫu nhiên 500 bài để xây dựng tập huấn luyện có kiểm soát. Mỗi bài được gán nhãn nhị phân (EPU = 1 hoặc 0), với tỷ lệ bài nhận diện EPU là 18,03%. Kích thước 500 bài được xác định qua learning curve analysis, khi F1-score tăng từ 0,74 (100 bài) lên 0,87 (500 bài) rồi gần bình nguyên ở 700 bài (0,88), do đó, ngưỡng 500 bài được chọn là điểm cân bằng tối ưu giữa chi phí gán nhãn (mỗi bài cần gọi 3 API LLM và tốn 10-15 phút xử lý bất đồng quan điểm)

và lợi ích biên giảm nhanh. Một bài được coi là EPU khi có đề cập rõ ràng đến sự bất định, mơ hồ, thay đổi khó dự đoán hoặc tranh cãi liên quan đến chính sách kinh tế (bao gồm cả chính sách nước ngoài có tác động đến Việt Nam).

Quá trình gán nhãn ban đầu được thực hiện bằng ba hệ thống AI độc lập (Gemini 1.5 Pro, Open AI GPT- 4o, và Claude 3.5 Sonnet) nhằm nhận diện ngữ nghĩa về rủi ro và bất định chính sách. Nhãn được chấp nhận trực tiếp khi ba LLM đồng thuận (87,2% bài). Trường hợp bất đồng 2- 1 (12,8%), nhãn đa số được giữ trong 81% trường hợp; 19% còn lại (12 bài) được chuyên gia kinh tế rà soát lại. Cách tiếp cận này giúp giảm thiểu sai lệch chủ quan và nâng cao độ tin cậy của bộ dữ liệu huấn luyện.

(3) Huấn luyện mô hình và lựa chọn thuật toán

Bộ dữ liệu gán nhãn được sử dụng để huấn luyện các mô hình phân loại gồm Logistic Regression, Random Forest, XGBoost và LightGBM. Văn bản được biểu diễn bằng hai nhóm đặc trưng: (i) TF-IDF truyền thống và (ii) vector ngữ nghĩa trích xuất từ mô hình tiền huấn luyện PhoBERT, đảm bảo sự phù hợp với ngôn ngữ tiếng Việt. Kết quả so sánh cho thấy các mô hình tăng cường như XGBoost và Random Forest đạt hiệu suất phân loại cao và ổn định, đặc biệt khi kết hợp với đặc trưng ngữ nghĩa sâu. Logistic Regression tuy đơn giản nhưng cho độ ổn định tốt với TF-IDF. Các mô hình được tối ưu hóa tham số thông qua cross-validation và đánh giá bằng accuracy, precision, recall và F1-score (Bảng 1).

(4) Phương pháp Hybrid: kết hợp ML và LLM

Văn bản báo chí là dữ liệu phi cấu trúc với ngữ nghĩa phức tạp, đòi hỏi vượt ra ngoài khả năng của mô hình học máy thuần túy.

Tác động của bất định chính sách kinh tế đến biến động thị trường chứng khoán Việt Nam:
Bảng chứng từ chỉ số EPU nội địa qua phương pháp ML-LLM và ARDL

Nghiên cứu do đó triển khai phương pháp Hybrid hai tầng: mỗi bài báo trước tiên được phân loại bằng Logistic Regression; nếu xác suất dự đoán rơi vào vùng bất định [0,1; 0,9], tức độ tin cậy chưa đủ cao, bài được chuyển sang LLM để đánh giá lại.

Sau khi bài báo được phân loại, chỉ số EPU_HYBRID hàng tháng được tính theo quy trình bốn bước dưới đây, tiếp nối phương pháp chuẩn hóa của Baker và cộng sự (2016), trong đó:

Bước 1: Tính tỷ lệ EPU tháng:

Bảng 1. Hiệu suất phân loại của các mô hình ML trên tập kiểm tra

	Logistic Regression	Random Forest	XGBoost	LightGBM
Precision EPU	0.73	0.73	0.29	0.29
Precision non-EPU	1.00	0.99	0.97	0.96
Recall EPU	1.00	0.96	0.95	0.93
Recall non-EPU	0.91	0.91	0.44	0.46
F1-score EPU	0.84	0.83	0.44	0.44
F1-score non-EPU	0.95	0.95	0.61	0.62
Accuracy	0.928	0.924	0.542	0.548

Nguồn: Tính toán của tác giả

Khoảng 13% bài rơi vào vùng này, đủ nhỏ để kiểm soát chi phí (khoảng 1.500- 2.000 USD cho toàn corpus) nhưng đủ lớn để cải thiện đáng kể chất lượng phân loại, vì đây chính là vùng LR mắc sai lầm nhiều nhất và LLM có lợi thế về hiểu ngữ nghĩa sâu. Ngưỡng này được xác định sau khi thử nghiệm các mức thay thế, cụ thể, ngưỡng 80% chỉ cải thiện F1 thêm 0,4 điểm trong khi giảm mạnh tỷ lệ LLM; ngưỡng 60% đẩy chi phí tăng gấp đôi mà không cải thiện F1 thêm đáng kể.

LLM được hướng dẫn bằng system prompt chuẩn hóa theo định nghĩa EPU của Baker và cộng sự (2016), bao gồm tiêu chí xác định bất định, quy trình kiểm tra mỗi liên hệ bất định và chính sách, và yêu cầu xuất kết quả dạng JSON có cấu trúc. Cách tiếp cận này kết hợp hiệu quả tính toán của học máy với năng lực hiểu ngữ cảnh của LLM, cho phép xây dựng chỉ số EPU dựa trên đánh giá ngữ nghĩa thay vì chỉ tần suất từ khóa.

(5) Xây dựng chỉ số EPU

$EPU_rate_t = (Số\ bài\ được\ phân\ loại\ EPU = 1\ trong\ tháng\ t) / (Tổng\ bài\ thu\ thập\ trong\ tháng\ t)$

Tỷ lệ này phản ánh tỷ phần đưa tin về bất định chính sách kinh tế trong tháng quan sát, kiểm soát cho sự biến động về số lượng bài theo thời gian.

Bước 2: Chuẩn hóa theo độ lệch chuẩn toàn chuỗi:

$EPU_norm_t = EPU_rate_t / \sigma(EPU_rate)$ trong đó σ là độ lệch chuẩn của chuỗi EPU_rate trên toàn giai đoạn mẫu. Bước này loại bỏ ảnh hưởng của đơn vị và cho phép so sánh cường độ đưa tin giữa các thời kỳ có cấu trúc thị trường khác nhau.

Bước 3: Chuẩn hóa về giai đoạn cơ sở 2013- 2019:

$EPU_index_t = EPU_norm_t \times (100 / Mean(EPU_norm, 2013M1-2019M12))$.

Giai đoạn 2013-2019 được chọn làm cơ sở vì đây là giai đoạn tương đối ổn định của kinh tế vĩ mô Việt Nam, không bị chi phối bởi các cú sốc ngoại sinh lớn như khủng hoảng tài chính 2008- 2009 hay đại dịch

COVID-19.

Bước 4: Log-transform:

$$LN_EPUHYBRID_t = \ln(EPU_index_t)$$

Phép biến đổi logarit được thực hiện sau bước rebasing nhằm nén phân phối lệch phải của chuỗi EPU_index và đảm bảo tính chất thống kê tốt hơn khi đưa vào mô hình ARDL (Ghani & Ghani, 2024; Asgharian và cộng sự, 2013). Về ý nghĩa kinh tế, một đơn vị gia tăng của LN_EPUHYBRID tương ứng với mức tăng xấp xỉ 1% trong chỉ số EPU đã chuẩn hóa, phản ánh sự gia tăng tương đối trong mật độ đưa tin về bất định chính sách so với giai đoạn cơ sở 2013- 2019.

3.3. Phương pháp ước lượng tác động

Nghiên cứu này sử dụng mô hình Autoregressive Distributed Lag (ARDL) để phân tích tác động của bất định chính sách kinh tế (EPU) đến biến động thị trường chứng khoán Việt Nam. Việc lựa chọn ARDL xuất phát từ một số lý do phương pháp luận quan trọng: (i) ARDL cho phép xử lý các chuỗi thời gian có bậc tích hợp hỗn hợp I(0) và I(1), miễn là không tồn tại biến I(2), (ii) cho phép ước lượng đồng thời quan hệ ngắn hạn và dài hạn trong một khuôn khổ thống nhất, đồng thời cung cấp cơ chế điều chỉnh về cân bằng thông qua dạng hiệu chỉnh sai số (Error Correction Model- ECM), (iii) hiệu quả hơn Johansen VECM trong điều kiện cỡ mẫu vừa, phổ biến với dữ liệu Việt Nam.

Dạng tổng quát của mô hình ARDL(p, q₁, q₂, q₃, q₄) được biểu diễn như sau:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \gamma_j LN_EPUHYBRID_{t-j} + \sum_{k=0}^q \delta_k IIP2_{t-k} + \sum_{l=0}^q \delta_l LENDING_RATE_{t-l} + \sum_{m=0}^q \theta_m LNEXCHANGE_{t-m} + \psi_1 COVID_t + \psi_2 GLOBAL_SHOCK_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Trong đó Y_t đại diện cho biến động VN-Index tại thời điểm t. Thành phần tự hồi

quy của Y_t phản ánh tính bền vững của biến động thị trường, trong khi các thành phần phân phối trễ của biến giải thích cho phép đo lường tác động động theo thời gian.

Để phân tích quan hệ dài hạn và tốc độ điều chỉnh về cân bằng, mô hình được chuyển sang dạng ECM:

$$\Delta Y_t = \lambda(Y_{t-1} - \theta_0 - \theta_1 LN_EPUHYBRID_{t-1} - \theta_2 IIP2_{t-1} - \theta_3 LENDING_RATE_{t-1} - \theta_4 LNEXCHANGE_{t-1}) + \sum \text{các phân sai trễ} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trong đó, hệ số λ(ECT) phản ánh tốc độ điều chỉnh về trạng thái cân bằng dài hạn. Giá trị âm và có ý nghĩa thống kê của hệ số này xác nhận sự tồn tại của quan hệ đồng liên kết và cho biết tỷ lệ sai lệch được điều chỉnh trong mỗi kỳ.

Về mặt kỳ vọng lý thuyết, hệ số dài hạn của LN_EPUHYBRID được kỳ vọng mang dấu dương, hàm ý bất định chính sách gia tăng làm gia tăng biến động thị trường. IIP2 có thể mang dấu âm nếu hoạt động kinh tế mạnh giúp ổn định thị trường. LENDING_RATE được kỳ vọng mang dấu dương do chi phí vốn cao làm gia tăng rủi ro tài chính, trong khi LNEXCHANGE có thể mang dấu dương do áp lực tỷ giá làm gia tăng bất ổn vĩ mô.

Quy trình ước lượng gồm: (i) kiểm định nghiệm đơn vị ADF/PP; (ii) lựa chọn độ trễ tối ưu qua AIC; (iii) Bounds test (Pesaran và cộng sự, 2001) để xác nhận đồng liên kết; (iv) ước lượng hệ số dài hạn và ECM; (v) kiểm định chẩn đoán: Breusch-Godfrey, ARCH, Ramsey RESET, CUSUM và CUSUMSquare. Những kiểm định này giúp đảm bảo rằng kết quả ước lượng không bị sai lệch do vi phạm các giả định kinh tế lượng cơ bản.

Để kiểm định giả thuyết H₂ về tác động bất đối xứng, nghiên cứu áp dụng mô hình NARDL (Shin và cộng sự, 2014), trong đó LN_EPUHYBRID được phân tách thành hai chuỗi tổng phần: EPU⁺ tích lũy các thay đổi tăng (cú sốc bất định tăng) theo công

Tác động của bất định chính sách kinh tế đến biến động thị trường chứng khoán Việt Nam:
 Bảng chứng từ chỉ số EPU nội địa qua phương pháp ML-LLM và ARDL

thức (3) và EPU⁻ tích lũy các thay đổi giảm (cú sốc bất định giảm) theo công thức (4).

$$EPU_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta EPU_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta EPU_j, 0) \quad (3)$$

$$EPU_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta EPU_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta EPU_j, 0) \quad (4)$$

Phương trình UECM có dạng:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t = & \alpha + \rho_{t-1} + \theta + EPU_{t-1} + \theta - EPU_{t-1} \\ & - m = I \sum_{m=1}^M \omega_m \Delta Z_{t-1} + i = I \sum_{i=1}^I 5 \beta_i \Delta Y_{t-i} \\ & + j = 0 \sum_{j=1}^J q(\gamma_j + \Delta EPU_{t-j} + \gamma_j - \Delta EPU_{t-j}^-) \\ & + k = 0 \sum_{k=1}^K r \phi_k \Delta Z_{t-k} + \lambda_1 COVID2 + \lambda_2 \\ & GLOBAL_SHOCK + \epsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

Tính bất đối xứng trong ngắn hạn và dài hạn được kiểm định qua kiểm định Wald trên các hệ số ước lượng.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả đo lường chỉ số biến động chính sách kinh tế EPU Việt Nam

Hình 1 thể hiện diễn biến chỉ số EPU Việt Nam trong giai đoạn từ tháng 1/2008 đến tháng 7/2025. Kết quả cho thấy các đỉnh giá trị của chỉ số EPU có sự tương ứng rõ rệt với những biến động kinh tế- chính trị lớn trong giai đoạn 2007- 2024, qua đó phản ánh tốt các cú sốc chính sách và bất ổn vĩ mô mà nền kinh tế Việt Nam phải đối mặt. Giai đoạn 2008- 2009 đánh dấu mức tăng vọt đáng kể của EPU, trùng khớp với cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu, sự đổ vỡ niềm tin trên thị trường vốn và những biện pháp thắt chặt chính sách mạnh mẽ trong nước. Những cú sốc tiếp theo như gói kích cầu 2009, kiểm soát tăng trưởng tín dụng, biến động giá vàng- ngoại hối, và điều chỉnh chính sách tiền tệ đều được phản ánh nhất quán qua các đỉnh liên tiếp của EPU, thể hiện mức độ nhạy cảm của chỉ số trước các

thay đổi trong môi trường điều hành.

Giai đoạn 2011- 2013, EPU tăng mạnh phản ánh hàng loạt điều chỉnh chính sách sâu rộng như triển khai Nghị quyết số 11/NQ-CP của Chính phủ ngày 24/02/2011 nhằm kiềm chế lạm phát, siết đầu tư công, tái cơ cấu ngân hàng và xử lý nợ xấu. Đáng chú ý nhất là giai đoạn 2014- 2016 với đỉnh EPU cao nhất toàn chuỗi, gắn với giá dầu giảm sâu, sự cố Formosa và các cú sốc thương mại, địa chính trị quốc tế, đây là mức tăng đột biến kéo dài nhiều tháng, phản ánh cả cường độ lẫn tính dai dẳng của bất ổn. Các cú sốc toàn cầu cũng được chỉ số ghi nhận rõ, như Brexit (năm 2016), chiến tranh thương mại Mỹ- Trung (năm 2018) và đại dịch COVID-19 (năm 2020) đều tương ứng với các điểm nhô cao về thời gian và độ lớn. Sau năm 2021, các đỉnh EPU thu hẹp hơn nhưng vẫn bám sát các sự kiện rủi ro tài chính trong nước như siết tín dụng bất động sản, khủng hoảng trái phiếu doanh nghiệp và lo ngại lan truyền rủi ro hệ thống từ sự kiện SVB (Silicon Valley Bank vào tháng 3/2023). Sự trùng khớp nhất quán giữa diễn biến EPU và các mốc sự kiện thực tế qua nhiều giai đoạn xác nhận tính hợp lệ và độ nhạy của chỉ số trong việc phản ánh bất ổn chính sách tại Việt Nam.

Để đi sâu hơn vào việc xác thực EPU, nghiên cứu tiếp tục tách mẫu thành bốn giai đoạn lịch sử khác nhau và tính tương quan giữa EPU Hybrid với WUI Thế giới cũng như WUI Việt Nam trong từng giai đoạn. Cách làm này cho phép nhận diện liệu mối quan hệ giữa bất định nội địa và bất định toàn cầu có ổn định hay thay đổi theo giai đoạn.

Kết quả cho thấy mối quan hệ giữa EPU nội địa và các chỉ số bất định bên ngoài thay đổi mạnh theo từng giai đoạn. Trong giai đoạn khủng hoảng tài chính toàn cầu, tương quan mang dấu âm rõ rệt, phản ánh thực tế rằng trong khi thế giới rơi vào trạng



Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Hình 1. Diễn biến chỉ số EPU và các sự kiện kinh tế- chính trị lớn

thái bất định cao, Việt Nam lại phản ứng bằng các chính sách kích thích và điều hành tương đối rõ ràng hơn. Ngược lại, trong giai đoạn 2013 đến 2017, tương quan chuyển sang dương và có ý nghĩa thống kê cao, phản ánh mức độ hội nhập sâu hơn của Việt Nam vào các dòng chảy thương mại và đầu tư quốc tế. Từ năm 2018 trở đi, mối quan hệ này suy yếu rõ rệt, cho thấy bất định tại Việt Nam ngày càng mang tính nội sinh nhiều hơn, nhất là trong các giai đoạn liên quan đến khủng hoảng thị trường trái

phiếu doanh nghiệp và điều chỉnh thể chế trong nước.

Bảng 3 tiếp tục mở rộng kiểm định bằng cách đối chiếu EPU với mười sáu chỉ số kinh tế vĩ mô thuộc bốn nhóm chính, gồm hoạt động thực, giá cả và lãi suất, tài chính và đầu tư. Đây là bước xác thực có ý nghĩa quan trọng, bởi nó giúp kiểm tra liệu chỉ số EPU nội địa có di chuyển theo hướng phù hợp với những biến số nền tảng của nền kinh tế hay không. Nhìn chung, kết quả thu được khá phù hợp với kỳ vọng lý thuyết. EPU Hybrid có tương

Bảng 2. Tương quan thay đổi theo các giai đoạn

Giai đoạn	$r(\text{Hybrid, WUI_World})$	$r(\text{Hybrid, WUI_VN})$	Diễn giải
2008-2012 (GFC)	-0.381***	-0.000	EPU nội địa giảm khi bất định toàn cầu tăng (CS ứng phó rõ); WUI_VN chưa phản ánh sát thực tế.
2013-2017 (Hội nhập)	+0.512***	-0.484***	TPP, AEC, FTA: bất định toàn cầu lan sang Việt Nam.
2018-2020 (Thương chiến)	-0.158	-0.236	Không có ý nghĩa: bất định toàn cầu và Việt Nam vận động theo nhịp riêng.
2021-2025 (Hậu COVID)	+0.124	+0.050	Không có ý nghĩa: bất định Việt Nam (trái phiếu doanh nghiệp, Luật Đất đai) tách biệt với bất định toàn cầu.
Toàn mẫu 2008-2025	-0.164**	-0.149**	Tương quan âm nhưng yếu, che khuất cấu trúc thay đổi theo giai đoạn.

Ghi chú: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$. $WUI_World = WUI$ toàn cầu (Ahir và cộng sự, 2022). $WUI_VN = WUI$ cho Việt Nam

Nguồn: Tính toán của tác giả

Tác động của bất định chính sách kinh tế đến biến động thị trường chứng khoán Việt Nam:
Bảng chứng từ chỉ số EPU nội địa qua phương pháp ML-LLM và ARDL

**Bảng 3. Tương quan Pearson giữa EPU và các chỉ số kinh tế vĩ mô
(có điều chỉnh mùa vụ)**

Nhóm	Biến	Mô tả	EPU_Hybrid	WUI_VN
Hoạt động thực	GDP3_SA	GDP thực (điều chỉnh mùa vụ)	-0.508***	+0.046
	retail3_sa	Bán lẻ thực (SA)	-0.512***	+0.076
	import3	Nhập khẩu (tháng)	-0.569***	+0.127*
	export3	Xuất khẩu (tháng)	-0.575***	+0.114
Giá cả và lãi suất	CPI7	Chỉ số giá tiêu dùng	+0.303***	-0.040
	SJC2	Giá vàng SJC	-0.630***	+0.308***
	VCBexchangerate3	Tỷ giá USD/VND (VCB)	-0.463***	+0.069
	lendingrate1	Lãi suất cho vay	+0.454***	-0.051
	deposirate	Lãi suất huy động	+0.382***	-0.021
	govbond1	TPCP 1 năm	+0.352***	+0.064
	govbond4	TPCP 4 năm	+0.442***	+0.082
Tài chính và đầu tư	VNI	VN-Index	-0.583***	+0.054
	credit1	Tăng trưởng tín dụng	-0.597***	+0.162**
	FDI1_SA	FDI thực hiện (SA)	-0.269***	+0.061

Ghi chú: *** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.10$. Các biến điều chỉnh mùa vụ (SA): GDP3_SA, retail3_sa, FDI1_SA

Nguồn: Tính toán của tác giả

quan âm với tăng trưởng GDP, doanh thu bán lẻ, xuất khẩu, nhập khẩu, tăng trưởng tín dụng, FDI và VN Index. Điều này hàm ý rằng khi bất định chính sách tăng lên, các hoạt động kinh tế thực và các chỉ báo tài chính chủ chốt có xu hướng suy yếu. Đồng thời, EPU có tương quan dương với lãi suất cho vay, lãi suất huy động và lợi suất trái phiếu chính phủ, phản ánh việc chi phí vốn tăng lên trong môi trường bất định cao.

4.2. Kết quả đánh giá tác động của EPU đến biến động chính sách kinh tế

4.2.1. Thống kê mô tả và kiểm định tính dừng
Trước khi tiến hành ước lượng, nghiên cứu thực hiện thống kê mô tả đối với các biến số chính trong mô hình. Chỉ số EPU Việt Nam được xây dựng bằng công nghệ học máy

từ dữ liệu báo chí CafeF, cho thấy những biến động mạnh tương ứng với các sự kiện chính sách lớn. Biến động VN-Index cũng thể hiện các giai đoạn biến động mạnh đồng pha với sự gia tăng của bất định chính sách. Tiếp theo, kiểm định nghiệm đơn vị (Unit Root Test) theo phương pháp ADF được thực hiện để xác định bậc dừng của các chuỗi dữ liệu. Kết quả cho thấy các biến số như IIP2, LENDING_RATE và LNEXCHANGE dừng ở các bậc khác nhau (I(0) hoặc I(1)), nhưng không có biến nào dừng ở bậc I(2). Điều này khẳng định tính phù hợp của việc áp dụng mô hình ARDL/NARDL trong nghiên cứu này.

4.2.2. Lựa chọn độ trễ tối ưu và Kiểm định Bound Test

Dựa trên tiêu chí thông tin AIC (Akaike

Bảng 4. Thống kê mô tả các biến trong mô hình

Biến số	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.
Vnindex_Rolling_Std_Dev	0.012	0.010	0.030	0.002	0.007
Ln_Epuhybrid	4.547	4.525	4.854	4.378	0.110
lip2	0.074	0.079	0.275	-0.151	0.059
Lending_Rate	0.082	0.077	0.185	0.040	0.038
Lnexchange	10.022	10.034	10.180	9.852	0.071

Ghi chú: EPU được xây dựng theo quy trình 4 bước: (1) tính EPU_rate tháng; (2) chuẩn hóa theo sigma toàn chuỗi; (3) rebasing về giai đoạn 2013-2019 (giai đoạn tương đối ổn định, không có cú sốc lớn); (4) log-transform để thu được LN_EPUHYBRID. Chi tiết xem Mục 3.2

Bảng 5. Kiểm định nghiệm đơn vị

Biến số	ADF statistic (bậc level)	ADF statistic (sai phân bậc 1)	Bậc dừng
Vnindex_Rolling_Std_Dev	-4.714***	-11.363***	I(0)
Ln_Epuhybrid	-2.889	-14.304***	I(1)
Lnexchange	-3.225*	-12.439***	I(0)
lip2	-12.506***	-6.514***	I(0)
Lending_Rate	-2.296	-4.411***	I(1)

Ghi chú: ***, **, * tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%, tương ứng

Nguồn: Tính toán của tác giả

Information Criterion), nghiên cứu xác định cấu trúc trễ tối ưu cho mô hình là ARDL(6, 1, 2, 3, 4). Việc lựa chọn độ trễ phù hợp giúp loại bỏ hiện tượng tự tương quan và đảm bảo tính vững của các hệ số ước lượng. Sau khi xác định độ trễ, kiểm định Bound Test được thực hiện để xem xét sự tồn tại của mối quan hệ dài hạn giữa EPU và biến động thị trường chứng khoán. Kết quả thực nghiệm cho thấy giá trị thống kê F đạt 5,77, vượt xa giá trị tới hạn của biên trên I(1) là 4,57 ở mức ý nghĩa 5%. Kết quả này cung cấp bằng chứng thống kê vững chắc để bác bỏ giả thuyết H_0 , xác nhận sự tồn tại của mối quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa biến động chính sách kinh tế và mức độ biến động của VN-Index. Điều này cho thấy EPU duy trì tác động bền vững lên biến động VN-Index trong dài hạn, cho thấy mối quan hệ tác động tích cực kéo dài giữa bất định chính sách kinh tế và biến động thị trường chứng khoán.

4.2.3. Tác động của EPU tới biến động VN-Index

Mô hình được xác định với cấu trúc tối ưu ARDL (6, 1, 2, 3, 4) bao gồm 6 độ trễ của biến phụ thuộc cùng các độ trễ khác nhau của các biến kiểm soát kinh tế vĩ mô.

Kết quả ước lượng hệ số dài hạn chỉ ra rằng chỉ số EPU có tác động thuận chiều tới biến động của thị trường chứng khoán với hệ số là 0,021 và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Kết quả này gợi ý rằng khi mức độ bất định chính sách gia tăng, rủi ro hệ thống trên thị trường chứng khoán Việt Nam cũng tăng theo. Điều này phù hợp với lý thuyết về phân bù rủi ro, khi nhà đầu tư đòi hỏi lợi

Bảng 6. Kiểm định Bound test

Chỉ số	Giá trị	I(0)	I(1)
Bound test F statistic	5.77	3.47	4.57

Nguồn: Tính toán của tác giả

Tác động của bất định chính sách kinh tế đến biến động thị trường chứng khoán Việt Nam:
Bảng chứng từ chỉ số EPU nội địa qua phương pháp ML-LLM và ARDL

Bảng 7. Kết quả ước lượng tác động của EPU đến biến động thị trường chứng khoán

Bảng A. Hệ số dài hạn

Biến số	Hệ số	Sai số chuẩn	Thống kê t	Giá trị p
Ln_Epuhybrid	0.021*	0.011	1.838	0.068
lip2	-0.061**	0.027	-2.282	0.024
Lending_Rate	-0.148**	0.073	-2.033	0.044
Lnexchange	0.093*	0.051	1.845	0.067

Bảng B. Hệ số ngắn hạn

Biến số	Hệ số	Sai số chuẩn	Thống kê t	Giá trị p
C	-0.382***	0.070	-5.426	0.000
@TREND	0.000***	0.000	-5.412	0.000
D(VNINDEX_ROLLING_STD_DEV(-1))	0.119	0.086	1.385	0.168
D(VNINDEX_ROLLING_STD_DEV(-2))	-0.149*	0.079	-1.900	0.059
D(VNINDEX_ROLLING_STD_DEV(-3))	0.015	0.080	0.190	0.850
D(VNINDEX_ROLLING_STD_DEV(-4))	-0.189***	0.072	-2.635	0.009
D(VNINDEX_ROLLING_STD_DEV(-5))	-0.115	0.076	-1.519	0.131
D(LN_EPUHYBRID)	-0.010	0.006	-1.520	0.131
D(IIP2)	-0.004	0.005	-0.824	0.411
D(IIP2(-1))	0.011**	0.005	2.398	0.018
D(LENDING_RATE)	0.001	0.082	0.010	0.992
D(LENDING_RATE(-1))	0.070	0.078	0.896	0.372
D(LENDING_RATE(-2))	0.158*	0.074	2.117	0.036
D(LNEXCHANGE)	0.018	0.034	0.520	0.604
D(LNEXCHANGE(-1))	-0.019	0.034	-0.561	0.576
D(LNEXCHANGE(-2))	-0.024	0.033	-0.734	0.464
D(LNEXCHANGE(-3))	-0.079**	0.033	-2.420	0.017
COVID2	0.000	0.001	-0.381	0.704
GLOBAL_SHOCK	0.000	0.001	-0.132	0.896
ECT(-1)*	-0.393***	0.072	-5.440	0.000

Ghi chú: ***, **, * tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%. $R_square = 0,682$, $Adjusted\ R-Square = 0,635$, $F_statistic = 14,591$

Nguồn: Tính toán của tác giả

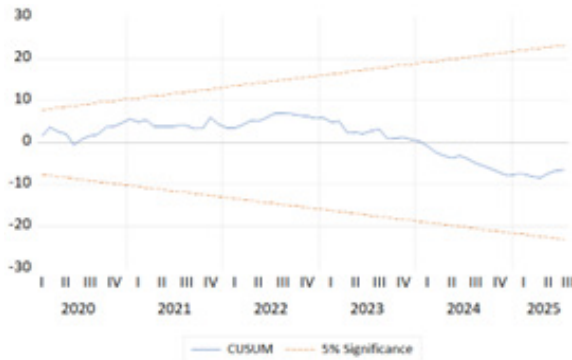
suất cao hơn để bù đắp cho những mơ hồ trong điều hành chính sách kinh tế. Hệ số ngắn hạn của LN_EPUHYBRID không đạt ý nghĩa thống kê, cho thấy các thay đổi tức

thời trong bất định chính sách kinh tế không tạo ra tác động đồng thời lên biến động thị trường trong cùng tháng quan sát. Kết quả này phù hợp với đặc điểm của thị trường

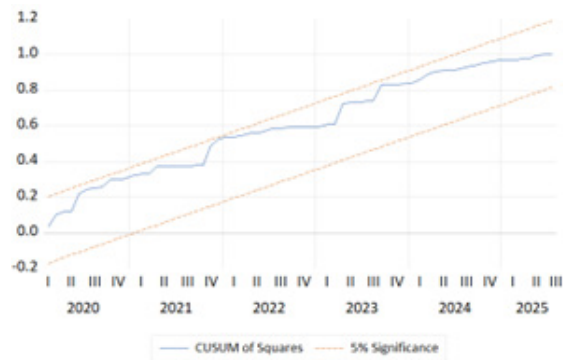
Bảng 8. Kết quả chẩn đoán mô hình

Chuẩn đoán	Thống kê f	Giá trị P	Ý nghĩa
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	0.117	0.889	Không tự tương quan
Heteroskedasticity Test: ARCH	0.188	0.664	Không PSSS thay đổi
Ramsey RESET test	2.272	0.133	Không sai dạng hàm

Nguồn: Tính toán của tác giả



Hình 2. CUSUM



Nguồn: Tính toán của tác giả

Hình 3. CUSUM Square

chứng khoán Việt Nam, nơi nhà đầu tư cá nhân chiếm tỷ trọng lớn và thường cần độ trễ nhất định để xử lý và phản ứng với các tín hiệu chính sách (Ghani & Ghani, 2024). Tuy nhiên, điều này không mâu thuẫn với kết quả dài hạn, khi hệ số đồng liên kết dương và có ý nghĩa ở mức 10% cho thấy bất định chính sách tích lũy theo thời gian sẽ duy trì áp lực làm gia tăng biến động thị trường một cách bền vững.

Đối với các biến kiểm soát, chỉ số sản xuất công nghiệp IIP2 có hệ số âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Điều này hàm ý rằng khi hoạt động kinh tế thực tăng trưởng mạnh hơn, biến động thị trường chứng khoán có xu hướng giảm. Biến LENDING_RATE cũng cho thấy tác động âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Kết quả này cho thấy khi lãi suất cho vay tăng, biến động thị trường chứng khoán có xu hướng giảm. Biến LNEXCHANGE có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, cho thấy sự mất giá của đồng nội tệ hoặc biến động tỷ giá có thể làm gia tăng bất ổn trên thị

trường chứng khoán. Hệ số hiệu chỉnh sai số ECT(-1) âm và có ý nghĩa thống kê, qua đó xác nhận sự tồn tại của quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến trong mô hình. Giá trị tuyệt đối của hệ số ECT cho thấy khoảng 39,2% sai lệch khỏi trạng thái cân bằng dài hạn được điều chỉnh trong mỗi kỳ. Điều này hàm ý rằng khi xảy ra cú sốc làm biến động thị trường chứng khoán lệch khỏi trạng thái cân bằng dài hạn, hệ thống sẽ dần điều chỉnh trở lại cân bằng với tốc độ tương đối nhanh. Kết quả này cho thấy cơ chế điều chỉnh của thị trường chứng khoán Việt Nam trước các cú sốc vĩ mô và bất định chính sách tồn tại nhưng diễn ra theo quá trình dần dần thay vì ngay lập tức.

Điểm nhấn quan trọng trong kết quả thực nghiệm là việc xác nhận tính bất đối xứng trong phản ứng của thị trường thông qua kiểm định Wald trên mô hình NARDL. Kết quả kiểm định Wald đối với giả thuyết về sự bằng nhau của tác động từ cú sốc tăng (EPU+) và cú sốc giảm (EPU-) cho thấy giá trị P-Giá trị đạt 0.0466 (với Thống kê f =

Tác động của bất định chính sách kinh tế đến biến động thị trường chứng khoán Việt Nam:
Bảng chứng từ chỉ số EPU nội địa qua phương pháp ML-LLM và ARDL

Bảng 9. Kết quả ước lượng tác động bất đối xứng

Bảng A. Kết quả ước lượng

Biến số	Hệ số	Sai số chuẩn	Thống kê t	Giá trị p
DEPU_P	0.021**	0.010	2.088	0.038
DEPU_N	0.006	0.013	0.454	0.650
IIP2	-0.056**	0.025	-2.280	0.024
LENDING_RATE	-0.117*	0.069	-1.691	0.093
LNEXCHANGE	0.063	0.046	1.369	0.173
ECT(-1)	-0.420***			

Ghi chú: ***, **, * tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Bảng B. Kết quả kiểm định Wald về tính đối xứng của mô hình

Test Statistic	Giá trị	Bậc tự do	Giá trị p
Thống kê t	2.005268	163	0.0466
Thống kê f	4.021098	(1, 163)	0.0466
Chi-square	4.021098	1	0.0449
		Giá trị	Std. Err.
Normalized Restriction (= 0)		0.008474	0.004226

Nguồn: Tính toán của tác giả

4.021), nhỏ hơn ngưỡng ý nghĩa 5%. Do đó, nghiên cứu có đủ cơ sở để bác bỏ giả thuyết về tác động đối xứng và chấp nhận giả thuyết H_2 . Hệ số dài hạn của DEPU_P dương và có ý nghĩa thống kê, cho thấy một cú sốc tăng 1% trong chỉ số LN_EPUHYBRID gắn liền với mức tăng 0,021 đơn vị trong độ lệch chuẩn trượt của lợi suất VN-Index trong dài hạn. Trong khi đó, hệ số DEPU_N không đạt ý nghĩa thống kê, hàm ý rằng các cú sốc làm giảm bất định chính sách không tạo ra tác động ổn định có thể đo lường được lên biến động thị trường. Giá trị chênh lệch chuẩn hóa (Normalized Restriction) ở mức 0,0085 cho thấy cường độ phản ứng của thị trường trước tin xấu về chính sách mạnh hơn xấp xỉ 3,5 lần so với phản ứng trước tin tốt. Bất đối xứng này được xác nhận trong cả dài hạn (thông qua Bound test và hệ số ECT) lẫn ngắn hạn (thông qua Wald test

trên NARDL).

Kết quả này phù hợp với tâm lý ác cảm rủi ro và hành vi “chờ đợi và quan sát” (wait-and-see) của các nhà đầu tư khi đối mặt với sự bất định gia tăng, thường dẫn đến các đợt rút vốn đồng loạt và khuếch đại biến động thị trường mạnh hơn nhiều so với hiệu ứng làm dịu từ việc ổn định chính sách. Tuy nhiên, cần lưu ý rằng quy mô tác động ước lượng được là tương đối khiêm tốn về mặt kinh tế, gợi ý EPU là một kênh truyền dẫn có ý nghĩa thống kê nhưng không phải nhân tố chi phối duy nhất của biến động VN-Index trong giai đoạn mẫu.

5. Kết luận

Nghiên cứu xây dựng chỉ số EPU nội địa cho Việt Nam bằng phương pháp Hybrid ML-LLM trên gần 500.000 bài báo từ CafeF

trong giai đoạn 2008- 2025, và phân tích tác động của EPU lên biến động VN-Index qua mô hình ARDL và NARDL. Kết quả thực nghiệm cho thấy tồn tại mối quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa bất định chính sách kinh tế và biến động của thị trường chứng khoán Việt Nam. Bên cạnh đó, nghiên cứu cho thấy phản ứng của thị trường chứng khoán Việt Nam đối với các cú sốc chính sách là bất đối xứng. Cần lưu ý rằng thị trường chứng khoán Việt Nam chịu tác động đồng thời của nhiều yếu tố mà mô hình hiện tại chưa kiểm soát đầy đủ, bao gồm hành vi đầu cơ và tâm lý bầy đàn của nhà đầu tư cá nhân chiếm đa số, thanh khoản thị trường mỏng, dòng vốn ngoại, đòn bẩy tài chính và các sự kiện doanh nghiệp lớn. Tác động ước lượng được của EPU, với hệ số dài hạn 0,021 ở mức ý nghĩa 10%, phản ánh một kênh truyền dẫn có ý nghĩa thống kê nhưng khiêm tốn về quy mô kinh tế. Do đó, kết quả cần được diễn giải như bằng chứng rằng EPU là một kênh rủi ro hệ thống đáng xem xét trong quản trị tài chính và hoạch định chính sách, chứ không phải là nhân tố chi phối duy nhất hay chủ đạo của biến động VN-Index.

Từ các kết quả trên, nghiên cứu rút ra một số hàm ý chính sách quan trọng. Trước hết, kết quả nghiên cứu hàm ý rằng các cơ quan quản lý buộc phải điều chỉnh chính sách vì các mục tiêu vĩ mô rộng hơn, việc công bố lộ trình chính sách cần rõ ràng, giải thích nhất quán và xây dựng cơ chế truyền thông chính sách hiệu quả có thể giúp giảm thiểu phần bất định không cần thiết trên thị trường tài chính mà không làm giảm tính linh hoạt

điều hành của Chính phủ. Việc phối hợp linh hoạt các công cụ điều hành vĩ mô, đặc biệt là chính sách tiền tệ và các biện pháp thúc đẩy hoạt động sản xuất, có thể góp phần giảm thiểu mức độ biến động của thị trường chứng khoán và củng cố niềm tin của nhà đầu tư; Thứ ba, đối với cộng đồng nhà đầu tư và các tổ chức tài chính, chỉ số EPU có thể được xem như một biến rủi ro hệ thống quan trọng trong các mô hình quản trị rủi ro và định giá tài sản.

Mặc dù đạt được những đóng góp nhất định, nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế. Trước hết, việc xây dựng chỉ số EPU dựa trên một nguồn báo duy nhất là CafeF có thể làm phát sinh thiên lệch về nội dung và góc độ biên tập, từ đó ảnh hưởng đến mức độ đại diện của chỉ số. Đặc biệt, do CafeF có tỷ trọng lớn về tin tức chứng khoán và tài chính, tồn tại rủi ro rằng mật độ đưa tin EPU có thể tăng theo chính biến động thị trường, tức là chiều nhân quả ngược từ thị trường sang chỉ số đo lường. Đây là một dạng nội sinh tiềm ẩn gắn với đặc thù nguồn báo mà nghiên cứu hiện chưa xử lý triệt để. Thứ hai, quy trình gán nhãn dữ liệu và lựa chọn ngưỡng trong mô hình hybrid tuy cho kết quả khả quan nhưng vẫn cần được kiểm định chặt chẽ hơn để bảo đảm tính ổn định và khả năng khái quát. Thứ ba, khả năng nội sinh giữa EPU và biến động của thị trường hoặc hệ thống tài chính hiện vẫn chưa được xử lý đầy đủ. Ngoài ra, nghiên cứu hiện cũng chưa phân tách chi tiết theo từng nhóm chính sách cụ thể như tiền tệ, tài khóa hay thương mại. ■

Tài liệu tham khảo

- Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2022). The World Uncertainty Index. NBER Working Paper No. 29763. *National Bureau of Economic Research*. <https://doi.org/10.3386/w29763>
- Asgharian, H., Hou, A. J., & Javed, F. (2013). The Importance of the Macroeconomic Variables in Forecasting Stock Return Variance: A GARCH-MIDAS Approach. The importance of the macroeconomic variables in forecasting stock return variance: New evidence. *Journal of Forecasting*, 32(7), 600-612. <https://doi.org/10.1002/for.2256>
- 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>
- Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J., Kost, K., Sammon, M., & Viratyosin, T. (2020). The unprecedented stock market

Tác động của bất định chính sách kinh tế đến biến động thị trường chứng khoán Việt Nam:
Bảng chứng từ chỉ số EPU nội địa qua phương pháp ML-LLM và ARDL

- reaction to COVID-19. The review of asset pricing studies, 10(4), 742-758. <https://doi.org/10.1093/rapstu/raaa008>
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153–176. <https://doi.org/10.1257/jep.28.2.153>
- Claessens, S., Djankov, S., & Klingebiel, D. (2001). Stock markets in transition economies. Financial transition in Europe and Central Asia: Challenges of the new decade, 52, 109-137. In L. Bokros, A. Fleming, & C. Votava (Eds.), *Financial transition in Europe and Central Asia: Challenges of the new decade* (pp. 109–137). World Bank.
- Conrad, C., Loch, K., & Rittler, D. (2014). On the macroeconomic determinants of long-run volatilities and correlations in US stock and crude oil markets. *Journal of Empirical Finance*, 29, 26-40. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2014.03.009>
- Dixit, A. K., & Pindyck, R. S. (1994). *Investment under uncertainty*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400830176>
- Engle, R. F., Ghysels, E., & Sohn, B. (2013). Stock market volatility and macroeconomic fundamentals. *Review of Economics and Statistics*, 95(3), 776–797. https://doi.org/10.1162/REST_a_00300
- Foerster, A. T. (2014). The asymmetric effects of uncertainty on employment. The Federal Reserve Bank of Kansas City *Economic Review*, Q3.
- Frank, N., & Hesse, H. (2009). Financial spillovers to emerging markets during the global financial crisis. *Finance a Úver: Czech Journal of Economics & Finance*, 59(6), 507-521. https://journal.fsv.cuni.cz/storage/1172_507-21---frank-hesse.pdf
- Ghani, M., & Ghani, U. (2024). Economic policy uncertainty and emerging stock market volatility. *Asia-Pacific Financial Markets*, 31(1), 165-181. <https://doi.org/10.1007/s10690-023-09410-1>
- 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>
- Ha, N. T. M., & Dang, B. K. (2026). Impact of global economic policy uncertainty on the performance and risk of Vietnamese banks: the moderating role of bank capital. *Journal of Economics and Development*, 1-20. <https://doi.org/10.1108/JED-08-2025-0479>
- Jurado, K., Ludvigson, S. C., & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, 105(3), 1177-1216. <https://doi.org/10.1257/aer.2013.1193>
- Li, T., Ma, F., Zhang, X., & Zhang, Y. (2020). Economic policy uncertainty and the Chinese stock market volatility: Novel evidence. *Economic Modelling*, 87, 24-33. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.07.002>
- Nguyễn Thị Ngọc Phương & Nguyễn Xuân Thắng. (2025). Bất định chính sách kinh tế toàn cầu và chi phí vốn của doanh nghiệp tại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế - Luật và Ngân hàng*, 27(6), 120–134. <https://doi.org/10.59276/JELB.2025.06.2892>
- Pástor, 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>
- 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>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Scotti, C. (2016). Surprise and uncertainty indexes: Real-time aggregation of real-activity macro-surprises. *Journal of Monetary Economics*, 82, 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2016.06.002>
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In Sickles, R., Horrace, W. (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*. Springer, New York, NY. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9
- Su, Z., Fang, T., & Yin, L. (2019). Understanding stock market volatility: what is the role of US uncertainty?. *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 582-590. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.07.014>