

Tác động của các nhân tố vĩ mô đến thị trường chứng khoán Việt Nam

Lê Thông Tiến, Nguyễn Thị Minh Thu

Trường Đại học Sài Gòn, Việt Nam

Ngày nhận: 09/07/2025

Ngày nhận bản sửa: 18/11/2025

Ngày duyệt đăng: 07/01/2026

Tóm tắt: Bài nghiên cứu nhằm mục tiêu phân tích sự ảnh hưởng của các nhân tố kinh tế vĩ mô và giá Bitcoin đến tăng trưởng giá trị thị trường chứng khoán tại Việt Nam. Chỉ số VN-Index được dùng để đại diện cho tăng trưởng giá trị thị trường chứng khoán Việt Nam vì vốn hoá của sàn HOSE chiếm hơn 93,3% tổng giá trị vốn hóa toàn thị trường vào cuối năm 2023. Các nhân tố vĩ mô bao gồm tăng trưởng sản xuất công nghiệp, tăng trưởng kim ngạch xuất khẩu, lạm phát, tăng trưởng cung tiền và vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI). Nghiên cứu sử dụng mô hình phân phối trễ tự hồi quy với dữ liệu chuỗi thời gian từ năm 2011- 2023. Kết quả ước lượng cho thấy giá Bitcoin, tăng trưởng kim ngạch xuất khẩu, tăng trưởng cung tiền và vốn FDI tác động tích cực đến VN-

The impact of macroeconomic factors on the Stock market in Viet Nam

Abstract: The research aims to analyze the influence of macroeconomic factors and the price of Bitcoin on the growth of stock market value in Viet Nam. The VN-Index is used to represent the growth of Vietnam's stock market value because the capitalization of the HOSE exchange accounted for over 93.3% of the total market capitalization at the end of 2023. The primary macroeconomic variables examined include Industrial Production Growth, Export Turnover Growth, Inflation, Money Supply Growth, and Foreign Direct Investment. Utilizing an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model on a time-series dataset from 2011 to 2023, the estimation results indicated that the Bitcoin price, Export Turnover Growth, Money Supply, and FDI all exert a positive influence on the VN-Index in both the short and long run. Conversely, Industrial Production Growth shows a negative impact across both time horizons. Inflation, measured by the Consumer Price Index, positively affects the market in the short run but proves to be statistically insignificant in the long run. Based on these findings, the research proposed several policy implications, such as completing the legal framework for cryptocurrencies, enhancing market transparency to reduce speculation, promoting exports, adhering to targeted inflation control, implementing flexible money supply management, and improving procedures to better attract FDI.

Keywords: Price of Bitcoin, Macroeconomic factor, Autoregressive Distributed Lag Model, The stock market, VN-Index

Link Doi: <https://doi.org/10.59276/JELB.2026.04.3024>

Le Thong Tien¹, Nguyen Thi Minh Thu²

Email: lttien@sgu.edu.vn¹, nguyenthuthu2603110@gmail.com²

Organization of all: Saigon University, Viet Nam

Index, trong khi tăng trưởng sản xuất công nghiệp có tác động ngược chiều cả trong ngắn hạn và dài hạn. Lạm phát, được đo lường thông qua chỉ số giá tiêu dùng, ảnh hưởng tích cực trong ngắn hạn nhưng không đáng kể trong dài hạn. Nghiên cứu đề xuất hàm ý chính sách tập trung vào hoàn thiện pháp lý tiền điện tử, tăng cường minh bạch thị trường chứng khoán, thúc đẩy xuất khẩu, kiểm soát lạm phát và cung tiền linh hoạt, và việc cải thiện môi trường đầu tư.

Từ khóa: Giá Bitcoin, Nhân tố vĩ mô, Mô hình phân phối trễ tự hồi quy, Thị trường chứng khoán, VN-Index

Trích dẫn: Lê Thông Tiến, & Nguyễn Thị Minh Thư. (2026). Tác động của các nhân tố vĩ mô đến thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế - Luật và Ngân hàng*, 28(4), 102-115. <https://doi.org/10.59276/JELB.2026.04.3024>

1. Giới thiệu

Trong những năm gần đây, thị trường chứng khoán toàn cầu phải đối mặt với nhiều biến động bất thường và thách thức lớn, bao gồm suy thoái kinh tế, tỷ lệ thất nghiệp gia tăng, lạm phát, biến động giá tài sản, và ảnh hưởng từ các cuộc chiến tranh thương mại (Summers, 2017; Greifeld và cộng sự, 2020; Curran & Anstey, 2021; Gisiger, 2021).

Ở phạm vi hẹp hơn, nhiều nghiên cứu chỉ ra rằng sự thăng trầm của thị trường chứng khoán tại các nước châu Á chịu ảnh hưởng đáng kể bởi nhiều yếu tố khác nhau, trong đó có tác động của các yếu tố kinh tế vĩ mô (Rahman và cộng sự, 2009; Matar, 2023; Thalagoda và cộng sự, 2018). Tại Việt Nam, một số nghiên cứu cũng được thực hiện để xác định các yếu tố ảnh hưởng đến chỉ số thị trường chứng khoán (Phan Thị Bích Nguyệt & Phạm Dương Phương Thảo, 2013; Lê Hoàng Phong & Đặng Thị Bạch Vân, 2015; Phạm Tiến Mạnh, 2017; Phạm Tiến Mạnh, 2023). Phương pháp nghiên cứu được các tác giả sử dụng bao gồm mô hình hồi quy bội với ước lượng OLS (Phan Thị Bích Nguyệt & Phạm Dương Phương Thảo, 2013; Phạm Tiến Mạnh, 2017; Phạm Tiến Mạnh, 2023) và mô hình phân phối trễ tự hồi quy (Lê Hoàng Phong & Đặng Thị Bạch Vân, 2015).

Mục tiêu của nghiên cứu này là xem xét ảnh hưởng của các nhân tố kinh tế vĩ mô đến chỉ số thị trường chứng khoán tại Việt Nam (với đại diện là chỉ số VN-Index của sàn HOSE) bằng mô hình phân phối trễ tự hồi quy (Autoregressive Distributed Lag Model- ARDL). Tính đến ngày 29/12/2023, sàn HOSE có giá trị vốn hóa niêm yết đạt hơn 4,55 triệu tỷ đồng, chiếm hơn 93,3% tổng giá trị vốn hóa niêm yết toàn thị trường (Ủy ban Chứng khoán Nhà nước, 2023). Về khoảng trống nghiên cứu, nghiên cứu này được thực hiện để bổ sung những bằng chứng thực nghiệm vì những lý do sau đây. Thứ nhất, bối cảnh kinh tế Việt Nam đã hứng chịu nhiều hơn ảnh hưởng của những sự kiện kinh tế- chính trị toàn cầu thường xuyên hơn những giai đoạn trước đây (Phan Thị Bích Nguyệt & Phạm Dương Phương Thảo, 2013; Lê Hoàng Phong & Đặng Thị Bạch Vân, 2015; Phạm Tiến Mạnh, 2017). Ngoại trừ nghiên cứu của Phạm Tiến Mạnh (2023), các giai đoạn nghiên cứu trước chưa thực sự trải qua những biến động vĩ mô, do tác động của những sự kiện kinh tế- chính trị lớn, sự thay đổi liên tục các chính sách đối ngoại, chiến tranh thương mại, xung đột vũ trang ở các khu vực. Thứ hai, mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn của các yếu

tổ vĩ mô với thị trường chứng khoán chưa được phân tích sâu sắc trong những nghiên cứu trước đây. Trong khi một số nghiên cứu chỉ tập trung vào ảnh hưởng ngắn hạn (Phan Thị Bích Nguyệt & Phạm Dương Phương Thảo, 2013; Phạm Tiến Mạnh, 2023), nghiên cứu của Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân (2015) có quan tâm đến dài hạn nhưng kết quả trái ngược với các nghiên cứu trước đây. Thứ ba, sự liên hệ của thị trường tiền điện tử với thị trường chứng khoán được xem xét nhiều hơn trong những năm gần đây (Zhang và cộng sự, 2024; Tosin-Amos, 2023; Wang và cộng sự, 2022), nhưng ảnh hưởng này chưa được quan tâm đúng mức tại Việt Nam (Phan Thị Bích Nguyệt & Phạm Dương Phương Thảo, 2013; Lê Hoàng Phong & Đặng Thị Bạch Vân, 2015; Phạm Tiến Mạnh, 2017; Phạm Tiến Mạnh, 2023).

Về kết cấu của nghiên cứu, Mục 2 tiếp theo sẽ trình bày về cơ sở lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm. Phương pháp nghiên cứu, bao gồm mô hình nghiên cứu, dữ liệu thực nghiệm và phương pháp ước lượng sẽ được trình bày tại Mục 3. Kết quả nghiên cứu sẽ được phân tích và thảo luận tại Mục 4, từ đó, rút ra kết luận và hàm ý chính sách tại Mục 5.

2. Cơ sở lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm

Lý thuyết đầu tiên mà tác giả đề cập là Lý thuyết kinh doanh chênh lệch giá (APT), được phát triển bởi Ross (1976). Lý thuyết APT là một mô hình đa yếu tố để định giá tài sản, liên hệ nhiều biến kinh tế vĩ mô với việc định giá tài sản tài chính. Mỗi nhân tố làm thay đổi lợi nhuận kỳ vọng, và giá chứng khoán biến động tùy theo độ nhạy cảm của nó với các yếu tố đó. Tỷ lệ lạm phát, cung tiền và kim ngạch xuất khẩu là các yếu tố quan trọng tác động trực tiếp

đến lợi nhuận kỳ vọng của các tài sản tài chính. Tác động của lạm phát có tích cực trong việc kích cầu nền kinh tế, nhưng cũng làm gia tăng chi phí sản xuất. Trong khi tác động của cung tiền, như hệ quả của chính sách tiền tệ mở rộng, có thể làm giảm lãi suất thị trường và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, từ đó, tác động tích cực đến thị trường chứng khoán. Sự gia tăng của xuất khẩu, đại diện cho độ mở thương mại, cũng tác động trực tiếp đến lợi nhuận kỳ vọng của các doanh nghiệp xuất khẩu, thúc đẩy gia tăng lợi nhuận danh mục thị trường. Bên cạnh đó, xét trong bối cảnh thị trường chứng khoán Việt Nam, nơi vẫn còn phụ thuộc vào các dòng vốn ngoại, nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI: Foreign Direct Investment) có thể được xem như một yếu tố kinh tế vĩ mô ảnh hưởng đến kỳ vọng lợi suất và rủi ro của các tài sản. Về lợi ích, FDI mang đến sự cải thiện về hiệu suất, nâng cao chất lượng sản phẩm và gia tăng sức cạnh tranh, từ đó, thúc đẩy sản xuất, tạo việc làm, và tăng trưởng kinh tế (Malcus & Persson, 2018). Vì tính khó đảo ngược khi đầu tư, các quyết định tăng cường hoạt động FDI phản ánh rõ ràng hơn sự gia tăng lợi nhuận kỳ vọng của thị trường chứng khoán (Dixit & Pindyck, 1994).

Lý thuyết thị trường hiệu quả (EMH) của Fama (1965) cũng giải thích sự biến động giá tài sản theo các yếu tố vĩ mô và giá trị nội tại của doanh nghiệp. Giá tài sản trong một thị trường hiệu quả phản ánh đầy đủ tất cả thông tin có sẵn cho người tham gia thị trường một cách đầy đủ và nhanh chóng. Vì thế, chỉ số tăng trưởng sản xuất công nghiệp phản ánh trực tiếp hoạt động sản xuất, kinh doanh của các doanh nghiệp và có xu hướng tác động tích cực đến chỉ số giá trị thị trường chứng khoán. Ngoài ra, sự thay đổi theo hướng chính sách tiền tệ, được phản ánh bởi cung tiền, và lạm phát cũng có tác động tức thời đến thị trường chứng khoán.

Lý thuyết thứ ba là Lý thuyết danh mục đầu tư hiện đại (MPT). Markowitz (1952) giả định rằng tất cả các nhà đầu tư đều không thích rủi ro và mong muốn mức lợi nhuận cao nhất với mức rủi ro cố định. Ý tưởng là thay vì dồn toàn bộ tài sản vào cùng một tài sản, nhà đầu tư nên phân chia và đa dạng hóa tài sản thành nhiều tài sản khác nhau. Những phát triển mở rộng ứng dụng lý thuyết sau này dựa trên MPT đã đưa thêm tài sản thay thế, như tiền điện tử, vào danh mục đầu tư, nhằm tăng hiệu quả phòng ngừa rủi ro và đa dạng hóa (Bouri và cộng sự, 2017; Wang và cộng sự, 2022). Về bản chất, Bitcoin gắn với một tài sản rủi ro, các nhà đầu tư phân bổ Bitcoin như một công cụ đa dạng hóa rủi ro cho các tài sản rủi ro truyền thống như cổ phiếu.

Bên cạnh nghiên cứu lý thuyết, nhiều bằng chứng thực nghiệm cũng xác nhận về tác động của các yếu tố vĩ mô đến chỉ số giá trị thị trường chứng khoán. Phan Thị Bích Nguyệt và Phạm Dương Phương Thảo (2013) sử dụng phương pháp ước lượng hồi quy bội và bộ dữ liệu chuỗi thời gian. Kết quả nghiên cứu cho rằng lạm phát có tác động cùng chiều đến giá trị thị trường chứng khoán vì khi sản xuất công nghiệp tăng, các doanh nghiệp có khả năng sinh lợi cao, thu hút dòng vốn đầu tư vào thị trường chứng khoán. Điều này cũng được khẳng định bởi Phạm Tiến Mạnh (2017). Dù vậy, nghiên cứu của Phạm Tiến Mạnh (2017) chỉ tập trung vào sàn HNX với số lượng giao dịch không đủ đại diện cho thị trường chứng khoán. Mặt khác, Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân (2015) đã chứng minh lại rằng lạm phát có ảnh hưởng tiêu cực đến giá cổ phiếu bằng mô hình phân phối trễ tự hồi quy (ARDL) và mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM). Thalagoda và cộng sự (2018), Sharkas (2004) cũng đồng tình với kết luận này.

Giống với các nghiên cứu của Phan Thị

Bích Nguyệt và Phạm Dương Phương Thảo (2013), Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân (2015), Mukherjee và Naka (1995) đã khẳng định tăng trưởng cung tiền ảnh hưởng tích cực đến giá chứng khoán ở Nhật Bản. Tuy nhiên, khi nghiên cứu thị trường Malaysia, Rahman và cộng sự (2009), Asmy và cộng sự (2009) đã khẳng định tăng trưởng cung tiền ảnh hưởng tiêu cực đến giá trị thị trường chứng khoán dù trước khủng hoảng (1987- 1995) hay sau khủng hoảng (1999- 2007) bằng mô hình ECM.

Bên cạnh đó, Malcus và Persson (2018) đã chỉ ra rằng FDI ảnh hưởng tiêu cực đến chứng khoán Thụy Điển, sau đó, Matar (2023) đã dùng mô hình VECM để chứng minh FDI có tác động tích cực đến chứng khoán tại Amman trong cả dài hạn lẫn ngắn hạn. Tuy nhiên, nghiên cứu của Phạm Tiến Mạnh (2023) cho rằng các hoạt động đầu tư nước ngoài không ảnh hưởng đến thị trường chứng khoán Việt Nam.

Ngoài ra, nghiên cứu của Thalagoda và cộng sự (2018) đã chứng minh giá trị xuất khẩu có mối liên hệ tích cực trong dài hạn với giá cổ phiếu. Yếu tố sản xuất công nghiệp cũng đã thể hiện tương quan dương trong các nghiên cứu của Rahman và cộng sự (2009), Mukherjee và Naka (1995). Theo Mukherjee và Naka (1995), hoạt động kinh tế thực tế tác động đến dòng tiền dự kiến trong tương lai, ảnh hưởng đến giá cổ phiếu theo cùng một hướng. Wang và cộng sự (2022) nhận định Bitcoin có mối liên hệ tích cực ổn định trong dài hạn với các tài sản rủi ro như cổ phiếu. Ảnh hưởng cùng chiều của tiền điện tử đối với giá trị thị trường chứng khoán cũng được nhấn mạnh trong những nghiên cứu gần đây (Zhang và cộng sự, 2024; Tosin-Amos, 2023).

Giả thuyết nghiên cứu được xây dựng cho mô hình nghiên cứu như sau:

- **Giả thuyết H₁**: Lạm phát (CPI) tương quan âm với chỉ số VN- Index

- **Giả thuyết H₂**: Tăng trưởng (GM2) cung tiền tương quan dương với chỉ số VN- Index
- **Giả thuyết H₃**: Tăng trưởng kim ngạch xuất khẩu (GEX) tương quan dương với chỉ số VN- Index
- **Giả thuyết H₄**: FDI (đo bằng chênh lệch giữa vốn FDI thực hiện và FDI đăng ký-DFDI) tương quan dương với chỉ số VN- Index
- **Giả thuyết H₅**: Tăng trưởng sản xuất công nghiệp (GIP) tương quan dương với chỉ số VN- Index
- **Giả thuyết H₆**: Giá Bitcoin (BTC) tương quan dương với chỉ số VN- Index

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Tác giả đưa ra các biến có khả năng ảnh hưởng đến tăng trưởng giá trị thị trường chứng khoán trong giai đoạn từ tháng 1 năm 2011 đến tháng 12 năm 2023 bao gồm: Giá Bitcoin (BTC), Chỉ số tăng trưởng sản xuất công nghiệp (GIP), Chỉ số tăng trưởng kim ngạch xuất khẩu (GEX), Chỉ số giá tiêu dùng (CPI), Chỉ số tăng trưởng cung tiền (GM2), Chênh lệch vốn FDI giải ngân và vốn FDI đăng ký (DFDI). Mô hình ARDL với dữ liệu chuỗi thời gian ở Việt Nam trình bày như sau:

$$\begin{aligned} \text{LnVNI}_t = & \varepsilon_t + \beta_0 + \sum_{i=1}^{p_0} \beta_{i0} \text{LnVNI}_{t-i} \\ & + \sum_{j=1}^{p_1} \beta_{j1} \text{LnBTC}_{t-j} + \sum_{k=1}^{p_2} \beta_{k2} \text{GIP}_{t-k} \\ & + \sum_{l=1}^{p_3} \beta_{l3} \text{GEX}_{t-l} + \sum_{m=1}^{p_4} \beta_{m4} \text{CPI}_{t-m} \\ & + \sum_{n=1}^{p_5} \beta_{n5} \text{GM2}_{t-n} + \sum_{o=1}^{p_6} \beta_{o6} \text{DFDI}_{t-o} \end{aligned} \quad (1)$$

Trong đó:

i, j, k, l, m, n, o lần lượt là độ trễ tương ứng của các biến;

p_i là bậc tự tương quan (độ trễ) của biến;

ε_t là hạng nhiễu/ sai số của mô hình.

Khi mối quan hệ đồng tích hợp tồn tại giữa

các biến, mô hình sai số hiệu chỉnh (ECM: Error Correction Model) được sử dụng để tìm ra mối quan hệ trong ngắn hạn giữa các biến độc lập với chỉ số VN- Index dựa vào đo lường sự biến động của mô hình ngắn hạn và tốc độ mô hình này được điều chỉnh về vị trí cân bằng khi có một cú sốc xảy ra. Mô hình thứ hai là mô hình ECM được trình bày như sau:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LnVNI}_t = & \beta_0 + \varepsilon_t + \Pi \text{LnVNI}_{t-1} (\text{ECM}) + \\ & \sum_{i=1}^{p_0-1} \beta_{i0} \Delta \text{LnVNI}_{t-i} + \sum_{j=1}^{p_1} \beta_{j1} \Delta \text{LnBTC}_{t-j} \\ & + \sum_{k=1}^{p_2} \beta_{k2} \Delta \text{GIP}_{t-k} + \sum_{l=1}^{p_3} \beta_{l3} \Delta \text{GEX}_{t-l} \\ & + \sum_{m=1}^{p_4} \beta_{m4} \Delta \text{CPI}_{t-m} + \sum_{n=1}^{p_5} \beta_{n5} \Delta \text{GM2}_{t-n} \\ & + \sum_{o=1}^{p_6} \beta_{o6} \Delta \text{DFDI}_{t-o} \end{aligned} \quad (2)$$

với $\Pi = \alpha \times \beta$

Trong đó:

ΠLnVNI_{t-1} là phần hiệu chỉnh sai số của mô hình;

α là ma trận tham số điều chỉnh thể hiện tốc độ điều chỉnh;

β là ma trận hệ số dài hạn thể hiện tối đa $(n - 1)$ quan hệ đồng liên kết.

Các biến phụ thuộc, biến độc lập và biến kiểm soát được đo lường như sau:

- VNI: Chỉ số VN- index là chỉ số đại diện cho toàn bộ cổ phiếu trên HOSE. Chỉ số này là điểm thị trường vào thời điểm kết thúc mỗi tháng.

- BTC: Bitcoin là một loại tiền mã hóa, được phát minh bởi một cá nhân tên Satoshi Nakamoto dưới dạng phần mềm mã nguồn mở từ năm 2009 (Vigna, 2021). Giá Bitcoin được lấy từ đơn vị USD, nhân với tỷ giá hối đoái VND/USD tại cùng một thời điểm cuối tháng, cuối cùng tác giả đã sử dụng dữ liệu Bitcoin bằng VND.

- GIP: Tăng trưởng sản xuất công nghiệp là tỷ lệ phần trăm giữa khối lượng sản xuất công nghiệp tạo ra trong kỳ hiện tại kỳ trước liền kề. Các ngành công nghiệp được tổng hợp gồm ngành công nghiệp khai khoáng, công nghiệp chế biến chế tạo, sản xuất và phân phối điện, cung cấp nước, hoạt động

quản lý và xử lý rác thải, nước thải.

- GEX: Tăng trưởng kim ngạch xuất khẩu là tỷ lệ phần trăm giữa tổng giá trị hàng hóa mà một quốc gia xuất khẩu trong kỳ hiện tại so với kỳ trước liền kề.

- CPI: Chỉ số giá tiêu dùng là chỉ tiêu tương đối phản ánh xu hướng và mức độ biến động giá chung theo thời gian của các loại hàng hoá- dịch vụ, đại diện cho tỷ lệ lạm phát (Organization for Economic Cooperation and Development [OECD], 2024).

- GM2: Cung tiền M2, bao gồm tiền mặt lưu thông ngoài hệ thống ngân hàng, tiền gửi và giấy tờ có giá.

- DFDI: Chênh lệch giữa vốn FDI_{dk} (vốn đăng ký cấp mới, điều chỉnh và góp vốn mua cổ phần, mua phần vốn góp của nhà đầu tư nước ngoài) và (vốn thực hiện đã được đầu tư vào các dự án FDI).

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Bảng 1 trình bày các biến trong mô hình nghiên cứu. Thời gian nghiên cứu được thu thập trong khoảng thời gian từ tháng 1/2011 đến tháng 12/2023. Chỉ số VN-

Index và giá Bitcoin được lấy vào thời điểm giao dịch cuối cùng của tháng được quan sát. Các dữ liệu còn lại được thu thập theo tần suất hàng tháng.

3.3. Phương pháp ước lượng và các kiểm định

Trước tiên, bài nghiên cứu này sử dụng kiểm tra tính dừng bằng kiểm định DF-Dickey Fuller phát triển bởi Dickey and Fuller (1979) và kiểm định PP- Fisher Chi-square đã được trình bày bởi Phillips và Perron (1988). Cả hai kiểm định đều được thực hiện với hai giả thuyết được đề ra là H_0 : Biến không dừng ở bậc 0 – $I(0)$ (hoặc $1 - I(1)$) và H_1 : Biến dừng ở bậc 0 – $I(0)$ (hoặc $1 - I(1)$).

Tiếp theo, mô hình sẽ tiến hành kiểm tra rằng liệu dữ liệu có tồn tại mối quan hệ đồng liên kết hay không. Kiểm định đường bao thực hiện với giả thuyết : không tồn tại mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến. Nếu giá trị F thấp hơn giá trị giới hạn dưới $I(0)$, chúng ta không bác bỏ giả thuyết H_0 và mô hình không có mối quan hệ dài hạn;

Bảng 1. Mô tả và giải thích các biến trong mô hình nghiên cứu

Tên gọi	Tên biến	Đơn vị	Nguồn	Kỳ vọng
Biến phụ thuộc				
Chỉ số VN – index	LnVNI	Điểm	Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh	
Biến độc lập				
Giá Bitcoin	LnBTC	VND	Binance France SAS	-
Chỉ số tăng trưởng sản xuất công nghiệp	GIP	%/tháng	Tổng cục Thống kê	+
Chỉ số tăng trưởng kim ngạch xuất khẩu	GEX	%/tháng	Tổng cục Thống kê	+
Chỉ số giá tiêu dùng	CPI	%/tháng	Tổng cục Thống kê	- / +
Chỉ số tăng trưởng cung tiền	GM2	%/tháng	Hiệp hội Thị trường Trái phiếu Việt Nam	- / +
Chênh lệch vốn FDI thực hiện và vốn FDI đăng ký	DFDI	%/tháng	Bộ Kế hoạch và Đầu tư	- / +

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

trường hợp thứ hai, nếu giá trị F này lớn hơn giới hạn đường bao trên $I(1)$, chúng ta bác bỏ giả thuyết; nếu giá trị này nằm giữa hai giới hạn, chúng ta không thể phán đoán kết quả của kiểm định.

Mô hình ARDL và ECM thực hiện qua hai tiêu chí về độ trễ phổ biến là Tiêu chuẩn thông tin Akaike (AIC) trình bày bởi Akaike (1974) và Tiêu chuẩn thông tin Bayesian (BIC) của Schwarz (1978). Mô hình cần thực hiện các kiểm định tính ổn định thông qua Biểu đồ tổng tích lũy của các phần dư (CUSUM) phát triển bởi Barnard và cộng sự (1959) và biểu đồ tổng tích lũy của phần dư bình phương (CUSUMSQ) giới thiệu bởi Brown và cộng sự (1975). Kiểm định về hiện tượng tự tương quan, hiện tượng đa cộng tuyến và hiện tượng phương sai sai số thay đổi cũng được thực hiện. Tất cả các phân tích số liệu được thực hiện trên phần mềm Stata 17.

4. Kết quả nghiên cứu

Các biến độc lập và phụ thuộc được thu thập tại thời điểm cuối mỗi tháng. Bảng 2 thể hiện CPI có giá trị trung bình và trung vị thấp nhất (0,0028 và 0,0005), ngược lại, lnBTC có giá trị trung bình và trung vị cao nhất (17,1355 và 17,9222) trong khoảng thời gian 2011- 2023. Các giá trị trung bình và trung vị của biến giải

thích không tồn tại chênh lệch quá lớn, cho thấy mẫu dữ liệu có phân phối chuẩn.

Bảng 3 cho thấy được các biến dừng ở bậc 0 với giá trị p -value = 0,0000 < 5% gồm GIP, GEX, CPI, GM2; kết quả này đồng nghĩa với việc bác bỏ H_0 và chấp nhận H_1 . Các biến lnVNI, lnBTC, DFDI không dừng ở bậc 0 mà chỉ dừng ở sai phân bậc 1. Điều này đảm bảo rằng các biến không dừng ở bậc $I(2)$ - điều kiện tiên quyết để dữ liệu dùng mô hình ARDL. Mô hình tồn tại các biến nghiên cứu có sự khác nhau về tính dừng, đã đáp ứng được yêu cầu sử dụng mô hình ARDL (Pesaran và cộng sự, 2001).

Bảng 4 cho thấy giá trị thống kê F lớn hơn giá trị giới hạn trên ứng với mọi giá trị tham chiếu 1%, 5% và 10%. Như vậy, ta khẳng định tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến.

Bảng 5 thể hiện sự thay đổi của các biến có thể giải thích 98,21% sự thay đổi của chỉ số VN- Index. Mô hình trên cho thấy có những tác động đáng kể của các biến vĩ mô đến lnVNI. Các biến lnBTC, GEX, CPI, GM2 và DFDI có tác động tích cực đến chỉ số VN- Index ở mức ý nghĩa 10%. Độ trễ của VN- Index cũng thể hiện sự ảnh hưởng đến chính bản thân nó, ta có thể thấy rằng lịch sử biến động từ biểu đồ giá có thể ảnh hưởng đến giá thị trường cổ phiếu. Ngược lại, biến độ trễ của lạm phát có ảnh

Bảng 2. Thống kê mô tả cho FDI và các biến độc lập

Biến	Quan sát	Trung bình	Trung vị	Sai số chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
lnVNI	156	6,6144	6,6245	0,3928	5,8624	7,3121
lnBTC	156	17,1355	17,9222	3,0442	9,1848	21,056
GIP	156	0,0227	0,0215	0,0768	-0,223	0,276
GEX	156	0,0192	0,01	0,145	-0,3771	0,5433
CPI	156	0,0028	0,0005	0,0059	-0,0154	0,0332
GM2	156	0,0122	0,0099	0,0002	-0,0235	0,0969
DFDI	156	0,7199	0,395	1,3556	-1,83	8,81

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

Bảng 3. Kiểm định tính dừng cho các biến theo kiểm định DF và PP

P – value	Dickey – Fuller (DF)		Phillips – Perron (PP)	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
lnVNI	0,7824	0,0000	0,7871	0,0000
lnBTC	0,0495	0,0000	0,0834	0,0000
GIP	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
GEX	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
CPI	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
GM2	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
DFDI	0,6455	0,0000	0,6428	0,0000

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

Bảng 4. Kiểm định đường bao theo tiêu chuẩn độ trễ AIC và BIC

Số bậc	Kiểm định đường bao của Pesaran, Shin & Smith (2001)								
	K	90%		95%		97,5%		99%	
5	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	
Thống kê F	8,089	2,12	3,23	2,45	3,61	2,75	3,99	3,15	4,43
Thống kê t	-3,971	-2,57	-4,04	-2,86	-4,38	-3,13	-4,66	-3,43	-4,99

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

Bảng 5. Ước lượng mô hình ARDL

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
lnVNI _{t-1}	0,8567	0,0361	23,74	0,000
lnBTC	0,0190	0,0050	3,76	0,000
GIP	-0,3529	0,0839	-4,20	0,000
GEX	0,1798	0,0452	3,98	0,000
CPI	3,2171	1,1031	2,91	0,004
CPI _{t-1}	-2,7606	1,0523	-2,62	0,010
GM2	0,5664	0,3071	1,84	0,067
DFDI	0,0066	0,0032	2,04	0,044
c	0,6170	0,1573	3,92	0,000

$$R^2 = 0,9830$$

$$R^2 \text{ điều chỉnh} = 0,9821$$

$$\text{Log likelihood} = 241,1246$$

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

hưởng tiêu cực đến chỉ số giá chứng khoán. Điều đáng chú ý là chỉ số tăng trưởng công nghiệp GIP ở Việt Nam lại thể hiện tác động ngược chiều với giá chứng khoán.

Bảng 6 trình bày kết quả ước lượng các hệ số dài hạn của mô hình ARDL (1, 0, 0, 0, 1, 0, 0) và các hệ số ngắn hạn ở sai phân bậc nhất bằng mô hình ECM. Phần sai số

Bảng 6. Ước lượng các hệ số dài hạn và ngắn hạn

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thông kê t	Xác suất
Hệ số dài hạn				
lnBTC	0,1329	0,0112	11,95	0,000
GIP	-2,4624	0,9498	-2,59	0,010
GEX	1,2548	0,4747	2,74	0,009
CPI	3,1856	6,7031	0,48	0,635
GM2	3,9521	2,3532	1,68	0,095
DFDI	0,0459	0,0258	1,78	0,078
Hệ số ngắn hạn				
$\Delta \ln \text{BTC}$	0,0190	0,0050	3,76	0,000
ΔGIP	-0,3529	0,0839	-4,20	0,000
ΔGEX	0,1798	0,0452	3,98	0,000
ΔCPI	3,2171	1,1037	2,91	0,004
ΔGM2	0,5664	0,3071	1,84	0,067
ΔDFDI	0,0066	0,0032	2,04	0,044
C	0,6170	0,1573	3,92	0,000
ECM(-1)	-0,1433	0,0361	-3,97	0,000
ECM = $\ln \text{VNI} - 0,1329 * \ln \text{BTC} + 2,4624 * \text{GIP} - 1,2547 * \text{GEX} - 3,1856 * \text{CPI} - 0,5664 * \text{GM2} - 0,0459 * \text{DFDI}$				

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

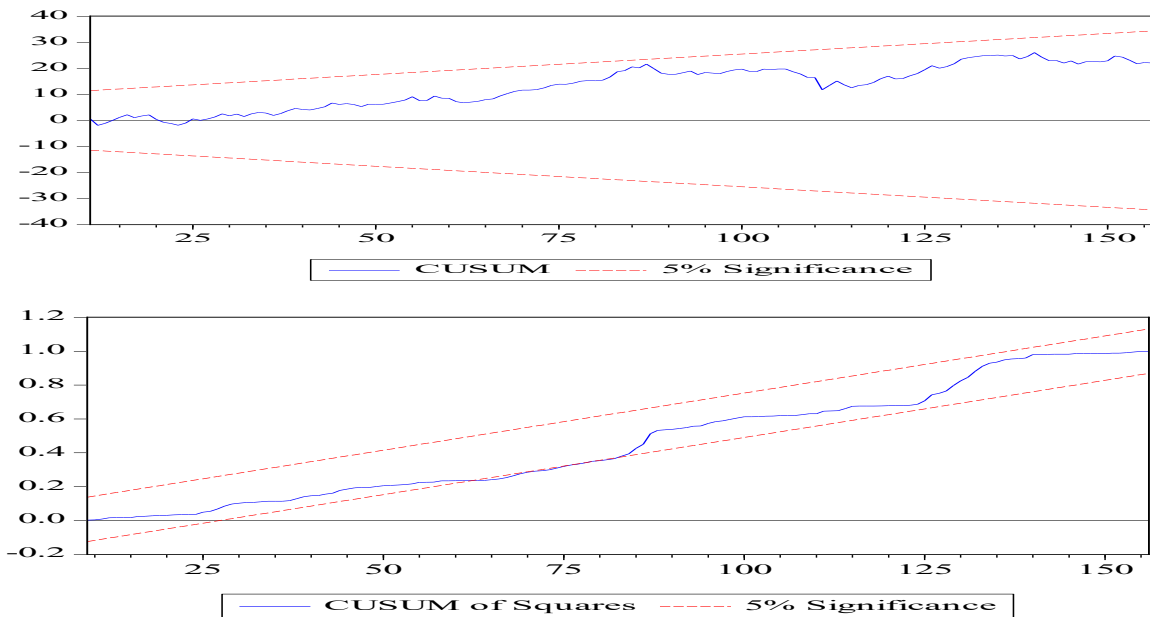
hiệu chỉnh (ECM(-1)) mang dấu âm cho thấy sự hội tụ và mô hình có thể kết luận rằng 14,33% điều chỉnh từ ngắn hạn sang dài hạn diễn ra trong mỗi tháng. Kết quả nghiên cứu cho thấy, cả trong ngắn hạn và dài hạn, giá Bitcoin, chỉ số tăng trưởng xuất khẩu, cung tiền và chênh lệch vốn FDI có tác động cùng chiều lên giá chứng khoán với mức ý nghĩa 10%, còn chỉ số tăng trưởng công nghiệp tiếp tục có tác động ngược chiều lên chỉ số giá chứng khoán. Chỉ số CPI thể hiện tác động tích cực trong ngắn hạn ở dạng sai phân nhưng lại không có ý nghĩa trong dài hạn.

Biểu đồ CUSUM và CUSUMSQ đều nằm trong dải tiêu chuẩn ứng với mức ý nghĩa 5% (Hình 1), nghĩa là các giới hạn trên và dưới đều không bị vượt qua quá mức, do đó cung cấp bằng chứng rằng các tham số của mô hình không bị bất ổn về mặt cấu trúc

trong thời gian nghiên cứu. Và điều này cũng đã chứng minh rằng phương sai phần dư của mô hình đảm bảo tính ổn định.

Thông qua các kiểm định đã được thực hiện gồm kiểm định hiện tượng tự tương quan, đa cộng tuyến, nhiễu trắng và phương sai sai số thay đổi cùng với biểu đồ CUSUMSQ đã chứng minh các ước lượng thu được không bị chệch. Thêm vào đó, sự tương đồng giữa các mô hình khi sử dụng tiêu chuẩn AIC và BIC giúp gia tăng sự phù hợp của mô hình. Kết quả phân tích cho thấy các nhân tố kinh tế vĩ mô thực sự có tác động đến thị trường chứng khoán. Cụ thể:

Giá Bitcoin tương quan dương với thị trường chứng khoán. Nhìn vào ước lượng hồi quy (Bảng 6), khi lnBTC tăng 1% thì VNI tăng 0,1329%. Điều này phù hợp với nghiên cứu của Wang và cộng sự (2022).



Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

Hình 1. Kiểm định tính ổn định của mô hình

Phản ứng tích cực của thị trường chứng khoán đối với Bitcoin phản ánh nhiều hơn sự chấp nhận tiền điện tử trên thị trường tài chính như một công cụ lưu trữ giá trị tài sản bên cạnh các tài sản truyền thống, một giải pháp đa dạng hoá nhằm giảm thiểu rủi ro tổng thể trong danh mục đầu tư, được vận dụng theo lý thuyết MPT. Dựa trên bối cảnh nghiên cứu tại Việt Nam, khi Luật Công nghiệp Công nghệ số chỉ có hiệu lực từ ngày 1/1/2026, vai trò của thị trường Bitcoin trong mối quan hệ với thị trường chứng khoán có lẽ là động cơ và áp lực trong việc thúc đẩy và vận hành cơ sở hạ

tầng pháp lý phù hợp với sự phát triển của thị trường tài chính.

Chỉ số tăng trưởng sản xuất công nghiệp tương quan âm với thị trường chứng khoán: Khi thay đổi 1 đơn vị của GIP thì VNI sẽ giảm 0,3529% trong ngắn hạn và 2,4624% trong dài hạn. Biểu hiện trái ngược so với các nghiên cứu trước tại quốc gia khác (Rahman và cộng sự, 2009; Mukherjee & Naka, 1995). Điều này cho thấy tình hình phát triển của ngành công nghiệp không thực sự thúc đẩy sự tăng trưởng của thị trường chứng khoán tại Việt Nam, thậm chí còn ngược lại. Bằng chứng này là dấu

Bảng 7. Kiểm định hiện tượng lỗi của mô hình

Hiện tượng	Kiểm định	Tác giả	F – statistics	P – values
Tự tương quan	Breusch–Godfrey LM	Breusch (1978); Godfrey (1978)	0,0230	0,8794
	Lagrange Multiplier	Silvey (1959)	0,4090	0,5223
Phương sai sai số thay đổi	Breusch – Pagan	Breusch và Pagan (1979)	0,2000	0,6546
	White	White (1980)	43,2000	0,5057
	IM–test	Cameron và Trivedi (2005)	51,6300	0,5275
Nhiều trắng	Portmanteau	Ljung và Box (1978)	39,3289	0,5003

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

Bảng 8. Kiểm định đa cộng tuyến qua hệ số phóng đại phương sai

Biến	VIF
lnBTC	12,70
lnVNI _{t-1}	11,17
GEX	2,40
GIP	2,32
CPI	2,28
CPI _{t-1}	2,16
GM2	1,09
DFDI	1,07
VIF bình quân (Snee, 1981)	4,40

Nguồn: Nhóm tác giả thực hiện

hiệu về tính chất đầu cơ, những đợt tăng giá của thị trường không phản ánh thực tế tình trạng của nền kinh tế, hàm ý về sự không hiệu quả theo lý thuyết EMH tại thị trường chứng khoán Việt Nam. Dòng vốn chảy vào thị trường chứng khoán kể cả khi có sự sụt giảm trong chỉ số sản xuất công nghiệp. Tăng trưởng kim ngạch xuất khẩu tương quan dương với thị trường chứng khoán. Khi tăng trưởng kim ngạch xuất khẩu tăng 1 đơn vị thì VNI tăng 0,1798% trong ngắn hạn và 1,2548% trong dài hạn. Điều này cũng đã được chứng minh qua nghiên cứu của Thalagoda và cộng sự (2018). Sự gia tăng của xuất khẩu tác động trực tiếp đến lợi nhuận kỳ vọng của các doanh nghiệp xuất khẩu (APT), góp phần nâng lợi suất kỳ vọng danh mục thị trường. Mặc dù, các tác động gián tiếp của sự gia tăng xuất khẩu có thể kéo theo sự gia tăng của dòng ngoại tệ chảy vào nền kinh tế, tùy thuộc vào động thái của ngân hàng trung ương đối với chính sách tiền tệ tương ứng, làm cho mối quan hệ này trên thực tế phức tạp hơn. Hệ quả tác động đến lạm phát và cung tiền của xuất khẩu sẽ được phân tích trực tiếp hơn khi phân tích lần lượt ảnh hưởng trực tiếp của các biến này, nhưng nhìn chung tác

động tổng thể là tích cực đối với thị trường chứng khoán.

Chỉ số giá tiêu dùng tương quan dương trong ngắn hạn: khi CPI tăng 1 đơn vị thì VNI sẽ tăng 3,2171%. Tuy nhiên, mô hình không thể hiện bất kỳ tác động nào giữa hai nhân tố trong dài hạn. Lạm phát thể hiện sự tương quan cùng chiều giống với kết quả của Asmy và cộng sự (2009), nhưng trái với tác động tiêu cực được tìm thấy bởi Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân (2015). Trong ngắn hạn, ảnh hưởng này có thể lý giải bởi đặc thù thị trường Việt Nam, khi lạm phát tăng phản ánh sự tăng trưởng cầu nội địa hoặc hệ quả ngắn hạn của chính sách tiền tệ, dẫn đến lợi nhuận doanh nghiệp gia tăng. Theo APT, lạm phát ở đây không đơn thuần là nhân tố rủi ro mà trở thành nhân tố lợi nhuận, thúc đẩy kỳ vọng cao hơn về giá cổ phiếu. Còn theo EMH, thị trường phản ánh kỳ vọng tích cực này vào giá cổ phiếu gần như ngay lập tức. Trong dài hạn, lạm phát tăng sẽ làm gia tăng chi phí sử dụng vốn, những điều này làm giảm lợi nhuận kỳ vọng, nhà đầu tư có xu hướng chuyển sang các tài sản khác như vàng, trái phiếu, làm giảm giá cổ phiếu trên thị trường chứng khoán. Đây chính là nguyên nhân khiến cho tác động ngắn hạn bị trung hoà trong dài hạn.

Tăng trưởng cung tiền thể hiện tác động cùng chiều đến giá chứng khoán: khi tăng trưởng cung tiền M2 tăng 1 đơn vị thì VNI sẽ tăng 0,5664% trong ngắn hạn và 3,9521% trong dài hạn. Ảnh hưởng cùng chiều của cung tiền, trái ngược với những nghiên cứu nước ngoài (Rahman và cộng sự, 2009; Asmy và cộng sự, 2009), nhưng tương đồng với các nghiên cứu tại Việt Nam (Phan Thị Bích Nguyệt & Phạm Dương Phương Thảo, 2013; Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân, 2015). Một mặt, kết quả này cho thấy hiệu quả của chính sách tiền tệ trong việc kích cầu nền

kinh tế, gia tăng lợi nhuận kỳ vọng của các doanh nghiệp và từ đó thúc đẩy sự tăng trưởng của thị trường chứng khoán (APT). Mặt khác, kết hợp với phản ứng tích cực ngắn hạn của lạm phát, sự phân bổ do dư thừa dòng tiền tiếp tục chảy vào thị trường chứng khoán và nhận được phản hồi tích cực từ thị trường (EMH).

FDI tương quan dương với thị trường chứng khoán: khi chênh lệch giữa vốn FDI thực hiện và FDI đăng ký tăng 1 đơn vị cũng sẽ làm cho VNI tăng 0,0066% trong ngắn hạn và tăng 0,0459% trong dài hạn. Kết quả nghiên cứu bổ sung bằng chứng thực nghiệm ủng hộ về tương quan dương của FDI như Matar (2023), thay vì không tìm thấy ảnh hưởng như Phạm Tiến Mạnh (2023), hay tương quan âm của Malcus và Persson (2018). Nhìn vào số liệu mô tả biến, chỉ số đa phần đều ở mức dương, vốn FDI thực hiện được thực hiện đa phần đều lớn hơn vốn FDI đăng ký, đây là một tín hiệu tích cực đối với thị trường tài chính tại Việt Nam. Sự quan tâm của các nhà đầu tư trực tiếp nước ngoài được thúc đẩy cao hơn, dẫn tới gia tăng tỷ suất sinh lời kỳ vọng của thị trường chứng khoán Việt Nam.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Kết quả hồi quy dài hạn và ngắn hạn cho thấy các nhân tố vĩ mô có tác động đáng kể đến thị trường chứng khoán tại Việt Nam. Do đó, Nhà nước cần định hướng phát triển, xây dựng kế hoạch thực hiện giải pháp và các chính sách để phát triển hướng tới mục tiêu lâu dài, bền vững và ổn định trong dài hạn cho thị trường chứng khoán.

Thứ nhất, xem xét về hành lang pháp lý để quản lý, theo dõi và kiểm soát việc sở hữu và sử dụng tiền điện tử. Sự phát triển của các sản phẩm tài chính số có thể tạo thêm kênh dẫn vốn bổ trợ cho thị trường chứng khoán. Việc thực hiện quy định hiện hành

tại Luật Công nghiệp Công nghệ số có hiệu lực từ 1/1/2026 với điều khoản công nhận tài sản mã hóa sẽ là cơ hội thực tế hoá kết quả thực nghiệm trên thị trường chứng khoán.

Thứ hai, thận trọng kiểm soát, gia tăng tính minh bạch, hạn chế tính đầu cơ của thị trường chứng khoán nhằm phản ánh đầy đủ hơn tình trạng thực tế của nền kinh tế đối với tình hình sản xuất và hoạt động của các ngành công nghiệp.

Thứ ba, đẩy mạnh chính sách hỗ trợ xuất khẩu và mở rộng thị trường nhằm gia tăng động lực tích cực cho chứng khoán. Ảnh hưởng tích cực của tăng trưởng kim ngạch xuất khẩu đối với thị trường chứng khoán ủng hộ các giải pháp tăng cường hội nhập, giải toả các sức ép bảo hộ thương mại.

Thứ tư, kiểm soát lạm phát có mục tiêu, chấp nhận sự tăng giá ngắn hạn phù hợp với mức độ phát triển của thị trường chứng khoán. Bằng chứng về ảnh hưởng dài hạn của lạm phát không được tìm thấy và do đó, các chính sách kích cầu lạm phát nên có mục tiêu và nên kiểm soát hiệu lực ảnh hưởng trong ngắn hạn nhằm đảm bảo lạm phát không vượt khỏi tầm kiểm soát.

Thứ năm, điều tiết cung tiền linh hoạt, tăng cường hỗ trợ thanh khoản cho thị trường chứng khoán. Tác động tích cực đối với thị trường chứng khoán hàm ý rằng các chính sách tiền tệ mở rộng thực sự có hiệu quả trong giai đoạn nghiên cứu.

Cuối cùng, xây dựng chính sách minh bạch, cải thiện thủ tục hành chính để thu hút nhiều hơn các nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài. Tác động tích cực của đầu tư trực tiếp nước ngoài cho thấy vai trò quan trọng của các nhà đầu tư quốc tế đối với thị trường chứng khoán tại Việt Nam.

Nghiên cứu này có một số hạn chế nhất định. Thứ nhất, việc sử dụng chỉ số VN-Index có thể đại diện cho giá trị thị trường chứng khoán, nhưng chưa thể phản ánh thực sự đầy đủ. Nguyên nhân là vì chưa

có một chỉ số đại diện hoàn toàn cho giá trị thị trường chứng khoán trên tất cả thị trường. Thứ hai, mô hình ARDL mặc dù hoạt động tốt với mẫu nhỏ nhưng đặc tính dữ liệu trong giai đoạn nghiên cứu có thể chưa phản ánh hoàn hảo tác động dài hạn.

Do đó, hướng phát triển nghiên cứu sau này sẽ cải thiện thêm về chỉ số đo lường giá trị thị trường chứng khoán và mở rộng thêm kích thước mẫu quan sát để kiểm định chặt chẽ hơn nữa kết quả nghiên cứu. ■

Tài liệu tham khảo

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *Transactions on Automatic Control*, 19(6), 716–723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Asmy, M., Rohilina, W., Hassama, A., & Fouad, Md. (2009). Effects of Macroeconomic Variables on Stock Prices in Malaysia: An Approach of Error Correction Model. *Munich Personal PePfc Archive paper*, 20970. <https://mpr.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/20970>
- Barnard, G. A. (1959). Control charts and stochastic processes. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 21(2), 239–71. [http://doi.org/10.1016/0898-1221\(91\)90108-G](http://doi.org/10.1016/0898-1221(91)90108-G)
- Bouri, E., Molnár, P., Azzi, G., Roubaud, D., & Hagfors, L. I. (2017). On the hedge and safe haven properties of Bitcoin: Is it really more than a diversifier?. *Finance Research Letters*, 20, 192–198. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.09.025>
- Breusch, T. S. (1978). Testing for autocorrelation in dynamic linear models. *Australian Economic Papers*, 17(31), 334–355. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47(5), 1287–1294. <http://doi.org/10.2307/1911963>
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society B*, 37, 149–92. <http://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x>
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Micro econometrics: Methods and Applications*. New York, USA: Cambridge University Press. <http://dx.doi.org/10.1017/CBO9780511811241>
- Curran, E., & Anstey, C. (2021). *Pandemic-Era Central Banking Is Creating Bubbles Everywhere*. Bloomberg. <https://www.bloomberg.com/news/features/2021-01-24/central-banks-are-creating-bubbles-everywhere-in-the-pandemic>
- Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. <http://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531>
- Dixit, A., & Pindyck, R. (1994). *Investment under Uncertainty*. Princeton University Press, Princeton, New York. <https://msuweb.montclair.edu/~lebel/DixitPindyck1994.pdf>
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock Market Prices. *The Journal of Business*, 38(1), 34–105. <https://doi.org/10.1086/294743>
- Gisiger, C. (2021). *Mohamed El-Erian: 'This Is Starting to Get to Dangerous Levels'*. Neue Zürcher Zeitung. <https://themarket.ch/english/mohamed-el-erian-this-is-starting-to-get-to-dangerous-levels-ld.3371>
- Godfrey, L. G. (1978). Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 46(6), 1293–1301. <https://doi.org/10.2307/1913829>
- Greifeld, K., Wang, L., & Hajric, V. (2020). *Stocks Show Jerome Powell Is Still Wall Street's Head of State*. Bloomberg. <https://www.bloomberg.com/news/articles/2020-11-06/stocks-show-jerome-powell-is-still-wall-street-s-head-of-state>
- Lê Hoàng Phong, & Đặng Thị Bạch Vân. (2015). Kiểm chứng bằng mô hình ARDL tác động của các nhân tố vĩ mô đến chỉ số chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Phát Triển và Hội Nhập*, 20(30). <https://www.uef.edu.vn/newsimg/tap-chi-uef/2015-01-02-20/9.pdf>
- Ljung, G. M., & Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2), 297–303. <http://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>
- Malcus, R., & Persson, M. (2018). The Impact of Foreign Direct Investment on the Stock Market Development in Sweden. *University of Gothenburg paper*, 2(161). <https://core.ac.uk/reader/152598260>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77–91. <http://dx.doi.org/10.1002/9780470404324.hof002001>
- Matar, A. (2023). Multidirectional Relationships Between Stock Markets and Non-macroeconomic Variables. *Information Sciences Letters*, 12(1), 413–425. <http://dx.doi.org/10.18576/isl/120135>
- Mukherjee, T.K., & Naka, A. (1995). Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model. *Journal of Financial Research*, 18(2), 223–237. <http://doi.org/10.1111/j.1475-6803.1995.tb00563.x>
- OECD. (2024). OECD Consumer Price Index, Organization for Economic Cooperation and Development, Paris, France. <https://www.oecd.org/content/dam/oecd/en/data/methods/Methodological-Notes-of-the-OECD-Consumer-Price->

- [Index-News-Release.pdf](#)
- 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. <http://doi.org/10.1002/jae.616>
- Phạm Tiến Mạnh. (2017). Nghiên cứu các nhân tố ảnh hưởng đến thị giá cổ phiếu niêm yết trên Sở giao dịch chứng khoán Hà Nội (HNX). *Tạp chí Khoa học Lạc Hồng*, 11, 66–70. https://lhu.edu.vn/Data/News/383/files/Dac_biet/12_Tien_Manh.pdf
- Phạm Tiến Mạnh. (2023). Nghiên cứu ảnh hưởng của hoạt động đầu tư nước ngoài đến thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí khoa học công nghệ Việt Nam*, 65(4). [http://doi.org/10.31276/VJST.65\(4\).01-05](http://doi.org/10.31276/VJST.65(4).01-05)
- Phan Thị Bích Nguyệt, & Phạm Dương Phương Thảo. (2013). Phân tích tác động của các nhân tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán VN. *Tạp chí Phát Triển và Hội Nhập*, 8(18). <http://vci.vnu.edu.vn/upload/15022/pdf/57637ccf7f8b9ab0ee8b45a5.pdf>
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Oxford University Press*, 75(2), 335–346. <http://doi.org/10.2307/2336182>
- Rahman, A. A., Sidek, N. Z. M., & Tafri, F. H. (2009). Macroeconomic determinants of Malaysian stock market. *African Journal of Business Management*, 3(3), 95–106. <https://academicjournals.org/article/article1380530324-Rahman%20et%20al.pdf>
- Ross, S. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic theory*, 13, 341–360. [http://doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](http://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6)
- Schwarz, G. E. (1978). Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6(2), 461–464. [http://doi.org/10.1214/0022-0531\(1978\)6%2F1176344136](http://doi.org/10.1214/0022-0531(1978)6%2F1176344136)
- Sharkas, A. (2004). The dynamic relationship between macroeconomic factors and the Jordanian stock market. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 1, 97–114. <https://www.usc.es/economet/reviews/ijaeqs115.pdf>
- Silvey, S. D. (1959). The Lagrange multiplier test. *Annals of Mathematical statistics*, 30(2), 389–407. <http://dx.doi.org/10.1214/aoms/1177706259>
- Snee, R. (1981). Origins of the Variance Inflation Factor as Recalled by Cuthbert Daniel. *Snee Associates*, 12–65. <http://dx.doi.org/10.13140/RG.2.1.3274.8562>
- Summers, G. (2017). *The Everything Bubble: The Endgame For Central Bank Policy*. CreateSpace. ISBN 978–1974634064.
- Thalagoda, G., Rathnayake, K., & Abeysundara, S. (2018). Cointegration Based Regression to Analyse Linkage between Share Price Index and Macroeconomic Variables: Evidence from Colombo Stock Exchange. *Open Access Library Journal*, 5(11), 1–14. <http://doi.org/10.4236/oalib.1104955>
- Tosin-Amos, A. (2023) Stock Market Response to Investment in Cryptocurrencies in United State: A Dynamic ARDL Simulation Approach. *Open Access Library Journal*, 10, 1–19. <https://doi.org/10.4236/oalib.1109769>
- Ủy ban Chứng khoán Nhà nước. (2023). *Thông tin thị trường kỳ tháng 12/2023*. Truy cập 18/11/2025 https://ssc.gov.vn/webcenter/portal/ubck/pages_r/l/chitit?dDocName=APPSSCGOVVN1620141158
- Vigna, P. (2021). Who Is Bitcoin Creator Satoshi Nakamoto? What We Know—and Don't Know. *Wall Street Journal*. ISSN 0099-9660. <https://www.wsj.com/articles/who-is-bitcoin-creator-satoshi-nakamoto-what-we-know-and-dont-know-11638020231>
- Wang, P., Liu, X., & Wu, S. (2022). Dynamic linkage between bitcoin and traditional financial assets: a comparative analysis of different time frequencies. *Entropy*, 24(11), 1565. <http://dx.doi.org/10.3390/e24111565>
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838. <http://doi.org/10.2307/1912934>
- Zhang, X., Chen, Z., & Wang, S. (2024). A Study of The Impact of Cryptocurrency Price Volatility on the Stock and Gold Markets. *Finance Research Letters*, 69, 106114. <https://doi.org/10.1016/j.fl.2024.106114>