TÁC ĐỘNG CỦA CÁC YẾU TỐ VĨ MÔ TỚI CHỈ SỐ GIÁ CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM: PHÂN TÍCH TRONG NGẮN HẠN VÀ DÀI HẠN

Lưu Huyền Trang[1], Phí Mai Lan[2], Hà Quỳnh Ngọc[3]

Tóm tắt

Nghiên cứu phân tích tác động của các yếu tố vĩ mô đến chỉ số giá chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn từ tháng 1/2010 đến tháng 12/2024, sử dụng 180 quan sát theo tháng được thu thập từ Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE), Cục Thống kê, Quỹ tiền tệ Quốc tế và các nguồn dữ liệu tài chính quốc tế. Nghiên cứu áp dụng mô hình phân phối trễ tự hồi quy (ARDL), kết hợp với kiểm định đường bao (Bounds test) để xác định mối quan hệ dài hạn và mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) để phân tích các tác động ngắn hạn và dài hạn. Kết quả cho thấy, trong ngắn hạn, tỷ giá hối đoái tác động ngược chiều, trong khi giá dầu và chỉ số giá chứng khoán Mỹ (S&P 500) tác động cùng chiều đến VN-Index. Trong dài hạn, tỷ giá hối đoái và giá vàng có tác động ngược chiều, còn chỉ số S&P 500 có tác động cùng chiều đến VN-Index. Hệ số hiệu chỉnh sai số cho thấy khoảng 22% mức sai lệch khỏi trạng thái cân bằng dài hạn được điều chỉnh mỗi tháng. Trên cơ sở kết quả nghiên cứu, bài viết đề xuất một số hàm ý chính sách nhằm thúc đẩy sự phát triển hiệu quả của thị trường chứng khoán Việt Nam.

Từ khóa: *Chỉ số giá chứng khoán Mỹ, giá dầu, giá vàng, tỷ giá hối đoái, VN-Index, yếu tố vĩ mô.*

THE IMPACT OF MACROECONOMIC FACTORS ON VIETNAM'S STOCK PRICE INDEX: A SHORT- AND LONG-RUN ANALYSIS

Abstract

This study examines the impact of macroeconomic factors on Vietnam's stock price index from January 2010 to December 2024, using 180 monthly observations collected from the Ho Chi Minh Stock Exchange (HOSE), the National Statistics Office of Vietnam, the International Monetary Fund (IMF), and other international financial data sources. The study employs the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model, combined with the bounds testing approach to identify long-run relationships and an Error Correction Model (ECM) to analyze short-run and long-run relationships. The results indicate that, in the short run, the exchange rate negatively affects the VN-Index, while oil prices, and the U.S. stock market index (S&P 500) have positive effects. In the long run, the exchange rate and gold prices negatively affect the VN-Index, whereas the S&P have positive effects. The error correction coefficient indicates that approximately 22% of deviations from the long-run equilibrium are corrected each month. Based on these findings, the study proposes policy implications aimed at promoting the efficient development of Vietnam's stock market.

Keywords: *Exchange rate, gold prices, macroeconomic factors, oil prices, S&P 500, VN-Index.*
JEL classification: G10, E44, C32.
DOI: 10.63767/TCKT.39.2026.140.149

1. Giới thiệu chung

Thị trường chứng khoán (TTCK) đóng vai trò quan trọng trong việc huy động và phân bổ vốn cho nền kinh tế. Giá cổ phiếu không chỉ phản ánh hiệu quả hoạt động và triển vọng của doanh nghiệp, mà còn chịu ảnh hưởng đáng kể từ các điều kiện kinh tế vĩ mô (Diamandis và Drakos, 2011; Fama, 1981). Những yếu tố như tăng trưởng GDP, lạm phát, lãi suất, tỷ giá hối đoái, cung tiền có ảnh hưởng trực tiếp và gián tiếp đến lợi nhuận kỳ vọng, chi phí vốn cũng như mức độ rủi ro mà doanh nghiệp và nhà đầu tư phải đối mặt. Bên cạnh đó, trong bối cảnh các công cụ đầu tư mới bao gồm chứng khoán phái sinh và chứng chỉ quỹ ETF đang bùng nổ, tâm lý của nhà đầu tư nhạy cảm hơn với các biến số vĩ mô quốc tế. Sự thay đổi của các biến số này có thể làm dịch chuyển cung- cầu cổ phiếu trên thị trường, từ đó dẫn đến biến động giá cổ phiếu và chỉ số TTCK.

Thị trường chứng khoán Việt Nam chứng kiến nhiều biến động mạnh trong giai đoạn 2010-2024, từ cột mốc 1.200 điểm năm 2018 và đạt đỉnh 1.500 điểm năm 2021, xen kẽ với các cú sốc như đại dịch Covid-19 và áp lực thắt chặt tiền tệ năm 2022. Những diễn biến này minh chứng cho sự nhạy cảm của chỉ số VN-Index trước các cú sốc vĩ mô và sự chuyển dịch chu kỳ kinh tế. Do đó, việc kết hợp phân tích ngắn hạn để nhận diện phản ứng tức thời với phân tích dài hạn để làm rõ động lực nội tại là cần thiết, nhằm loại bỏ nhiễu thông tin và nắm bắt quy luật phát triển bền vững của thị trường.

Bằng chứng thực nghiệm quốc tế xác nhận các yếu tố vĩ mô có tác động đa chiều đến TTCK. Các nghiên cứu khẳng định GDP và nguồn vốn FDI thường có tác động dương, lãi suất và vàng lại có mối quan hệ nghịch chiều cả trong ngắn và dài hạn, trong khi đó tác động của lạm phát, tỷ giá, giá dầu tới TTCK phụ thuộc vào cấu trúc từng nền kinh tế (Verma và Bansal, 2021; Ligocká, 2024). Lãi suất, lạm phát cao, và tỷ giá có quan hệ âm dài hạn ở nhiều nước đang phát triển và phát triển (Khan J và Khan I,2018, Keswani và cộng sự, 2024). Trong ngắn hạn, lạm phát lại có tác động dương tới TTCK (Kuntamalla và Maguluri, 2022). Tại Việt Nam, các nghiên cứu cũng chỉ ra ảnh hưởng rõ rệt của lạm phát, cung tiền, giá vàng và tỷ giá đến VN-Index (Nguyễn Thị Như Quỳnh và Võ Thị Hương Linh, 2019; Nguyễn Thu Thủy và cộng sự, 2020). Đồng thời, cũng ghi nhận mức độ liên thông ngày càng sâu rộng với thị trường tài chính toàn cầu (tác động của chỉ số giá S&P 500), đặc biệt trong giai đoạn đại dịch (Nguyễn Phan Trúc Phương và cộng sự, 2022).

Tuy nhiên, các nghiên cứu trong nước chủ yếu tập trung vào những giai đoạn nghiên cứu trước đây, trong khi bằng chứng thực nghiệm bao quát cả giai đoạn hậu đại dịch Covid-19 và những biến động kinh tế, địa chính trị gần đây còn tương đối hạn chế. Đặc biệt, sự khác biệt trong mối quan hệ giữa các yếu tố vĩ mô và chỉ số VN-Index trong ngắn hạn và dài hạn chưa được làm rõ đầy đủ. Nghiên cứu này đặt ra câu hỏi về phản ứng của VN-Index trước các cú sốc ngắn hạn và xu hướng chuyển

dịch dài hạn trong toàn bộ giai đoạn 2010-2024, nhằm cung cấp cái nhìn toàn diện hơn về tính nhạy cảm của thị trường chứng khoán Việt Nam trước những thay đổi của môi trường kinh tế vĩ mô.

Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu thứ cấp theo tháng từ GSO, IMF và HOSE trong giai đoạn 2010-2024, áp dụng mô hình ARDL/kiểm định đường bao (Bounds test) để phân tích mối quan hệ động giữa các biến vĩ mô và chỉ số VN-Index. Kết quả không chỉ bổ sung bằng chứng thực nghiệm về tác động của các yếu tố nội địa (lạm phát, tỷ giá) và quốc tế (giá dầu, giá vàng, S&P 500), mà còn làm rõ phản ứng của thị trường trong cả ngắn và dài hạn. Đây là cơ sở khoa học quan trọng giúp các nhà đầu tư và cơ quan quản lý đưa ra quyết định tài chính hiệu quả, đồng thời đề xuất các giải pháp thúc đẩy sự phát triển bền vững cho TTCK Việt Nam.

Phần tiếp theo của bài báo có kết cấu như sau: (2) Tổng quan nghiên cứu; (3) Mô hình và phương pháp nghiên cứu; (4) Kết quả và thảo luận; và (5) Kết luận và hàm ý chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Chỉ số giá chứng khoán là một chỉ tiêu tổng hợp, phản ánh mức giá và biến động giá bình quân của một rổ chứng khoán đại diện (thường là cổ phiếu) trên một thị trường hoặc một phân khúc thị trường trong một giai đoạn nhất định (Chorna và Shuba, 2022). Trong nhóm các chỉ số giá chứng khoán thì chỉ số giá chứng khoán quốc tế là các chỉ số của những thị trường chứng khoán quốc tế chủ chốt trên thế giới, thường được dùng làm "thước đo" cho tình hình kinh tế và tài chính quốc tế, bao gồm: Dow Jones, S&P 500, Nasdaq 100 (Stosic và cộng sự, 2019). Tại Việt Nam, VN-Index là chỉ số đầu tiên và đại diện cho toàn TTCK Việt Nam, được Sở Giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) xây dựng, vừa là thước đo mức độ phát triển và biến động của TTCK, vừa là biến số trung tâm trong các nghiên cứu về tác động của môi trường kinh tế vĩ mô và thị trường khu vực đến Việt Nam (Nguyễn Thị Như Quỳnh và Võ Thị Hương Linh, 2019; Nguyễn Thu Thủy và cộng sự, 2020).

Trong kinh tế học, yếu tố kinh tế vĩ mô là những biến số mô tả tình trạng chung của toàn bộ nền kinh tế, là bối cảnh "môi trường vĩ mô" mà mọi doanh nghiệp, thị trường tài chính và hộ gia đình đều chịu ảnh hưởng. Các biến số vĩ mô thường được sử dụng phân tích tác động tới TTCK bao gồm: tăng trưởng kinh tế (GDP), lạm phát, tỷ giá hối đoái, dòng vốn đầu tư, cung tiền…. (Verma và Bansal, 2021).

Khung lý thuyết về tác động của biến vĩ mô tới TTCK được xây dựng dựa trên các trụ cột chính. Đầu tiên, mô hình chiết khấu dòng tiền (Humpe và cộng sự, 2025) và giả thuyết trung gian (Fama, 1981) giải thích cách các yếu tố như GDP, sản lượng, lạm phát và lãi suất tác động trực tiếp đến lợi nhuận kỳ vọng và tỷ lệ chiết khấu, từ đó thay đổi giá trị nội tại của cổ phiếu. Tiếp đến, Lý thuyết định giá chênh lệch (APT) của Ross (1976) và kiểm chứng của Chen và cộng sự (1986) khẳng định các biến số vĩ mô là những nhân tố rủi ro hệ thống then chốt quyết định lợi suất tài sản.

Lý thuyết thị trường hiệu quả (EMH) (Fama, 1970) cho thấy giá chứng khoán phản ánh nhanh chóng các thông tin vĩ mô, dù hiệu quả này có thể bị giới hạn trong ngắn hạn bởi các rào cản hành vi hoặc thể chế (Sewell, 2012). Đối với dòng vốn quốc tế, Lý thuyết dòng vốn (Frankel và Rose, 1996) và Lý thuyết tài sản trú ẩn an toàn (Baur và Lucey, 2010) lý giải sự dịch chuyển danh mục cổ phiếu, ngoại tệ và vàng trước các cú sốc bất ổn. Bên cạnh đó, Lý thuyết chu kỳ kinh tế của Samuelson (1939) và Hamilton (2003) nhấn mạnh vai trò của TTCK như một chỉ báo đi trước cho tình trạng của nền kinh tế thực.

Tổng hợp các lý thuyết trên cho thấy mối quan hệ giữa các biến vĩ mô và TTCK là đa chiều, phức tạp và chịu ảnh hưởng lớn bởi bối cảnh đặc thù. Để lượng hóa mối quan hệ này, các nghiên cứu hiện đại thường ưu tiên sử dụng mô hình ARDL hoặc VECM (Dzakpasu, 2021; Keswani và cộng sự, 2024), cho phép tách biệt các động lực biến động trong ngắn hạn và trạng thái cân bằng dài hạn, qua đó phản ánh chính xác bản chất vận động của thị trường.

2.2. Tổng quan nghiên cứu thực nghiệm

Các bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa các yếu tố vĩ mô và TTCK đã cho thấy một bức tranh đa dạng và không đồng nhất, phản ánh đặc thù về thể chế, thời gian và động thái riêng biệt của từng thị trường.

Đối với lạm phát, nghiên cứu ghi nhận hai xu hướng trái chiều. Một mặt, nhiều học giả ủng hộ mối quan hệ nghịch biến theo Giả thuyết trung gian, tiêu biểu như Mukherjee và Naka (1995) tại Nhật Bản, lập luận rằng lạm phát làm gia tăng chi phí và xói mòn lợi nhuận doanh nghiệp trong dài hạn. Mặt khác, Kuntamalla và Maguluri (2022) và Nguyễn Thị Như Quỳnh và Võ Thị Hương Linh (2019) lại tìm thấy tác động tích cực, cho rằng lạm phát vừa phải đi kèm với tăng trưởng kinh tế có thể thúc đẩy kỳ vọng về doanh thu. Trong các nghiên cứu thực nghiệm, chỉ số giá tiêu dùng (CPI) thường được sử dụng làm biến đại diện cho diễn biến mức giá chung, qua đó phản ánh khía cạnh giá cả của lạm phát; tiêu biểu, Nguyễn Thị Như Quỳnh và Võ Thị Hương Linh (2019) sử dụng CPI làm biến đại diện cho lạm phát khi phân tích tác động đến VN-Index. Tuy nhiên, căn cứ vào lý thuyết APT của Ross (1976) coi lạm phát là rủi ro hệ thống trọng yếu gây áp lực lên lợi suất tài sản, nghiên cứu này kỳ vọng tác động tiêu cực trong bối cảnh thị trường Việt Nam.

Giả thuyết H1: Lạm phát có tác động ngược chiều đến chỉ số VN-Index cả trong ngắn hạn và dài hạn.

Về tỷ giá hối đoái, bằng chứng thực nghiệm về tác động của tỷ giá hối đoái lên TTCK hiện vẫn tồn tại nhiều quan điểm trái chiều. Trong nghiên cứu này, tỷ giá được xác định theo VND/USD, do đó tỷ giá tăng phản ánh sự mất giá của VND so với USD. Nhóm nghiên cứu ủng hộ tác động nghịch biến lập luận rằng việc đồng nội tệ mất giá làm gia tăng chi phí nhập khẩu và rủi ro nợ ngoại tệ, gây áp lực giảm giá trị doanh nghiệp (Nguyễn Thu Thủy và cộng sự, 2020; Kuntamalla và Maguluri, 2022). Ngược lại, Aggarwal (1981) tìm thấy mối quan hệ thuận chiều khi cho rằng tỷ giá tăng có thể thúc đẩy lợi thế cạnh tranh xuất khẩu. Trong khi đó, một số nghiên cứu tại Việt Nam lại ghi nhận không có mối quan hệ dài hạn rõ ràng, phản ánh vai trò điều tiết của Ngân hàng Nhà nước trong việc ổn định tỷ giá (Nguyễn Minh Kiều và Nguyễn Văn Điệp,

2013). Tuy nhiên, xét đặc thù của Việt Nam là nền kinh tế có độ mở lớn và phụ thuộc nhiều vào nhập khẩu nguyên liệu, nghiên cứu này đồng thuận với quan điểm về tác động tiêu cực của biến động tỷ giá hối đoái.

Giả thuyết H2: Tỷ giá hối đoái (EX) có tác động ngược chiều đến chỉ số VN-Index trong ngắn hạn và dài hạn.

Khi xem xét *giá vàng*, một số nghiên cứu cho thấy vàng có thể đóng vai trò là tài sản trú ẩn an toàn, góp phần giải thích mối quan hệ nghịch biến giữa vàng và cổ phiếu trong những giai đoạn thị trường biến động mạnh (Baur và Lucey, 2010; Nguyễn Thu Thủy và cộng sự, 2020). Khi rủi ro tăng cao, nhà đầu tư có xu hướng rút vốn khỏi TTCK để chuyển sang vàng, tạo ra sự dịch chuyển ngược chiều của hai dòng vốn này.

Giả thuyết H3: Giá vàng (G) có tác động ngược chiều đến chỉ số VN-Index trong ngắn hạn và dài hạn.

Nghiên cứu thực nghiệm về tác động của *giá dầu* cho các kết quả không đồng nhất. Một mặt, giá dầu tăng làm gia tăng chi phí sản xuất, gây áp lực tiêu cực lên biên lợi nhuận doanh nghiệp (Basher và cộng sự, 2012; Park và Ratti, 2008). Mặt khác, tại một số thị trường, giá dầu tăng được xem là tín hiệu tích cực phản ánh sự hồi phục của nhu cầu kinh tế toàn cầu (Sahu và cộng sự (2014); Nguyễn Thu Thủy và cộng sự, 2020). Trong khi đó, nghiên cứu của Đỗ Quang Hưng và cộng sự (2025) kết luận không có mối quan hệ dài hạn đáng kể, hoặc như Trần Huy Hoàng (2017) chỉ ra mối quan hệ phi tuyến tính, thay đổi tùy theo chu kỳ. Xét theo đặc thù bối cảnh kinh tế Việt Nam, giá dầu tăng có thể phản ánh sự phục hồi của nhu cầu toàn cầu, cải thiện triển vọng kinh doanh của các doanh nghiệp dầu khí và xuất khẩu, qua đó hỗ trợ diễn biến của TTCK. Trên cơ sở đó, nghiên cứu kỳ vọng tác động tích cực của giá dầu chiếm ưu thế so với tác động làm gia tăng chi phí sản xuất.

Giả thuyết H4: Giá dầu (OIL) tác động cùng chiều tới chỉ số VN-Index trong ngắn hạn và dài hạn.

Về ảnh hưởng của *TTCK Mỹ (S&P 500)*, hầu hết các nghiên cứu gần đây cho thấy sự thống nhất cao về hiệu ứng lan tỏa (Spillover effect) từ thị trường Mỹ sang các thị trường mới nổi, trong đó có Việt Nam. S&P 500 không chỉ là nguồn phát tán biến động toàn cầu (Enow và Imandin, 2025), mà còn có tác động cùng chiều mạnh mẽ đến VN-Index, minh chứng cho mức độ hội nhập sâu rộng của tài chính Việt Nam vào dòng chảy vốn quốc tế (Phạm Ngọc Vân, 2025).

Giả thuyết H5: Chỉ số giá chứng khoán Mỹ (S&P 500) có tác động cùng chiều đến chỉ số VN-Index trong ngắn hạn và dài hạn.

Bên cạnh các biến số chính, cung tiền và dòng vốn ngoại cũng cho thấy những tác động đa chiều. Cung tiền có thể thúc đẩy thị trường trong ngắn hạn nhưng đôi khi tạo áp lực tiêu cực trong dài hạn (Subedi, 2025; Nurmansyah và Thamrin, 2022). Ngược lại, các dòng vốn ngoại (FDI và FII) thường được ghi nhận có tác động tích cực nhờ bổ sung nguồn lực tài chính và củng cố niềm tin nhà đầu tư cả trong ngắn hạn và dài hạn (Keswani và cộng sự, 2024; Kuntamalla và Maguluri, 2022; Sajor và cộng sự, 2023). Do giới hạn về số lượng quan sát, nghiên cứu này tập trung vào nhóm biến số tiêu biểu nhất cho bối cảnh Việt Nam gồm: Lạm phát, tỷ giá, giá vàng, giá dầu và chỉ số S&P 500.

Tổng quan thực nghiệm khẳng định không có quy luật tuyệt đối về mối quan hệ giữa các biến số vĩ mô và TTCK. Tác động của mỗi biến số phụ thuộc chặt chẽ vào cơ chế truyền dẫn và đặc điểm cấu trúc của từng nền kinh tế. Sự tồn tại của những kết quả trái ngược nhau chính là khoảng trống nghiên cứu cần được làm rõ. Bằng việc sử dụng mô hình ARDL trên dữ liệu cập nhật giai đoạn 2010-2024, nghiên cứu kỳ vọng cung cấp bằng chứng thực nghiệm hệ thống, làm rõ hướng tác động và cường độ ảnh hưởng của các biến số then chốt lên VN-Index.

3. Mô hình và phương pháp nghiên cứu

3.1. Lựa chọn biến nghiên cứu

Dựa trên cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm trước đây và quy mô dữ liệu tại Việt Nam, nghiên cứu này lựa chọn chỉ số VN-Index làm đại diện cho TTCK Việt Nam và tập trung phân tích tác động của năm yếu tố vĩ mô: lạm phát, tỷ giá, giá vàng, giá dầu và chỉ số giá chứng khoán Mỹ. Với đặc điểm là nền kinh tế mở, phụ thuộc thương mại, và đang hội nhập tài chính sâu hơn, nghiên cứu tập trung phân tích tác động của các yếu tố vĩ mô phản ánh tình hình nội địa (lạm phát, tỷ giá) và sự biến động của thị trường quốc tế (giá dầu, giá vàng, S&P 500). Các biến này cũng nhất quán với khung lý thuyết định giá chênh lệch (APT) đa nhân tố được sử dụng phổ biến trong nghiên cứu ở các thị trường mới nổi (Reza và cộng sự, 2018; Yusoff và Bahrudin, 2022). So với các nghiên cứu khác, các biến được lựa chọn phân tích trong giai đoạn 2010-2024 có thêm các biến động ngắn hạn mạnh như Covid-19 và xung đột Nga-Ukraine. Tất cả các biến đều được thu thập dưới dạng chuỗi thời gian theo tháng để đảm bảo số lượng quan sát đủ lớn cho phân tích kinh tế lượng và phản ánh kịp thời biến động thị trường. Giai đoạn nghiên cứu từ tháng 01/2010 đến tháng 12/2024 (tương ứng 180 quan sát) được lựa chọn nhằm phản ánh kịp thời các biến động của thị trường. Các biến cụ thể, ký hiệu, đơn vị và nguồn dữ liệu được mô tả chi tiết trong bảng dưới đây.

Bảng 1: *Mô tả biến số và nguồn dữ liệu*

Tên biến	Ký hiệu	Đơn vị	Loại biến	Nguồn dữ liệu	Kỳ vọng dấu
Chỉ số giá chứng khoán VN-Index	LnVNI	Logarit tự nhiên của VNI	Biến phụ thuộc	Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE)	
Chỉ số giá tiêu dùng	LnCPI	Logarit tự nhiên của CPI	Biến độc lập	Cục thống kê (NSO) trước đây là Tổng cục thống kê (GSO)	-
Tỷ giá hối đoái	LnEX	Logarit tự nhiên của tỷ giá (VND/USD)	Biến độc lập	Quỹ tiền tệ Quốc tế (IMF)	-

Tên biến	Ký hiệu	Đơn vị	Loại biến	Nguồn dữ liệu	Kỳ vọng dấu
Giá dầu thô	LnOIL	Logarit tự nhiên của giá dầu (USD/thùng)	Biến độc lập	Cục dự trữ Liên Bang (Federal Reserve Economic Data)	+
Giá vàng trong nước	LnG	Logarit tự nhiên của giá vàng (triệu VND/lượng)	Biến độc lập	Cục thống kê (NSO) trước đây là Tổng cục thống kê (GSO)	-
Chỉ số S&P 500	LnUSI	Logarit tự nhiên của S&P 500	Biến độc lập	Sở giao dịch chứng khoán New York (NYSE)	+

**Ghi chú: Tất cả các biến có giá trị dương được chuyển sang dạng logarit tự nhiên để giảm sự chênh lệch về thang đo và cho phép diễn giải hệ số hồi quy dưới dạng hệ số co giãn. Nghiên cứu sử dụng chỉ số giá tiêu dùng (CPI) để phản ánh sự biến động của mức giá chung trong nền kinh tế, đại diện cho biến lạm phát của nền kinh tế.*

3.2. Mô hình nghiên cứu

Để đánh giá tác động đồng thời và tách biệt giữa ngắn hạn và dài hạn của các yếu tố vĩ mô đến VN-Index, nghiên cứu áp dụng Mô hình tự hồi quy trễ phân phối (ARDL). Mô hình này được lựa chọn nhờ những ưu điểm vượt trội: (1) cho phép các biến có bậc tích hợp khác nhau [I(0) hoặc I(1)]; (2) cho kết quả ước lượng hiệu quả với cỡ mẫu nhỏ; và (3) ước lượng được đồng thời mối quan hệ dài hạn và động thái điều chỉnh ngắn hạn trong một mô hình thống nhất. Trong dài hạn, mô hình ARDL tập trung vào xác định trạng thái cân bằng giữa chỉ số VN-Index và các biến kinh tế vĩ mô, khẳng định xu hướng dài hạn của TTCK cùng với các biến động của nền kinh tế. Mô hình ARDL tổng quát được xác định như sau:

$$ARDL(p, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5):$$

$$LnVNI_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i LnVNI_{t-i} + \sum_{j=0}^{q_1} \delta_{1j} LnCPI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \delta_{2j} LnEX_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \delta_{3j} LnG_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \delta_{4j} LnOIL_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} \delta_{5j} LnUSI_{t-j} + \varepsilon_t$$

Trong đó:

p: Độ trễ tối ưu của chính biến phụ thuộc LnVNIt.

q_1, q_2, q_3, q_4, q_5: Lần lượt là các độ trễ tối ưu của các biến độc lập.

$\emptyset_i$, δ_{kj}: Các hệ số cần ước lượng, phản ánh tác động động học (dynamic effects) ngắn hạn.

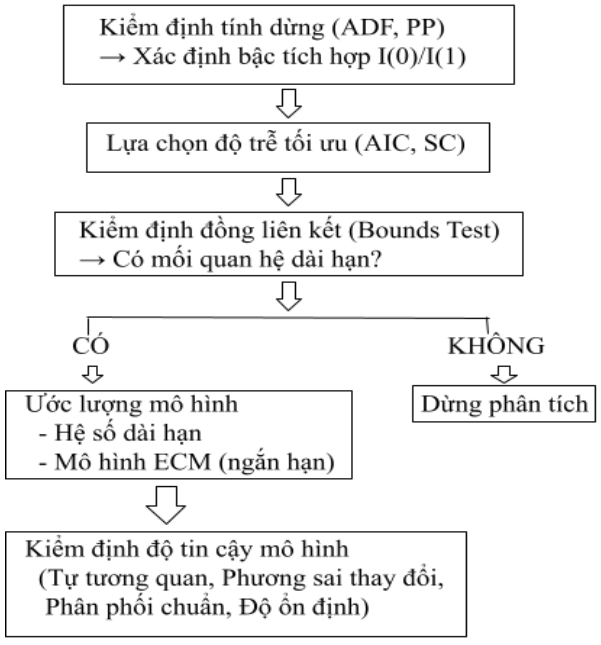
ε_t: Thành phần sai số ngẫu nhiên.

Từ phương trình trên, mối quan hệ ngắn hạn được thể hiện qua Mô hình hiệu chỉnh sai số ECM (Error Correction Model) đo lường các biến động tức thời và tốc độ quay về trạng thái cân bằng sau cú sốc:

$$\Delta LnVNI_t = \mu + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta LnVNI_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_1-1} \sigma_{1j} \Delta LnCPI_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_2-1} \sigma_{2j} \Delta LnEX_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_3-1} \sigma_{3j} \Delta LnG_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_4-1} \sigma_{4j} \Delta LnOIL_{t-j} + \sum_{j=1}^{q_5-1} \sigma_{5j} \Delta LnUSI_{t-j} + \lambda\, ECT_{t-1} + e_t$$

Trong đó λ là hệ số hiệu chỉnh sai số, phản ánh tốc độ điều chỉnh của VN-Index về mức cân bằng dài hạn.

Quy trình thực nghiệm bao gồm 5 bước, được minh họa trong sơ đồ dưới đây:



Hình 1: Quy trình nghiên cứu thực nghiệm

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp

Quy trình nghiên cứu được thực hiện trên phần mềm EViews 12 với mức ý nghĩa 5% qua 5 bước: (1) Kiểm định tính dừng bằng Augmented Dickey-Fuller (ADF) và Phillips-Perron (PP) để đảm bảo các biến tích hợp bậc I(0) hoặc I(1); (2) Xác định độ trễ tối ưu dựa trên các tiêu chí Akaike (AIC), Schwarz Bayesian (SBC), và Hannan-Quinn HQ; (3) Kiểm định đường bao (Bounds test) theo Pesaran và cộng sự (2001) để

xác nhận mối quan hệ đồng liên kết (Cointegration) trong dài hạn; (4) Ước lượng ARDL và ECM để tính toán các hệ số tác động và tốc độ hiệu chỉnh sai số; và (5) Kiểm định chẩn đoán về tự tương quan (Breusch-Godfrey), phương sai thay đổi (ARCH), phân phối chuẩn (Jarque-Bera) và độ ổn định (Cusum/Cusumsq).

4. Kết quả thực nghiệm và thảo luận

4.1. Các kiểm định của mô hình

Thống kê mô tả

Thống kê mô tả các biến trong Bảng 2 cho thấy, giá trị trung bình và trung vị của các biến (đặc biệt LnVNI và LnUSI) xấp xỉ nhau, phản ánh sự cân đối tương đối của dữ liệu quanh giá trị trung tâm. Về mức độ biến độ, LnUSI (0.4705) và LnVNI (0.4052) có độ lệch chuẩn cao nhất, phản ánh sự nhạy cảm và biên động dao động mạnh của thị trường chứng khoán. Ngược lại, tỷ giá (LnEx) ổn định nhất với độ lệch chuẩn thấp nhất. Chỉ số độ lệch và độ nhọn của các biến nhìn chung cho thấy sự khác biệt nhất định về đặc điểm phân phối, song không có sự bất đối xứng quá lớn. Các kết quả thống kê mô tả cung cấp thông tin ban đầu về đặc điểm dữ liệu, làm cơ sở cho việc tiếp tục thực hiện các kiểm định và ước lượng mô hình ARDL

Bảng 2: *Thống kê mô tả các biến trong mô hình*

	LnVNI	LnCPI	LnEX	LnG	LnOIL	LnUSI
Giá trị trung bình	6,6203	4,7933	10,0012	5,0099	4,3097	7,8064
Giá trị trung vị	6,6245	4,7235	10,0181	5,0004	4,3436	7,8025
Giá trị lớn nhất	7,3121	5,0729	10,0997	5,4884	4,8354	8,7049
Giá trị nhỏ nhất	5,8624	4,6064	9,7948	4,5183	3,2715	6,9379
Độ lệch chuẩn	0,4052	0,1552	0,0672	0,2538	0,3298	0,4705
Độ lệch	-0,0155	0,7622	-0,8778	-0,0119	-0,5377	0,0035
Độ nhọn	1,6453	1,9849	3,4618	1,9746	2,8252	1,9523
Số quan sát	180	180	180	180	180	180

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 12.0

Phân tích tương quan

Bảng 3 trình bày chi tiết các kết quả tương quan giữa biến phụ thuộc và biến độc lập. Kết quả cho các cặp biến LnVNI và LnUSI (0,9475) cùng với LnEX và LnUSI (0.9310), LnVNI và LnEX (0,8372) có mức tương quan dương rất cao, phản ánh xu hướng biến động cùng chiều giữa các chỉ số trong giai đoạn nghiên cứu. Tuy nhiên, do các biến được phân tích dưới dạng chuỗi thời gian, mức tương quan cao có thể chịu ảnh hưởng của xu thế chung, làm gia tăng nguy cơ tương quan giả khi các chuỗi không dừng. Các cặp biến LnCPI và LnG (0,6856), LnOIL và LnG (0,6529) cũng phản ánh mối quan hệ tương quan dương tương đối cao. Đặc biệt, tương quan cao giữa các biến độc lập như LnEX và LnUSI có thể làm gia tăng nguy cơ đa cộng tuyến, ảnh hưởng đến độ chính xác của các hệ số ước lượng. Mặc dù mô hình ARDL cho phép xem xét các mối quan hệ động thông qua cấu trúc độ trễ, phương pháp này không tự động loại bỏ hiện tượng đa cộng tuyến hoặc tương quan giả. Do đó, nghiên cứu tiếp tục thực hiện kiểm định VIF, kiểm định tính dừng và kiểm định đường bao nhằm đánh giá tính phù hợp và độ tin cậy của mô hình.

Bảng 3: *Ma trận tương quan*

	LnVNI	LnCPI	LnEX	LnG	LnOIL	LnUSI
LnVNI	1,0000	-0,6106	0,8372	-0,4179	-0,2421	0,9475
LnCPI	-0,6106	1,0000	-0,3825	0,6856	0,4059	-0,4727
LnEX	0,8372	-0,3825	1,0000	-0,2831	-0,320884	0,9310
LnG	-0,4179	0,6856	-0,2831	1,0000	0,6529	-0,2655
LnOIL	-0,2421	0,4059	-0,3209	0,6529	1,0000	-0,2519
LnUSI	0,9475	-0,4727	0,9310	-0,2655	-0,2519	1,0000

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 12.0

Kiểm định đa cộng tuyến (VIF)

Bảng 4 cho kết quả kiểm định đa cộng tuyến, kết quả cho thấy các biến LnCPI, LnG và LnOIL trong mô hình có nguy cơ đa cộng tuyến thấp (chỉ số dưới 3). Hai biến LnEX và LnUSI có chỉ số VIF tiệm cận ngưỡng 10 (8,8722 và 9,5916), tiệm cận ngưỡng tham khảo 10, cho thấy nguy cơ đa cộng tuyến cần được lưu ý khi diễn giải kết quả, có thể ảnh hưởng đến độ chính xác của các hệ số ước lượng. Tính ổn định của mô hình theo thời gian được xem xét thêm thông qua các kiểm định CUSUM và CUSUMSQ trình bày ở mục 4.3.

Bảng 4: *Kết quả kiểm định đa cộng tuyến (VIF)*

Biến	Giá trị VIF trung tâm
LnCPI	2,5649
LnEX	8,8722
LnG	2,8954
LnOIL	1,8717
LnUSI	9,5916

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 12.0

Kiểm định tính dừng

Nghiên cứu thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị nhằm kiểm định tính hợp lệ của chuỗi thời gian bằng 2 kiểm định: Kiểm định ADF bắt nguồn từ kiểm định Dickey và Fuller (DF) do Dickey - Fuller (1979) đưa ra và mở rộng thành ADF và Kiểm định PP do Phillips và Perron (1988) phát triển.

Bảng 5: *Kiểm định tính dừng các biến theo ADF và PP*

Tên biến	Giá trị xác suất				Kết luận bậc dừng của biến
	Kiểm định ADF		Kiểm định PP		
	Chuỗi gốc	Sai phân bậc 1	Chuỗi gốc	Sai phân bậc 1	
LNVNI	0.1811	0.0000	0.1684	0.0000	I(1)
LNCPI	0.3415	0.0000	0.3559	0.0000	I(1)
LNEX	0.0011	0.0000	0.008	0.0000	I(0)
LNOIL	0.1654	0.0000	0.2633	0.0000	I(1)
LNUSI	0.0122	0.0000	0.0189	0.0000	I(0)
LNG	0.9576	0.0000	0.9551	0.0000	I(1)

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 12.0

Dựa trên kết quả kiểm định ADF và PP, các biến LnVNI, LnCPI, LnOIL và LnG đều không dừng tại mức gốc (p-value > 0.05) nhưng dừng tại mức sai phân bậc 1 (p-value < 0.05), do đó được xác định là các chuỗi tích hợp bậc một I(1). Trong khi đó, các biến LnEX và LnUSI dừng ngay tại mức gốc (p-value <0.05), tương ứng với các chuỗi tích hợp bậc không I(0). Như vậy các biến trong mô hình có bậc tích hợp khác nhau, gồm I(0) và I(1), đồng thời không có biến nào tích hợp bậc hai I(2). Theo Pesaran và Shin (1996), Hamuda và cộng sự (2013), phương pháp ARDL phù hợp để phân tích mối quan hệ giữa các biến có bậc tích hợp I(0) và I(1).

4.2. Kết quả ước lượng mô hình

Để ước lượng mô hình ARDL, độ trễ tối ưu được lựa chọn dựa vào tiêu chí AIC và SBC. Thứ tự các biến trong mô hình lần lượt là LnVNI, LnCPI, LnEX, LnG, LnOIL và LnUSI, tương ứng với cấu trúc độ trễ $(p, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5)$. Với giới hạn độ trễ tối đa là 1, nghiên cứu sử dụng tiêu chí AIC hoặc SBC để lựa chọn mô hình cuối cùng; trường hợp hai tiêu chí cho kết quả khác nhau, việc lựa chọn được xem xét dựa trên mức độ phù hợp và kết quả kiểm định chẩn đoán. Kết quả tính toán từ Eviews, độ trễ tối ưu của mô hình ARDL là (1,0,1,1,1,1) được chọn để thực hiện phân tích mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn giữa các biến nghiên cứu.

Bảng 6: *Kết quả kiểm định Bounds test*

Hàm	Giá trị thống kê	
F(LnVNI| LnCPI, LnEX, LnG, LnOIL, LnUSI)	4,3723	
Giá trị tới hạn	**Đường bao dưới**	**Đường bao trên**
10%	2,08	3
5%	2,39	3,38
2,50%	2,7	3,73
1%	3,06	4,15

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 12.0

Kết quả kiểm định đường bao (Bounds test) ở Bảng 6 cho thấy giá trị thống kê F = 4,3723, với k=5 biến giải thích, lớn hơn giá trị giới hạn của đường bao trên I(1) =3,38 tại mức ý nghĩa 5%. Kiểm định sử dụng giá trị tới hạn tiệm cận theo Pesaran và cộng sự (2001), với giả định có hằng số và không có xu thế. Với dữ liệu 180 quan sát tháng và không có biến tích hợp bậc I(2), kết quả cho phép bác bỏ H0, khẳng định sự tồn tại mối quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa các biến trong mô hình.

Bảng 7: *Kết quả ước lượng mô hình ARDL trong dài hạn*

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
LNCPI	-0,029391	0,167134	-0,175856	0,8606
LNEX	-2,452708	0,740845	-3,310691	0,0011
LNG	-0,415828	0,105286	-3,949511	0,0001
LNOIL	0,097165	0,068634	1,415709	0,1578
LNUSI	1,095371	0,107796	10,16148	0,0000

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 12.0

Kết quả Bảng 7 cho thấy, trong dài hạn, tỷ giá hối đoái và giá vàng có tác động ngược chiều, trong khi chỉ số giá chứng khoán Mỹ (S&P 500) có tác động cùng chiều đến chỉ số giá chứng khoán Việt Nam (VN-Index) vớimức ý nghĩa thống kê 1%. Kết quả này ủng hộ các giả thuyết H2, H3 và H5 trong dài hạn, phù hợp với lý thuyết APT đa nhân tố, đồng nhất với phân tích về tỷ giá hối đoái và giá vàng của Nguyễn Thu Thủy và cộng sự (2020) cho trường hợp của Việt Nam trong dài hạn, phân tích của Phạm Ngọc Vân (2025) về chỉ số S&P 500. Sự biến động của chỉ số giá chứng khoán được giải thích một phần bởi các biến vĩ mô và cấu trúc độ trễ trong mô hình. Trong khi các biến giá dầu, chỉ số giá tiêu dùng (CPI) không có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, do đó chưa có bằng chứng ủng hộ các giả thuyết H4 và H1 trong dài hạn

Để xem xét mức độ và chiều hướng tác động của các biến độc lập tới biến phụ thuộc trong ngắn hạn, bài báo sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số ECM dựa trên cách tiếp cận ARDL với các độ trễ được lựa chọn.

Bảng 8: *Kết quả ước lượng hệ số ngắn hạn của mô hình ARDL (1, 0, 1, 1, 1, 1)*

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
Δ(LNEX)	-1,4807	0.4314	-3.4321	0.0008
Δ(LNG)	0,0167	0.0635	0.2626	0.7931
Δ(LNOIL)	0,1499	0.0398	3.8516	0.0002
Δ(LNUSI)	0,5496	0.0869	6.3271	0.0000

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
ECM(-1)	-0,2200	0.0391	-5.6302	0.0000
ΔLNVNI = LNVNI – LNVNI(-1) ΔLNEX = LNEX – LNEX(-1) ΔLNOIL = LNOIL – LNOIL(-1) ΔLNUSI = LNUSI – LNUSI(-1)				
ECM = LNVNI – (-0.0294*LNCPI – 2.4527*LNEX – 0.4158*LNG + 0.0972*LNOIL + 1.0954*LNUSI + 24.4168				

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 12.0

Phần sai số hiệu chỉnh (ECM) phản ánh mức độ điều chỉnh của hệ thống khi bị lệch khỏi trạng thái cân bằng dài hạn. Hệ số của phần sai số hiệu chỉnh ECM(-1) có ý nghĩa thống kê ở mức 5% để đảm bảo rằng nghiên cứu có tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp. Dựa trên kết quả kiểm định ở Bảng 8, ECM(-1) = -0,2200 cho thấy khoảng 22% mức sai lệch khỏi trạng thái cân bằng dài hạn được điều chỉnh trong mỗi kỳ (một tháng), phản ánh khả năng điều chỉnh của VN-Index về quan hệ cân bằng dài hạn sau các biến động ngắn hạn.

Trong ngắn hạn, các biến LnEX, LnOIL và LnUSI có tác động quan trọng tới chỉ số giá chứng khoán VN-Index với độ tin cậy 95%. Sự biến động của chỉ số giá chứng khoán được giải thích bởi giá trị tại một (hoặc một số) độ trễ của các biến. Ngược lại, biến LNG không có ý nghĩa thống kê hay nói cách khác không ảnh hưởng tức thời đến chỉ số giá VN-Index. Bên cạnh đó, LNCPI với độ trễ tối ưu bằng 0 và không xuất hiện dưới dạng hệ số sai phân riêng biệt trong kết quả ECM được trình bày tại Bảng 8. Do đó, chưa đủ cơ sở để kết luận về tác động ngắn hạn của LNCPI đến chỉ số giá VN-Index chỉ dựa trên cấu trúc độ trễ được lựa chọn.

Bảng 9: *Kết quả kiểm định khuyết tật mô hình*

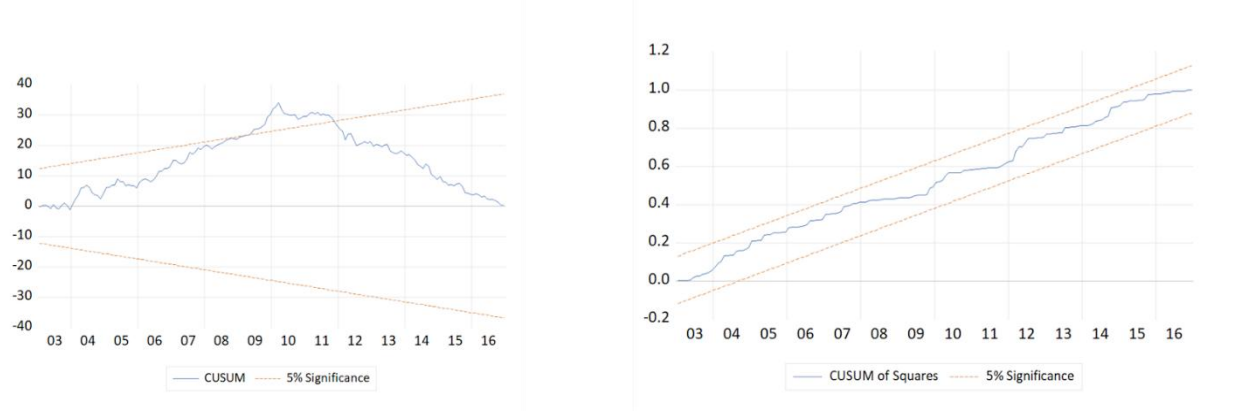
	Kiểm định	Giá trị thống kê	p-value	Giả thuyết H0
Tự tương quan phần dư	Breusch-Gdfrey	0,530799	0,5891	Không có tự tương quan phần dư đến bậc kiểm định
Phương sai sai số thay đổi	ARCH test	1,521094	0,2214	Không có hiệu ứng ARCH
Phân phối chuẩn của phần dư	Jarque–Bera	1,280544	0,5271	Phần dư có phân phối chuẩn
Sự phù hợp của mô hình	Ramsey Reset	1,605284	0,2069	Mô hình không có sai dạng hàm theo kiểm định RESET

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 12.0

4.3. Kết quả kiểm định khuyết tật mô hình ARDL (1, 0, 1, 1, 1, 1)

Từ Bảng 9 kết quả cho thấy phần dư của mô hình không có hiện tượng tự tương quan, không có hiện tượng phương sai sai số thay đổi, phân phối chuẩn và mô hình được chọn được cho là phù hợp.

Để chắc chắn về sự ổn định của mô hình, nghiên cứu tiến hành kiểm định tổng tích lũy của phần dư đệ quy CUSUM (Cumulative Sum of Recursive Residuals) và tổng tích lũy bình phương của phần dư đệ quy CUSUMSQ (Cumulative Sum of Square Recursive Residuals). Kết quả cho thấy các đường thống kê CUSUM và CUSUMSQ đều nằm trong dải tiêu chuẩn với mức ý nghĩa 5%, do đó chưa có bằng chứng bác bỏ giả thuyết về tính ổn định của các tham số mô hình trong giai đoạn nghiên cứu.



Hình 2: Kiểm định tổng tích lũy và tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư

Nguồn: Kết quả từ phần mềm Eviews 12.0

4.4. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả từ mô hình ARDL và kiểm định đường Bound cho thấy sự phân hóa rõ rệt trong tác động của các biến vĩ mô tới chỉ số giá VN-Index trong ngắn và dài hạn.

Lạm phát (đại diện qua chỉ số CPI) chưa cho thấy tác động rõ ràng với VN-Index trong ngắn hạn, và không có ý nghĩa thống kê trong dài hạn, do đó giả thuyết H1 chưa được ủng hộ. Kết quả này có thể phản ánh sự tác động đồng thời của nhiều yếu tố kinh tế vĩ mô đến TTCK, khiến ảnh hưởng riêng của CPI chưa được xác định rõ trong mô hình. Bên cạnh đó, chính sách kiểm soát lạm phát của Chính phủ có thể góp phần ổn định kỳ vọng của nhà đầu tư và hạn chế những biến động trên thị trường. Kết quả này tương đồng với tính đa diện trong nghiên cứu của Nguyễn Thị Như Quỳnh và Võ Thị Hương Linh (2019).

Tỷ giá VND/USD có tác động ngược chiều trong cả dài hạn và ngắn hạn, khẳng định giả thuyết H2. Kết quả này nhất quán với nghiên cứu của Nguyễn Minh Kiều và Nguyễn Văn Điệp (2013) và Nguyễn Thu Thủy và cộng sự (2020), phản ánh sự nhạy cảm của doanh nghiệp niêm yết trước rủi ro tỷ giá. Khi VND mất giá, nhà đầu tư nước ngoài có xu hướng bán ròng để bảo toàn lợi nhuận quy đổi sang USD. Đồng thời, do VN-Index tập trung vào các nhóm ngành thâm dụng vốn vay và nhập khẩu (ngân hàng, bất động sản, bán lẻ), chi phí tài chính và đầu vào tăng cao đã lấn át lợi thế của khối xuất khẩu, gây áp lực giảm điểm lên toàn thị trường.

Giá vàng tác động ngược chiều có ý nghĩa thống kê trong dài hạn, nhưng không rõ nét trong ngắn hạn, xác nhận giả thuyết H3 đúng trong dài hạn. Kết quả này phản ánh vai trò của vàng như một tài sản trú ẩn an toàn truyền thống (Dadgar và Nazari, 2012). Tuy nhiên, trong bối cảnh thị trường vàng chịu sự điều chỉnh của Nghị định 24/2012/NĐ-CP, mối liên hệ giữa giá vàng và TTCK trong ngắn hạn có thể chịu ảnh hưởng của các yếu tố thể chế, song cơ chế này chưa được kiểm định trực tiếp trong nghiên cứu. Ngoài ra, việc nhà đầu tư cá nhân đa dạng hóa danh mục góp phần giảm thiểu các xáo trộn tức thời trước biến động của giá vàng.

Giá dầu tác động thuận chiều trong ngắn hạn nhưng không duy trì trong dài hạn, khẳng định giả thuyết H4 trong ngắn hạn. Biến động giá dầu (đặc biệt giai đoạn xung đột Nga-Ukraine) thường đóng vai trò là tín hiệu kỳ vọng về tăng trưởng kinh tế và thúc đẩy nhóm cổ phiếu dầu khí, hỗ trợ VN-Index tức thời. Kết quả nghiên cứu vẫn phù hợp với nghiên cứu cho giai đoạn trước đó về tác động của giá dầu của Nguyễn Thị Thu Thủy và cộng sự (2020) và Sahu và cộng sự (2014). Trong dài hạn, tác động này bị triệt tiêu do tỷ trọng ngành dầu khí không chiếm ưu thế và ảnh hưởng bị trung hòa bởi các biến số vĩ mô khác (GDP, FDI). Việc Việt Nam giữ vai trò kép – vừa xuất khẩu và nhập khẩu năng lượng – cũng khiến quan hệ dài hạn giữa giá dầu và VN-Index trở nên thiếu bền vững.

Chỉ số giá chứng khoán Mỹ (S&P 500) tác động cùng chiều mạnh mẽ trong cả ngắn và dài hạn, khẳng định giả thuyết H5. Kết quả này nhất quán với nghiên cứu của Phạm Ngọc Vân (2025) và Enow và Imandin (2025), minh chứng cho sự hội nhập sâu rộng của Việt Nam vào hệ thống tài chính quốc tế. Trong ngắn hạn, khi S&P 500 tăng, tăng khẩu vị rủi ro và tâm lý lạc quan của các nhà đầu tư cá nhân (vốn chiếm hơn 80% thị phần tại Việt Nam), dẫn đến các phản ứng tăng vốn vào các thị trường mới nổi như Việt Nam. Trong dài hạn, mối quan hệ này được củng cố bởi nền tảng thương mại, Mỹ là thị trường xuất khẩu chủ lực, do đó sự thịnh vượng của kinh tế Mỹ trực tiếp hỗ trợ doanh thu doanh nghiệp nội địa và thu hút dòng vốn phân bổ vào các thị trường mới nội.

Về tổng thể kết quả ảnh hưởng của các yếu tố vĩ mô tới TTCK Việt Nam trong ngắn hạn và dài hạn cho thấy các biến số như dòng vốn quốc tế (S&P 500) và tỷ giá hối đoái thể hiện vai trò dẫn dắt mạnh mẽ chỉ số giá VN-Index, lấn át các tác động của lạm phát và giá dầu trong cân bằng dài hạn.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu giai đoạn 2010-2024 xác nhận sự tồn tại của mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến số vĩ mô và chỉ số VN-Index. Cụ thể, trong ngắn hạn VN-Index nhạy bén với các tín hiệu quốc tế; giá dầu và S&P 500 có tác động cùng chiều, phản ánh tâm lý kỳ vọng và sự hưng phấn của nhà đầu tư, trong khi giá vàng không có tác động có ý nghĩa thống kê. Ngược lại, tỷ giá bộc lộ quan hệ nghịch biến, gây áp lực tức thời lên dòng tiền. Trong dài hạn, chỉ số S&P 500 có tác động cùng chiều và có ý nghĩa thống kê, phản ánh sự liên kết giữa TTCK Việt Nam và quốc tế. Tỷ giá và giá vàng có tác động ngược chiều trong dài hạn, củng cố lý thuyết về sự dịch chuyển sang các kênh trú ẩn an toàn khi vĩ mô bất ổn. Đáng chú ý, chỉ số giá tiêu dùng (CPI) không có ý nghĩa thống kê trong dài hạn, trong khi tác động ngắn hạn chưa được xác định rõ. Mô hình cho thấy khoảng 22% mức sai lệch khỏi trạng thái cân bằng dài hạn được điều chỉnh mỗi tháng, phản ánh cơ chế điều chỉnh về trạng thái cân bằng dài hạn sau các biến động ngắn hạn.

Trên cơ sở kết quả nghiên cứu, tác giả đề xuất các nhóm giải pháp nhằm nâng cao tính ổn định và vị thế của TTCK Việt Nam.

Trong ngắn hạn: ứng phó linh hoạt và ổn định tâm lý

Thứ nhất, xây dựng hệ thống cảnh báo sớm. Thiết lập bộ chỉ số giám sát biến động từ thị trường Mỹ và giá năng lượng để chủ động kịch bản ứng phó, ngăn chặn hiệu ứng bán tháo do tâm lý lan tỏa.

Thứ hai, ổn định tỷ giá mục tiêu. Ngân hàng Nhà nước cần điều hành tỷ giá linh hoạt nhưng ổn định trong các giai đoạn biến động mạnh để bảo vệ niềm tin của khối ngoại và giữ chân dòng vốn trên thị trường.

Thứ ba, minh bạch hóa thông tin vĩ mô. Việc công bố dữ liệu định kỳ một cách minh bạch giúp nhà đầu tư chiết khấu thông tin hiệu quả, giảm thiểu các cú sốc bất ngờ lên chỉ số giá chứng khoán.

Trong dài hạn: Xây dựng nền tảng và cơ chế tạo cân bằng.

Thứ nhất, kiên trì mục tiêu ổn định vĩ mô. Duy trì lạm phát thấp là yếu tố cốt lõi để nhà đầu tư yên tâm nắm giữ cổ phiếu dài hạn, thay vì dịch chuyển dòng vốn sang các kênh trú ẩn an toàn như vàng hay ngoại tệ.

Thứ hai, nâng cao vị thế thị trường trong chuỗi tài chính toàn cầu. Với sự hội nhập sâu rộng, Chính phủ cần đẩy nhanh quá trình nâng hạng thị trường để thu hút dòng vốn ngoại bền vững, giúp VN-Index tận dụng tốt hơn hiệu ứng lan tỏa tích cực từ các trung tâm tài chính lớn.

Thứ ba, tôn trọng cơ chế tự điều chỉnh của thị trường. Với kết quả ước lượng cho thấy khoảng 22,00% mức sai lệch khỏi trạng thái cân bằng dài hạn được điều chỉnh mỗi tháng, cơ quan quản lý nên hạn chế can thiệp hành chính trực tiếp, thay vào đó tập trung hoàn thiện khung pháp lý nhằm nâng cao tính ổn định và hiệu quả hoạt động của TTCK.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Aggarwal, Raj. (1981). Exchange rates and stock prices: A study of the US capital markets under floating exchange rates. *Akron Business and Economic Review*, 12, 7-12.

Basher, S. A., Haug, A. A. and Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Economics*, 34(1), 227-240.

Baur D.G., & Lucey B.M. (2010). Is gold a hedge or a Safe Haven? An analysis of Stocks, Bonds and Gold. *Financial Review*, 45(2), 217-229. https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2010.00244.x

Chen, N.-F., Roll, R., & Ross, S. A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *The Journal of Business*, *59*(3), 383–403. http://www.jstor.org/stable/2352710.

Chorna, A., & Shuba, O. (2022). On the Issue of the Classification of Stock Market Indicators. *Business Inform*. https://doi.org/10.32983/2222-4459-2022-9-88-95 .

Dadgar, Y. and Nazari, R. (2012). The Analysis of Relationship between Stock Prices and Exchange Rates in Iran (2007-2012). *World Finance and Banking Symposium*, 14.

Diamandis, P. F., & Drakos, A. A. (2011). Financial liberalization, exchange rates and stock prices: Exogenous shocks in four Latin American countries. *Journal of Policy Modeling*, 33(3), 381–394.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431. https://doi.org/10.1080/01621459.1979.10482531.

Dzakpasu, I. (2021). Assessing the Dynamic Relationship Between Macroeconomic Factors and Stock Market Movement: Evidence from China. *Research Journal of Finance and Accounting*. https://doi.org/10.7176/rjfa/12-6-02.

Đỗ Quang Hưng, Lê Đăng Bình Minh, Lê Thế Huy, Nguyễn Phúc Huy, Nguyễn Minh Phương, Vũ Thành Long. (2025). Nghiên cứu tác động của một số yếu tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán Việt Nam: Phân tích ngắn hạn và dài hạn. Tạp chí Kinh tế & Quản trị kinh doanh, 32 (2025), 108-119.

Enow, S. T., & Imandin, L. (2025). Investigating the concept of volatility spillover: Evidence in international financial markets. *International Journal of Research in Business & Social Science*, *14*(8). https://doi.org/10.20525/ijrbs.v14i8.4542

Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation, and money. *American Economic Review*, 71(4), 545–565.

Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1996). Currency crashes in emerging markets: An empirical treatment. *Journal of international Economics*, *41*(3-4), 351-366. https://doi.org/10.1016/S0022-1996(96)01441-9.

Hamilton, J. D. (2003). Comment on "A comparison of two business cycle dating methods". *Journal of Economic Dynamics and Control*, *27*(9), 1691-1693.

Hamuda, A. M. (2013). Ardl Investment Model Of Tunisia. *Theoretical and Applied Economics*, (20:2), 57-68.

Humpe, A., McMillan, D., & Schöttl, A. (2025). Macroeconomic determinants of the stock market: A Comparative Study of Anglosphere and BRICS. *Finance Research Letters*. https://doi.org/10.1016/j.frl.2025.106869.

Keswani, S., Puri, V., & Jha, R. (2024). Relationship among macroeconomic factors and stock prices: cointegration approach from the Indian stock market. *Cogent Economics & Finance*, 12. https://doi.org/10.1080/23322039.2024.2355017.

Khan, J., & Khan, I. (2018). The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Prices: A Case Study of Karachi Stock Exchange. *Business and Economics Journal*, 9, 1-8. https://doi.org/10.4172/2151-6219.1000365.

Kuntamalla, V., & Maguluri, K. (2022). Causal Analysis of Stock Prices and Macroeconomic Variables: Evidence from Indian Stock Market. *Asian Economic and Financial Review*. https://doi.org/10.55493/5002.v12i7.4530.

Ligocká, M. (2024). The relationship between macroeconomic variables and stock market indices: evidence from Central and Eastern European countries. *Eastern Journal of European Studies*. https://doi.org/10.47743/ejes-2023-0204.

Mukherjee, T.K. and Atsuyuki, N. (1995) Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model. Journal of Financial Research, 18, 223-237. https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.1995.tb00563.x.

Nguyễn Minh Kiều & Nguyễn Văn Điệp. (2013). Quan hệ giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô và biến động thị trường chứng khoán: bằng chứng nghiên cứu từ thị trường Việt Nam .*Tạp chí phát triển KH&CN*,16, Số Q3-2013, 86-100 https://www.researchgate.net/publication/331159993_The_relationship_between_macroeconomic_factors_and_stock_market_volatility_empirical_evidence_from_the_Vietnam_stock_market.

Nguyễn Phan Trúc Phương., Hồ Thị, L., & Vo Xuan Vinh, V. (2022). Mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán các nước và Việt Nam. *Tạp Chí Kinh Tế Và Phát triển*, *299*, 2–13. https://js.ktpt.edu.vn/index.php/jed/article/view/476.

Nguyễn Thị Như Quỳnh & Võ Thị Hương Linh (2019). Tác động của một số yếu tố kinh tế vĩ mô đến chỉ số giá chứng khoán tại Việt Nam. *Tạp chí khoa học Đại học Mở TP.HCM*, *14*(3),47–63. https://doi.org/10.46223/HCMCOUJS.econ.vi.14.3.477.2019

Nguyễn Thu Thủy, Nguyễn Việt Dũng & Tạ Thúy Quỳnh (2020). Áp dụng mô hình ARDL nghiên cứu tác động của các chỉ số giá đến thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Thương Mại*, 143/2020, 2-10.

Nurmansyah, A. R., & Thamrin , H. . (2022). Analysis of The Influence of Exchange, Inflation, Gross Domestic Product, Interest Rate, and The Amount of Money Circulation On The LQ45 Index In The Indonesia Stock Exchange Between 2016-2020. *Jurnal Syntax Admiration*, *3*(1), 1-27. https://doi.org/10.46799/jsa.v3i1.380

Park, J. & Ratti, R.A. (2008). Oil Price Shocks and Stock Markets in the U.S. and 13 European Countries. *Energy Economics*, 30, 2587-2608. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2008.04.003

Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (1996). Testing for the 'Existence of a Long-Run Relationship'. Faculty of Economics, University of Cambridge, Cambridge.
https://ideas.repec.org/p/cam/camdae/9622.html

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.

Phạm Ngọc Vân. (2025). Mối quan hệ giữa yếu tố vĩ mô và thị trường chứng khoán tại Việt Nam. Tạp chí Kinh tế và Dự báo. https://kinhtevadubao.vn/moi-quan-he-giua-yeu-to-kinh-te-vi-mo-va-thi-truong-chung-khoan-tai-viet-nam-32030.html

Phillips, P.C.B. and Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75, 335-346. http://dx.doi.org/10.1093/biomet/75.2.335.

Reza, F., Nurqamarani, A. S., & Solihin, D. (2018). Is arbitrage pricing theory is a fairy tale?: The evidence from Indonesia with ordinary least square estimation. *RJABM (Research Journal of Accounting and Business Management)*, *2*(1), 18-31. https://doi.org/10.31293/rjabm.v2i1.3475

Ross, S. (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.

Sajor, B., Ulla, A., & Pizzaro-Uy, A. (2023). Impact of Macroeconomic Variables on Stock Market Price Levels: Evidence from the Philippines. *Journal of Economics, Finance and Accounting Studies*. https://doi.org/10.32996/jefas.2023.5.2.10.

Samuelson, P. A. (1939). Interactions between the multiplier analysis and the principle of acceleration. *The review of Economics and Statistics*, *21*(2), 75-78.

Sewell, M. (2012). The Efficient Market Hypothesis: Empirical Evidence. *International Journal of Statistics and Probability*, 1, 164. https://doi.org/10.5539/ijsp.v1n2p164.

Stosic, D., Stosic, D., & Stošić, T. (2019). Nonextensive triplets in stock market indices. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.03.093 .

Subedi, K. (2025). Impact of Money Supply and Interest Rate on Stock Market Performance: Evidence from the Nepalese Capital Market. *Intelligence Journal of Multidisciplinary Research*.
https://doi.org/10.3126/ijmr.v4i1.76926.

Trần Huy Hoàng. (2017). Tác động của giá dầu thế giới đến thị trường chứng khoán và các biến vĩ mô trong nền kinh tế: trường hợp Việt Nam. Tạp chí Công Thương, 10 (09/2017). https://tapchicongthuong.vn/tac-dong-cua-gia-dau-the-gioi-den-thi-truong-chung-khoan-va-cac-bien-vi-mo-trong-nen-kinh-te--truong-hop-viet-nam-51084.htm

Verma, R., & Bansal, R. (2021). Impact of macroeconomic variables on the performance of stock exchange: a systematic review. *International Journal of Emerging Markets*. https://doi.org/10.1108/ijoem-11-2019-0993.

Yusoff, Z. Z. M., & Bahrudin, N. Z. (2022). Equity Market Performances: Evidence from South East, South West, Central and North East Asia Regions. *International Journal of Academic Reserach in Economics and Management Sciences*, *11*(4). http://dx.doi.org/10.6007/Ijarems/v11-i4/15322

Thông tin tác giả:

1. Lưu Huyền Trang*
- Đơn vị công tác: Học viện Chính sách và Phát triển
- Địa chỉ email: *tranglh@apd.edu.vn*

2. Phí Mai Lan
- Đơn vị công tác: Học viện Chính sách và Phát triển

3. Hà Quỳnh Ngọc
- Đơn vị công tác: Học viện Chính sách và Phát triển

*Tác giả liên hệ: Lưu Huyền Trang

Ngày nhận bài: 20/01/2026
Ngày nhận bản sửa: 15/03/2026
Ngày duyệt đăng: 09/10/2026