BIẾN ĐỘNG THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VÀ ÁP LỰC THỊ TRƯỜNG NGOẠI HỐI TẠI VIỆT NAM: BẰNG CHỨNG VỀ TRUYỀN DẪN BẤT ĐỐI XỨNG

NGUYỄN THỊ MỸ PHƯỢNG*

[*]Viện Tài chính – Kế toán, Đại học Công nghiệp Thành phố Hồ Chí Minh

[*]Tác giả liên hệ: nguyenthimyphuong@iuh.edu.vn

DOI: https://doi.org/10.46242/jstiuh.v82i4.6147

Tóm tắt. Bài báo phân tích mối quan hệ giữa biến động thị trường chứng khoán và áp lực thị trường ngoại hối (Exchange Market Pressure – EMP) tại Việt Nam trong giai đoạn tháng 08/2000 - 03/2025, với trọng tâm là truyền dẫn bất đối xứng từ thị trường trong nước và quốc tế theo cách tiếp cận GJR-GARCH kết hợp khung ARDL/NARDL. Kết quả cho thấy biến động thị trường chứng khoán trong nước tác động cùng chiều và bất đối xứng lên EMP trong ngắn hạn, trong khi biến động thị trường chứng khoán quốc tế tác động cùng chiều và bất đối xứng lên EMP trong dài hạn. Các tác động chủ yếu đến từ cú sốc tiêu cực, trong khi cú sốc tích cực là trung tính. EMP tại Việt Nam tự điều chỉnh nhanh sau cú sốc, phản ánh khả năng hấp thụ biến động của thị trường ngoại hối. Nghiên cứu đóng góp ba điểm chính: (i) Sử dụng EMP thay cho tỷ giá để đo lường áp lực ngoại hối; (ii) Kết hợp GJR-GARCH và ARDL/NARDL để nhận diện cơ chế truyền dẫn phi tuyến và (iii) Cung cấp bằng chứng thực nghiệm về bất đối xứng một phía từ biến động thị trường chứng khoán sang EMP. Phát hiện này nhấn mạnh vai trò chỉ báo sớm của biến động thị trường chứng khoán và tầm quan trọng của dự trữ ngoại hối trước sự lan tỏa của các cú sốc tài chính.

Từ khóa. Biến động thị trường chứng khoán, áp lực thị trường ngoại hối, truyền dẫn bất đối xứng, chính sách tiền tệ;

1. GIỚI THIỆU

Trong xu hướng mở cửa và kết nối tài chính toàn cầu, thị trường chứng khoán (TTCK) và thị trường ngoại hối (TTNH) không chỉ là các kênh dẫn vốn chủ chốt mà còn cấu thành một hệ thống truyền dẫn các cú sốc vĩ mô và tài chính (Forbes & Rigobon, 2002). Theo cách tiếp cận cân bằng danh mục, hai thị trường này phản ánh sự điều chỉnh đồng thời trong kỳ vọng của nhà đầu tư đối với rủi ro, lợi suất và nền tảng vĩ mô (Branson, 1977). Tại những thị trường mới nổi có biên độ giao thương quốc tế rộng như Việt Nam, mối quan hệ này thường mang bản chất phi tuyến và đa chiều, nằm ngoài phạm vi tuyến tính thông thường (Aftab & cộng sự, 2021). Các cú sốc tiêu cực từ TTCK có thể lan tỏa nhanh sang TTNH, làm gia tăng áp lực tỷ giá và buộc ngân hàng trung ương (NHTW) phải can thiệp để duy trì ổn định vĩ mô (Aftab & cộng sự, 2021). Nhiều nghiên cứu thực nghiệm như Bahmani-Oskooee & Saha (2015), Bahmani-Oskooee & Saha (2018), Sikhosana & Aye (2018), Saidi & cộng sự (2021), Tian & cộng sự (2023), Naz & cộng sự (2024), Wang & cộng sự (2025) đã ghi nhận sự tồn tại của các phản ứng bất đối xứng, trong đó các cú sốc giảm giá trên TTCK có cường độ và tốc độ truyền dẫn mạnh hơn sang TTNH so với các cú sốc tăng giá, phản ánh tâm lý "tháo chạy đến nơi an toàn" *(flight-to-safety)* trong các giai đoạn bất ổn tài chính.

Tại Việt Nam, từ khi TTCK hình thành năm 2000, các giai đoạn ổn định (2000–2007, 2012–2015, 2016–2019) thường gắn liền với những pha tăng mạnh của VN-Index, dòng vốn vào dồi dào và EMP giảm. Xu hướng này tạo điều kiện để Ngân hàng Nhà nước (NHNN) tích lũy dự trữ ngoại hối kỷ lục gần 100 tỷ USD trong giai đoạn 2016–2021, tạo "lớp đệm" chiến lược để ổn định TTNH (International Monetary Fund [IMF], 2021). Ngược lại, khi thị trường đảo chiều, cơ chế truyền dẫn phi tuyến bộc lộ rõ rệt. Giai đoạn 2008–2011, khi VN-Index sụt giảm gần 70% đã làm gia tăng EMP trong suốt chu kỳ này, buộc NHNN phải phá giá VND, tăng lãi suất và can thiệp dự trữ (IMF, 2012). Tương tự, giai đoạn 2022–2025 chứng kiến sự sụt giảm 30% của VN-Index trong năm 2022, khiến NHNN phải bán 20% dự trữ ngoại hối và nâng lãi suất thêm 200 điểm để bình ổn thị trường (IMF, 2023). Những diễn biến này hàm ý sự tồn tại của cơ chế truyền dẫn bất đối xứng tại Việt Nam, đặc biệt khi khẩu vị rủi ro toàn cầu xoay chuyển và những bất định kéo dài đến đầu năm 2025 (IMF, 2024).

Mặc dù yêu cầu từ thực tiễn rất lớn, nhưng tổng quan nghiên cứu tại Việt Nam vẫn tồn tại những khoảng trống nhất định. Về đo lường, các nghiên cứu như Nguyen & Luong (2014), Tran & Ho (2015), Nguyen (2020) chủ yếu sử dụng biến động tỷ giá đơn thuần, vốn có thể bị che lấp bởi các biện pháp can thiệp dự

© 2026 Trường Đại học Công nghiệp thành phố Hồ Chí Minh

trữ và lãi suất (IMF, 2023). Về phương pháp, phần lớn các nghiên cứu dựa trên khung phân tích tuyến tính và đối xứng (Tran & Ho, 2015; Nguyen & Bui, 2017). Ngay cả các nghiên cứu phi tuyến gần đây như Pham (2024) vẫn chủ yếu xem xét chiều tác động từ TTNH sang TTCK, thay vì chiều ngược lại từ biến động TTCK đến EMP. Bên cạnh đó, vai trò của các cú sốc từ TTCK trong nước và quốc tế chưa được xem xét đồng thời trong cùng một khung phân tích, dù đây là yếu tố quan trọng đối với các quốc gia nhạy cảm với biến động thị trường toàn cầu như Việt Nam.

Nhằm lấp đầy các khoảng trống này, nghiên cứu sử dụng chỉ số EMP kết hợp các mô hình GJR-GARCH (Glosten–Jagannathan–Runkle Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) và ARDL (Autoregressive Distributed Lag), NARDL (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag) trên bộ dữ liệu cập nhật đến tháng 03/2025. Theo đó, nghiên cứu mang lại một số đóng góp mới: (i) Phản ánh đầy đủ hơn áp lực TTNH dưới cơ chế tỷ giá có quản lý thông qua chỉ số EMP; (ii) Xem xét vai trò của các cú sốc biến động TTCK trong nước và quốc tế như các nguồn rủi ro riêng biệt; và (iii) Làm rõ cơ chế truyền dẫn bất đối xứng trong ngắn hạn và dài hạn với vai trò chi phối của cú sốc tiêu cực. Phần còn lại của bài báo được cấu trúc như sau: Phần 2 trình bày cơ sở lý thuyết, bằng chứng thực nghiệm và phát triển giả thuyết; Phần 3 trình bày phương pháp nghiên cứu và dữ liệu; Phần 4 kết quả nghiên cứu và thảo luận và Phần 5 kết luận và hàm ý.

2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT, BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM VÀ PHÁT TRIỂN GIẢ THUYẾT

2.1 Cơ sở lý thuyết

Biến động TTCK là mức độ phân tán của tỷ suất sinh lời xung quanh giá trị kỳ vọng, phản ánh rủi ro hệ thống và sự bất định của thị trường (Andersen & Bollerslev, 1998). Trong khi đó, áp lực TTNH thể hiện mức độ căng thẳng và sức ép lên tỷ giá, phản ánh tình trạng mất cân bằng giữa cung và cầu ngoại tệ của một quốc gia (Girton & Roper, 1977). Trong chế độ tỷ giá thả nổi có quản lý, EMP thực tế có thể rất lớn nhưng không hiện hữu trực tiếp qua biến động tỷ giá quan sát được do các biện pháp can thiệp của NHTW. Theo Goldberg & Krogstrup (2018), các can thiệp của NHTW làm mờ thông tin hàm chứa trong tỷ giá, khiến EMP trở thành thước đo toàn diện hơn để phản ánh áp lực thực sự trên TTNH.

Trên cơ sở đó, mối quan hệ giữa biến động TTCK và EMP được giải thích qua ba kênh lý thuyết bổ trợ lẫn nhau, tạo thành một hệ thống phản hồi đa chiều. Lý thuyết cân bằng danh mục (Branson, 1977) lập luận rằng khi TTCK sụt giảm, nhà đầu tư có xu hướng tái cấu trúc danh mục bằng cách bán tháo tài sản nội địa để chuyển vốn ra ngoài. Hành vi này trực tiếp làm gia tăng cầu ngoại tệ, gây sức ép mất giá lên nội tệ và khuếch đại EMP. Ngược lại, lý thuyết định hướng dòng vốn (Dornbusch & Fischer, 1980) cho thấy sự biến động tỷ giá làm thay đổi năng lực cạnh tranh và lợi nhuận của doanh nghiệp, từ đó ảnh hưởng đến định giá cổ phiếu và kỳ vọng nhà đầu tư. Sự hiện diện đồng thời của cả hai chiều tác động này làm hình thành vòng phản hồi tự củng cố giữa biến động TTCK và EMP. Bên cạnh đó, theo lý thuyết kỳ vọng hợp lý (Muth, 1961), các đợt sụt giảm mạnh trên TTCK thường kích hoạt tâm lý lo ngại về sự mất giá đồng nội tệ, dẫn đến hành vi tích trữ ngoại tệ phòng thủ xuất hiện. Cuối cùng, kênh thanh khoản và can thiệp dự trữ đóng vai trò như một mắt xích phản hồi; khi EMP tăng cao, việc bán dự trữ ngoại hối để bình ổn tỷ giá có thể làm thu hẹp dư địa chính sách, từ đó khuếch đại tâm lý bất ổn và gia tăng áp lực lên toàn hệ thống tài chính. Tuy nhiên, các kênh truyền dẫn này không vận hành với cường độ đồng đều theo cả hai chiều tác động - một đặc tính bất đối xứng vốn có xuất phát từ bản chất phản ứng khác biệt của thị trường trước các cú sốc tiêu cực và tích cực (Bahmani-Oskooee & Saha, 2018).

Tính bất đối xứng trong truyền dẫn dựa trên nền tảng lý thuyết về hiệu ứng đòn bẩy (Nelson, 1991) và lý thuyết lan tỏa tài chính quốc tế (Kodres & Pritsker, 2002; Forbes & Rigobon, 2002). Các tin tức tiêu cực từ TTCK có khả năng khuếch đại biến động và áp lực ngoại hối mạnh mẽ hơn đáng kể so với các tin tức tích cực có cùng độ lớn. Cơ chế này được củng cố bởi lý thuyết triển vọng (Kahneman & Tversky, 1979) kết hợp với lý thuyết bất cân xứng thông tin (Akerlof, 1970; Stiglitz & Weiss, 1981). Dưới lăng kính này, trong điều kiện thị trường bất ổn, các cú sốc giảm điểm thường được nhà đầu tư nội hàm hóa như những tín hiệu rủi ro mang tính cấu trúc. Điều này kích hoạt tâm lý "tháo chạy đến nơi an toàn", thúc đẩy các hoạt động tái cân bằng danh mục mang tính đột ngột và quyết liệt, từ đó tạo ra áp lực lớn hơn lên EMP. Ngược lại, trong các giai đoạn ổn định hoặc khi xuất hiện các cú sốc tích cực, dòng vốn vào thường diễn ra dần dần và ít gây căng thẳng tức thời lên hệ thống ngoại hối.

2.2 Bằng chứng thực nghiệm và khoảng trống nghiên cứu

Trong bối cảnh toàn cầu hóa hiện nay, mối quan hệ giữa TTCK và TTNH đã trở thành tâm điểm trong lĩnh vực tài chính quốc tế. Các bằng chứng thực nghiệm cho thấy cơ chế truyền dẫn rủi ro mang tính phức tạp, phụ thuộc vào bối cảnh thị trường và phương pháp tiếp cận. Dòng nghiên cứu sơ khởi chủ yếu dựa trên khung phân tích tuyến tính (Pan & cộng sự, 2007; Diamandis & Drakos, 2011; Mroua & Trabelsi, 2020), song hạn chế trong việc nắm bắt cú sốc cực đoan đã thúc đẩy sự phát triển của các phương pháp phi tuyến, tiêu biểu là mô hình NARDL (Shin & cộng sự, 2014). Nhiều nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng về phản ứng bất đối xứng giữa tỷ giá và chứng khoán (Bahmani-Oskooee & Saha, 2015; Nusair & Al-Khasawneh, 2022; Saidi & cộng sự, 2021) cùng các thực chứng mới tại thị trường mới nổi (Bahmani-Oskooee & Saha, 2018; Bijoy, 2023; Chancharat & Suwannapak, 2024). Hiệu ứng lan tỏa biến động bất đối xứng cũng được khẳng định qua nghiên cứu của Sikhosana & Aye (2018), Xiong & Han (2015), Chkili & Nguyen (2014) và các bổ sung về kết nối thị trường trong điều kiện bất định của Mustafa & cộng sự (2023), Naz & cộng sự (2024) và Wang & cộng sự (2025).

Song song với dòng nghiên cứu về tỷ giá, một hướng nghiên cứu khác tập trung vào chỉ số EMP nhằm phản ánh toàn diện căng thẳng TTNH (Girton & Roper, 1977; Eichengreen & cộng sự, 1995; Kaminsky & Reinhart, 1999). Các nghiên cứu Hegerty (2014), Aizenman & Binici (2016), Aftab & cộng sự (2021), Aftab & Phylaktis (2022) ghi nhận các cú sốc từ TTCK là yếu tố quan trọng kích hoạt EMP tại thị trường mới nổi. Trong giai đoạn 2023-2025, Tian & cộng sự (2023) và Ozcelebi & cộng sự (2025) tiếp tục khẳng định TTCK là kênh truyền dẫn áp lực chính lên EMP. Mặc dù vậy, phần lớn nghiên cứu vẫn thiên về so sánh đa quốc gia, chưa đi sâu nhận diện đầy đủ về cơ chế truyền dẫn cụ thể trong từng nền kinh tế (Glebocki & Saha, 2024; Simran & Sharma, 2024).

Tại Việt Nam, các nghiên cứu về mối liên kết giữa TTCK và TTNH cho đến nay vẫn cho kết quả chưa thống nhất. Một số nghiên cứu như Nguyen & Luong (2014) ghi nhận phản ứng bất đối xứng của lợi nhuận chứng khoán trước các cú sốc TTNH, hay Tran & Ho (2015) xác nhận hiệu ứng lan tỏa bất ổn hai chiều dù không tìm thấy mối quan hệ cân bằng dài hạn. Đáng lưu ý, các nghiên cứu sau đó lại cho kết quả không nhất quán về mối quan hệ giữa tỷ giá và giá cổ phiếu (Nguyen, 2020; Tran & Le, 2023). Các nghiên cứu gần đây bắt đầu khai thác đặc tính phi tuyến song vẫn chủ yếu tập trung vào biến động tỷ giá và chiều tác động từ TTNH sang TTCK, thay vì xem xét EMP như một chỉ báo tổng hợp (Nguyen & Bui, 2017; Pham, 2024). Sự thiếu khuyết phân tích về tác động bất đối xứng từ TTCK đến EMP được nhấn mạnh trong các báo cáo gần đây của IMF (2024) và World Bank (2024).

Tổng hợp lược khảo cho thấy các khoảng trống nghiên cứu chính: (i) EMP chưa được khai thác đầy đủ như chỉ báo tổng hợp tại Việt Nam; (ii) các cú sốc TTCK trong và ngoài nước hiếm khi được xem xét đồng thời; (iii) cơ chế truyền dẫn rủi ro bất đối xứng từ TTCK đến EMP chưa được phân tích hệ thống. Xuất phát từ những khoảng trống này, nghiên cứu xây dựng một khung phân tích tích hợp giữa mô hình GJR-GARCH và ARDL/NARDL nhằm làm rõ cơ chế truyền dẫn bất đối xứng từ các cú sốc biến động TTCK đến EMP tại Việt Nam, qua đó đóng góp thêm bằng chứng thực nghiệm về mối liên kết giữa rủi ro tài chính quốc tế và ổn định tiền tệ tại các nền kinh tế mới nổi.

2.3 Phát triển giả thuyết nghiên cứu

Nghiên cứu kỳ vọng tồn tại mối liên kết bất đối xứng theo hướng các cú sốc tiêu cực chi phối giữa biến động TTCK và EMP tại các thị trường mới nổi như Việt Nam. Lập luận này kế thừa các lý thuyết nền về cơ chế truyền dẫn (Mục 2.1) và hiện tượng 'Phụ thuộc đuôi âm' (Negative tail dependence) theo Tian & cộng sự (2023), cho thấy rủi ro lan tỏa gia tăng đột biến và mang tính phi tuyến khi thị trường rơi vào trạng thái hoảng loạn. Bằng chứng từ Goldberg & Krogstrup (2018) cũng xác nhận EMP tại các thị trường mới nổi phản ứng mạnh hơn trước các đợt rút vốn so với các đợt vốn vào.

Trong bối cảnh "đứt gãy" giữa sự lạc quan thị trường và rủi ro thực tế (IMF, 2024) cùng với đặc thù hơn 80% nhà đầu tư cá nhân tại Việt Nam thường phản ứng theo tâm lý bầy đàn (World Bank, 2024), nghiên cứu cho rằng các cú sốc tiêu cực sẽ ẩn át các tín hiệu phục hồi, vốn thường bị triệt tiêu bởi tâm lý thận trọng và độ trễ chính sách. Sự phân tách giữa tác động ngắn hạn và dài hạn trong các giả thuyết dưới đây xuất phát từ đặc thù dòng vốn: biến động TTCK trong nước tác động nhanh qua kênh tâm lý và thanh khoản, trong khi biến động TTCK quốc tế truyền dẫn qua kênh dòng vốn FPI với độ trễ dài hơn (IMF, 2024a; IMF, 2023). Dựa trên cơ sở lý thuyết và bối cảnh thực tiễn nêu trên, nghiên cứu đề xuất các giả thuyết sau:

Giả thuyết H1: Biến động của TTCK (trong nước và quốc tế) có tác động cùng chiều lên EMP.

- **H1a:** Biến động TTCK trong nước có tác động cùng chiều lên EMP trong ngắn hạn.
- **H1b:** Biến động TTCK quốc tế có tác động cùng chiều lên EMP trong dài hạn.

Giả thuyết H2: Tác động của biến động thị trường chứng khoán lên EMP mang tính bất đối xứng theo dấu của cú sốc, cụ thể:

- **H2a:** Trong ngắn hạn, các cú sốc tiêu cực từ TTCK trong nước làm gia tăng EMP với cường độ mạnh mẽ, trong khi tác động từ các cú sốc tích cực cùng quy mô là không đáng kể.
- **H2b:** Trong dài hạn, các cú sốc tiêu cực từ TTCK quốc tế tạo ra áp lực gia tăng bền vững lên EMP, trong khi phản ứng trước các cú sốc tích cực cùng quy mô là không đáng kể.

3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU VÀ DỮ LIỆU

3.1 Mô hình nghiên cứu tổng quát

Dựa trên cơ sở lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm tại các thị trường mới nổi Châu Á như Aftab & Phylaktis (2022), Aftab & cộng sự (2021), Nusair & Al-Khasawneh (2022) và bối cảnh thực tiễn của Việt Nam, chúng tôi đề xuất mô hình nghiên cứu về mối quan hệ giữa biến động TTCK và EMP tại Việt Nam như sau:

$$EMP_t=\beta_0+\beta_1 VSMV_t+\beta_2 VSMV_US_t+\beta_3 RID_t+\beta_4 IM_t+\beta_5 EX_t+\beta_6 RES_t+\beta_7 D_{2008}+\beta_8 D_{2011}+\epsilon_t \quad (1)$$

Trong đó:

Biến phụ thuộc: EMP_t : Chỉ số áp lực thị trường ngoại hối Việt Nam.

Biến độc lập:

$VSMV_t$: Biến động TTCK Việt Nam ; $VSMV_US_t$: Biến động TTCK quốc tế (Mỹ)

Biến kiểm soát:

RID_t: Chênh lệch lãi suất thực giữa Việt Nam và Mỹ.

IM_t và EX_t: Tăng trưởng nhập khẩu và xuất khẩu.

RES_t: Tăng trưởng dự trữ ngoại hối ; D_{2008}, D_{2011}: Biến giả cấu trúc

3.2 Đo lường biến động thị trường chứng khoán và áp lực thị trường ngoại hối

Nghiên cứu sử dụng mô hình GJR-GARCH (Glosten & cộng sự, 1993) để đo lường biến động TTCK trong nước (VSMV) dựa trên chỉ số VN-Index và biến động TTCK quốc tế (VSMV_US) dựa trên chỉ số S&P 500. Khung phân tích này giúp kiểm chứng các giả thuyết về cơ chế truyền dẫn phi tuyến trong các nghiên cứu thực nghiệm hiện đại (Poon & Granger, 2003). Phương trình phương sai của GJR-GARCH như sau:

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \gamma I_{t-1}\epsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \quad (2)$$

Trong đó: σ_t^2: Phương sai có điều kiện tại thời điểm t.

Bên cạnh đó, áp lực TTNH tại Việt Nam được đo lường thông qua chỉ số EMP dựa trên quan điểm của Eichengreen & cộng sự (1995). Cách tiếp cận này ưu việt hơn so với các phương pháp truyền thống do nắm bắt đầy đủ các kênh điều chỉnh của TTNH. EMP được xác định là bình quân gia quyền của sự thay đổi tỷ giá danh nghĩa (Δe), biến động lãi suất thực (i) và mức độ can thiệp dự trữ ngoại hối (r). Khi EMP dương và vượt ngưỡng 1,5 lần độ lệch chuẩn thì đồng nội tệ chịu áp lực phá giá.

$$EMP_t = \frac{1}{\sigma_{\Delta e}}\Delta e_t + \frac{1}{\sigma_{\Delta(i-i^*)}}\Delta(i_t - i_t^*) - \frac{1}{\sigma_{\Delta r}}\Delta r_t \quad (3)$$

3.3 Mô hình ARDL và NARDL: Tác động trực tiếp và bất đối xứng

Nghiên cứu sử dụng mô hình tuyến tính ARDL (Pesaran & cộng sự, 2001) làm mô hình tham chiếu để ước lượng mối quan hệ dài hạn và ngắn hạn giữa biến động TTCK và EMP. Phương trình ARDL (p,q) được đặc tả dưới dạng mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) như sau:

$$\Delta EMP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p}\alpha_i\Delta EMP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1}\beta_{1i}\Delta VSMV_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2}\beta_{2i}\Delta VSMV_US_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3}\gamma_i\Delta X_{t-i} + \lambda_1 EMP_{t-1} + \lambda_2 VSMV_{t-1} + \lambda_3 VSMV_US_{t-1} + \lambda_4 X_{t-1} + \theta_1 D_{2008} + \theta_2 D_{2011} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Trong đó: X là vector các biến kiểm soát (RID, IM, EX, RES).

ϕ_i, δ_j : Các hệ số động học trong ngắn hạn; λ_k : Các hệ số đại diện cho mối quan hệ dài hạn.

Nhằm mở rộng khả năng nắm bắt các tác động phi tuyến, nghiên cứu áp dụng mô hình NARDL của Shin & cộng sự (2014). Theo đó, biến VSMV và VSMV_US được tách thành hai chuỗi tổng tích lũy:

$$VSMV_t^+ = \sum_{j=□}^{t} \max(\Delta VSMV_j, 0); \qquad VSMV_t^- = \sum_{j=□}^{t} \min(\Delta VSMV_j, 0)$$

$$VSMV_US_t^+ = \sum_{j=□}^{t} \max(\Delta VSMV_US_j, 0); \qquad VSMV_US_t^- = \sum_{j=□}^{t} \min(\Delta VSMV_US_j, 0)$$

Khi cả hai biến độc lập đều được tách đôi, phương trình NARDL mở rộng được thiết lập như sau:

$$\begin{aligned}\Delta EMP_□ = {} & \alpha_0 + \rho EMP_{□-1} + \theta_1^+ VSMV^+_{□-1} + \theta_1^- VSMV^-_{□-1} + \theta_2^+ VSMV_US^+_{□-1} + \theta_2^- VSMV_US^-_{□-1} + \theta_□ □_{□-1} \\ & + \sum_{□=1}^{□-1} \gamma_□ \Delta EMP_{□-□} + \sum_{□=0}^{□_1-1} \left(\pi_{1□}^+ \Delta VSMV^+_{□-□} + \pi_{1□}^- \Delta VSMV^-_{□-□}\right) \\ & + \sum_{□=0}^{□_2-1} \left(\pi_{2□}^+ \Delta VSMV_US^+_{□-□} + \pi_{2□}^- \Delta VSMV_US^-_{□-□}\right) + \sum_{□=0}^{□_□-1} \delta_□ \Delta □_{□-□} + \omega_1 □_{2008} + \omega_2 □_{2011} + \mu_□\end{aligned} \tag{5}$$

Để đảm bảo tính vững và độ tin cậy của các ước lượng ARDL/NARDL, nghiên cứu thực hiện hệ thống các kiểm định tính dừng, chẩn đoán và bất đối xứng. Ngoài ra, tính vững của kết quả ước lượng còn được kiểm chứng thông qua việc ước lượng lại mô hình với thước đo EMP thay thế theo quan điểm Weymark (1995), các kết quả chi tiết được trình bày tại Phần 4.

3.4 Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu tần suất tháng trong giai đoạn từ 08/2000 đến 03/2025, được thu thập từ Thống kê Tài chính Quốc tế (IFS) của Quỹ Tiền tệ Quốc tế, Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HSX) và Ngân hàng Dự trữ Liên bang St. Louis (FRED). Giai đoạn này được chọn nhằm bao phủ toàn diện quá trình phát triển của thị trường tài chính Việt Nam từ khi TTCK hình thành, đồng thời đảm bảo cỡ mẫu đủ lớn cho ước lượng NARDL. Để kiểm soát đặc tính mùa vụ của dữ liệu tháng, nghiên cứu sử dụng dạng dữ liệu tăng trưởng so với cùng kỳ (yoy), phương pháp này đóng vai trò như bộ lọc sai phân mùa vụ hiệu quả (Hamilton, 1994; Wooldridge, 2020), đảm bảo tính nhất quán với phương pháp xử lý dữ liệu tháng cho các biến EX, IM và RES trong nghiên cứu kinh điển của Kaminsky & Reinhart (1999). Các biến giả cấu trúc D2008, D2011 được xác định dựa trên kiểm định điểm gãy nội sinh Zivot-Andrews (Chi tiết tại mục 4.2), nhằm kiểm soát các cú sốc từ khủng hoảng tài chính toàn cầu và giai đoạn bất ổn vĩ mô nội tại theo khung phân tích của Diamandis & Drakos (2011).

Bảng 1: Các biến trong mô hình nghiên cứu và nguồn dữ liệu

Biến	Ký hiệu	Cách đo lường	Nguồn dữ liệu	Các nghiên cứu tham khảo
Biến phụ thuộc				
Chỉ số áp lực thị trường ngoại hối	EMP	Dựa trên mô hình EMP được đề xuất bởi Eichengreen & cộng sự (1995)	Tính toán từ số liệu IFS	Aftab & Phylaktis (2022); Aftab & cộng sự (2021); Aizenman & Binici (2016); Hegerty (2014); Kaminsky & Reinhart (1999).
Biến độc lập				
Biến động thị trường chứng khoán Việt Nam	VSMV	Ước lượng từ mô hình GJR-GARCH	Tính toán từ số liệu VN-Index lấy từ HNX	Nusair & Al-Khasawneh (2022); Aftab & cộng sự (2021); Saidi & cộng sự (2021).
Biến động thị trường chứng khoán quốc tế (Mỹ)	VSMV_US	Ước lượng từ mô hình GJR-GARCH	Tính toán từ số liệu S&P500 lấy từ FRED	Chancharat & Suwannapak (2024); Aftab & Phylaktis (2022); Wang & cộng sự (2025).
Biến kiểm soát				
Chênh lệch lãi suất trong nước so với nước ngoài	RID	(Lãi suất cho vay trong nước – Lãi suất cho vay của Mỹ)	IFS, NHNN	Aftab & Phylaktis (2022); Nusair & Al-Khasawneh (2022); Aftab & cộng sự (2021); Kaminsky & Reinhart (1999).
Nhập khẩu	IM	Tăng trưởng nhập khẩu	IFS	Aftab & Phylaktis (2022); Pan & cộng sự (2007); Kaminsky & Reinhart (1999).
Xuất khẩu	EX	Tăng trưởng xuất khẩu	IFS	Aftab & Phylaktis (2022); Pan & cộng sự (2007); Kaminsky & Reinhart (1999).
Dự trữ ngoại hối	RES	Tăng trưởng dự trữ ngoại hối	IFS	Aftab & cộng sự (2021); Aizenman & Binici (2016); Kaminsky & Reinhart (1999).
Biến giả				
Khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008	D2008	Biến giả gãy cấu trúc, nhận giá trị 1 từ tháng 11/2008 trở đi, 0 trong các giai đoạn trước.	Xác định dựa trên kiểm định điểm gãy	Diamandis & Drakos (2011) về xử lý cú sốc cấu trúc tại các thị trường mới nổi.

Biến	Ký hiệu	Cách đo lường	Nguồn dữ liệu	Các nghiên cứu tham khảo
Bất ổn vĩ mô 2011	D2011	Biến giả gãy cấu trúc, nhận giá trị 1 từ tháng 08/2011 trở đi, 0 trong các giai đoạn trước.	nội sinh Zivot-Andrews (ZA).	

4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU VÀ THẢO LUẬN

4.1 Thống kê mô tả và đặc điểm dữ liệu

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu. EMP có giá trị dao động từ 4.82 đến 10.76, với độ lệch chuẩn 1.82 cho thấy mức độ biến động cao và phân bố không ổn định. VSMV và VSMV_US có giá trị trung bình lần lượt là 1.31 và 4.18; trong đó VSMV_US thể hiện biên độ dao động lớn hơn theo thời gian, hàm ý vai trò dẫn dắt rủi ro của TTCK quốc tế. Độ nhọn của các biến đều vượt quá ngưỡng 3, phản ánh hiện tượng phân phối "đuôi béo" và sự hiện diện của các cú sốc cực đoan trong mẫu nghiên cứu. Đặc tính này khẳng định dữ liệu mang tính phi tuyến mạnh mẽ, qua đó ủng hộ việc sử dụng NARDL để bóc tách tác động bất đối xứng, thay vì các mô hình tuyến tính thông thường. Hệ số VIF của các biến đều nhỏ hơn 5, cho thấy không tồn tại hiện tượng đa cộng tuyến nghiêm trọng (Hair & cộng sự, 2010).

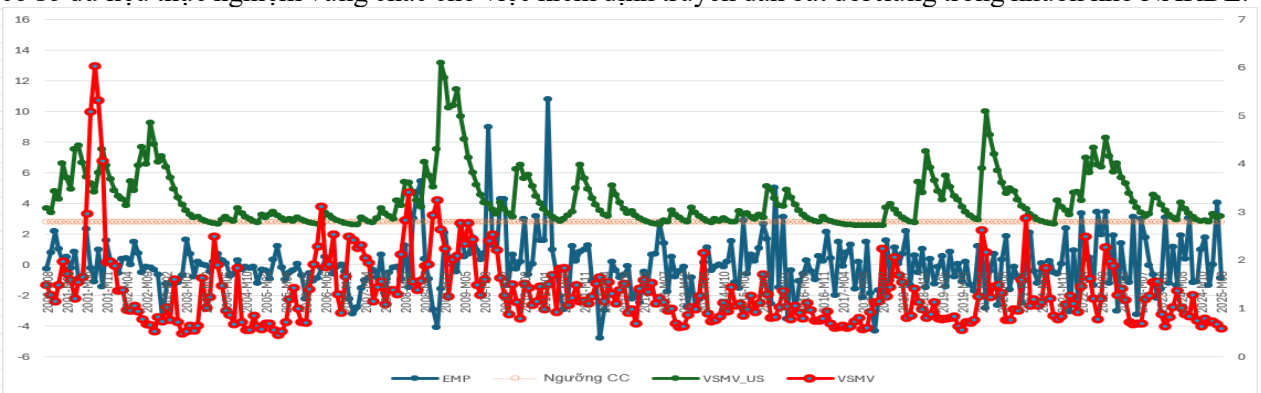
Bảng 2: Thống kê mô tả và hệ số phóng đại phương sai

	EMP	VSMV	VSMV_US	RID	IM	EX	RES
Giá trị trung bình	-0.029662	1.314886	4.177458	1.522601	16.14882	16.10287	16.90392
Giá trị lớn nhất	10.76	6.020927	13.16405	11.92	103.72	73.09	102.8619
Giá trị nhỏ nhất	-4.82	0.443863	2.523776	-16.18	-53.06	-29.27	-41.54974
Độ lệch chuẩn	1.819503	0.737078	1.780883	3.850992	20.75904	17.54801	27.18626
Độ lệch	1.26952	2.492574	1.920543	-0.963365	0.601669	0.080408	0.564538
Độ nhọn	8.621748	13.02114	7.495295	6.000777	4.89308	3.263299	3.368052
Số quan sát	296	296	296	296	296	296	296
VIF	-	4.262394	4.171122	1.101459	2.924512	3.000479	1.438636

Ghi chú: Chuỗi EMP được tác giả tính toán dựa trên cách tiếp cận của Eichengreen & cộng sự (1995); Chuỗi VSMV và VSMV_US được tác giả tính toán và trích xuất từ phương sai điều kiện của mô hình GJR-GARCH sau khi đã thỏa mãn các kiểm định chẩn đoán ARCH-LM.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ Eviews

Hình 1 minh họa diễn biến các biến nghiên cứu giai đoạn 2000–2025. Kết quả cho thấy chỉ số EMP tính theo quan điểm Eichengreen & cộng sự (1995) phản ánh rất hiệu quả bối cảnh thực tiễn tại Việt Nam, khi các pha vượt ngưỡng căng thẳng (2.78) gắn liền với những giai đoạn biến động mạnh trên TTNH (2008-2011 và 2022-2025). Sự đồng pha giữa các đỉnh của VSMV_US, VSMV và các pha vượt ngưỡng của EMP bước đầu xác nhận cơ chế lan tỏa rủi ro và tính bất đối xứng trong tương tác giữa các thị trường, cung cấp cơ sở dữ liệu thực nghiệm vững chắc cho việc kiểm định truyền dẫn bất đối xứng trong khuôn khổ NARDL.



Hình 1: Diễn biến theo thời gian của biến động thị trường chứng khoán Việt Nam, biến động thị trường chứng khoán quốc tế và áp lực thị trường ngoại hối tại Việt Nam trong giai đoạn 2000-2025

Nguồn: Tính toán của tác giả

4.2 Kiểm định tính dừng

Kết quả kiểm định tính dừng ADF và PP tại Bảng 3 cho thấy các biến có bậc tích hợp hỗn hợp tại I(0) và I(1), đồng thời không tồn tại chuỗi I(2) nên việc áp dụng các mô hình ARDL và NARDL là phù hợp (Pesaran & cộng sự, 2001; Shin & cộng sự, 2014). Nhằm đảm bảo tính khách quan của các điểm gãy cấu

trúc, nghiên cứu áp dụng kiểm định Zivot-Andrews (ZA) (Zivot & Andrews, 1992). Khác với các phương pháp truyền thống, ZA cho phép xác định điểm gãy nội sinh bằng cách quét qua toàn bộ chuỗi thời gian và xác lập tự động tại thời điểm mà giá trị thống kê t bị bác bỏ mạnh mẽ nhất. Kết quả tại Bảng 3 xác lập các điểm gãy nội sinh tại các mốc: 12/2000, 08/2001, 12/2001, 11/2008 và 08/2011. Các thời điểm này hoàn toàn trùng khớp với các sự kiện thực tiễn như: Giai đoạn hình thành TTTC (2000), khủng hoảng tài chính toàn cầu (2008) và bất ổn vĩ mô trong nước (2011). Việc các điểm được xác lập tự động từ dữ liệu nhưng vẫn mang ý nghĩa kinh tế rõ ràng, là minh chứng cho tính phản ánh chính xác và độ tin cậy của dữ liệu nghiên cứu.

Dựa trên kết quả ZA, nghiên cứu tích hợp hai biến giả cấu trúc D2008 và D2011 vào mô hình nhằm kiểm soát các cú sốc lớn có khả năng làm sai lệch hệ số ước lượng (Diamandis & Drakos, 2011). Trong đó: (1) D2008 (tháng 11/2008) kiểm soát tác động lan tỏa từ khủng hoảng tài chính toàn cầu; (2) D2011 (tháng 08/2011) phản ánh giai đoạn bất ổn vĩ mô nội tại với lạm phát gần 19% và sự ra đời của Nghị quyết 11/NQ-CP nhằm thắt chặt tiền tệ và ổn định tỷ giá. Việc lựa chọn các biến giả tập trung vào hai mốc có biến động kinh tế thực và loại bỏ các nhiễu kỹ thuật trong giai đoạn TTCK còn sơ khai (2000-2001) giúp đảm bảo tính nhất quán giữa kết quả thực nghiệm và bối cảnh thực tiễn. Cách tiếp cận này giúp mô hình khắc phục hiện tượng phương sai thay đổi, tự tương quan và đảm bảo các tham số ổn định trong dải tin cậy 5%, khẳng định cơ chế truyền dẫn giữa TTCK và EMP đã được kiểm soát thỏa đáng trước các thay đổi về mặt cấu trúc.

Bảng 3: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị ADF, PP và ZA

STT	Biến	Trị thống kê t, kiểm định ADF	Trị thống kê t, kiểm định PP	Trị thống kê t, kiểm định ZA	Điểm gãy (ZA)	Kết luận
1	EMP	-9.3878***	-15.0803***	-15.0803***	Tháng 12/2000	I(0)
2	VSMV_US	-3.9727***	-4.6368***	-5.5018***	Tháng 11/2008	I(0)
3	VSMV	-5.8044***	-6.1592***	-7.6889***	Tháng 08/2001	I(0)
4	RID	-3.8276***	-3.6018***	-3.9453	Tháng 11/2008	
	D(RID)			-21.5795***	Tháng 05/2009	I(1)
5	IM	-3.2959**	-10.9239***	-10.0814***	Tháng 12/2001	I(0)
6	EX	-2.9623**	-10.7068***	-10.0769***	Tháng 12/2001	I(0)
7	RES	-2.7375	-2.2295	-3.4961	Tháng 08/2011	
	D(RES)	-5.8744***	-9.7401***	-10.8424***	Tháng 12/2000	I(1)

Nguồn: Tính toán của tác giả từ Eviews

4.3 Kết quả ước lượng mô hình ARDL và NARDL

Kết quả ước lượng và các kiểm định chẩn đoán của mô hình ARDL/NARDL được trình bày tại Bảng 4.

4.3.1 Kiểm định chẩn đoán và lựa chọn đặc tả mô hình

Với kiểm định đồng liên kết, mô hình ARDL và NARDL đều cho thấy giá trị thống kê F vượt ngưỡng giá trị tới hạn tại mức ý nghĩa 1%, xác định có sự tồn tại của mối quan hệ dài hạn giữa các biến số. Các kiểm định CUSUM/CUSUMSQ, Breusch-Godfey LM, ARCH–LM và đều thỏa mãn các điều kiện về tính ổn định, không xảy ra hiện tượng tự tương quan hay phương sai thay đổi tại mức ý nghĩa 5%. Tuy nhiên, kiểm định Ramsey RESET của ARDL cho thấy mô hình bị sai dạng hàm (P-value = 0.024 <5%), trong khi NARDL không vi phạm giả định này (P-value = 0.073 > 5%). Điều này minh chứng rằng đặc tả tuyến tính của ARDL chưa nắm bắt đầy đủ các đặc tính phi tuyến và bất đối xứng vốn có trong dữ liệu tài chính Việt Nam. Do đó, NARDL được lựa chọn làm khung phân tích chính để đảm bảo độ tin cậy cho các suy diễn thống kê, đồng thời kết quả ARDL được sử dụng để đối chiếu tính nhất quán.

Bảng 4: Kết quả ước lượng và kiểm định chẩn đoán mô hình ARDL và NARDL

	ARDL (Benchmark)	NARDL (Main)	NARDL (Robustness Checks)
Panel A: Tác động dài hạn			

	ARDL (Benchmark)	**NARDL (Main)**	**NARDL (Robustness Checks)**
VSMV_US	0.096** (0.046)	-	-
VSMV_US_POS	-	0.093** (0.039)	0.122** (0.057)
VSMV_US_NEG	-	−0.065 (0.040)	−0.097 (0.060)
VSMV	13.807 (12.46)	-	-
VSMV_POS	-	2.176 (10.48)	0.920 (14.87)
VSMV_NEG	-	−4.157 (10.89)	−6.655 (16.78)
RID	0.038* (0.020)	0.050** (0.021)	0.051* (0.032)
IM	0.015*** (0.005)	0.009* (0.005)	0.013** (0.006)
EX	−0.008 (0.005)	−0.006 (0.005)	−0.011 (0.008)
RES	−0.017*** (0.003)	−0.016*** (0.003)	−0.016*** (0.004)
Panel B: Tác động ngắn hạn			
ECT_{t-1}	−1.020*** (0.105)	−1.033*** (0.106)	−0.957*** (0.057)
ΔVSMV	29.661** (14.89)	-	-
ΔVSMV_POS	-	86.456*** (25.17)	86.697*** (25.63)
ΔVSMV_NEG	-	−46.221 (30.36)	−46.011 (30.79)
Biến giả cấu trúc			
D2008	0.918*** (0.311)	0.551 (0.356)	0.360 (0.355)
D2011	−0.994*** (0.301)	−1.313*** (0.370)	−0.840** (0.357)
C	0.256 (0.354)	−0.160 (0.263)	−0.160 (0.263)
R2 hiệu chỉnh	0.588	0.597	0.575
Durbin-Watson	2.063	2.093	2.030
Panel C: Kiểm định bất đối xứng			
Kiểm định Wald – Ngắn hạn (WSR)	-	7.85 [0.005]	8.1[0.004]
Kiểm định Wald – Dài hạn (WSR)	-	4.90 [0.027]	4.60 [0.032]
Panel D: Kiểm định chẩn đoán			
Kiểm định F-Bounds	14.438***	11.014***	17.602***

	ARDL (Benchmark)	NARDL (Main)	NARDL (Robustness Checks)
Kiểm định Breusch-Godfey	[0.073]	[0.125]	[0.666]
Kiểm định ARCH–LM	[0.558]	[0.612]	[0.647]
Kiểm định Ramsey RESET	[0.024]	[0.073]	[0.120]
Kiểm định ổn định tham số (CUSUM/CUSUMSQ)	Ổn định	Ổn định	Ổn định

*Ghi chú: Giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn vững HAC, trong ngoặc vuông là p-value.***, **, * tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5%, và 10%.*

Nguồn: Tính toán của tác giả từ Eviews

4.3.2 Tác động của biến động thị trường chứng khoán đến áp lực thị trường ngoại hối

Theo kết quả ước lượng ARDL và NARDL tại Bảng 4, biến động TTCK trong nước (VSMV) và TTCK quốc tế (VSMV_US) đều có tác động cùng chiều, có ý nghĩa thống kê đến EMP. Bằng chứng này ủng hộ giả thuyết H1 và phù hợp với lý thuyết cân bằng danh mục cũng như định hướng dòng vốn. Tuy nhiên, khi xem xét chi tiết hơn theo chiều thời gian, mức độ và nguồn gốc tác động có sự khác biệt đáng kể. Cụ thể:

Trong ngắn hạn, chỉ có biến động TTCK trong nước (VSMV) có tác động cùng chiều và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% lên EMP, phù hợp với giả thuyết H1a và lý thuyết kỳ vọng hợp lý. Cơ chế truyền dẫn tức thời này tương đồng với kết quả của Chancharat & Suwannapak (2024) tại ASEAN+6, cho thấy TTCK Việt Nam thường bị chi phối chủ yếu bởi nhà đầu tư cá nhân và tâm lý đám đông. Các cú sốc niềm tin điển hình như sự kiện Vạn Thịnh Phát (2022) đã kích hoạt hành vi bán tháo và dịch chuyển vốn sang tài sản trú ẩn, gây áp lực mạnh lên EMP. Hệ số của cú sốc dương (ΔVSMV_POS) trong mô hình NARDL cao gấp 3 lần so với hệ số trung bình của ARDL, chỉ ra rằng các nghiên cứu tuyến tính trước đây (Nguyen, 2020; Tran & Ho, 2015) có thể đã đánh giá thấp mức độ phản ứng TTNH trước các biến động cực đoan của TTCK. Việc ARDL vi phạm Ramsey RESET đã củng cố nhận định rằng đặc tả phi tuyến của NARDL phản ánh chính xác hơn cường độ tác động thực tế trong điều kiện thị trường biến động mạnh.

Trong dài hạn, chỉ có biến động từ TTCK quốc tế có tác động cùng chiều lên EMP tại mức ý nghĩa thống kê 5%, chấp nhận giả thuyết H1b. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu Bijoy (2023) tại thị trường mới nổi Châu Á, khẳng định vai trò chi phối của các cú sốc ngoại sinh đối với sự ổn định tài chính. Những biến động gia tăng trên TTCK toàn cầu đã làm sụt giảm khẩu vị rủi ro nhà đầu tư, làm gia tăng áp lực thoái vốn tại các thị trường mới nổi. Điển hình là trong giai đoạn 2022-2023, khi Fed thực hiện CSTT thắt chặt, biến động từ TTCK quốc tế tạo áp lực dài hạn, buộc NHNN phải can thiệp bằng dự trữ ngoại hối để ổn định tỷ giá, phù hợp với các đánh giá của IMF (2023) và World Bank (2024).

4.3.3 Bằng chứng thực nghiệm về cơ chế truyền dẫn bất đối xứng

Trong ngắn hạn, ước lượng NARDL cho thấy sự tồn tại của tính bất đối xứng rõ rệt: Cú sốc dương từ biến động TTCK trong nước (ΔVSMV_POS) tác động mạnh mẽ (hệ số 86.456) đến EMP tại mức ý nghĩa thống kê 1%, phản ánh tâm lý phòng vệ tỷ giá và phản ứng điều chỉnh tức thời của các chủ thể kinh tế trong nước trước các cú sốc tiêu cực. Ngược lại, tác động của cú sốc âm (ΔVSMV_NEG) không có ý nghĩa thống kê, phản ánh trong ngắn hạn, TTCK trong nước chưa hồi phục đủ mạnh để làm giảm EMP ngay lập tức. Cơ chế truyền dẫn này được kiểm chứng bởi kiểm định Wald ngắn hạn được thực hiện tại Panel C (Bảng 4) cho thấy giá trị WSR = 7.85 (P-value = 0.005 < 1%), qua đó bác bỏ giả thuyết H0 về tính đối xứng và chấp nhận giả thuyết H2a. Bằng chứng này tương thích với lý thuyết triển vọng, khi tin xấu ảnh hưởng mạnh mẽ đến biến động tâm lý hơn tin tốt (Mustafa & cộng sự, 2023; Wang & cộng sự, 2025). Sự bất đối xứng này cũng tương đồng lý thuyết bất cân xứng thông tin và bằng chứng của Naz & cộng sự (2024). Tại các thị trường mới nổi như Việt Nam, với hơn 80% nhà đầu tư cá nhân (World Bank, 2024), biến động TTCK thường đi kèm hiện tượng bay vốn và hành vi găm giữ ngoại tệ do khủng hoảng niềm tin trước cú sốc tiêu cực. Điều này đã tạo nên phản ứng bất đối xứng một phía cực đoan mà các nghiên cứu tuyến tính trước đây (Tran & Ho, 2015; Nguyen & Bui, 2017) chưa đánh giá hết được.

Trong dài hạn, ước lượng NARDL cho thấy chỉ có cú sốc dương của biến động TTCK quốc tế (VSMV_US_POS) có tác động cùng chiều lên EMP tại Việt Nam với mức ý nghĩa thống kê 5%, trong khi tác động của cú sốc âm (VSMV_US_NEG) là trung tính. Kết quả này nhất quán với phát hiện của Bahmani-Oskooee & Saha (2018), phản ánh những cú sốc tiêu cực từ biến động toàn cầu thường kéo dài, nhưng khi thị trường ổn định trở lại lại không tạo ra sự phục hồi tương xứng. Để xác định tính chất truyền dẫn bất đối

xứng này trong dài hạn là phù hợp về mặt thống kê, nghiên cứu thực hiện kiểm định Wald tại Panel C (Bảng 4). Kiểm định cho thấy giá trị WLR =4.90 với P-value =0.027<5% đã bác bỏ giả thuyết H0 về tính đối xứng và khẳng định rằng EMP tại Việt Nam hấp thụ các cú sốc từ TTTC quốc tế theo một cơ chế phi tuyến đặc thù. Kết quả này xác nhận giả thuyết H2b, đồng thời minh chứng cho lý thuyết lan tỏa tài chính quốc tế và hiện tượng "Phụ thuộc đuôi âm" (Negative tail dependence) của Tian & cộng sự (2023). Khi bất định toàn cầu gia tăng, dòng vốn gián tiếp có xu hướng "tháo chạy đến nơi an toàn" gây áp lực bền vững lên EMP.

Tổng hợp các kết quả ước lượng từ mô hình NARDL cùng với kiểm định Wald cho cả dài hạn và ngắn hạn đều có ý nghĩa thống kê, nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm ủng hộ giả thuyết H2 đồng thời cho thấy ưu thế của NARDL so với mô hình tuyến tính trong việc nhận diện cơ chế truyền dẫn bất đối xứng. Trong bối cảnh Việt Nam với chế độ tỷ giá thả nổi có quản lý, các cú sốc làm giảm biến động TTCK thường được trung hòa thông qua can thiệp chính sách, trong khi các cú sốc làm gia tăng biến động có xu hướng truyền dẫn nhanh và mạnh hơn, tạo nên mẫu hình bất đối xứng một phía được ghi nhận trong nghiên cứu.

4.3.4 Tốc độ hiệu chỉnh sai số và vai trò của các biến kiểm soát

Hệ số hiệu chỉnh sai số ECT_{t-1} của hai mô hình ở mức tương ứng là -1.02 và -1.03 và có ý nghĩa thống kê 1% cho thấy cơ chế điều chỉnh của TTNH Việt Nam diễn ra rất mạnh sau các cú sốc. Giá trị tuyệt đối của hệ số ECT >1, hàm ý rằng mọi sai lệch khỏi trạng thái cân bằng dài hạn do các cú sốc gây ra đều được hấp thụ và điều chỉnh nhanh chóng, với tốc độ điều chỉnh tập trung chủ yếu ngay trong kỳ tiếp theo. Tốc độ hiệu chỉnh này phản ánh sự điều hành quyết liệt của NHNN thông qua cơ chế tỷ giá trung tâm và can thiệp dự trữ ngoại hối (IMF, 2023).

Về các biến kiểm soát, ước lượng ARDL và NARDL đều cho thấy tác động ngược chiều của dự trữ ngoại hối (RES) đến EMP trong dài hạn tại mức ý nghĩa thống kê 1%, khẳng định đây là yếu tố then chốt để giảm EMP cùng với sự can thiệp kịp thời của NHNN. Chênh lệch lãi suất (RID) có tác động cùng chiều ($\beta \approx 0.050$, $p<0.05$) xác định rằng lãi suất cao tại Việt Nam thường gắn liền với EMP tăng, phù hợp với Lý thuyết ngang giá lãi suất (IRP). Bên cạnh đó, các biến giả cấu trúc (D2008, D2011) có ý nghĩa thống kê cao ở mức 1%, cho thấy việc tích hợp các điểm gãy cấu trúc dựa trên kiểm định ZA là hoàn toàn phù hợp. Đặc biệt, tác động ngược chiều của D2011 đến EMP minh chứng cho hiệu quả của Nghị quyết 11 và việc can thiệp của NHNN qua việc phá giá đồng nội tệ vào tháng 02/2011 đã giảm đáng kể EMP và ổn định kinh tế vĩ mô. Bằng chứng thực nghiệm này nhất quán với bối cảnh kinh tế Việt Nam, khẳng định sự phù hợp của kết quả nghiên cứu khi nhận diện được các cột mốc điều hành chính sách trọng yếu.

4.4 Kiểm định tính vững của kết quả ước lượng

Nghiên cứu tiến hành kiểm định tính vững của các kết quả thực nghiệm bằng cách sử dụng thước đo thay thế cho biến phụ thuộc EMP theo đề xuất của Weymark (1995). Kết quả ước lượng tại Bảng 4 cho thấy các hệ số ước lượng trong dài hạn và ngắn hạn của các biến về biến động TTCK, biến kiểm soát và biến giả cấu trúc, vẫn duy trì sự nhất quán về dấu và mức ý nghĩa thống kê so với mô hình cơ sở. Đồng thời, các kiểm định chẩn đoán đều cho kết quả thỏa mãn các giả định cần thiết. Những kết quả này gợi ý rằng các kết luận chính của nghiên cứu có tính ổn định và không nhạy cảm đáng kể đối với đặc tả mô hình thay thế.

5. KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý

Nghiên cứu này cung cấp bằng chứng thực nghiệm về cơ chế truyền dẫn bất đối xứng giữa biến động TTCK và EMP tại Việt Nam trong giai đoạn tháng 08/2000 - 03/2025. Thông qua việc kết hợp mô hình GJR-GARCH để đo lường biến động TTCK và khung phân tích NARDL/ARDL, kết quả cho thấy phản ứng của EMP không chỉ nhạy cảm với mức độ biến động của TTCK mà còn thay đổi theo nguồn gốc của cú sốc và khoảng thời gian tác động. Cụ thể, biến động TTCK trong nước có tác động cùng chiều và bất đối xứng đến EMP trong ngắn hạn, trong đó tác động chủ yếu đến từ các cú sốc tiêu cực, còn các cú sốc tích cực không có ý nghĩa thống kê. Tương tự, biến động TTCK quốc tế tác động cùng chiều và bất đối xứng lên EMP trong dài hạn với sự chi phối của các cú sốc tiêu cực. Khác với các nghiên cứu trước thường tập trung vào tác động từ tỷ giá sang chứng khoán, nghiên cứu này khẳng định TTCK đóng vai trò là chỉ báo sớm cho các căng thẳng ngoại hối; đồng thời, việc sử dụng EMP như một thước đo tổng hợp áp lực TTNH thay vì tỷ giá đơn thuần đã phản ánh toàn diện hơn các căng thẳng ngoại hối và can thiệp chính sách của NHNN. EMP tại Việt Nam có xu hướng điều chỉnh tương đối nhanh sau các cú sốc, cho thấy khả năng hấp thụ biến động của TTNH khá linh hoạt, phản ánh vai trò của khuôn khổ điều hành CSTT và quản lý tỷ giá của NHNN. Về các biến kiểm soát trong mô hình, đặc biệt là dự trữ ngoại hối và lãi suất, có ý nghĩa thống kê trong dài hạn, nhấn mạnh vai trò quan trọng và tính bền vững trong việc điều tiết mức độ phản ứng của

EMP trước các cú sốc từ TTCK, qua đó cung cấp cơ sở thực nghiệm cho các hàm ý chính sách liên quan đến quản lý dự trữ và điều hành lãi suất trong bối cảnh biến động tài chính. Dù vậy, các phát hiện thực nghiệm trên cũng đặt ra yêu cầu cấp thiết về việc duy trì cơ chế giám sát trọng yếu đối với các rủi ro tiềm ẩn trong bối cảnh môi trường tài chính ngày càng biến động và khó dự báo. Về đóng góp, kết quả nghiên cứu cho thấy ba điểm chính: (1) Sử dụng chỉ số EMP giúp phản ánh đầy đủ hơn áp lực TTNH trong điều kiện tỷ giá thả nổi có quản lý; (2) Kết hợp GJR-GARCH và NARDL cho phép nhận diện đồng thời tính phi tuyến và cơ chế truyền dẫn theo thời gian; và (3) Cung cấp bằng chứng về cơ chế bất đối xứng một phía trong truyền dẫn từ TTCK sang EMP, trong đó các cú sốc tiêu cực đóng vai trò chi phối.

Từ các kết quả thực nghiệm, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý chính sách nhằm nâng cao hiệu quả giám sát và điều hành TTNH trong bối cảnh các cú sốc tài chính được truyền dẫn bất đối xứng. Đối với NHNN và các cơ quan quản lý, việc thiết lập một hệ thống cảnh báo sớm mang tính liên thị trường là cần thiết, trong đó tích hợp các tham số biến động ước lượng từ GJR-GARCH vào khung giám sát rủi ro vĩ mô. Khi biến động trên TTCK trong nước hoặc quốc tế vượt qua các ngưỡng cảnh báo, các kịch bản can thiệp phù hợp có thể được kích hoạt sớm thông qua nghiệp vụ thị trường mở và điều tiết thanh khoản, qua đó tăng cường tính chủ động và linh hoạt của phản ứng chính sách, thay vì chỉ can thiệp khi áp lực EMP đã lan rộng. Song nếu tần suất can thiệp quá dày có thể dẫn đến việc nhiễu tín hiệu và hạn chế tính tự điều chỉnh của thị trường, khiến các chủ thể kinh tế trở nên thụ động. Để hạn chế tác động này, cần ưu tiên thực hiện chiến lược truyền thông chính sách để quản trị kỳ vọng nhà đầu tư cá nhân. Chiến lược này khả thi do hạ tầng chuyển đổi số của NHNN đã có sẵn và vấn đề là cần có một cơ chế chia sẻ thông tin liên thông với Ủy ban Chứng khoán Nhà nước nhằm nâng cao hiệu quả năng lực nhận diện rủi ro và nguồn lực can thiệp.

Bên cạnh đó, cần tiếp tục củng cố dự trữ ngoại hối trong thời gian tới, hướng tới mức tương đương khoảng 120% chỉ số ARA của IMF, được xem là một điều kiện quan trọng nhằm duy trì dư địa can thiệp của NHNN, góp phần hấp thụ các cú sốc bất đối xứng từ bên ngoài. Quá trình tích lũy này có khả năng sẽ tạo áp lực lên cung tiền và làm phát sinh chi phí vô hiệu hóa, nhưng đây là sự đánh đổi cần thiết để duy trì sự ổn định vĩ mô. Theo chúng tôi, để đảm bảo tính khả thi cần vận hành một Khung chính sách tích hợp (IPF), trong đó phối hợp hài hòa giữa CSTT và chính sách tài khóa đảm bảo tính nhất quán. Khi NHNN thắt chặt CSTT để giảm EMP, thì Chính phủ hỗ trợ điều hành thanh khoản hệ thống và tổng cầu.

Ngoài ra, để giải quyết vấn đề bất đối xứng trong dài hạn, cần đẩy nhanh lộ trình nâng hạng TTCK theo các chuẩn mực quốc tế có thể góp phần cải thiện chất lượng thông tin và cơ cấu nhà đầu tư. Việc tháo gỡ các rào cản kỹ thuật có thể làm gia tăng tính nhạy cảm với biến động toàn cầu, nhưng mặc tích cực là nâng cao độ sâu thị trường và cơ cấu nhà đầu tư chuyên nghiệp. Lộ trình này hoàn toàn khả thi trong bối cảnh các rào cản về ký quỹ trước giao dịch đang được tháo gỡ tích cực thông qua Thông tư 68/2024/TT-BTC và nỗ lực nâng cấp hệ thống KRX của Bộ Tài chính. Thêm vào đó, tăng cường đa dạng hóa các công cụ phòng vệ rủi ro, đặc biệt là các sản phẩm phái sinh tỷ giá, sẽ tạo điều kiện để các chủ thể kinh tế chủ động quản lý rủi ro, hạn chế hiện tượng "tháo chạy đến nơi an toàn". Sự đánh đổi là thị trường phái sinh có thể làm trầm trọng thêm biến động nếu bị lợi dụng để đầu cơ, nhưng rủi ro này có khả năng kiểm soát hiệu quả thông qua quy định về vị thế ngoại tệ ròng và thiết lập mô hình đối tác bù trừ trung tâm (CCP) theo tiêu chuẩn quốc tế dựa trên nền tảng Thông tư 02/2021/TT-NHNN.

Nghiên cứu này tồn tại hạn chế nhất định khi mô hình NARDL chỉ ước lượng tác động một chiều, theo đó trong những giai đoạn khủng hoảng mối quan hệ giữa TTCK và EMP có thể mang tính đồng thời dẫn đến khả năng tồn tại vấn đề nội sinh mà mô hình chưa xử lý đầy đủ. Hơn nữa, việc sử dụng dữ liệu tần suất tháng có thể chưa phản ánh hết những phản ứng tức thì của thị trường trong các giai đoạn khủng hoảng ngắn hạn như cú sốc tâm lý hoảng loạn hay các đợt tấn công đầu cơ thường diễn ra và kết thúc chỉ trong vài ngày. Do đó, hướng nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng theo cách tiếp cận TVP-VAR hoặc NARDL-VECM kết hợp với dữ liệu theo ngày hoặc tuần. Đồng thời, việc tích hợp thêm các biến phi truyền thống sẽ giúp giải thích sâu sắc hơn cơ chế lan tỏa rủi ro bất đối xứng trong bối cảnh mới.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Aftab, M. & Phylaktis, K. (2022). Economic Integration and Exchange Market Pressure in a Policy Uncertain World. *Journal of International Money and Finance, 128*, 102701.

Aftab, M., Ali, A., & Hegerty, S. W. (2021). Foreign exchange market pressure and stock market dynamics in emerging Asia. *International Economics and Economic Policy, 18*, 699–719.

Aizenman, J., & Binici, M. (2016). Exchange market pressure in OECD and emerging economies: Domestic vs. external factors and capital flows in the old and new normal. *Journal of International Money and Finance*, *66*, 65-87.

Akerlof, G. A. (1970). The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, *84*(3), 488–500.

Andersen, T. G., & Bollerslev, T. (1998). Answering the skeptics: Yes, standard volatility models do provide accurate forecasts. *International Economic Review, 39*(4), 885–905.

Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2015). On the relation between stock prices and exchange rates: a review article. *Journal of Economic Studies*, *42*(4), 707-732.

Bahmani-Oskooee, M., & Saha, S. (2018). On the relation between exchange rates and stock prices: A non-linear ARDL approach and asymmetry analysis. *Journal of Economics and Finance*, *42*(1), 112-137.

Bijoy, K. (2023). Stock and currency market linkages: An empirical analysis from emerging economies. *International Journal of Professional Business Review: Int. J. Prof. Bus. Rev.*, *8*(8), 66.

Branson, W. H. (1977). Asset markets and relative prices in exchange rate determination. *Sozialwissenschaftliche Annalen*, 1, 69–89.

Chancharat, S., & Suwannapak, S. (2024). The dynamic relationship between ASEAN+ 6 exchange rates and stock markets: Application of the ARDL model. *Journal of Asian Business and Economic Studies*, *31*(5), 365–377.

Chkili, W., & Nguyen, D. K. (2014). Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: Evidence for BRICS countries. *Research in International Business and Finance*, *31*, 46-56.

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

Dornbusch, R., & Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. *The American economic review*, *70*(5), 960-971.

Eichengreen, B., Rose, A. K. & Wyplosz, C. (1995). Exchange Market Mayhem: The Antecedents and Aftermath of Speculative Attacks. *Economic Policy*, 21, 249-312.

Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. *The journal of Finance*, *57*(5), 2223-2261.

Glebocki, H., & Saha, S. (2024). Global uncertainty and exchange rate conditions: Assessing the impact of uncertainty shocks in emerging markets and advanced economies. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *96*, 102060.

Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, *48*(5), 1779-1801.

Goldberg, L., & Krogstrup, S. (2018). *International capital flow pressures* (NBER Working Paper No. 24286). National Bureau of Economic Research.

Girton, L., & Roper, D. (1977). A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar Canadian experience. *The American economic review*, *67*(4), 537-548.

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). Multivariate Data Analysis (7th ed.). *Pearson Prentice Hall.*

Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton University Press.

Hegerty, S. W. (2014). Exchange market pressure and stock-price spillovers in emerging markets. *Applied Economics Quarterly*, (1), 41-74.

International Monetary Fund. (2012). *Vietnam: Staff report for the 2012 Article IV consultation* (IMF Country Report No. 12/165).

International Monetary Fund. (2021). *Vietnam: 2020 Article IV consultation—Press release; staff report; and statement by the Executive Director for Vietnam* (IMF Country Report No. 21/42).

International Monetary Fund. (2023). *Vietnam: 2023 Article IV consultation — Press release; staff report; and statement by the Executive Director for Vietnam* (IMF Country Report No. 23/342).

International Monetary Fund. (2024). *Vietnam: 2024 Article IV consultation — Press release; staff report; and statement by the Executive Director for Vietnam* (IMF Country Report No. 24/298).

International Monetary Fund. (2024a). *Global financial stability report: Steadying the course: Resilience and risks*.

International Monetary Fund. (2024b). *Regional economic outlook. Asia and Pacific: Steady growth, amid anticipated slowdown*.

Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica, 47*(2), 263–291.

Kaminsky, G. L., & Reinhart, C. M. (1999). The twin crises: the causes of banking and balance-of-payments problems. *American economic review*, *89*(3), 473-500.

Kodres, L. E., & Pritsker, M. (2002). A rational expectations model of financial contagion. *The journal of finance, 57*(2), 769-799.

Mensi, W., Shafiullah, M., Vo, X. V., & Kang, S. H. (2022). Asymmetric spillovers and connectedness between crude oil and currency markets using high-frequency data. *Resources Policy*, *77*, 102678.

Mroua, M., & Trabelsi, L. (2020). Causality and dynamic relationships between exchange rate and stock market indices in BRICS countries: Panel/GMM and ARDL analyses. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, *25*(50), 395-412.

Mustafa, G., Azeem, A., & Bhutta, N. A. (2023). Exploring asymmetric linkages and volatility transmission between stock market and foreign exchange (FOREX). *Audit and Accounting Review*, *3*(1), 1–18.

Muth, J. F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica, 29*(3), 315–335.

Naz, M., Subhani, W., & Aslam, S. (2024). Does volatility transmission between stock and foreign exchange markets in Pakistan reveal asymmetry? *Asian Finance Research Journal (AFRJ)*, *2*(1).

Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedastic SetProperty in asset returns: A new approach. *Econometrica, 59*(2), 347–370.

Nusair, S. A., & Al-Khasawneh, J. A. (2022). On the relationship between Asian exchange rates and stock prices: a nonlinear analysis. *Economic Change and Restructuring*, *55*(1), 361-400.

Nguyen, K. Q. B., & Bui, V. H. (2017). Volatilities in the interdependence between stock market, bond market, and foreign exchange market in Vietnam: An empirical investigation. *Journal of Economic Development*, 24(2), 51-73.

Nguyen, Q. (2020). Mối quan hệ giữa tỷ giá, lãi suất và giá cổ phiếu trên Thị trường chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh: Tiếp cận theo phương pháp phân tích miền tần số. *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, (220), 51 – 60.

Nguyen, T. L. H., & Luong, T. T. H. (2014). Mối liên kết động giữa tỷ giá hối đoái và biến động thị trường chứng khoán các quốc gia mới nổi ASEAN. *Phát Triển & Hội Nhập*, 17(27), 31–35.

Ozcelebi, O., Perez-Montiel, J., & Manera, C. (2025). Bond yield spreads and exchange market pressure in emerging countries. *International Journal of Emerging Markets*, *20*(9), 3902–3933.

Pan, M. S., Fok, R. C. W., & Liu, Y. A. (2007). Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets. *International Review of Economics & Finance*, *16*(4), 503-520.

Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1361-1401.

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.

Poon, S. H., & Granger, C. W. J. (2003). Forecasting volatility in financial markets: A review. *Journal of economic literature*, *41*(2), 478-539.

Pham, D. H. (2024). Tác động bất đối xứng của các yếu tố kinh tế vĩ mô đến thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, *320*(2), 2-10.

Saidi, L. O., Muthalib, A. A., Adam, P., Rumbia, W. A., & Sani, L. A. (2021). Exchange Rate, Exchange Rate Volatility and Stock Prices: An Analysis of the Symmetric and Asymmetric Effect Using ARDL and NARDL Models. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, 15(4), 179–190.

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications* (pp. 281-314). New York, NY: Springer New York.

Sikhosana, A., & Aye, G. C. (2018). Asymmetric volatility transmission between the real exchange rate and stock returns in South Africa. *Economic Analysis and Policy*, *60*, 1-8.

Simran, & Sharma, A. K. (2024). Asymmetric nexus between economic policy uncertainty and the Indian stock market: Evidence using NARDL approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance, 93*, 91–101.

Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review, 71*(3), 393–410.

Tian, M., El Khoury, R., & Alshater, M. M. (2023). The nonlinear and negative tail dependence and risk spillovers between foreign exchange and stock markets in emerging economies. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *82*, 101712.

Tran, N. T. , & Ho, T. L. (2015). Hiệu ứng lan tỏa giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối ở Việt Nam. *Phát triển & Hội nhập*, 21(31), 34–39.

Tran, T. K. O., & Le, Q. D. (2023). Mối quan hệ giữa giá vàng, chỉ số thị trường chứng khoán và tỷ giá tại Việt Nam: nghiên cứu trong bối cảnh đại dịch Covid-19 và xung đột chính trị Nga-Ukraina. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 308(2), 81-91.

Wang, Z., Xing, T., & Wang, X. (2025). Economic uncertainty and stock market asymmetric volatility: Analysis based on the asymmetric GARCH-MIDAS model. *International Journal of Emerging Markets*, *20*(8), 3488-3511.

Weymark, D. N. (1995). Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada. *Journal of International Economics*, 39(3-4), 273-295.

Wooldridge, J. M. (2020). *Introductory econometrics: A modern approach* (7th ed.). Cengage Learning.

World Bank. (2024). *Taking stock: Reaching new heights in capital markets*. Washington, DC: World Bank.
Xiong, Z., & Han, L. (2015). Volatility spillover effect between financial markets: Evidence since the reform of the RMB exchange rate mechanism. *Financial Innovation*, 1(1), 9.
Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251–270.

STOCK MARKET VOLATILITY AND EXCHANGE MARKET PRESSURE IN VIETNAM: EVIDENCE OF ASYMMETRIC TRANSMISSION

NGUYEN THI MY PHUONG[*]
[*]*School of Finance and Accounting, Industrial University of Ho Chi Minh City*
[*]*Corresponding author: nguyenthimyphuong@iuh.edu.vn*

Abstract. This paper analyzes the relationship between stock market volatility and exchange market pressure (EMP) in Vietnam over the period from August 2000 to March 2025, focusing on asymmetric transmission from domestic and international markets, through a GJR-GARCH framework combined with ARDL/NARDL specifications. The empirical findings indicate that domestic stock market volatility exerts a positive and asymmetric effect on EMP in the short run, while international stock market volatility produces a positive and asymmetric impact on EMP over the long run. These effects are predominantly driven by negative shocks, whereas positive shocks are found to be neutral. Vietnam's EMP exhibits rapid self-correction following shocks, reflecting the foreign exchange market's inherent capacity to absorb volatility. The study makes three principal contributions: (i) the adoption of EMP as a more encompassing proxy for exchange market stress in lieu of the nominal exchange rate; (ii) the integration of GJR-GARCH with ARDL/NARDL to identify nonlinear transmission mechanisms; and (iii) the provision of empirical evidence for one-sided asymmetric spillovers running from equity markets to EMP. These findings underscore the informational role of stock market volatility as a leading indicator and highlight the strategic importance of foreign exchange reserves in mitigating the propagation of financial shocks.

Keywords. Stock market volatility, exchange market pressure, asymmetric transmission, monetary policy.

Ngày nhận bài: 18/01/2026
Ngày nhận đăng: 15/04/2026