

Bằng chứng mới về tác động bất đối xứng của thay đổi tỷ giá hối đoái lên giá chứng khoán tại Việt Nam

HUỲNH THÁI HUY^a

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<i>Ngày nhận : 22/04/2018</i> <i>Ngày nhận lại : 11/05/2018</i> <i>Duyệt đăng : 15/06/2018</i> Mã phân loại JEL: G19; P44; O24 Từ khóa: Thị trường chứng khoán; Thị trường ngoại hối; Bất đối xứng; NARDL. Keywords: Stock market; Foreign exchange market; Asymmetry; NARDL.	Hầu hết các nghiên cứu trước đây về mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán thường giả định sự điều chỉnh đối xứng giữa hai biến số. Mục đích nghiên cứu này nhằm kiểm chứng sự hiện diện tác động bất đối xứng của thay đổi tỷ giá hối đoái lên giá chứng khoán tại Việt Nam. Sử dụng dữ liệu theo tháng, giai đoạn tháng 01/2001–01/2017 và phương pháp NARDL, kết quả khẳng định sự tồn tại quan hệ đồng liên kết giữa các biến số, gồm: Giá chứng khoán, thành phần dương và âm của tỷ giá hối đoái, cung tiền và lạm phát. Thêm vào đó, các kết quả cũng chỉ ra giá chứng khoán phản ứng bất đối xứng trước sự tăng giá và giảm giá nội tệ; trong dài hạn, tác động của sự tăng giá nội tệ lên giá chứng khoán mạnh hơn tác động của sự giảm giá nội tệ. Abstract Most of the previous studies on the relationship between exchange rates and stock prices have assumed that the adjustment in two variables is symmetrical. This paper aims at investigating the asymmetric effects of exchange rate changes on stock prices in VN. Based on the monthly data in 01/2001–01/2017 and adopting the nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) approach, the paper demonstrates the presence of cointegration among the variables including stock prices, positive and negative elements of exchange rates, money supply and inflation. Besides, the results reveal that stock prices make a significantly asymmetric response to currency appreciation and depreciation; in addition, currency appreciation has more considerable impacts on stock prices in the long run than the depreciation does.

^a huycan830@gmail.com

Trích dẫn bài viết: Huỳnh Thái Huy. (2018). Bằng chứng mới về tác động bất đối xứng của thay đổi tỷ giá hối đoái lên giá chứng khoán tại Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 29(2), **–**.

1. Giới thiệu

Mối liên kết giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán đóng vai trò quan trọng trong việc phát triển kinh tế thông qua các quyết định đầu tư. Mối quan hệ giữa tỷ giá và giá chứng khoán là hai chiều. Có hai cách tiếp cận chính để giải thích mối quan hệ này, gồm: (1) Cách tiếp cận thị trường hàng hóa của Dornbusch và Fisher (1980); và (2) Cách tiếp cận cân bằng danh mục của Branson (1983), Frankel (1983). Theo cách tiếp cận thị trường hàng hóa, thay đổi tỷ giá ảnh hưởng đến giá chứng khoán. Đồng nội tệ giảm giá làm hàng hóa xuất khẩu trở nên rẻ hơn, cải thiện tính cạnh tranh của hàng hóa trên thị trường, gia tăng lợi nhuận và giá cổ phiếu của các doanh nghiệp xuất khẩu, từ đó hình thành mối quan hệ cùng chiều giữa tỷ giá và giá chứng khoán (Bahmani-Oskooee & Sohrabian, 1992; Tian & Ma, 2010). Mặt khác, cách tiếp cận cân bằng danh mục phát biểu rằng thay đổi về giá chứng khoán có thể ảnh hưởng đến tỷ giá thông qua quá trình điều chỉnh danh mục đầu tư. Theo đó, các nhà đầu tư sẽ đầu tư nhiều vào thị trường trong nước khi có sự gia tăng giá chứng khoán, làm tăng cầu nội tệ và thúc đẩy hành vi bán tài sản nước ngoài. Giá chứng khoán tăng làm tăng của cải của công chúng, kéo theo sự gia tăng cầu tiền, buộc lãi suất tăng lên, thu hút các nhà đầu tư nước ngoài đầu tư vào nhằm tối đa hóa lợi nhuận. Kết quả là đồng nội tệ được định giá cao so với ngoại tệ, thể hiện mối quan hệ ngược chiều giữa giá chứng khoán và tỷ giá hối đoái (Kutty, 2010; Tsai, 2012). Trong thực tế, mối quan hệ giữa các biến số vĩ mô hầu hết đều phi tuyến (Granger, 1969), ngay cả quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán cũng không phải là ngoại lệ, minh chứng là sự thất bại của các mô hình tỷ giá hối đoái tuyến tính của Meese và Rogoff (1983). Thêm vào đó, nghiên cứu của Enders và Silkos (2001) cung cấp bằng chứng về sự điều chỉnh bất đối xứng của các biến số vĩ mô về trạng thái cân bằng dài hạn. Các lập luận trên thúc đẩy việc mở rộng các nghiên cứu về mối quan hệ phi tuyến cùng sự điều chỉnh bất đối xứng giữa thay đổi tỷ giá và giá chứng khoán.

Các nghiên cứu hiện nay về mối quan hệ giữa tỷ giá và giá chứng khoán tại thị trường Việt Nam như: Huỳnh Thế Nguyễn và Nguyễn Quyết (2013), Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân (2015) tập trung vào mối quan hệ đối xứng giữa hai biến. Tuy nhiên, giả định này không hẳn luôn đúng khi mà các nghiên cứu thực nghiệm gần đây cho thấy sự hiện diện của quan hệ bất đối xứng giữa thay đổi tỷ giá và giá chứng khoán tại các quốc gia khu vực Đông Nam Á, nơi theo đuổi chính sách tỷ giá thả nổi có kiểm soát, như Malaysia (Cheah & cộng sự, 2017); hay chính sách neo tỷ giá trong biên độ, như Singapore (Bahmani-Oskooee & Saha, 2018). Các kết quả gợi mở về khả năng tồn tại mối quan hệ bất đối xứng giữa tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán tại Việt Nam, hàm ý phản ứng của giá chứng khoán khi tỷ giá tăng có thể khác so với khi tỷ giá giảm, cả về hướng lẫn mức độ. Sự thiếu sót đề cập mối quan hệ bất đối xứng giữa hai biến số này trước đây có thể dẫn đến các sai lầm trong dự báo biến động thị trường, làm suy giảm tính hiệu quả của các quyết định đầu tư. Do đó, nhằm lấp vào khoảng trống nghiên cứu, tác giả tiến hành kiểm tra sự hiện diện hiệu ứng bất đối xứng giữa thay đổi tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán tại thị trường Việt Nam thông qua phương pháp tự hồi quy phân phối trễ phi tuyến (NARDL) đề xuất bởi Shin và cộng sự (2014).

Các phần tiếp theo của nghiên cứu bao gồm: Phần 2 giới thiệu sơ lược các nghiên cứu trước đây liên quan mối quan hệ giữa tỷ giá và giá chứng khoán; phần 3 trình bày phương pháp, dữ liệu nghiên cứu; phần 4 trình bày các kết quả phân tích; và cuối cùng, phần 5 đưa ra các kết luận và hàm ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Các nghiên cứu trước đây về tác động đối xứng của thay đổi tỷ giá lên giá chứng khoán

Tỷ giá hối đoái trở thành một trong những nhân tố quan trọng quyết định tình trạng sức khoẻ của mỗi nền kinh tế, là tác nhân chính thúc đẩy dòng chảy vốn và thương mại quốc tế, và là yếu tố không thể thiếu để giải thích các biến động thị trường chứng khoán (Sinha & Kohli, 2015). Các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa tỷ giá và giá chứng khoán đã được tiến hành từ lâu. Một số nghiên cứu nhằm xác định quan hệ nhân quả giữa hai biến số, điển hình như: Bahmani-Oskooee và Sohrabian (1992), Lean và cộng sự (2005), Lin (2012)... trong khi một số khác lại cố gắng giải thích quan hệ dài hạn và tác động ngắn hạn thông qua quan hệ đồng liên kết như: Nieh và Lee (2001), Tuncer và Turaboglu (2014), Türsoy (2017)... Bảng 1 trình bày tóm tắt một số nghiên cứu trước đây về mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán. Điểm chung của các nghiên cứu này là giả định tỷ giá hối đoái tác động đối xứng lên giá chứng khoán, tức là nếu đồng nội tệ giảm giá làm tăng giá chứng khoán, thì đồng nội tệ tăng giá sẽ dẫn đến kết quả ngược lại (mức độ tác động như nhau).

Bảng 1

Các nghiên cứu trước đây về mối quan hệ đối xứng giữa tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán.

Tác giả	Quốc gia	Giai đoạn	Phương pháp	Biến	Kết quả chính
Bahmani-Oskooee và Sohrabian (1992)	Mỹ	1973–1988	Đồng liên kết Engle-Granger, nhân quả Granger	EX	Không có quan hệ dài hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán. Tồn tại mối quan hệ nhân quả hai chiều trong ngắn hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán.
Nieh và Lee (2001)	Canada, Pháp, Đức, Ý, Nhật Bản, Anh, Mỹ	1993–1996	Engle-Granger hai bước, ECM, đồng liên kết Johansen	EX	Không có quan hệ dài hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán. Tồn tại quan hệ ngắn hạn trong một ngày.
Smyth và Nandha (2003)	Bangladesh, Sri Lanka, Ấn Độ, Pakistan	1995–2001	Engle-Granger hai bước, đồng liên kết Johansen	EX	Không có quan hệ cân bằng dài hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán. Tỷ giá tác động giá chứng khoán ở Ấn Độ và Sri Lanka, nhưng không có bằng chứng ở Pakistan và Bangladesh.
Lean và cộng sự (2005)	Hồng Kông, Indonesia, Nhật Bản, Hàn Quốc,	1991–2002	Đồng liên kết dựa vào OLS, nhân quả Granger	EX	Không có quan hệ dài hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán trước hoặc trong cuộc khủng hoảng châu Á năm

Tác giả	Quốc gia	Giai đoạn	Phương pháp	Biến	Kết quả chính
	Thái Lan, Malaysia, Singapore, Philippines				1997. Trước cuộc khủng hoảng này, trừ Philippines và Malaysia, không có bằng chứng quan hệ nhân quả Granger giữa tỷ giá và giá chứng khoán.
Yau và Nieh (2006)	Đài Loan, Nhật Bản	1991–2005	Đồng liên kết Johansen, nhân quả Granger	EX	Không có mối quan hệ dài hạn giữa ba biến số: Giá chứng khoán hai nước với tỷ giá niêm yết NTD/Yên. Không có quan hệ ngắn hạn giữa hai biến số: Tỷ giá niêm yết NTD/Yên với giá chứng khoán Đài Loan hoặc Nhật Bản.
Ismail và Isa (2009)	Malaysia	1990–2005	MS-VAR phi tuyến, đồng liên kết Johansen	EX	Không có quan hệ dài hạn giữa thay đổi trong chỉ số chứng khoán và thay đổi tỷ giá hối đoái.
Rahman và Uddin (2009)	Bangladesh, Pakistan, Ấn Độ	2003–2008	Đồng liên kết Johansen, nhân quả Granger	EX	Không có mối quan hệ dài hạn và nhân quả giữa tỷ giá và giá chứng khoán.
Kutty (2010)	Mexico	1989–2006	Đồng liên kết Engle- Granger, nhân quả Granger	EX	Không có quan hệ dài hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán. Giá chứng khoán tác động nhân quả lên tỷ giá trong ngắn hạn.
Zhao (2010)	Trung Quốc	1991–2009	VAR, GARCH đa biến, đồng liên kết Johansen	EX	Không có quan hệ cân bằng dài hạn ổn định giữa tỷ giá thực đa phương và giá chứng khoán.
Tian và Ma (2010)	Trung Quốc	1995–2009	ARDL	EX M INF IPI	Không có quan hệ đồng liên kết giữa tỷ giá và chỉ số chứng khoán Shanghai trước thời điểm tự do hóa tài chính năm 2005. Sau thời điểm năm 2005, đồng liên kết xuất hiện. Cung tiền và tỷ giá tương quan dương với giá chứng khoán.

Tác giả	Quốc gia	Giai đoạn	Phương pháp	Biến	Kết quả chính
Alagidede và cộng sự (2011)	Úc, Canada, Switzerland, Anh, Nhật Bản	1992–2005	Đồng liên kết Johansen và Saikkonen-Lutkepohl, nhân quả Hiemstra-Jones phi tham số	EX	Không có quan hệ dài hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán. Tồn tại mối quan hệ nhân quả từ tỷ giá đến giá chứng khoán tại Anh, Canada, Switzerland. Quan hệ nhân quả yếu từ giá chứng khoán đến tỷ giá tại Switzerland.
Lean và cộng sự (2011)	Hồng Kông, Hàn Quốc, Indonesia, Nhật Bản, Malaysia, Singapore, Philippines, Thái Lan	1990–2005	Đồng liên kết Panel LM, nhân quả Granger, đồng liên kết Gregory-Hansen	EX	Có ít bằng chứng cho quan hệ cân bằng dài hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán.
Chortareas và cộng sự (2011)	Ai Cập, Ả rập Saudi, Oman, Kuwait	1994–2006	Đồng liên kết Johansen	EX OIL	Trước cú sốc giá dầu năm 1999, không tồn tại đồng liên kết giữa các biến số. Sau thời điểm năm 1999, đồng liên kết xuất hiện giữa các biến số tại Ai Cập, Oman và Ả rập Saudi.
Parsva và Lean (2011)	Ai Cập, Iran, Jordan, Ả rập Saudi, Oman, Kuwait	2004–2010	Đồng liên kết Johansen, nhân quả Granger	EX IR INF OIL	Tồn tại quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa các biến số. Trước khủng hoảng năm 2008, tồn tại quan hệ nhân quả hai chiều giữa tỷ giá và giá chứng khoán trong ngắn hạn và dài hạn tại Ai Cập, Iran và Oman.
Tsai (2012)	Singapore, Thái Lan, Malaysia, Philippines, Hàn Quốc, Đài Loan	1992–2009	Hồi quy phân vị	EX	Tỷ giá và giá chứng khoán tương quan âm khi tỷ giá đạt mức cao hoặc thấp quá mức. Mối quan hệ tùy thuộc các điều kiện thị trường.

Tác giả	Quốc gia	Giai đoạn	Phương pháp	Biến	Kết quả chính
Kollias và cộng sự (2012)	Khu vực châu Âu	2002–2008	Đồng liên kết Rolling, nhân quả Granger Rolling	EX	Không có quan hệ dài hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán. Trong thời kỳ khủng hoảng, lợi nhuận cổ phiếu tác động lên tỷ giá.
Eita (2012)	Namibia	1998–2009	VECM	EX IR M INF GDP	Lạm phát và lãi suất quan hệ ngược chiều với giá chứng khoán. Sản lượng thực, cung tiền quan hệ cùng chiều với giá cả chứng khoán.
Inegbedion (2012)	Nigeria	2001–2009	Mô hình tự hồi quy Cochran-Orrcutt	EX INF IR	Tỷ giá và giá chứng khoán tương quan ngược chiều nhau. Mối quan hệ giữa giá cả chứng khoán và lãi suất không có ý nghĩa thống kê.
Lin (2012)	Ấn Độ, Indonesia, Hàn Quốc, Philippines, Đài Loan, Thái Lan	1986–2010	ARDL, nhân quả Granger	EX IR FR	Mối quan hệ đồng liên kết và nhân quả ngắn hạn giữa tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán mạnh nhất trong giai đoạn khủng hoảng.
Huỳnh Thế Nguyễn và Nguyễn Quyết (2013)	Việt Nam	2007–2012	VAR, phân rã phương sai, nhân quả Granger	EX IR	Lãi suất cùng tỷ giá tác động đến giá cổ phiếu. Tồn tại mối quan hệ nghịch một chiều từ tỷ giá hối đoái tại bậc trễ 2 đến giá cổ phiếu. Tỷ giá là nhân tố chính giải thích 100% biến động của giá cổ phiếu tháng đầu tiên.
Abidin và cộng sự (2013)	Hồng Kông, Indonesia, Nhật Bản, New Zealand, Hàn Quốc, Thái Lan, Úc	2006–2008	Đồng liên kết Engle-Granger	EX	Không tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán.

Tác giả	Quốc gia	Giai đoạn	Phương pháp	Biến	Kết quả chính
Boonyanam (2014)	Thái Lan	1999–2012	Đồng liên kết đa biến, phân rã phương sai, VECM	EX INFM IR	Tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa giá chứng khoán và các biến tiền tệ. Trong ngắn hạn, cung tiền và lãi suất tác động đến chỉ số giá chứng khoán.
Tuncer và Turaboglu (2014)	Thổ Nhĩ Kỳ	1990–2008	Đồng liên kết Johansen, VEC	EX IR GDP	Tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa giá chứng khoán và các biến.
Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân (2015)	Việt Nam	2001–2013	ARDL	EX INFM IRs	Bằng chứng không mạnh về mối quan hệ dài hạn giữa giá chứng khoán và các biến số vĩ mô. Tỷ giá hối đoái, lạm phát cùng các loại lãi suất tác động tiêu cực đến giá chứng khoán trong khi cung tiền tác động tích cực.
Hsu (2016)	Đài Loan	1980–2014	OLS, ARDL kết hợp hồi quy phân vị	EX	Theo phương pháp OLS, không tồn tại quan hệ cân bằng dài hạn và nhân quả ngắn hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán. Theo phương pháp ARDL, tồn tại mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán.
Nyongesa và Muchoki (2016)	Kenya	1996–2011	Đồng liên kết Engle-Granger	EX	Không tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa tỷ giá hối đoái và giá cả chứng khoán. Tương quan âm yếu giữa hai biến số.
Haughton và Iglesias (2017)	Brazil, Chile, Argentina, Jamaica, Trinidad và Tobago, Mexico	2002–2012	ARDL- GARCH	EX IR FR	Bằng chứng không mạnh về mối quan hệ dài hạn giữa giá chứng khoán và các biến tại Jamaica, Trinidad, Tobago, Argentina và Brazil. Không tồn tại quan hệ dài hạn giữa các biến số tại Chile và Mexico.

Tác giả	Quốc gia	Giai đoạn	Phương pháp	Biến	Kết quả chính
Türsoy (2017)	Thổ Nhĩ Kỳ	2001–2016	ARDL, nhân quả Granger	EX	Tồn tại mối quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa tỷ giá và giá chứng khoán. Trong dài hạn, giá chứng khoán và tỷ giá tác động hai chiều.
Megaravalli và Sampag- Naro (2018)	Ấn Độ, Nhật Bản, Trung Quốc	2008–2016	Đồng liên kết Johansen, PMG, nhân quả Granger	EX INF	Không tồn tại quan hệ đồng liên kết giữa tỷ giá và giá chứng khoán tại Ấn Độ và Trung Quốc. Tỷ giá tác động tích cực và có ý nghĩa lên tỷ giá trong ngắn hạn và dài hạn. Quan hệ giữa lạm phát và giá chứng khoán không có ý nghĩa cả trong ngắn hạn và dài hạn.
Kwofie và Ansah (2018)	Ghana	2000 2013	ARDL	EX INF	Bằng chứng không mạnh về mối quan hệ dài hạn giữa giá chứng khoán, tỷ giá và lạm phát. Lạm phát tác động tiêu cực đến giá chứng khoán trong dài hạn. Tỷ giá tác động tích cực đến giá chứng khoán cả trong ngắn hạn và dài hạn.

Ghi chú: EX: Tỷ giá hối đoái, INF: Lạm phát, IR: Lãi suất, M: Cung tiền, GDP: Tổng sản phẩm quốc nội, FR: Dự trữ ngoại
hối, OIL: Giá dầu, IPI: Chỉ số sản xuất công nghiệp.

2.2. Tác động bất đối xứng của thay đổi tỷ giá lên giá chứng khoán

Thực tế cho thấy giả định tính đối xứng trong mối quan hệ giữa tỷ giá và giá chứng khoán không hoàn toàn đúng, minh chứng là các thất bại cùng các bằng chứng thiếu thuyết phục về mối quan hệ đồng liên kết tuyến tính dài hạn giữa hai biến số trong hầu hết các nghiên cứu được trình bày tại Bảng 1. Các nghiên cứu thực nghiệm gần đây chỉ ra sự tăng giá và mất giá nội tệ sẽ tác động lên giá chứng khoán khác nhau cả về độ lớn và hướng thay đổi (Bahmani-Oskooee & Saha, 2015; Cheah & cộng sự, 2017; Alimi & Adediran, 2018). Điều này là do tổng số gia tăng trong giá chứng khoán khi nội tệ giảm giá (theo cách tiếp cận thị trường) có thể không bằng với tổng số suy giảm trong giá chứng khoán do nội tệ tăng giá, do đó, tác động của thay đổi tỷ giá lên giá chứng khoán có thể bất đối xứng.

Giải thích cho hiệu ứng bất đối xứng giữa tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán, nghiên cứu của Miller và Reuer (1998) cho thấy nếu doanh nghiệp sử dụng quyền chọn thực để phòng ngừa biến động tỷ giá, hệ số nhạy cảm kỳ vọng trong thời kỳ nội tệ tăng giá sẽ khác so với thời kỳ giảm giá. Rủi ro vỡ nợ cũng được cho là một yếu tố gây ra tính phi tuyến hoặc bất đối xứng do liên quan đến rủi ro tỷ

giá. Nội tệ giảm giá có thể làm tăng chi phí giao dịch bằng ngoại tệ, làm khách hàng trong nước vỡ nợ; điều này không xảy ra khi nội tệ tăng giá (Cheah & cộng sự, 2017). Một cách giải thích khác, ví dụ, trong một doanh nghiệp, chi phí đầu vào nhập khẩu sẽ giảm khi nội tệ tăng giá, dẫn đến lợi nhuận và giá chứng khoán tăng lên. Tuy nhiên, cùng doanh nghiệp trên, khi nội tệ giảm giá, chi phí đầu vào tăng lên, nhưng để duy trì thị phần, doanh nghiệp có thể: (1) Giữ nguyên mức giá hàng hóa và hấp thu chi phí gia tăng bằng cách giảm tỷ suất lợi nhuận; (2) Tăng giá hàng hóa một phần nhỏ, và do đó, chuyển một phần chi phí sang người tiêu dùng mà không làm giảm đáng kể thị phần. Trong hai cách giải thích trên, lợi nhuận của doanh nghiệp đều giảm, nhưng mức độ giảm sẽ không giống với mức độ tăng trong trường hợp nội tệ tăng giá. Mặt khác, theo phương diện kinh tế lượng, đồng liên kết đối xứng là trường hợp đặc biệt của đồng liên kết ẩn (Hidden Cointegration); đồng liên kết ẩn xảy ra khi thành phần dương (phản ánh các thay đổi dương) và thành phần âm (phản ánh các thay đổi âm) của biến số đồng liên kết với nhau (Granger & Yoon, 2002). Các nghiên cứu gần đây của Cheah và cộng sự (2017), Alimi và Adediran (2018) cũng xác nhận sự hiện diện của đồng liên kết ẩn giữa tỷ giá và giá chứng khoán. Bảng 2 trình bày một vài nghiên cứu gần đây về mối quan hệ bất đối xứng (hoặc phi tuyến) giữa hai biến số này.

Bảng 2

Các nghiên cứu gần đây về mối quan hệ bất đối xứng (hoặc phi tuyến) giữa tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán.

Tác giả	Quốc gia	Giai đoạn	Phương pháp	Biến	Kết quả chính
Nguyễn Thị Liên Hoa và Lương Thị Thúy Hương (2014)	Singapore, Malaysia, Mexico, Indonesia, Việt Nam	2005–2013	EGARCH chuyển đổi Markov	EX	Biến động lợi nhuận chứng khoán phản ứng bất đối xứng với các sự kiện diễn ra trên thị trường ngoại hối. Biến động tỷ giá hối đoái quan hệ ngược chiều với lợi nhuận thị trường chứng khoán.
Ali và cộng sự (2015)	Nam Phi	1980–2014	M-TAR, TAR	EX	Tồn tại quan hệ đồng liên kết bất đối xứng giữa tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán khi sử dụng mô hình M-TAR.
Yilanci và Bozuklu (2015)	Brazil, Trung Quốc, Ấn Độ, Nga, Nam Phi, Thổ Nhĩ Kỳ	2000–2011	Nhân quả MG bất đối xứng	EX↑ EX↓	Tồn tại quan hệ nhân quả bất đối xứng giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán.
Saman (2015)	Romania	2000–2014	M-TAR, TAR	EX	Tồn tại quan hệ phi tuyến ngắn hạn và cân bằng dài hạn giữa tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán.
Trần Ngọc Thơ và Hồ Thị Lam (2015)	Việt Nam	2000–2013	VAR-GARCH	EX	Không tồn tại quan hệ cân bằng dài hạn ổn định giữa tỷ giá và giá chứng khoán. Tồn tại hiệu ứng lan tỏa bất ổn hai chiều giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán.

Bahmani-Oskooee và Saha (2015)	Mỹ	1973–2014	NARDL	EX ⁺ EX ⁻ INF M	Tồn tại quan hệ đồng liên kết bất đối xứng dài hạn giữa các biến. Thay đổi tỷ giá tác động bất đối xứng lên giá chứng khoán trong ngắn hạn.
Cheah và cộng sự (2017)	Malaysia	1993–2015	NARDL	EX ⁺ EX ⁻ INF IPI M	Mối quan hệ giữa thị trường ngoại hối và thị trường chứng khoán là bất đối xứng thay vì đối xứng. Giá chứng khoán chỉ phản ứng với sự sụt giá nội tệ trong dài hạn.
Bahmani-Oskooee và Saha (2018)	24 quốc gia	1971–2014*	NARDL	EX	Tồn tại quan hệ dài hạn bất đối xứng cho một số nước. Tồn tại hiệu ứng điều chỉnh bất đối xứng và tác động bất đối xứng khi xét mối quan hệ từ tỷ giá hối đoái đến giá chứng khoán và ngược lại cho nhiều quốc gia.
Alimi và Adediran (2018)	6 công ty tại Nigeria	Theo ngày: 06/2017–09/2017	NARDL	EX ⁺ EX ⁻ OIL ⁺ OIL ⁻	Tồn tại quan hệ đồng liên kết bất đối xứng giữa các biến số. Một nửa công ty thu lợi nhiều nhất từ sự mất giá nội tệ.

Ghi chú: EX: Tỷ giá hối đoái, INF: Lạm phát, IPI: Chỉ số sản xuất công nghiệp, M: Cung tiền, OIL: Giá dầu;

X⁺ và X⁻ lần lượt là các thành phần dương và âm trong biến số, X[↑] và X[↓] là sự tăng lên và giảm xuống của biến số;

* nghĩa là mẫu quan sát của mỗi quốc gia tùy thuộc tính sẵn có của dữ liệu.

Tóm lại, các nghiên cứu trước đây tại Việt Nam chưa xem xét đầy đủ khả năng hiện diện đồng liên kết bất đối xứng giữa thay đổi tỷ giá và giá chứng khoán. Điều này dẫn đến các nghiên cứu chưa thể chứng minh hoặc đưa ra được bằng chứng đủ mạnh về mối quan hệ dài hạn giữa hai biến số này. Xuất phát từ các thiếu sót trên, tác giả tiến hành đánh giá lại mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn giữa thay đổi tỷ giá và giá chứng khoán thông qua mô hình tự hồi quy phân phối trên phi tuyến (Nonlinear ARDL). Mô hình NARDL phát triển gần đây bởi Shin và cộng sự (2014) cho phép phân tích cùng lúc hiệu ứng bất đối xứng ngắn hạn và dài hạn giữa các biến số. Quan trọng hơn, mô hình vẫn giữ nguyên các ưu điểm của mô hình ARDL truyền thống khi có thể ước lượng mà không quan tâm các biến số dừng tại I(0), I(1) hay hỗn hợp giữa chúng (Zhang & cộng sự, 2017).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp ARDL phi tuyến

Nhằm đánh giá tác động bất đối xứng của tỷ giá hối đoái lên giá chứng khoán, tác giả xuất phát từ phương trình hồi quy đồng liên kết tuyến tính có dạng sau:

$$sp_t = \beta_0 + \beta_1 neer_t + \beta_2 cpi_t + \beta_3 m_t + \mu_t \quad (1)$$

Trong đó,

β_0 : Hệ số chặn;

$\beta_1, \beta_2, \beta_3$: Các hệ số dài hạn;

μ_t : Phần sai số nhiễu trắng;

sp_t, cpi_t, m_t và $neer_t$: Tương ứng là biến giá chứng khoán, lạm phát, cung tiền và tỷ giá hối đoái. Các biến số được xác định lần lượt như sau:

$$\begin{aligned} sp_t &= \log(\text{Chỉ số VN-Index}); \\ cpi_t &= \log(\text{Chỉ số giá tiêu dùng}); \\ m_t &= \log(\text{Cung tiền M2}); \\ neer_t &= \log(\text{Tỷ giá hối đoái danh nghĩa đa phương}). \end{aligned}$$

Giống với các nghiên cứu trước đây (Tian & Ma, 2010; Boonyanam, 2014; Bahmani-Oskooee & Saha, 2015), việc đưa vào hai nhân tố vĩ mô gồm lạm phát và cung tiền làm biến kiểm soát xuất phát từ mối quan hệ mật thiết giữa chúng với giá chứng khoán. Thông thường, lạm phát tăng làm chi phí đầu vào của quá trình sản xuất hàng hóa tăng, dẫn đến sự sụt giảm trong tỷ suất lợi nhuận cũng như giá cổ phiếu của doanh nghiệp trong tương lai, hình thành mối quan hệ nghịch biến giữa lạm phát và giá chứng khoán (Fama, 1981; Eita, 2012). Trong khi đó, cung tiền tác động tích cực đến giá chứng khoán. Theo đó, gia tăng cung tiền khiến lãi suất giảm, thúc đẩy chi tiêu đầu tư và kích thích nền kinh tế tăng trưởng; kết quả là lợi nhuận và giá cổ phiếu của doanh nghiệp tăng lên (Tian & Ma, 2010; Boonyanam, 2014).

Như đã đề cập phần trước, giả định tác động đối xứng của thay đổi tỷ giá hối đoái đến giá chứng khoán không hẳn luôn đúng, vì sự tăng hoặc giảm của tỷ giá có thể tác động lên giá chứng khoán với mức độ và hướng khác nhau. Dựa theo nghiên cứu của Schorderet (2003), Shin và cộng sự (2014), để khám phá hiệu ứng bất đối xứng giữa hai biến số này, tác giả tiến hành phân tách tỷ giá hối đoái thành các thành phần dương và âm như sau:

$$neer_t = neer_0 + neer_t^+ + neer_t^- \quad (2)$$

Trong đó,

$neer_0$: Hằng số (phản ánh nội tệ không thay đổi);

$neer_t^+$ và $neer_t^-$ được xây dựng từ quá trình cộng dồn các thay đổi dương (phản ánh nội tệ tăng giá) và thay đổi âm (phản ánh nội tệ giảm giá) của $neer_t$ theo công thức sau:

$$neer_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta neer_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta neer_i, 0) \quad (3)$$

$$neer_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta neer_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta neer_i, 0) \quad (4)$$

với $\Delta neer_t = neer_t - neer_{t-1}$. Khi đó, mối quan hệ bất đối xứng giữa tỷ giá và giá cổ phiếu được trình bày như sau:

$$sp_t = \beta_0 + \beta_1^+ neer_t^+ + \beta_1^- neer_t^- + \beta_2 cpi_t + \beta_3 m_t + \mu_t \quad (5)$$

Trong đó, β^+ và β^- : Các tham số dài hạn liên kết. Kết hợp phương trình (5) vào mô hình ARDL truyền thống, ta thu được mô hình sai số hiệu chỉnh bất đối xứng, tức NARDL.

Mô hình I: NARDL bất đối xứng ngắn hạn và dài hạn.

$$\begin{aligned} \Delta sp_t = & \alpha_0 + \delta sp_{t-1} + \theta_1^+ neer_{t-1}^+ + \theta_1^- neer_{t-1}^- + \theta_2 cpi_{t-1} + \theta_3 m_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \vartheta_i \Delta sp_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^q \pi_i^+ \Delta neer_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^q \pi_i^- \Delta neer_{t-i}^- + \sum_{i=0}^q \vartheta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^q \varphi_i \Delta m_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (6)$$

Trong đó, $-\theta_1^+/\delta = \beta^+$ và $-\theta_1^-/\delta = \beta^-$. Phân tích thực nghiệm tiến hành theo ba bước sau: Đầu tiên, phương trình (6) được ước lượng bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS). Bước hai, giả thuyết không H_0 : Không có mối quan hệ dài hạn tại bậc gốc giữa sp_t , $neer_t^+$, $neer_t^-$, cpi_t và m_t (H_0 : $\delta = \theta_1^+ = \theta_1^- = \theta_2 = \theta_3 = 0$) được kiểm định dựa trên kiểm định F-test hiệu chỉnh của Pesaran và cộng sự (2001), Shin và cộng sự (2014). Cuối cùng, kiểm định bất đối xứng ngắn hạn và dài hạn được thực hiện dựa trên kiểm định Wald, $H_{LR}: \beta^+ = \beta^-$ hoặc $H_{SR}: \sum_{i=0}^q \pi_i^+ = \sum_{i=0}^q \pi_i^-$.

Nếu chỉ mỗi giả thuyết $H_{SR}: \sum_{i=0}^q \pi_i^+ = \sum_{i=0}^q \pi_i^-$ bị bác bỏ, phương trình (6), tức mô hình I thu gọn về mô hình NARDL bất đối xứng trong ngắn hạn và đối xứng trong dài hạn.

Mô hình II: NARDL bất đối xứng ngắn hạn và đối xứng dài hạn.

$$\begin{aligned} \Delta sp_t = & \alpha_0 + \delta sp_{t-1} + \theta_1 neer_{t-1} + \theta_2 cpi_{t-1} + \theta_3 m_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \vartheta_i \Delta sp_{t-i} + \sum_{i=0}^q \pi_i^+ \Delta neer_{t-i}^+ \\ & + \sum_{i=0}^q \pi_i^- \Delta neer_{t-i}^- + \sum_{i=0}^q \vartheta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^q \varphi_i \Delta m_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (7)$$

Nếu chỉ mỗi giả thuyết $H_{LR}: \beta^+ = \beta^-$ bị bác bỏ, mô hình I thu gọn về mô hình NARDL bất đối xứng trong dài hạn và đối xứng trong ngắn hạn.

Mô hình III: NARDL bất đối xứng dài hạn và đối xứng ngắn hạn.

$$\begin{aligned} \Delta sp_t = & \alpha_0 + \delta sp_{t-1} + \theta_1^+ neer_{t-1}^+ + \theta_1^- neer_{t-1}^- + \theta_2 cpi_{t-1} + \theta_3 m_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \vartheta_i \Delta sp_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^q \pi_i \Delta neer_{t-i} + \sum_{i=0}^q \vartheta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^q \varphi_i \Delta m_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (8)$$

Nếu cả giả thuyết $H_{LR}: \beta^+ = \beta^-$ và $H_{SR}: \sum_{i=0}^q \pi_i^+ = \sum_{i=0}^q \pi_i^-$ không bị bác bỏ, phương trình (6) chuyển về dạng tuyến tính trong ngắn hạn và dài hạn, tức chính là phương trình ARDL truyền thống của Pesaran và cộng sự (2001).

Mô hình IV: ARDL tuyến tính.

$$\begin{aligned} \Delta sp_t = & \alpha_0 + \delta sp_{t-1} + \theta_1 neer_{t-1} + \theta_2 cpi_{t-1} + \theta_3 m_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \vartheta_i \Delta sp_{t-i} + \sum_{i=0}^q \pi_i \Delta neer_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^q \vartheta_i \Delta cpi_{t-i} + \sum_{i=0}^q \varphi_i \Delta m_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (9)$$

Phân tích thực nghiệm lựa chọn 1 trong 4 mô hình trên dựa trên các tiêu chuẩn như: Tiêu chuẩn thông tin Akaike (AIC), tiêu chuẩn thông tin Schwarz (SIC), tiêu chuẩn Dubrin-Watson (DW), R^2 và R^2 hiệu chỉnh. Cuối cùng, tác giả sử dụng mô hình NARDL để suy ra hiệu ứng số nhân động tích lũy bất đối xứng của thay đổi một đơn vị trong $neer_t$ lên sp_t , dựa theo công thức sau:

$$\omega_h^+ = \sum_{i=0}^h \frac{\partial sp_{t+i}}{\partial neer_t^+}, \quad \omega_h^- = \sum_{i=0}^h \frac{\partial sp_{t+i}}{\partial neer_t^-} \quad (h = 0, 1, 2, \dots) \quad (10)$$

Khi $h \rightarrow \infty$, $\omega_h^+ \rightarrow \beta^+$ và $\omega_h^- \rightarrow \beta^-$, trong đó β^+ và β^- tương ứng là các hệ số dài hạn bất đối xứng, tính bởi $\beta^+ = -\theta^+/\delta$ và $\beta^- = -\theta^-/\delta$.

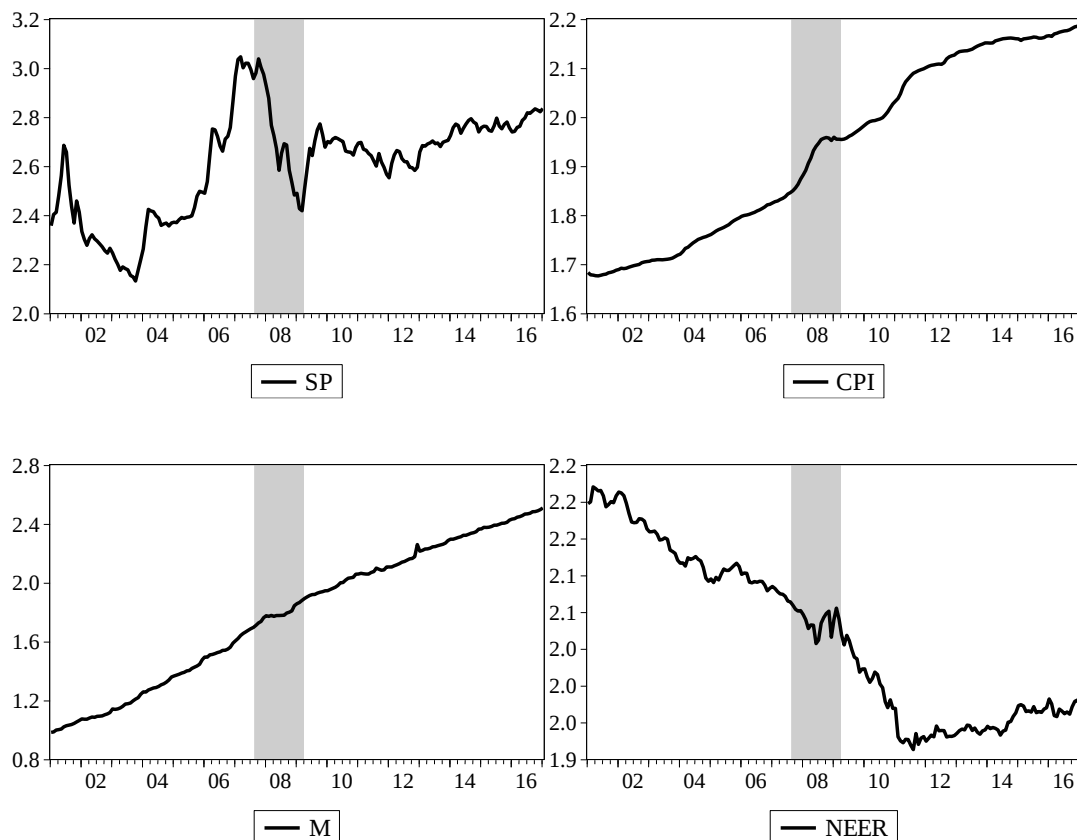
3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Mẫu quan sát cho chỉ số VN-Index, tỷ giá hối đoái danh nghĩa đa phương, chỉ số giá tiêu dùng và cung tiền M2 được thu thập theo tháng, trong giai đoạn tháng 01/2001–01/2017, lần lượt từ Sở Giao dịch Chứng khoán TP.HCM (HOSE), Datastream, Tổng cục Thống kê Việt Nam và Thống kê tài chính quốc tế (International Financial Statistics – IFS). Trong đó, dữ liệu chỉ số VN-Index theo tháng được tính toán bằng cách lấy trung bình chỉ số VN-Index đóng cửa cuối mỗi ngày giao dịch trong tháng; chỉ số giá tiêu dùng được điều chỉnh yếu tố mùa bằng phương pháp Census X12. Bên cạnh đó, tác giả thiết lập biến giả nhị phân *crisis* nhằm nắm bắt hệ quả từ cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008. Dựa theo cách xác định thời điểm khởi đầu và kết thúc khủng hoảng của Luchtenberga và Vu (2015), biến giả *crisis* nhận giá trị 1 trong giai đoạn tháng 08/2007–03/2009 và nhận giá trị 0 trong các thời điểm còn lại. Thống kê mô tả và xu hướng các biến số được trình bày tại Bảng 3 và Hình 1.

Bảng 3

Thống kê mô tả các biến số

Biến số	Trung bình	Trung vị	Lớn nhất	Nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn	Số quan sát
sp_t	2,6059	2,6607	3,0457	2,1311	0,2122	193
cpi_t	1,9372	1,9559	2,1868	1,6779	0,1803	193
m_t	1,7877	1,8570	2,5075	0,9823	0,4714	193
$neer_t$	2,0540	2,0552	2,2161	1,9304	0,0897	193

**Hình 1.** Xu hướng của các biến nghiên cứu

Ghi chú: Vùng màu xám thể hiện giai đoạn khủng hoảng tháng 08/2007–03/2009

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định tính dừng

Tương tự mô hình ARDL truyền thống của Pesaran và cộng sự (2001), trước khi tiến hành ước lượng mô hình NARDL cũng như kiểm chứng quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa các biến số, tác giả thực hiện hai kiểm định tính dừng phổ biến gồm: ADF (Augmented Dickey-Fuller) và PP (Phillips-Perron) nhằm tránh sự hiện diện của các biến số dừng tại sai phân bậc hai vì nếu trường hợp này xảy ra, thống kê F sẽ trở nên vô nghĩa (Nkoro & Uko, 2016). Kết quả tại Bảng 4 chỉ ra các biến số cùng dừng tại bậc nhất – $I(1)$, và do đó có thể tiến hành hồi quy mô hình NARDL.

Bảng 4

Kiểm định tính dừng

Biến số	Bậc gốc		Sai phân bậc nhất	
	ADF	PP	ADF	PP
sp_t	-2,0013 (0,2862)	-1,7161 (0,4215)	-8,6321*** (0,0000)	-8,2548*** (0,0000)
cpi_t	-0,3658 (0,9111)	-0,3267 (0,9173)	-7,2760*** (0,0000)	-7,4924*** (0,0000)
m_t	-1,2195 (0,6659)	-1,3263 (0,6171)	-15,800*** (0,0000)	-15,730*** (0,0000)
$neer_t$	-1,4332 (0,5652)	-1,4625 (0,5506)	-13,439*** (0,0000)	-13,444*** (0,0000)

Ghi chú: *** tương ứng mức ý nghĩa 1%.

4.2. Phân tích mối quan hệ bất đối xứng

Nhằm kiểm định tác động bất đối xứng của thay đổi tỷ giá lên giá chứng khoán, tác giả tiến hành hồi quy 4 mô hình NARDL, gồm: Mô hình I – NARDL bất đối xứng ngắn hạn và dài hạn; mô hình II – NARDL bất đối xứng ngắn hạn và đối xứng dài hạn; mô hình III – NARDL đối xứng ngắn hạn và bất đối xứng dài hạn; và mô hình IV – NARDL đối xứng ngắn hạn và dài hạn. Vì độ dài dữ liệu theo tháng trong nghiên cứu tương đối dài (193 quan sát), tác giả thiết lập độ trễ tối đa của các biến số sai phân bậc nhất là 6 ($\max p = \max q = 6$). Thêm nữa, tác giả cũng loại bỏ các hệ số của biến sai phân không có ý nghĩa thống kê tại mức 5% nhằm tránh các sai lệch trong thiết lập hiệu ứng số nhân động tích lũy. Kết quả hồi quy cho 4 mô hình được trình bày tại Bảng 5.

Bảng 5 bao gồm 4 phần: Phần 5.1. trình bày kết quả ước lượng ngắn hạn và dài hạn; phần 5.2. trình bày hệ số dài hạn; phần 5.3. trình bày các tiêu chuẩn thống kê cho mục đích lựa chọn mô hình; và phần 5.4. trình bày kết quả kiểm định giả thiết đồng liên kết (F_{pss}) và giả thuyết đối xứng ngắn hạn (W_{SR}), dài hạn (W_{LR}) cho mỗi mô hình. Kết quả từ phần 5.4. chỉ ra tất cả các biến số đều đồng liên kết với nhau tại mức ý nghĩa 1%, kể cả mô hình IV (ARDL truyền thống) với $F_{pss} = 5,940$. Tuy nhiên, bằng chứng đồng liên kết giữa các biến số mạnh nhất trong mô hình I (NARDL bất đối xứng ngắn hạn và dài hạn) khi $F_{pss} = 7,572$. Dựa vào các tiêu chuẩn thống kê gồm R^2 , R^2 hiệu chỉnh cùng các tiêu chuẩn thông tin AIC, SIC và DW trong phần 5.3., tác giả lựa chọn mô hình I là mô hình phù hợp nhất cho mục đích phân tích và thiết lập số nhân động tích lũy bất đối xứng trong phần tiếp theo.

Bảng 5

Ước lượng đối xứng và bất đối xứng cho mối quan hệ tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán

Biến số	Hệ số			
	Mô hình I	Mô hình II	Mô hình III	Mô hình IV
5.1. Kết quả ước lượng mô hình				
c	0,12674 (0,6348)	1,63422*** (0,0002)	0,23068 (0,3934)	1,38171*** (0,0002)
sp_{t-1}	-0,0950*** (0,0000)	-0,0679*** (0,0006)	-0,0837*** (0,0003)	-0,0532** (0,0134)
π_{t-1}	-0,1516 (0,3579)	-0,6355*** (0,0000)	-0,2262 (0,1752)	-0,6058*** (0,0000)
m_{t-1}	0,34844*** (0,0000)	0,21717*** (0,0000)	0,33729*** (0,0000)	0,21275*** (0,0000)
$neer_{t-1}$	—	-0,2916** (0,0188)	—	-0,2152** (0,0409)
$neer_{t-1}^+$	-0,5606*** (0,0002)	—	-0,5797*** (0,0001)	—
$neer_{t-1}^-$	0,33961** (0,0461)	—	0,24289 (0,1518)	—
crisis	-0,0529*** (0,0002)	—	-0,0556*** (0,0001)	-0,0221** (0,0400)
Δsp_{t-1}	0,35241*** (0,0000)	0,38819*** (0,0000)	0,32271*** (0,0000)	0,34362*** (0,0000)
Δsp_{t-3}	-0,2136*** (0,0010)	-0,2033*** (0,0010)	-0,2085*** (0,0016)	-0,2192*** (0,0012)
Δsp_{t-5}	0,13298** (0,0359)	0,15093** (0,0184)	0,13750** (0,0329)	0,14700** (0,0267)
Δsp_{t-6}	-0,2277*** (0,0004)	-0,2603*** (0,0001)	-0,2227*** (0,0007)	-0,2594*** (0,0001)
$\Delta \pi_t$	—	-1,5170* (0,0503)	—	—
$\Delta \pi_{t-6}$	-1,6104** (0,0274)	-1,7253** (0,0140)	-1,9133*** (0,0082)	-1,5146** (0,0386)
$\Delta neer_t$	—	—	0,86718*** (0,0095)	0,78566** (0,0219)

Biến số	Hệ số			
	Mô hình I	Mô hình II	Mô hình III	Mô hình IV
$\Delta neer_{t-1}^+$	-1,3585* (0,0576)	-1,5465** (0,0350)	—	—
$\Delta neer_t^-$	1,54513*** (0,0010)	1,26442*** (0,0079)	—	—

5.2. Hệ số dài hạn bất đối xứng

$L_x = -neer_{t-1}/sp_{t-1}$	—	-4,2941* (0,0675)	—	-4,0454 (0,1135)
$L_x^+ = -neer_{t-1}^+/sp_{t-1}$	-5,8987*** (0,0012)	—	-6,9203*** (0,0016)	—
$L_x^- = -neer_{t-1}^-/sp_{t-1}$	3,57308** (0,0362)	—	2,89949 (0,1318)	—

5.3. Tiêu chuẩn thống kê

R^2	0,47418	0,43628	0,45260	0,41606
R^2 hiệu chỉnh	0,43444	0,39718	0,41463	0,37915
AIC (Akaike info criterion)	-4,1869	-4,1281	-4,1574	-4,1036
SIC (Schwarz criterion)	-3,9441	-3,9026	-3,9320	-3,8955
DW (Durbin-Watson stat)	1,85256	1,87309	1,80586	1,80500

5.4. Kiểm định đồng liên kết và giả thiết đối xứng ngắn hạn, dài hạn

F_{pss}	7,57266*** (0,0000)	6,67153*** (0,0001)	7,34972*** (0,0000)	5,94030*** (0,0002)
W_{SR}	3,34759*** (0,0010)	-3,1713*** (0,0018)	—	—
W_{LR}	-3,6323*** (0,0004)	—	-3,2303*** (0,0015)	—

Ghi chú: L_x^+ và L_x^- trình bày hệ số dài hạn;

F_{pss} là thống kê F hiệu chỉnh của giả thuyết $H_0: \delta = \theta_1^+ = \theta_1^- = \theta_2 = \theta_3 = 0$ bởi Pesaran và cộng sự (2001), Shin và cộng sự (2014);

Giá trị p -value có thể được tính toán dựa trên kiểm định thống kê Wald tại mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%;

W_{SR} và W_{LR} là kiểm định thống kê Wald cho tính đối xứng ngắn hạn và dài hạn;

*, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.

Nhằm xác minh tính phù hợp của mô hình bất đối xứng I, tác giả tiến hành kiểm định giả thuyết đối xứng ngắn hạn ($H_{SR}: \sum_{i=0}^q \pi_i^+ = \sum_{i=0}^q \pi_i^-$) và dài hạn ($H_{LR}: \beta^+ = \beta^-$) dựa vào kiểm định Wald.

Các kết quả phần 5.4. trong Bảng 5 ủng hộ việc bác bỏ giả thuyết đối xứng ngắn hạn ($W_{SR} = 3,347$) và đối xứng dài hạn ($W_{LR} = -3,632$) trong mô hình I tại mức ý nghĩa thống kê 1%. Kết quả này tương tự với mô hình bất đối xứng II ($W_{SR} = -3,171$) và III ($W_{LR} = -3,230$). Các phát hiện củng cố lập luận ban đầu của tác giả về khả năng hiện diện tác động bất đối xứng của thay đổi tỷ giá lên giá chứng khoán tại thị trường Việt Nam.

Tiếp theo, tác giả phân tích hệ số dài hạn bất đối xứng được trình bày tại phần 5.2. Trong mô hình I, hệ số dài hạn của thành phần dương ($L_x^+ = -5,898$) và thành phần âm ($L_x^- = 3,573$) đều có ý nghĩa thống kê. Có thể kết luận rằng tỷ giá hối đoái tăng 1% kéo theo giá chứng khoán giảm 5,898%. Trong khi đó, tỷ giá hối đoái giảm 1% dẫn đến kết quả giá chứng khoán giảm 3,573%. Tóm lại, thay đổi trong tỷ giá tác động bất đối xứng đến giá chứng khoán Việt Nam trong dài hạn. Vì độ lớn hệ số dài hạn của thay đổi dương (phản ánh nội tệ tăng giá) lớn hơn thay đổi âm (phản ánh nội tệ giảm giá), do đó, trong dài hạn, nội tệ tăng giá tác động lên giá chứng khoán Việt Nam mạnh hơn so với khi nội tệ giảm giá.

Liên quan đến tác động của các nhân tố vĩ mô đến thị trường chứng khoán, dấu của các hệ số cung tiền dài hạn trong 4 mô hình đều dương và có ý nghĩa thống kê tại mức 1%, khẳng định tác động tích cực của cung tiền lên giá chứng khoán. Kết quả này tương tự các nghiên cứu trước đây như: Tian và Ma (2010), Boonyaman (2014), Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân (2015). Tuy vậy, hệ số dài hạn của biến lạm phát chỉ có ý nghĩa thống kê trong mô hình II và IV. Do đó, chưa thể kết luận mối quan hệ giữa lạm phát và giá chứng khoán trong dài hạn. Tuy nhiên, trong ngắn hạn, mối quan hệ ngược chiều giữa hai biến số này được xác nhận cả trong 4 mô hình. Đề cập đến tác động của cuộc khủng hoảng tài chính, biến giả *crisis* đều có ý nghĩa thống kê và nhỏ hơn 0 trong 3 mô hình I, III và IV, ủng hộ các lý thuyết và lập luận trước đây về tác động tiêu cực của cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008 lên thị trường chứng khoán Việt Nam.

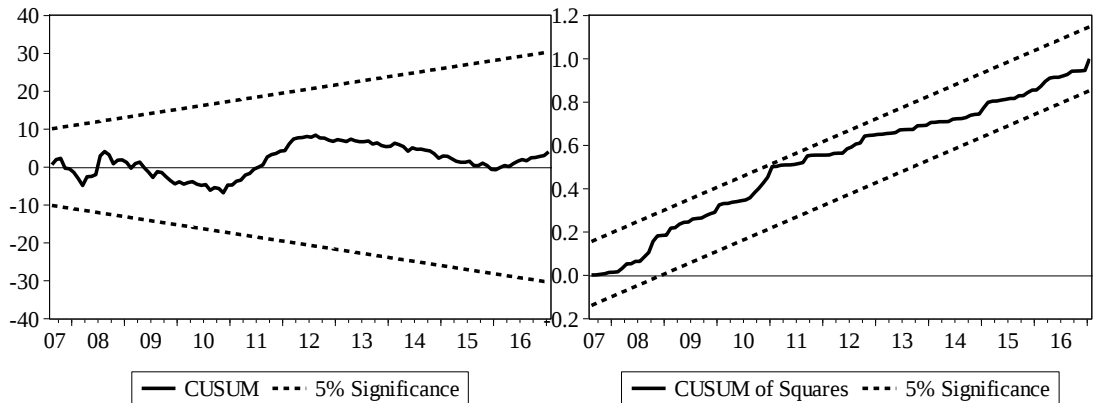
Bảng 6

Kiểm định chẩn đoán cho mô hình bất đối xứng ngắn hạn và dài hạn.

X_{SC}^2	X_{HET}^2	X_{FF}^2	X_{NORM}^2
1,1166	1,0675	0,1498	33,569
[0,3552]	[0,4045]	[0,8812]	[0,0000]

Ghi chú: X_{SC}^2 : Tương quan chuỗi; X_{HET}^2 : Phương sai thay đổi; X_{FF}^2 : Dạng hàm; X_{NORM}^2 : Phân phối chuẩn.

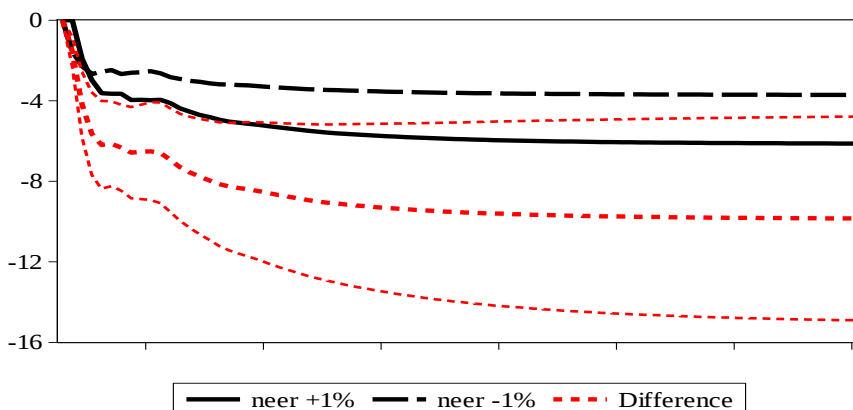
Bảng 6 trình bày kết quả các kiểm định chẩn đoán của mô hình I, gồm kiểm định tương quan chuỗi, phương sai thay đổi, dạng hàm và phân phối chuẩn. Kết quả chỉ ra các giả thuyết không H_0 của 3 kiểm định đầu đều không thể bác bỏ tại mức ý nghĩa 10%; tuy nhiên, giả thuyết phân phối chuẩn lại bị vi phạm. Cuối cùng, độ ổn định của mô hình I được xem xét thông qua kiểm định tổng tích lũy phần dư –CUSUM và tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư –CUSUMSQ. Hình 2 trình bày kết quả kiểm định, đường CUSUM và CUSUMSQ (đường nét liền) đều nằm trong dải tiêu chuẩn tại mức ý nghĩa thống kê 5% (đường nét đứt). Do đó, các hệ số ước lượng của mô hình I đều ổn định.



Hình 2. Kết quả kiểm định CUSUM và CUSUMSQ cho mô hình bất đối xứng ngắn hạn và dài hạn

4.3. Phân tích số nhân động tích lũy

Nhằm phân tích chi tiết tác động bất đối xứng của thay đổi tỷ giá và giá chứng khoán cả trong ngắn hạn và dài hạn, tác giả tiến hành phân tích số nhân động tích lũy, được suy ra từ mô hình I (NARDL kết hợp bất đối xứng ngắn hạn và dài hạn). Hình 3 trình bày tác động của các thay đổi dương và âm của tỷ giá hối đoái lên giá chứng khoán. Như vậy, có thể quan sát thấy trong ngắn hạn, giá chứng khoán phản ứng ngay tức khắc và nhanh hơn khi nội tệ giảm giá (đường nét đứt màu đen) và đạt trạng thái cân bằng trước hai năm. Trong khi đó, giá chứng khoán chỉ phản ứng lại sự tăng giá nội tệ (đường nét liền) sau 3 tháng. Tuy nhiên, như đã chứng minh ở trên, trong dài hạn, mức độ tác động của sự tăng giá nội tệ lên giá chứng khoán mạnh hơn so với tác động của sự giảm giá nội tệ, minh chứng là đường thay đổi dương nằm bên dưới đường thay đổi âm. Chênh lệch của các thay đổi tăng và giảm (đường nét đứt màu đỏ) đều có ý nghĩa thống kê trong toàn chu kỳ xét tới, hàm ý sự khác nhau đáng kể giữa tác động của thay đổi dương và âm trong tỷ giá lên giá chứng khoán. Nói một cách khác, tỷ giá hối đoái tác động bất đối xứng lên giá chứng khoán cả trong ngắn hạn và dài hạn.



Hình 3. Số nhân động tích lũy bất đối xứng của giá chứng khoán dựa theo mô hình NARDL bất đối xứng ngắn hạn và dài hạn (chu kỳ 80 tháng)

5. Kết luận

Những thập niên qua chứng kiến sự xuất hiện của các loại tiền tệ mới, sự nói lỏng rào cản vốn nước ngoài cùng cơ chế tỷ giá hối đoái linh hoạt hơn dẫn đến những biến đổi sâu sắc trong hệ thống tài chính quốc tế. Các thay đổi này mở ra nhiều triển vọng đầu tư, nhưng đồng thời cũng tăng sự biến động của tỷ giá hối đoái, làm tăng rủi ro trong các quyết định đầu tư. Hiểu rõ mối quan hệ giữa thay đổi tỷ giá và giá chứng khoán trở thành mục tiêu quan trọng không chỉ đối với các cá nhân hoặc tổ chức tham gia thị trường, mà còn đối với chính phủ của mỗi quốc gia. Nghiên cứu này tiến hành đánh giá mối quan hệ động bất đối xứng giữa các thay đổi tỷ giá hối đoái và giá chứng khoán tại Việt Nam trong giai đoạn tháng 01/2001–01/2017 thông qua phương pháp tự hồi quy phân phối trễ phi tuyến (NARDL) phát triển bởi Shin và cộng sự (2014). Nghiên cứu thực nghiệm đưa ra kết quả thuyết phục về sự hiện diện hiệu ứng bất đối xứng ngắn hạn và dài hạn từ tỷ giá hối đoái lên giá chứng khoán tại thị trường Việt Nam. Thị trường chứng khoán phản ứng nhanh chóng khi đồng nội tệ giảm giá trong ngắn hạn; nhưng trong dài hạn, đồng nội tệ tăng giá tác động lên giá chứng khoán với mức độ lớn nhất. Bên cạnh đó, nghiên cứu cũng ủng hộ mối quan hệ thuận giữa cung tiền và giá chứng khoán, cùng bằng chứng về tác động tiêu cực của cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008 lên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Phát hiện sự tồn tại hiệu ứng bất đối xứng tại thị trường Việt Nam cung cấp thêm các hiểu biết mới cho các nhà đầu tư, nhằm giải thích các biến động thị trường do thay đổi tỷ giá gây ra. Từ đó, thiết lập kỳ vọng phù hợp, nâng cao khả năng dự báo và hiệu quả trong các quyết định đầu tư. Với sự khác nhau trong mức độ tác động của thay đổi tỷ giá trong ngắn hạn và dài hạn, các nhà đầu tư cần có các chiến lược đa dạng hóa và công cụ phòng ngừa biến động tỷ giá phù hợp, cân đối giữa các mục tiêu đầu tư ngắn hạn và dài hạn. Nghiên cứu hiện tại chỉ mới sử dụng chỉ số giá chứng khoán chung mà chưa đánh giá cho từng nhóm ngành riêng lẻ. Việc xem xét chi tiết phản ứng của các nhóm ngành kinh tế trước các thay đổi tỷ giá có ý nghĩa vô cùng quan trọng đối với cả quyết định đầu tư và chính sách điều tiết vĩ mô - đây sẽ là hướng đi tiếp theo của nghiên cứu trong tương lai ■

Tài liệu tham khảo

- Abidin, S., Walters, C., Lim, K-L, & Banchit, A. (2013). Cointegration between stock prices and exchange rates in Asia-Pacific countries. *Investment Management and Financial Innovations*, 10(2), 142–146.
- Alagidede, P., Panagiotidis, T., & Zhang, X. (2011). Causal relationship between stock prices and exchange rates. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 20(1), 67–86.
- Ali, H. S., Idris, M., & Kofarmata, Y. I. (2015). Stock prices and exchange rates dynamics in South Africa: An application of asymmetric co-integration approach. *Journal of Economics Library*, 2(3), 165–172.
- Alimi, A. S., & Adediran, I. A. (2018). The nexus between stock market prices and external shocks: Evidence from nonlinear ARDL on selected firms in the Nigerian stock market. *Global Journal of Management and Business Research*, 18(1), 53–59.
- 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.
- Bahmani-Oskooee, M., & Sohrabian, A. (1992). Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Applied Economics*, 24(4), 459–464.
- Boonyanam, N. (2014). Relationship of stock price and monetary variables of Asian small open emerging economy: Evidence from Thailand. *International Journal of Financial Research*, 5(1), 52–63.
- Branson, W. H. (1983). Macroeconomic determinants of real exchange risk. In R. J. Herring (Ed.). *Managing foreign exchange risk* (pp. 33–74). Cambridge, Massachusetts: Cambridge University Press.
- Cheah, S.–P., Yiew, T.–H., & Ng, C.–F. (2017). A nonlinear ARDL analysis on the relation between stock price and exchange rate in Malaysia. *Economics Bulletin*, 37(1), 336–346.
- Chortareas, G., Cipollini, A., & Eissa, M. A. (2011). Exchange rates and stock prices in the MENA countries: What role for oil? *Review of Development Economics*, 15(4), 758–774.
- Dornbusch, R., & Fisher, S. (1980). Exchange rates and the current account. *The American Economic Review*, 70(5), 960–971.
- Eita, J. H. (2012). Modelling macroeconomic determinants of stock market prices: Evidence from Namibia. *Journal of Applied Business Research*, 28(5), 871–884.
- Enders, W., & Siklos, P. L. (2001). Cointegration and threshold adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166–176.
- Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation and money. *The American Economic Review*, 71(4), 545–565.
- Frankel, J. A. (1983). Monetary and portfolio balance models of exchange rate determination. In J. S. Bhandari, & B. H. Putnam (Eds.). *Economic interdependence and flexible exchange rates* (pp. 84–115). Cambridge: The MIT Press.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometrics models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Granger, C., & Yoon, G. (2002). Hidden Cointegration. *Economics Working Paper No. 2002–02*. doi: 10.2139/ssrn.313831
- Haughton, A. Y., & Iglesias, E. M. (2017). Exchange rate movements, stock prices and volatility in the Caribbean and Latin America. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(2), 437–447.
- Hsu, T.–K. (2016). Exploring relationship between the stock price of Taiwan and the exchange rate: An autoregressive distributed lag model with a quantile regression. *International Journal of Economics and Finance*, 8(1), 72–78.
- Huỳnh Thế Nguyễn, & Nguyễn Quyết. (2013). Mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái, lãi suất và giá cổ phiếu tại TP.HCM. *Tạp chí Phát triển & Hội nhập*, 11(21), 37–41.
- Inegbedion, H. E. (2012). Macroeconomic determinants of stock price changes: Empirical evidence from Nigeria. *Indian Journal of Finance*, 6(2), 19–23.

- Ismail, M. T., & Isa, Z. B. (2009). Modeling the interactions of stock price and exchange rate in Malaysia. *The Singapore Economic Review*, 54(4), 605–619.
- Kollias, C., Mylonidis, N., & Paleologou, S. M. (2012). The nexus between exchange rates and stock markets: Evidence from the euro-dollar rate and composite European stock indices using rolling analysis. *Journal of Economics and Finance*, 36(1), 136–147.
- Kutty, G. (2010). The Relationship between exchange rates and stock prices: The case of Mexico. *North American Journal of Finance and Banking Research*, 4(4), 1–12.
- Kwofie, C., & Ansah, R. K. (2018). A study of the effect of inflation and exchange rate on stock market returns in Ghana. *International Journal of Mathematics and Mathematical Sciences*, 2018. doi: 10.1155/2018/7016792
- Lê Hoàng Phong, & Đặng Thị Bạch Vân. (2015). Kiểm chứng bằng mô hình ARDL tác động của các nhân tố vĩ mô đến chỉ số chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Phát triển & Hội nhập*, 20(30), 61–66.
- Lean, H. H., Halim, M., & Wong, W. K. (2005). Bivariate causality between exchange rates and stock prices on major Asian countries. *Monash Economics Working Papers, Discussion Paper 10/05*.
- Lean, H.–H., Narayan, P., & Smyth, R. (2011). Exchange rate and stock prices interaction in major Asian markets: Evidence for individual countries and panels allowing for structural breaks. *The Singapore Economic Review*, 56(2), 255–277.
- Lin, C. H. (2012). The co-movement between exchange rates and stock prices in the Asian emerging markets. *International Review of Economics and Finance*, 22(1), 161–172.
- Luchtenberga, K. F., & Vu, Q. V. (2015). The 2008 financial crisis: Stock market contagion and its determinants. *Research in International Business and Finance*, 33, 178–203.
- Meese, R. A., & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14(1–2), 3–24.
- Megaravalli, A. V., & Sampagnaro, G. (2018). Macroeconomic indicators and their impact on stock markets in ASIAN 3: A pooled mean group approach. *Cogent Economics & Finance*, 6(1), 1–14.
- Miller, K. D., & Reuer, J. J. (1998). Asymmetric corporate exposures to foreign exchange rate changes. *Strategic Management Journal*, 19(12), 1183–1191.
- Nguyễn Thị Liên Hoa, & Lương Thị Thúy Hương. (2014). Mối liên kết động giữa tỷ giá hối đoái và biến động thị trường chứng khoán các quốc gia mới nổi ASEAN. *Tạp chí Phát triển & Hội nhập*, 17(27), 31–35.
- Nieh, C. C., & Lee, C. F. (2001). Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 41(4), 477–490.
- Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive distributed lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 63–91.
- Nyongesa, D. N., & Muchoki, M. M. (2016). Cointegration relationship between exchange rate volatility and performance of Nairobi securities exchange market, Kenya. *Research Journal of Finance and Accounting*, 7(20), 73–86.
- Parsva, P., & Lean, H.–H. (2011). The analysis of relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from six Middle Eastern financial markets. *International Research Journal of Finance and Economics*, 66, 157–171.

- 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.
- Rahman, M. L., & Uddin, J. (2009). Dynamic relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from three South Asian countries. *International Business Research*, 2(2), 167–174.
- Saman, C. (2015). Asymmetric interaction between stock price index and exchange rates: Empirical evidence for Romania. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 18(4), 90–109.
- Schorderet, Y. (2003). *Asymmetric Co-Integration*. Geneva: University of Geneva.
- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In W. C. Horrace, & R. C. Sickles (Eds.). *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281–314). New York, NY: Springer.
- Sinha, P., & Kohli, D. (2015). Modeling exchange rate dynamics in India using stock market indices and macroeconomic variables. *Amity Global Business Review*, 1(1), 5–18.
- Smyth, R., & Nandha, M. (2003). Bivariate causality between exchange rates and stock prices in South Asia. *Applied Economics Letters*, 10(11), 699–704.
- Tian, G. G., & Ma, S. (2010). The relationship between stock returns and the foreign exchange rate: the ARDL approach. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 15(4), 490–508.
- Trần Ngọc Thor, & Hồ Thị Lam. (2015). Hiệu ứng lan tỏa giữa thị trường chứng khoán và thị trường ngoại hối ở Việt Nam. *Tạp chí Phát triển & Hội nhập*, 21(31), 34–39.
- Tsai, I. C. (2012). The relationship between stock price index and exchange rate in Asian markets: A quantile regression approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(3), 609–621.
- Tuncer, I., & Turaboglu, T. T. (2014). Relationship between stock prices and economic activity in Turkish economy. *Actual Problems of Economics*, 152(2), 111–121.
- Türsoy, T. (2017). Causality between stock prices and exchange rates in Turkey: Empirical evidence from the ARDL bounds test and a combined cointegration approach. *International Journal of Financial Studies*, 5(1). doi: 10.3390/ijfs5010008
- Yau, H. Y., & Nieh, C. C. (2006). Interrelationships among stock prices of Taiwan and Japan and NTD/Yen exchange rate. *Journal of Asian Economics*, 17(3), 535–552.
- Yilanci, V., & Bozoklu, S. (2015). Analysis of symmetric and asymmetric nonlinear causal relationship between stock prices and exchange rates for selected emerging market economies. *Doğuş University Journal*, 16(2), 155–164.
- Zhang, Z., Tsai, S. L., & Chang, T. (2017). New evidence of interest rate pass-through in Taiwan: A nonlinear autoregressive distributed lag model. *Global Economic Review*, 46(2), 129–142.
- Zhao, H. (2010). Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China. *Research in International Business and Finance*, 24(2), 103–112.