

Các yếu tố vĩ mô tác động đến tỷ giá hối đoái tại Việt Nam

ĐÀO THANH BÌNH*
TRẦN PHƯƠNG LY**

Tóm tắt

Nghiên cứu được tiến hành nhằm mục đích xem xét vai trò của một số biến số kinh tế đối với sự biến động của tỷ giá hối đoái; đồng thời, nghiên cứu tác động ngắn hạn và dài hạn cũng như các tác động có lợi hoặc bất lợi góp phần vào sự biến động của giá trị chuyển đổi tiền tệ. Phạm vi của bài viết tập trung vào sự biến động của ba tỷ giá hối đoái, đó là: Yên Nhật (JPY), Đô la Mỹ (USD), Euro (EUR) sang Đồng Việt Nam (VND). Kết quả nghiên cứu cho thấy, tồn tại mối liên hệ ngắn hạn và dài hạn giữa từng loại tỷ giá hối đoái và các biến vĩ mô trong nền kinh tế Việt Nam. Trong cả ba tỷ giá hối đoái, USD hầu như không nhạy cảm với những thay đổi của nền kinh tế Việt Nam. Tuy nhiên, JPY và EUR lại cho thấy mối tương quan cao với hầu hết các yếu tố vĩ mô. Kết quả cũng phát hiện ra rằng, cả ba tỷ giá hối đoái đều bị ảnh hưởng nhiều bởi tốc độ tăng trưởng tiền tệ, trong cả khoảng thời gian ngắn và dài hạn.

Từ khóa: BOP, thâm hụt ngân sách, CPI, giá dầu thô, tỷ giá hối đoái, FDI, GDP, các yếu tố quyết định kinh tế vĩ mô, tốc độ tăng trưởng tiền tệ, VN_Index

Summary

This paper aims to take a closer look at the roles of several economic variables on the movement of exchange rate, and study the short-term and long-term effect as well as the beneficial or detrimental impacts contributing to the fluctuation of the currency conversion value. It focuses on the fluctuation of three exchange rates, which are Japanese Yen, United State Dollar, Euro to Vietnamese Dong. Research results indicates that there is a short-term and long-term relationship between each type of exchange rate and Vietnam's macroeconomic variables. Among three exchange rates, USD is almost unaffected by changes in Vietnamese economy, whereas Japanese Yen and Euro establish high correlation with most macro factors. Also, three exchange rates are strongly influenced by monetary growth rate in both short and long term.

Keywords: BOP, budget deficit, CPI, crude oil price, exchange rate, FDI, GDP, macroeconomic determinants, monetary growth rate, VN_index

GIỚI THIỆU

Toàn cầu hóa đã trở thành một xu hướng quốc tế lớn trong lĩnh vực kinh tế những năm gần đây. Một trong những hoạt động thiết yếu của quá trình hội nhập kinh tế là hoạt động ngoại thương, trên thực tế, tỷ giá hối đoái là một trong những chỉ tiêu kinh tế vĩ mô nhạy cảm nhất. Tỷ giá hối đoái biến động từng ngày và chịu tác động của nhiều yếu tố, như: cung - cầu, lạm phát, cán cân thanh toán... Việc áp dụng các công cụ giảm thiểu rủi ro tỷ giá hối đoái hiệu quả không chỉ giúp doanh nghiệp hạn chế thiệt hại về kinh tế, mà còn tạo ra sự khác biệt và lợi thế cạnh tranh của một doanh nghiệp trên thị trường trong bối cảnh hội nhập kinh tế. Do đó, việc nghiên cứu các yếu tố tác động đến tỷ giá hối đoái này sẽ giúp hiểu được tác động của giá trị tiền tệ, từ đó có thể giúp doanh nghiệp hạn chế rủi ro tỷ giá hối đoái trong giao dịch, nâng cao chất lượng và thúc đẩy hoạt động của ngân hàng và củng cố khả năng hội nhập toàn cầu.

CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Cơ sở lý thuyết

Trong nghiên cứu ở Argentina năm 2001 thu thập dữ liệu chuỗi thời gian giai đoạn 1990-2000, Taylor đã áp dụng mô hình ECM về mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái với thị trường chứng khoán và dòng vốn. Ngoài ra, Taylor khẳng định rằng, chính sách tiền tệ đang gây tranh cãi khi xét đến sự tăng trưởng của một nền kinh tế. Cụ thể, lượng tiền lưu thông tăng lên do dòng vốn đầu tư nước ngoài đổ vào, làm tăng đáng kể tiền trong nước. Bên cạnh đó, mối liên hệ tiêu cực trong dài hạn cũng là kết quả giữa giá cổ phiếu và giá trị tiền tệ.

Husain và cộng sự (2004) chỉ ra trong nghiên cứu của họ sau khi thu thập dữ

* PGS, TS., **, Khoa Quản trị kinh doanh và Du lịch, Trường Đại học Hà Nội
Ngày nhận bài: 17/10/2021; Ngày phản biện: 25/10/2021; Ngày duyệt đăng: 05/11/2021

liệu về GDP và tỷ lệ lạm phát từ cả hai nhóm nước tiên tiến và mới nổi trong giai đoạn 1970-1999 rằng, mặc dù áp lực lạm phát thấp có tương tác với tỷ giá hối đoái, nhưng không có biểu hiện cụ thể mối liên hệ giữa tỷ giá hối đoái và sự tăng trưởng của GDP và tốc độ tăng trưởng càng cao nếu như lạm phát càng thấp.

Chi (2012) trong một nghiên cứu công phu dựa trên dữ liệu thu thập hàng quý giai đoạn 1994-2010 ở Trung Quốc đã hỗ trợ mối liên hệ giữa tỷ giá hối đoái và các yếu tố vĩ mô là: cung tiền, mức độ mở cửa thương mại, đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), tăng trưởng kinh tế và chi tiêu của Chính phủ. Sau khi thực hiện kiểm tra xếp hạng đồng liên kết và không tuyến tính cũng như mô hình hiệu chỉnh lỗi ngưỡng, các biến này được đề xuất là có tác động tiêu cực đến đồng Nhân dân tệ trong thời gian dài.

Trong nghiên cứu về tác động của giá dầu, Basher và cộng sự (2012) dựa trên dữ liệu hàng tháng của giai đoạn 1988-2008 ở các nước đang phát triển, phương pháp thử nghiệm VARs cấu trúc đã được áp dụng để xác định tác động đáp ứng của tỷ giá hối đoái đối với cú sốc cung và cầu dầu. Basher và cộng sự (2012) cho thấy, tại các thị trường mới nổi, giá dầu thay đổi đột ngột có thể khiến tỷ giá hối đoái biến động trong ngắn hạn. Ngoài ra, cú sốc nhu cầu đối với dầu là một yếu tố quyết định lớn đến tỷ giá hối đoái của các nhà xuất khẩu dầu, vì giá dầu tăng có thể làm giảm giá trị tiền tệ của một quốc gia.

Vo và Nguyen (2014) đã sử dụng dữ liệu từ 21 quốc gia mới nổi để kiểm tra mối quan hệ giữa lượng kiều hối và giá trị nội tệ. Nhóm tác giả chia khung thời gian thành 2 giai đoạn: Giai đoạn 1 là từ 2001-2008 trước khủng hoảng kinh tế thế giới; Giai đoạn 2 là từ 2009-2013. Sau khi áp dụng hệ thống GMM, các phát hiện đưa ra kết luận rằng, lượng kiều hối nhận được làm tăng giá trị nội địa, tuy nhiên, xu hướng này dường như cao hơn sau cuộc khủng hoảng, tương ứng với sự cạnh tranh của hàng hóa xuất khẩu ở các nước đó ngày càng giảm.

Phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu

Phạm vi của bài viết tập trung vào sự biến động của ba tỷ giá hối đoái, đó là: Yên Nhật, Đô la Mỹ, Euro sang Đồng Việt Nam. Các biến vĩ mô được lựa chọn để phân tích và thu thập dữ liệu được trình bày tại Bảng 1.

BẢNG 1: MÔ TẢ CÁC BIẾN PHỤ THUỘC VÀ BIẾN ĐỘC LẬP

Các biến	Giải thích	Nguồn (.com)
Biến phụ thuộc		
1. USD_VND	Tỷ giá hối đoái quy đổi 1 USD sang giá trị VND	topfx
2. JPY_VND	Tỷ giá hối đoái quy đổi 1 JPY sang giá trị VND	topfx
3. EUR_VND	Tỷ giá hối đoái quy đổi 1 EUR sang giá trị VND	topfx
Biến độc lập		
4. GDP	Giá trị tiền tệ của tất cả các thành phẩm và dịch vụ ở Việt Nam	gso
5. CPI	Lạm phát năm nay so với năm trước	gso
6. INC	Các khoản thu mà Chính phủ Việt Nam nhận được	gso
7. EXP	Chi phí do chính phủ Việt Nam chi trả	gso
8. EXO	Tổng giá trị xuất khẩu tại Việt Nam	gso
9. IMO	Tổng giá trị nhập khẩu tại Việt Nam	gso
10. FDI	Đầu tư vào Việt Nam của doanh nghiệp nước ngoài	gso
11,12,13. BOP_US, BOP_EUR, BOP_JP	Cán cân thương mại giữa Việt Nam và châu Âu, Nhật Bản và Mỹ	gso
14. COP	Giá dầu thô tính bằng USD mỗi thùng	oilprice
15. M2G	Tốc độ tăng trưởng tiền tệ hàng quý ở Việt Nam	ifs
16. VN_Index	Chỉ số thị trường chứng khoán Việt Nam	bvsc

Nguồn: Nghiên cứu của nhóm tác giả

Chỉ định mô hình

Mối quan hệ giữa 3 tỷ giá hối đoái và các biến phụ thuộc được nghiên cứu thông qua ARDL cho dữ liệu chuỗi thời gian. Dạng chức năng của liên kết này được thể hiện tương ứng cho mục đích của nghiên cứu về mặt kinh tế lượng:

$$USA_VND_{it} = \beta_1 + \beta_2 * GDP_{it} + \beta_3 * CPI_{it} + \beta_4 * INC_{it} + \beta_5 * EXP_{it} + \beta_6 * EXO_{it} + \beta_7 * IMO_{it} + \beta_8 * FDI_{it} + \beta_9 * BOP(US)_{it} + \beta_{10} * COP_{it} + \beta_{11} * M2G_{it} + \varepsilon_{it}$$

2 phương trình khác được thay thế USA_VND bằng EUR_VND và JPY_VND và BOP_USA lần lượt bằng BOP_EU và BOP_JP

Quy trình phân tích định lượng

Ma trận tương quan được thực hiện để cung cấp cái nhìn đầy đủ về việc kiểm tra sự kết nối giữa tất cả các biến. Sau đó, nghiên cứu sẽ kiểm tra quan hệ nhân quả bằng cách thực hiện kiểm tra Granger theo từng cặp giữa các yếu tố. Tuy nhiên, phải tiến hành kiểm định đơn vị trước để kiểm tra tính ổn định làm điều kiện cho cơ chế đồng liên kết sau này. Tiếp theo, nhóm tác giả sẽ thực hiện thử nghiệm ARDL để kiểm tra mối quan hệ lâu dài (đồng tích hợp) giữa các biến. Cuối cùng, một mô hình ECM được trình bày để xem mối liên hệ cân bằng dài hạn, cũng như quá trình điều chỉnh động trong ngắn hạn.

KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Ma trận tương quan

Xem xét ma trận tương quan ở Bảng 2 cho thấy:

Cả ba tỷ giá hối đoái đều có mối tương quan chặt chẽ với hầu hết các chỉ số kinh tế khác, giá trị p của mối quan hệ hiện bằng 0 hoặc không đáng kể. Ví dụ: USD_VND có mối tương quan thuận 0,9786 và 0,9730 với GDP và Thu nhập chính phủ ở mức 0. Ngoài ra, nhiều chỉ số khác cũng có quan hệ tích cực cao với đồng tiền này. Điều này cho thấy, khi USD_VND tăng, GDP, Thu nhập của chính phủ và các khoản khác cũng tăng và ngược lại, khi VND tăng giá so với USD, người dân sẽ có nhiều tiền hơn để mua các sản phẩm nhập khẩu, từ đó nâng cao GDP và đóng góp nhiều thuế hơn

BẢNG 2: MA TRẬN TƯƠNG QUAN

	BOP_EU	BOP_JP	BOP_USA	COP	CPI_EUR	VNDEXO	EXP	FDI	GDP	INC	IMO	JPY_VND	M2R	USD_VND	VN_INDEX
BOP_EU	1														
BOP_JP	0,3	1													
BOP_USA	1	0,2	1												
COP	-0,2	0,4	-0,2	1											
CPI	0,2	-0,1	0,3	0	1										
EUR_VND	0,6	0,3	0,6	0,5	0,3	1									
EXO	1	0,3	1	-0,1	0,3	0,7	1								
EXP	0,9	0,3	0,9	0,1	0	0,8	0,9	1							
FDI	0,3	0	0,3	0,3	0,4	0,4	0,3	0,2	1						
GDP	1	0,3	1	0	0,3	0,7	1	0,9	0,3	1					
INC	1	0,2	1	-0,1	0,3	0,7	1	0,9	0,3	1	1				
IMO	1	0,3	1	0	0,3	0,7	1	0,9	0,4	1	1	1			
JPY_VND	0,4	0,2	0,4	0,4	0,2	0,9	0,6	0,7	0,1	0,6	0,6	0,6	1		
M2R	-0,6	-0,2	-0,6	0	-0,2	-0,6	-0,7	-0,6	-0,3	-0,7	-0,7	-0,7	-0,6	1	
USD_VND	0,9	0,3	0,9	0	0,2	0,8	1	0,9	0,2	1	1	1	0,8	-0,7	1
VN_INDEX	0,4	0	0,5	0,1	0,3	0,3	0,4	0,3	0,4	0,4	0,5	0	0,2	0,3	1

Nguồn: Nghiên cứu của nhóm tác giả

cho Chính phủ. Đáng ngạc nhiên là từ kết quả, mặc dù có mối tương quan với cung tiền tệ, có mối liên hệ âm -0,72429 giữa USD_VND và tốc độ tăng trưởng tiền ở mức ý nghĩa 0. Đáng ngạc nhiên là giá dầu thô và USD_VND không có mối tương quan nào giữa cả hai, với giá trị p cao là 0,9133. Tuy nhiên, 2 yếu tố này vẫn phải được xem xét nhiều hơn trong kỹ thuật sau này.

Đối với đồng EURO, tất cả các chỉ số đều đạt được mối quan hệ tương quan với nhóm này. Mặc dù hầu hết chúng đều có mối tương quan thuận, nhưng chúng không thực sự có kết nối cao như USD, vẫn đạt được giá trị p bằng 0 hoặc không đáng kể. Một số con số đáng kể phải kể đến như CPI và VN_Index. Khi nói đến VN_Index, xuất hiện mối tương quan thuận yếu 0,3491 ở mức ý nghĩa 0,0067. Chỉ số giá tiêu dùng CPI cũng có mối liên hệ tích cực nhỏ với 0,2544 ở P-value = 0,05 và rõ ràng, nếu lạm phát xảy ra, đồng nội tệ sẽ mất giá do nhu cầu tiền tệ giảm.

Mặc dù vốn FDI được đầu tư rất lớn vào Việt Nam hàng năm, JPY_VND cho thấy không có mối tương quan với chỉ số FDI ở mức p-value = 0,39. Ngoài ra, cũng không có mối liên hệ nào giữa đồng tiền này và cán cân thương mại giữa hai quốc gia. Tuy nhiên, dường như tồn tại mối tương quan yếu 0,3561 giữa JPY_VND và giá dầu thô ở mức 0,0056, nghĩa là giá dầu thô tăng sẽ mang lại nhiều tiền hơn cho nhà xuất khẩu dầu Việt Nam, do đó, nhu cầu về tiền của Việt Nam sẽ tăng so với Nhật Bản.

Kiểm định đơn vị

Bảng 3 minh họa kết quả tìm kiếm của phép thử nghiệm gốc đơn vị ADF cho 16 biến cho mức I(0) cũng như cả sự khác biệt đầu tiên I(1) và sự khác biệt thứ hai I(2). Với mức ý nghĩa của thống kê ADF cho tất cả các biến là 5%, có thể thấy rõ ràng rằng, ngoại trừ CPI mang giá trị p nhỏ là 0,0095, tất cả các chỉ số đang được xem xét đều trong phạm vi cho phép và hầu hết chúng đứng yên khi là I(1). Những phát hiện này chỉ ra rằng, chuỗi thời gian kinh tế là ngẫu nhiên trong thực tế, do đó giá trị trung bình và phương sai không cố định theo thời gian tại I(0).

Thử nghiệm nhân quả theo cặp Granger

Kết quả đưa ra các cặp quan hệ nhân quả sau: (12,2) - Nhập khẩu (IMPORT) Granger tạo ra Cán cân thương mại của Hoa Kỳ (BOP_US), (12,3), (12,16), (15,16), (4, 15), (4,16), (6,15), (7,15), (8,15) và cuối cùng là cặp (9,15). Các phát hiện chỉ ra rằng, cán cân thương mại với Nhật Bản gây bất ngờ cho Granger - gây ra tỷ giá

hối đoái của Việt Nam so với Nhật Bản và châu Âu, cũng như thị trường chứng khoán trong nước, có nghĩa là kết quả trong quá khứ của cán cân thương mại với Nhật Bản tương ứng với dự đoán kết quả hiện tại của người bị ảnh hưởng biến. Hơn nữa, vì các đồng tiền khác không có bất kỳ tác động nào đến các chỉ số kinh tế, JPY_VND được chứng minh là có ảnh hưởng đến GDP với giá trị p nhỏ là 0,0168. Ngược lại, tốc độ tăng trưởng tiền tệ và VN_Index là hai yếu tố bị ảnh hưởng bởi hầu hết các biến số kinh tế khác. Điều này cho thấy, chính sách tiền tệ và đầu tư chứng khoán rất nhạy cảm với những thay đổi và biến động của nền kinh tế Việt Nam.

Kiểm tra độ trễ phân tán tự động phức hồi (ARDL) và mô hình sửa lỗi (ECM)

Mô hình của USD_VND - ARDL

Mô hình hồi quy ước tính từ ARDL là ARDL(1, 5, 5, 5) được minh họa như sau:

$$\begin{aligned} \text{USD_VND} = & -0,0773 \cdot \text{DUSD_VND}(-1) \\ & - 2.586,321 \cdot \text{M2R} + 2.436,84 \cdot \text{M2R}(-1) \\ & - 158,221 \cdot \text{M2R}(-2) + 808,486 \cdot \text{M2R}(-3) \\ & - 2.118,417 \cdot \text{M2R}(-4) + 1.412,926 \cdot \text{M2R}(-5) \\ & + 2.236,7009 \cdot \text{GDPG} - 397,221 \cdot \text{GDPG}(-1) \\ & - 199,654 \cdot \text{GDPG}(-2) - 1.078,059 \cdot \text{GDPG}(-3) \\ & + 720,5519 \cdot \text{GDPG}(-4) - 516,674 \cdot \text{GDPG}(-5) \\ & + 16.780,05 \cdot \text{CPI} - 10.177,862 \cdot \text{CPI}(-1) \\ & - 213,193 \cdot \text{CPI}(-2) + 11.111,326 \cdot \text{CPI}(-3) \\ & - 56.865,632 \cdot \text{CPI}(-4) + 39.608,123 \cdot \text{CPI}(-5) \\ & - 89,057 \cdot \text{COPG}(-1) - 0,7561 \cdot \text{VN_INDEX}(-4) \\ & + 0,9161 \cdot \text{VN_INDEX}(-5) - 0,0033 \cdot \text{EXO_MD} \\ & + 0,0002 \cdot \text{EXP_BD} - 324,863 \cdot \text{FDIG} + 0,018 \cdot \text{DBOP_USD} \end{aligned}$$

Giá trị p của mỗi biến tương ứng như sau:

Variable	M2R	M2R(-1)	M2R(-4)	M2R(-5)	GDPG	GDPG(-3)	GDPG(-5)	CPI	CPI(-4)	CPI(-5)	VN_INDEX(-4)	VN_INDEX(-5)
Prob.	0	0	0	0	0	0.0004	0.0019	0.0132	0	0	0	0

Từ kết quả ARDL ở trên, có thể thấy rằng, ở 5 độ trễ tối ưu, rất ít biến vĩ mô ở độ trễ cụ thể minh họa mối tương quan với USD_VND. Yếu tố đầu tiên được quan tâm là tốc độ tăng trưởng tiền tệ, có ảnh hưởng đáng kể đến USD_VND với cùng giá trị p thấp bằng 0 ở hầu hết các độ trễ (-5, -4, -1, 0), cho thấy tỷ giá hối đoái này chủ yếu dựa vào cung tiền và có mối quan hệ dài hạn giữa USD_VND và chỉ số này. Tốc độ tăng trưởng tiền tệ tăng 1% tương ứng với tổng mức khấu hao sau 5 quý là 734 đồng. CPI cũng tuân theo mô hình này, được thể hiện qua giá trị p = 0,0132 trong 3 tháng hiện tại và bằng 0 ở độ trễ -4 và -5. Trong khi đó, GDP thể hiện mối tương quan lớn với tỷ giá hối đoái ở cả độ trễ hiện tại và cũ hơn. Nhìn vào kết quả, mặc dù giá trị trong nước sẽ giảm 2.478

VND sau khi GDP trong quý hiện tại giảm, nhưng tăng trưởng GDP trong 3 và 5 quý vừa qua sẽ tác động lên USD_VND, lần lượt là 1.123 VND và 1.004 VND. Điều này có nghĩa là GDP có thể ảnh hưởng tiêu cực đến tỷ giá hối đoái ở thời điểm hiện tại, nhưng lại đóng góp tác động tích cực đến USD_VND trong thời gian dài. Thị trường chứng khoán ở Việt Nam cũng ảnh hưởng đến giá trị đồng nội tệ so với USD, nhưng phải đến 1 năm sau tác động mới xảy ra. Như được minh họa trong kết quả, cả độ trễ -4 và -5 đều có giá trị 0 p có ý nghĩa, tuy nhiên, các hệ số ở độ trễ trước đây ảnh hưởng tích cực đến giá trị nội địa là 1.316 VND, hệ số sau có thể dẫn đến giảm giá 1.247 VND. Do đó, mặc dù có tác động lâu dài đến đồng nội tệ, nhưng VN_Index vẫn chưa chắc chắn có thể tăng giá VND hay không.

Bước tiếp theo là áp dụng thử nghiệm ECM để xem xét mối tương quan ngắn hạn và dài hạn của tỷ giá hối đoái. Hệ số sửa lỗi cho USD_VND, trình bày bằng “CointEq (-1) = -1,077374” là âm và có ý nghĩa, do đó ngụ ý tốc độ điều chỉnh nhanh về trạng thái cân bằng. Với p-value = 0, con số này chứng tỏ sự tồn tại của một mối liên kết lâu dài ổn định từ các chỉ tiêu giải thích đến biến phụ thuộc. Ngoài ra, nó cũng cho biết thêm rằng, độ lệch so với mức cân bằng dài hạn của các chỉ số phụ thuộc trong giai đoạn hiện tại có thể được điều chỉnh bằng 107,73% trong quý tới để đạt được trạng thái cân bằng trở lại.

Sau khi thực hiện kiểm tra giới hạn F, ARDL và ECM, rất có thể tất cả các yếu tố đều có mối quan hệ lâu dài hoặc có mối liên hệ với nhau. Cuối cùng, một phương trình đồng liên kết thích hợp được trình bày trong kết quả phù hợp nhất.

Phương trình đồng liên kết như sau:

$$\begin{aligned} D(\text{USD_VND}) = & -1,0773 * D\text{USD_VND}(-1) \\ & - 204,7071 * M2R(-1) + 765,643 * G\text{DPG}(-1) \\ & + 242,812 * \text{CPI}(-1) - 2,586,3215 * D(M2R) + \\ & 55,2264 * D(M2R(-1)) - 102,9954 * D(M2R(-2)) \\ & + 705,4912 * D(M2R(-3)) - 1,412,92609 * D(M2R(-4)) \\ & + 2,236,7009 * D(G\text{DPG}) + 1,073,8366 * D(G\text{DPG}(-1)) \\ & + 874,1817 * D(G\text{DPG}(-2)) - 203,8773 * D(G\text{DPG}(-3)) \\ & + 516,6745 * D(G\text{DPG}(-4)) + 16,780,0507 * D(\text{CPI}) \\ & + 6,359,3763 * D(\text{CPI}(-1)) + 6,146,1828 * D(\text{CPI}(-2)) \\ & + 17,257,5093 * D(\text{CPI}(-3)) - 39,608,1232 * D(\text{CPI}(-4)) \\ & - 89,0575 * \text{COPG}(-1) - 0,7561 * \text{VN_INDEX}(-4) \\ & + 0,9161 * \text{VN_INDEX}(-5) - 0,0033 * \text{EXO_MD} \\ & + 0,0002 * \text{EXP_BD} - 324,8631 * (D\text{USD_VND} \\ & - (-190,005 * M2R(-1) + 710,656 * G\text{DPG}(-1) + \\ & 225,373 * \text{CPI}(-1)) + 0,018 * \text{DBOP_USD}) \end{aligned}$$

BẢNG 3: KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH ĐƠN VỊ (ADF) CHO TẤT CẢ CÁC BIẾN Ở MỨC Ý NGHĨA 5%

	Biến	Mức		Vi phân bậc 1		Vi phân bậc 2	
		Giá trị t	Giá trị p	Giá trị t	Giá trị p	Giá trị t	Giá trị p
1	BOP_EU	1,0096	0,9962	-8,1472	0		
2	BOP_JP	-2,0475	0,2663	-7,9072	0		
3	BOP_USA	0,3096	0,9768	-2,0837	0,2519	-17,474	0
4	COP	-2,5096	0,1184	7,07253	0		
5	CPI	-4,1453	0,0095				
6	EUR_VND	-1,6995	0,4263	-6,9631	0		
7	EXO	1,8754	0,9997	-1,6978	0,4267	-17,935	0
8	EXP	-1,6873	0,7445	-9,4881	0		
9	FDI	-2,3919	0,1485	4,7779	0,0003		
10	GDP	-2,3251	0,4137	-3,0959	0,0327	-14,326	0
11	INC	-0,9087	0,947	-1,9627	0,6071	-7,1068	0
12	IMO	0,739	0,992	3,26245	0,0216		
13	JPY_VND	-1,0773	0,9241	-7,6625	0		
14	M2R	-1,3902	0,5805	-6,902	0		
15	USD_VND	-0,7717	0,819	-1,983	0,2933	-15,659	0
16	VN_INDEX	-2,0965	0,2468	8,21617	0		

Nguồn: Nghiên cứu của nhóm tác giả

Mô hình của JPY_VND - ARDL

$$\begin{aligned} \text{JPY_VND} = & 0,5003 * \text{JPY_VND}(-1) + 0,4688 * \text{JPY_VND}(-2) \\ & + 0,0283 * \text{COP} + 0,1163 * \text{COP}(-1) - 35,4743 * \text{CPI} \\ & - 0,0014 * \text{EXO_MD} + 0,0017 * \text{EXO_MD}(-1) + \\ & 8,6425e-06 * \text{EXP_BD} + 0,00022 * \text{FDI_MD} - 0,00025 * \text{FDI_MD}(-1) \\ & + 3,5636e-05 * \text{GDP_BD} - 5,7302e-05 * \text{GDP_BD}(-1) - \\ & 2,1342e-05 * \text{GDP_BD}(-2) + 0,0002 * \text{ICO_BD} - 0,0002 * \text{ICO_BD}(-1) \\ & + 9,4872e-05 * \text{ICO_BD}(-2) - 0,0008 * \text{IMO_MD} + \\ & 0,0009 * \text{IMO_MD}(-1) + 68,126 * \text{M2R} - 35,874 * \text{M2R}(-1) - \\ & 0,0193 * \text{VN_INDEX} + 0,2982 * \text{BOP_JP_MJ} - 0,5765 * \text{BOP_JP_MJ}(-1) \\ & + 0,1283 * \text{BOP_JP_MJ}(-2) + 25,4912 \end{aligned}$$

Phương trình đồng liên kết:

$$\begin{aligned} D(\text{JPY_VND}) = & 25,4912 - 0,0308 * \text{JPY_VND}(-1) \\ & - 0,1499 * \text{BOP_JP_MJ}(-1) + 0,1447 * \text{COP}(-1) - 35,4743 * \text{CPI} \\ & + 0,0003 * \text{EXO_MD}(-1) + 0,000008 * \text{EXP_BD} \\ & - 0,000028 * \text{FDI_MD}(-1) - 0,00004 * \text{GDP_BD}(-1) + \\ & 0,00009 * \text{ICO_BD}(-1) + 0,00018 * \text{IMO_MD}(-1) + \\ & 32,2512 * \text{M2R}(-1) - 0,0193 * \text{VN_INDEX} - 0,4688 * D(\text{JPY_VND}(-1)) \\ & + 0,2982 * D(\text{BOP_JP_MJ}) - 0,1283 * D(\text{BOP_JP_MJ}(-1)) \\ & + 0,0283 * D(\text{COP}) - 0,0014 * D(\text{EXO_MD}) \\ & + 0,00022 * D(\text{FDI_MD}) + 0,00003 * D(\text{GDP_BD}) + \\ & 0,000027 * D(\text{GDP_BD}(-1)) + 0,00026 * D(\text{ICO_BD}) \\ & - 0,00009 * D(\text{ICO_BD}(-1)) - 0,0008 * (\text{JPY_VND} \\ & - (-4,858 * \text{BOP_JP_MJ}(-1) + 4,687 * \text{COP}(-1) - \\ & 1,149,1088 * \text{CPI}(-1) + 0,0114 * \text{EXO_MD}(-1) + \\ & 0,0002 * \text{EXP_BD}(-1) - 0,0009 * \text{FDI_MD}(-1) - 0,0013 * \text{GDP_BD}(-1) \\ & + 0,0032 * \text{ICO_BD}(-1) + 0,0058 * \text{IMO_MD}(-1) + \\ & 1,044,704 * \text{M2R}(-1) - 0,6278 * \text{VN_INDEX}(-1) + 825,73) + \\ & 68,1261 * D(\text{M2R})) \end{aligned}$$

Mô hình của EUR_VND - ARDL

$$\begin{aligned} \text{EUR_VND} = & 0,5964 * \text{EUR_VND}(-1) - 1,7264 * \text{BOP_EU_ME} \\ & + 1,384 * \text{BOP_EU_ME}(-1) + 19,699 * \text{COP} - 18,629 * \text{COP}(-1) \\ & + 21,298 * \text{COP}(-2) + 63,760,95 * \text{CPI} + 32,622,0009 * \text{CPI}(-1) \\ & - 144,729,25 * \text{CPI}(-2) + 0,1042 * \text{EXO_MD} - 0,088 * \text{EXO_MD}(-1) \\ & - 0,0731 * \text{EXO_MD}(-2) + 0,0058 * \text{EXP_BD} \\ & - 0,0023 * \text{EXP_BD}(-1) - 0,0071 * \text{EXP_BD}(-2) \\ & + 0,00162 * \text{FDI_MD} - 0,0044 * \text{FDI_MD}(-1) + 0,028 * \text{FDI_MD}(-2) \\ & - 0,0001 * \text{GDP_BD} + 0,001 * \text{GDP_BD}(-1) + \\ & 0,0017 * \text{GDP_BD}(-2) - 0,0114 * \text{ICO_BD} + 0,0096 * \text{ICO_BD}(-1) \\ & + 0,0112 * \text{ICO_BD}(-2) - 0,0094 * \text{IMO_MD} - \end{aligned}$$

$$2.013,693 * M2R + 5.904,791 * M2R(-1) + 2.296,775 * M2R(-2) + 0,9643 * VN_INDEX - 1,6093 * VN_INDEX(-1) + 52.253,8$$

Phương trình đồng liên kết:

$$\begin{aligned} D(EUR_VND) = & 52.253,8042 - 0,4035 * EUR_VND(-1) \\ & - 0,3416 * BOP_EU_ME(-1) + 22,369 * COP(-1) - \\ & 48.346,3039 * CPI(-1) - 0,0577 * EXO_MD(-1) - 0,0037 * EXP_ \\ & BD(-1) + 0,0027 * GDP_BD(-1) + 0,0262 * FDI_MD(-1) + \\ & 0,0094 * ICO_BD(-1) - 0,0094 * IMO_MD - 0,6452 * VN_ \\ & INDEX(-1) + 6.187,8726 * M2R(-1) - 1,7264 * D(BOP_ \\ & EU_ME) + 19,6996 * D(COP) - 21,2984 * D(COP(-1)) \\ & + 63.760,9529 * D(CPI) + 144.729,2579 * D(CPI(-1)) \\ & + 0,1042 * D(EXO_MD) + 0,0731 * D(EXO_MD(-1)) \\ & + 0,0058 * D(EXP_BD) + 0,0071 * D(EXP_BD(-1)) - \\ & 0,0001 * D(GDP_BD) - 0,001 * D(GDP_BD(-1)) + 0,0016 * D(FDI_ \\ & MD) - 0,0289 * D(FDI_MD(-1)) - 0,0114 * D(ICO_BD) \\ & - 0,0112 * D(ICO_BD(-1)) + 0,9643 * D(VN_INDEX) - \\ & 2.013,6938 * (EUR_VND) - 0,84669 * BOP_EU_ME(-1) + \\ & 55,4269 * COP(-1) - 119.794,6012 * CPI(-1) - 0,143 * EXO_ \\ & MD(-1) - 0,0092 * EXP_BD(-1) + 0,0067 * GDP_BD(-1) + \\ & 0,065 * FDI_MD(-1) + 0,0235 * ICO_BD(-1) - 0,0234 * IMO_ \\ & MD(-1) - 1,5987 * VN_INDEX(-1) + 15.332,5833 * M2R(-1) + \\ & 129.476,777 - 2.296,7751 * D(M2R(-1)) \end{aligned}$$

So sánh giữa ba tỷ giá hối đoái

Sau khi chạy kiểm định giới hạn F, ARDL cùng với ECM, có thể khẳng định rằng, tồn tại mối liên hệ ngắn hạn và dài hạn giữa từng loại tỷ giá hối đoái và các biến vĩ mô trong nền kinh tế Việt Nam, có thể thấy rõ qua việc đạt được giới hạn F cao, cũng như CointEq(-1) hiệu quả và đáng kể. Đối với việc áp dụng thử nghiệm ARDL, các phát hiện chỉ ra rằng, mỗi tỷ giá hối đoái đều bị ảnh hưởng nhiều bởi tốc độ tăng trưởng tiền tệ, trong cả ngắn hạn và dài hạn, vì tốc độ tăng trưởng tiền tệ cao hơn trong lưu thông có thể dẫn đến áp lực lạm phát lớn hơn, giảm sức mua và sự giảm giá trị của tiền tệ.

KẾT LUẬN VÀ HÀM Ý

Kết luận

Kết quả nghiên cứu cho thấy, có mối tương quan rõ ràng trong ngắn hạn và dài hạn giữa các biến vĩ mô và tỷ giá hối đoái. Kết quả cũng phát hiện ra rằng, cả ba tỷ giá hối đoái đều bị ảnh hưởng nhiều bởi tốc độ tăng

trưởng tiền tệ, trong cả khoảng thời gian ngắn và dài hạn. Cung tiền gây ra kết quả tiêu cực đối với tiền Việt Nam so với ba loại tiền tệ còn lại. Ngoài ra, giá trị tiền tệ so với JPY và EUR bị ảnh hưởng mạnh bởi cán cân thương mại và hoạt động xuất khẩu, trong khi USD không có mối tương quan với hai yếu tố này. Khi cán cân thương mại dương và doanh thu hàng triệu JPY hoặc EUR khác từ xuất khẩu đạt được, thì đồng nội tệ đó sẽ thu được giá trị càng cao. Đối với từng loại tỷ giá được đánh giá trong nghiên cứu, USD ít tương quan nhất với các biến vĩ mô của nền kinh tế Việt Nam, tuy nhiên, đồng JPY và EUR lại cho thấy mối tương quan cao với hầu hết các yếu tố vĩ mô. Cuối cùng, điều quan trọng cần nhấn mạnh là khi một biến số được chứng minh là có ảnh hưởng đến tỷ giá hối đoái trong cả ngắn hạn và dài hạn, thì độ trễ trong quá khứ (-5 hoặc -6) của nó có xu hướng tạo ra tác động mạnh hơn hiện tại (0) hoặc độ trễ trước đó (-1 hoặc 2).

Hàm ý

Nghiên cứu này hỗ trợ các nhà nghiên cứu kinh tế hoặc các nhà hoạch định chính sách nhận ra các biến vĩ mô nào có tương quan với ba loại tỷ giá hối đoái là JPY, USD và EUR.

Nhóm tác giả cũng hàm ý rằng, Chính phủ nên thực hiện chính sách giảm tỷ lệ lạm phát ở Việt Nam, vì nghiên cứu phát hiện ra rằng, lạm phát cao hơn và tăng trưởng tiền tệ tương ứng với tỷ giá hối đoái tăng. Ngoài ra, các chính sách khuyến khích sản xuất hàng hóa và dịch vụ cũng cần được thực hiện với mục tiêu nâng cao số lượng xuất khẩu, góp phần cải thiện cán cân thanh toán, từ đó củng cố thêm đồng tiền Việt Nam so với các nước khác. □

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Basher, A., Haug, A., Sadorsky, P. (2012). Oil prices, exchange rates and emerging stock markets, *Energy economics*, 34(1), 227-240
2. Vo, X.V, Nguyen, P.C. (2014). Monetary Policy and Bank Credit Risk in Vietnam Pre and Post Global Financial Crisis, *Emerald Group Publishing Limited*, 96, 277-290
3. Chi, W., S. (2012). The relationship between exchange rate and macroeconomic variables in China, *Hrčku*, 30(1), 33-56
4. De, G., Schnabl (2008). Exchange Rate Stability, Inflation, and Growth in (South) Eastern and Central Europe, *Review of Development Economics*, 12(3)
5. Husain, A., Mody, A., Rogoff, K. (2004). Exchange rate regime durability and performance in developing versus advanced economies, *Journal of Monetary Economics*, 52(1), 35-64
6. Taylor, J. (2001). The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules, *American Economic Review*, 91(2), 263-267