

TÁC ĐỘNG CỦA TỶ GIÁ HỐI ĐOẠI THỰC VÀ HOẠT ĐỘNG KINH TẾ ĐẾN CÁN CÂN THƯƠNG MẠI VIỆT NAM - TRUNG QUỐC: BẰNG CHỨNG TỪ MÔ HÌNH NARDL

NGUYỄN TÙNG LÂM¹ - NGUYỄN LÊ THÀNH DUY¹
- PHẠM PHƯƠNG ANH¹ - HOÀNG ANH QUÂN¹

¹ Trường Đại học Ngoại Thương, Hà Nội
Foreign Trade University, Hanoi

Email: konichiwa2k6@gmail.com; Email: duythanh3406@gmail.com
Email: phuonganh.workspace@gmail.com; Email: quanpro.ha06@gmail.com

Ngày nhận bài: 5/7/2026

Ngày sửa bài: 18/7/2026

Ngày duyệt đăng bài: 31/7/2026

D

Tóm tắt:

Nghiên cứu phân tích tác động của tỷ giá hối đoái thực và hoạt động kinh tế đến cán cân thương mại Việt Nam - Trung Quốc bằng mô hình NARDL với dữ liệu theo tháng giai đoạn tháng 01/2017-tháng 06/2026. Hoạt động kinh tế được đại diện bởi chỉ số sản xuất công nghiệp (PI). Kết quả kiểm định cho thấy, các biến có bậc tích hợp hỗn hợp $I(0)$ và $I(1)$, phù hợp để áp dụng mô hình NARDL. Kết quả ước lượng xác nhận tồn tại mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến. Tỷ giá hối đoái thực có tác động bất đối xứng đến cán cân thương mại, trong khi chỉ số sản xuất công nghiệp có tác động tích cực, phản ánh vai trò của năng lực sản xuất trong việc cải thiện thương mại song phương. Trên cơ sở kết quả nghiên cứu, bài viết đề xuất một số hàm ý chính sách nhằm nâng cao hiệu quả điều hành tỷ giá, phát triển sản xuất trong nước và cải thiện cán cân thương mại Việt Nam - Trung Quốc.

Từ khóa: tỷ giá hối đoái thực, cán cân thương mại, Việt Nam - Trung Quốc, NARDL, chỉ số sản xuất công nghiệp

The impact of the real exchange rate and economic activity on the Vietnam - China trade balance: Evidence from the NARDL model

Abstract:

This study examines the impact of the real exchange rate and economic activity on the Vietnam - China trade balance using a nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL) model with monthly data from January 2017 to June 2026. Economic activity is represented by the industrial production index. Unit-root tests indicate a mixture of $I(0)$ and $I(1)$ variables, supporting the application of NARDL. The estimation results confirm a long-run equilibrium relationship among the variables. The real exchange rate has an asymmetric effect on the bilateral trade balance, while industrial production has a positive effect, highlighting the role of domestic production capacity in improving trade performance. The study proposes policy implications for exchange-rate management, domestic production development, and improvement of the Vietnam - China trade balance.

Keywords: real exchange rate, trade balance, Vietnam - China, NARDL, industrial production index

1. Đặt vấn đề

Thương mại quốc tế là một trong những động lực quan trọng thúc đẩy tăng trưởng kinh tế của Việt Nam. Theo Ngân hàng Thế giới, tổng kim ngạch thương mại hàng hóa và dịch vụ của Việt Nam đã vượt 649 tỷ USD, phản ánh mức độ mở cửa cao của nền kinh tế. Trung Quốc hiện là đối tác thương mại lớn nhất của Việt Nam. Theo Cục Thống kê (2024), kim ngạch thương mại song phương giữa hai nước đạt trên 205 tỷ USD. Tuy nhiên, Việt Nam vẫn duy trì tình trạng nhập siêu từ Trung Quốc do nhập khẩu máy móc, thiết bị, nguyên vật liệu và linh kiện phục vụ sản xuất.

Theo lý thuyết kinh tế quốc tế, tỷ giá hối đoái thực có thể tác động đến cán cân thương mại thông qua sự thay đổi sức cạnh tranh của hàng hóa. Bên cạnh đó, hoạt động kinh tế trong nước, đại diện bởi chỉ số sản xuất công nghiệp (PI), cũng ảnh hưởng đến năng lực sản xuất và hoạt động xuất nhập khẩu. Việc xem xét đồng thời 2 yếu tố này góp phần đánh giá đầy đủ hơn các nhân tố ảnh hưởng đến cán cân thương mại Việt Nam - Trung Quốc.

Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu phân tích tác động của tỷ giá hối đoái đến thương mại của Việt Nam, phần lớn các nghiên cứu tập trung ở phạm vi thương mại tổng thể hoặc sử dụng dữ liệu trước năm 2022, trong khi các nghiên cứu chuyên sâu về cán cân thương mại song phương Việt Nam - Trung Quốc còn tương đối hạn chế và chưa phản ánh đầy đủ bối cảnh kinh tế gần đây. Xuất phát từ khoảng trống nghiên cứu này, bài viết phân tích tác động của tỷ giá hối đoái thực và hoạt động kinh tế đến cán cân thương mại Việt Nam - Trung Quốc bằng mô hình NARDL trên dữ liệu chuỗi thời gian theo tháng. Kết quả nghiên cứu góp phần bổ sung bằng chứng thực nghiệm về tác động của tỷ giá hối đoái thực và hoạt động kinh tế đến cán cân thương mại Việt Nam - Trung Quốc, đồng thời cung cấp thêm cơ sở tham khảo cho việc hoạch định chính sách điều hành tỷ giá và phát triển sản xuất trong nước nhằm cải thiện cán cân thương mại.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu trước

2.1. Các lý thuyết nền tảng

Theo cách tiếp cận co giãn (Elasticity Approach), tỷ giá hối đoái ảnh hưởng đến cán cân thương mại thông qua sự thay đổi giá tương đối của hàng hóa xuất khẩu và nhập khẩu. Khi đồng nội tệ mất giá, hàng xuất khẩu trở nên rẻ hơn, trong khi hàng nhập khẩu trở nên đắt hơn, từ đó tác động đến khối lượng xuất khẩu và nhập khẩu (Krugman, Obstfeld, & Melitz, 2018). Trong nghiên cứu này, cán cân thương mại được đo lường bằng tỷ lệ giữa giá trị xuất khẩu và nhập khẩu ($TB = X/M$).

Điều kiện Marshall - Lerner cho rằng, việc phá giá đồng nội tệ chỉ cải thiện cán cân thương mại khi tổng độ co giãn của cầu xuất khẩu và cầu nhập khẩu theo giá lớn hơn một (Krugman et al., 2018). Đây là cơ sở lý thuyết để đánh giá tác động dài hạn của tỷ giá hối đoái thực đến cán cân thương mại.

Bên cạnh đó, hiệu ứng đường cong J giải thích, sau khi đồng nội tệ mất giá, cán cân thương mại thường xấu đi trong ngắn hạn do hoạt động xuất nhập khẩu cần thời gian để điều chỉnh. Về dài hạn, khi doanh nghiệp và thị trường thích nghi, cán cân thương mại có thể được cải thiện (Bahmani-Oskooee & Ratha, 2004).

Ngoài ra, mô hình Mundell - Fleming cho thấy tỷ giá là kênh truyền dẫn giữa chính sách tiền tệ và thương mại quốc tế. Sự thay đổi của chính sách tiền tệ có thể làm biến động tỷ giá, từ đó ảnh hưởng đến xuất khẩu, nhập khẩu và tăng trưởng kinh tế. Mức độ tác động phụ thuộc vào chế độ tỷ giá và khả năng di chuyển của dòng vốn quốc tế (Mundell, 1963; Fleming, 1962; Mishkin, 2019).

2.2. Tổng quan các nghiên cứu trước

Theo Truong Dong Loc và Vo Van Duc (2023), nghiên cứu “Tác động bất đối xứng của tỷ giá hối đoái đến cán cân thương mại của Việt Nam” sử dụng dữ liệu giai đoạn từ tháng 01/2010 - tháng 06/2020 và mô hình NARDL để phân tích tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại. Kết quả cho thấy tỷ giá có tác

động bất đối xứng trong cả ngắn hạn và dài hạn. Mô hình ECM cũng cho thấy, khoảng 89,07% sai lệch khỏi trạng thái cân bằng được điều chỉnh trong kỳ tiếp theo.

Nguyen Hong Nga và cộng sự (2024) nghiên cứu “Tác động của biến động tỷ giá hối đoái đến động thái xuất nhập khẩu của Việt Nam” bằng mô hình ARDL và NARDL trên dữ liệu theo tháng giai đoạn tháng 01/2009-12/2022, sử dụng mô hình ARDL và NARDL. Kết quả cho thấy, REER có ảnh hưởng đáng kể đến hoạt động thương mại và tồn tại tác động bất đối xứng của tỷ giá trong dài hạn.

Pham Anh Tuan, Tran Thi Ha & Nguyen Manh Hung (2019) nghiên cứu “Tác động của tỷ giá hối đoái đến thương mại song phương giữa Việt Nam và Trung Quốc” bằng mô hình ARDL trên dữ liệu tháng giai đoạn từ tháng 01/2009 đến tháng 12/2016. Kết quả cho thấy, tỷ giá tác động đến một số nhóm hàng xuất nhập khẩu, nhưng chưa tìm thấy bằng chứng thống kê về ảnh hưởng của tỷ giá đối với tổng thương mại song phương Việt Nam - Trung Quốc.

2.3. Khoảng trống nghiên cứu

Phần lớn các nghiên cứu trước tập trung vào thương mại của Việt Nam với thế giới hoặc sử dụng dữ liệu trước năm 2022, trong khi các nghiên cứu về thương mại song phương Việt Nam - Trung Quốc còn hạn chế và chưa phản ánh bối cảnh kinh tế gần đây. Vì vậy, nghiên cứu này sử dụng dữ liệu tháng giai đoạn từ tháng 01/2017 đến tháng 06/2026 kết hợp mô hình NARDL để đánh giá tác động của tỷ giá hối đoái thực và hoạt động kinh tế đến cán cân thương mại Việt Nam - Trung Quốc, góp phần bổ sung bằng chứng thực nghiệm cập nhật.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Các giả thuyết nghiên cứu

Dựa trên lý thuyết Marshall-Lerner, cách tiếp cận co giãn và các nghiên cứu thực nghiệm trước, nghiên cứu đề xuất các giả thuyết sau:

H1: Tỷ giá hối đoái thực có tác động đến cán cân thương mại Việt Nam - Trung Quốc trong dài hạn.

H2: Tác động của tỷ giá hối đoái thực đến cán cân thương mại Việt Nam - Trung Quốc là bất đối xứng, tức sự mất giá và lên giá của đồng Việt Nam tạo ra mức độ tác động khác nhau.

H3: Hoạt động kinh tế, đại diện bởi chỉ số sản xuất công nghiệp (PI), có tác động đến cán cân thương mại Việt Nam - Trung Quốc.

3.2. Mô hình nghiên cứu đề xuất

Dựa vào cơ sở lý thuyết và tổng quan các nghiên cứu trước, tác giả đề xuất mô hình nghiên cứu như sau:

$$TB_t = \beta_0 + \beta_1 LRER + \beta_2 PI + \mu_t$$

Bảng 1. Mô tả biến và nguồn dữ liệu

Ký hiệu biến	Biến dữ liệu	Đơn vị đo lường	Công thức	Nguồn dữ liệu
X	Giá trị xuất khẩu sang Trung Quốc	USD	Dữ liệu do NSO công bố	Cơ quan thống kê Quốc Gia Việt Nam (NSO)
M	Giá trị nhập khẩu từ Trung Quốc	USD	Dữ liệu do NSO công bố	Cơ quan thống kê Quốc Gia Việt Nam (NSO)
TB	Cán cân thương mại (TB)		$TB = \frac{X}{M}$	Tác giả tính
LRER	Tỷ giá hối đoái thực (RER)	CNY/VND	$\text{Logarit}\left(NER \times \frac{CPI_{\text{China}}}{CPI_{\text{VN}}}\right)$	Investing

CPI	Chỉ số giá tiêu dùng (CPI)	Lần	Dữ liệu do IMF công bố	International Monetary Fund (IMF)
PI	Chỉ số sản xuất Công nghiệp (PI)	Lần	Dữ liệu do NSO công bố	Cơ quan thống kê Quốc Gia Việt Nam (NSO)

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả bằng Stata

Tỷ giá hối đoái thực được xác định theo công thức $RER = NER \times (CPI_{China} / CPI_{VN})$. Sau đó, nghiên cứu lấy logarit tự nhiên của RER để tạo biến $LRER = \ln(RER)$, giúp ổn định phương sai và thuận tiện cho việc ước lượng mô hình NARDL.

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian theo tháng trong giai đoạn từ tháng 01/2017 đến tháng 06/2026. Khoảng thời gian này phản ánh các biến động kinh tế quan trọng như căng thẳng thương mại Mỹ - Trung, đại dịch COVID-19 và giai đoạn phục hồi kinh tế. Việc sử dụng dữ liệu theo tháng giúp phản ánh chi tiết biến động của tỷ giá, hoạt động kinh tế và cán cân thương mại, phù hợp để đánh giá tác động ngắn hạn và dài hạn bằng mô hình NARDL.

3.4. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng mô hình NARDL của Shin và cộng sự (2014) để phân tích tác động bất đối xứng của tỷ giá hối đoái thực đến cán cân thương mại Việt Nam - Trung Quốc trong ngắn hạn và dài hạn. Mô hình phù hợp với dữ liệu có bậc tích hợp hỗn hợp $I(0)$ và $I(1)$, đồng thời cho phép kiểm định đồng liên kết thông qua Bounds Test và ước lượng mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM). Sau khi ước lượng, nghiên cứu thực hiện các kiểm định chẩn đoán về tự tương quan, phương sai thay đổi và tính ổn định của mô hình để đánh giá độ tin cậy của kết quả.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
TB	114	0,5150	0,1240	0,3020	0,8325
PI	114	163,5106	33,8796	101,7200	267,1622
LRER	114	8,3685	0,8487	7,9472	10,6031

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả bằng Stata

Bảng 2 cho thấy bộ dữ liệu gồm 114 quan sát theo tháng. Cán cân thương mại (TB) có giá trị trung bình 0,515, nhỏ hơn 1, phản ánh Việt Nam duy trì tình trạng nhập siêu từ Trung Quốc trong giai đoạn nghiên cứu. Chỉ số sản xuất công nghiệp (PI) đạt trung bình 163,51, cho thấy hoạt động sản xuất trong nước duy trì ổn định. Tỷ giá hối đoái thực (LRER) có giá trị trung bình 8,368, với mức biến động tương đối thấp, phù hợp để đưa vào mô hình NARDL. LRER là logarit tự nhiên của tỷ giá hối đoái thực (RER), được sử dụng nhằm ổn định dữ liệu và hạn chế hiện tượng phương sai thay đổi trong mô hình.

4.2. Kiểm định ADF

Bảng 3. Kiểm định ADF

Biến	Mức kiểm định	Thống kê ADF	p-value	Kết luận
TB	Level	-6,114	0,0000	$I(0)$

PI	Level	-2,946	0,1477	Không dừng
Δ LPI	Sai phân bậc 1	-5,500	0,0000	I(1)
LRER	Level	-1,112	0,9271	Không dừng
Δ LRER	Sai phân bậc 1	-4,873	0,0003	I(1)

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả bằng Stata

Kết quả kiểm định ADF cho thấy TB dừng ở mức gốc I(0), trong khi PI và LRER dừng ở sai phân bậc nhất I(1). Như vậy, các biến có bậc tích hợp hỗn hợp I(0) và I(1), phù hợp để áp dụng mô hình NARDL.

4.3. Kiểm định Bounds

Bảng 4. Kết quả kiểm định Bounds

Thống kê	Giá trị	I(0) 10%	I(1) 10%	I(0) 5%	I(1) 5%	I(0) 1%	I(1) 1%	Kết luận
F-statistic	7,660	2,760	3,822	3,291	4,445	4,467	5,795	Có đồng liên kết
t-statistic	-5,203	-2,558	-3,430	-2,868	-3,768	-3,473	-4,412	Có đồng liên kết

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả bằng Stata

Bảng 4 cho thấy F-statistic = 7,660 lớn hơn giá trị tới hạn I(1) ở mức ý nghĩa 1% (5,795), đồng thời t-statistic = -5,203 nhỏ hơn giá trị tới hạn I(1) (-4,412). Kết quả bác bỏ giả thuyết H_0 , khẳng định tồn tại mối quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa các biến trong mô hình NARDL.

4.4. Kết quả mô hình NARDL và thảo luận

Bảng 5. Kết quả hồi quy

Biến	Hệ số	Sai số chuẩn	t-stat	Mức ý nghĩa thống kê
Cơ chế hiệu chỉnh sai số (ADJ)				
ECT(-1)	-0,3808***	0,0732	-5,20	0,000
Tác động dài hạn (LR)				
LRER_pos	-0,0430	0,0273	-1,58	0,118
LRER_neg	0,3005*	0,1748	1,72	0,089
PI	0,0012*	0,0006	1,87	0,064
Tác động ngắn hạn (SR)				
D(LRER_pos)	-0,0164	0,0109	-1,51	0,135
D(LRER_neg)	-1,8198*	0,9951	-1,83	0,070
LD(LRER_neg)	-1,8058*	0,9830	-1,84	0,069
L2D(LRER_neg)	-1,6003	0,9930	-1,61	0,110
D(PI)	0,0005*	0,0002	1,97	0,051
Hằng số	0,1402**	0,0615	2,28	0,025

Ghi chú: *, **, *** lần lượt tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả bằng Stata

Dựa trên tiêu chí Akaike Information Criterion (AIC), mô hình NARDL(1,0,3,0) được lựa chọn là tối ưu với độ trễ của TB, LRER_pos, LRER_neg và PI lần lượt là (1,0,3,0). Mô hình được ước lượng trên 111 quan sát, với $R^2 = 0,2672$ và Adjusted $R^2 = 0,2174$. Hệ số hiệu chỉnh sai số ECT(-1) bằng -0,3808 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ($p = 0,000$), khẳng định tồn tại mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến trong mô hình. Giá trị này cho thấy, khoảng 38,08% sai lệch khỏi trạng thái cân bằng dài hạn sẽ được điều chỉnh trong kỳ tiếp theo.

Trong dài hạn, LRER_pos có hệ số âm nhưng không có ý nghĩa thống kê ($p = 0,118$), cho thấy chưa có đủ bằng chứng để kết luận thành phần tích lũy của các biến động dương của tỷ giá hối đoái thực có ảnh hưởng đến cán cân thương mại. Ngược lại, LRER_neg có hệ số dương 0,3005 và có ý nghĩa thống kê ở mức 10% ($p = 0,089$), gợi ý rằng thành phần tích lũy của các biến động âm của tỷ giá hối đoái thực có thể tác động đến cán cân thương mại trong dài hạn. Bên cạnh đó, PI có hệ số dương 0,0012 và có ý nghĩa thống kê ở mức 10% ($p = 0,064$), hàm ý việc mở rộng hoạt động sản xuất công nghiệp trong nước có thể góp phần cải thiện cán cân thương mại thông qua việc gia tăng năng lực cung ứng hàng hóa phục vụ xuất khẩu.

Trong ngắn hạn, D(LRER_pos) không có ý nghĩa thống kê ($p = 0,135$), trong khi D(LRER_neg) và LD(LRER_neg) đều có hệ số âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Kết quả gợi ý, các biến động âm của tỷ giá hối đoái thực có thể tác động đến cán cân thương mại ngay trong kỳ hiện tại và tiếp tục duy trì ở kỳ kế tiếp. Ngoài ra, D(PI) có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 10% ($p = 0,051$), cho thấy hoạt động sản xuất công nghiệp có thể hỗ trợ cải thiện cán cân thương mại trong ngắn hạn.

4.5. Các kiểm định mô hình

Bảng 6. Kết quả kiểm định Bounds Test

Thống kê	Giá trị	p-value	Kết luận
F-statistic	7,660	0,001	Có đồng liên kết
t-statistic	-5,203	0,001	Có đồng liên kết

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả bằng Stata

Giá trị F-statistic và t-statistic đều vượt ngưỡng tới hạn ở mức ý nghĩa 1%, do đó bác bỏ giả thuyết H_0 và kết luận tồn tại mối quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa các biến trong mô hình NARDL.

Bảng 7. Kết quả kiểm định chẩn đoán mô hình

Kiểm định	Thống kê	p-value	Kết luận
Breusch-Godfrey LM	$\chi^2 = 92,965$	0,0000	Có tự tương quan
White	$\chi^2 = 102,020$	0,0249	Có phương sai thay đổi

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả bằng Stata

Kết quả cho thấy, mô hình tồn tại hiện tượng tự tương quan và phương sai thay đổi ở mức ý nghĩa 5%, cần lưu ý khi diễn giải kết quả ước lượng.

Bảng 8. Kết quả kiểm định Wald về tính bất đối xứng ngắn hạn

Giả thuyết	F	p-value	Kết luận
D(LRER_pos) = D(LRER_neg)	3,280	0,0730	Bất đối xứng ở mức 10%

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả bằng Stata

Với $p\text{-value} = 0,073 (<0,10)$, bác bỏ giả thuyết H_0 ở mức ý nghĩa 10%, cho thấy tác động của biến động tăng và giảm của tỷ giá hối đoái thực đến cán cân thương mại có sự khác biệt trong ngắn hạn.

Bảng 9. Kết quả hồi quy OLS (nếu trình bày)

Biến	Hệ số	t-stat	p-value
LRER_pos	-0,0491***	-3,52	0,001
LRER_neg	0,2609***	2,96	0,004
PI	0,0002	0,78	0,439
Hằng số	0,5709***	10,36	0,000

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả bằng Stata

Kết quả OLS chỉ mang tính tham khảo, cho thấy LRER_pos và LRER_neg có tác động có ý nghĩa thống kê đến cán cân thương mại, trong khi PI không có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, kết luận chính của nghiên cứu vẫn dựa trên mô hình NARDL.

Kiểm định CUSUM of Squares cho thấy đường CUSUM luôn nằm trong giới hạn tới hạn 5% và không vượt ra ngoài hai đường biên, chứng tỏ mô hình không có thay đổi cấu trúc và các hệ số ước lượng ổn định trong giai đoạn 2017-2026. Kết quả này phù hợp với đặc điểm cơ cấu thương mại Việt Nam - Trung Quốc tương đối ổn định, khi Việt Nam vẫn chủ yếu nhập khẩu nguyên vật liệu, máy móc từ Trung Quốc và xuất khẩu hàng chế biến, điện tử và nông sản.

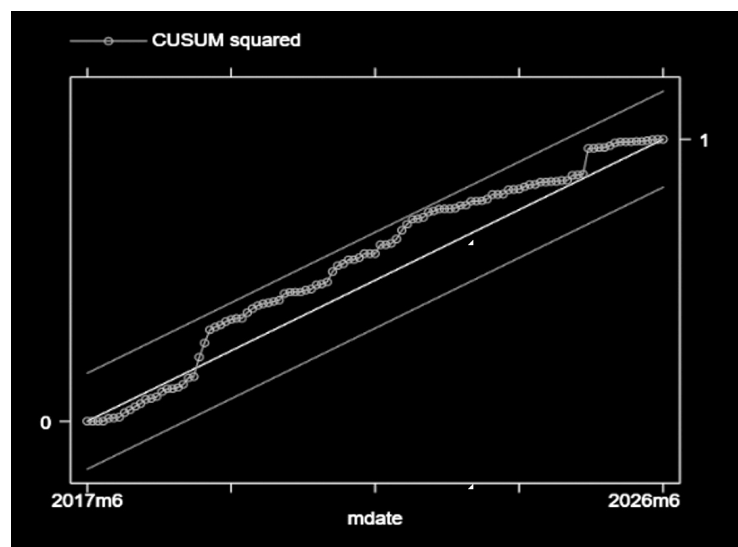
5. Kết luận

Nghiên cứu sử dụng mô hình NARDL để phân tích tác động của tỷ giá hối đoái thực và hoạt động kinh tế đến cán cân thương mại Việt Nam - Trung Quốc giai đoạn 01/2017-06/2026. Kết quả cho thấy, tỷ giá hối đoái thực có tác động bất đối xứng đến cán cân thương mại, trong khi chỉ số sản xuất công nghiệp có tác động tích cực trong cả ngắn hạn và dài hạn. Những kết quả này góp phần bổ sung bằng chứng thực nghiệm và cung cấp cơ sở tham khảo cho việc điều hành tỷ giá, phát triển sản xuất và thúc đẩy thương mại giữa Việt Nam và Trung Quốc.

6. Kiến nghị

Thứ nhất, duy trì chính sách tỷ giá linh hoạt và ổn định thương mại song phương. Ngân hàng Nhà nước cần tiếp tục điều hành tỷ giá theo hướng linh hoạt, hạn chế biến động quá mức nhưng vẫn đảm bảo khả năng thích ứng trước các cú sốc bên ngoài như biến động đồng Nhân dân tệ, lãi suất quốc tế và dòng vốn đầu tư. Trong bối cảnh Việt Nam vẫn nhập khẩu nhiều nguyên liệu, máy móc và linh kiện từ Trung Quốc,

Hình 1. Biểu đồ Cusum



Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả bằng Stata

việc sử dụng tỷ giá như công cụ thúc đẩy xuất khẩu cần được phối hợp với các chính sách thương mại và sản xuất nhằm đảm bảo hiệu quả dài hạn.

Thứ hai, nâng cao năng lực sản xuất và phát triển công nghiệp hỗ trợ trong nước. Chính phủ cần đẩy mạnh phát triển các ngành công nghiệp hỗ trợ như linh kiện điện tử, cơ khí chính xác, vật liệu đầu vào và công nghiệp chế biến nhằm nâng cao tỷ lệ nội địa hóa. Việc chủ động hơn trong nguồn cung đầu vào sẽ giúp doanh nghiệp giảm phụ thuộc vào nhập khẩu từ Trung Quốc, nâng cao khả năng cạnh tranh và cải thiện vị thế thương mại trong dài hạn.

Thứ ba, thúc đẩy chuyển dịch cơ cấu xuất khẩu theo hướng nâng cao giá trị gia tăng. Việt Nam cần hỗ trợ doanh nghiệp đổi mới công nghệ, nâng cao tiêu chuẩn chất lượng, xây dựng thương hiệu và tham gia sâu hơn vào chuỗi giá trị toàn cầu. Việc chuyển từ xuất khẩu các sản phẩm có hàm lượng chế biến thấp sang các nhóm hàng có giá trị cao hơn sẽ giúp tăng tính bền vững của hoạt động thương mại song phương.

Thứ tư, đa dạng hóa thị trường xuất nhập khẩu và giảm mức độ phụ thuộc vào một đối tác thương mại. Việt Nam cần khai thác hiệu quả các hiệp định thương mại tự do, mở rộng thị trường xuất khẩu và tăng cường liên kết với các đối tác quốc tế khác.

Nghiên cứu còn một số hạn chế như dữ liệu chỉ bao gồm giai đoạn từ tháng 01/2017- tháng 06/2026, nên kết quả có thể chưa phản ánh đầy đủ các biến động dài hạn. Bên cạnh đó, mô hình chỉ xem xét tỷ giá hối đoái thực và hoạt động kinh tế, chưa đưa vào các yếu tố vĩ mô khác như lãi suất, cung tiền hay giá dầu. Do đó, các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng giai đoạn nghiên cứu, bổ sung thêm biến giải thích và áp dụng các phương pháp kinh tế lượng khác để kiểm định tính vững của kết quả ■

TÀI LIỆU THAM KHẢO:

Cục Thống kê. (2024). Báo cáo tình hình kinh tế - xã hội quý IV và năm 2024. <https://www.gso.gov.vn/du-lieu-va-so-lieu-thong-ke/2025/01/bao-cao-tinh-hinh-kinh-te-xa-hoi-quy-iv-va-nam-2024/>

Bahmani-Oskooee, M., & Ratha, A. (2004). The J-curve: A literature review. *Applied Economics*, 36(13), 1377-1398. <https://doi.org/10.1080/0003684042000201794>

Fleming, J. M. (1962). Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. *IMF Staff Papers*, 9(3), 369-380.

Krugman, P. R., Obstfeld, M., & Melitz, M. J. (2018). *International economics: Theory and policy* (11th ed.). Pearson.

Mishkin, F. S. (2019). *The economics of money, banking, and financial markets* (12th ed.). Pearson.

Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4), 475-485.

Nguyen Hong Nga, Pham Hoang An, Vo Thi Kim Loan, & Tran Quoc Khanh Cuong. (2024). Impact of exchange rate changes on export-import dynamics in Vietnam. *Cogent Economics & Finance*, 12(1), Article 2409415. <https://doi.org/10.1080/23322039.2024.2409415>

Pham Anh Tuan, Tran Thi Ha & Nguyen Manh Hung (2019). The impact of exchange rates on Vietnam-China bilateral trade. *JATI-Journal of Southeast Asian Studies*, 24(1), 70-96. <https://doi.org/10.22452/jati.vol24no1.4>

Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. In W. Horrace & R. Sickles (Eds.), *The Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications* (pp. 281-314). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4899-8008-3_9

Truong, L. D., & Vo, D. V. (2023). The asymmetric effects of exchange rate on trade balance of Vietnam. *Heliyon*, 9(4), e14455. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e14455>