

Các nhân tố tác động đến cán cân thanh toán quốc tế: Nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam

LÊ MÃ LONG*

Tóm tắt

Mục tiêu chính của nghiên cứu này là xác định các nhân tố kinh tế vĩ mô có mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn với Cán cân thanh toán quốc tế ở Việt Nam trong giai đoạn 2000-2020. Kết quả nghiên cứu cho thấy, nhân tố Lạm phát có mối quan hệ cả trong ngắn hạn và dài hạn với Cán cân thanh toán quốc tế; nhân tố Tỷ giá hối đoái chỉ có mối quan hệ dài hạn và tác động mạnh nhất đến Cán cân thanh toán quốc tế trong mô hình nghiên cứu; nhân tố GDP bình quân đầu người không có mối quan hệ nào với Cán cân thanh toán quốc tế. Từ kết quả nghiên cứu này, tác giả đề xuất một số khuyến nghị và hàm ý chính sách nhằm cải thiện cán cân thanh toán quốc tế và ổn định kinh tế vĩ mô trong thời gian tới.

Từ khóa: cán cân thanh toán quốc tế, chỉ số giá tiêu dùng, GDP bình quân đầu người, lạm phát, tỷ giá hối đoái

Summary

The main object of this study is to discover short-term and long-term impact of macroeconomic factors on the balance of payments in Vietnam over the period 2000-2020. Research results indicate that Inflation has both short-term and long-term relationship with the balance of payments; Exchange rate only has a long-term relationship and the most significant effect on the balance of payments; GDP per capita has no relationship with the balance of payments. From those findings, the author provides some recommendations and policy implications to improve the balance of payments and maintain the macroeconomic stabilization in the coming time.

Keywords: balance of payments, consumer product index, exchange rates, GDP per capita, inflation

GIỚI THIỆU

Theo dữ liệu thống kê từ Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF), Việt Nam duy trì tốc độ tăng trưởng xuất khẩu khả quan, cán cân thương mại thặng dư trong năm 2020, cụ thể: Tổng kim ngạch xuất khẩu đạt trên 282 tỷ USD, nhập khẩu hơn 262 tỷ USD, ước tính xuất siêu 19,8 tỷ USD, lớn nhất từ trước đến nay và dự trữ ngoại hối của Việt Nam đến cuối năm 2020 là 94,8 tỷ USD, đánh dấu chuỗi gia tăng mạnh mẽ nhất kể từ năm 2016. Bên cạnh những chính sách điều hành từ Chính phủ, việc cán cân thương mại liên tục thặng dư đã hỗ trợ tích cực cải thiện cán cân thanh toán và ổn định kinh tế vĩ mô trong thời gian qua. Vì vậy, việc duy trì cán cân thương mại thặng dư, cải thiện cán cân

thanh toán nhằm ổn định kinh tế vĩ mô trong thời gian tới là hết sức cần thiết. Do hạn chế về mặt thời gian và số liệu, nghiên cứu chỉ tập trung phân tích các nhân tố vĩ mô đại diện tiêu biểu, bao gồm: GDP bình quân đầu người; Lạm phát và Tỷ giá hối đoái tác động đến cán cân thanh toán của Việt Nam giai đoạn 2000-2020. Từ kết quả nghiên cứu này, tác giả đề xuất một số khuyến nghị và hàm ý chính sách nhằm duy trì cán cân thương mại thặng dư, cải thiện cán cân thanh toán quốc tế và ổn định kinh tế vĩ mô của Việt Nam trong thời gian tới.

TỔNG QUAN LÝ THUYẾT NGHIÊN CỨU

Theo Tổng cục Thống kê (2016), cán cân thanh toán là báo cáo thống kê tổng hợp giữa người cư trú và người không cư trú ở Việt Nam trong một thời gian nhất định. Người cư trú và người không cư trú tại Việt Nam (sau đây gọi tắt là người cư trú và không cư trú) được xác định theo quy định của Pháp lệnh Ngoại hối,

* Trường Đại học Thủ Dầu Một

Ngày nhận bài: 04/5/2022; Ngày phản biện: 14/6/2022; Ngày duyệt đăng: 21/6/2022

số 28/2005/PL-UBTV, ngày 13/02/2005 và Pháp lệnh sửa đổi, bổ sung một số điều của Pháp lệnh Ngoại hối, số 06/2013/UBTVQH13, ngày 18/3/2013.

Hướng dẫn trong cuốn Cẩm nang phiên bản thứ 6 (BPM6) của IMF cho rằng, cán cân thanh toán được định nghĩa là bảng thống kê tóm tắt các giao dịch giữa người cư trú với người không cư trú trong khoảng một thời gian nhất định, bao gồm: cán cân hàng hóa và dịch vụ, cán cân thu nhập sơ cấp, cán cân thu nhập thứ cấp, cán cân vốn và cán cân tài chính (IMF, 2009).

Nghiên cứu của Batool và cộng sự (2015) cho rằng, tỷ giá hối đoái thực tế ảnh hưởng tỷ lệ nghịch đến cán cân thanh toán không chỉ trong dài hạn mà cả trong ngắn hạn trong trường hợp nghiên cứu tại Pakistan. Nwanekezie và Onyiro (2018) cho rằng, tỷ giá hối đoái và lạm phát có tác động tiêu cực với cán cân thanh toán trong trường hợp nghiên cứu tại Nigeria. Theo Basodan (2016), tỷ giá hối đoái và cán cân thanh toán có mối quan hệ chặt chẽ với nhau. Tỷ giá hối đoái có tác động rất lớn đến cán cân thanh toán.

Theo Thom (2018), đánh giá tác động của tỷ giá hối đoái đến cán cân thương mại Việt Nam. Sử dụng phân tích dữ liệu chuỗi thời gian giai đoạn từ 2001-2015, kết quả nghiên cứu cho thấy, không tồn tại mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và cán cân thương mại, nhưng trong dài hạn tỷ giá tác động đến 55,21%. Bên cạnh đó, kiểm định nhân quả Granger cho thấy, tỷ giá hối đoái tác động ngược chiều đến cán cân thương mại.

Nghiên cứu của Nguyễn Văn Song (2020) cho thấy, khi tỷ giá tăng, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi sẽ làm xuất khẩu ròng tăng và ngược lại. Theo Nguyễn Phạm Anh (2021), tỷ giá thực có tác động tiêu cực tới cán cân thương mại trong ngắn hạn. Tỷ giá thực tăng, cán cân thương mại ngay lập tức thâm hụt ở 3 quý liên tục.

PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu thứ cấp được thu thập từ bộ dữ liệu tài chính quốc tế (International Financial Statistic-IFS) của IMF và Ngân hàng Thế giới (WB). Số liệu để dẫn chứng, phân tích được thu thập từ Tổng cục Thống kê, các công trình nghiên cứu trong nước và quốc tế, các bài viết trên các tạp chí khoa học.

Nghiên cứu sử dụng phân tích dữ liệu chuỗi thời gian được thu thập theo năm ở Việt Nam giai đoạn 2000-2020. Các biến trong mô hình nghiên cứu bao gồm: GDP bình quân đầu người; Lạm phát (theo chỉ số giá tiêu dùng - CPI); Tỷ giá hối đoái tác động đến biến Cán cân thanh toán - BoP; Biến phụ thuộc là biến Cán cân thanh toán - BoP; biến độc lập bao gồm biến GDP bình quân đầu người - GDPc; Lạm phát (Inf) và Tỷ giá hối đoái - ExRate (ExRate được lấy dưới dạng Logarit để giảm sai lệch dữ liệu trong mô hình nghiên cứu).

Các giả thuyết và mô hình nghiên cứu

Biến phụ thuộc: Dựa vào cơ sở lý thuyết, tác giả quyết định lựa chọn biến phụ thuộc là biến Cán cân

thanh toán với số liệu được thu thập từ IMF (Xuất khẩu và Nhập khẩu) và từ WB (GDP), tính toán của tác giả theo công thức: $BoP (\%) = (\text{Xuất khẩu} - \text{Nhập khẩu}) / \text{Tổng sản phẩm quốc nội}$.

Biến độc lập: Biến GDP bình quân đầu người (USD hiện tại) với số liệu được thu thập từ WB; biến Lạm phát (theo chỉ số giá tiêu dùng - CPI, % hàng năm) được thu thập số liệu từ IMF; biến Tỷ giá hối đoái (Đồng nội tệ theo USD, trung bình trong kỳ) với số liệu được thu thập từ IMF.

H1: GDP bình quân đầu người có mối tương quan dương với biến Cán cân thanh toán của Việt Nam.

H2: Lạm phát (theo chỉ số giá tiêu dùng - CPI) có mối tương quan dương với biến Cán cân thanh toán của Việt Nam.

H3: Tỷ giá hối đoái có mối tương quan dương/âm với biến Cán cân thanh toán của Việt Nam.

Mô hình nghiên cứu

Mục đích nghiên cứu với dữ liệu chuỗi thời gian là dự báo, nếu một chuỗi thời gian không dừng, thì chỉ có thể nghiên cứu hành vi cho riêng giai đoạn xem xét. Vì vậy, chuỗi không dừng sẽ không có giá trị ứng dụng thực tiễn và kết quả hồi quy sẽ dẫn đến "hồi quy giả" (Granger và Newbold, 1974). Nghiên cứu sử dụng mô hình vector hiệu chỉnh sai số VECM (Vector Error Correction Model) với dữ liệu chuỗi thời gian để nghiên cứu các nhân tố tác động đến cán cân thanh toán tại Việt Nam, giai đoạn 2000-2020 được hỗ trợ chạy mô hình kinh tế lượng với phần mềm Stata 15.1. Mô hình VECM là một dạng của mô hình Var tổng quát, được sử dụng trong trường hợp chuỗi dữ liệu là không dừng và chứa đựng mối quan hệ đồng kết hợp (Nguyễn Quang Đông, 2012).

Phương trình hồi quy theo mô hình VECM trong nghiên cứu được viết dưới dạng:

$$BoP_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i ExRate_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Inf_{t-j} + \sum_{k=1}^m \beta_k GDPc_{t-k} + \epsilon_{it}$$

Trong đó:

BoP: Biến phụ thuộc;

ExRate, Inf, GDPc: Biến độc lập;

α : hệ số chặn của đường hồi quy tổng thể;

β : hệ số hồi quy riêng của biến độc lập;

ϵ_{it} : nhiễu.

Quá trình tính toán được sử dụng phần mềm Stata 15.1 (Bài viết sử dụng cách viết số thập phân theo chuẩn quốc tế).

KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Kết quả thống kê mô tả

Kết quả (Bảng 1) cho thấy, có 21 quan sát bao gồm biến phụ thuộc là BoP có giá trị trung bình là -5.00625, độ lệch chuẩn là 7.037847, giá trị nhỏ nhất là -18.18687, giá trị lớn nhất là 7.322454. Các biến độc lập gồm: GDPc, Inf, ExRate lần lượt có giá trị trung bình là 1438.221, 6.21863, 18745.19; độ lệch chuẩn lần lượt là 822.4631, 5.814417, 3190.916; giá trị nhỏ nhất lần lượt là 390.0933, -1.710337, 14167.75; giá trị lớn nhất lần lượt là 2785.724, 23.11545, 23208.37.

Kiểm tra tính dừng của chuỗi dữ liệu

Để đảm bảo các điều kiện để thực hiện mô hình VECM, nghiên cứu tiến hành kiểm định tính dừng (Unit root test) của chuỗi dữ liệu thời gian bằng kiểm định Augmented Dickey - Fuller (ADF) nhằm xác định tính dừng của dữ liệu được sử dụng trong mô hình nghiên cứu.

Giả thiết kiểm định:

H_0 : Yt là chuỗi dữ liệu không dừng.

H_1 : Yt là chuỗi dữ liệu dừng.

Nguyên tắc chấp nhận hoặc loại bỏ giả thuyết: Nếu giá trị tuyệt đối (Test Statistic) < Giá trị tới hạn (Critical value), thì chấp nhận H_0 , nghĩa là chuỗi không dừng và cần tiếp tục lấy sai phân của chuỗi này và kiểm tra tiếp xem sai phân dừng chưa.

Kết quả phân tích (Bảng 2) cho thấy, chuỗi dữ liệu của biến BoP và GDPc dừng tại sai phân bậc 1, với mức ý nghĩa 5%. Chuỗi dữ liệu của biến Inf dừng tại gốc, với mức ý nghĩa 10%. Chuỗi dữ liệu của biến LogExRate dừng tại sai phân bậc 2, với mức ý nghĩa 10%.

Xác định độ trễ của mô hình

Để đạt được kết quả chính xác từ mô hình VECM, bên cạnh việc xem xét tính dừng chuỗi dữ liệu của các biến. Nghiên cứu cần xác định độ trễ tối ưu của mô hình nghiên cứu theo tiêu chuẩn đa số Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz Bayesian Criterion (SBC), Final prediction Error (FPE) bằng kiểm định Wald.

Dữ liệu (Bảng 3) cho thấy, tác giả xác định được độ trễ tối ưu của mô hình nghiên cứu bậc 2.

Kiểm định tính đồng liên kết

Sau khi chọn độ trễ tối ưu bậc 2 đưa vào mô hình Var, tác giả thực hiện kiểm định đồng liên kết được đề nghị theo Johansen và Juselius (1990) bằng kiểm

BẢNG 1: THỐNG KÊ MÔ TẢ CÁC BIẾN TRONG MÔ HÌNH

Biến (Variable)	Quan sát (Observations)	Giá trị trung bình (Mean)	Độ lệch chuẩn (Std.Dev)	Giá trị nhỏ nhất (Min)	Giá trị lớn nhất (Max)
BoP	21	-5.00625	7.037847	-18.18687	7.322454
GDPc	21	1438.221	822.4631	390.0933	2785.724
Inf	21	6.21863	5.814417	-1.710337	23.11545
ExRate	21	18745.19	3190.916	14167.75	23208.37

BẢNG 2: KẾT QUẢ KIỂM ĐỊNH TÍNH DỪNG ADF

Biến	ADF			Giá trị tới hạn (Critical Value)		
	Gốc	Sai phân bậc 1	Sai phân bậc 2	1%	5%	10%
BoP	-0.553 (0.8812)	-3.430** (0.0100)		-3.750	-3.000	-2.630
GDPc	1.561 (0.9977)	-3.100** (0.0265)		-3.750	-3.000	-2.630
Inf	-2.936* (0.0413)			-3.750	-3.000	-2.630
LogExRate	-0.855 (0.8025)	-2.203 (0.2052)	-2.965* (0.0383)	-3.750	-3.000	-2.630

Ghi chú: Giá trị trong ngoặc đơn () là P-value. Bác bỏ giả thuyết H_0 nếu hệ số lớn hơn giá trị tới hạn.

(*), (**), (***) : có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5%, 1%.

BẢNG 3: XÁC ĐỊNH ĐỘ TRỄ CỦA MÔ HÌNH DỰA VÀO MÔ HÌNH VAR

Độ trễ (Lag)	FPE	AIC	SBC	HQ
0	238721	23.7342	23.7678	23.933
1	260.25	16.8624	17.0307	17.8566*
2	229.843*	16.4599*	16.7627*	18.2494

Ghi chú: (*) thể hiện bậc dừng của chuỗi dữ liệu

BẢNG 4: KIỂM ĐỊNH ĐỒNG LIÊN KẾT JOHANSEN-JUSELISUS

Max Rank	Parms	LL	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value
0	20	-149.22977	N/A	57.7214	47.21
1	27	-134.96893	0.77712	29.1998*	29.68
2	32	-126.86681	0.57380	12.9955	15.41
3	35	-120.72373	0.47620	0.7094	3.76
4	36	-120.36905	0.03665	N/A	N/A

Ghi chú: (*) thể hiện bậc đồng liên kết

Nguồn: Trích xuất từ phần mềm Stata 15.1

định Trace với giả định: (1) Không tồn tại xu hướng được xác định trong dữ liệu và (2) Tồn tại chặn, nhưng không xu hướng trong phương trình đồng liên kết.

Kết quả (Bảng 4) chỉ ra rằng, giả thiết có ít nhất 2 mối quan hệ đồng liên kết ở bậc 1, tức là tồn tại đồng liên kết trong mô hình nghiên cứu tại độ trễ bằng 2 với mức ý nghĩa 5%. Điều này phản ánh các biến trong mô hình thỏa mãn điều kiện của mô hình VECM khi có mối tương quan dài hạn.

Kết quả chạy mô hình VECM

Kết quả (Bảng 5) cho thấy, chỉ có biến Inf có ý nghĩa thống kê 5%, với P-value = 4.5% < mức ý nghĩa 5% và 2 biến GDPc và logExRate không có ý nghĩa thống kê trong mô hình nghiên cứu với P-value lần lượt là 20.5%, 52.3% > mức ý nghĩa 5%.

Như vậy, trong mối quan hệ ngắn hạn, chỉ có nhân tố lạm phát tác động đến Cán cân thanh toán. Trong điều kiện các nhân tố khác không thay đổi, 1% Lạm

BẢNG 5: KẾT QUẢ MỐI QUAN HỆ NGẮN HẠN TRONG MÔ HÌNH NGHIÊN CỨU

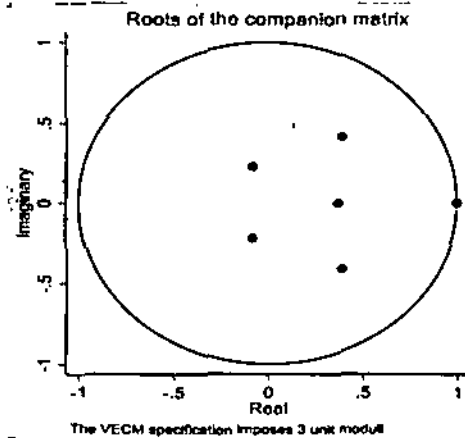
	Hệ số hồi quy (Coef)	Độ lệch chuẩn (Std.Err)	z	P>	[95% Conf. Interval]	
D_BoP						
Cel_L1.	-.8331505	.2612334	-3.19	0.001	-1.345159	-.3211423
BoP_LD.	.5095113	.275014	1.85	0.064	-.0295063	1.048529
GDPc_LD.	.0158117	.0124882	1.27	0.205	-.0086648	0.0402882
Inf_LD.	.2900308	0.1445393	2.01	0.045	.0067389	.5733227
LogExRate_LD.	19.20417	30.0897	0.64	0.523	-39.77057	78.1789
Cons	-8.094112	2.177384	-3.72	0.000	-12.36171	-3.826518

BẢNG 6: KẾT QUẢ MỐI QUAN HỆ DÀI HẠN TRONG MÔ HÌNH NGHIÊN CỨU

Beta	Hệ số hồi quy (Coef)	Độ lệch chuẩn (Std.Err)	z	P>	[95% Conf. Interval]	
Cel						
BoP	1	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A
GDPc	-.0007811	.0023925	-0.33	0.744	-.0054703	.003908
Inf	.463046	.1596579	2.90	0.004	.1501223	0.7759697
logExRate	-27.2817	11.37653	-2.40	0.016	-49.57929	-4.984118
Cons	264.6196	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A

Nguồn: Trích xuất từ phần mềm Stata 15.1

HÌNH: BIỂU ĐỒ PHÂN BỐ TÍNH ỔN ĐỊNH CỦA MÔ HÌNH VECM



Nguồn: Trích xuất từ phần mềm Stata 15.1

phát tăng lên có thể làm tăng khoảng 0.29% Cán cân thanh toán. Kết quả này phù hợp với giả thuyết H2.

Kết quả (Bảng 6) cho thấy, biến GDPc không có ý nghĩa thống kê trong mô hình với P-value = 74.4% > mức ý nghĩa 5%. Còn biến Inf và logExRate có ý nghĩa thống kê 5% với P-value lần lượt là 0.4% và 1.6% < mức ý nghĩa 5%. Như vậy, nhân tố Lạm phát và Tỷ giá hối đoái có mối quan hệ dài hạn với Cán cân thanh toán, trong đó Tỷ giá hối đoái là nhân tố tác động lớn nhất đến Cán cân thanh toán trong mô hình nghiên cứu.

Với sự tồn tại Vector đồng liên kết thể hiện mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến trong mô hình được mô tả bởi phương trình như sau:

$$BoP = 264.6196 + 0.463046Inf - 27.2817logExRate$$

Theo phương trình hồi quy, biến Inf có tác động dương đến biến BoP. Trong điều kiện các nhân tố khác không đổi, tăng 1% Lạm phát sẽ làm tăng khoảng 0.46% Cán cân thanh toán, kết quả này phù hợp với giả

thuyết H2. Mặt khác, biến logExRate có tác động âm đến BoP. Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, tăng 1% Tỷ giá hối đoái sẽ giảm khoảng 27% Cán cân thanh toán, kết quả này phù hợp với giả thuyết H3. Biến GDPc không có mối tương quan với biến BoP trong mô hình nghiên cứu, kết quả này không phù hợp với giả thuyết H1, tuy nhiên nó phù hợp với mức thu nhập bình quân đầu người ở Việt Nam đang còn rất thấp và không có mức tiêu dùng quá cao có thể ảnh hưởng đến tài khoản vãng lai trong giai đoạn nghiên cứu.

Các kiểm định sau ước lượng VECM

Sau khi ước lượng mô hình, nghiên cứu tiến hành các kiểm định nhằm đảm bảo tính ổn định và thỏa mãn các yêu cầu của mô hình VECM. Trước hết, nghiên cứu tiến hành kiểm định tính ổn định của mô hình VECM bằng việc kiểm định điều kiện ổn định của trị riêng (Eigen) của ma trận thành phần của các biến nội sinh có độ trễ có được trong mô hình nghiên cứu.

Kết quả kiểm định (Hình) cho thấy, tất cả các trị riêng của ma trận thành phần đều nằm trong vòng tròn đơn vị. Điều này phản ánh mô hình VECM đảm bảo tính ổn định và bền vững.

Sau khi kiểm định tính ổn định của mô hình, nghiên cứu tiếp tục tiến hành các kiểm định sau ước lượng nhằm đảm bảo các yêu cầu của VECM về phần dư. Kiểm định hiện tượng tương quan chuỗi của phần dư được thực hiện bởi kiểm định tương quan chuỗi LM (Lagrange-multiplier).

Kết quả (Bảng 7) cho thấy, tất cả giá trị P-value đều lớn mức ý nghĩa 5%. Điều này cho thấy, đảm bảo yêu cầu của VECM khi phần dư không có hiện tượng tương quan.

Dữ liệu (Bảng 8) cho thấy, tất cả các giá trị P-value đều lớn mức ý nghĩa 5%, điều này kết luận phần dư của ước lượng VECM đều có phân phối chuẩn.

KẾT LUẬN VÀ KHUYẾN NGHỊ

Kết quả nghiên cứu thấy, trong mối quan hệ ngắn hạn, chỉ có nhân tố Lạm phát tác động đến Cán cân thanh toán, còn GDP bình quân đầu người và Tỷ giá hối đoái không có tác động đến Cán cân thanh toán trong mô hình nghiên cứu. Còn trong mối quan hệ dài hạn, Tỷ giá hối đoái có tác động mạnh nhất đến Cán

cân thanh toán và Lam phát cũng có tác động nhưng không lớn. Nhân tố GDP bình quân đầu người không có tác động đến Cán cân thanh toán trong mô hình nghiên cứu.

Trên cơ sở đánh giá mối quan hệ các nhân tố kinh tế vĩ mô đến Cán cân thanh toán của Việt Nam trong giai đoạn 2000-2020, tác giả đề xuất một số khuyến nghị và hàm ý chính sách như sau:

Về chính sách lạm phát: Nhân tố Lạm phát có cả mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn với Cán cân thanh toán trong mô hình nghiên cứu. Tuy nhiên, dựa trên thực tiễn, khi lạm phát tăng, thì cán cân thương mại thường bị thâm hụt và khi lạm phát được kiểm soát thì giúp cán cân thương mại được cải thiện. Vì vậy, kiểm chế lạm phát là mục tiêu quan trọng để duy trì cán cân thương mại thặng dư, cải thiện cán cân thanh toán, ổn định kinh tế vĩ mô và hướng đến chính sách lạm phát mục tiêu là hết sức cần thiết trong thời gian tới.

Về chính sách tỷ giá hối đoái: Việt Nam là quốc gia có nền kinh tế mở và ổn định, lấy xuất khẩu làm mục tiêu tăng trưởng kinh tế. Tuy nhiên, Việt Nam lại nhập khẩu phần lớn nguyên vật liệu đầu phục vụ cho sản xuất hàng xuất khẩu. Việc định giá cao hay định giá thấp đồng nội tệ có thể tạo ra ưu thế hay bất lợi

BẢNG 7: KIỂM ĐỊNH TƯƠNG QUAN CHUỖI LM

Lag	Chi2	df	Prob > chi2
1	15.7442	16	0.47095
2	18.4362	16	0.29898

Ghi chú: Ho: không có hiện tượng tự tương quan tại các độ trễ này

BẢNG 8: KIỂM ĐỊNH PHÂN PHỐI CHUẨN CỦA PHẦN DƯ

Equation	Chi2	df	Prob > chi2
D_BoP	1.189	2	0.55195
D_GDPc	0.969	2	0.61590
D_Inf	1.755	2	0.41574
D_logEx	1.046	2	0.59262
ALL	4.960	8	0.76187

Nguồn: Trích xuất từ phần mềm Stata 15.1

trong việc cạnh tranh thương mại trên thị trường quốc tế. Vì vậy, cần điều hành chính sách tỷ giá theo hướng chủ động và linh hoạt, không những nhằm tạo ra môi trường kinh tế vĩ mô ổn định, kiểm chế lạm phát, mà còn đảm bảo công bằng trong cạnh tranh thương mại giữa các nước, đồng thời tạo cơ sở thuận lợi cho việc thực hiện cơ chế tỷ giá thả nổi hoàn toàn trong thời gian tới là hết sức cần thiết. Đặc biệt là thả nổi tỷ giá đồng VND với các ngoại tệ khác, chú trọng đến các ngoại tệ của các nền kinh tế có quan hệ ngoại thương lớn với Việt Nam. Lúc đó, Tỷ giá hối đoái sẽ biến động theo những thay đổi của thị trường mà không có sự can thiệp từ Ngân hàng Trung ương. Qua đó, giúp nền kinh tế hạn chế sự phụ thuộc và giảm rủi ro từ những tác động, những cú sốc từ môi trường bên ngoài và đảm bảo sự tự do của nền kinh tế vận hành theo quy luật thị trường. □

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Nguyễn Quang Đông (2012). *Giáo trình kinh tế lượng*, Nxb Đại học Kinh tế Quốc dân
2. Nguyễn Phạm Anh (2021). Tác động của tỷ giá hối đoái đến cán cân thương mại của Việt Nam giai đoạn 2008-2020, *Tạp chí Tài chính*, kỳ 1 tháng 12/2021
3. Nguyễn Văn Song (2020). Cân bằng cán cân thanh toán (Balance of payments - BOP): Các yếu tố ảnh hưởng, *Tạp chí Nghiên cứu kinh tế*, số 3(502)
4. Tổng cục Thống kê (2016). *Trang thông tin điện tử Tổng cục Thống kê*, truy cập từ <https://www.gso.gov.vn/du-lieu-dac-ta/2019/12/htcttkqg-can-can-thanh-toan-quoc-te/>
5. Basodan, H. (2016). Balance of payments and exchange rates, *International Journal of Scientific & Engineering Research*, 7(4), 5-21
6. Batool, S. A., Memood, T., and Jadoon, A. K. (2015). What Determines Balance of Payments: A Case of Pakistan, *Sukkur IBA Journal of Management and Business*, 2(1), 47-70
7. Granger, C.W. J and Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics*, 2,(2), 111-120
8. IMF (2009). *Balance of Payments and International Investment Position Manual*, Sixth Edition (BPM6)
9. IMF (2020). *International Liquidity selected Indicators - Vietnam*, retrived from <https://data.imf.org/regular.aspx?key=61545856>
10. Nwanekezie, S. I., and Onyiro, H. C. (2018). Exchange Rate Volatility and the Nigerian Balance Of Payments Exchange Rate Volatility and the Nigerian Balance Of, *Munich Personal RePEc Archive*, 90562
11. Thom, D. T. X. (2018). Exchange Rate and Trade Balance in Vietnam: A Time Series Analysis, *Asean Economic and Finance Review*, 8(9), 1158-1174