

Tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát: Tiếp cận bằng mô hình VAR

PHẠM THỊ TUYẾT TRINH

Trường Đại học Ngân hàng TP.HCM - trinhptt@buh.edu.vn

Ngày nhận:

14/01/2015

Ngày nhận lại:

17/04/2015

Ngày duyệt đăng:

21/04/2015

Mã số:

0115-P24-V06

Tóm tắt

Bài viết sử dụng mô hình tự hồi quy vectơ (VAR) để đo lường tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát tại VN giai đoạn quý I/2000–quý II/2014. Kết quả đo lường bằng hàm phản ứng đẩy tổng quát hóa (Generalized Impulse Response Function) cho thấy tích lũy dự trữ ngoại hối làm lạm phát bắt đầu tăng từ quý thứ 3 và đạt cân bằng mới từ quý thứ 7 ở mức 1,1% đơn vị. Ngược lại, phản ứng phân rã phương sai cho thấy quá trình tích lũy dự trữ ngoại hối không phải là nguyên nhân chủ yếu của diễn biến lạm phát trong giai đoạn nghiên cứu. Kết quả này hàm ý can thiệp trung hòa đã không đạt hiệu quả như mong muốn, làm cho việc mua vào ngoại tệ của NHNN ảnh hưởng đến cung tiền và lạm phát trong nền kinh tế.

Abstract

Using VAR model, the paper measures the impact of accumulation of foreign exchange reserves on inflation in Vietnam between Q1/2000 and Q2/2014. Results obtained from Generalized Impulse Response Function (GIRF) indicate that foreign exchange reserves account for an increase in inflation, starting from the 3rd quarter, and a new equilibrium is attained from the 7th quarter at the 1.1% level. In addition, the variance decomposition shows that the accumulation of reserves has not been a root cause of inflation in the surveyed period. Nevertheless, the findings reflect that sterilized intervention may not produce desirable effects, thereby leading to the impact of SBV's currency intervention on money supply and inflation in the economy.

Từ khóa:

Tích lũy dự trữ ngoại hối, lạm phát, mô hình tự hồi quy vectơ VAR, can thiệp trung hòa.

Keywords:

Foreign exchange reserves, inflation, VAR, sterilized intervention.

1. Giới thiệu

Dự trữ ngoại hối có vai trò quan trọng như tấm đệm chống sốc cho các nền kinh tế mở trước những tác động bên ngoài như biến động luồng vốn vào hay khủng hoảng kinh tế. Tuy nhiên, quá trình tích lũy dự trữ ngoại hối thường đi kèm với lạm phát nếu can thiệp trung hòa không được thực hiện hoặc được thực hiện nhưng chưa đạt hiệu quả hoàn toàn.

Tại VN, song song với quá trình hội nhập kinh tế, dự trữ ngoại hối luôn được Ngân hàng Nhà nước (NHNN) chú trọng tích lũy. Dự trữ ngoại hối của VN đã được cải thiện và gia tăng đáng kể từ sau khủng hoảng Đông Á đến năm 2008 nhờ các luồng vốn đầu tư và kiều hối tăng mạnh. Đến nay, sau 2 năm suy giảm do ảnh hưởng của khủng hoảng kinh tế toàn cầu, dự trữ ngoại hối VN đã nhanh chóng được củng cố trở lại. Song song với quá trình tích lũy đó, lạm phát trong nền kinh tế ngày càng diễn biến phức tạp theo hướng tăng nhanh và bùng phát trong giai đoạn 2007–2011 mà tăng trưởng cung tiền là một trong những nguyên nhân luôn được nhắc đến. Thực tế này đặt ra nghi vấn về tác động của quá trình tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát trong nền kinh tế. Do vậy, nghiên cứu được thực hiện nhằm làm sáng tỏ nghi vấn này, với mong muốn tìm kiếm bằng chứng thực nghiệm về tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát VN trong giai đoạn 2000–2014.

2. Tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát

2.1. Cơ sở lý thuyết

Theo trường phái tiền tệ, “Lạm phát ở bất cứ nơi nào cũng luôn là một hiện tượng tiền tệ” (Friedman, 1970). Theo quan điểm này, tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát có thể được giải thích thông qua những thay đổi của các khoản mục tiền tệ trên bảng cân đối kế toán của Ngân hàng trung ương (NHTƯ) khi NHTƯ thực hiện các giao dịch mua vào ngoại tệ trên thị trường ngoại hối.

Bảng cân đối kế toán của NHTƯ bao gồm hai phần chính là tài sản nợ (TSN) và tài sản có (TSC) (Bảng 1). TSN của NHTƯ chủ yếu gồm: (i) Tiền cơ sở (MB) là thành phần cơ bản trong TSN bao gồm tiền trong lưu thông, dự trữ của NHTM gửi tại NHTƯ (gồm dự trữ bắt buộc và dự trữ vượt); (ii) TSN nước ngoài (Foreign Liabilities) gồm TSN nước ngoài ngắn hạn đối với các NHTƯ khác (như các thoả thuận hoán đổi (Swaps Facilities), tiền gửi của các NHTƯ khác) và các khoản nợ trung và dài hạn (như tín dụng

với IMF); (iii) Tiền gửi của chính phủ tại NHTU'; (iv) Giấy tờ có giá do NHTU' phát hành, thường do các NHTM hoặc chính phủ nắm giữ; và (v) Các TSN khác và vốn chủ sở hữu (Equity Capital)^[1] (Filardo & Yetman, 2012). TSC chủ yếu gồm: (1) TSC nước ngoài (Foreign Assets) là giá trị tính bằng nội tệ của dự trữ chính thức gồm: Vàng, tiền gửi và chứng khoán bằng ngoại tệ, vị thế dự trữ của quốc gia tại IMF và SDRs; (2) TSC trong nước (Domestic Assets) phần lớn gồm: TSC với chính phủ gồm các khoản tín dụng trực tiếp cho chính phủ, giấy tờ có giá do chính phủ phát hành được NHTU' nắm giữ; TSC với định chế tài chính nhận tiền gửi chủ yếu là các khoản cho vay của NHTU' dưới hình thức tái chiết khấu, tái cấp vốn; ngoài ra còn có TSC với định chế tài chính không nhận tiền gửi và các TSC khác.

Bảng 1

Bảng cân đối kế toán của NHTU'

TSC	TSN
TSC nước ngoài	Tiền cơ sở (MB)
TSC trong nước	- Tiền trong lưu thông (C)
- TSC với chính phủ	- Dự trữ (R): Dự trữ bắt buộc (RR) và dự
- TSC với định chế tài chính nhận tiền gửi	trữ vượt (ER)
- TSC khác	TSN nước ngoài
	Tiền gửi của chính phủ tại NHTU'
	Giấy tờ có giá do NHTU' phát hành (CBB)
	TSN khác
	Vốn chủ sở hữu

Nguồn: Filardo & Yetman (2012)

Để đơn giản cho quá trình phân tích, nghiên cứu rút gọn bảng cân đối kế toán của NHTU' (Bảng 2), trong đó phần TSC gồm: (i) TSC nước ngoài ròng (NFA – Net Foreign Assets) được tính bằng chênh lệch của TSC nước ngoài và TSN nước ngoài, phản ánh tổng dự trữ ngoại hối chính thức ròng của NHTU' tính bằng nội tệ; và (ii) TSC trong nước ròng (NDA – Net Domestic Assets) được tính bằng tổng của TSC ròng đối với Chính phủ (bằng chênh lệch của TSC đối với chính phủ và tiền gửi của chính phủ tại NHTU') và TSC ròng đối với khu vực tư (bằng TSC với các định chế nhận tiền gửi cộng (+) TSC khác trừ (-) giấy tờ có giá NHTU' phát hành trừ (-) TSN khác và vốn chủ sở hữu). Theo cách tính toán này, MB phản ánh nguồn tài trợ cho TSC của NHTU'; ngược lại NFA và NDA phản ánh nguồn tạo thanh khoản cho hệ thống ngân hàng thương mại (NHTM).

Bảng 2**Bảng cân đối kế toán rút gọn của NHTU'**

	TSC	TSN
NFA		Tiền cơ sở (MB)
NDA		- Tiền trong lưu thông (C)
- TSC ròng đối với chính phủ		- Tiền dự trữ (R)
- TSC ròng đối với khu vực tư nhân		

Nguồn: Tác giả.

Khi NHTU' thực hiện các giao dịch mua vào ngoại tệ để tích lũy thêm dự trữ ngoại hối, NFA tăng, làm tăng tổng TSC của NHTU'. Khi làm tăng TSC, NHTU' cũng đồng thời mở rộng TSN, thường là làm tăng dự trữ của hệ thống NHTM ($R \uparrow$) do bán nội tệ để mua ngoại tệ, làm tăng tiền cơ sở ($MB \uparrow$) ở mức tương ứng với mức tăng của NFA, $\Delta NFA = \Delta MB$. Tiền dự trữ tăng lên làm tăng thanh khoản của NHTM, tín dụng ngân hàng được mở rộng, theo đó cung tiền tăng ($M2 \uparrow$). Cung tiền tăng làm giá cả tăng; như vậy, dự trữ ngoại hối gia tăng sẽ dẫn đến áp lực lạm phát trong nền kinh tế nếu NHTU' không thực hiện các biện pháp can thiệp trung hòa.

Can thiệp trung hòa là những giao dịch được thực hiện nhằm triệt tiêu tác động của giao dịch mua vào ngoại tệ đến cung tiền và theo đó là lạm phát trong nền kinh tế (Edison, 1993). Chẳng hạn, NHTU' có thể trung hòa tác động của tăng NFA đến MB trong giao dịch ở trên bằng cách bán ra giấy tờ có giá (như trái phiếu chính phủ), làm giảm NDA (do giảm TSC ròng với chính phủ) và giảm MB do giảm tiền dự trữ của NHTM. Như vậy, khi giao dịch mua vào ngoại tệ được thực hiện kèm với can thiệp trung hòa, tích lũy ngoại hối gia tăng mà không làm ảnh hưởng đến cung tiền và giá cả trong nền kinh tế.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm về tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát

Tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát thu hút sự quan tâm của nhiều nhà nghiên cứu và lập chính sách khi dự trữ ngoại hối được tăng mạnh trên phạm vi toàn cầu. Tuy vậy, các nghiên cứu làm sáng tỏ mối quan hệ này còn khá hạn chế. Thông thường, các nghiên cứu được thực hiện theo hai hướng: (i) Tiếp cận toàn cầu; và (ii) Tiếp cận quốc gia/ nhóm quốc gia.

Theo tiếp cận toàn cầu, Heller (1976) là nghiên cứu tiên phong làm sáng tỏ mối quan hệ này bằng thực nghiệm. Bằng phương pháp phân tích hồi quy trong giai đoạn 1958–1975 trên hơn 190 quốc gia, Heller (1976) kết luận: (i) Lạm phát phản ứng trễ với

những thay đổi của dự trữ ngoại hối ở mức trung bình đến 3 năm, thời gian trễ này ngắn hơn tại các nước đang phát triển và dài hơn tại các nước phát triển; và (ii) Trung bình 1% tăng lên của dự trữ ngoại hối làm lạm phát tăng lên 0,4%; tác động này tại các nước đang phát triển mạnh hơn so với các nước phát triển. Khan (1979) cho rằng các biện pháp kiểm định của Heller (1976) không đáng tin cậy nên không thể đi đến kết luận tích lũy dự trữ ngoại hối có tác động đến lạm phát. Dù vậy, Khan vẫn khẳng định kết quả được tìm thấy trong nghiên cứu của Heller trong giai đoạn 1957–1997 dựa trên kiểm định nhân quả. Tuy nhiên, Rabin & Pratt (1981) lại đặt nghi vấn với kết quả nghiên cứu của Heller dựa trên lập luận nghiên cứu của Heller được thực hiện trong giai đoạn ngắn khi tích lũy dự trữ và lạm phát cùng gia tăng. Gần đây nhất, Steiner (2010) dựa trên bộ dữ liệu của 126 nền kinh tế trong giai đoạn 1970–2006 nhận thấy gia tăng tích lũy dự trữ ngoại hối làm tăng lạm phát trên phạm vi toàn cầu với độ trễ đến 2 năm; tác động này đặc biệt mạnh hơn tại các nền kinh tế theo chế độ tỉ giá cố định so với các nền kinh tế theo chế độ tỉ giá linh hoạt; ở mức trung bình toàn cầu, 1% gia tăng tích lũy dự trữ ngoại hối làm lạm phát tăng lên 0,25% trong vòng 2 năm.

Theo tiếp cận quốc gia/nhóm quốc gia, Emmanuel (2013) bằng phương pháp hồi quy tuyến tính tại Nigeria chứng minh lạm phát nước này chịu tác động của gia tăng tích lũy dự trữ hối trong giai đoạn 1986–2010 thông qua tác động đến tăng trưởng cung tiền; 1% tăng lên của dự trữ ngoại hối sẽ làm lạm phát tăng 0,31%. Lin & Wang (2005) đo lường tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát tại 5 nền kinh tế Đông Á (Nhật, Hồng Kông, Hàn Quốc, Singapore, Đài Loan) trong giai đoạn quý I/1981–quý IV/2003. Sử dụng phương pháp SUR (Seeming Unrelated Regression, ước lượng gần như không liên quan), nghiên cứu tìm thấy tích lũy dự trữ ngoại hối làm tăng lạm phát khi hiệu ứng tỉ giá (Exchange Rate Effect) mạnh hơn hiệu ứng tiền tệ bất ngờ (Monetary Surprise Effect), tác động này sẽ giảm khi hiệu ứng tiền tệ bất ngờ phát huy tác động mạnh hơn. Chaudhry & cộng sự (2011) sử dụng mô hình tự hồi quy phân phối trễ (Auto Regressive Distributed Lag) của Pesaran & cộng sự (2001) khám phá tác động trong ngắn và dài hạn của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát của Pakistan trong giai đoạn 1960–2007. Nghiên cứu tìm thấy kết quả có ý nghĩa thống kê khác biệt hoàn toàn với các nghiên cứu trước, tích lũy dự trữ tác động ngược chiều đến lạm phát. Zhou & cộng sự (2013) sử dụng mô hình tự hồi quy vectơ (VAR) đo lường tác động của tích lũy dự trữ quốc tế đến lạm phát của Trung Quốc trong giai đoạn tháng 1/2008–12/2011. Kết quả phản ứng đầy cho thấy cú sốc tích lũy dự trữ ngoại hối có tác động làm tăng lạm phát ngay lập tức và đạt mức cao nhất ở quý thứ 2 sau cú sốc; phân tích phân rã phương sai chỉ ra tích lũy dự

trữ ngoại hối giải thích được 20% diễn biến của lạm phát, phản ánh quá trình tích lũy dự trữ ngoại hối là một trong những nguyên nhân dẫn đến lạm phát của nước này.

Tại VN, trong khả năng tiếp cận của tác giả, tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát đã được đề cập trong một số nghiên cứu (chẳng hạn Ủy ban kinh tế của Quốc hội và UNDP VN, 2013). Thêm vào đó, cung tiền là một trong những nguyên nhân của lạm phát được tìm thấy trong nhiều nghiên cứu thực nghiệm (Nguyễn Thị Thu Hằng & Nguyễn Đức Thành, 2010; Nguyễn Thị Liên Hoa & Đặng Trần Dũng, 2013). Tuy nhiên, bằng chứng thực nghiệm rõ ràng về tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát cho đến nay vẫn chưa được khám phá. Ngoài ra, các nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới chủ yếu sử dụng phương pháp hồi quy cổ điển với hai biến số (lạm phát và dự trữ ngoại hối) để khám phá mối quan hệ này; do vậy, chưa cho thấy rõ phản ứng trễ của lạm phát với những thay đổi của dự trữ ngoại hối. Zhou & cộng sự (2013) sử dụng VAR nhưng lại đo lường phản ứng của lạm phát với sốc dự trữ ngoại hối theo Cholesky nên kết quả dễ bị thay đổi khi thay đổi trật tự các biến số trong hệ thống VAR. Chính vì vậy, nghiên cứu này được thực hiện để khám phá phản ứng của lạm phát với thay đổi của dự trữ ngoại hối tại VN theo thời gian bằng phản ứng đẩy tổng quát hóa.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Tác giả kế thừa nghiên cứu của Steiner (2010) để xây dựng mô hình nghiên cứu từ lý thuyết số lượng tiền tệ của Fisher (1911) được thể hiện qua phương trình (1).

$$M * V = P * Y \quad (1)$$

Trong đó: M là khối lượng tiền cung ứng, V là tốc độ lưu thông tiền tệ, P là mức giá chung, và Y là sản lượng thực của nền kinh tế.

Lấy logarit cơ số tự nhiên và vi phân theo thời gian hai vế của phương trình, đồng thời chuyển về các biến, nghiên cứu có được phương trình (2) thể hiện lạm phát trong nền kinh tế phụ thuộc tăng trưởng cung tiền, tốc độ lưu thông tiền tệ và tăng trưởng sản lượng thực của nền kinh tế như sau:

$$P^{\wedge} = M^{\wedge} + V^{\wedge} - Y^{\wedge} \quad (2)$$

Trong phương trình (2), $\wedge$ cho biết mức thay đổi của các biến số. Nếu giả định tốc độ lưu thông tiền tệ là hằng số ($V^{\wedge}=0$), phương trình (2) khi đó cho thấy diễn biến lạm phát trong nền kinh tế phụ thuộc thay đổi lượng tiền cung ứng và tăng trưởng sản lượng thực

của nền kinh tế. Cung tiền M trong nền kinh tế phụ thuộc cơ sở tiền (mm) và tiền cơ sở (MB).

$$M = mm * MB \quad (3)$$

Tiền cơ sở MB được đối ứng bằng NFA và NDA, do vậy:

$$M = mm * (NDA + NFA) \quad (4)$$

Lấy logarit cơ sở tự nhiên và vi phân hai vế của phương trình 4, có được mức thay đổi của cung tiền như trong phương trình 5 như sau:

$$M^{\wedge} = mm^{\wedge} * \left(\frac{NDA}{MB} * NDA^{\wedge}\right) + \left(\frac{NFA}{MB} * NFA^{\wedge}\right) \quad (5)$$

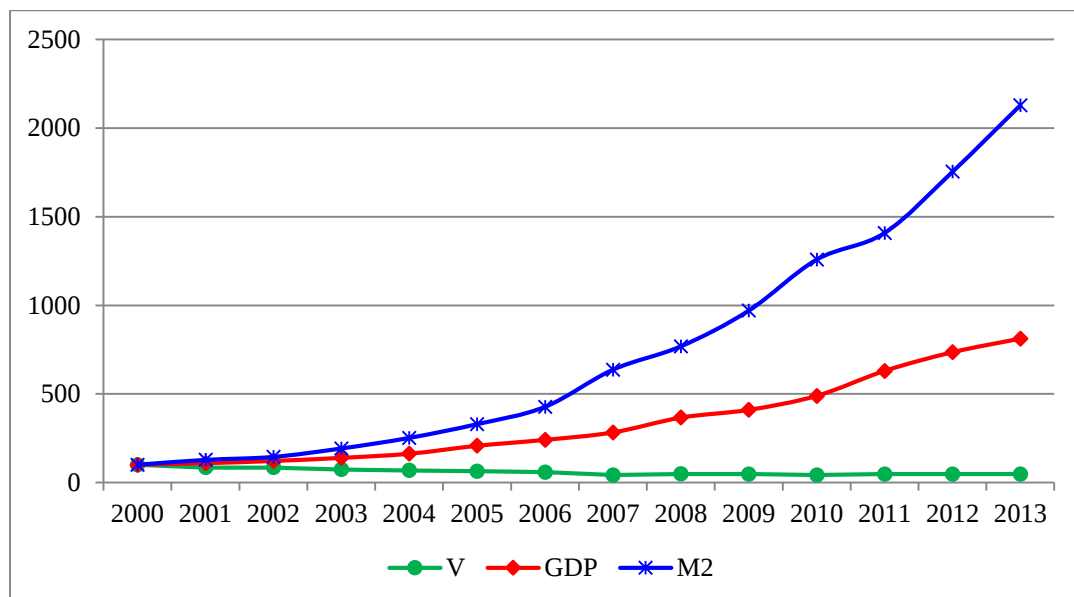
Thay (5) vào phương trình (2) ta có được phương trình (6) như sau:

$$P^{\wedge} = mm^{\wedge} + \left(\frac{NDA}{MB} * NDA^{\wedge}\right) + \left(\frac{NFA}{MB} * NFA^{\wedge}\right) - Y^{\wedge} \quad (6)$$

Phương trình (6) cho thấy tích lũy dự trữ ngoại hối $\left(\frac{NFA}{MB} * NFA^{\wedge}\right)$ tác động đến lạm phát ($P^{\wedge}$) theo hướng nền kinh tế càng tích lũy nhiều dự trữ ngoại hối, lạm phát càng gia tăng. Tuy nhiên, tích lũy dự trữ ngoại hối sẽ không làm ảnh hưởng đến lạm phát nếu can thiệp trung hòa được thực hiện $\left(\frac{NDA}{MB} * NDA^{\wedge}\right) = - \left(\frac{NFA}{MB} * NFA^{\wedge}\right)$.

Các mô hình nghiên cứu được xây dựng theo quan điểm của trường phái tiền tệ thường gặp phải tranh luận về giả định tốc độ lưu thông tiền tệ là hằng số. Fisher (1911) lí giải tốc độ lưu thông tiền tệ được quyết định bởi thể thức thực hiện giao dịch trong nền kinh tế, mà thể thức này rất chậm thay đổi nên tốc độ lưu thông tiền tệ ổn định trong ngắn hạn. Tuy nhiên, một số nhà kinh tế khác phủ định quan điểm của Fisher khi cho rằng tốc độ lưu thông tiền tệ có thể không bất biến trong ngắn hạn. Keynes (1936) cho rằng cầu tiền trong nền kinh tế không chỉ phụ thuộc vào thu nhập mà còn phụ thuộc vào lãi suất. Khi lãi suất tăng, với các yếu tố khác không đổi, sẽ làm cầu tiền giảm do người dân có nhu cầu nắm giữ tiền ít hơn; cầu tiền giảm làm tốc độ lưu thông tiền tệ tăng (thuyết ưa thích thanh khoản). Dù vậy, thực tế cho thấy mặc dù tốc độ lưu thông tiền tệ không hoàn toàn là cố định, tốc độ lưu thông tiền tệ không có sự thay đổi lớn trong nhiều trường hợp. Chẳng hạn như trường hợp của nền kinh tế Mỹ trong giai đoạn 1960–2010, cung tiền và GDP danh nghĩa đều tăng hơn 20 lần trong khi tốc độ lưu thông tiền tệ lại tương đối ổn định (Mankiw, 2009). Điều này chứng minh giả định tốc độ lưu thông tiền tệ không đổi vẫn có thể chấp nhận được nếu giả định đó phù hợp với diễn biến cụ thể tại nền kinh tế được nghiên cứu. Đối với VN, trong giai đoạn 2000–2014 khi GDP danh

nghiã tăng hơn 800 lần, cung tiền M2 tăng hơn 2.000 lần thì tốc độ lưu thông tiền tệ của VN mặc dù không phải là hằng số nhưng biến động không lớn và rất ổn định từ năm 2005 (Hình 1). Thêm vào đó, mục tiêu quan tâm khám phá trong nghiên cứu là tác động của NFA đến lạm phát chứ không phải tìm ra những nhân tố ảnh hưởng đến lạm phát. Do vậy, mô hình phát triển theo quan điểm của trường phái tiền tệ được tác giả sử dụng trong nghiên cứu này.



Hình 1. Sản lượng (GDP), cung tiền (M2) và tốc độ lưu thông tiền tệ (V) của VN (2000=100)
 Nguồn: GDP và M2: Tính toán từ IFS, V: Tính toán từ IMF (2003, 2005, 2006, 2009, 2012, 2014)

3.2. Phương pháp ước lượng

Nghiên cứu sử dụng mô hình tự hồi quy véc-tơ (VAR) được viết dưới dạng ma trận rút gọn như sau để ước lượng mô hình (6):

$$Y_t = C + \sum_{i=1}^p \Theta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Trong đó: C là véc-tơ của hằng số, $Y_t = [CPI_t, GDP_t, NFA_t, NDA_t, MM_t]$ là véc-tơ biến nội sinh, Θ_i là ma trận của các hệ số tự hồi quy và ε_t là véc-tơ của phần dư. Mô hình VAR làm rõ mối quan hệ tác động qua lại giữa các biến số lạm phát (CPI), sản lượng nền kinh tế (GDP), TSC nước ngoài ròng (NFA), TSC trong nước ròng (NDA) và cơ sở tiền (MM). Tác giả sử dụng mô hình VAR vì những ưu điểm vượt trội của mô hình này phù

hợp cho việc khám phá tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát. Thứ nhất, mô hình VAR không đòi hỏi phải phân biệt rõ ràng biến nội sinh và biến ngoại sinh. Thứ hai, mô hình VAR đo lường tác động trễ của các biến số ở vế phải đến biến số ở vế trái của mô hình, do vậy đặc biệt phù hợp để ước lượng tác động của NFA đến CPI bởi thay đổi NFA không thể ngay lập tức tác động đến CPI. Thứ ba, phương pháp VAR cho phép đo lường phản ứng của CPI theo thời gian khi NFA thay đổi thông qua hàm phản ứng đẩy (IRF - Impulse Response Function).

Tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát được đo lường bằng hàm phản ứng đẩy tổng quát hóa (Generalized IRF) nhằm loại bỏ tính dễ thay đổi của kết quả khi sử dụng IRF theo Cholesky. Vai trò của tích lũy dự trữ ngoại hối đối với diễn biến lạm phát được khám phá qua phân tích phân rã phương sai.

3.3. Biến số và dữ liệu nghiên cứu

Các biến số trong mô hình VAR được đại diện và tính toán từ các nguồn cụ thể trong Bảng 3. Lạm phát nền kinh tế (CPI) được đại diện bằng chỉ số giá tiêu dùng. Cơ sở tiền (MM) được tính là tỉ lệ của cung tiền M2 so với tiền cơ sở MB. Sản lượng nền kinh tế (GDP) được lựa chọn là độ lệch sản lượng để phản ánh diễn biến sản lượng nền kinh tế theo chu kì. Độ lệch sản lượng được tính bằng chênh lệch phần trăm của sản lượng thực tế (GDP^R) so với sản lượng thực tiềm năng (GDP^P) tính theo phương pháp lọc Hodrick-Prescott (HP) với tham số làm nhẵn 1600 (công thức 8). NFA và NDA được tính theo tỉ lệ so với GDP danh nghĩa (GDP^N). Do NFA thực tế có thể thay đổi theo biến động tỉ giá mặc dù NHNN không thực hiện can thiệp trên thị trường ngoại hối làm thay đổi quy mô dự trữ ngoại hối, nghiên cứu hiệu chỉnh NFA theo phương pháp của Ouyang, Rajan & Willet (2010). NFA hiệu chỉnh được tính bằng cách loại trừ ảnh hưởng của biến động tỉ giá đến NFA theo công thức (9):

$$NFA_t^a = NFA_t - NFA_{t-1} * (\frac{E_t}{E_{t-1}} - 1) \quad (9)$$

Trong đó: NFA_t^a là NFA hiệu chỉnh, NFA_t là TSC nước ngoài ròng tại thời điểm t được tính bằng cách lấy TSC nước ngoài trừ (-) TSN nước ngoài; E_t là tỉ giá danh nghĩa VND/USD vào cuối kì; $NFA_{t-1} * (\frac{E_t}{E_{t-1}} - 1)$ là giá trị thay đổi của NFA do biến động tỉ giá. Nghiên cứu sử dụng tỉ giá cuối kì vì NHNN đánh giá lại giá trị tài sản bằng ngoại tệ vào cuối kì (cuối quý hoặc cuối năm). Theo đó, nghiên cứu cũng hiệu chỉnh NDA bằng cách lấy tiền cơ sở (MB) trừ (-) NFA hiệu chỉnh ($NDA_t^a = MB_t - NFA_t^a$) do tiền cơ sở không bị ảnh hưởng bởi biến động tỉ giá.

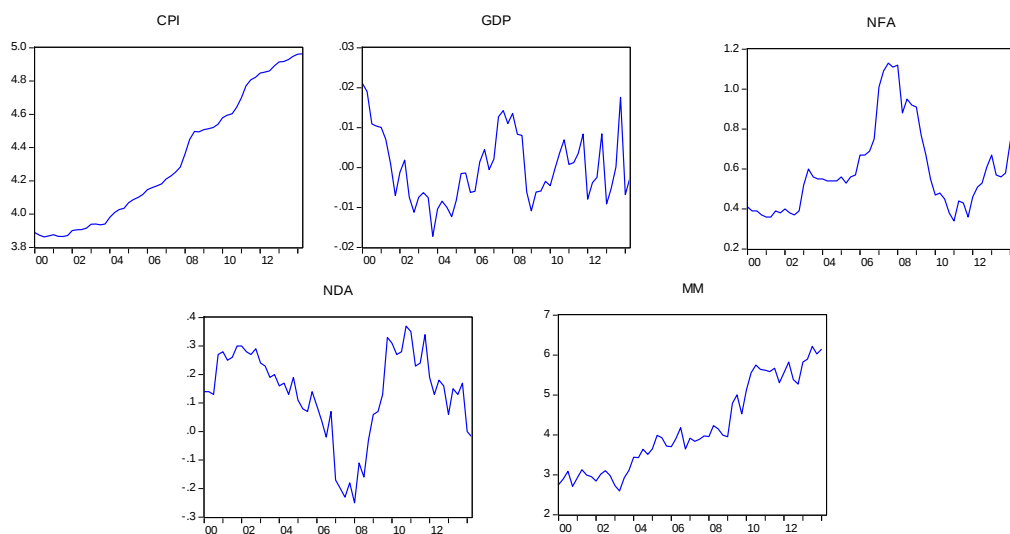
Bảng 3

Biến số, định nghĩa và nguồn dữ liệu

Biến số	Kí hiệu	Biến đại diện/ Cách tính toán	Nguồn dữ liệu
Sản lượng	GDP	$GAP_t = \frac{GDP_t^R - GDP_t^P}{GDP_t^P} (8)$	GDP thực được lấy từ Thomson Reuter
Lạm phát	CPI	Chỉ số giá tiêu dùng ở dạng logarit cơ số tự nhiên	IFS
TSC nước ngoài ròng	NFA	$\frac{NFA_t^a}{GDP_t^N}$ $= \frac{NFA_t - NFA_{t-1} * (\frac{E_t}{E_{t-1}} - 1)}{GDP_t^N}$	TSC, TSN nước ngoài và tỉ giá được lấy từ IFS
TSC trong nước ròng	NDA	$\frac{NDA_t^a}{GDP_t^N} = \frac{MB_t - NFA_t^a}{GDP_t^N}$	Tiền cơ sở được lấy từ IFS; GDP danh nghĩa được lấy từ Thomson Reuter
Cơ sở nhân tiền	MM	$\frac{M2_t}{MB_t}$	M2 và MB được lấy từ IFS

Nguồn: Nhóm tác giả

Sử dụng dữ liệu trong giai đoạn quý I/2000–quý II/2014 để tính toán các biến số như trong Bảng 3, nghiên cứu có được các chuỗi dữ liệu cho ước lượng như trong Hình 2.



Hình 2. Các chuỗi dữ liệu CPI, GDP, NFA, NDA, MM

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

3.4. Tính dừng và sai phân của dữ liệu

Phương pháp VAR đòi hỏi các chuỗi dữ liệu ước lượng phải có tính dừng, do vậy, nghiên cứu kiểm định tính dừng của các chuỗi CPI, GDP, NFA, NDA, MM theo hai phương pháp phổ biến cho mẫu nhỏ là Augmented Dickey Fullerr (ADF) và Phillips Perron (PP). Kết quả trong Bảng 4 cho thấy tại bậc gốc (at Level), GDP dừng theo cả ADF và PP ở mức ý nghĩa 5% và 1%, NDA chỉ dừng theo ADF ở mức ý nghĩa 5% và không dừng theo PP, các biến số còn lại đều không dừng. Ở dạng sai phân bậc 1, các biến số đều dừng theo cả ADF và PP ở mức ý nghĩa 1% (trừ NDA dừng theo ADF ở mức ý nghĩa 5%). Theo kết quả kiểm định tính dừng và cách tính toán biến số trong Bảng 3, nghiên cứu sử dụng GDP ở bậc gốc và các biến số khác ở dạng sai phân cho ước lượng.

Bảng 4

Kết quả kiểm định tính dừng theo phương pháp ADF và PP

Biến số	Trị thống kê ADF	Trị thống kê PP	Biến số	Trị thống kê ADF	Trị thống kê PP
CPI	0,6568	1,1804	D(CPI)	-4,6705***	-3,6598***
GDP	-3,4223**	-3,8886***			
NFA	-1,3132	-1,6042	D(NFA)	-5,8487***	-5,8356***
NDA	-3,2223**	-1,6755	D(NDA)	-2,9759**	-8,5907***
MM	-0,4506	0,1501	D(MM)	-7,8201***	-10,1538***

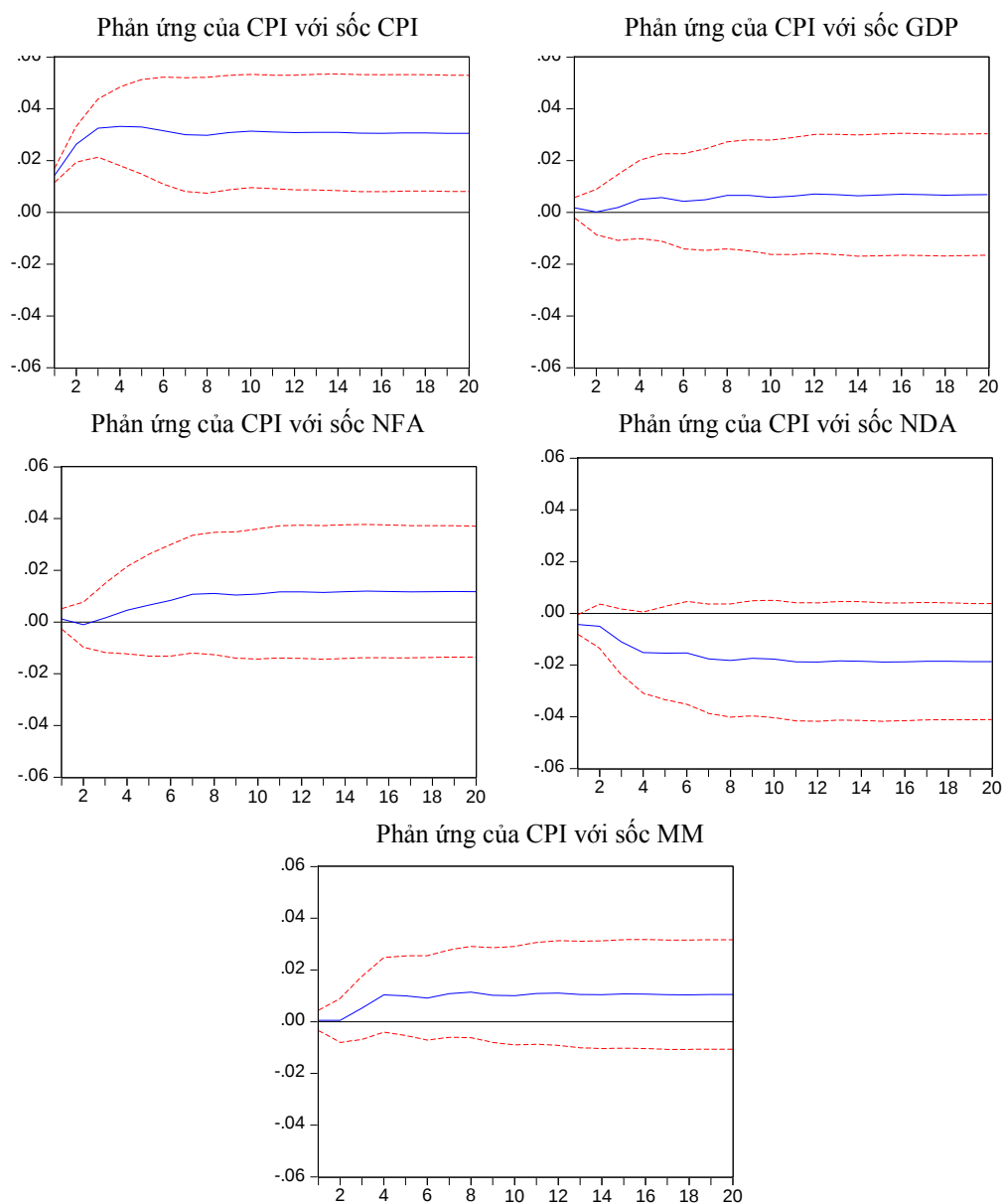
Ghi chú: ***, ** chỉ mức ý nghĩa ở 1% và 5%; D_ chỉ biến số ở dạng sai phân bậc 1.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

4. Kết quả ước lượng

Nghiên cứu ước lượng mô hình VAR với 4 độ trễ được lựa chọn theo chuẩn thông tin Akaike (Akaike Information Criterion). Kết quả ước lượng mô hình VAR và các kiểm định chẩn đoán cho thấy: (i) Mô hình ổn định do nghiệm của đa thức đặc tính tự hồi quy có giá trị tuyệt đối nhỏ hơn hoặc bằng 1 (≤ 1); (ii) Phần dư của mô hình có phân phối chuẩn; (iii) Phần dư không có hiện tượng tự tương quan (kiểm định LM); và (iv) Phần dư không có hiện tượng phương sai thay đổi (Kiểm định White). Như vậy, kết quả ước lượng mô hình VAR là đáng tin cậy, cho phép nghiên cứu sử dụng IRF và phân tích phân rã phương sai dựa trên kết quả mô hình VAR để làm sáng tỏ tác động của tích lũy dự trữ quốc tế đến lạm phát.

Hình 3 cho thấy CPI có phản ứng tăng với sốc của chính nó, của GDP, NFA và MM và có phản ứng giảm với sốc NDA. Đối với 1 đơn vị tăng NFA, CPI bắt đầu tăng từ quý thứ 3 sau sốc và đạt mức cân bằng mới từ quý thứ 7 ở mức 1,1% đơn vị. Kết quả này hàm ý tích lũy dự trữ quốc tế ở VN có tác động đến lạm phát trong nền kinh tế; tuy nhiên, kết quả chỉ thể hiện rõ ràng sau 1 năm ở mức không quá mạnh. Dù vậy, tác động của NFA cũng tương đương với tác động của MM đến lạm phát.



Hình 3. Phản ứng tích lũy của CPI với sốc* GDP, CPI, NFA, NDA và MM
giai đoạn quý I/2000 – quý II/2014

Ghi chú: * Cú sốc là một độ lệch chuẩn; đường nét đứt là ± 2 sai số chuẩn

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Kết quả phân rã phương sai (Variance Decomposition) trong Bảng 5 cho thấy biến động của CPI trong giai đoạn nghiên cứu được giải thích chủ yếu bởi chính nó, sau đó là MM, NDA; NFA giải thích rất ít (4-6%) biến động của CPI. Điều này phản ánh mặc dù quá trình tích lũy dự trữ ngoại hối có tác động đến lạm phát trong nền kinh tế, tuy nhiên, yếu tố này không phải là nguyên nhân chủ yếu của diễn biến lạm phát trong giai đoạn nghiên cứu.

Bảng 5

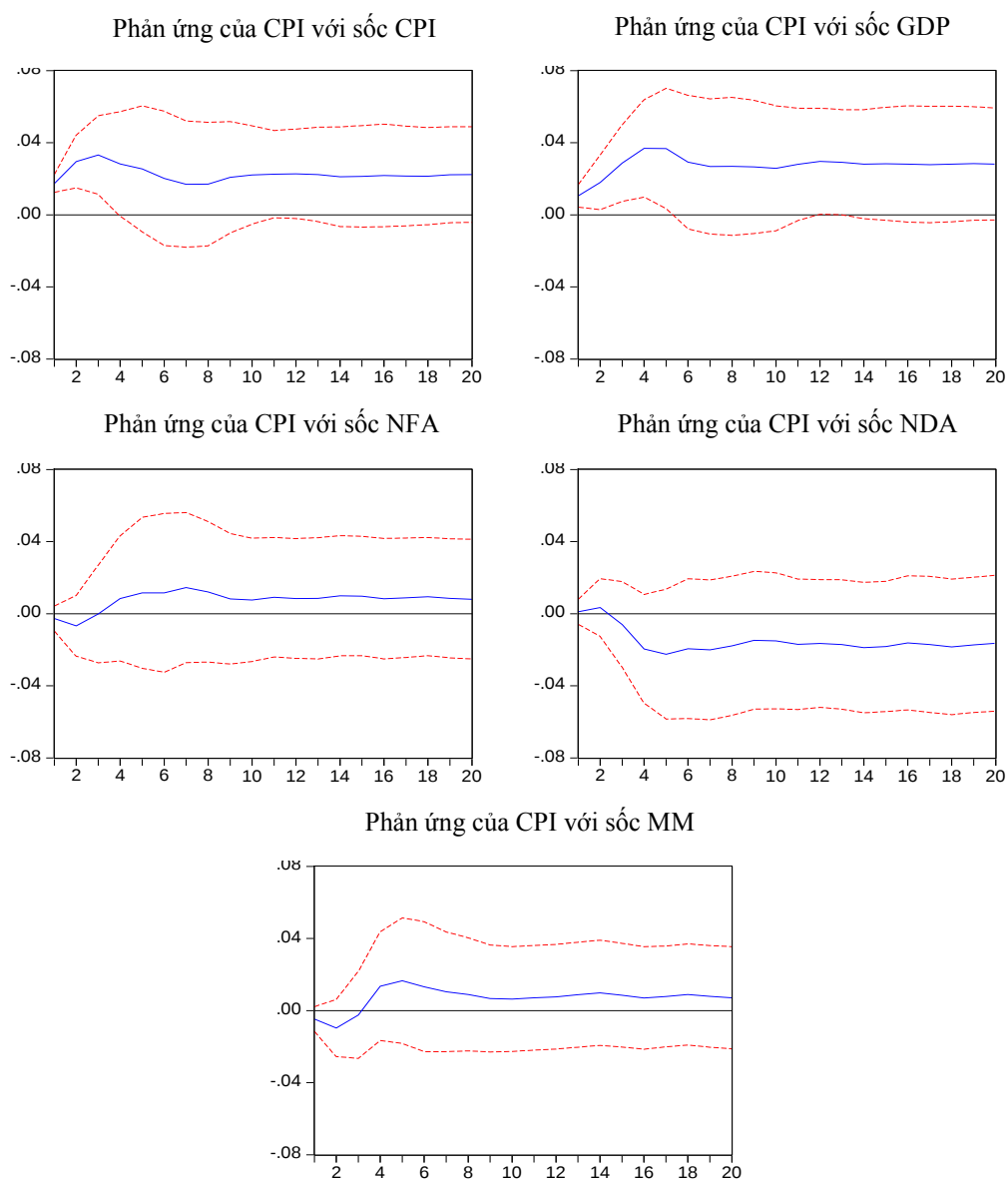
Phân tích phân rã phương sai CPI

Quý	CPI	GDP	NFA	NDA	MM
2	94,197	2,686	2,691	0,199	0,226
4	77,270	4,029	4,354	6,198	8,134
8	70,642	4,672	6,487	7,879	10,320
12	69,908	4,923	6,625	8,198	10,344

Nguồn: Tính toán của tác giả

5. Kiểm nghiệm tính ổn định của kết quả ước lượng

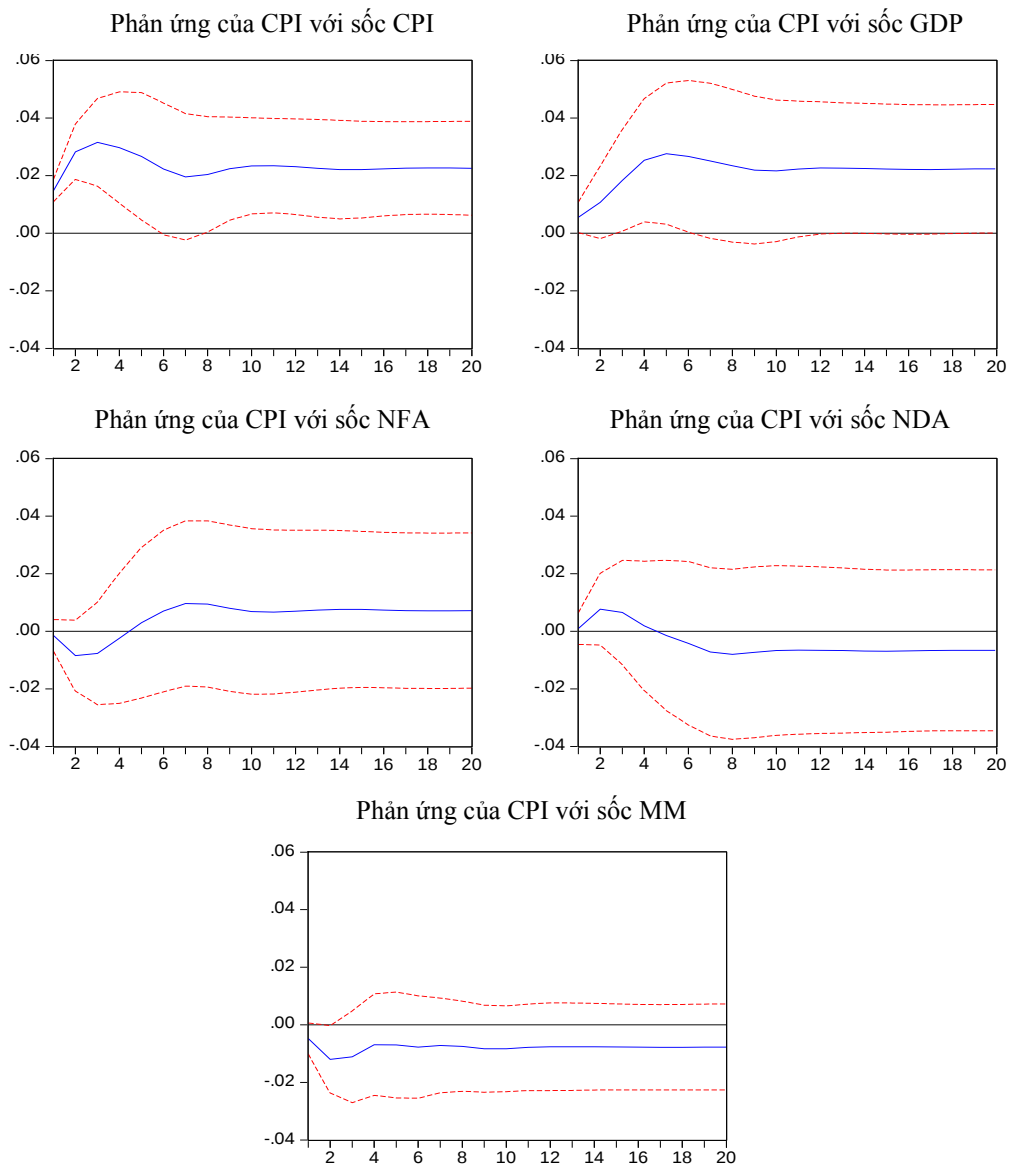
Để kiểm nghiệm tính ổn định (Robustness Test) của mô hình và kết quả ước lượng, tác giả chia giai đoạn nghiên cứu làm 2 giai đoạn nhỏ: (i) Từ quý I/2000–quý IV/2008; và (ii) Quý I/2008–quý II/2014. Kết quả ước lượng và kiểm định mô hình VAR theo hai giai đoạn cho thấy các mô hình VAR có ý nghĩa thống kê. Đo lường IRF tổng quát hóa phản ứng của CPI với các cú sốc GDP, CPI, NFA, NDA và MM cho kết quả trong Hình 4 (giai đoạn quý I/2000–quý IV/2008) và Hình 5 (giai đoạn quý I/2008–quý II/2014) cho thấy kết quả tương tự như khi ước lượng cho cả giai đoạn nghiên cứu. CPI có phản ứng tăng với các cú sốc của chính nó, GDP, NFA, MM và có phản ứng giảm với cú sốc NDA. Điều này phản ánh mô hình VAR và kết quả ước lượng và đo lường IRF là ổn định và đáng tin cậy.



Hình 4. Phản ứng tích lũy của CPI với sốc* GDP, CPI, NFA, NDA và MM
giai đoạn quý I/2000–quý IV/2008

Ghi chú: * Cú sốc là một độ lệch chuẩn; đường nét đứt là +/- 2 sai số chuẩn

Nguồn: Tính toán của tác giả.



Hình 5. Phản ứng tích lũy của CPI với sốc* GDP, CPI, NFA, NDA và MM
giai đoạn quý I/2008 – quý II/2014

Ghi chú: * Cú sốc là một độ lệch chuẩn; đường nét đứt là ± 2 sai số chuẩn

Nguồn: Tính toán của tác giả.

6. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả ước lượng ở trên cho thấy quá trình tích lũy dự trữ ngoại hối trong giai đoạn nghiên cứu đã tác động đến diễn biến lạm phát trong nền kinh tế thông qua ảnh hưởng đến cung tiền.

Trong giai đoạn nghiên cứu, dự trữ ngoại hối của VN liên tục được tích lũy trong những năm 2000–2008 và 2011–quý II/2014; trong đó, dự trữ ngoại hối tăng mạnh trong những năm 2005–2008 và 2012, 2014 do dòng vốn vào ròng ồ ạt và đặc biệt là thặng dư cán cân vãng lai từ năm 2012 (Bảng 6).

Bảng 6

BOP VN giai đoạn 2000 – quý II/2014

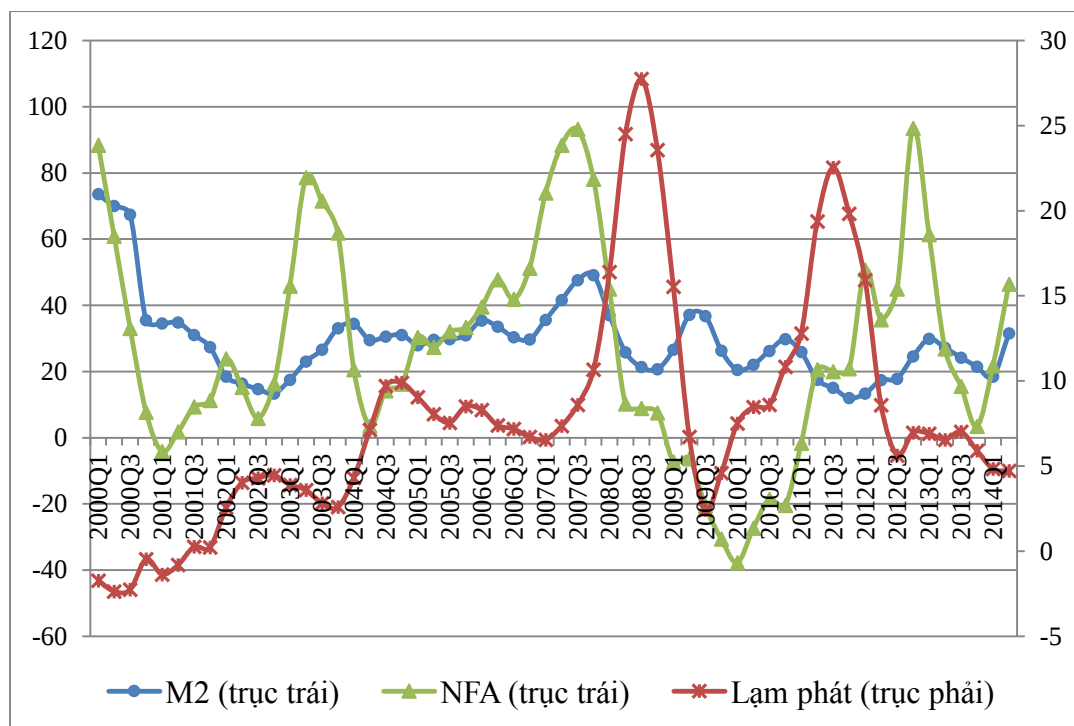
ĐVT: Triệu USD								
Khoản mục	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Cán cân vãng lai	1.106	682	-604	-1.931	-957	-560	-164	-6.953
- Cán cân thương mại	375	481	-1.054	-2.581	-2.287	-2.439	-2.776	-10.438
Cán cân vốn	-316	371	2.090	3.279	2.807	3.087	3.088	17.730
- FDI	1.298	1.300	1.400	1.450	1.610	1.889	2.315	6.516
- FPI						865	1.313	6.243
- OI	-1.635	-868	677	1.782	1.070	279	-573	4.945
Lỗi và sai sót	-680	-847	-1.038	798	-915	-397	1.400	-324
Cán cân tổng thể	110	206	448	2.146	935	2.130	4.325	10.263
Dự trữ ngoại hối tích lũy	2.095	2.301	2.749	4.896	5.831	7.961	12.286	22.548
Khoản mục	2008	2009	2010	2011	2012	2013	Quý II/2014*	
Cán cân vãng lai	-10.823	-6.608	-4.276	236	9.062	9.471	6.053	
- Cán cân thương mại	-12.783	-7.607	-5.136	-450	9.885	8.730	6.101	
Cán cân vốn	12.341	7.172	6.201	6.390	8.275	151	5.635	
- FDI	9.279	6.900	7.100	6.480	7.168	6.944	3.540	
- FPI	-578	-71	2.370	1.412	1.990	1.469	315	
- OI	3.601	-112	-3.307	-1533	-903	-8.564	1.780	

Tăng trưởng R	25,0	16,7	12,4	27,4	16,1	23,6	32,2	36,8
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014*	
$\Delta NFA/\Delta R$	44,5	-286,0	-329,5	55,8	189,6	44,3	646,1	
$\Delta NDA/\Delta R$	55,5	386,0	429,5	44,2	-89,6	55,7	-546,1	
Tổng	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	
Tăng trưởng R	20,0	11,4	4,1	18,9	25,4	6,1	4,8	

Ghi chú: * 6 tháng đầu năm

Nguồn: Tính toán của tác giả từ IFS

Hình 6 cho thấy diễn biến khá tương đồng của tăng trưởng NFA và cung tiền M2, lạm phát. Giai đoạn 2000–2002, tăng trưởng NFA và M2 giảm mạnh từ mức rất cao. Tuy nhiên, do tốc độ lưu thông tiền tệ giảm nên tình trạng giảm phát trong những năm này không được cải thiện nhiều. Giai đoạn 2003-2008 tăng trưởng NFA và M2 đều ở mức cao trung bình 30%, lạm phát cũng tăng dần từ mức giảm phát ở giai đoạn trước lên 9,5% vào năm 2004 rồi bùng phát vào năm 2007 và đạt đỉnh điểm vào quý III/2008 ở mức 27,7% so với cùng kì năm trước. NFA giảm mạnh trong năm 2009–2010 nhưng tăng trưởng M2 tiếp tục cao do NHNN mở rộng cung tiền chống suy thoái làm lạm phát tiếp tục tăng từ năm 2010. Từ năm 2011, mối quan hệ của NFA và M2, lạm phát không còn chặt chẽ như trước đó; nguyên nhân có thể là do can thiệp trung hòa đã hiệu quả hơn phản ánh qua biến động giảm mạnh của NDA khi NFA tăng mạnh như trong năm 2012, 2014.



Hình 6. Diễn biến tăng trưởng NFA, cung tiền M2, và lạm phát giai đoạn 2000–quý II/ 2014

Nguồn: IFS và tính toán của tác giả

Sự vượt trội của thay đổi NFA so với thay đổi NDA trong dự trữ và M2 một mặt cho thấy những thay đổi của dự trữ ngoại hối tại VN đang là một trong những yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến dự trữ của hệ thống NHTM, quyết định lượng cung tiền ra nền kinh tế, góp phần ảnh hưởng đến diễn biến lạm phát. Ở hướng ngược lại, thay đổi dự trữ của hệ thống NHTM đang tài trợ chủ yếu cho việc gia tăng tích lũy dự trữ ngoại hối. Do VN xem ổn định tỉ giá như một mục tiêu theo đuổi của CSTT song song với quá trình hội nhập tài chính ngày càng rộng hơn và sâu hơn, tình trạng BOP sẽ quyết định mức độ can thiệp của NHNN vào thị trường ngoại hối để đạt được ổn định tỉ giá song song với sự gia tăng/ thu hẹp dự trữ ngoại hối. Trong khi các thành phần của cán cân vãng lai có xu hướng biến động khá ổn định; các thành phần của cán cân vốn, đặc biệt là các dòng vốn ngắn hạn lại biến động hết sức khó lường và nằm ngoài khả năng kiểm soát (Bảng 6). Các dòng vốn này là nguyên nhân chủ yếu làm cho thay đổi dự trữ ngoại hối trở nên khó dự đoán và gây khó khăn cho NHNN trong việc hoạch định tích lũy dự trữ ngoại hối,

theo đó là bị động trong việc lập kế hoạch tài trợ cho dự trữ ngoại hối. Sự bị động dễ làm ảnh hưởng đến các kế hoạch cung ứng tiền ra nền kinh tế ngay cả khi NHNN sẵn sàng với các biện pháp can thiệp trung hòa.

7. Kết luận và kiến nghị chính sách

7.1. Kết luận

Kết quả nghiên cứu cho thấy quá trình tích lũy dự trữ ngoại hối của VN trong giai đoạn quý I/2000–quý II/2014 đã ảnh hưởng đến diễn biến lạm phát trong nền kinh tế theo hướng dự trữ ngoại hối tăng làm gia tăng lạm phát và ngược lại. Thêm vào đó, tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát không xảy ra ngay lập tức mà có độ trễ, theo sau sự tăng lên của dự trữ ngoại hối, lạm phát sẽ bắt đầu từ quý thứ 4 và đạt cân bằng mới từ quý thứ 7. Tuy nhiên, tích lũy dự trữ ngoại hối không phải là nguyên nhân chủ yếu của lạm phát bởi biến động của dự trữ ngoại hối chỉ giải thích được 4-6% diễn biến của lạm phát. Dù vậy, kết quả này đã chỉ ra tích lũy dự trữ ngoại hối là một trong những nguyên nhân của lạm phát mà NHNN cần phải quan tâm nhằm ổn định giá cả một cách bền vững.

Kết quả nghiên cứu cũng đồng thời phản ánh biện pháp can thiệp trung hòa của NHNN có thể đã không đạt được hiệu quả như mong muốn, do vậy đã không loại trừ được tác động của can thiệp mua vào ngoại tệ trên thị trường ngoại hối đến cung tiền. Suy luận cũng phù hợp với các kết quả nghiên cứu thực nghiệm về hiệu quả can thiệp trung hòa trong thời gian gần đây.

7.2. Kiến nghị chính sách

Trong thời gian tới, nhờ những chuyển biến tích cực của cán cân vãng lai và sự dồi dào của các dòng vốn nước ngoài, dự trữ ngoại hối sẽ tiếp tục tăng lên do VN đặt mục tiêu ổn định tỉ giá. Để kiểm soát tốt hơn tác động không mong muốn của quá trình tích lũy dự trữ ngoại hối đến cung tiền và giá cả trong nền kinh tế, NHNN cần: (i) Tăng cường tính chủ động trong hoạch định tích lũy dự trữ ngoại hối trong mối tương quan với kế hoạch cung ứng tiền ra nền kinh tế. Để làm được điều này, NHNN cần tăng cường hiệu quả của công tác dự báo, trong đó, nhân lực thực hiện dự báo, chất lượng mô hình dự báo và nguồn dữ liệu cho dự báo là những yếu tố cần đặc biệt quan tâm; (ii) Nâng cao hiệu quả của các can thiệp trung hòa bởi đây là chìa khóa để loại trừ những ảnh hưởng đến cung tiền của quá trình tích lũy dự trữ ngoại hối. NHNN có thể đa dạng hóa

các can thiệp trung hòa ngoài nghiệp vụ thị trường mở như nghiệp vụ hoán đổi ngoại hối, cửa sổ tái chiết khấu, tiền gửi chính phủ tại NHNN, tỉ lệ dự trữ bắt buộc.

8. Hạn chế và hướng nghiên cứu tiếp theo

Nghiên cứu chỉ mới dừng lại ở việc khám phá tác động của quá trình tích lũy dự trữ ngoại hối đến lạm phát mà chưa tìm hiểu nguyên nhân phía sau của tác động này; do vậy chưa thể đưa ra những kiến nghị cụ thể cho nhà điều hành chính sách. Các nghiên cứu sau có thể tìm hiểu về chính sách can thiệp trung hòa tại VN để lí giải rõ hơn cho tác động của tích lũy dự trữ ngoại hối đến cung tiền và lạm phát đồng thời đưa ra những nghị cụ thể để gia tăng hiệu quả can thiệp trung hòa như là biện pháp hữu hiệu hạn chế và loại trừ tác động này■

Chú thích

^[1] Vốn chủ sở hữu (Equity Capital) đại diện cho tiền chuyển của chính phủ cộng với lợi nhuận và lỗ tích lũy (Filardo & Grenville, 2012).

Tài liệu tham khảo

- Chaudhry, I. S., & Akhtar, M. H., Mahmood, K., Faridi, M. Z. (2011). Foreign exchange reserves and inflation in Pakistan: Evidence from ARDL modelling approach. *International Journal of Economics and Finance*, 3(1), 69-76.
- Edison, H. J. (1993). The effectiveness of central bank intervention: A survey of the literature after 1982. *Special papers in International Economics* No 18. New Jersey: International Financial Section, Princeton University.
- Emmanuel, U. C. (2013). Accumulation of external reserves and effects on exchange rates and inflation in Nigeria. *International Business and Management*, 6(2), 105-114.
- Filardo, A., & Grenville, S. (2012). The expansion of central bank balance sheets in emerging Asia: What are the risks?. *BIS Quarterly Review*. Switzerland: Bank for international settlements.
- Filardo, A., & Yetman, J. (2012). Central bank balance sheets and foreign exchange rate regimes: Understanding the nexus in Asia, *BIS Papers*, 66. Switzerland: Bank for International Settlements.
- Friedman, M. (1970). Counter-Revolution in Monetary Theory. *IEA Occasional Papers*, 33.
- Heller, R. (1976). International reserves and world-wide inflation. *IMF Staff Papers* 23(1), 61-87.
- International Monetary Fund. (2014, 2012, 2009, 2006, 2005, 2003). *IMF staff country report, Vietnam: 2014, 2012, 2008, 2006, 2005, 2003 Article IV Consultation - Staff Report; Staff Statement; Public Information Notice on the Executive Board Discussion; and Statement by Executive Director for Vietnam*. USA: International Monetary Fund.

- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. New York : Harcourt, Brace and Company.
- Khan, M. S. (1979). Inflation and international reserves: A time-series analysis. *IMF Staff Papers* 26, 699-724.
- Lin, M., & Wang, J. (2005). Foreign Exchange Reserves and Inflation: An Empirical Study of five East Asia Economies. *Aletheia University, Taiwan and National Chengchi University*, 1-18.
- Mankiw, N. G. (2009). *Macroeconomics*, 7edition, USA: Worth Publishers.
- Nguyễn Thị Liên Hoa & Đặng Trần Dũng. (2013). Nguyên cứu lạm phát tại Việt Nam theo phương pháp SVAR. Tạp chí *Phát triển và hội nhập*, 10(20), 32-38.
- Nguyen Thi Thu Hang & Nguyen Duc Thanh. (2010). Macroeconomic Determinants of Vietnam's Inflation 2000–2010: Evidence and Analysis, VEPR Working Paper, WP–09, Vietnam National University Hanoi.
- Ouyang, A.Y., & Rajan, R. S., Willett, T. D. (2010). China as a reserve sink: The evidence from offset and sterilisation coefficients. *Journal of International Money and Finance*, 29, 951–972.
- Pesaran M. H., & Shin, Y., Smith R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Phạm Thị Hoàng Anh & Bùi Duy Phú. (2013). Đánh giá mức độ can thiệp trung hòa của NHNN trên thị trường ngoại hối bằng mô hình tuyến tính và phi tuyến tính. Tạp chí *Ngân hàng*, 16.
- Phạm Thị Tuyết Trinh & Nguyễn Thị Hồng Vinh. (2011). Tác động của luồng vốn vào đến cung tiền và mức độ can thiệp của NHNN Việt Nam. Tạp chí *Công nghệ ngân hàng*, 66.
- Rabin, A., & Pratt, L. J. (1981). A note on Heller's use of regression analysis. *International Monetary Fund Staff Papers*, 28, 225-229.
- Steiner, A. (2010). Central banks' dilemma: Reserve accumulation, inflation and financial instability. *Institute of Empirical Economic Research. Working Papers*, 84.
- Ủy ban kinh tế của Quốc hội và UNDP VN. (2013). *Báo cáo kinh tế vĩ mô 2013: Thách thức còn ở phía trước*. NXB Tri thức.
- Zhou, L., & Zhang, N., Chen, Q. (2013). Foreign exchange reserves, monetary policy and inflation: An empirical study from China. *Advances in Information Sciences and Service Sciences*, 5(4).