

✓ Xây dựng hàm cầu tiền của Việt Nam trong thời kỳ hội nhập kinh tế quốc tế

LÊ THANH TÙNG

Nghiên cứu cầu tiền và cấu trúc hàm cầu tiền là rất cần thiết nhằm nâng cao hiệu quả của công tác hoạch định, điều hành chính sách tiền tệ. Bài viết sử dụng mô hình ARDL (Độ trễ phân phối tự hồi quy) và kiểm định nhân quả Granger nhằm nghiên cứu hàm cầu tiền của Việt Nam trong thời kỳ hội nhập kinh tế quốc tế, giai đoạn từ năm 1995 - 2013 cho thấy, tăng trưởng kinh tế tại Việt Nam trong thời gian nghiên cứu phụ thuộc chặt chẽ vào mức độ tăng cung tiền. Bài viết cũng đề xuất một số giải pháp nhằm nâng cao hiệu quả công tác hoạch định, điều hành chính sách tiền tệ tại Việt Nam trong thời gian tới.

Từ khóa: ARDL; cầu tiền; GDP; lãi suất; nhân quả Granger; tỷ giá hối đoái thực; chính sách tỷ giá; chế độ tỷ giá.

1. Giới thiệu

Trong cơ sở lý thuyết về kinh tế học vĩ mô thì nghiên cứu về cầu tiền là một chủ đề quan trọng vì những thông tin về cấu trúc của hàm cầu tiền rất hữu ích cho các nhà hoạch định, điều hành chính sách trong việc nâng cao hiệu quả của chính sách tiền tệ cũng như các chính sách kinh tế vĩ mô khác. Do đó đã có nhiều công trình nghiên cứu về hàm cầu tiền được thực hiện trong thời gian qua tại các quốc gia phát triển và đang phát triển. Mặc dù ở Việt Nam chính sách tiền tệ là một trong những chính sách kinh tế vĩ mô được Chính phủ sử dụng thường xuyên, nhưng số lượng các nghiên cứu định lượng về hàm cầu tiền vẫn còn rất ít. Bên cạnh đó các nghiên cứu về hàm cầu tiền của Việt Nam đều có điểm chung là thời gian thực hiện đã khá lâu (số liệu đã cũ), do đó ít tính thời sự trong phục vụ công tác hoạch định, điều hành chính sách. Chính vì vậy trong nghiên cứu này tác giả sử dụng mô hình độ trễ phân phối tự hồi quy (Autoregressive Distributed Lag: ARDL), một phương pháp kinh tế lượng mặc dù đã được sử dụng trong nghiên cứu cầu tiền tại một số quốc gia trên thế giới nhưng vẫn chưa được áp dụng xây dựng hàm cầu tiền tại Việt Nam trong thời kỳ hội nhập kinh tế quốc tế từ năm 1995 đến nay. Bài viết sẽ thực hiện bốn mục tiêu nghiên cứu

sau đây: (i) kiểm định mối quan hệ đồng tích hợp giữa các biến số của hàm cầu tiền tại Việt Nam; (ii) xây dựng hàm cầu tiền trong cả ngắn hạn và dài hạn; (iii) kiểm định Granger về bản chất quan hệ nhân quả giữa các biến số của hàm cầu tiền và (iv) đưa ra một số khuyến nghị trong việc hoạch định, điều hành chính sách tiền tệ tại Việt Nam trong thời gian tới.

2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

Theo nhà kinh tế học J. M. Keynes (1936) thì cầu tiền của nền kinh tế được phân chia gồm có: động cơ giao dịch, động cơ dự phòng và động cơ đầu cơ. Nếu giả định lượng tiền mặt giữ lại để thỏa mãn động cơ giao dịch và dự phòng là A và lượng giữ lại để thỏa mãn động cơ đầu cơ là B thì cầu tiền $M = A + B = L_1(Y) + L_2(r)$ với Y là tổng thu nhập và r là lãi suất. Như vậy, cầu tiền của nền kinh tế phụ thuộc vào tổng thu nhập (hoặc tổng sản lượng, vì theo sơ đồ luân chuyển kinh tế vĩ mô thì tổng thu nhập bằng tổng sản lượng) và lãi suất. Tuy nhiên khi nghiên cứu cầu tiền tại các quốc gia mà thị trường tài chính phát triển chậm, thì có thể sử dụng tỷ lệ lạm phát thay cho lãi suất. Mundell (1963) đã lần đầu tiên đề xuất cần phải đưa thêm tỷ giá hối đoái

Lê Thanh Tùng, TS., Trường đại học Tôn Đức Thắng.

vào hàm cầu tiền; Arango và Nadiri (1981) cũng cho rằng việc đồng nội tệ giảm giá trị cũng đồng nghĩa với việc ngoại tệ lên giá, điều này kích thích người dân chuyển sang dự trữ các tài sản từ nước ngoài (trong đó có các loại ngoại tệ) và do đó cầu tiền sẽ giảm xuống.

Các nghiên cứu của Johansen (1988) cũng như Johansen và Juselius (1990) đã đề xuất phương pháp luận trong kiểm định quan hệ đồng tích hợp giữa cầu tiền và các nhân tố có liên quan. Tiếp đó, một số tác giả cũng nghiên cứu thực nghiệm cầu tiền như Hafer và Jansen (1991) với số liệu của Hoa Kỳ, Karfakis và Parikh (1993) với số liệu của Úc, Adam (1991) tại Anh quốc, Bahmari-Oskooee và Shabsigh (1996) cho Nhật Bản, Akinlo (2006) và Kumar và cộng sự (2013) cho hàm cầu tiền của Nigeria... Phần lớn kết quả thu được từ các nghiên cứu này đều cho thấy cầu tiền có quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn với thu nhập, lãi suất và tỷ giá hối đoái. Tuy nhiên cũng có sự khác nhau giữa các quốc gia về mức độ quan hệ (mạnh, yếu) và chiều hướng tác động (tỷ lệ thuận, tỷ lệ nghịch) giữa các biến số của hàm cầu tiền.

Dựa trên nền tảng lý thuyết hàm cầu tiền được phát triển bởi J. M. Keynes (1936), Mundell (1963), Arango và Nadiri (1981) và các mô hình thực nghiệm trong xây dựng

hàm cầu tiền của Bahmari-Oskooee và Shabsigh (1996), Akinlo (2006), Kumar và cộng sự (2013) thì mô hình hàm cầu tiền của Việt Nam có dạng như sau:

$$M = f(\text{GDP}, r, \text{REER}) \quad (1)$$

Trong đó: M là cầu tiền, GDP là tổng sản phẩm trong nước, r là lãi suất và REER là tỷ giá hối đoái thực. Để xây dựng hàm cầu tiền (1) tác giả sử dụng hướng tiếp cận đồng tích hợp được đề xuất bởi Perasan (xem Perasan và cộng sự, 2001) là phương pháp độ trễ phân phối tự hồi quy (Autoregressive Distributed Lag: ARDL). Ưu điểm của mô hình ARDL thể hiện trên ba phương diện chủ yếu: (i) mô hình ARDL rất thích hợp để phân tích quan hệ đồng tích hợp trong trường hợp mẫu nghiên cứu có số lượng quan sát hạn chế (cỡ mẫu nhỏ), (ii) mô hình ARDL sử dụng được ngay cả trong trường hợp các biến không dừng (nonstationary) hoặc hỗn hợp cả biến dừng và không dừng (stationary and nonstationary) và (iii) mô hình ARDL cho phép xác định cả quan hệ trong dài hạn và ngắn hạn giữa các biến trong mô hình. Từ đó, ARDL được coi là một phương pháp mạnh trong nghiên cứu mối quan hệ đồng tích hợp của các chuỗi thời gian (time series). Trên cơ sở phương trình (1) thì mô hình ARDL tổng quát cho hàm cầu tiền của Việt Nam được xây dựng như sau:

$$\begin{aligned} \Delta LM_t = & \beta_0 + \beta_1 LM_{t-1} + \beta_2 LGDP_{t-1} + \beta_3 LR_{t-1} + \beta_4 LREER_{t-1} + \sum_{i=1}^n \varphi_{1i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{2i} \Delta LGDP_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \varphi_{3i} \Delta LR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{4i} \Delta LREER_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

Theo Perasan và cộng sự (2001) thì việc ước lượng mô hình ARDL gồm hai bước, đầu tiên là sử dụng tiêu chuẩn AIC (Akaike Information Criterion) để lựa chọn bậc trễ cho mô hình ARDL. Việc kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn giữa các biến được tiến hành bằng kiểm định Wald (F-statistics) để kiểm định cặp giả thuyết: $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ và $H_1: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 \neq 0$. Nếu giá trị thống kê F vượt qua giá trị tới hạn trên của bảng phân phối F-stat do

Perasan và cộng sự (2011) phát triển thì giả thuyết H_0 bị bác bỏ, đồng nghĩa với việc tồn tại quan hệ dài hạn giữa các biến trong mô hình. Tiếp theo, nếu giá trị thống kê F nằm dưới giá trị tới hạn dưới của bảng phân phối F thì không thể bác bỏ giả thuyết H_0 , có nghĩa là chấp nhận giả thuyết không tồn tại quan hệ đồng tích hợp giữa các biến. Cuối cùng, nếu giá trị thống kê F nằm giữa giá trị tới hạn dưới và trên thì không thể kết luận về mối quan hệ giữa các biến.

Trong trường hợp mối quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn giữa các biến đã được khẳng định qua kiểm định Wald thì các hệ số hồi quy dài hạn sẽ được ước lượng theo độ trễ đã lựa chọn của mô hình ARDL. Sau đó, quan hệ ngắn hạn giữa các biến cũng được ước lượng với mô hình hiệu chỉnh sai số (Error correction model: ECM) như sau:

$$\begin{aligned} \Delta LM_t = & \alpha_1 \sum_{i=1}^n \varphi_{1i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{2i} \Delta LGDP_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \varphi_{3i} \Delta LR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{4i} \Delta REER_{t-i} + ECM_{t-1} \end{aligned} \quad (3)$$

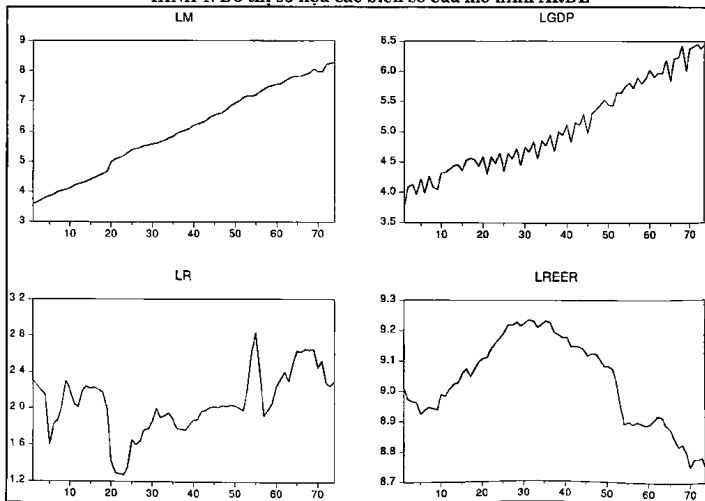
Để thực hiện các mục tiêu nghiên cứu, bài viết sử dụng số liệu theo quý (quarterly data) trong giai đoạn từ quý I/1995 đến hết quý II/2013, như vậy số quan sát $n=74$. Trong đó, số liệu về cầu tiền (M) được đại diện bởi số liệu về khối lượng tiền tệ M2 có nguồn từ Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, đơn vị tính

là nghìn tỷ đồng; GDP là tổng sản phẩm trong nước theo giá so sánh 1994 có nguồn từ Tổng cục thống kê, đơn vị tính là nghìn tỷ đồng; lãi suất d là lãi suất cơ bản có nguồn từ Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, đơn vị tính là %. Tỷ giá hối đoái thực (REER) được tính

theo công thức: $REER = \sum_{i=1}^n (e_{it} \frac{P_{it}}{P_i})^{wt}$ Tuy

nhiên trong nghiên cứu này thì REER chỉ được tính giữa VND/USD, trong đó chỉ tiêu P (chỉ số giá) được thay bằng bằng chỉ tiêu CPI (chỉ số giá tiêu dùng). Tỷ giá hối đoái danh nghĩa VND/USD có nguồn từ Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, CPI của Việt Nam có nguồn từ Tổng cục thống kê Việt Nam và CPI của Mỹ được lấy từ cơ sở dữ liệu IFS (International Financial Statistic) của Quỹ tiền tệ quốc tế IMF. Tất cả các chuỗi số liệu trước khi đưa vào mô hình ARDL đều được chuyển sang dạng logarit cơ số tự nhiên.

HÌNH 1: Đồ thị số liệu các biến số của mô hình ARDL



Nguồn: Tác giả tính toán và vẽ từ số liệu nghiên cứu.

3. Kết quả và thảo luận

3.1. Kiểm định nghiệm đơn vị và kiểm định đồng tích hợp Perasan

Để thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị (Unit root test) đối với các biến trong nghiên cứu, bài viết sử dụng tiêu chuẩn kiểm định ADF (Augmented Dickey-Fuller) và PP (Phillip Perron). Kết quả (bảng 1) cho thấy: chỉ có biến

LR dừng với ý nghĩa 10% với tiêu chuẩn ADF. Tuy nhiên kiểm định đối với sai phân bậc nhất (first difference) thì kết quả cho thấy tất cả các chuỗi thời gian này là chuỗi dừng sai phân bậc nhất với ý nghĩa 1% với cả tiêu chuẩn ADF và PP. Kết quả cũng hàm ý cho sự tồn tại của quan hệ đồng tích hợp bậc nhất I(1) giữa các biến trong mô hình nghiên cứu.

BẢNG 1: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

Tên biến	Tiêu chuẩn ADF		Tiêu chuẩn PP	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
LM	-0,727721	-7,645382***	-0,763013	-7,791609***
LGDP	0,982551	-9,463324***	-0,601910	-43,33230***
LR	-2,739917*	-6,695754***	-2,409596	-6,601250***
LREER	0,205745	-6,006783***	0,050263	-6,035888***

*Ghi chú: ký hiệu ***,**,* là chuỗi dừng tương ứng với các mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%*

Nguồn: Tác giả tính từ số liệu nghiên cứu.

Theo phương pháp kiểm định đồng tích hợp của Perasan và cộng sự (2001) đầu tiên tác giả tiến hành hồi quy mô hình (2) với độ trễ được lựa chọn là 2 cho mỗi biến sai phân bậc nhất trong mô hình ARDL. Sau đó, thực hiện kiểm định Wald (F test) cho cặp giả

thuyết $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$ và $H_1: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 \neq 0$ và tính được giá trị thống kê $F = 4,166005$. Tiếp theo, giá trị thống kê F này tiếp tục sử dụng để kiểm định quan hệ đồng tích hợp với tiêu chuẩn của Perasan và cộng sự (2001).

BẢNG 2: Kiểm định đồng tích hợp Perasan

Thống kê F	90%		95%		99%	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
4,166005						
Giá trị tới hạn (Critical value)	2,57	3,66	2,86	3,99	3,43	4,6

Nguồn: Table CII (iii) Case III: unrestricted intercept and no trend (Perasan et al, 2001).

Kết quả kiểm định được trình bày ở bảng 2 cho thấy: giả thuyết H_0 bị bác bỏ với mức ý nghĩa thống kê 5%. Như vậy đủ cơ sở để kết luận giữa các biến trong mô hình (1) có tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn với ý nghĩa 5%.

3.2. Ước lượng hàm cầu tiền trong dài hạn

Sau khi kết quả kiểm định Wald đã khẳng định chắc chắn sự tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp giữa các biến trong mô hình (1), tác giả tiếp tục thực hiện ước lượng

các hệ số hồi quy để xác định cụ thể về quan hệ trong dài hạn giữa các biến. Kết quả ước lượng các hệ số dài hạn và các kiểm định chuẩn đoán về sự phù hợp của mô hình được trình bày dưới đây (bảng 3). Trong đó, các kiểm định chuẩn đoán được thực hiện gồm LM test (kiểm tra hiện tượng tự tương quan) và Heteroskedasticity Test (kiểm tra hiện tượng phương sai sai số thay đổi). Kết quả các kiểm định cho thấy: các điều kiện cơ bản của kinh tế lượng về độ tin cậy của kết quả hồi quy đều được đảm bảo.

BẢNG 3: Kết quả ước lượng hàm cầu tiền trong dài hạn

Biến phụ thuộc: LM				
Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
C	-18,83426	3,171642	-5,938333	0,0000
LGDP	2,081993	0,053160	39,16499	0,0000
LR	-0,266101	0,136032	-1,956162	0,0544
LREXCH	1,640142	0,323383	5,071825	0,0000
R ²	0,966125	Tiêu chuẩn Akaike		0,253671
R ² điều chỉnh	0,964673	Tiêu chuẩn Schwarz		0,378215
Thống kê F	665,4646	Tiêu chuẩn Hannan-Quinn		0,303353
Xác suất (thống kê F)	0,000000	Thống kê Durbin-Watson		2,167236
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: $\chi^2 = 0,900116$ (2,68) [0,4113]				
Heteroskedasticity Test:ARCH: $\chi^2 = 0,103107$ (1,71) [0,7491]				

Nguồn: Tác giả tính từ số liệu nghiên cứu.

Trong mô hình hồi quy tuyến tính dạng loga thì các hệ số hồi quy thu được chính là độ co giãn của biến phụ thuộc theo các biến giải thích với đơn vị tính là %. Như vậy, kết quả ước lượng (bảng 3) đã cho thấy: trong dài hạn cầu tiền có quan hệ dương với GDP với ý nghĩa thống kê 5%, theo đó nếu GDP thực tăng 1% (được hiểu là tỷ lệ tăng trưởng kinh tế tăng thêm 1%) thì cầu tiền cũng tăng khoảng 2,082%. Kết quả này cho thấy cầu tiền co giãn mạnh với sản lượng, điều này hoàn toàn phù hợp với thực tế vì người dân Việt Nam chủ yếu sử dụng tiền mặt trong giao dịch đời sống hàng ngày, do đó nền kinh tế phải luôn duy trì một lượng tiền giao dịch, dự phòng rất lớn. Đây chính là một trong những nguyên nhân giải thích tại sao Việt Nam luôn phải tăng cung tiền khá mạnh để thúc đẩy kinh tế tăng trưởng nhanh hơn, dẫn đến phải đối mặt với các đợt lạm phát tăng lên ngay sau đó.

Tiếp theo, kết quả nghiên cứu cho thấy cầu tiền có quan hệ âm với lãi suất với ý nghĩa thống kê 5%, theo đó nếu lãi suất tăng 1% thì cầu tiền sẽ giảm 0,266%. Kết quả này phù hợp với khung lý thuyết về cầu tiền. Quan hệ âm giữa cầu tiền và lãi suất đã phản ánh chi phí cơ hội của việc nắm giữ tiền mặt của người dân Việt Nam. Trong đó, nếu lãi suất tăng thì chi phí cơ hội của việc nắm giữ tiền mặt cũng sẽ tăng lên, dẫn đến người dân sẽ gia tăng việc gửi tiền vào ngân hàng và cầu tiền giảm xuống. Cầu tiền co giãn ít với lãi suất cũng cho thấy gửi tiết kiệm không phải là một kênh đầu

tư được ưu tiên nhất của người dân Việt Nam trong thời kỳ nghiên cứu (có lẽ do nền kinh tế thường xuyên phải đối mặt với tỷ lệ lạm phát cao đã làm lãi suất từ việc gửi tiết kiệm không hấp dẫn bằng đầu tư vào bất động sản, chứng khoán, vàng hay ngoại tệ...).

Cuối cùng, kết quả nghiên cứu cho thấy: tỷ giá hối đoái thực có quan hệ dương với cầu tiền, theo đó nếu tỷ giá hối đoái thực giảm 1% thì cầu tiền cũng giảm 1,64%. Việc tỷ giá hối đoái thực giảm tác động làm cầu tiền giảm xuống, phản ánh việc người dân chuyển một phần tài sản dự trữ bằng đồng Việt Nam (nội tệ) sang dự trữ bằng đồng đôla Mỹ đã làm cầu tiền giảm xuống. Đây cũng chính là bằng chứng thực nghiệm cho thấy hiện tượng đôla hóa tăng mạnh trong thời kỳ lạm phát tăng cao tại Việt Nam. Trong giai đoạn 2004-2013, mặc dù Chính phủ Việt Nam liên tục tăng tỷ giá hối đoái danh nghĩa giữa VND/USD, tuy nhiên do lạm phát tại Việt Nam tăng với tốc độ cao hơn nhiều so với lạm phát tại Mỹ nên đã làm tỷ giá hối đoái thực giữa VND/USD (LREER) liên tục giảm xuống trong thời kỳ này (hình 1 dòng 2, đồ thị LREER). Cũng qua đồ thị này ta thấy rất rõ là tỷ giá hối đoái thực giữa VND/USD giảm rất mạnh vào thời điểm các năm 2007-2008 và 2010-2011 là các giai đoạn Việt Nam có tỷ lệ lạm phát phi mã (hai cơn sốt).

Như vậy, các hệ số hồi quy dài hạn thu được từ mô hình ARDL đều phù hợp với lý thuyết cũng như thực tiễn nền kinh tế của Việt Nam.

3.3. Ước lượng hàm cầu tiền trong ngắn hạn

Phần tiếp theo, bài viết trình bày kết quả ước lượng mô hình (3) để xác định mối quan hệ trong ngắn hạn giữa các biến. Trong đó, phần sai số hiệu chỉnh (ECM) sử dụng trong mô hình (3) là phần sai số thu được từ kết quả ước lượng các hệ số dài hạn. Độ trễ mô hình tối ưu được xác định là ARDL(1,3,0,2) trên cơ

sở so sánh giá trị AIC (Akaike Information Criterion) thu được. Kết quả ước lượng các hệ số ngắn hạn của mô hình ARDL(1,3,0,2) và các kiểm định chuẩn đoán về sự phù hợp của mô hình được trình bày ở bảng 4 dưới đây. Các kiểm định chuẩn đoán tiếp tục cho thấy các điều kiện cơ bản của kinh tế lượng vẫn được thỏa mãn, đảm bảo tính tin cậy của kết quả hồi quy.

BẢNG 4: Kết quả ước lượng hàm cầu tiền trong ngắn hạn

Biến phụ thuộc: ΔLM				
Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Xác suất
C	0,056549	0,005999	9,426538	0,0000
$\Delta LGDP$	0,065637	0,040440	1,623091	0,1096
$\Delta LGDP(-1)$	0,102551	0,062919	1,629903	0,1081
$\Delta LGDP(-2)$	0,096791	0,040272	2,403422	0,0192
ΔLR	-0,143823	0,032406	-4,438168	0,0000
$\Delta REER$	0,114128	0,232368	0,491149	0,6250
$\Delta REER(-1)$	0,427364	0,261486	1,634365	0,1072
ECM(-1)	-0,044247	0,036726	-1,204793	0,2328
R^2	0,413542	Tiêu chuẩn Akaike		-3,484736
R^2 điều chỉnh	0,348380	Tiêu chuẩn Schwarz		-3,229787
Thống kê F	6,346364	Tiêu chuẩn Hannan-Quinn		-3,383351
Xác suất (thống kê F)	0,000012	Thống kê Durbin-Watson		1,983617
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: $\chi^2=2,231082$ [0,3277]				
Heteroskedasticity Test: ARCH: $\chi^2=1,460193$ [0,2269]				

Nguồn: Tác giả tính từ số liệu nghiên cứu.

Kết quả ước lượng mô hình (3) tiếp tục khẳng định: trong ngắn hạn, lãi suất quan hệ âm với cầu tiền với ý nghĩa thống kê 1%. Kết quả này cho thấy, cầu tiền của Việt Nam khá nhạy với biến động của lãi suất, khi lãi suất giảm ngay lập tức làm tăng cầu tiền trong ngắn hạn. Tiếp theo, sản lượng có quan hệ dương với cầu tiền với ý nghĩa 5%, điều này phản ánh Ngân hàng Nhà nước Việt Nam thường xuyên thay đổi cung tiền để phù hợp với diễn biến của sản lượng (GDP). Tuy nhiên, tỷ giá hối đoái thực mặc dù vẫn có quan hệ dương với cầu tiền trong ngắn hạn nhưng hệ số hồi quy không có ý nghĩa thống kê. Điều này có thể được giải thích do Nhà nước quản lý thị trường ngoại hối khá chặt chẽ, dùng nhiều biện pháp hạn chế việc chuyển đổi, sử dụng ngoại tệ trong giao dịch, dự trữ (nhằm hạn chế mức độ đôla hóa) nên dù người dân có muốn chuyển

đổi từ nội tệ sang ngoại tệ ngay khi tỷ giá hối đoái thực giảm xuống (do điều chỉnh tăng tỷ giá hối đoái danh nghĩa) thì việc này cũng cần phải có thời gian, đây là lý do tại sao trong ngắn hạn hệ số hồi quy của tỷ giá hối đoái thực không có ý nghĩa thống kê.

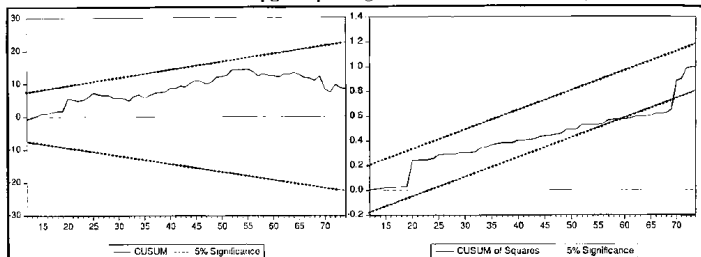
Hệ số của phần sai số hiệu chỉnh (ECM_{t-1}) là -0,044 nhưng không có ý nghĩa thống kê, cho thấy tốc độ điều chỉnh từ ngắn hạn về cân bằng dài hạn là rất yếu sau khi có các cú sốc từ các biến số vi mô tác động. Kết quả hồi quy cũng cho thấy: mô hình ECM đã giải thích được 41,35% sự biến động trong ngắn hạn của cầu tiền trong thời kỳ nghiên cứu.

Để kiểm định sự ổn định của mô hình ARDL (1,3, 0,2), bài viết sử dụng các tiêu chuẩn kiểm định CUSUM (Cumulative Sum of Recursive Residuals test) và CUSUMSQ (Cumulative Sum of Squares of Recursive

Residuals test). Kết quả kiểm định cho thấy: đồ thị của giá trị CUSUM nằm trọn hoàn toàn trong khoảng các giá trị tới hạn trên và dưới với mức ý nghĩa 5%, tuy nhiên giá trị CUSUMSQ lại có khoảng bị rơi ra ngoài giá trị tới hạn dưới hình 2. Kết quả cũng hàm ý các hệ

số hồi quy của hàm cầu tiền trong ngắn hạn chỉ ở mức tương đối ổn định. Điều này còn cho thấy: ngoài các biến giải thích trên thì trong ngắn hạn cầu tiền còn phụ thuộc vào nhiều yếu tố kinh tế xã hội khác nhưng chưa có mặt trong mô hình nghiên cứu.

HÌNH 2: Đồ thị giá trị thống kê CUSUM và CUSUMSQ



Nguồn: Tác giả tính từ số liệu nghiên cứu.

3.4. Kiểm định nhân quả Granger

Trong phần này tác giả sử dụng kiểm định nhân quả Granger để kiểm tra tác động nhân quả trực tiếp giữa các biến trong mô hình ARDL. Bài viết sử dụng mô hình véc tơ tự hồi quy (VAR: Vector Autoregressive)

với các biến là sai phân bậc nhất, do các biến này đã bảo đảm tính dừng (xem bảng 1). Như vậy, các biến được đưa vào mô hình VAR gồm có: ΔLM , $\Delta LGDP$, ΔLR , $\Delta LREER$; do đó, mô hình VAR được trình bày dưới đây:

$$\Delta LM_t = \delta_1 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{j=0}^n \varphi_{3j} \Delta LR_{t-j} + \sum_{i=0}^n \varphi_{4i} \Delta LREER_{t-i} + u_{1t} \quad (4)$$

Áp dụng kiểm định Wald với giá trị phân phối chi bình phương (χ^2) được tính nhằm kiểm tra mối quan hệ nhân quả của các biến ΔLM , $\Delta LGDP$, ΔLR , $\Delta LREER$ trên cơ sở của khung lý thuyết mô hình VAR. Độ trễ tối ưu của mô

hình VAR được tác giả lựa chọn là 3; độ trễ này xác định dựa trên khuyến cáo của các chỉ tiêu AIC (Akaike information criterion), HQ (Hannan-Quinn information criterion), FPE (Final prediction error) và LR (Likelihood ratio).

BẢNG 5: Các tiêu chuẩn lựa chọn độ trễ của mô hình VAR

Độ trễ	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	7.25e-10	-9.693660	-9.562037	-9.641577
1	75.66	3.45e-10	-10.43639	-9.778277*	-10.17598
2	43.64	2.64e-10	-10.71129	-9.526675	-10.24253
3	41.46*	2.00e-10*	-11.00162*	-9.290514	-10.32453*
4	14.89	2.45e-10	-10.82181	-8.584212	-9.936387
5	14.42	3.02e-10	-10.65776	-7.893672	-9.564006
6	20.01	3.22e-10	-10.65660	-7.366017	-9.354510

Ghi chú: Dấu * là hàm ý về độ trễ lựa chọn của tiêu chuẩn

Nguồn: Tác giả tính từ số liệu nghiên cứu.

Ước lượng phương trình (4) với mô hình VAR độ trễ 3. Sau đó thực hiện kiểm định

nhân quả Granger thì ta thu được kết quả như sau:

BẢNG 6: Kết quả kiểm định nhân quả Granger

Biến giải thích	Biến phụ thuộc (χ^2)			
	ΔLM	$\Delta LGDP$	ΔLR	$\Delta LREER$
ΔLM		8,900950** (0,0306)	3,868631 (0,2760)	3,132675 (0,3716)
$\Delta LGDP$	2,896601 (0,4078)		22,61945*** (0,0000)	1,379645 (0,7103)
ΔLR	5,989551* (0,0977)	1,230285 (0,7458)		1,133028 (0,7691)
$\Delta LREER$	15,02925*** (0,0018)	4,237946 (0,2369)	32,26420*** (0,0000)	
All (Tất cả)	23,59900*** (0,0050)	21,94426*** (0,0091)	71,59318*** (0,0000)	4,884123 (0,8443)

Ghi chú: ký hiệu ***, **, * là có ý nghĩa ở 1%, 5%, 10%

Nguồn: Tác giả tính từ số liệu nghiên cứu.

Kết quả kiểm định nhân quả Granger cho thấy tỷ giá hối đoái thực ($\Delta LREER$) tác động nhân quả một chiều (one way) lên cầu tiền (ΔLM) trong thời gian nghiên cứu với ý nghĩa 1%, lãi suất (ΔLR) tác động nhân quả một chiều lên cầu tiền (ΔLM) với ý nghĩa thống kê 1%. Tôn tại tác động nhân quả hỗn hợp của tất cả các biến giải thích lên cầu tiền với ý nghĩa 1%. Bên cạnh đó, cầu tiền (ΔLM) tác động nhân quả lên sản lượng ($\Delta LGDP$) với ý nghĩa 1%, nhưng không tồn tại tác động nhân quả ngược từ sản lượng ($\Delta LGDP$) lên cầu tiền (ΔLM) đã cho thấy, trong thời gian nghiên cứu thì tốc độ tăng GDP thực (được hiểu là tăng trưởng kinh tế) của Việt Nam phụ thuộc khá nhiều vào sự thay đổi của khối lượng tiền tệ; đây là minh chứng rõ nét cho thấy mô hình tăng trưởng kinh tế phụ thuộc nhiều vào tăng cung tiền, vào tăng trưởng tín dụng tại Việt Nam trong thời gian qua.

4. Kết luận và đề xuất chính sách

Với việc áp dụng mô hình ARDL trong việc nghiên cứu, xây dựng hàm cầu tiền của Việt Nam trong giai đoạn hội nhập kinh tế quốc tế (1995-2013) đã phát hiện một số vấn đề đáng lưu ý như sau:

Thứ nhất, tồn tại quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn giữa cầu tiền, sản lượng, lãi suất, tỷ giá hối đoái. Trong đó, cầu tiền quan hệ dương với sản lượng cả ngắn hạn và dài

hạn, cầu tiền có quan hệ âm với lãi suất trong cả ngắn hạn và dài hạn. Tuy nhiên, cầu tiền và tỷ giá hối đoái thực chỉ có quan hệ dương trong dài hạn cho thấy, các chính sách của Nhà nước nhằm hạn chế tình trạng đô la hóa nền kinh tế đã phát huy hiệu quả tích cực.

Thứ hai, kiểm định nhân quả Granger đã cho thấy, quan hệ nhân quả một chiều từ lãi suất và tỷ giá hối đoái thực lên cầu tiền. Tuy nhiên chỉ tồn tại tác động nhân quả một chiều từ cầu tiền lên sản lượng, đã cho thấy tăng trưởng kinh tế Việt Nam trong thời kỳ nghiên cứu phụ thuộc khá nhiều vào việc tăng trưởng khối lượng tiền tệ, tăng trưởng tín dụng (ví dụ năm 2007 là năm kinh tế Việt Nam tăng trưởng đạt mức 8,5% nhưng cũng là năm có tốc độ tăng cung tiền cao kỷ lục 41,2%).

Dựa trên cơ sở kết quả nghiên cứu, tác giả đề xuất với các cơ quan chức năng một số vấn đề trong công tác hoạch định, điều hành chính sách tiền tệ tại Việt Nam thời gian tới như sau:

Thứ nhất, giai đoạn tới, Ngân hàng Nhà nước cần tiếp tục thực hiện chính sách kéo giảm mật bằng lãi suất xuống thấp hơn so với hiện tại. Theo kết quả nghiên cứu, việc lãi suất giảm sẽ trực tiếp tác động làm tăng cầu tiền, việc người dân sẽ dự trữ tiền mặt nhiều hơn sẽ có những tác động tích cực làm tăng tiêu dùng hộ gia đình, tăng đầu tư và hiệu ứng số nhân tiếp tục khuếch đại làm gia tăng tổng cầu của

nền kinh tế. Bên cạnh đó, nếu các giải pháp "kích cầu" được thực hiện cũng sẽ phát huy tác dụng mạnh hơn. Cần lưu ý trong bối cảnh tháng 04/2014, số liệu của Tổng cục thống kê cho thấy: lạm phát tại Việt Nam đang xuống thấp nhất trong vòng 13 năm qua, thì việc giảm lãi suất để kích thích tăng tổng cầu qua tiêu dùng hộ gia đình, đầu tư là một giải pháp hay và có hiệu quả đối với nền kinh tế ngay cả trong trung, dài hạn.

Thứ hai, cần có các biện pháp để tăng tỷ giá hối đoái thực lên để tiếp tục làm cầu tiền tăng lên, qua đó cũng giảm mức độ đô la hóa của nền kinh tế. Bên cạnh đó, tỷ giá hối đoái thực liên tục giảm trong giai đoạn 2004-2013 đã tác động làm hàng hóa trong nước ngày càng tăng giá so với hàng hóa cùng loại ở thị trường quốc tế. Nếu tỷ giá hối đoái thực tiếp tục giảm đi trong thời gian tới thì sẽ tạo áp lực kìm hãm xuất khẩu (cần lưu ý là thời gian gần đây số đi xuất khẩu Việt Nam tăng mạnh là do sự đóng góp rất lớn của khối doanh nghiệp FDI, khu vực doanh nghiệp này ít chịu tác động từ chính sách tỷ giá của Việt Nam) và tăng nhập khẩu (cũng tiếp tục lưu ý là nhập siêu của Việt Nam từ Trung Quốc đang ngày một trầm trọng, chúng ta không những nhập khẩu nguyên vật liệu, máy móc, thiết bị... mà còn nhập khẩu ngày càng nhiều mặt hàng mà Việt Nam có thể sản xuất được như: cà chua, khoai tây, hành, tỏi, tằm tre... là dấu hiệu cho thấy tỷ giá hối đoái thực giảm đã làm hàng hóa sản xuất tại Việt Nam ngày càng cao giá hơn so với Trung Quốc). Nếu các cơ quan chức năng của Việt Nam không có biện pháp mạnh mẽ hơn trong điều hành tỷ giá hối đoái giai đoạn tới, thì chắc chắn sẽ không giải quyết được bài toán nhập siêu ngày càng tăng lên từ Trung Quốc.

Thứ ba, kết quả nghiên cứu khẳng định quan hệ nhân quả tỷ lệ thuận từ cầu tiền đến tăng trưởng kinh tế, do đó muốn kinh tế tăng trưởng cao hơn trong thời gian tới thì các giải pháp nhằm tăng cung tiền cần phải tính đến (mặc dù tăng cung tiền có thể kích hoạt làm mức lạm phát tăng lên). Tuy nhiên để nâng cao hiệu quả của việc tăng cung tiền và giảm rủi ro lạm phát tăng lên, thì Ngân hàng Nhà nước

cần có các biện pháp nhằm bảo đảm cung tiền tăng, tín dụng tăng thì dòng tiền tệ sẽ chảy vào sản xuất kinh doanh để tăng hàng hóa, dịch vụ cho nền kinh tế (bởi vì tỷ lệ tăng trưởng kinh tế được hiểu là tỷ lệ tăng lên của tổng sản phẩm trong nước theo giá cố định). Ngược lại, nếu tăng cung tiền, tăng tín dụng mà dòng tiền tệ chảy vào đầu cơ chứng khoán, vàng, ngoại tệ... thì bất ổn vĩ mô sẽ xảy ra, lạm phát sẽ tăng lên./

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Adam, C. S. (1991), 'Financial innovation and the demand for M3 in the UK 1975-1986', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol 53, PP 401-423.
2. Akinlo, A. E. (2006), 'Stability of money demand in Nigeria: An Autoregressive distributed lag Approach', *Journal of Policy Modeling*, Vol 28, PP 445-452.
3. Arango, S., and Nadiri M. I. (1981), 'Demand for money in open economies', *Journal of Monetary Economics*, Vol 7, 69-83.
4. Bahmani-Oskooee M., and Shabsigh G. (1996), 'The demand for money in Japan: Evidence from cointegration analysis', *Japan and the World Economy*, Vol 8, PP 01-10.
5. Johansen S. (1988), 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol 12, PP 231-254.
6. Johansen, S., and Juselius K. (1990), 'Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol 52, PP 169-210.
7. Keynes, J. M. (1936, bản dịch sang tiếng Việt năm 1994), *Lý thuyết tổng quát về việc làm, lãi suất và tiền tệ (bản dịch của Trường đại học Kinh tế quốc dân dưới sự chấp thuận của Macmillan Cambridge University Press)*, Nxb Giáo dục, Hà Nội.
8. Karfakis, C. I., and Parikh, A. (1993), 'A cointegration approach to monetary targeting in Australia', *Australia Economic Papers*, Vol 32, PP 53-70.
9. Kumar, S., Webber D. J., and Fargher, S. (2013), 'Money demand stability: A case study of Nigeria', *Journal of Policy Modeling*, Vol 30, PP 01-13.
10. Hafer, R. W., and Jansen, D. W. (1991), 'The demand for money in the United States: Evidence from cointegration tests', *Journal Money Credit and Banking*, Vol 23, PP 155-168.
11. Mundell, A. R. (1963), 'Capital mobility and stabilization policy under fixed and -flexible exchange rate', *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol 29, 475-485.
12. Perasan, M.H., Shin, Y. and Smith, R.J. (2001), 'Bounds testing Approaches to the Analysis of Level Relationships', *Journal of Applied Econometrics*, Vol 16, PP 289-326.