

Ước lượng hàm cầu tiền thực cho Việt Nam: Hàm ý chính sách từ kết quả so sánh được

PHẠM ĐÌNH LONG

Trường Đại học Mở TP.HCM – long.pham@ou.edu.vn

BÙI QUANG HIỀN

hienbq.16ae@ou.edu.vn

Ngày nhận:

10/10/2016

Ngày nhận lại:

25/01/2017

Ngày duyệt đăng:

25/01/2017

Mã số:

1016-E41-V01

Từ khóa:

Cầu tiền; Chính sách tiền tệ; Vector hiệu chỉnh sai số; Hồi quy đồng liên kết.

Keywords:

Money demand;
Monetary policy; Vector error correction model;
Cointegration regressions.

Việc định lượng hàm cầu tiền có ý nghĩa quan trọng trong việc xác định mức tăng cung tiền, góp phần thực hiện chính sách tiền tệ đạt hiệu quả. Nghiên cứu này ước lượng hàm cầu tiền thực cho VN trong giai đoạn tháng 12/2003–12/2014 bằng các mô hình vector hiệu chỉnh sai số và hồi quy đồng liên kết. Sau khi phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến hàm cầu tiền thực (M1 và M2) cả trong ngắn và dài hạn, kết quả nghiên cứu làm rõ vai trò của giá vàng thực và tỉ giá thực đa phương tác động mạnh đến hàm cầu tiền trong dài hạn. Hàm cầu tiền thực (M1 và M2) chưa thể kết luận là ổn định trong giai đoạn nghiên cứu.

Abstract

The quantitative analysis of money demand meaningfully specifies money supply growth, contributing to the implementation of effective monetary policy. This study attempts to estimate money demand for Vietnam between December 2003 and December 2014, using vector error correction and cointegration regression models. By considering the determinants of money demand (M1 and M2) in short and long terms, the empirical results verify the roles of real gold price and effective exchange rate, which strongly and significantly affect money demand in the long run. The other determinants, however, only have subtle effects, concerning money demand functions, which suggests that real money demand functions (M1 and M2) cannot be confirmed as being stable during the surveyed period. Some policy implications are thus recommended based on the analytically comparable results.

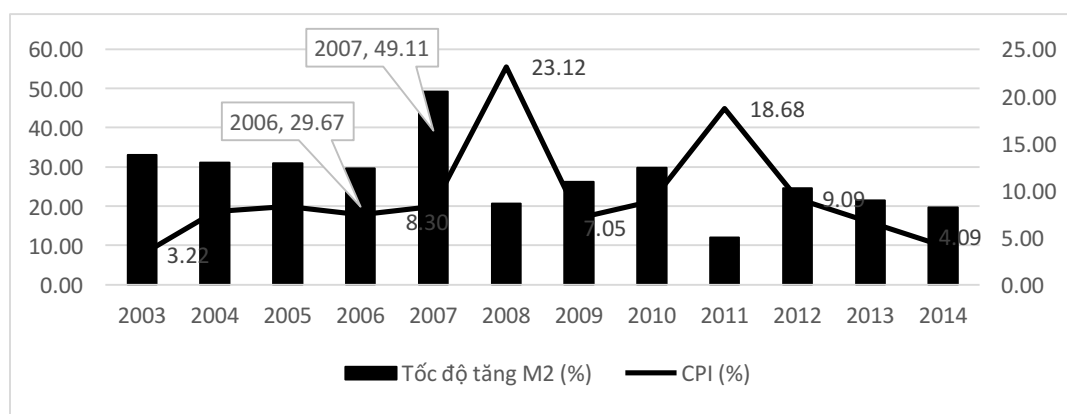
1. Giới thiệu

Trong bối cảnh nền kinh tế có nhiều biến động, việc điều hành chính sách tiền tệ (CSTT) cần dựa trên nhiều cơ sở cả về lý thuyết lẫn thực nghiệm để đạt kết quả tốt nhất. Nhiều nghiên cứu liên quan đã được thực hiện, trong đó có một số nghiên cứu về hàm cầu tiền. Về lý thuyết, hàm cầu tiền có ý nghĩa quan trọng trong việc phân tích các chính sách vĩ mô. Xét trên thị trường tiền tệ, hàm cung và cầu tiền hình thành nên đường LM trong mô hình IS–LM, theo đó, lãi suất như là một kênh truyền dẫn của CSTT đến các chỉ số chính trong nền kinh tế. Sự ổn định của hàm cầu tiền giúp ngân hàng trung ương (NHƯ) theo dõi sự biến động để điều chỉnh cung tiền ở mức phù hợp, tránh các khoản thiếu hụt hay dư thừa cung tiền làm lãi suất biến động và ảnh hưởng đến các yếu tố khác. Vì vậy, vấn đề nghiên cứu này thường được chú trọng và làm cơ sở cho việc hình thành CSTT hiệu quả. Theo Sriram (1999c), nghiên cứu về hàm cầu tiền trên thế giới có lịch sử lâu đời với các nghiên cứu tiêu biểu của Fisher (1911), Keynes (1936), Friedman (1956). Nhiều kết luận khác nhau được đưa ra bởi các phương pháp ước lượng đa dạng và phong phú. Các nghiên cứu liên quan rất quan tâm đến vấn đề lựa chọn mô hình sao cho phù hợp nhất và cập nhật các yếu tố mới ứng với tình hình thực tế có nhiều biến đổi. Điều này đòi hỏi cần có các nghiên cứu tiếp theo về việc tiếp tục nghiên cứu hàm cầu tiền nhằm phản ánh rõ hơn thực trạng nền kinh tế. Ở VN, số lượng các nghiên cứu định lượng về hàm cầu tiền chưa được thực hiện nhiều. Các nghiên cứu này chỉ dừng lại ở từng mô hình cụ thể, điển hình như sử dụng mô hình VAR hoặc VECM để phân tích (Hà Huỳnh Hoa, 2008; Nguyen & Pfau, 2010). Hà Huỳnh Hoa (2008) chỉ ra biến lãi suất tín phiếu kho bạc, biến sự mất giá của đồng nội tệ tác động đến hàm cầu tiền. Trong khi đó, Nguyen và Pfau (2010) chỉ ra lãi suất tiền gửi ngoại tệ và chỉ số chứng khoán cũng tác động đến hàm cầu tiền. Hàm cầu tiền từng được kết luận là ổn định trong giai đoạn 1996–2006 (Hà Huỳnh Hoa, 2008) và giai đoạn 1999–2010 (Nguyen & Pfau, 2010).

Theo Luật Ngân hàng Nhà nước (NHNN)¹, mục tiêu của CSTT là ổn định giá trị đồng tiền thể hiện qua chỉ số lạm phát. Ở thời điểm năm 2008 và 2011, sau khi cung tiền có dấu hiệu được mở rộng, chỉ số CPI có dấu hiệu tăng cao lần lượt ở mức 23,12%, 18,68% (Hình 1) nhưng CSTT lại được thắt chặt vào giai đoạn tiếp theo. Về tỉ giá thực đa phương, NEER mất giá 16,65% nhưng REER tăng gần 39,82% tính từ tháng 12/2007

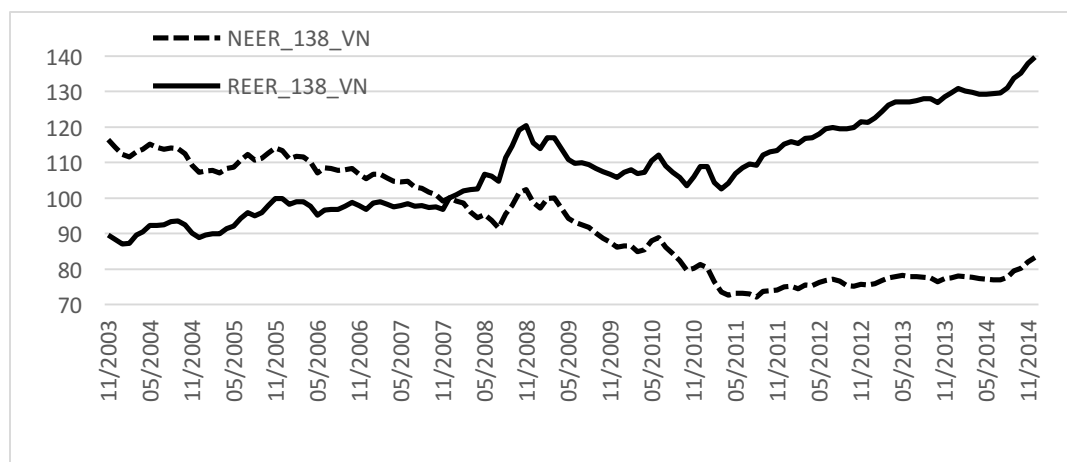
¹ http://vanban.chinhphu.vn/portal/page/portal/chinhphu/hethongvanban?class_id=1&mode=detail&document_id=96040

đến tháng 12/2014. Giá trị REER tăng tương đương với đồng VND lên giá (Hình 2). Hàng hóa trong nước bị mất dần tính cạnh tranh. Về giá vàng, giai đoạn 2007–2011 biến động mạnh so với giai đoạn 2003–2007 (Hình 3). Sau giai đoạn đầu thầu vàng miếng từ tháng 03/2013 đến tháng 12/2013, kết quả cho thấy hoạt động đầu cơ trên thị trường vàng đã giảm so với giai đoạn trước. Mặt bằng lãi suất gồm: Lãi suất tiền gửi, lãi suất cho vay và lãi suất tín phiếu kho bạc đã tăng lên rất cao tương ứng với thời điểm tình hình lạm phát cũng tăng cao ở thời điểm năm 2008 và 2011 (Hình 4). Tín dụng được thắt chặt lại vào năm liền sau (năm 2009, 2012) để kiềm chế lạm phát.



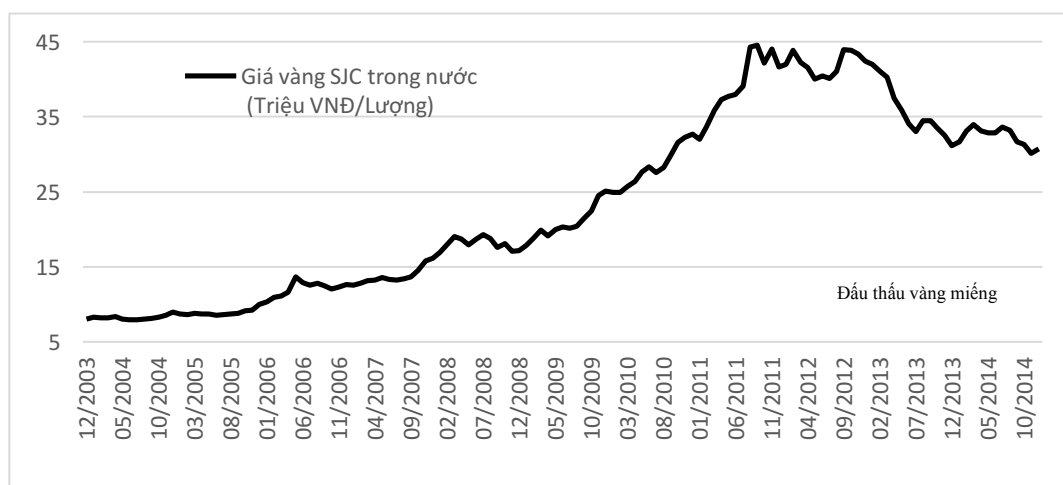
Hình 1. Tăng trưởng cung tiền M2 (trái), chỉ số CPI (phải) giai đoạn 2003–2014

Nguồn: Dữ liệu thống kê tài chính quốc tế (IFS) của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF).



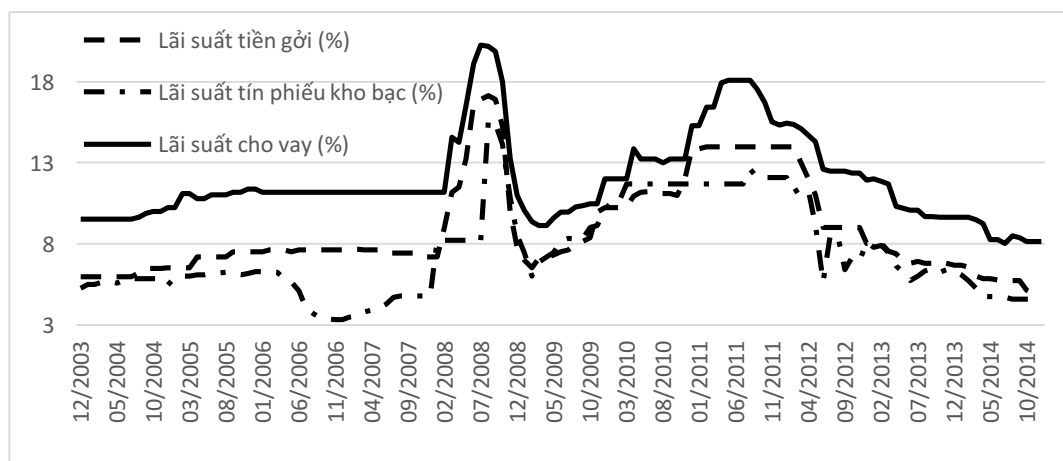
Hình 2. NEER và REER của VN giai đoạn tháng 12/2003–12/2014.

Nguồn: Zsolt (2012) tính toán và được cập nhật dữ liệu đến tháng 06/2015



Hình 3. Diễn biến giá vàng trong nước giai đoạn tháng 12/2003–12/2014.

Nguồn: Tổng cục thống kê, Vietstocks.



Hình 4. Lãi suất tiền gửi, lãi suất cho vay, lãi suất tín phiếu kho bạc của VN giai đoạn tháng 12/2003–12/2014.

Nguồn: Dữ liệu thống kê tài chính quốc tế (IFS) của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF).

Kết quả hàm cầu tiền đôi lúc không giống nhau giữa các nghiên cứu do có sự khác nhau trong việc lựa chọn biến chi phí cơ hội, lựa chọn mô hình ước lượng hoặc giai đoạn nghiên cứu. Từ nhu cầu thực tiễn của điều hành kinh tế vĩ mô và diễn biến thực tế, nghiên cứu sẽ phân tích các yếu tố tác động đến hàm cầu tiền và ước lượng hàm cầu tiền cho

VN giai đoạn tháng 12/2003–12/2014 có bổ sung thêm hai yếu tố mới về tỉ giá thực đa phương và giá vàng. Ngoài mô hình vector hiệu chỉnh sai số, tác giả còn sử dụng mô hình hồi quy đồng liên kết. Theo Wang và Wu (2012), ưu điểm của mô hình này giúp khắc phục vấn đề tương quan chuỗi và hiện tượng nội sinh thông qua việc hiệu chỉnh các hệ số từ ma trận hiệp phương sai của phần dư trong dài hạn. Kết quả ước lượng từ việc hiệu chỉnh trong mô hình hồi quy đồng liên kết và mô hình vector hiệu chỉnh sai số sẽ được nghiên cứu so sánh và phân tích. Với ưu điểm của mô hình hồi quy đồng liên kết, các yếu tố tác động đến hàm cầu tiền phản ánh được kết quả tốt hơn và có thể phát hiện thêm yếu tố tác động mới. Qua đó, nghiên cứu đưa một số khuyến nghị trong việc hoạch định CSTT ở VN.

2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết và khung phân tích

Nghiên cứu hàm cầu tiền sử dụng giả thuyết thị trường tiền tệ cân bằng để đánh giá trong mô hình ước lượng (Blanchard, 2016). Ở mỗi mức lãi suất cho trước, đường cầu tiền cho biết công chúng muốn nắm giữ lượng tiền là bao nhiêu. Thị trường tiền tệ cân bằng khi lượng tiền mà dân chúng thực sự nắm giữ (lượng cung tiền) bằng với lượng tiền mà dân chúng muốn nắm giữ (lượng cầu tiền). Lượng cầu tiền được hiểu là các tài sản tài chính mong đợi dưới hình thức tiền bao gồm tiền mặt hoặc tiền gửi ngân hàng.

Lý thuyết cầu tiền được phát triển từng bước mà khởi đầu từ lý thuyết lượng tiền giải thích động cơ nắm giữ tiền cơ bản với mục đích giao dịch (Lâm Chí Dũng, 2009). Fisher (1911) không đề cập trực tiếp hàm cầu tiền mà đưa ra phương trình $P.Y = M.V$ với P , Y , M , V lần lượt là mức giá, thu nhập, khối lượng tiền và tốc độ chu chuyển tiền tệ (Sriram, 1999c). Phương trình viết lại $M = k.P.Y$ ($k = 1/V$ là hệ số nhân tiền). Các lý thuyết sau này phát triển thêm các động cơ khác là động cơ nắm giữ tài sản để đầu tư, hoặc đầu cơ. Theo Sriram (1999c), lý thuyết cầu tiền tiếp tục được bổ sung nhưng nghiên cứu chỉ chọn lý thuyết của Keynes (1936) và Friedman (1956) do có sử dụng để lý giải trong phân tích kết quả. Theo Keynes (1936, được trích bởi Babic, 2000; Kumar & cộng sự, 2011) cho rằng việc giữ tiền có ba động cơ gồm: Giao dịch, dự phòng và đầu tư tài chính. Người dân mong muốn giữ tiền để thực hiện các giao dịch hàng ngày và sử dụng cho những nhu cầu bất ngờ. Hai động cơ này tỉ lệ thuận với thu nhập. Đối với động cơ đầu tư tài chính, lãi suất đóng vai trò quan trọng quyết định cầu tiền cho đầu cơ và tỉ lệ nghịch với nhu cầu giữ tiền (Kumar & cộng sự, 2011). Mô hình hàm cầu tiền mà ông đề xuất có phân biệt giữa lượng

tiền danh nghĩa và thực tế $\frac{M^D}{P} = f(i_-, Y_+)$. Friedman (1956) dựa trên lí thuyết lượng tiền khi cho rằng tiền như một loại tài sản và hàm cầu tiền chịu tác động bởi những yếu tố liên quan đến nhu cầu sở hữu các loại tài sản khác. Lí thuyết lượng cầu về tài sản cho rằng đây là một hàm số của những tài nguyên sẵn sàng dùng cho cá nhân và lợi nhuận kì vọng của các loại tài sản khác so với lợi nhuận kì vọng của tiền tệ. Mô hình hàm cầu tiền cho bởi phương trình (1).

$$\frac{M^D}{P} = f(Y_{p+}, r_b - r_{m-}, r_e - r_{m-}, \pi_e - r_{m-}) \quad (1)$$

Trong đó :

$\frac{M^D}{P}$: Cầu tiền thực tế;

Y_p : Thu nhập trong dài hạn;

r_m : Lợi nhuận kì vọng của tiền tệ;

r_b : Lợi nhuận kì vọng của trái phiếu;

r_e : Lợi nhuận kì vọng của cổ phiếu; và

π_e : Tỷ lệ lạm phát kì vọng.

Nghiên cứu về ảnh hưởng của lãi suất đến sự ổn định của hàm cầu tiền đã xuất hiện những tranh luận khác nhau. Fisher (1911) và Friedman (1956) thừa nhận hàm cầu tiền ổn định do tốc độ chu chuyển tiền tệ là ổn định. Trong khi đó, Keynes (1936) chỉ ra hàm cầu tiền không ổn định do lãi suất ảnh hưởng lớn đến hàm cầu tiền (Nguyen & Pfau, 2010). Nhìn chung, cầu tiền có quan hệ nghịch biến với các biến phản ánh chi phí cơ hội của việc giữ tiền (O) và có quan hệ đồng biến với biến quy mô (S) (Hà Huỳnh Hoa, 2008; Zuo & Park, 2011; Dogan, 2015). Việc lựa chọn biến vào trong mô hình không chỉ dừng lại với các biến đã đề cập ở phần trên mà còn lựa chọn tùy thuộc vào đặc điểm tình hình kinh tế ở mỗi nước (Alsahafi, 2009; Helmi & cộng sự, 2015; Inoue & Hamori, 2009; Joseph & cộng sự, 2013; Siregar & Nguyen, 2013).

Các nghiên cứu đã có về hàm cầu tiền ở VN (Hà Huỳnh Hoa, 2008; Nguyen & Pfau, 2010) lấy giá trị sản xuất công nghiệp hoặc tổng sản phẩm quốc nội đại diện cho biến quy mô. Nhóm biến đại diện cho chi phí cơ hội thì có sự khác biệt ở các nghiên cứu. Các nghiên cứu ở VN chưa thật sự chú trọng đến việc lựa chọn mô hình khi kết quả chỉ dừng ở một mô hình cụ thể. Những điểm này sẽ được tác giả cân nhắc khi xây dựng mô hình

nguyên cứu. Cụ thể, tác giả dựa vào cách tiếp cận từ lý thuyết hàm cầu tiền Friedman (1956) cho rằng tiền như một loại tài sản và hàm cầu tiền tỉ lệ nghịch với lợi nhuận kỳ vọng của các loại tài sản khác so với lợi nhuận kỳ vọng của tiền tệ. Từ đó, các biến gồm: VN-Index, tỉ giá thực đa phương, giá vàng được đưa vào mô hình nghiên cứu dựa theo cách tiếp cận này và xem các biến như là biến chi phí cơ hội khi giữ tiền. Biến phụ thuộc được chọn là: cung tiền M1, M2; và các biến độc lập gồm: giá trị sản xuất công nghiệp, chỉ số giá tiêu dùng, lãi suất tiền gửi, lãi suất tín phiếu kho bạc, và biến tỉ giá (USD/VND) dựa theo nghiên cứu của Hà Huỳnh Hoa (2008). Biến VN-Index được chọn dựa trên nghiên cứu của Nguyen và Pfau (2010). Mặc dù người dân ở VN thường có nhu cầu giữ vàng bên cạnh giữ tiền nhưng tác giả chưa tìm thấy biến giá vàng trong nghiên cứu hàm cầu tiền. Siregar và Nguyen (2013) cho rằng thay đổi của tỉ lệ lạm phát bằng hiệu của thay đổi cung tiền danh nghĩa với thay đổi cầu tiền thực ($\Delta P_t = \Delta M_t^s - \Delta \frac{M_t^D}{P}$). Trong đó, cầu tiền thực bị ảnh hưởng bởi thu nhập (y^+), lãi suất tiền gửi (r_m^-) và lợi nhuận kỳ vọng của việc giữ vàng (r_g^-) (Siregar & Nguyen, 2013). Tuy đồng USD có thể được nắm giữ với số lượng nhiều hơn các loại ngoại tệ khác nhưng do VN đã có quan hệ giao thương với nhiều nước (chẳng hạn như Mỹ, EU, Nhật, Trung Quốc, Hàn Quốc...) nên trong nghiên cứu này, tác giả chọn biến tỉ giá là tỉ giá thực đa phương.

2.2. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp định lượng gồm các kiểm định trước hồi quy, mô hình vector hiệu chỉnh sai số (VECM), mô hình hồi quy đồng liên kết như hồi quy hiệu chỉnh toàn phần bình phương bé nhất (FMOLS), hồi quy đồng liên kết Canonical (CCR), hồi quy động bình phương bé nhất (DOLS).

2.2.1. Mô hình nghiên cứu

$$\text{lrmls} = f(\text{lrgolds}_-, \text{lrrips}_+, \text{vnindex}_{+/-}, \text{reer}_{+/-}, \text{rfidr}_-, \text{rfitbr}_-, \text{cpi}_-) \quad (2)$$

$$\text{lrms2s} = f(\text{lrgolds}_-, \text{lrrips}_+, \text{vnindex}_{+/-}, \text{reer}_{+/-}, \text{rfitbr}_-, \text{cpi}_-) \quad (3)$$

Mô hình nghiên cứu được thiết lập bởi phương trình (2) và (3). Kí hiệu (+) hoặc (–) thể hiện kì vọng dấu. Các biến được chọn sau dựa vào phần cơ sở lý thuyết và nghiên cứu trước. Với giả thiết $M^D = M^S$, cung tiền thực M1 (lrmls) và cung tiền thực M2 (lrms2s) được chọn làm biến phụ thuộc. Biến quy mô được chọn là giá trị sản xuất công nghiệp thực trong nước (lrrips). Các biến chi phí cơ hội gồm giá vàng thực trong nước (lrgolds), chỉ số VN-Index (vnindex), tỉ giá thực đa phương (reer), lãi suất tiền gửi thực (rfidr), lãi

suất tín phiếu kho bạc thực (r_{fitbr}) và chỉ số giá tiêu dùng (cpi).

2.2.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nguồn dữ liệu được thu thập trong giai đoạn tháng 12/2003–12/2014, từ các nguồn gồm: Tổng cục Thống kê (GSO), Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF), Vietstocks và Zsolt (2012). Để sử dụng cho mục đích nghiên cứu, tác giả chọn các biến và định nghĩa như trên Bảng 1. Các biến $lrm1s$, $lrm2s$, $lrgolds$, $lrips$ đã khử tính mùa vụ sử dụng biến giả mùa vụ. Lãi suất tiền gửi thực và lãi suất tín phiếu kho bạc thực được tính bởi $i_r = (i_n - \pi) / (1 + \pi)$ với i_r , i_n , π lần lượt là lãi suất thực, lãi suất danh nghĩa, tỉ lệ lạm phát và lấy CPI làm chỉ số đại diện. Từ tháng 12/2003 đến tháng 03/2009, dữ liệu giá vàng danh nghĩa không thu thập được. Tác giả ước lượng dữ liệu này theo công thức $gold_{t-1} = gold_t * 100 / \text{chỉ số giá vàng}$. Chỉ số giá vàng ở đây mô tả chỉ số giá vàng ở tháng hiện tại so với tháng liền trước. Giá vàng theo tháng là giá vàng được tính trung bình từ giá vàng của các ngày trong tháng.

Bảng 1

Mô tả các biến, định nghĩa và nguồn dữ liệu

Tên yếu tố vĩ mô	Kí hiệu	Định nghĩa	Nguồn dữ liệu
Cung tiền thực M1	$lrm1s$	Lượng cung tiền được chọn là cung tiền M1	
Cung tiền thực M2	$lrm2s$	Lượng cung tiền được chọn là cung tiền M2	
Lãi suất tiền gửi thực	r_{fidr}	Lãi suất huy động tiền gửi thực, trung bình kì hạn 3 tháng của bốn ngân hàng thương mại lớn ở VN theo tháng.	IFS từ Quỹ Tiền tệ Quốc tế.
Lãi suất tín phiếu kho bạc thực	r_{fitbr}	Là lãi suất tín phiếu kho bạc thực, kì hạn 1 năm theo tháng.	
Chỉ số giá tiêu dùng	cpi	Là chỉ số giá tiêu dùng theo tháng có năm gốc 2010.	
Giá vàng thực	$lrgolds$	Là giá vàng trong nước (giá bán) trung bình trong tháng có loại bỏ yếu tố giá, hiệu chỉnh mùa vụ và lấy logarith tự nhiên.	Tổng cục Thống kê và Vietstocks

Tên yếu tố vĩ mô	Kí hiệu	Định nghĩa	Nguồn dữ liệu
Giá trị sản xuất công nghiệp thực	lrips	Là giá trị sản xuất của toàn ngành công nghiệp trong nước trong tháng có loại bỏ yếu tố giá, hiệu chỉnh mùa vụ và lấy logarithm tự nhiên.	Tổng cục Thống kê
Chỉ số VN-Index	vnindex	Chỉ số VN-Index là chỉ số đóng cửa trung bình trong tháng, có dạng phần trăm.	Vietstocks
Tỉ giá thực đa phương	reer	Tỉ giá thực đa phương được tính ứng với rổ hàng hóa của 138 nước có giao dịch ngoại thương với VN theo tháng.	Zsolt (2012) tính toán và được cập nhật dữ liệu đến tháng 06/2015

Kết quả thống kê mô tả các biến của mô hình trong giai đoạn tháng 12/2003–12/2014 được minh họa trong Bảng 2. Trong tập dữ liệu chưa biến đổi, tổng số quan sát là 133 và không có quan sát nào bị thiếu. Đơn vị tính cho biến giá trị là VND. Kết quả cho thấy các biến dữ liệu đều có sự biến động lớn qua độ lệch chuẩn. Chẳng hạn, giá vàng SJC có giá trị trung bình 23.500.000 VND/lượng nhưng độ lệch chuẩn lại lớn 12.100.000 VND/lượng. Giai đoạn 2011–2012, giá vàng tăng mạnh thể hiện ở giá trị lớn nhất 44.600.000 VND/lượng. Chỉ số VN-Index có giá trị cao nhất khoảng 1.110 điểm phần trăm phù hợp với thời điểm thị trường chứng khoán tăng vào các tháng trong năm 2007. Lãi suất tiền gửi, lãi suất tín phiếu kho bạc cũng tăng cao phù hợp với diễn biến lãi suất trong năm 2008. Do chỉ số CPI có năm gốc là năm 2010, giá trị nhỏ nhất (51,8) và lớn nhất (144,8) lần lượt rơi vào tháng 3/2003 và tháng 8/2014 (gần thời gian với năm gốc) nên khi tính trung bình chỉ số CPI ở VN cho kết quả nhỏ hơn 100. Dựa kết quả, giá trị của các biến dữ liệu thể hiện một cách hợp lý, số quan sát đầy đủ, do đó có thể tiến hành các bước tiếp theo.

Bảng 2

Kết quả thống kê mô tả

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
m1	133	$5,04 \times 10^{14}$	$2,69 \times 10^{14}$	$1,57 \times 10^{14}$	$1,20 \times 10^{15}$
m2	133	$1,99 \times 10^{15}$	$1,32 \times 10^{15}$	$3,78 \times 10^{14}$	$5,02 \times 10^{15}$

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
gold	133	23500000	12100000	7923848	44600000
ip	133	$8,03 \times 10^{13}$	$5,39 \times 10^{13}$	$2,09 \times 10^{13}$	$2,32 \times 10^{14}$
vnindex	133	483,2438	206,9747	164,9674	1110,986
reer	133	101,0071	0,1221009	100,8086	101,2978
fidr	133	8,856887	2,977005	4,92	17,16
fitbr	133	7,523451	2,895747	3,34	15,6
cpi	133	95,73148	31,18521	51,83432	144,8551

3. Kết quả và thảo luận

Đầu tiên, tác giả kiểm tra tính dừng của dữ liệu bằng kiểm định Augmented Dickey-Fuller (ADF). Ngoài ra, kiểm định ADF có xét đến tính phá vỡ cấu trúc cũng được sử dụng để khẳng định thêm cho kết luận từ ADF về kiểm tra tính dừng. Kết quả cho thấy tất cả các biến đều dừng ở sai phân bậc 1 (Bảng 3) và không có sự khác biệt giữa hai kết quả kiểm định tính dừng. Đây là điều kiện tiên quyết để thực hiện hồi quy đồng liên kết. Qua kiểm định, các tiêu chí FPE, AIC, HQIC, SBIC đều ủng hộ độ trễ 2 là độ trễ phù hợp của mô hình (Bảng 4). Sau khi chọn được độ trễ phù hợp, kết quả kiểm định tự tương quan Johansen cho thấy tồn tại mối quan hệ dài hạn tồn tại giữa các biến trong mô hình (Bảng 5). Đây là cơ sở để tiếp tục thực hiện hồi quy mô hình đã đề xuất.

Bảng 3

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

Biến	Kiểm định ADF		Kiểm định ADF có xét tính phá vỡ cấu trúc			
	Sai phân bậc 0	Sai phân bậc 1	Sai phân bậc 0	Tháng	Sai phân bậc 1	Tháng
lrm1s	-2,582	-5,920 ^{*1}	-3,812	2/2011	-8,845 ^{*1}	2/2008
lrm2s	-2,854	-7,474 ^{*1}	-4,475	12/2006	-7,724 ^{*1}	2/2008
lrgolds	-0,522	-7,859 ^{*1}	-3,569	2/2011	-10,484 ^{*1}	6/2006
lrips	-1,959	-13,315 ^{*1}	-4,081	11/2010	-13,576 ^{*1}	8/2011
vnindex	-2,532	-6,587 ^{*1}	-5,458	11/2007	-7,895 ^{*1}	3/2007

Biến	Kiểm định ADF		Kiểm định ADF có xét tính phá vỡ cấu trúc			
	Sai phân bậc 0	Sai phân bậc 1	Sai phân bậc 0	Tháng	Sai phân bậc 1	Tháng
reer	-2,334	-8,891* ¹	-3,379	7/2010	-9,926* ¹	12/2008
rfidr	-0,518	-10,342* ¹	-3,728	12/2007	-14,997* ¹	1/2007
rfitbr	-0,923	-7,532* ¹	-3,261	2/2008	-10,214* ¹	7/2008
cpi	-2,220	-4,758* ¹	-3,205	11/2010	-6,351* ¹	9/2010

Ghi chú: Zt ở mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%,

1% = -4,022 (*¹), 5% = -3,443 (*⁵), 10% = -3,143 (*¹⁰)

1% = -5,57 (*¹), 5% = -5,08 (*⁵), 10% = -4,82 (*¹⁰)

Bảng 4

Kết quả lựa chọn độ trễ tối ưu

Độ trễ	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	—	6,55313	24,583	24,655	24,7603
1	2781,6	7,60E-09	4,01216	4,66072	5,60833*
2	223,63	3,7x10 ⁹ *	3,27081*	4,49586*	6,2858
3	93,37	4,90x10 ⁹	3,53926	5,34081	7,97307
4	100,86*	6,40x10 ⁹	3,74963	6,12767	9,60227

Bảng 5

Kết quả kiểm định đồng liên kết Johansen

Max rank	Giá trị Eigen	Thống kê Trace	Giá trị ở mức ý nghĩa 5%	Giá trị ở mức ý nghĩa 1%
0	—	212,0584	170,8	182,51
1	0,43647	136,9243* ¹	136,61	146,99
2	0,27784	94,2828* ⁵	104,94	114,36
3	0,233	59,5332	77,74	85,78
4	0,16278	36,2584	54,64	61,21
5	0,1177	19,8535	34,55	40,49

Ghi chú: (*¹), (*⁵) lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa 1%, 5%.

3.1. Hàm cầu tiền thực M1

Trong ngắn hạn, kết quả cầu tiền thực M1 chịu tác động bởi các biến $vnindex$, $reer$, $rfitbr$ và cpi (Bảng 6). Mô hình VECM cho thấy tồn tại mối quan hệ trong ngắn hạn với hệ số của $ECT(-1)$ âm và có ý nghĩa thống kê. Khi cầu tiền thực M1 lệch khỏi giá trị cân bằng thì trong kì kế tiếp của cầu tiền thực M1 sẽ điều chỉnh tăng khoảng 3,4% độ lệch để đạt được mức cân bằng. Phương trình $lrmls$ trong ngắn hạn được viết lại:

$$\Delta lrmls = -0,0340634 ECT(-1) + 0,0617752 \Delta lrmls(-1) + 0,0471475 \Delta lrgolds(-1) + 0,0270579 \Delta lrips + 0,0001469 \Delta vnindex(-1) + 0,4521859 \Delta reer(-1) - 0,0007669 \Delta rfidr(-1) - 0,0058979 \Delta rfitbr(-1) - 0,0211578 \Delta cpi(-1) + 0,0157713$$

Bảng 6

Kết quả cầu tiền thực M1 trong dài hạn

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Giá trị p
$ECT(-1)$	-0,0340634	0,0167926	0,043*
$\Delta lrmls(-1)$	0,0617752	0,0852173	0,469
$\Delta lrgolds(-1)$	0,0471475	0,0829781	0,570
$\Delta lrips(-1)$	0,0270579	0,0206414	0,190
$\Delta vnindex(-1)$	0,0001469	0,0000563	0,009***
$\Delta reer(-1)$	0,4521859	0,2108798	0,032**
$\Delta rfidr(-1)$	-0,0007669	0,0019962	0,701
$\Delta rfitbr(-1)$	-0,0058979	0,0024104	0,014***
$\Delta cpi(-1)$	-0,0211578	0,0042211	0,000***
Hằng số	0,0157713	0,0042211	0,000***

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

Biến giá vàng thực không có ý nghĩa thống kê trong ngắn hạn. Ở một số thời điểm giá vàng tăng cao, người dân đổ xô đi mua vàng do sợ vàng tăng giá. Tuy nhiên, nhu cầu này chưa chắc được đáp ứng đủ vì nhiều lí do. Nghiên cứu cho rằng lí do có thể đến từ nguồn cung vàng trong nước chưa đủ đáp ứng kịp, từ việc hạn chế lượng vàng bán ra để chờ giá vàng tiếp tục tăng hoặc Chính phủ trấn an tâm lí người dân về việc sẽ ổn định đồng nội tệ, quản lí chặt chẽ thị trường vàng.

Khi thị trường chứng khoán tăng điểm, nhu cầu giữ tiền của người dân chỉ tăng rất nhẹ (0,01469%). Theo Friedman (1956), cầu tiền nghịch biến với suất sinh lợi kì vọng của cổ tức. Tuy nhiên, kết quả này giống với phát hiện của Nguyen và Pfau (2010). Tác giả cho rằng niềm tin của người dân vào thị trường chứng khoán VN chưa thật sự vững chắc. Trong ngắn hạn, nhà đầu tư có thể chốt khoản tiền lời thay vì chờ trả cổ tức. Khi chứng khoán tăng điểm, cầu về tiền của người dân sẽ có xu hướng tăng lên. Ngoài ra, có thể là do quy mô thị trường chứng khoán VN còn nhỏ (vốn hóa thị trường chứng khoán/GDP dưới 40% theo Ủy ban Chứng khoán Nhà nước tháng 11/2016), số lượng người dân giữ tài sản dưới dạng chứng khoán còn chưa nhiều nên có thể dẫn đến hiện tượng này.

Biến tỉ giá thực đa phương tác động mạnh và cùng chiều lên cầu tiền thực M1 ở mức ý nghĩa 5%. Biến này được xem là biến chi phí cơ hội của việc giữ tiền và có kì vọng ngược chiều với cầu tiền. Tuy nhiên, theo cách tiếp cận thay thế tài sản, người dân sẽ muốn nắm giữ nhiều tài sản hơn khi đồng nội tệ mất giá. Hàng hóa trong nước sẽ rẻ hơn so với hàng hóa nước ngoài. Để có thể mua được nhiều tài sản trong nước bằng đồng nội tệ nhiều hơn, người dân sẽ tăng nhu cầu giữ tiền bằng đồng nội tệ (Hà Huỳnh Hoa, 2008).

Biến lãi suất tiền gửi thực không có ý nghĩa thống kê. Theo quan điểm Friedman, cầu tiền được cho là ít nhạy cảm với lãi suất. Người dân luôn mong muốn có lãi suất thực dương khi gửi tiền. Trong điều kiện lạm phát ở VN có giai đoạn tăng cao, lãi suất thực sẽ âm, do đó, hiện tượng bẫy thanh khoản (Liquidity Trap) có thể xảy ra. Hiện tượng này được hiểu khi NHTƯ nói lòng CSTT nhằm hạ lãi suất và kích thích kinh tế nhưng không đạt được. Khi tới một giới hạn nào đó, NHTƯ cố gắng bơm tiền tăng lên bao nhiêu đi nữa thì lãi suất cũng không thể giảm hơn. Cầu tiền theo lãi suất có xu hướng co giãn hoàn toàn. Ngoài ra, việc NHNN áp trần lãi suất huy động cũng có thể làm cho mức độ hấp dẫn của việc gửi tiết kiệm bị giảm đi.

Giống với kết luận của Friedman (1956), biến lãi suất tín phiếu kho bạc thực có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và có mối quan hệ nghịch biến với cầu tiền thực M1. Tác động này là khá nhỏ do kênh đầu tư này có rủi ro rất thấp. Rủi ro càng thấp thì mức độ hấp dẫn về suất sinh lợi kì vọng cũng càng thấp. Do đó, có thể giải thích tại sao tác động này ít ảnh hưởng đến nhu cầu giữ tiền của người dân.

Biến chỉ số giá tiêu dùng có mối quan hệ trái chiều với cầu tiền thực M1. Nghiên cứu chọn M1 là cầu tiền hẹp. Nhu cầu về tiền M1 thường chủ yếu là mục đích giao dịch, so

với mục đích đầu cơ và dự phòng. Vì đây là cầu tiền thực M1 nên có thể làm phát tác động yếu đến cầu tiền.

Trong dài hạn từ kết quả hồi quy so sánh được, các biến ở các mô hình đều có ý nghĩa thống kê. Mức độ giải thích của mô hình DOLS (97,1%) cao nhất so với các mô hình VECM (40,7%), FMOLS (84,1%), CCR (86,9%) (Bảng 7). Dựa vào mức ý nghĩa, mức độ giải thích mô hình và dấu kì vọng, mô hình CCR cho kết quả tốt nhất. Mô hình hồi quy đồng liên kết có hiệu chỉnh các hệ số thông qua ma trận hiệp phương sai của phần dư trong dài hạn, có thể khắc phục vấn đề tương quan chuỗi, hiện tượng nội sinh (Wang & Wu, 2012). Điều này có thể lí giải vì sao kết quả mô hình VECM không tốt hơn các kết quả ở mô hình hồi quy đồng liên kết. Kết quả cho thấy có thêm biến giá trị sản xuất công nghiệp thực tác động lên cầu tiền thực M1. Quy mô sản xuất công nghiệp càng lớn thì nhu cầu giữ tiền của người dân cũng tăng theo (Hà Huỳnh Hoa, 2008). Tuy nhiên, lãi suất tín phiếu kho bạc thực lại đồng biến với cầu tiền thực M1 khác với kết luận của Friedman (1956). Trong một thị trường tiền tệ cân bằng, nếu người dân có nhu cầu nắm giữ lượng tiền ít hơn lượng tiền mà họ thực sự có thì họ sẽ muốn nắm giữ nhiều hơn các loại trái phiếu, từ đó làm giá trái phiếu tăng. Khi giá các loại trái phiếu tăng thì lãi suất sẽ giảm xuống. Biến giá vàng thực nghịch biến với cầu tiền thực M1 trong dài hạn. Điều này đúng như kì vọng mà nghiên cứu đã đưa ra và là phát hiện mới của nghiên cứu này so với các phát hiện trước đây của Hà Huỳnh Hoa (2008), Nguyen và Pfau (2010). Khác trong ngắn hạn, biến tỉ giá thực đa phương cho kết quả nghịch biến cầu tiền thực M1. Điều này chứng tỏ người dân có xu hướng giữ ít tiền hơn khi đồng nội tệ bị mất giá. Trên thực tế, tại VN vàng và ngoại tệ được xem là hai kênh chính để dự phòng song song với việc giữ tiền nên cho kết quả tác động lớn. Phương trình hàm cầu tiền thực M1 trong dài hạn được viết lại:

$$\text{lrmls}^{\text{CCR}} = 105,9 - 0,245 \text{ lrgolds} + 0,282 \text{ lrrips} + 0,00031 \text{ vnindex} - 0,753 \text{ reer} - 0,0245 \text{ rfidr} + 0,0117 \text{ rfitbr} - 0,00757 \text{ cpi}$$

Bảng 7

Kết quả cầu tiền thực M1 trong dài hạn

Biến	VECM	FMOLS	CCR	DOLS
	lrmls	lrmls	lrmls	lrmls
lrgolds	-0,4595683**	-0,242***	-0,245***	-0,147*
	(0,2336489)	(0,0510)	(0,0520)	(0,0840)

Biến	VECM	FMOLS	CCR	DOLS
	lrmls	lrmls	lrmls	lrmls
lrips	0,5403968*** (0,2014496)	0,282*** (0,0360)	0,282*** (0,0478)	0,324*** (0,0860)
vnindex	-0,0013442*** (0,0001489)	0,000308*** (2,93e-05)	0,000310*** (3,45e-05)	0,000412*** (6,40e-05)
reer	-4,324238*** (0,914772)	-0,772*** (0,163)	-0,753*** (0,199)	-0,441 (0,380)
rfidr	0,0843073*** (0,009864)	-0,0245*** (0,00197)	-0,0245*** (0,00235)	-0,0383*** (0,00397)
rfitbr	-0,1001702*** (0,0107419)	0,0117*** (0,00209)	0,0117*** (0,00250)	0,0278*** (0,00460)
cpi	-0,0089349** (0,0049226)	-0,00745*** (0,000995)	-0,00757*** (0,00111)	-0,00738*** (0,00192)
Hằng số	395,3594	107,8	105,9	71,31
Số quan sát	131	132	132	129
R ²	0,3782	0,841	0,869	0,971

Ghi chú: Độ lệch chuẩn được để trong dấu ().

*, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%

3.2. Hàm cầu tiền thực M2

Trong ngắn hạn, mô hình VECM vẫn cho thấy có mối quan hệ trong ngắn hạn khi xét cho trường hợp cầu tiền thực M2 (Hệ số của ECT(-1) âm và có ý nghĩa thống kê). Tốc độ hiệu chỉnh về cân bằng trong dài hạn của cầu tiền thực M2 chậm hơn so với cầu tiền thực M1. Phương trình trong ngắn hạn được viết lại:

$$\Delta \text{lr}m2s = -0,0093823 \text{ECT}(-1) + 0,3788643 \Delta \text{lr}m2s(-1) + 0,0378465 \Delta \text{lr}golds(-1) - 0,0059791 \Delta \text{lr}ips(-1) - 1,23e-07 \Delta \text{vn}index(-1) + 0,4357892 \Delta \text{reer}(-1) - 0,0023811 \Delta \text{rfit}br(-1) - 0,0139992 \Delta \text{cpi}(-1) + 0,0121702$$

Trong dài hạn, mô hình CCR cho kết quả tốt nhất với số biến có ý nghĩa thống kê,

dấu kì vọng và mức độ giải thích ý nghĩa của mô hình (R^2). Kết quả cho thấy giá vàng thực, tỉ giá thực đa phương không có mối quan hệ với cầu tiền thực M2. Biến giá trị sản xuất công nghiệp thực, chỉ số vnindex vẫn có tác động cùng chiều và lãi suất tín phiếu kho bạc thực, chỉ số giá tiêu dùng có tác động ngược chiều với cầu tiền thực M2. Phương trình hàm cầu tiền thực M2 trong dài hạn được viết lại:

$$\text{lrn2s}^{\text{CCR}} = 39,12 - 0,0321 \text{ lrgolds} + 0,206 \text{ lrrips} + 0,000181 \text{ vnindex} - 0,0918 \text{ reer} - 0,0143 \text{ rfitbr} - 0,00581 \text{ cpi}$$

Bảng 8

Kết quả cầu tiền thực M2 trong ngắn hạn

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Giá trị p
ECT(−1)	−0,0093823	0,0167987	0,576
$\Delta \text{lrn2s}(-1)$	0,3788643	0,0916015	0,000***
$\Delta \text{lrgolds}(-1)$	0,0378465	0,0736611	0,607
$\Delta \text{lrrips}(-1)$	−0,0059791	0,0197422	0,762
$\Delta \text{vnindex}(-1)$	−1,23e−07	0,0000499	0,998
$\Delta \text{reer}(-1)$	0,4357892	0,1875344	0,020**
$\Delta \text{rfitbr}(-1)$	−0,0023811	0,0020533	0,246
$\Delta \text{cpi}(-1)$	−0,0139992	0,0041164	0,001***
Hằng số	0,0121702	0,0037056	0,001***

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

Bảng 9

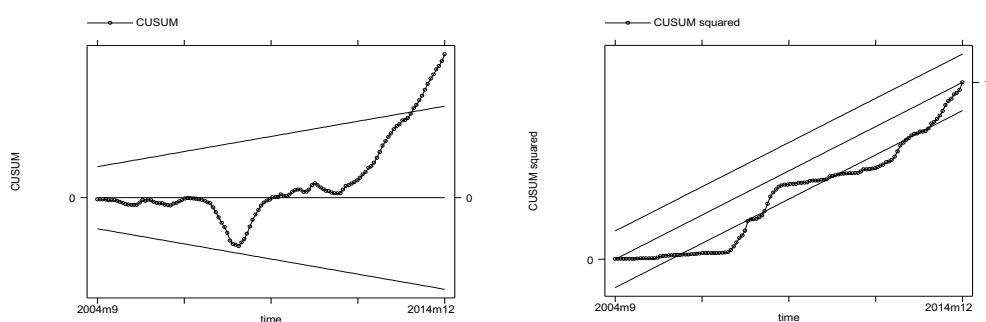
Kết quả cầu tiền thực M2 trong dài hạn.

Biến	VECM lrn2s	FMOLS lrn2s	CCR lrn2s	DOLS lrn2s
lrgolds	1,191325*** (0,2537973)	−0,0295 (0,0660)	−0,0321 (0,0676)	−0,195 (0,202)
lrrips	−0,9199653*** (0,2135979)	0,202*** (0,0464)	0,206*** (0,0604)	0,318* (0,182)
vnindex	0,0004825*** (0,0001522)	0,000182*** (3,70e−05)	0,000181*** (4,27e−05)	8,39e−05 (0,000126)
reer	6,625071*** (0,9861726)	−0,110 (0,210)	−0,0918 (0,254)	−0,904 (0,823)
rfitbr	0,0502971*** (0,0030224)	−0,0141*** (0,00123)	−0,0143*** (0,00131)	−0,0183*** (0,00468)
cpi	0,0230532***	−0,00561***	−0,00581***	−0,00744*

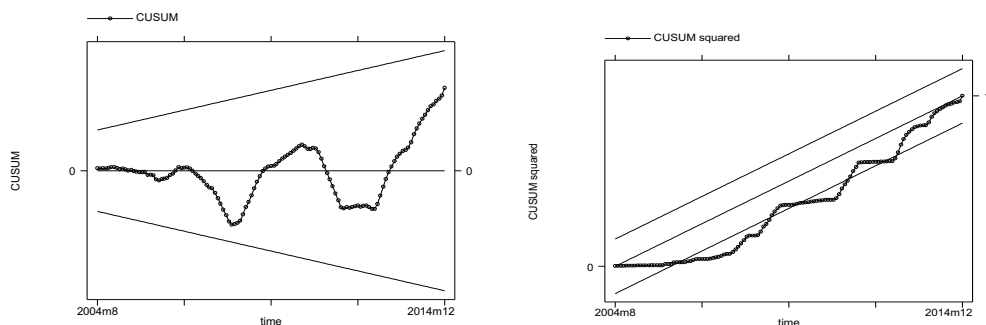
Biến	VECM lrm2s	FMOLS lrm2s	CCR lrm2s	DOLS lrm2s
	(0,0053437)	(0,00127)	(0,00142)	(0,00430)
Hằng số	-698,8036	41,06	39,12	120,7
Số quan sát	131	132	132	129
R^2	0,3495	0,970	0,975	0,985

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

3.3. Kiểm tra tính ổn định của hàm cầu tiền thực M1 và M2



Hình 5. Kết quả kiểm định CUSUM, CUSUMQ cho cầu tiền thực M1



Hình 6. Kết quả kiểm định CUSUM, CUSUMQ cho cầu tiền thực M2

Một mô hình dự báo đáng tin cậy thì các hệ số ước lượng trong dài hạn cần thoả điều kiện không có sự biến động. Dựa vào các hệ số, kiểm định CUSUM sẽ tính toán phần dư tích lũy, sau đó so sánh với giả thuyết H_0 là các hệ số hồi quy ổn định. Nếu giá trị tính toán vượt quá giá trị thống kê ở mức ý nghĩa cho trước thì kết luận là không ổn định và ngược lại. Bằng kiểm định CUSUM, chỉ có hàm cầu tiền M2 thể hiện sự ổn định trong giai đoạn nghiên cứu. Hàm cầu tiền M1 có vượt ra khỏi giới hạn trên vào các tháng ở giai đoạn cuối. Bằng kiểm định CUSUMQ, hàm cầu tiền M1 và M2 đều cho kết quả

không ổn định. Kết quả này khác kết luận của nghiên cứu trước khi cho rằng hàm cầu tiền ở VN ổn định. Lí do có thể đến từ việc lựa chọn hai nhóm biến chính (biến quy mô, biến chi phí cơ hội, trong đó có giá vàng và tỉ giá thực đa phương). Ngoài ra, giai đoạn nghiên cứu khác có thể dẫn đến kết quả này.

4. Kết luận và hàm ý chính sách

Để giải quyết các vấn đề đặt ra, tác giả đã sử dụng mô hình vector hiệu chỉnh sai số và mô hình hồi quy đồng liên kết để phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến cầu tiền thực M1, cầu tiền thực M2 cả trong ngắn hạn và dài hạn. Ngoài các yếu tố ảnh hưởng đã được tìm thấy ở nghiên cứu trước, kết quả chỉ ra tác động mạnh và trái chiều của giá vàng và tỉ giá thực đa phương đến hàm cầu tiền thực M1 và M2. Ngoài ra, hàm cầu tiền M1 và M2 chưa thể hiện tính ổn định trong dài hạn qua cả hai kiểm định CUSUM, CUSUM bình phương. Dựa vào kết quả so sánh được, tác giả đưa ra một số khuyến nghị nhằm nâng cao hiệu quả trong quá trình điều hành CSTT.

Thứ nhất, thêm một yếu tố mới so với những nghiên cứu đã có, kết quả chỉ ra giá vàng có tác động mạnh và trái chiều với hàm cầu tiền thực chỉ trong dài hạn. Điều này hàm ý trong thời gian ngắn giá vàng có lên cao thì Ngân hàng Nhà nước (NHNN) cũng chưa cần phải vội vàng can thiệp mà NHNN nên tăng cường thông tin kịp thời nhằm ổn định tâm lí của người dân. Trong dài hạn, thị trường vàng bất ổn sẽ chắc chắn sẽ ảnh hưởng lớn đến cầu tiền. Việc can thiệp vào thị trường vàng của NHNN là có cơ sở và cần thiết. Một số tranh luận về hoạt động đầu thầu vàng chứa đựng nhiều rủi ro trong trường hợp giá vàng thế giới bất ngờ giảm sâu mà NHNN vẫn giữ lượng vàng lớn, chuẩn bị đấu thầu. Chính sách này chỉ nên thực hiện trong trường hợp thật cần thiết. Thay vào đó, NHNN có thể cân nhắc các biện pháp hành chính để hạn chế tình trạng vàng hóa như quy định mức lãi suất khi gửi vàng ở các NHTM, quy định các giao dịch dân sự có liên quan đến vàng, kiểm soát chặt việc buôn lậu vàng...

Thứ hai, kết quả thực nghiệm cho thấy tác động mạnh của tỉ giá thực đa phương đối với hàm cầu tiền thực. Điều này hàm ý rằng việc ổn định tỉ giá nên được cân nhắc ưu tiên trong CSTT cả trong ngắn hạn và dài hạn. NHNN không nên đồng thời sử dụng công cụ tỉ giá và các công cụ khác để tăng cung tiền. Việc tỉ giá tăng trong thời gian dài mới thực sự đáng ngại hơn so với việc tăng tỉ giá trong một thời gian ngắn. Trong ngắn hạn, tỉ giá tăng sẽ kích thích cầu tiền tăng lên để có thể mua được nhiều hàng hóa trong nước với giá rẻ hơn. Trong dài hạn, các nhà làm chính sách cần thận trọng giữa việc xác

định tiềm năng xuất khẩu trong nước với việc xác định mức độ can thiệp vào tỉ giá. Cầu tiền sẽ có xu hướng giảm khi tỉ giá tăng. Khi nguồn lực của nền kinh tế chưa được cải thiện thì xuất khẩu cũng khó có thể tăng được. Trong khi đó, cung tiền lại tăng không đúng với mức tăng của cầu tiền sẽ làm áp lực lạm phát tăng cao.

Thứ ba, tốc độ điều chỉnh của hàm cầu tiền có biến động là thấp. Điều này cho thấy thị trường tiền tệ sẽ tự điều chỉnh về cân bằng sẽ trở nên khó khăn hơn khi các yếu tố vĩ mô có liên quan đến hàm cầu tiền có dấu hiệu biến động. Chính sách ổn định vĩ mô của Chính phủ vẫn là điều cần thiết, giúp thị trường tiền tệ không bị bất ổn thời gian dài■

Tài liệu tham khảo

- Alsahafi, M. (2009). *Linear and non-linear techniques for estimating the money demand function: The case of Saudi Arabia*. (Doctor of Philosophy), University of Kansas.
- Babic, A. (2000). The monthly transaction money demand in Croatia. *Working paper*, 5, 1–46.
- Blanchard, O. (2016). *Macroeconomics (7 ed.)*. USA: Pearson Education.
- Dogan, B. (2015). The demand for money during transition from high to low inflation in Turkey in the period 2002–2014. *International Research Journal of Applied Finance*, 6(3), 141–151.
- Hà Huỳnh Hoa (2008). *Cầu về tiền và hệ quả đối với chính sách tiền tệ ở VN*. Luận án tiến sĩ, Trường Đại học Kinh tế Quốc dân, Hà Nội.
- Helmi, H., Ali, S., & Rashid, S. (2015). Empirical evidence on the long-run money demand function in the gulf cooperation council countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(2), 603–612.
- Inoue, T., & Hamori, S. (2009). An empirical analysis of the money demand function in India. *Economics Bulletin*, 29(2), 1224–1245.
- Joseph, A., Larrain, M., & Ottoo, R. (2013). Comparing the forecasts of money demand. *Procedia Computer Science*, 20, 478–483.
- Kumar, S., Webber, D. J., & Fargher, S. (2011). Money demand stability: A case study of Nigeria. *Journal of Policy Modeling*, 35(6), 978–991.
- Lâm Chí Dũng. (2009). Hàm cầu tiền của Milton Friedmand với chi phí giao dịch, khả năng sinh lời của tài sản thực và phân bù rủi ro. *Tạp chí Khoa học và Công nghệ*, 30, 110–116.
- Nguyen, H. D., & Pfau, W. D. (2010). The determinants and stability of real money demand in Vietnam 1999–2009. *GRIPS Discussion Papers*, 10.
- Siregar, R. Y., & Nguyen (2013). Inflationary implication of gold price in Vietnam. *MPRA Paper No. 46157*, 20, 1–32.
- Sriram, S. (1999c). Survey of literature on demand for money: Theoretical and empirical work with special reference to error – correction model. *IMF Working Paper*, 99164.

- Sriram, S. (2000). A survey of recent empirical money demand studies. *IMF Staff Papers*, 47(3), 334–365.
- Wang, Q., & Wu, N. (2012). Long–run covariance and its applications in cointegration regression. *Stata Journal*, 12(3), 515–542.
- Zuo, H., & Park, S. Y. (2011). Money demand in China and time–varying cointegration. *China economic review*, 22(3), 330–343.