

TÍNH ỔN ĐỊNH CỦA HÀM CẦU TIỀN TẠI VIỆT NAM

Phạm Đình Long

Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh

Email: long.pham@ou.edu.vn

Nguyễn Đức Khoa

Email: nguyengkhoa.noithat@gmail.com

Ngày nhận: 3/10/2016

Ngày nhận bản sửa: 23/01/2017

Ngày duyệt đăng: 25/3/2017

Tóm tắt:

Nghiên cứu khảo sát tính ổn định của hàm cầu tiền thực tại Việt Nam giai đoạn 2004 - 2014, sử dụng mô hình phân phối trễ tự hồi quy và kiểm định tổng phần dư tích lũy. Kết quả cho thấy tồn tại mối quan hệ trong dài hạn và bền vững của hàm cầu tiền M2 với chỉ số giá tiêu dùng, giá trị sản xuất công nghiệp, tỷ giá hối đoái đa phương, giá vàng, chỉ số chứng khoán VN-Index, lãi suất huy động tiền gửi, lãi suất trái phiếu kho bạc và lãi suất trái phiếu chính phủ Mỹ. Cùng một thao tác kiểm định, hàm cầu tiền M1 cho kết quả không ổn định trong dài hạn. Bên cạnh đó, nghiên cứu còn khảo sát tính ổn định của các mô hình chứa biến chỉ số giá tiêu dùng, giá trị sản xuất công nghiệp, tỷ giá hối đoái đa phương, tỷ giá hối đoái song phương dựa trên mô hình hàm cầu tiền M2 ban đầu. Kết quả chỉ có mô hình đối với giá trị sản xuất công nghiệp là ổn định trong ngắn và dài hạn.

Từ khóa: Phân phối trễ tự hồi quy, Hàm cầu tiền, Tính ổn định của hàm cầu tiền.

The stability of money demand in Vietnam

Abstract:

This study examines the stability of the money demand function in Vietnam in the period 2004 - 2014, using the Autoregressive distributed lag (ARDL) model and Cusum testing. The results show the long-term relationships and stability of the real money demand function M2 with independent variables: consumer price index, the real industrial production value, the real effective exchange rate, the real gold price, the Vietnam stock index, the real deposit interest rates, the real treasury bond and the real interest US government bond. For the same action, it also reveals that the real M1 in long-term is not stable. Besides, the study also examines the stability of models: consumer price index variations, the real industrial production value, the real effective exchange rate, the real USA/VND exchange rate which base on original M2 demand functions model. Finally, only the real industrial production value model is stable in both short and long term.

Keywords: Autoregressive distributed lag, money demand function; stability of money demand.

1. Giới thiệu

Hàm cầu tiền tại mỗi quốc gia đóng một vai trò quan trọng trong việc hoạch định Chính sách tiền tệ (CSTT) của các Ngân hàng trung ương (NHTW)/ Ngân hàng nhà nước (NHNN), từ đó góp phần đạt được các mục tiêu về kinh tế vĩ mô, tăng trưởng thu nhập, kiềm chế lạm phát... Trong xu thế hội nhập kinh tế quốc tế, Việt Nam là một quốc gia năng động

đang phát triển và hội nhập ngày càng sâu vào thị trường tài chính tiền tệ thế giới. Điều này là một lợi thế cho Việt Nam, nhưng cũng chứa nhiều tiềm ẩn, rủi ro trong quá trình phát triển. Do vậy việc xác định và thiết lập hàm cầu tiền là cơ sở để giảm thiểu nguy cơ, là tiền đề xây dựng một chính sách tiền tệ hiệu quả.

Bên cạnh việc xác định và thiết lập hàm cầu tiền,

thì kiểm định tính ổn định của hàm cầu tiền là việc làm cần thiết. Trên cơ sở một hàm cầu tiền phản ánh thực tế có ý nghĩa thống kê, thì tính ổn định của nó theo thời gian khảo sát nhất định được ví như nhân tố bản lề cho việc ứng dụng hàm cầu tiền đó vào thực tiễn, nhất là các mục tiêu về dài hạn cho nền kinh tế. Ở đây tính ổn định của hàm cầu tiền sẽ được hiểu như là hàm cầu tiền sẽ không thay đổi nhiều hoặc sẽ biến động có biên độ nhất định (được bao quát, thể hiện ở tính chặn trên và dưới trong một phạm vi điều chỉnh nhất định và không vượt ra ngoài giới hạn này) trong phạm vi thời gian khảo sát.

Việc nghiên cứu hàm cầu tiền và tính ổn định của cầu tiền đã được thực hiện khá nhiều trên thế giới, đặc biệt là tại các nước phát triển với một hệ thống tài chính minh bạch, thảnh thơi về tỷ giá và thị trường vốn. Đối với các nước đang phát triển thì các nghiên cứu chỉ mới thực hiện trong những năm gần đây do các trở ngại về tự do hóa thị trường tài chính, về quy mô thị trường khá nhỏ và các khó khăn trong việc thu thập đầy đủ dữ liệu theo yêu cầu.

Trên thế giới việc nghiên cứu tính ổn định hàm cầu tiền được thực hiện khá sớm, đơn cử như G. S. Laumas (1978), đã sử dụng kỹ thuật VPR để xem xét tính ổn định của cầu tiền M1 và M3 tại Anh Quốc từ quý 1/1964 đến quý 4/1976. Gần hơn là nghiên cứu của D. Hoffman, R. Rasche & M. Tieslau (1995) cho tính ổn định của cầu tiền tại năm nước công nghiệp là Mỹ, Nhật, Canada, Anh và Tây Đức với phương pháp được sử dụng là ước lượng Stock-Watson lên các vectơ đồng liên kết được xác định từ kiểm định Johansen.

Tiếp đến là nghiên cứu sử dụng mô hình vectơ tự hồi quy VAR, phương pháp kiểm định FIML và mô hình hồi quy FM-OLS của các tác giả K. Carstensen, J. Hagen, O. Hossfeld & A. Neaves (2009) với đề tài Tính ổn định của hàm cầu tiền và mô hình dự báo lạm phát tại bốn quốc gia Đức, Pháp, Tây Ban Nha và Italia – EMU-4 – giai đoạn (1979Q4 – 2004Q4). Các kết quả cho thấy biến độc lập thể hiện quy mô tác động thuận chiều, và nhóm biến thể hiện chi phí cơ hội tác động nghịch chiều đến cầu tiền thực. Trong dài hạn hàm cầu tiền rộng ổn định hơn hàm cầu tiền hẹp.

Tính ổn định của hàm cầu tiền rộng tại Bangladesh được tác giả A. Hossain (2010) kiểm định bằng mô hình hiệu chỉnh sai số VECM trong cách tiếp cận đồng liên kết Johansen, kết quả thu được là tồn tại một mối quan hệ nhân quả trong dài hạn của việc tăng cung tiền và lạm phát giai đoạn (1973 – 2008). A. Baharumshah, S.Mohd & A. Masih (2009) sử

dụng mô hình ARDL xem xét tính ổn định của cầu tiền tại Trung Quốc, phát hiện có mối quan hệ dài hạn và bền vững tồn tại giữa M2 và các nhân tố tác động như: thu nhập thực, lạm phát, lãi suất nước ngoài và chỉ số chứng khoán.

Đối với Việt Nam, nghiên cứu của Võ Trí Thành & S. Leung (1996) đã sử dụng mô hình hiệu chỉnh từng phần PAM trong việc xây dựng hàm cầu tiền và tính bền vững của hàm cầu tiền trong những năm 1980. Gần đây hơn, các nghiên cứu của Hà Quỳnh Hoa (2008, 2010) ước lượng hàm cầu tiền cho Việt Nam trong giai đoạn 1995 - 2007, bằng các kỹ thuật ước lượng như mô hình VAR, mô hình VECM và mô hình ARDL. Kết quả đều khẳng định hàm cầu tiền thực của Việt Nam ổn định, hàm cầu tiền rộng M2 ổn định hơn M1.

Như vậy nếu xét trong trường hợp Việt Nam thì đã có những nghiên cứu ban đầu về tính ổn định của hàm cầu tiền. Tuy nhiên, việc xét hàm cầu tiền và tính ổn định của hàm cầu tiền thì thường dựa vào một mô hình chứa ít biến giải thích và phương pháp nghiên cứu khá truyền thống. Do đó, nghiên cứu này được thực hiện nhằm xây dựng hàm cầu tiền thực và tính ổn định của hàm cầu tiền thực tại Việt Nam giai đoạn 2004 - 2014, trong đó sử dụng mô hình nghiên cứu tổng quát hơn, với nhiều biến giải thích hơn. Bên cạnh đó các kỹ thuật: phân phối tự hồi quy ARDL, kiểm định tổng phần dư Cusum và một số kỹ thuật kiểm định khác... cũng được tác giả sử dụng để làm rõ vấn đề nghiên cứu.

Mục tiêu của nghiên cứu là xác định tính ổn định và mối liên kết trong dài hạn cũng như ngắn hạn giữa biến cầu tiền thực và các biến độc lập như: chỉ số giá tiêu dùng (CPI), giá trị sản xuất công nghiệp thực (Inp), tỷ giá hối đoái thực đa phương (Reer), tỷ giá hối đoái thực song phương (Ex), giá vàng thực (Gold), chỉ số chứng khoán Việt Nam (Vnindex), lãi suất huy động tiền gửi thực (Iri), lãi suất trái phiếu kho bạc thực (Irb) và lãi suất trái phiếu chính phủ Mỹ thực (Irb-). Chuỗi dữ liệu nghiên cứu là chuỗi dữ liệu theo thời gian, là dữ liệu thứ cấp được thu thập từ các nguồn chính thống.

Nghiên cứu thực hiện song hai mô hình nghiên cứu cho hàm cầu tiền thực theo hai nhóm biến thay đổi: nhóm (I) chứa biến tỷ giá thực song phương (Ex) và nhóm (II) chứa biến tỷ giá thực đa phương (Reer), các biến còn lại là như nhau giữa hai nhóm. Việc phân hàm cầu tiền thành hai nhóm khác nhau với mục đích so sánh tính phù hợp của hai biến Reer hay Ex xem biến nào có ý nghĩa thống kê hơn trong mô hình hàm cầu tiền. Từ đó chọn ra mô hình

hàm cầu tiền thực thể hiện đầy đủ các yếu tố tác động và phản ánh chính xác nhất các tác động của biến giải thích trong mô hình.

Kết quả nghiên cứu thể hiện hàm cầu tiền thực M2 ổn định, hàm cầu tiền thực M1 không ổn định trong dài hạn, cả hai hàm cầu tiền cho tính ổn định ngắn hạn. Hàm cầu tiền chứa biến tỷ giá thực song phương (Reer) cho ý nghĩa thống kê cao hơn biến tỷ giá thực song phương (Ex) trong tất cả các trường hợp.

Mô hình hàm cầu tiền thực M2 cho kết quả chỉ số chứng khoán (Vnindex) và lãi suất tiền gửi thực (Iri) là hai biến có ý nghĩa thống kê trong dài hạn, hệ số điều chỉnh từ trạng thái ngắn hạn về dài hạn có ý nghĩa thống kê ở mức 9,2%. Mặt khác, sau khi tìm được mô hình hàm cầu tiền thực M2 tối ưu, nghiên cứu còn thực hiện kiểm định ARDL và Cusum cho các mô hình chứa các biến phụ thuộc Cpi, Inp, Ex và Reer. Biến giải thích của các mô hình này bao gồm biến M2 và các biến còn lại để kiểm tra tính ổn định và ý nghĩa thống kê của các mô hình. Kết quả cuối cùng cho thấy ngoài mô hình hàm cầu tiền thực M2 cho ý nghĩa thống kê và ổn định trong ngắn - dài hạn, mô hình với biến phụ thuộc Inp cho kết quả tương tự M2.

2. Mô hình hàm cầu tiền

Nghiên cứu được thực hiện dựa trên cách tiếp cận chính từ hai mô hình hàm cầu theo lý thuyết cung - cầu tiền theo trường phái tân cổ điển của O. Blanchard và trường phái tiếp cận hiện đại của M. Friedman. Qua đó đề xuất hàm cầu tiền tổng quát cho nghiên cứu và lựa chọn các biến giải thích phù hợp cho mô hình.

Theo Blanchard (2000), hàm cầu tiền thực phụ thuộc vào thu nhập thực Y và lãi suất i của thị trường.

$$\frac{M}{P} = Y L(i), \text{ với } Y = \frac{Y^s}{P}: \text{ là GDP thực của nền kinh tế}$$

Theo Friedman (1956, được trích bởi Sriram, 1999), mô hình hàm cầu tiền dựa theo lý thuyết lượng tiền, thì hàm cầu tiền thực còn chịu tác động từ các yếu tố liên quan đến nhu cầu sở hữu các loại tài sản khác.

$$\frac{M^D}{P} = f(Y^p(+), r^b - r^m(-), r^r - r^m(-), \pi_e - r^m(-))$$

Trong đó M^D/P là cầu tiền thực, Y^p là thu nhập trong dài hạn, r^m là lợi nhuận kỳ vọng của tiền tệ, r^b là lợi nhuận kỳ vọng của trái phiếu, r^r là lợi nhuận kỳ vọng của cổ phiếu, là tỷ lệ lạm phát kỳ vọng.

Với cách tiếp cận hàm cầu tiền của hai tác giả thuộc hai trường phái kinh tế tân cổ điển và hiện đại trên, nghiên cứu dung nạp từ hai cách tiếp cận hàm

cầu tiền, đó là:

$$M^D/P = f(\text{Scale}, \text{Opportunity})$$

Trong đó M^D/P là cầu tiền thực, Scale là nhóm biến quy mô (GDP, GNP, chỉ số sản xuất công nghiệp...) và Opportunity là nhóm biến phản ánh chi phí cơ hội của việc giữ tiền (lãi suất trái phiếu, tỷ giá hối đoái, chỉ số giá chứng khoán...).

Giả thuyết chính của nghiên cứu là cân bằng cung tiền và cầu tiền trong nền kinh tế, khi đó cầu tiền thực được đo lường đúng bằng cung tiền thực của nền kinh tế.

Một số nghiên cứu thực nghiệm của Hà Quỳnh Hoa (2008), A. Baharumshah, S. Mohd & A. Masih (2009), hay A. Hossain (2010) về hàm cầu tiền và tính ổn định của nó cũng đưa ra mô hình dựa trên cách tiếp cận này. Nghiên cứu đề xuất mô hình nghiên cứu:

$$\ln(M)^{00} = b_0 + b_1 \ln \text{Inp} + b_2 \text{Irb} + b_3 \text{Irb}_- + b_4 \ln \text{Ex} + b_5 \text{Iri} + b_6 \text{Vnindex} + b_7 \ln \text{Gold} + b_8 \text{Cpi} + u_t$$

$$\ln(M)^{00} = b_0 + b_1 \ln \text{Inp} + b_2 \text{Irb} + b_3 \text{Irb}_- + b_4 \ln \text{Reer} + b_5 \text{Iri} + b_6 \text{Vnindex} + b_7 \ln \text{Gold} + b_8 \text{Cpi} + u_t$$

Trong đó biến phụ thuộc $\ln(M)$ (cung tiền thực M1, M2 hiệu chỉnh mùa vụ được lấy \ln), biến độc lập bao gồm các biến: $\ln \text{Inp}$ (giá trị công nghiệp thực được hiệu chỉnh mùa vụ và lấy \ln); Irb (lãi suất trái phiếu kho bạc thực); Irb_- (lãi suất trái phiếu chính phủ Mỹ thực); $\ln \text{Ex}$ (tỷ giá thực song phương được lấy \ln); Iri (lãi suất tiền gửi thực); Vnindex (chỉ số chứng khoán Việt Nam); $\ln \text{Gold}$ (giá vàng thực hiệu chỉnh mùa vụ được lấy \ln); Cpi (chỉ số giá tiêu dùng) và Reer (tỷ giá thực đa phương); u_t là sai số.

Các biến trong mô hình được đưa về giá trị thực (loại đi yếu tố giá) và một số được xử lý mùa vụ (loại đi yếu tố mùa vụ) để thể hiện tính chuẩn hóa cho mô hình, thể hiện thực tế mối quan hệ giữa các biến trong mô hình hàm cầu tiền thực. Việc đưa ra giả thuyết ban đầu về hướng tác động của các biến độc lập đến cầu tiền thực được thể hiện trong bảng mô tả các biến trong mô hình và kì vọng dấu (Phụ lục).

3. Dữ liệu nghiên cứu và phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu xử lý dữ liệu được thu thập từ các nguồn dữ liệu thứ cấp của các biến phụ thuộc và độc lập trong mô hình, được lấy theo quý từ các trang chính thống như Quỹ tiền tệ quốc tế (IMF), Tổng cục thống kê (GSO), Ngân hàng nhà nước, Ngân hàng thế giới (Worldbank), Ủy ban chứng khoán nhà nước, Sở giao dịch chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh... trong khoảng thời gian từ 2004 đến 2014.

Một số chuỗi dữ liệu có một số thời điểm bị thiếu

sẽ được tác giả hiệu chỉnh dữ liệu, cụ thể:

- Đối với biến lãi suất huy động tiền gửi thực – Iri: tác giả sẽ hiệu chỉnh dữ liệu bằng cách lấy trung bình của hai kì trước và sau của dữ liệu bị thiếu.

- Đối với biến lãi suất tín phiếu kho bạc thực – Irb: tác giả sẽ hiệu chỉnh dữ liệu bằng cách lấy giá trị của kì bị thiếu cho bằng với kì trước đó.

- Đối với biến tỷ giá thực song phương – Ex: tác giả hiệu chỉnh dữ liệu bằng cách lấy trung bình của hai kì trước và sau của dữ liệu bị thiếu.

- Đối với biến tỷ giá thực đa phương – Reer: tác giả lấy dữ liệu của Darvas, Zsolt (2012) cho trường hợp Việt Nam và hiệu chỉnh về năm gốc 2010.

Phương pháp nghiên cứu chính là ARDL (Autoregressive distributed lag – Phân phối trễ tự hồi quy) được đề xuất bởi Pesaran, Shin & Smith (2001, 1999). Song song đó, nghiên cứu còn sử dụng một số bước kiểm định khác như kiểm định tính dừng ADF (Augmented Dickey Fuller), kiểm định

ADF xét tính phá vỡ cấu trúc, kiểm định xác định độ trễ mô hình, kiểm định đồng liên kết Johansen, kiểm định Cusum xét tính ổn định trong ngắn hạn và dài hạn.

ARDL được xem là mô hình thành công, linh hoạt và dễ sử dụng trong việc phân tích các chuỗi thời gian đa biến. Trong trường hợp dữ liệu nghiên cứu không đảm bảo thuộc tính về nghiệm đơn vị hay tính dừng của hệ thống, mức liên kết I(1) hoặc I(0), thì ARDL là giải pháp thích hợp nhất trong tình huống này. ARDL cho phép xác định tác động của các biến độc lập tới biến phụ thuộc trong trường hợp số quan sát nhỏ, cách tiếp cận mang ý nghĩa thống kê hơn khi kiểm định tính đồng liên kết (trong khi một số mô hình kiểm định đồng liên kết khác yêu cầu số quan sát nhiều hơn để đạt cùng độ tin cậy). Bên cạnh đó, các kỹ thuật đồng liên kết khác yêu cầu các biến hồi quy được đưa vào liên kết có độ trễ như nhau thì trong cách tiếp cận ARDL, các biến hồi quy có thể dung nạp các độ trễ tối ưu khác nhau.

Bảng 1: Kết quả kiểm định tính dừng và phá vỡ cấu trúc

Biến	ADF test (A)		ADF Test xét tính phá vỡ cấu trúc (B)			
	t-Statistic Sai phân bậc 0	t-Statistic Sai phân bậc 1	t-Statistic Sai phân bậc 0	Thời gian	t-Statistic Sai phân bậc 1	Thời gian
Cpi	-2,53786	-5,391418 ***	-3,461746	2010M10	-6,525779 ***	2011M04
Irb	-0,624296	-10,29345 ***	-3,386306	2008M01	-12,31933 ***	2008M08
Irb-	-1,827063	-6,717954 ***	-5,187346 **	2007M10	-7,680291 ***	2008M03
Iri	-0,104871	-6,457008 ***	-3,172862	2007M11	-15,61696 ***	2009M03
Ln_Ex ^(A) R_Ex ^(B)	-1,387237	-10,19667 ***	-4,962474*	2007M12	-11,21137***	2011M03
Ln_Inf ^(A) R_Inf ^(B)	-1,465109	-13,15857 ***	-4,081445	2010M12	-8,924089***	2012M02
LnGold ^(A) R_Gold ^(B)	-0,124714	-9,752622 ***	-3,76676	2011M02	-11,68511***	2011M08
LnM1 ^(A) R_M1 ^(B)	-3,455677 **	-8,253074 ***	-5,020962*	2011M01	-4,129104	2008M01
LnM2 ^(A) R_M2 ^(B)	-3,251474 *	-3,018386	-4,866469	2011M08	-4,922938*	2011M01
Reer	-1,614749	-8,835857 ***	-4,744196	2010M06	-10,68588 ***	2008M10
Vnindex	-2,735567	-3,615991 **	-5,584254 **	2007M12	-5,202416 **	2007M05

Ghi chú: Giá trị Z, tính ở các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%

1% = -4,037(***), 5% = -3,448(**) và 10% = -3,149(*) theo phương pháp (A)

1% = -5,719(***), 5% = -5,176(**) và 10% = -4,893(*) theo phương pháp (B)

Nguồn: Tác giả tự tính toán

Mô hình ARDL có thể được biểu diễn như sau:

$$Y_t = a + \sum_{i=0}^p \beta_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j Y_{t-j} + u_t$$

Với giả thuyết ban đầu thì đây là mô hình dài hạn của các biến chính. Khi đó, mô hình ARDL đề xuất cách giải quyết như sau:

$$\Delta Y_t = b + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{i=1}^p \gamma_i X_{t-i} + \gamma_0 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Với: Y_t, X_t : biến dừng; Y_{t-1}, X_{t-1} : biến dừng ở các độ trễ; u_t, ε_t : sai số mô hình; Δ : sai phân theo bậc tương ứng.

Kết quả thống kê F thu được sau khi chạy mô hình ARDL sẽ được so sánh với hai giá trị F của $I(0)$ - Lower bound và $I(1)$ - Upper bound, trong bảng Bound test, nếu giá trị F-Static > giá trị Upper bound, ta bác bỏ giả thuyết H_0 , kết luận mô hình có mối quan hệ dài hạn giữa các biến đang xét. Nếu F-Static < giá trị Lower bound, chấp nhận giả thuyết H_0 , mô hình không tồn tại mối quan hệ đồng liên kết trong dài hạn. Trong trường hợp F-Static nằm giữa miền giá trị Upper bound và Lower bound, ta không có kết luận, khi đó ta dùng kiểm định đồng liên kết Johansen để kiểm tra mối quan hệ đồng liên kết trong dài hạn của mô hình.

4. Kết quả thực nghiệm và kiến nghị

Đầu tiên, nghiên cứu cho tiến hành kiểm định tính dừng của chuỗi dữ liệu, sử dụng phương pháp kiểm định *Augmented Dickey - Fuller Test* (ADF Test), đối với tính phá vỡ cấu trúc tác giả sử dụng phương pháp *Unit Root Break Test* dựa trên nền tảng kiểm định ADF Test.

Dựa trên mức ý nghĩa thống kê và thời gian tương ứng của tính chất phá vỡ cấu trúc theo từng biến ta có thể nhận thấy phá vỡ cấu trúc chủ yếu xoay quanh thời điểm năm 2008 - khủng hoảng kinh tế thế giới với các biến nhảy là $Irb, Iri, Reer, Irb-$, là các biến % và đều ở mức ý nghĩa là 1%, ở sai phân bậc 1. Biến $Cpi, R_Inp, R_Ex, R_Gold, R_M1$ và R_M2 ở mức phá vỡ cấu trúc bắt đầu tại quý 1 năm 2011 đến quý 1 năm 2012 cho thấy có biểu hiện độ trễ của sự tác động từ cuộc khủng hoảng kinh tế 2008. Ở đây thể hiện tính hợp lý của chuỗi dữ liệu, phù hợp với các giả thuyết và lý giải tương thích với tình hình thực tế, thể hiện tính logic trong chuỗi dữ liệu.

Căn cứ vào bảng kiểm định tính dừng ADF và ADF có xét tính phá vỡ cấu trúc, ta có thể thấy đa số các biến đều dừng ở sai phân bậc 1, một số dừng ở sai phân bậc 0 trong kiểm định ADF tuy nhiên vẫn dừng bậc 1 ở kiểm định ADF xét tính phá vỡ cấu trúc. Về tổng quát vẫn thỏa mãn giả thuyết ban đầu của mô hình ARDL và các biến dung nạp $I(0)$ và $I(1)$. Chính vì thế tác giả tiếp tục tiến hành bước tiếp theo là chọn độ trễ phù hợp cho mô hình bằng kiểm định Var với tiêu chí là chọn độ trễ có các tiêu chuẩn FPE, AIC, HQIC, SBIC có ý nghĩa thống kê. Tiếp tục kiểm định mô hình Phân phối trễ tự hồi quy ARDL cho các độ trễ tương ứng trên, ta có kết quả trình bày ở Bảng 2.

Với hàm cầu tiền $\ln M1$, ta thấy kết quả kiểm định Bound test đều cho F-Statistic > Upper bound ở mức ý nghĩa 1% ở các nhóm mô hình nên ta bác bỏ giả thuyết H_0 , hàm cầu tiền $\ln M1$ có mối quan hệ đồng liên kết trong dài hạn. Với hàm cầu tiền $\ln M2$, ta thấy kết quả kiểm định Bound test đều cho

Bảng 2: Kết quả kiểm tra Bound test và độ trễ phù hợp

Mô hình	Độ trễ	F - Statistic	Mô hình ARDL được chọn	Perasan bound		
				Mức ý nghĩa	F - Statistic	
					I(0)	I(1)
F(LnM1/lnEx,Cpi,Irb,Irb-,Iri,LnInp,LnGold,Vnindex)	1	8,697934***	ARDL(1, 1, 0, 0, 1, 0, 0, 0)	10%	1,95	3,06
F(LnM1/Reer,Cpi,Irb,Irb-,Iri,LnInp,LnGold,Vnindex)	1	9,442509***	ARDL(1, 1, 0, 0, 1, 0, 0, 0)	5%	2,22	3,39
F(LnM2/lnEx,Cpi,Irb,Irb-,Iri,LnInp,LnGold,Vnindex)	3	3,30243	ARDL(3, 1, 0, 0, 2, 0, 1, 0)	2,50%	2,48	3,7
F(LnM2/Reer,Cpi,Irb,Irb-,Iri,LnInp,LnGold,Vnindex)	3	2,994365	ARDL(3, 1, 0, 0, 2, 0, 1, 0)	1%	2,79	4,1

Ghi chú: *** có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%
Nguồn: tác giả tự tính toán

Bảng 3: Kết quả kiểm tra đồng liên kết Johansen

LnM2, lnEx, Cpi, Irb, Irb-, Iri, LnInp, LnGold, Vindex (I)				
Số đồng liên kết	Thống kê Trace	Trị thống kê tại mức ý nghĩa 5%	Trị thống kê Max Eigen	Trị thống kê tại mức ý nghĩa 5%
1	274,4552***	197,3709	74,26208***	58,43354
2	200,1931***	159,5297	56,44426**	52,36261
3	143,7489***	125,6154	46,76961**	46,23142
4	96,97925**	95,75366	30,36275	40,07757
5	66,61650	69,81889	23,20210	33,87687
6	43,41440	47,85613	20,20099	27,58434

LnM2, Reer, Cpi, Irb, Irb-, Iri, LnInp, LnGold, Vindex (II)				
Số đồng liên kết	Thống kê Trace	Trị thống kê tại mức ý nghĩa 5%	Trị thống kê Max Eigen	Trị thống kê tại mức ý nghĩa 5%
1	262,6960***	197,3709	73,48742***	58,43354
2	189,2086***	159,5297	49,46069	52,36261
3	139,7479***	125,6154	45,68070	46,23142
4	94,06723	95,75366	32,19350	40,07757

Ghi chú. *** / ** : có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% / 5%

Bảng 4: Kết quả hàm cầu tiền thực trong dài hạn

Cpi lnM2 ^(I)	Irb	Irb-	Iri	lnEx	lnInp	lnGold	Vindex
-0,001687	0,02756	0,179869	-0,057445 (**)	-3,581109	-0,047664	-0,00453	0,000676 (*)
lnM1 ^(I)							
-0,008045 (**)	0,02803 (**)	0,096761 (**)	-0,05988 (***)	-0,10381	0,102973	-0,289384 (**)	0,000547 (***)

Cpi lnM2 ^(II)	Irb	Irb-	Iri	Reer	lnInp	lnGold	Vindex
-0,00847 (*)	0,014593	0,10482	-0,046932 (***)	1,883604	0,00034	0,167074	0,00054 (**)
lnM1 ^(II)							
-0,005669 (*)	0,032233 (***)	0,089697 (***)	-0,056075 (***)	1,587659 (*)	-0,020749	-0,007858	0,000627 (***)

Ghi chú: *** / ** / * : có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% / 5% / 10%

Nguồn: tác giả tự tính toán

F-Statistic nằm trong khoảng giá trị giữa Upper và Lower bound ở tất cả các mức ý nghĩa trong cả hai nhóm mô hình nên ta chưa thể kết luận được, tác giả tiến hành kiểm định đồng liên kết Johansen để kiểm

tra tính đồng liên kết của hàm cầu tiền lnM2.

Kết quả kiểm định đồng liên kết Johansen test cho thấy cả hai mô hình đều có đồng liên kết trong dài hạn. Với trường hợp này ta chỉ xét trị thống kê Max

Bảng 5: Hàm cầu tiền thực trong ngắn hạn

LnM2(I)
$\Delta \ln M2(I) = 0,288 \Delta \ln M2(-1)^{***} - 0,254 \Delta \ln M2(-2) - 0,0001 \Delta Cpi^{***} + 0,0020 \Delta Irb^{**} + 0,009 \Delta Irb - 0,019 \Delta Irb - (-1)^{***} - 0,001 \Delta Iri - 0,263 \Delta \ln Ex^{**} - 0,003 \Delta \ln Inp + 0,166 \Delta \ln Gold^{***} + 0,00005 \Delta Vnindex^{***} - 0,073 Ect(-1)$
$\Delta \ln M2(II) = 0,299 \Delta \ln M2(-1)^{***} - 0,271 \Delta \ln M2(-2)^{***} - 0,0008 \Delta Cpi + 0,0013 \Delta Irb + 0,003 \Delta Irb - 0,017 \Delta Irb - (-1)^{**} - 0,002 \Delta Iri + 0,174 \Delta Reer^{*} - 0,00003 \Delta \ln In + 0,164 \Delta \ln Gold^{**} + 0,00005 \Delta Vnindex^{***} - 0,092 Ect(-1)^{**}$
LnM1
$\Delta \ln M1(I) = -0,0013 \Delta Cpi + 0,0046 \Delta Irb^{**} + 0,0157 \Delta Irb - 0,0065 \Delta Iri^{**} + 0,4329 \Delta \ln Ex^{*} + 0,0167 \Delta \ln Inp - 0,0470 \Delta \ln Gold^{*} + 0,0001 \Delta Vnindex^{***} - 0,1623 Ect(-1)^{***}$
$\Delta \ln M1(II) = -0,00089 \Delta Cpi + 0,0050 \Delta Irb^{**} + 0,0140 \Delta Irb - 0,0053 \Delta Iri^{**} - 0,2029 \Delta Reer - 0,0032 \Delta \ln Inp - 0,0012 \Delta \ln Gold + 0,00009 \Delta Vnindex^{***} - 0,1563 Ect(-1)^{***}$

Ghi chú: *** / ** / * : có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% / 5% / 10%

Nguồn: tác giả tự tính toán

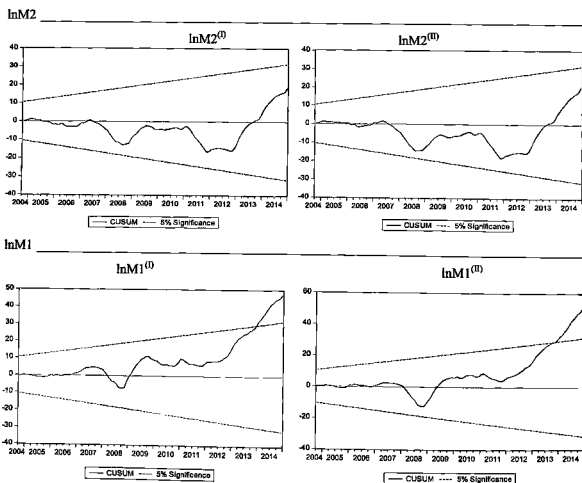
Eigen cho tiếp cận đồng liên kết, sử dụng mô hình VECM. Trong mô hình (I) ta thấy trị thống kê Max Eigen cho 3 đồng liên kết với mức ý nghĩa 1% và 5%, trong khi đó mô hình (II) cho trị thống kê Max Eigen chỉ cho một đồng liên kết duy nhất ở mức ý nghĩa 1%. Việc có đồng liên kết xảy ra trong kiểm định Johansen là tiền đề cho việc kết luận tồn tại tính đồng liên kết trong dài hạn của hai mô hình trên.

Bảng 4 cho thấy hàm cầu tiền thực M2 trong dài

hạn trong cả hai mô hình kiểm định cho ý nghĩa thống kê với biến Iri và Vnindex (mô hình cho biến Reer có ý nghĩa thống kê cao hơn mô hình cho lnEx). Hàm cầu tiền thực M1 cho ý nghĩa thống kê nhiều hơn ở hầu hết các biến, chỉ trừ biến lnEx, Reer, lnInp là không có ý nghĩa thống kê.

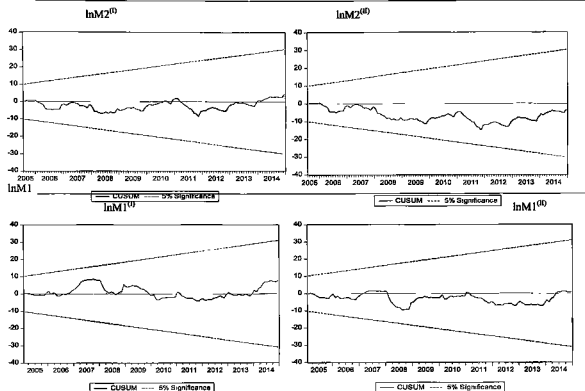
Đối với hàm cầu tiền thực M2 trong dài hạn, thì mô hình tiếp cận theo biến Reer cho kết quả tốt hơn, các biến mang ý nghĩa thống kê cao hơn.

Hình 1: Cusum test cho hàm cầu tiền thực trong dài hạn



Hình 2: Cusum test cho hàm cầu tiền thực trong ngắn hạn

lnM2



Nguồn: tác giả tự tổng hợp

Kết quả ước lượng VECM mô hình hàm cầu tiền thực trong ngắn hạn cho kết quả tốt, mang ý nghĩa thống kê với mô hình chứa biến Reer, đặc biệt với hàm cầu tiền thực $M2^{(0)}$, hệ số hiệu chỉnh cho ý nghĩa thống kê ở mức 9,2%. Mô hình cho hàm cầu tiền thực M1 cho ý nghĩa thống kê với hệ số hiệu chỉnh ở cả hai trường hợp, mức hiệu chỉnh xấp xỉ khoảng 16%.

Kiểm định Cusum test cho hàm cầu tiền thực trong dài hạn, kết quả thu được cho thấy hàm cầu tiền thực $M2$ ổn định trong dài hạn trong cả hai trường hợp, trong khi đó hàm cầu tiền thực M1 không ổn định trong dài hạn. Trong ngắn hạn, cả 4 trường hợp xét cho hàm cầu tiền thực đều ổn định

Ngoài ra, nghiên cứu thử nghiệm kiểm định ARDL và Cusum cho các mô hình chứa các biến phụ thuộc Cpi, Inp, Ex và Reer từ mô hình hàm cầu tiền thực $M2$, kết quả thu được cho thấy chỉ có hai mô hình chứa biến phụ thuộc $\ln M2$ và $\ln \text{Inp}$ là hai mô hình đều cho kết quả ổn định trong ngắn và dài hạn, tốc độ hiệu chỉnh có ý nghĩa thống kê 5% và 1%, đều có mối liên hệ đồng liên kết trong dài hạn và mối quan hệ trong ngắn hạn.

5. Kết luận

Sau khi kiểm định và hồi quy mô hình, kết quả cuối cùng chỉ ra rằng hàm cầu tiền thực $M2$ ổn định

trong dài hạn, mô hình hàm cầu tiền thực $M2$ với biến tỷ giá thực đa phương (Reer) cho ý nghĩa thống kê ở ngắn hạn và ổn định, trong khi đó mô hình $M2$ chứa biến tỷ giá thực song phương (Ex) thì không có ý nghĩa thống kê. Nhìn chung, hàm cầu tiền thực $M2$ tại Việt Nam trong giai đoạn 2004-2014 ổn định trong ngắn hạn và dài hạn.

Về dài hạn, hàm cầu tiền thực $M2$ cho mức ý nghĩa thống kê ở biến lãi suất tiền gửi Iri và biến chỉ số Vnindex với dấu tác động trùng với kì vọng ban đầu, các biến độc lập còn lại không có ý nghĩa thống kê.

Trong ngắn hạn, hàm cầu tiền thực $M2$ cho mức ý nghĩa thống kê ở các biến $D(\ln M2(-1))$, $D(\ln M2(-2))$, $D(\text{Irb}(-1))$, $D(\ln \text{Gold})$ và $D(\text{Vnindex})$. Trong đó mức độ tác động lớn đến hàm cầu tiền thực $M2$ trong ngắn hạn là các biến $D(\ln M2(-1))$, $D(\ln M2(-2))$ và $D(\ln \text{Gold})$. Hệ số hiệu chỉnh từ trạng thái ngắn hạn trở về cân bằng trong dài hạn là 9,2%, có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 5%.

Hàm cầu tiền thực M1 cũng được tác giả thực hiện các kỹ thuật kiểm định và hồi quy tương tự với mục đích kiểm tra và so sánh với hàm cầu tiền thực $M2$. Kết quả cho thấy hàm cầu tiền thực M1 không ổn định trong dài hạn, tuy nhiên trong ngắn hạn lại ổn định với hệ số hiệu chỉnh ổn định xấp xỉ 16% có ý

nghĩa ở cả hai mô hình M1 chứa biến Reer và LnEx.

Bên cạnh đó nghiên cứu còn bổ sung phần kiểm định ARDL và Cusum cho từng mô hình của các biến phụ thuộc Cpi, LnInp, LnEx và Reer với các biến giải thích còn lại rút ra từ mô hình hàm cầu tiền M2. Kết quả cho thấy mô hình cho Cpi (đại diện cho lạm phát) không ổn định trong cả ngắn hạn và dài hạn; mô hình cho LnInp (đại diện cho GDP) cho kết quả ổn định trong cả ngắn hạn và dài hạn, hệ số hiệu chỉnh có ý nghĩa thống kê; mô hình cho LnEx

và Reer đều cho tính ổn định trong ngắn hạn nhưng không ổn định trong dài hạn.

Cuối cùng, nghiên cứu cho thấy rằng hàm cầu tiền thực M2 tại Việt Nam trong giai đoạn 2004 - 2014 là ổn định trong dài hạn, biến lãi suất tiền gửi và chỉ số chứng khoán có hệ số tác động lớn và mang ý nghĩa thống kê, do đó cần tập trung nghiên cứu thêm về hai biến này để làm cơ sở cho hoạch định chính sách về tiền tệ trong dài hạn tại Việt Nam trong giai đoạn hội nhập kinh tế thế giới.

Phụ Lục

Bảng 6: Mô tả các biến trong mô hình và kì vọng dấu

Biến số	Diễn giải	Nguồn	Giá thuyết
<i>Biến phụ thuộc</i>			
LnM1	Cung tiền thực M1 hiệu chỉnh mùa vụ và lấy ln	Hà Quỳnh Hoa (2008), A. Baharumshah, S. Mohd, A. Mansur M. Masih (2009), A. Hossain (2011)	
LnM2	Cung tiền thực M2 hiệu chỉnh mùa vụ và lấy ln	Hà Quỳnh Hoa (2008), A. Baharumshah, S. Mohd, A. Mansur M. Masih (2009), A. Hossain (2010)	
<i>Biến độc lập</i>			
Ln Inp	Giá trị công nghiệp thực được hiệu chỉnh mùa vụ và lấy ln	Hà Quỳnh Hoa (2008),	+
Irb	Lãi suất trái phiếu kho bạc thực	M.Peytrignet, C.Stabel (1998), A. Baharumshah, S. Mohd, A. Mansur M. Masih (2009), K.Carstensen, J.Hagen, O.Hossfeld & A.S.Neaves (2009), Hà Quỳnh Hoa (2008)	-
Irb_	Lãi suất trái phiếu chính phủ Mỹ thực	A.Hossain(2011),A. Baharumshah, S. Mohd, A. Mansur M. Masih (2009)	+/-
Ln Ex	Tỷ giá thực song phương được lấy ln	Hà Quỳnh Hoa (2010)	+/-
Iri	Lãi suất tiền gửi thực	H.Asano(1999), D.Hoffman, R. Rasche, Margie A.Tieslau (1994), M. M. G. Fase (1994), A. Hossain (2011), Hà Quỳnh Hoa (2008)	-
Vnindex	Chỉ số chứng khoán Việt Nam	Yiming Wang (2011), H. Asano (1999), A. Baharumshah, S. Mohd, A. Mansur M. Masih (2009)	+/-
Ln Gold	Giá vàng thực được hiệu chỉnh mùa vụ và lấy ln		-
Cpi	Chỉ số giá tiêu dùng	H.Asano (1999), M.Peytrignet, C.Stabel (1998), M. M. G. Fase (1994), A. Baharumshah, S. Mohd, A. Mansur M. Masih (2009), K.Carstensen, J.Hagen, O.Hossfeld & A.S.Neaves (2009)	-
Reer	Tỷ giá thực đa phương	A. Hossain (2011).	+/-

Ghi chú.

- : tác động nghịch chiều

+ : tác động thuận chiều

+/- : tác động cả thuận chiều và nghịch chiều

Nguồn : tác giả tự tổng hợp

Bảng 7: Bảng so sánh ARDL và Cusum một số mô hình

Mô hình	Mô hình ARDL	Đồng liên kết trong dài hạn	Ổn định trong dài hạn	Mối quan hệ trong ngắn hạn	Hệ số hiệu chỉnh	Ổn định trong ngắn hạn
$F(\ln M2/\ln Ex, Cpi, Irb, Irb-, Iri, \ln Inp, \ln Gold, Vnindex)^{(0)}$	ARDL(3, 1, 0, 2, 0, 0, 0, 1, 0)	có	ổn định	không	7,3%	ổn định
$F(\ln M2/Reer, Cpi, Irb, Irb-, Iri, \ln Inp, \ln Gold, Vnindex)^{(0)}$	ARDL(3, 1, 0, 2, 0, 0, 0, 1, 0)	có	ổn định	có	9,2% **	ổn định
$F(Cpi/\ln M2, Irb, Irb-, Iri, \ln Ex, \ln Inp, \ln Gold, Vnindex)^{(0)}$	ARDL(1, 2, 2, 1, 0, 1, 0, 0, 0)	có	không ổn định	có	2,8% **	không ổn định
$F(Cpi/\ln M2, Irb, Irb-, Iri, Reer, \ln Inp, \ln Gold, Vnindex)^{(0)}$	ARDL(2, 2, 2, 2, 0, 2, 1, 0, 0)	có	không ổn định	không	1,8%	không ổn định
$F(\ln Inp/Cpi, \ln M2, Irb, Irb-, Iri, \ln Ex, \ln Gold, Vnindex)^{(0)}$	ARDL(0, 3, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0)	có	không ổn định	có	43,8% ***	ổn định
$F(\ln Inp/Cpi, \ln M2, Irb, Irb-, Iri, Reer, \ln Gold, Vnindex)^{(0)}$	ARDL(0, 3, 0, 0, 0, 0, 2, 0, 0)	có	ổn định	có	45% ***	ổn định
$F(\ln Ex/Cpi, \ln M2, Irb, Irb-, Iri, \ln Inp, \ln Gold, Vnindex)^{(0)}$	ARDL(1, 1, 1, 0, 0, 0, 1, 2, 0)	có	không ổn định	không	26,5% *	ổn định
$F(Reer/Cpi, \ln M2, Irb, Irb-, Iri, \ln Inp, \ln Gold, Vnindex)^{(0)}$	ARDL(3, 0, 2, 0, 1, 0, 0, 2, 0)	có	không ổn định	có	20,7% ***	ổn định

Ghi chú: *** / ** / * : có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1% / 5% / 10%

Nguồn: tác giả tự tổng hợp

Tài liệu tham khảo

- Asano, H.(1999), 'Financial deregulation and stability of money demand: the Australian case', *Australian Economic Papers*, 38(4), 407-421.
- Baharumshah, A , Mohd, S. & Masih, A.(2009), 'The stability of money demand in China: Evidence from the ARDL model', *Economic Systems*, 33(3), 231-244
- Blanchard, O.(2000), *Macroeconomics*, 2nd Edition, Prentice Hall.
- Carstensen, K., Hagen, J., Hossfeld, O. & Neaves, A. (2009), 'Money demand stability and inflation prediction in the four largest EMU countries', *Scottish Journal of Political Economy*, 56(1).
- Fase, M.(1994), 'In search for stability: an empirical appraisal of the demand for money in the G7 and EC countries', *De Economist*, 142(4).
- Hossain, A. (2010), 'Monetary targeting for price stability in Bangladesh: how stable is its money demand function and the linkage between money supply growth and inflation', *Journal of Asian Economics*, 21(6), 564-578
- Hà Quỳnh Hoa (2008), 'Cầu về tiền và hệ quả đối với chính sách tiền tệ tại Việt Nam', *Luận án Tiến sỹ Kinh tế*, Đại học Kinh tế Quốc dân.
- Hà Quỳnh Hoa (2010), 'Ước lượng hàm cầu tiền bằng mô hình phân phối trễ tự hồi quy', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 153, 40-43.
- Hoffman, D., Rasche, R. & Tieslau, M. (1995), 'The stability of long-run money demand in five industrial countries', *Journal of Monetary Economics*, 35(2), 317-339.

- Laumas, G. (1978), 'A test of the stability of the demand for money', *Scottish Journal of Political Economy*, 25(3), 239-251.
- Pesaran, M. & Shin, Y.(1999), 'An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis', in: *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, ed. by Strom, S., chap. 11, Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, M. , Shin, Y. & Smith, R. (2001), 'Bounds testing approaches to the analysis of level relationships', *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Peytrignet, M. & Stahel, C. (1998), 'Stability of money demand in Switzerland: A comparison of the M2 and M3 cases', *Empirical Economics*, 23(3),437-454.
- Sriram, S. (1999), 'Survey of Literature on Demand for Money: Theoretical and Empirical Work with Special Reference to Error-Correction Model', *IMF Working Paper*, 99/64.
- Võ Trí Thành & Leung, S.(1996), 'Vietnam in the 1980s: Price Reforms and stabilization', *BNL Quarterly Review*, 197.
- Wang, Y.(2011), 'The stability of long-run money demand in the United States: A new approach', *Economics Letters*, 111(2011), 60–63.
- Zsolt, D. (2012), 'Real effective exchange rates for 178 countries: A new database', *Working Paper 2012/06 Bruegel*, từ < <http://bruegel.org/2012/03/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database/>>.