

SỰ PHÁ VỠ CẤU TRÚC VÀ TÍNH ỔN ĐỊNH CỦA HÀM CẦU TIỀN VIỆT NAM

Phạm Đình Long

Khoa Kinh tế và Quản lý công, Đại học Mở thành phố Hồ Chí Minh

Email: long.pham@ou.edu.vn

Bùi Quang Hiền

Khoa Đào tạo Sau Đại học, Đại học Mở thành phố Hồ Chí Minh

Email: hienbq.16ae@ou.edu.vn

Ngày nhận: 08/5/2018

Ngày nhận bản sửa: 14/8/2018

Ngày duyệt đăng: 05/9/2018

Tóm tắt:

Sau một thập kỷ kể từ khi cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu, nền kinh tế Việt Nam đã dần điều chỉnh các yếu tố vĩ mô vào quỹ đạo ổn định. Bài viết nghiên cứu sự phá vỡ cấu trúc và tính ổn định của hàm cầu tiền ở Việt Nam giai đoạn từ tháng 12 năm 2003 đến tháng 11 năm 2017. Bằng các mô hình phân phối trễ tự hồi quy, vector tự quy, và đồng liên kết hiệu chỉnh toàn phần bình phương nhỏ nhất, kết quả cho thấy sự không ổn định của hàm cầu tiền khi xét cho toàn mẫu nghiên cứu. Với cầu tiền hẹp (M1), sự ổn định của hàm cầu tiền trước và sau khủng hoảng được xác nhận tồn tại không chỉ thông qua kiểm định tổng tích lũy của phần dư (Cumulative Sum of Recursive Residuals - CUSUM) và CUSUM bình phương mà còn vượt qua các bài kiểm tra khác như *Lc*, *MeanF*, *SupF*, *Eigenvalue fluctuation*, và *Nyblom*. Sự phá vỡ cấu trúc từ cuộc khủng hoảng 2008 chưa thể kết luận có ảnh hưởng đến cầu tiền rộng (M2).

Từ khóa: Cầu tiền, tính ổn định, sự biến đổi cấu trúc, chính sách tiền tệ.

Structural Break and Stability of Demand for Money in Vietnam

Abstract:

After one decade of the global financial crisis, Vietnam economy has been suffered from its impact and has gradually adjusted macro factors into stable orbit. This paper explores the structural break and stability of demand for money in Vietnam during the period of December 2003 to November 2017. By using ARDL, vector autoregression, and cointegration fully modified ordinary least square regression, the striking finding of this study figures out an unstable demand function for full sample data. Regarding on the narrow money demand (M1), the stability of the demand function in pre and post crisis review is confirmed the existence not only through CUSUM and CUSUM square but also other tests such as *Lc*, *MeanF*, *SupF*, *eigenvalue fluctuation*, and *Nyblom*. Structural break regime from the crisis in 2008 did not conclude an influence on the broad money demand (M2).

Keywords: Money demand, stability, structural break, monetary policy.

1. Giới thiệu

Với sự ảnh hưởng của tự do hóa tài chính, bên cạnh những bước phát triển đáng ghi nhận, nền kinh tế Việt Nam cũng không thể tránh khỏi những tác động bất lợi trong quá trình này mang lại, đặc biệt mỗi khi có khủng hoảng kinh tế xảy ra. Vấn đề về

nghiên cứu hàm cầu tiền không chỉ đơn thuần là chủ đề đáng quan tâm thuần túy về mặt học thuật của các nhà kinh tế học mà còn cho cả những người làm chính sách (Boughton, 1992; El-Shagi & Zheng, 2017; Knell & Stix, 2005). Thật vậy, trong lĩnh vực kinh tế tiền tệ, nhiều nghiên cứu được thực hiện ở

các khía cạnh khác nhau nhưng nhìn lại vẫn chỉ xoay quanh đến những vấn đề cơ bản là tăng trưởng tiền tệ và sự gia tăng của mức giá. Theo đó, mức tăng trưởng tiền tệ thường được dựa trên cơ sở phân tích hàm cầu tiền. Hiểu rõ được vấn đề này cho phép các nhà hoạch định chính sách xây dựng một chính sách tiền tệ phù hợp và điều chỉnh một mức độ tăng tương ứng cho lượng cung tiền. Sự ổn định của hàm cầu tiền sẽ cung cấp một liên kết then chốt trong cơ chế truyền dẫn chính sách tiền tệ thông qua kênh lãi suất (Phạm Đình Long & Bùi Quang Hiến, 2017). Đây là một cơ sở rất quan trọng trong việc thực thi một chính sách tiền tệ hiệu quả (Bahmani-Oskooee & Wang, 2007; Goldfeld & Sichel, 1990; Laumas, 1978).

Tính ổn định của hàm cầu tiền thường không giống nhau trong kết luận giữa các nghiên cứu (Bahmani & Kutun, 2010; Banafea, 2014; Long & Hien, 2018; Lütkepohl & Wolters, 1999; Phạm Đình Long & Nguyễn Đức Khoa, 2017). Theo Mishkin (2016), từ những năm 1970, đã có bằng chứng ủng hộ sự ổn định của hàm cầu tiền. Tuy nhiên, những năm sau đó, có nghiên cứu đưa ra bằng chứng phủ định điều này và hoài nghi do tốc độ của đổi mới tài chính thay đổi nhanh chóng, sự nhạy cảm với lãi suất. Sự không ổn định này có thể đến từ quá trình chuyển đổi kinh tế hoặc mỗi khi có cuộc khủng hoảng kinh tế xảy ra. Onafowora & Owoye (2005) kết luận cuộc khủng hoảng tiền tệ ở khu vực Đông Nam Á năm 1997 tác động làm hàm cầu tiền không ổn định cho 2 trên tổng số 5 quốc gia được chọn để nghiên cứu (trường hợp Malaysia và Singapore là không ổn định). Thêm vào đó, Trung Quốc là một trường hợp khác để minh họa cho kết luận về tính ổn định của hàm cầu tiền vẫn còn đang gây tranh cãi. Từ năm 1979, nền kinh tế Trung Quốc bắt đầu thực hiện chuyển đổi từ kế hoạch hóa sang kinh tế thị trường mang màu sắc riêng của Trung Quốc. Trong quá trình chuyển đổi kinh tế, có xảy ra sự biến đổi cấu trúc trong dữ liệu nghiên cứu và ảnh hưởng làm mất đi tính ổn định của hàm cầu tiền (Lee & Chien, 2008). Tuy nhiên, một số nghiên cứu khác vẫn cho rằng hàm cầu tiền ổn định mặc dù vẫn thừa nhận sự tác động mạnh mẽ của quá trình chuyển đổi kinh tế lên hàm cầu tiền (Banafea, 2014). Sự hoài nghi trong kết luận về tính ổn định của hàm cầu tiền vẫn tiếp tục được nghiên cứu ở nhiều góc độ khác nhau như thiếu biến quan trọng, sự biến đổi cấu trúc, mô hình và các kiểm định trong kinh tế lượng...

Nhìn lại ở Việt Nam, nước ta cũng có nền kinh tế

chuyển đổi và từng bước hoàn thiện cơ chế kinh tế thị trường định hướng Xã hội chủ nghĩa. Xét trong gần hai thập niên trở lại đây, Việt Nam đã phải chịu tác động sâu sắc từ cuộc khủng hoảng tiền tệ 1997 và cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008. Tính ổn định của hàm cầu tiền được kết luận là ổn định hay không đa phần đều được đưa ra từ kiểm định quen thuộc tổng tích lũy của phần dư (CUSUM) và CUSUM bình phương ở Việt Nam (Hà Huỳnh Hoa, 2008; Lê Thanh Tùng, 2015; Nguyen & Pfau, 2010; Phạm Đình Long & Bùi Quang Hiến, 2018; Phạm Đình Long & Nguyễn Đức Khoa, 2017) và cho ở một số quốc gia khác (Kumar & Webber, 2013; Onafowora & Owoye, 2005). Nghiên cứu về tính ổn định của cầu tiền thường được tập trung vào các nước phát triển và ít chú ý đến các nước đang phát triển. Ở Việt Nam, những nghiên cứu về tính ổn định của hàm cầu tiền khá hạn chế, ít thấy đề cập đến một cách chính thống. Tác động từ những cải cách kinh tế hoặc khủng hoảng tài chính lên sự ổn định của cầu tiền hiếm khi được nghiên cứu một cách độc lập, bên cạnh nghiên cứu các yếu tố tác động đến hàm cầu tiền. Sự thay đổi về cấu trúc cần được tính đến khi ước lượng cầu tiền trong dài hạn, cũng như đề xuất các chính sách kinh tế. Theo Gregory & Hansen (1996) và Hansen & Johansen (1999), sự phá vỡ cấu trúc cần được xem xét khi nghiên cứu về tính ổn định.

Chính vì vậy, bài viết này sẽ nghiên cứu về tính ổn định của hàm cầu tiền Việt Nam giai đoạn từ tháng 12 năm 2003 đến tháng 11 năm 2017. Mục tiêu của bài viết là nghiên cứu về sự biến đổi cấu trúc và tính ổn định của hàm cầu tiền ở Việt Nam. Bằng việc đưa ra các công cụ để chỉ ra sự tồn tại biến đổi cấu trúc trong dữ liệu nghiên cứu, bài viết kiểm chứng tính ổn định của hàm cầu tiền có xem xét tác động của biến đổi cấu trúc. Sau khi phân tích sự biến đổi cấu trúc của dữ liệu, tính ổn định của hàm cầu tiền Việt Nam sẽ được nghiên cứu thực hiện các kiểm định CUSUM, CUSUM bình phương từ mô hình phân phối trễ tự hồi quy (ARDL), kiểm định supF, meanF, Lc từ mô hình FMOLS (Fully Modified Least Squares) và kiểm định sự biến động giá trị riêng và kiểm định Nyblom từ mô hình vector tự hồi quy (VAR). Qua đó, nghiên cứu mong đợi kết quả từ việc phân tích của bài viết sẽ bổ sung vào các nghiên cứu ở Việt Nam khi xem xét về tính ổn định.

2. Các nghiên cứu trước về tính ổn định của hàm cầu tiền

Có sự khác biệt trong kết luận về sự ổn định của hàm cầu tiền ở mỗi quốc gia. Thứ nhất, việc thiếu sót của các biến quan trọng sẽ ảnh hưởng đến việc kiểm xem hàm cầu tiền có ổn định hay không (Boughton, 1992). Zuo & Park (2011) cho thấy thiếu biến giá chứng khoán sẽ ảnh hưởng sai lệch về đặc tả mô hình hàm cầu tiền. Thứ hai, hàm cầu tiền có thể không ổn định dưới tác động của sự biến đổi cấu trúc. Nhiều nghiên cứu trước đó chỉ ra tầm quan trọng của sự đổi mới về tài chính, đổi mới kinh tế ảnh hưởng lên tính ổn định của hàm cầu tiền (Boughton, 1992). Có nghiên cứu cho thấy sự biến đổi cấu trúc không làm ảnh hưởng đến tính ổn định của hàm cầu tiền. Mặc dù vậy, cũng có nghiên cứu cho rằng thật sự cần thiết khi chia nhỏ giai đoạn nghiên cứu và hàm cầu tiền chỉ ổn định trong giai đoạn trước và sau có sự biến đổi cấu trúc (Banafea, 2014; Capasso & Napolitano, 2012; Dritsakis, 2012; Onafowora & Owoye, 2005). Nghiên cứu của Lee & Chien (2008) lại kết luận sự đổi mới tài chính ở Trung Quốc không làm ảnh hưởng lên tính ổn định của hàm cầu tiền kể cả khi xảy ra sự biến đổi cấu trúc. Nghiên cứu của Dritsakis (2012) cho thấy cầu tiền ở Hi Lạp không ổn định khi xem xét vấn đề về sự biến đổi cấu trúc.

Về phương pháp, nghiên cứu trước kiểm tra mối quan hệ trong dài hạn bằng phương pháp Johansen, kiểm định đường bao (Bound test) trong mô hình ARDL, hoặc kiểm định Gregory & Hansen (1996) (mô hình GH) có xét đến sự biến đổi cấu trúc cho các biến trong mô hình hàm cầu tiền. Kumar & Webber (2013) dựa trên mô hình GH chỉ ra các ở mô hình có mối quan hệ trong dài hạn nhưng có xuất hiện biến đổi cấu trúc. Xét ở khía cạnh về công cụ kiểm tra tính ổn định, CUSUM và CUSUM bình phương là hai kiểm định thường được chọn ở nhiều nghiên cứu về hàm cầu tiền (Onafowora & Owoye, 2005; Phạm Đình Long & Bùi Quang Hiển, 2017; Phạm Đình Long & Nguyễn Đức Khoa, 2017). Một vài nghiên cứu kết hợp thực hiện nhiều kiểm định về tính ổn định để tăng cường tính hiệu lực trong kết luận về sự ổn định của hàm cầu tiền. Kiểm định MeanF, SupF, Lc được dựa trên mô hình FMOLS hoặc kiểm định sự biến động giá trị riêng (eigenvalue fluctuation), MeanQ, SupQ dựa trên mô hình VAR (Banafea, 2014; Carstensen, 2006; Kumar & Webber, 2013; Narayan & cộng sự, 2009). Các kiểm định trong mô hình VAR này có điểm mạnh là không bắt buộc xác định trước thời điểm xảy ra sự biến đổi cấu trúc. Carstensen (2006) cho thấy sự không ổn định của hàm cầu tiền thông qua các kiểm định trong mô hình

VAR, FMOLS ứng với thời gian xảy ra biến đổi cấu trúc vào năm 2001.

Ở các nghiên cứu trước về hàm cầu tiền Việt Nam, vấn đề ước lượng mô hình hàm cầu tiền được đặt ưu tiên xác định và phân tích một cách kỹ lưỡng các yếu tố tác động đến hàm cầu tiền. Trong khi đó, chưa có một nghiên cứu nào kiểm tra tính ổn định một cách thận trọng bởi nhiều kiểm định nhằm tăng cường tính hiệu lực trong kết luận và đặt trong điều kiện có vấn đề về biến đổi cấu trúc xảy ra. Vì vậy, nghiên cứu về sự biến đổi cấu trúc và tính ổn định của hàm cầu tiền là cần thiết để bổ sung vào khoảng trống trong nghiên cứu hàm cầu tiền ở Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

$$M1_r^d = f(Y_p, G_s, St_{vni}, REER_s, r_s, \pi_s) \quad (1)$$

$$M2_r^d = f(Y_p, G_s, St_{vni}, REER_s, r_s, \pi_s) \quad (2)$$

Với giả định thị trường tiền tệ cân bằng, lượng cầu tiền được ước lượng bằng với lượng cung tiền ($M^D = M^S$) (Knell & Stix, 2005; Riyandi, 2012). Mô hình nghiên cứu về hàm cầu tiền ở Việt Nam trong phương trình (1) và (2) cho M1 và M2 dựa vào nghiên cứu trước mà nhóm tác giả đã thực hiện cùng chủ đề (Long & Hien, 2018; Phạm Đình Long & Bùi Quang Hiển, 2017; Phạm Đình Long & Nguyễn Đức Khoa, 2017). Dựa trên cơ sở này, bài viết thực hiện nghiên cứu về sự phá vỡ cấu trúc và tính ổn định của hàm cầu tiền Việt Nam. Bằng phương pháp định lượng, bài viết sử dụng các thủ tục như kiểm định tính dừng có xét sự biến đổi cấu trúc, lựa chọn độ trễ tối ưu, kiểm tra đồng liên kết có xét tính phá vỡ cấu trúc, và các kiểm định tính ổn định sau khi ước lượng trong mô hình ARDL, VAR, FMOLS (Banafea, 2014; Carstensen & cộng sự, 2009; Kumar & Webber, 2013; Onafowora & Owoye, 2005).

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nguồn dữ liệu được thu thập trong giai đoạn từ tháng 12 năm 2003 đến tháng 11 năm 2017. Các biến cung tiền M1 ($M1_s^d$), cung tiền M2 ($M2_s^d$), chỉ số giá tiêu dùng (π_s), lãi suất tiền gửi được lấy từ Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF). Lãi suất tiền gửi thực (r_s) được tính theo $ir=(in-)/(1+)$ với ir , in , lần lượt là lãi suất thực, lãi suất danh nghĩa, tỉ lệ lạm phát dựa vào trên chỉ số giá tiêu dùng. Giá trị sản xuất công nghiệp (Y_p) được thu thập từ Tổng cục Thống kê (GSO). Giá vàng (G_s) được lấy từ GSO và trang doij.com. Nghiên cứu chọn VN-index (St_s) đại diện

Bảng 1: 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
$\ln M1_s^d$	-2,324	-7,796 ^{*1}	-4,056	2011m3	-12,481 ^{*1}	2008m2
$\ln M2_s^d$	-2,324	-9,244 ^{*1}	-4,889	2011m3	-13,359 ^{*1}	2008m1
$\ln G_s$	-0,864	-8,437 ^{*1}	-4,273	2009m9	-11,005 ^{*1}	2006m6
$\ln Y_p$	-2,211	-14,782 ^{*1}	-4,548	2012m2	-15,014 ^{*1}	2011m8
St_s	-2,506	-7,485 ^{*1}	-5,600	2007m11	-9,043 ^{*1}	2007m3
$REER_s$	-2,787	-9,380 ^{*1}	-3,767	2014m8	-9,851 ^{*1}	2011m4
r_s	-0,173	-8,270 ^{*1}	-3,314	2011m1	-9,629 ^{*1}	2009m2
π_s	-1,298	-5,485 ^{*1}	-4,374	2010m11	-6,853 ^{*1}	2012m3

Ghi chú: Z_t ở mức 1% = -4,018 (*1), 5% = -3,441 (*5), 10% = -3,141 (*10) (Kiểm định ADF); Z_t ở mức 1% = -5,57 (*1), 5% = -5,08 (*5), 10% = -4,82 (*10) (Kiểm định ADF có xét tính phá vỡ cấu trúc).

cho chỉ số giá chứng khoán ở Việt Nam từ trang cophieu68.com. Tỷ giá thực đa phương ($REER_s$) là được tính toán cho 138 quốc gia có quan hệ thương mại với Việt Nam từ Darvas (2012) đã cập nhật đến giai đoạn nghiên cứu.

3.3. Các kiểm định về xét sự biến đổi cấu trúc trong nghiên cứu

3.3.1. Kiểm định Dickey & Fuller mở rộng (ADF) có xét sự biến đổi về cấu trúc

Kiểm định ADF có xét sự biến đổi cấu trúc nhằm mục đích tránh kết luận dữ liệu dừng sai bậc. Perron-Vogelsang và Clemente-Montanes-Reyes đề xuất mô hình kiểm định đơn vị có xét sự biến đổi cấu trúc (IHS Global Inc., 2015, 602). Một số biến được định nghĩa trước khi đưa vào phương trình kiểm định. Thứ nhất, biến hằng số phá vỡ cấu trúc được ký hiệu và mô tả là $DU_t(T_b) = 1$ ($t \geq T_b$), ngược lại bằng 0. Thứ hai, biến xu hướng phá vỡ cấu trúc được mô tả là $DT_t(T_b) = 1$ ($t \geq T_b$) ngược lại bằng 0 ($t - T_b + 1$). Thứ ba, biến giả phá vỡ cấu trúc 1 lần

sẽ có dạng $D_t(T_b) = 1$ ($t = T_b$), ngược lại bằng 0. Phương trình kiểm định nghiệm đơn vị có xét sự biến đổi cấu trúc được mô tả bởi công thức (3).

Dữ liệu có xu hướng, có biến hằng số, biến xu hướng phá vỡ cấu trúc.

$$y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t(T_b) + \gamma DT_t(T_b) + \omega D_t(T_b) + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (3)$$

Trong đó:

y_t : chuỗi số liệu trong khoảng thời gian xem xét.

k : chiều dài độ trễ

u_t : nhiễu trắng

βt : biến xu hướng, có giá trị từ 1 đến n .

Giả thiết đặt ra là H_0 có nghiệm đơn vị có phá vỡ cấu trúc ($\alpha = 0$) và H_1 là biến không có nghiệm đơn vị ($\alpha < 0$). Sau khi thực hiện kiểm định, nếu kết quả chỉ ra có nghiệm đơn vị ($\delta = 0$ chấp nhận giả thuyết H_0) thì kết luận chuỗi dữ liệu không dừng. Ngược

Bảng 2: Kết quả lựa chọn độ trễ tối ưu

Độ trễ	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-	7,076	21,822	21,876	21,954
1	3765,8	$1,40 \times 10^{-09}$	-0,543	-0,113	0,515*
2	248,52	$5,5 \times 10^{-10}$ *	-1,461*	-0,655*	0,524
3	73,372	$6,40 \times 10^{-10}$	-1,311	-0,129	1,600
4	79,333*	$7,30 \times 10^{-10}$	-1,197	0,361	2,640

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

Bảng 3: 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	-	152,388	136,61	146,99
1	0,257	103,179 ^{*1*}	104,94	114,36
2	0,188	68,639	77,74	85,78
3	0,152	41,291	54,64	61,21
4	0,095	24,793	34,55	40,49
5	0,07	12,773	18,17	23,46

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

lại, nếu kết quả chỉ ra không có nghiệm đơn vị ($\delta < 0$, bác bỏ giả thuyết H_0) thì ta kết luận chuỗi dữ liệu dừng có tính phá vỡ cấu trúc, ứng với thời gian phá vỡ cấu trúc được đưa ra.

3.3.2. Kiểm định đồng liên kết có xét sự phá vỡ cấu trúc

Mô hình GH1: Thay đổi bậc (level shift)

$$Y_t = \lambda_1 + \lambda_{11}DU_{tb} + \lambda_2 X_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Mô hình GH2: Thay đổi bậc có xu hướng (level shift with trend)

$$Y_t = \lambda_1 + \lambda_{11}DU_{tb} + \delta t + \lambda_2 X_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Mô hình GH2: Thay đổi cơ chế (regime shift)

$$Y_t = \lambda_1 + \lambda_{11}DU_{tb} + \lambda_2 X_t + \lambda_{22}X_t DU_{tb} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Mối quan hệ trong dài hạn có xét tính phá vỡ cấu trúc được xem xét dựa theo nghiên cứu (Gregory & Hansen, 1996). Trong phương trình (4), (5) và (6), Y_t là biến phụ thuộc; X_t là tập các biến độc lập; λ_1 , λ_2 là hằng số và hệ số góc trước khi có sự biến đổi cấu trúc xảy ra. λ_{11} , λ_{22} là hằng số và hệ số góc sau khi có sự biến đổi cấu trúc xảy ra. $DU_{tb} = 1$ nếu $t > b$ và $DU_{tb} = 0$ nếu $t \leq b$, với t là biến xu hướng và b là thời gian xảy ra sự phá vỡ cấu trúc. δt là biến xu hướng. Thống kê $ADF^* = \inf_{\tau \in T} ADF(\tau)$ được (Gregory & Hansen, 1996) đề xuất tính toán. Ở mỗi mô hình, giả thuyết H_0 được chọn không tồn tại đồng liên kết có tính phá vỡ cấu trúc và sẽ bị từ chối nếu thống kê này nhỏ hơn giá trị ở mức ý nghĩa tương ứng. Giả thuyết H_1 là tồn tại đồng liên kết có tính phá vỡ cấu trúc.

3.3.3. Kiểm định Chow về sự biến đổi cấu trúc

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + u_t \quad (7)$$

$$y_{t1} = \beta_1 + \beta_2 x_{t1} + u_{t1} \quad (8)$$

$$y_{t2} = \delta_1 + \delta_2 x_{t2} + u_{t2} \quad (9)$$

Trong kiểm định Chow về sự biến đổi cấu trúc, phương trình (7) đại diện cho mô hình hồi quy bình

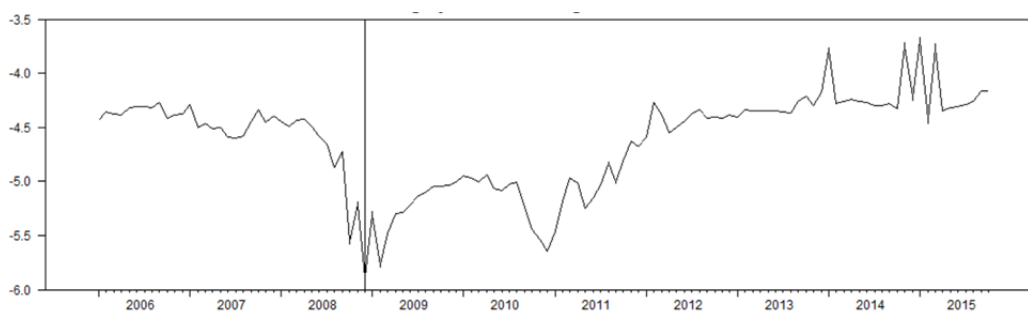
phương nhỏ nhất (OLS) ứng với toàn bộ thời gian nghiên cứu. Khi có tồn tại sự biến đổi cấu trúc, mô hình hồi quy được chia tách thành hai mô hình theo phương trình (8), (9) ứng với thời trước và sau khi xảy ra sự biến đổi cấu trúc ở thời điểm t . Giả thuyết H_0 của kiểm định Chow là $\beta_1 = \delta_1$, $\beta_2 = \delta_2$ và đề xuất một thống kê F. Nếu giá trị F tính toán có ý nghĩa thống kê thì kết luận mô hình (7) không tồn tại sự biến đổi cấu trúc. Ngược lại, mô hình (7) có tồn tại sự biến đổi cấu trúc.

3.4. Kiểm định tính ổn định

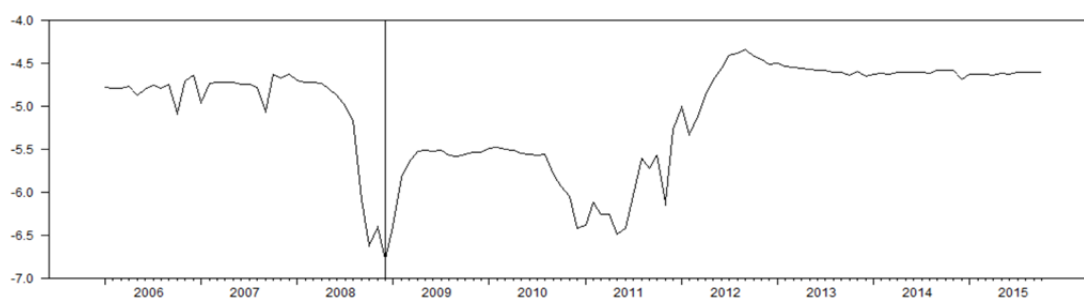
Trong mô hình ARDL, nghiên cứu sử dụng kiểm định CUSUM và CUSUM bình phương sau khi chạy hồi quy. Hai kiểm định này sẽ tính toán phần dư tích lũy, sau đó so sánh với giả thuyết H_0 là các hệ số hồi quy ổn định. Nếu giá trị tính toán vượt quá giá trị thống kê ở mức ý nghĩa cho trước thì kết luận là không ổn định và ngược lại. Trong mô hình FMOLS, thống kê gồm Lc, MeanF, và SupF được sử dụng với mục đích kiểm tra tính ổn định của các thông số ước lượng (Hansen, 1992). Giả thuyết H_0 được chọn các thông số ổn định. Tuy nhiên, có sự khác nhau trong cách đặt giả thuyết chống H_1 ở mỗi kiểm định (Banafea, 2014). SupF phù hợp khi có xem xét sự thay đổi cấu trúc với thời gian chưa xác định. Trong khi đó, MeanF được tính bằng trung bình của thống kê F và phù hợp khi kiểm tra xem mô hình có mối quan hệ ổn định hay không. $\text{SupF} = \text{SupF}(t/T)$, trong đó $F(t/T)$ được định nghĩa là thống kê của F. Nếu khả năng biến thiên của tham số tương đối ổn định trong suốt mẫu thì thống kê Lc được sử dụng. Trong mô hình VAR, Hansen & Johansen (1999) đề xuất kiểm định mức độ biến động cho các giá trị riêng và kiểm định Nyblom. Giả thuyết H_0 được chọn là các tham số ước lượng không đổi. Giả thuyết chống H_1 được chọn là các tham số ước lượng thay đổi.

4. Kết quả và thảo luận

Hình 1: Kiểm định đồng liên kết có xét phá vỡ cấu trúc cho cầu tiền M1



Hình 2: Kiểm định đồng liên kết có xét phá vỡ cấu trúc cho cầu tiền M2



4.1. Kiểm định nghiệm đơn vị

Bảng 1 trình bày kết quả kiểm định nghiệm đơn vị có xét tính phá vỡ cấu trúc. Ứng với mức ý nghĩa 1%, tất cả các biến đều dừng ở sai phân bậc 1. Thứ nhất, thời gian thay đổi cấu trúc của biến cung tiền M1, M2 phù hợp tình hình thực tế. Vào thời điểm 2008 và 2011, lãi suất cao và chính sách tiền tệ thắt chặt trùng khớp với kết quả được chỉ ra khi cung tiền M1, M2 và lãi suất đều có sự phá vỡ cấu trúc ứng vào các thời điểm đã đề cập. Cụ thể, lượng cung tiền có dấu hiệu tăng đột biến ở năm trước đó (vào năm 2007 và 2011) và được thắt chặt lại mạnh mẽ nhằm kiểm soát lạm phát gia tăng (Phạm Đình Long & Bùi Quang Hiền, 2017). Theo Đỗ Khắc Hường & Tô Trung Thành (2014), năm 2007, dòng vốn từ bên ngoài đổ vào nước ta tăng do chênh lệch về lãi suất, khiến tăng lượng ngoại tệ trong nước. Ngân hàng Nhà nước có động thái tăng cường dự trữ ngoại hối nằm thu vào số lượng ngoại tệ này. Khi đó, chính sách tiền tệ trung hòa được thực hiện giúp hạn chế lạm phát thông qua tăng dự trữ bắt buộc, tăng lãi suất tiền gửi, thực hiện nghiệp vụ thị trường mở. Trước áp lực giảm phát cuối 2008, các loại lãi suất được điều chỉnh giảm với mục đích kích thích tăng trưởng kinh tế. Năm 2011, tỷ lệ dự trữ bắt buộc được điều chỉnh giảm do trong lúc này tín dụng ngoại tệ có xu hướng tăng mạnh. Thêm vào đó, chính sách tiền tệ thắt chặt càng được thể hiện rõ khi các mức lãi suất

mà Ngân hàng Nhà nước điều hành cũng được điều chỉnh tăng dần. Thứ hai, các yếu tố tác động lên hàm cầu tiền cũng cho thấy có sự biến đổi cấu trúc. Giá trị sản xuất công nghiệp có thời gian phá vỡ cấu trúc vào năm 2012. Đây là năm tốc độ tăng trưởng kinh tế thấp nhất trong vòng một thập niên qua. Thời gian phá vỡ cấu trúc của các biến còn lại xoay quanh năm 2008 và năm 2011 có độ trễ dưới tác động của sự gia tăng cung tiền, mức giá và sự ảnh hưởng kéo dài từ cuộc khủng hoảng tài chính 2008 mang lại.

4.2. Lựa chọn độ trễ tối ưu, kiểm định đồng liên kết có xét tính phá vỡ cấu trúc

Bảng 2 cho thấy các tiêu chí FPE, AIC, HQIC, SBIC đều ủng hộ độ trễ 2 là độ trễ phù hợp của mô hình. Tiếp đến, kết quả kiểm định đồng liên kết Johansen chỉ ra có tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến trong mô hình ở mức ý nghĩa 1% và 5% (Bảng 3). Vì kiểm định nghiệm đơn vị cho thấy có tồn tại biến đổi cấu trúc ở các biến nên nhiều khả năng mối quan hệ trong dài hạn đang xét có tồn tại biến đổi cấu trúc. Mặc dù nghiên cứu chưa xét có chấp nhận hay bác bỏ giả thuyết H_0 nhưng Hình 1 và Hình 2 đã thể hiện có sự biến đổi cấu trúc vào thời điểm cuối năm 2008.

Theo Gregory & Hansen (1996), giá trị ở mỗi mức ý nghĩa chỉ được tính toán tối đa cho 4 biến giải thích với lập luận rằng không dễ để có mối quan hệ trong dài hạn cho nhiều hơn 4 biến. Việc chia GH_A và GH_B

**Bảng 4: Kết quả kiểm định đồng liên kết theo Gregory & Hansen (1996)
có xét biến đổi cấu trúc.**

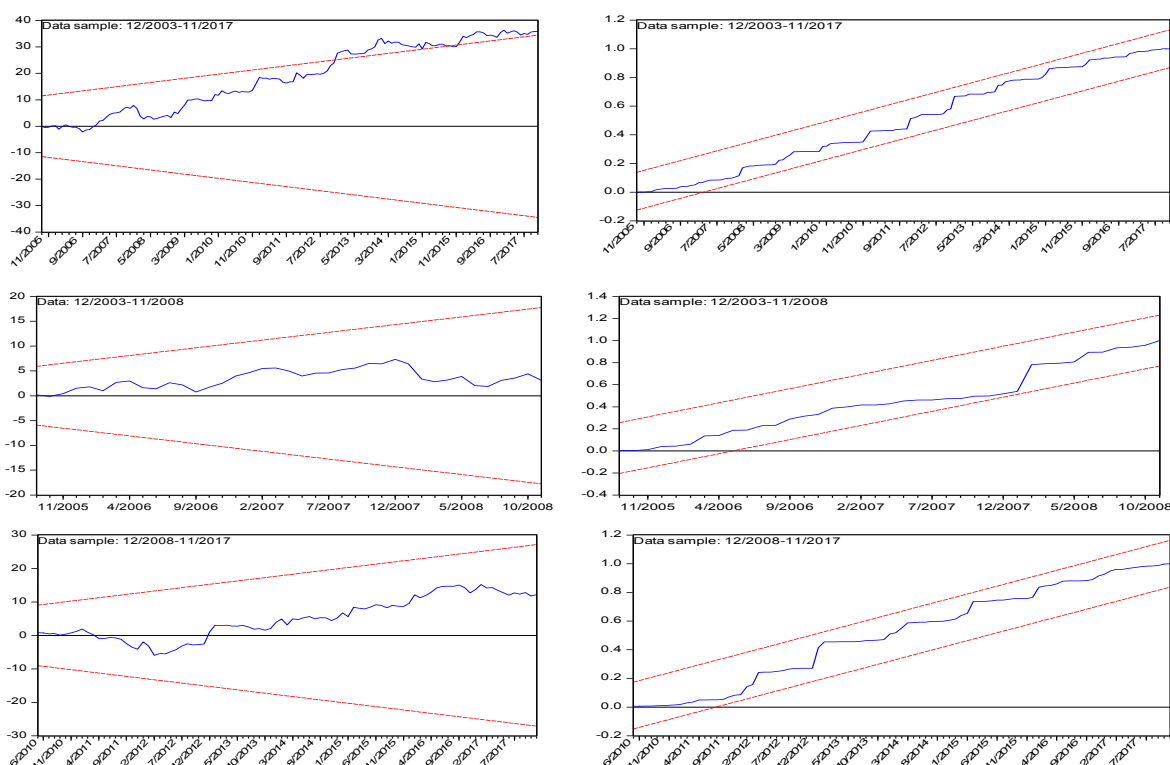
Khối lượng tiền	Mô hình	Thời gian phá vỡ cấu trúc	Giá trị ở mức ý nghĩa			ADF*
			1%	5%	10%	
M1	GH1 _A	2009:01	-6,05	-5,56	-5,31	-4,91
M1	GH2 _A	2009:02	-6,36	-5,83	-5,59	-5,10
M1	GH3 _A	2008:12	-7,31	-6,84	-6,58	-5,89
M1	GH1 _B	2009:01	-6,05	-5,56	-5,31	-4,91
M1	GH2 _B	2009:02	-6,36	-5,83	-5,59	-5,50
M1	GH3 _B	2009:02	-7,31	-6,84	-6,58	-7,70*
M2	GH1 _A	2011:10	-6,05	-5,56	-5,31	-6,10*
M2	GH2 _A	2011:06	-6,36	-5,83	-5,59	-6,30**
M2	GH3 _A	2008:12	-7,31	-6,84	-6,58	-6,78***
M2	GH1 _B	2011:06	-6,05	-5,56	-5,31	-5,71**
M2	GH2 _B	2012:12	-6,36	-5,83	-5,59	-6,57*
M2	GH3 _B	2011:06	-7,31	-6,84	-6,58	-7,68

(*), (**), (***) lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%. GH_A có các biến giải thích gồm $\ln G_s$, $\ln Y_p$, St_s , và $REER_s$. GH_B có các biến giải thích gồm St_s , $REER_s$, r_s và π_s .

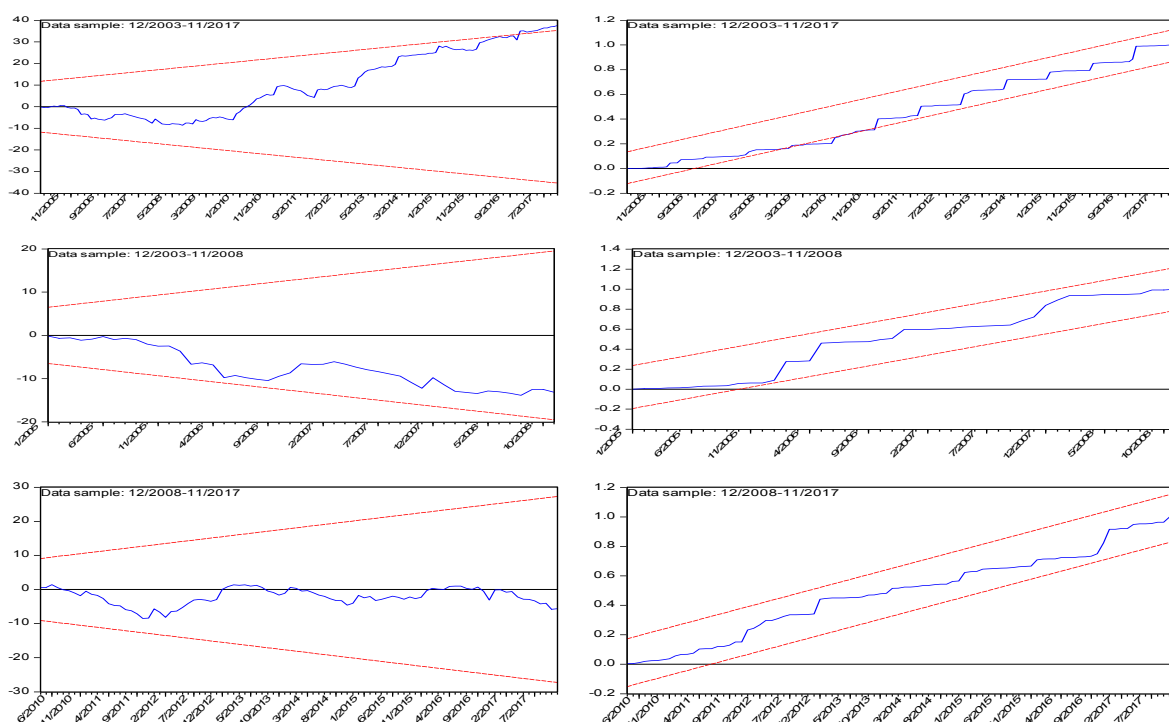
để kiểm định (Bảng 4) nhằm mục đích để có thể so sánh ADF* với giá trị ở mỗi mức ý nghĩa, tránh kết luận nhầm lẫn khi quan sát qua hình vẽ. Đối với cầu tiền M1, kết quả chỉ ra giá trị thống kê ADF* hầu hết đều nhỏ hơn các giá trị ở mức ý nghĩa 1%, 5% và 10% (trừ mô hình GH3_B cho trường hợp M1). Theo đó, giả thuyết H0 bị bác bỏ với giả thuyết không có

đồng liên kết có sự biến đổi cấu trúc. Thời điểm xảy ra sự biến đổi cấu trúc chỉ ra vào cuối năm 2008 và đầu năm 2009. Kết luận này củng cố lập luận khi khủng hoảng tài chính toàn cầu xảy đã tác động lên mối quan hệ trong dài hạn của các biến đang xét và hàm cầu tiền ở Việt Nam. Đối với cầu tiền M2, kết quả đa phần không ủng hộ tồn tại đồng liên kết có

Hình 3: Kiểm định CUSUM (trái) và CUSUM bình phương (phải) cho cầu tiền M1



Hình 4: Kiểm định CUSUM (trái) và CUSUM bình phương (phải) cho cầu tiền M2.



sự biến đổi cấu trúc vào thời gian khoảng năm giữa 2011 và cuối 2012 (trừ mô hình $GH3_B$). Tuy nhiên, ở thời điểm cuối năm 2008, mô hình $GH3_A$ lại có thể bác bỏ H_0 ở mức ý nghĩa 1% và 5%. Đây là cơ sở để nghiên cứu nghi ngờ sự biến đổi cấu trúc trong mô hình hàm cầu tiền ở Việt Nam.

4.3. Tính ổn định của hàm cầu tiền Việt Nam có xét tính phá vỡ cấu trúc

4.3.1. Kiểm định Chow về thời gian biến đổi cấu trúc

Sau khi chạy hồi quy OLS, kiểm định Chow được thực hiện với dữ liệu được chia thành 2 giai đoạn trước và sau khi thời điểm cuối năm 2008. Kết quả cho thấy giá trị thống kê F có ý nghĩa ở mức 1% ứng với cầu tiền M1 ($F = 42,97$) và cầu tiền M2 ($F = 31,91$). Giả thuyết H_0 không có tồn tại sự phá vỡ cấu trúc trong mô hình bị bác bỏ. Đây là sự khẳng định đầu tiên có tồn tại sự phá vỡ cấu trúc trong mô hình hồi quy sau khi đã kiểm định tính dừng và đồng liên kết.

4.3.2. Kiểm định tính ổn định bằng mô hình ARDL

Xét cho ba thời gian khác nhau, gồm tháng 12 năm 2003 tới tháng 11 năm 2017, tháng 12 năm 2003 tới tháng 11 năm 2008 và tháng 12 năm 2008 tới tháng 11 năm 2017, tính ổn định của hàm cầu tiền được kiểm tra bằng kiểm định CUSUM và CUSUM bình

phương. Hai kiểm định này dựa vào phần dư ước lượng trong mô hình ARDL với độ trễ tối đa là 2. Hình 3 cho thấy hàm cầu tiền M1 không ổn định nếu xét cả giai đoạn nghiên cứu. Cụ thể, đường biểu diễn của kiểm định CUSUM vượt qua đường bao ở mức ý nghĩa 5%. Điều này trùng khớp với kết luận chưa thể khẳng định hàm cầu tiền ổn định ở nghiên cứu Phạm Đình Long & Bùi Quang Hiền (2017). Nếu xét kỹ hơn cho giai đoạn trước và sau khi thời điểm cuối 2008. Cả hai kiểm định đều đưa ra được bằng chứng hàm cầu tiền M1 ổn định trong giai đoạn từ tháng 12 năm 2003 tới tháng 11 năm 2008 và giai đoạn tháng 12 năm 2008 tới tháng 11 năm 2017. Ở trường hợp cầu tiền M2, kết quả cũng chỉ ra kết luận tương tự khi tính ổn định của hàm cầu tiền sẽ bị ảnh hưởng nếu có sự biến đổi về cấu trúc trong mô hình ước lượng (Hình 4).

4.3.3. Kiểm định tính ổn định bằng mô hình VAR và FMOLS

Kiểm định sự biến động của vector giá trị riêng, Nyblom (MeanQ và SupF) bằng mô hình VAR và qua kiểm định MeanF, SupF, Lc bằng mô hình FMOLS tiếp tục được thực hiện với mục đích tăng cường tính hiệu lực trong kết luận về tính ổn định của hàm cầu tiền ở Việt Nam. Xét cho khối lượng tiền M1, Bảng 5 chỉ ra hàm cầu tiền M1 không ổn định nếu chỉ xét trong toàn bộ mẫu nghiên cứu

Bảng 5: Kết quả kiểm định tính ổn định theo Hansen & Johansen (1999) và Hansen (1992)

Khối lượng tiền	Kiểm định	Giá trị ở mức ý nghĩa		
		Từ 12/2003 đến 11/2017	Từ 12/2003 đến 11/2008	Từ 12/2008 đến 11/2017
M1	Sự biến động giá trị riêng	0,54	0,97	1,36
M1	Nyblom (SupQ)	34,83**	94,86	9,84
M1	Nyblom (MeanQ)	12,92**	11,27	1,87
M1	SupF	418,96	2920,94	28,71
M1	MeanF	101,23	872,14	14,91
M1	Lc	1,31	2,83	0,85*
M2	Sự biến động giá trị riêng	1,58	1,07	1,36
M2	Nyblom (SupQ)	32,61	48,24	10,50
M2	Nyblom (MeanQ)	11,99	8,52	2,42
M2	SupF	237,28	171,72	19,51
M2	MeanF	86,11	98,73	9,09*
M2	Lc	1,02	3,54	0,73*

*Ghi chú: Kiểm định sự biến động eigenvalue và Nyblom cho vector đồng liên kết được đề xuất bởi Hansen & Johansen (1999) cho mô hình VAR, dựa theo phương pháp bootstrap trong việc tính toán độ tin cậy. SupF, MeanF và Lc được dùng để kiểm định tính ổn định đề xuất bởi Hansen (1992) cho mô hình FMOLS. *, **, *** lần lượt biểu thị mức ý nghĩa tương ứng tại mức 10%, 5%, và 1%.*

thông qua kiểm định MeanQ và SupQ (kiểm định Nyblom) đều có ý nghĩa ở mức 5%. Giả thuyết các thông số trong mô hình ổn định bị bác bỏ. Trong khi đó, các kiểm định khác gồm sự biến động vector riêng, SupF, MeanF, và Lc đều ủng hộ hàm cầu tiền ổn định trong giai đoạn tháng 12 năm 2003 tới tháng 11 năm 2017. Sau khi chia tách thành 2 giai đoạn tính từ cuối năm 2008, hầu hết các kiểm định đều chỉ ra tính ổn định của hàm cầu tiền. Riêng đối với mô hình FMOLS, có điểm đáng chú ý cho khối lượng tiền M1 khi thống kê Lc có ý nghĩa ở mức 10%. Nhìn chung, kết luận về sự phá vỡ cấu trúc đến hàm cầu tiền M1 là phù hợp khi không chỉ kiểm định CUSUM, CUSUM bình phương chỉ ra sự ổn định mà còn được xác nhận bởi các kiểm định theo phương pháp theo Hansen & Johansen (1999) và Hansen (1992) nếu xét cùng mức ý nghĩa 5%. Xét cho khối lượng tiền M2, có một số điểm khác biệt so với cầu tiền M1 thể hiện qua Bảng 5. Cụ thể, tất cả các kiểm định đều chỉ ra tính ổn định của hàm cầu tiền trong giai đoạn tháng 12 năm 2003 tới tháng 11 năm 2017, tháng 12 năm 2003 tới tháng 11 năm 2008, và tháng 12 năm 2008 tới tháng 11 năm 2017 ở mức ý nghĩa thống kê 5%. Khác với kết luận của kiểm định CUSUM và CUSUM bình phương, điểm phá vỡ cấu trúc vào năm 2008 dường như không có ảnh hưởng đến tính ổn định của hàm cầu tiền trong mô hình FMOLS và VAR. Điều này có thể giải thích

bởi kết luận Gregory & Hansen (1996) có xét biến đổi cấu trúc ở Bảng 4 cho khối lượng tiền M2 khi đa phần các mô hình GH đều có ý nghĩa thống kê. Theo đó, giả thuyết H0 tồn tại đồng liên kết có sự biến đổi cấu trúc bị bác bỏ.

5. Kết luận

Bằng phương pháp định lượng, nghiên cứu không chỉ đơn thuần minh họa sự biến đổi cấu trúc của dữ liệu mà đã cố gắng thảo luận một cách có hệ thống và cho thấy sự hữu ích của một số kiểm định trong phân tích tính ổn định của hàm cầu tiền trường hợp Việt Nam. Việc kết luận hàm cầu tiền ở Việt Nam có ổn định hay không có thể bị nhầm lẫn khi xét trong toàn thời gian nghiên cứu nếu có cú sốc tác động mạnh lên nền kinh tế. Các bằng chứng cho thấy có sự ổn định của hàm cầu tiền khi xét ở giai đoạn trước và sau khủng hoảng năm 2008. Qua đó, nghiên cứu hàm ý phương pháp đồng liên kết có hệ số cố định có thể không nắm bắt hết được sự phức tạp của các vấn đề kinh tế khi những thay đổi về cấu trúc không quá lớn hoặc số lần xảy ra sự biến đổi cấu trúc quá nhiều. Việc chia nhỏ giai đoạn nghiên cứu quá nhiều có thể dẫn đến số quan sát không đáp ứng được yêu cầu tối thiểu trong ước lượng thống kê. Bài viết gợi ý sử dụng các kỹ thuật hồi quy đồng liên kết với hệ số thay đổi theo thời gian. Mô hình này hứa hẹn có thể cho phép sự tồn tại về sự phá vỡ cấu trúc trong dữ liệu mà không cần phải chia nhỏ từng giai đoạn

để phân tích. Điều này có ý nghĩa quan trọng khi dữ liệu vĩ mô ở Việt Nam thường có số quan sát tương đối ngắn và luôn phải chịu ảnh hưởng bởi quá trình tái cấu trúc nền kinh tế hay ảnh hưởng từ các cuộc khủng hoảng trên thế giới. Khi đó, kết luận trong

nghiên cứu hàm cầu tiền và tính ổn định của hàm cầu tiền có thể đưa ra nhận định ngày một chính xác hơn, góp phần trong việc thực thi chính sách tiền tệ đạt hiệu quả.

Lời thừa nhận/cảm ơn: Bài viết này là sản phẩm của đề tài nghiên cứu khoa học cấp Trường Đại học Mở Thành phố Hồ Chí Minh, mã số E2017.9.017.2.

Tài liệu tham khảo:

- Bahmani-Oskooee, M. & Wang, Y. (2007), 'How stable is the demand for money in China?', *Journal of Economic Development*, 32(1), 21-33.
- Bahmani, S. & Kutun, A.M. (2010), 'How stable is the demand for money in emerging economies?', *Applied Economics*, 42(26), 3307-3318.
- Banafea, W.A. (2014), 'Endogenous structural breaks and the stability of the money demand function in Saudi Arabia', *International Journal of Economics and Finance*, 6(1), 155-164.
- Boughton, J.M. (1992), 'International comparisons of money demand', *Open Economies Review*, 3(3), 323-343.
- Capasso, S. & Napolitano, O. (2012), 'Testing for the stability of money demand in Italy: Has the Euro influenced the monetary transmission mechanism?', *Applied Economics*, 44(24), 3121-3133.
- Carstensen, K. (2006), 'Stock market downswing and the stability of European monetary union money demand', *Journal of Business & Economic Statistics*, 24(4), 395-402.
- Carstensen, K., Hagen, J., Hossfeld, O. & Neaves, A.S. (2009), 'Money demand stability and inflation prediction in the four largest EMU countries', *Scottish Journal of Political Economy*, 56(1), 73-93.
- Darvas, Z. (2012), 'Real effective exchange rates for 178 countries: A new database', *Working Paper 2012/06*, Bruegel.
- Dritsakis, N. (2012), 'Structural breaks, cointegration and the demand for money in Greece', *The IUP Journal of Applied Economics*, 11(3), 5-21.
- Đỗ Khắc Hoàng & Tô Trung Thành (2014), 'Đánh giá về việc điều hành giữa chính sách tài khóa và chính sách tiền tệ', *Tạp Chí Kinh Tế và Phát Triển*, 200(1), 38-45.
- El-Shagi, M. & Zheng, Y. (2017), *Money demand in China: A meta-study*, Center for Financial Development and Stability at Henan University, Kaifeng, Henan, China.
- Goldfeld, S.M. & Sichel, D.E. (1990), 'The demand for money', in *Handbook of Monetary Economics Vol. 1*, Elsevier, 299-356.
- Gregory, A.W. & Hansen, B.E. (1996), 'Practitioners corner: tests for cointegration in models with regime and trend shifts', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(3), 555-560.
- Hà Huỳnh Hoa (2008), 'Cầu về tiền và hệ quả đối với chính sách tiền tệ của Việt Nam', luận án tiến sĩ Đại học Kinh tế quốc dân.
- Hansen, B.E. (1992), 'Tests for parameter instability in regressions with 1(1) processes', *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 321-335.
- Hansen, H. & Johansen, S. (1999), 'Some tests for parameter constancy in cointegrated VAR models', *The Econometrics Journal*, 2(2), 306-333.
- IHS Global Inc. (2015), *EVIEWS 9 User's Guide II*, from <<https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>>.
- Knell, M. & Stix, H. (2005), 'The income elasticity of money demand: A meta-analysis of empirical results', *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 513-533.

- Kumar, S. & Webber, D.J. (2013), 'Australasian money demand stability: Application of structural break tests', *Applied Economics*, 45(8), 1011-1025.
- Laumas, G.S. (1978), 'A Test of the stability of the demand for money', *Scottish Journal of Political Economy*, 25(3), 238-251.
- Lee, C.C. & Chien, M.S. (2008), 'Stability of money demand function revisited in China', *Applied Economics*, 40(24), 3185-3197.
- Lê Thanh Tùng (2015), 'Xây dựng hàm cầu tiền của Việt Nam trong thời kỳ hội nhập kinh tế quốc tế', *Tạp Chí Nghiên Cứu Kinh Tế*, 1, 24-32.
- Long, P.D. & Hien, B.Q. (2018), 'Determinants and stability of demand for money in Vietnam', in *Econometrics for Financial Applications*, Anh, L., Dong, L. & Kreinovich, V.T.N. (Eds.), Springer, Cham, 712-726.
- Lütkepohl, H. & Wolters, J. (1999), *Money demand in Europe, studies in empirical economics*, Physica-Verlag.
- Mishkin, F.S. (2016), *The economics of money, banking, and financial markets*, 11th edition, Pearson education.
- Narayan, P.K., Narayan, S. & Mishra, V. (2009), 'Estimating money demand functions for South Asian countries', *Empirical Economics*, 36(3), 685-696.
- Nguyen, H. & Pfau, W. (2010), 'The Determinants and stability of real money demand in Vietnam, 1999-2009', *GRIPS Discussion Papers*, 1999-2009.
- Onafowora, O.A. & Owoye, O. (2005), 'Currency substitution and the stability of the demand for Money in East Asia', *Global Economic Review*, 34(2), 233-259.
- Phạm Đình Long & Bùi Quang Hiền (2017), 'Ước lượng hàm cầu tiền cho Việt Nam: Hàm ý chính sách từ kết quả so sánh được', *Tạp Chí Phát Triển Kinh Tế*, 28(1), 64-83.
- Phạm Đình Long & Bùi Quang Hiền (2018), 'Mối quan hệ giữa cung tiền, lạm phát và sản lượng ở Việt Nam và Trung Quốc sau 30 năm đổi mới', *Nghiên Cứu Kinh Tế*, 1, 44-54.
- Phạm Đình Long & Nguyễn Đức Khoa (2017), 'Tính ổn định của hàm cầu tiền tại Việt Nam', *Tạp Chí Kinh Tế và Phát Triển*, 238(1), 2-12.
- Riyandi, G. (2012), 'Meta-analysis of money demand in Indonesia', *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 15(1), 41-62.
- Zuo, H. & Park, S.Y. (2011), 'Money demand in China and time-varying cointegration', *China Economic Review*, 22(3), 330-343.