

CÁC YẾU TỐ TÁC ĐỘNG ĐẾN CẦU TIỀN Ở VIỆT NAM

Phùng Thế Đông

Ủy ban Giám sát tài chính Quốc gia

Email: pthedong@gmail.com

Nguyễn Kim Trang

Viện Kinh tế và Phát triển

Email: nguyengkimtrang2209@gmail.com

Nguyễn Hương Ly

Viện Kinh tế và Phát triển

Email: nguyenuongly.csepr@gmail.com

Ngày nhận: 28/08/2022

Ngày nhận lại: 28/12/2022

Ngày duyệt đăng: 29/12/2022

Kết quả nghiên cứu sử dụng mô hình VECM và nguồn số liệu thứ cấp cho thấy, trong dài hạn, biến đại diện cho quy mô là GDP và biến chi phí cơ hội của việc nắm giữ tiền đều có tác động đến cầu tiền, đặc biệt, GDP có tác động mạnh nhất đến sự biến động của cầu tiền và hệ số nhạy cảm của cầu tiền đối với lãi suất là nhỏ. Mặt khác, trong ngắn hạn, chỉ tồn tại các mối quan hệ của sự biến động của tỷ giá, lãi suất huy động và chỉ số VN-Index đến cầu tiền. Ngoài ra, tốc độ điều chỉnh để phục hồi trạng thái cân bằng dài hạn của khối lượng tiền đạt 14,84% và nghiên cứu trong giai đoạn nghiên cứu cũng cho thấy tính ổn định của cầu tiền. Điều này cho thấy, nghiên cứu có thể sử dụng cho hoạch định chính sách trong xác định nhu cầu tiền của nền kinh tế phục vụ cho điều hành chính sách tiền tệ quốc gia.

Từ khóa: chính sách tiền tệ, cầu tiền, tổng phương tiện thanh toán, tỷ giá, lạm phát.

JEL Classifications: C01, E41, E52

1. Mở đầu

Cầu tiền tệ là tổng lượng tiền mà các tác nhân trong nền kinh tế muốn giữ để thỏa mãn nhu cầu trao đổi, thanh toán và tích lũy giá trị. Khối lượng tiền tệ trong lưu thông (Money Supply - MS) là chỉ tất cả các phương tiện được chấp nhận làm trung gian trao đổi với mọi hàng hóa và dịch vụ tại một thị trường nhất định, trong một khoảng thời gian nhất định. Người ta chia thành các khối tiền, như: M1 là bộ phận có tính lỏng cao nhất, bao gồm: giấy bạc ngân hàng, ngoại tệ tự do chuyển đổi, vàng, ngân phiếu, séc các loại, tiền gửi không kỳ hạn; M2, bao gồm M1 và tiền gửi có kỳ hạn; M3, bao gồm M2 và thương phiếu, tín phiếu kho bạc, cổ phiếu và các loại trái khoán.

Nhu cầu tiền trong lưu thông gồm nhu cầu tiền cho giao dịch, nhu cầu tiền cho tích lũy, nhu cầu tiền cho dự phòng và nhu cầu tiền cho cất trữ. Nhu cầu tiền trong nền kinh tế rất đa dạng, nhu cầu này phụ thuộc vào các yếu tố như thu nhập, lãi suất, giá cả hàng hóa và dịch vụ, sự phát triển của xã hội... Do đó, hàm cầu tiền từ lâu đã trở thành một mô hình cơ bản trong mô

hình kinh tế vĩ mô và là một khuôn khổ quan trọng cho chính sách tiền tệ (CSTT). Theo đó, nhờ ước lượng hàm cầu tiền, ngân hàng trung ương (NHTW) có thể dự báo nhu cầu tiền của nền kinh tế và trên cơ sở biến động cầu tiền có thể xác định dự kiến khối lượng tiền tăng hằng năm, phục vụ công tác điều hành chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu

Nhà kinh tế học người Mỹ Irving Fisher là một trong những người phát triển lý thuyết cổ điển về tiền tệ. Lý thuyết của Fisher giải thích mối quan hệ giữa lượng tiền lưu thông và lượng giao dịch trong nền kinh tế. Do việc đo lường khối lượng giao dịch là khá phức tạp, nên lý thuyết của Fisher đã được sửa đổi để liên kết số lượng tiền với số lượng chỉ tiêu cho hàng hóa và dịch vụ được sản xuất trong nền kinh tế. Số lượng tiền phụ thuộc vào cả tổng số tiền chi tiêu và cường độ sử dụng tiền trong các khu định cư (Fisher, 1930). Theo lý thuyết Fisher, sự phụ thuộc này được thể hiện bằng tốc độ lưu thông của tiền V , đo số lần trung bình mỗi năm một đơn vị tiền được sử dụng để thanh toán cho hàng hóa và dịch vụ:

$$V = \frac{P.Y}{M} \text{ hay } Md = k.P.Y$$

Trong đó, M là cung tiền (tại Việt Nam thường tính theo đơn vị là tỷ đồng); Y là GDP thực, $P.Y$ là GDP danh nghĩa (tại Việt Nam GDP thực và GDP danh nghĩa thường tính theo đơn vị là tỷ đồng). Hằng số k tỉ lệ nghịch với tốc độ lưu thông của tiền.

Vì lý thuyết của Fisher được xây dựng dựa trên giả định rằng tiền chỉ hoạt động như một phương tiện trao đổi và được giữ với số lượng cần thiết cho các cuộc thanh toán, do đó, lý thuyết của Fisher đã bác bỏ sự phụ thuộc của cầu tiền vào lãi suất (Fisher, 1930). Ngược lại, Keynes đã loại bỏ quan điểm rằng tốc độ lưu thông của tiền là không đổi trong đó ông đặc biệt nhấn mạnh đến vai trò của lãi suất. Tuy nhiên, lý thuyết của Keynes không chỉ đề cập đến các yếu tố ảnh hưởng đến cầu tiền mà còn cung cấp cái nhìn sâu sắc hơn về nguyên nhân giữ tiền. Tiếp tục phân tích những nguyên nhân này, Keynes đã đi đến ba động cơ: động cơ giao dịch, dự phòng và đầu cơ (Keynes, 1936). Md/P có tương quan cùng chiều với thu nhập thực tế Y và liên quan nghịch với lãi suất r , theo đó hàm cầu tiền được viết dưới dạng tổng quát như sau:

$$\frac{Md}{P} = f(Y, r)$$

Sử dụng định nghĩa về tốc độ lưu thông tiền tệ và hàm cầu tiền của Keynes có thể chỉ ra rằng, dưới trạng thái cân bằng thị trường tiền tệ, tốc độ lưu thông tiền tệ tăng lên do lãi suất tăng. Mô hình Keynes ngụ ý rằng cầu tiền phụ thuộc vào mức lãi suất bình thường mà không thể quan sát trực tiếp. Những thay đổi trong mức này có thể là nguyên nhân thứ hai khiến tốc độ lưu thông tiền tệ không ổn định (Keynes, 1936). Ngược lại với Keynes, Friedman cho rằng, hàng hóa và tiền tệ là những thứ thay thế và lý thuyết của ông không coi lợi tức kỳ vọng trên tiền gửi là một biến số không đổi. Với lãi suất tăng trong nền kinh tế, thu nhập từ cho vay của các ngân hàng cũng tăng lên; khi đó, các ngân hàng, nhằm thu hút nguồn vốn mới sẽ đẩy mạnh lãi suất tiền gửi (Friedman, 1956). Cạnh tranh trong lĩnh vực ngân hàng là yếu tố khiến lãi suất huy động tăng cho đến khi không còn lợi nhuận vượt mức (Barber, 1996). Dưới tác động của các quá trình này, sự khác biệt là khá ổn định. Do đó, lãi suất có thể có ít tác động đến cầu tiền. Năm 1956, Friedman đã phát triển một lý thuyết, trong đó ông xác định chức năng của cầu về tiền trên cơ sở lý thuyết về cầu về tài sản.

$$\frac{Md}{P} = f(Y_p, r_b - r_m, r_e - r_m, \pi^e - r_m)$$

Trong đó, Y_p là thu nhập vĩnh viễn; r_m là tỷ suất sinh lợi kỳ vọng của tài sản tiền tệ; là lợi tức kỳ vọng của trái phiếu; là lợi tức kỳ vọng trên cổ phiếu; là lạm phát dự kiến.

Kể từ cuối những năm 1970, khi các nhà kinh tế ở Mỹ và các nước tiên tiến khác không thể giải thích sự phát triển thực tế của tổng tiền bằng hàm cầu tiền, họ đã đi nghiên cứu sâu rộng về cầu tiền. Tìm kiếm nguyên nhân và giải thích cho sự biến động của nhu cầu tiền tệ đã làm sâu sắc thêm nhận thức chung về nhu cầu tiền tệ và thúc đẩy sự xuất hiện của các phương pháp phân tích kinh tế lượng mới. Nhiều phương pháp ước lượng và kết luận được đề xuất đa dạng, phong phú và kết quả nghiên cứu đều có ý nghĩa quan trọng trong việc hoạch định CSTT của NHTW. Điển hình, ở ngoài nước, nghiên cứu của Cziráky và Gillman (2006) đã sử dụng mô hình vector hiệu chỉnh sai số (VECM) để ước tính cầu tiền ở Croatia, giai đoạn 1994-2002, quan sát theo tháng. Theo đó, nghiên cứu cho rằng, tỷ lệ lạm phát và lãi suất danh nghĩa có mối quan hệ ngược chiều với nhu cầu tiền tệ. Hàm cầu ước lượng được của nghiên cứu có tính ổn định và cung cấp cơ sở dự báo tỷ lệ lạm phát, cũng như gợi ý khả năng sử dụng lạm phát mục tiêu ở các quốc gia chuyển đổi trong quá trình gia nhập EU. Vorlak và cộng sự (2018) sử dụng mô hình tự hồi quy phân phối trễ (ARDL) để phân tích tính ổn định của cầu tiền ở Campuchia và kết quả thực nghiệm chỉ ra rằng, hầu hết các biến trong mô hình có ý nghĩa thống kê và phù hợp với lý thuyết cả trong dài hạn cũng như trong ngắn hạn. Nghiên cứu này chỉ ra rằng mô hình cầu tiền dài hạn ở Campuchia ổn định hơn nếu tỷ lệ lạm phát, tỷ giá hối đoái được đưa vào mô hình. Mô hình xác nhận rằng tỷ lệ lạm phát, tỷ giá hối đoái tác động đến cầu tiền, tỷ lệ lạm phát tăng, cầu tiền giảm; trong khi tỷ giá hối đoái tăng, cầu tiền tăng. Ở nghiên cứu khác, Sakib (2021) sử dụng mô hình vector tự hồi quy (VAR) để xem xét mối quan hệ giữa cầu tiền, lạm phát và lãi suất ở New Zealand với việc sử dụng chuỗi dữ liệu vĩ mô theo thời gian từ tháng 03/1988 đến tháng 03/2015. Từ kết quả này, các biến GDP, lợi tức trái phiếu, lãi suất, lạm phát có tác động đến cầu tiền. Hơn nữa, các biến này có thể được sử dụng để dự báo chính xác thị trường tiền tệ và thị trường vốn.

Đối với các nghiên cứu trong nước, một trong những nghiên cứu định lượng đầu tiên cho cầu tiền cho

Việt Nam là của Suiwah và Thanh (1996). Nghiên cứu này sử dụng mô hình hiệu chỉnh từng phần (PAM - Partial Adjustment Model) để tìm hiểu về cải cách giá cả và ổn định ở Việt Nam những năm 1980. Nhóm tác giả ước lượng cầu tiền bao gồm M1 (khối lượng tiền hẹp), CU (tiền mặt trong lưu thông), HD (tiền gửi của công chúng), với các biến độc lập là thu nhập, tỷ lệ lạm phát và biến giả đại diện cho những thời điểm cải cách giá cả ở Việt Nam. Kết quả ước lượng cho thấy cầu tiền có quan hệ cùng chiều với thu nhập, ngược chiều với biến chi phí cơ hội và việc cải cách giá cả cũng có ảnh hưởng ý nghĩa tới cầu tiền (Suiwah & Vo, 1996). Nghiên cứu của Thanh (1996) là nghiên cứu chính thức về cầu tiền được thực hiện tại Việt Nam trong giai đoạn 1985 - 1995. Kết quả ước lượng cho thấy đối với khối lượng tiền M2, hệ số nhạy cảm của cầu tiền đối với thu nhập và lãi suất là dương; đối với sự biến động của lạm phát là âm. Tuy nhiên, nghiên cứu này chỉ có 10 quan sát với số liệu nghiên cứu theo năm, như vậy sẽ không có ý nghĩa trong phân tích và dự báo. Mặc dù vậy, nghiên cứu này đã trở thành cơ sở tham khảo, mở ra nhiều cách tiếp cận và phương pháp ước lượng cho việc nghiên cứu cầu tiền sau này.

Nghiên cứu của Hoa (2008) ước lượng hàm cầu tiền M1 cho nền kinh tế Việt Nam giai đoạn 1994-2006 và M2 cho giai đoạn 2000-2006 bằng việc áp dụng hai mô hình vector tự hồi quy (VAR) và vector hiệu chỉnh sai số (VECM) trong việc ước lượng cầu tiền ở Việt Nam với việc sử dụng dãy số liệu thu thập với tần suất tháng và kết quả ước lượng có khả năng giải thích tốt hơn thực tiễn hành vi nắm giữ tiền. Cả hai hàm cầu tiền M1 và M2 ước lượng được trong nghiên cứu đều ổn định và có khả năng sử dụng làm cơ sở định lượng cho việc dự báo cung ứng tiền tệ tăng thêm hàng năm của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (NHNN).

My (2015) sử dụng mô hình tự hồi quy phân phối trễ (ARDL) để tìm hiểu về nhu cầu nắm giữ tiền thực tế của người dân (M1/P và M2/P) Việt Nam trong cả ngắn hạn và dài hạn. Tác giả sử dụng dữ liệu quý trong khoảng thời gian từ Q1/2005 đến Q4/2014 để phân tích các nhân tố tác động bao gồm GDP thực, lãi suất tiền gửi, lạm phát, tỷ giá, chỉ số chứng khoán và giá vàng. Kết quả cho thấy cầu tiền thực M1/P phụ thuộc vào GDP thực, lãi suất tiền gửi và chỉ số VN-Index trong ngắn hạn và chỉ phụ thuộc vào GDP thực trong dài hạn. Trong khi đó, cầu tiền M2/P phụ thuộc nhiều vào nhu cầu nắm giữ tiền của người dân trong quý trước, GDP thực, CPI trong ngắn hạn và cũng chỉ phụ thuộc GDP thực trong dài hạn.

Nghiên cứu cũng chỉ ra rằng hàm cầu tiền trong ngắn hạn phù hợp với lý thuyết và ổn định nên có thể sử dụng trong phân tích và dự báo cầu tiền.

Long và Hiền (2020) sử dụng mô hình vector hiệu chỉnh sai số (VECM) và hồi quy đồng liên kết để ước lượng hàm cầu tiền thực cho Việt Nam trong giai đoạn tháng 12/2003 - 12/2014. Bằng cách phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến hàm cầu tiền thực (M1 và M2) trong cả ngắn hạn và dài hạn, kết quả cho thấy giá vàng thực và tỷ giá thực đa phương có tác động mạnh đến cầu tiền trong dài hạn. Tuy nhiên nghiên cứu lại chưa thể kết luận rằng hàm cầu tiền thực (M1 và M2) ổn định trong thời gian nghiên cứu.

Long (2017) 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.

Như vậy có thể thấy so với các nghiên cứu trên thế giới, mặc dù số lượng các nghiên cứu thực nghiệm về cầu tiền ở nước ta trong những năm gần đây vẫn còn chưa phong phú, tuy nhiên, các nghiên cứu cầu tiền ở nước ta đã tiếp cận nhiều về phương pháp ước lượng bao gồm cả dạng hàm tuyến tính và hàm phi tuyến, sử dụng linh hoạt các biến chi phí cơ hội sử dụng trong ước lượng. Hầu hết kết quả của các ước lượng thực nghiệm này đều có hàm ý về lý thuyết giống nhau, các hệ số ước lượng được của thu nhập đều có giá trị dương và hệ số ước lượng được của các biến chi phí cơ hội đều có giá trị âm.

3. Số liệu và phương pháp nghiên cứu

3.1. Biến số kỳ vọng và giả thuyết nghiên cứu (Hypothesis)

Đối với việc lựa chọn biến số thì thực tiễn cho thấy cho thấy việc xác định biến chi phí cơ hội phù hợp là quan trọng nhất giúp cho việc nghiên cứu đem lại kết

quả có ý nghĩa. Mô hình VECM đã được chứng minh là một trong những công cụ thành công nhất trong việc ứng dụng nghiên cứu cầu tiền. Mô hình VECM phù hợp hơn với đặc điểm của cơ sở dữ liệu theo dãy thời gian, thể hiện được bản chất lý thuyết trong hàm cầu dài hạn và những biến động ngắn hạn qua các số liệu thực tế.

(1) *Khối lượng tiền*: Khối lượng tiền thường được phân loại thành hai nhóm khối lượng tiền hẹp và khối lượng tiền rộng. Khối lượng tiền hẹp bao gồm những tài sản sẵn có và có thể chuyển nhượng ngay trong các giao dịch hàng ngày, cung cấp chức năng phương tiện trao đổi. Trong khi đó, khối lượng tiền rộng bao gồm nhiều loại tài sản mang lại cơ hội danh mục đầu tư cho người sở hữu tài sản.

Khối lượng tiền thường được phân loại thành hai nhóm khối lượng tiền hẹp và khối lượng tiền rộng. Khối lượng tiền hẹp bao gồm những tài sản sẵn có và có thể chuyển nhượng ngay trong các giao dịch hàng ngày, cung cấp chức năng phương tiện trao đổi. Trong khi đó, khối lượng tiền rộng bao gồm nhiều loại tài sản mang lại cơ hội danh mục đầu tư cho người sở hữu tài sản.

Khối lượng tiền hẹp thường được ký hiệu là M1, bao gồm tiền mặt và tiền gửi không kỳ hạn tại các ngân hàng thương mại. Còn đối với khối lượng tiền rộng, thường được ký hiệu là M2, chứa những tài khoản có tính thanh khoản thấp hơn M1 và không phù hợp để sử dụng như một phương tiện trao đổi, tuy nhiên vẫn có thể được chuyển đổi dễ dàng qua tiền mặt hay tiền gửi bằng séc, cụ thể như tiền gửi có kỳ hạn tại các ngân hàng thương mại, chứng khoán, quỹ tương hỗ thị trường tiền tệ.

Trong giai đoạn hiện nay, sau sự thiếu hụt nguồn cung do đứt gãy chuỗi cung ứng toàn cầu vì đại dịch Covid-19 gây ra chưa được khắc phục, cùng với căng thẳng kéo dài của cuộc xung đột Nga - Ukraine đang gây ảnh hưởng nặng nề tới nguồn cung nguyên, nhiên liệu dùng cho sản xuất của Việt Nam và tác động trực tiếp đến lạm phát cũng như tăng trưởng kinh tế. Chính vì vậy, trong nghiên cứu này, nhóm tác giả tập trung nghiên cứu và ước lượng hàm cầu tiền M2 nhằm đánh giá tác động của lạm phát và tăng trưởng kinh tế đối với M2. Thêm vào đó, việc ước lượng hàm cầu tiền M2 cũng giúp NHNN có thể kiểm soát lượng tiền mặt trong dân chúng, đồng thời giúp cho việc điều hành CSTT của NHNN một cách khoa học và hiệu quả.

(2) *Ảnh hưởng của biến quy mô đến cầu tiền*. Đối với các ước lượng dựa theo mô hình cầu tiền giao dịch

thì biến quy mô thường được sử dụng là thu nhập hiện tại, đối với các mô hình cầu tiền tài sản thì biến quy mô là tài sản. Tuy nhiên, các nghiên cứu trên thế giới đề cập tới tài sản là biến quy mô là rất ít do biến này rất khó để đo lường (Hoa, 2008). Do vậy, việc sử dụng các biến đại diện cho thu nhập như tổng sản phẩm quốc dân (GNP), tổng sản phẩm quốc nội (GDP), tổng thu nhập quốc dân (GNI), chi số sản xuất công nghiệp (IIP) được sử dụng nhiều hơn thay thế cho biến tài sản. Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả sử dụng biến GDP làm biến đại diện cho biến quy mô. Thứ nhất, GDP phản ánh đầy đủ kết quả sản xuất kinh doanh, đồng thời cũng phản ánh xác thực quy mô, phạm vi của tất cả các ngành và năng lực của nền kinh tế. Thứ hai, hầu hết GDP có số liệu chuỗi thời gian theo quý từ năm 2000 đến nay được thống kê đầy đủ, do đó, phù hợp làm biến đại diện cho quy mô khi ước lượng mô hình với tần suất quý. Với các nghiên cứu trước đây, biến quy mô có mối quan hệ cùng chiều với cầu tiền, đồng thời, ở những nước đang phát triển, hệ số nhạy cảm phản ánh mối quan hệ của cầu tiền và thu nhập đều lớn hơn 1. Điều này cũng giải thích rằng, đối với các nước đang trong quá trình tiền tệ hóa và hệ thống tài chính như tại Việt Nam, mức độ gia tăng của cầu tiền luôn lớn hơn mức độ gia tăng của thu nhập do nhu cầu về tiền và việc ưa chuộng tiền làm phương tiện trao đổi ngày càng lớn.

(3) *Ảnh hưởng của biến chi phí cơ hội*. Chi phí cơ hội của việc nắm giữ tiền liên quan đến hai yếu tố là tỷ suất sở hữu của tiền và tỷ suất sinh lợi của tài sản thay thế tiền. Cụ thể:

- *Biến VNI*, đại diện cho thị trường chứng khoán Việt Nam và được tính là trung bình của chỉ số VN-Index đóng cửa cuối mỗi ngày giao dịch trong quý. Điều này giúp phản ánh chính xác và giảm thiểu sai số chênh lệch trong việc lấy chỉ số. Thị trường chứng khoán được coi là một kênh huy động vốn dài hạn quan trọng nhất cho các doanh nghiệp trong nền kinh tế. Theo Friedman, sự gia tăng giá của cổ phiếu làm tăng sức hấp dẫn của cổ phiếu như một phần danh mục đầu tư và điều này có thể khiến các hộ gia đình nắm giữ ít tiền hơn, được gọi là “hiệu ứng thay thế”, khi đó, giá cổ phiếu tăng dẫn đến cầu về tiền giảm. Tuy nhiên, ở trường hợp ngược lại, để phản ánh hiệu ứng của cái chiếm ưu thế hơn so với hiệu ứng thay thế trong dài hạn. Mức giá cổ phiếu đại diện cho sự phong phú về tài chính. Nói cách khác, trong ngắn hạn, giá cổ phiếu được coi như một chi phí cơ hội của việc giữ tiền và

trong dài hạn, tài sản trên thị trường chứng khoán đóng vai trò lưu trữ giá trị của tổng tiền tệ. Vì vậy, kỳ vọng dấu của biến này trong nghiên cứu có thể là dương hoặc âm (Friedman, 1956).

- *Biến GER*, đại diện cho biến động tỷ giá hối đoái VND/USD và được xác định bằng $((\text{tỷ giá quý}_t - \text{tỷ giá quý}_{t-1}) / \text{tỷ giá quý}_{t-1})$. Biến động tỷ giá là một trong những yếu tố tác động đến quyết định của các NHTW trong việc thiết lập CSTT. Tuy nhiên, ảnh hưởng tổng thể của tỷ giá hối đoái với cầu tiền là không hoàn toàn rõ ràng. Đồng nội tệ giảm giá làm tăng thêm nhu cầu về hàng hóa trong nước do hàng hóa trong nước rẻ hơn so với hàng hóa nước ngoài, dẫn đến cầu về nội tệ cũng

làm tăng chi phí cơ hội của việc nắm giữ tiền, nhu cầu nắm giữ tiền vì thế giảm xuống. Đặc biệt, trong thời kỳ lạm phát tăng cao, lãi suất huy động tăng lên do NHNN điều chỉnh CSTT nhằm kiểm chế lạm phát, khi đó, người dân sẽ giảm nhu cầu về tiền và có xu hướng phân bổ dòng tiền vào những nơi sinh lời ổn định hơn như việc gửi tiết kiệm có kỳ hạn, điều này sẽ thu hút lượng lớn tiền “nhàn rỗi” quay trở về hệ thống ngân hàng.

Đối với các biến chi phí cơ hội của việc nắm giữ tiền và biến quy mô lựa chọn đưa vào mô hình, nhóm tác giả đã liệt kê các nguồn tham khảo được trình bày dưới bảng 1 sau đây làm cơ sở lý thuyết để ước lượng mô hình hàm cầu tiền.

Bảng 1: Cơ sở lý thuyết tham khảo các biến trong mô hình

Biến sử dụng trong mô hình	Kỳ vọng dấu	Nguồn tham khảo
Biến động của tỷ giá hối đoái	+/-	(Hoa, 2008); (Zuo & Park, 2011); (Dogan, 2015)
Lãi suất huy động	-	(Kumar, Webber, & Fargher, 2013); (Sakib, 2021)
Tỷ lệ lạm phát	-	(Hoa, 2008); (Thang, 1996); (Long, 2017)
Chỉ số VN-Index	+/-	(Nguyen & Pfau, 2010); (Long, 2017)
Tổng sản phẩm quốc nội	+	(Thang, 1996); (Nguyen & Pfau, 2010); (Sakib, 2021)

tăng theo. Khi đó, tỷ giá có mối quan hệ cùng chiều với cầu tiền. Mặt khác, theo cách tiếp cận thay thế tiền tệ, việc đồng nội tệ mất giá sẽ làm giảm niềm tin của người dân vào nội tệ, do đó làm giảm nhu cầu về tiền trong nước thông qua hiệu ứng thay thế bằng ngoại tệ. Khi đó, mối quan hệ của tỷ giá hối đoái và cầu tiền là ngược chiều nhau. Tóm lại, việc xác định dấu kỳ vọng của tỷ giá và cầu tiền có thể là dương hoặc âm, tùy thuộc vào số liệu và giai đoạn nghiên cứu.

- *Biến IHD*, lãi suất huy động là biến số vĩ mô chính ảnh hưởng đến tăng trưởng của nền kinh tế, được sử dụng làm mục tiêu, công cụ trong điều hành CSTT của NHTW. Lãi suất huy động tăng làm giảm lượng cầu tiền; ngược lại, lãi suất giảm sẽ làm tăng lượng cầu về tiền. Đường cầu tiền cho biết lượng cầu tiền ở mỗi mức lãi suất huy động. Thực tế, mối quan hệ giữa lãi suất với cầu tiền lại khá phức tạp và nhìn chung có độ trễ khá dài giữa những thay đổi về lãi suất đến kết quả thay đổi của nền kinh tế. Vì vậy, hầu hết các NHTW đều điều chỉnh lãi suất một cách từ từ để quan sát những tác động của lãi suất đối với nền kinh tế.

- *Biến INF_RATE*, lạm phát có thể làm tăng hoặc giảm tốc độ lưu chuyển của tiền từ đó làm thay đổi nhu cầu nắm giữ tiền. Lạm phát cao làm tăng cầu tiền vì giá cao hơn đòi hỏi nhiều tiền hơn cho một lượng hàng hóa và dịch vụ nhất định. Tuy nhiên, lạm phát cao hơn cũng

3.2. Mô hình nghiên cứu

Trong các nghiên cứu thực nghiệm về nhu cầu tiền tệ, mô hình hiệu chỉnh sai số được coi là công cụ điều tra thích hợp nhất. So với các mô hình khác được sử dụng để phân tích nhu cầu tiền tệ, mô hình hiệu chỉnh sai số có một số ưu điểm, trong đó khả năng tránh được các suy luận thống kê giả khi phân tích hồi quy của các biến không có định là ưu điểm đầu tiên. Với các mô hình số liệu chuỗi thời gian, thông tin về mối quan hệ dài hạn giữa các biến không bị mất khi sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số; hơn nữa, đặc điểm kỹ thuật cho phép phân biệt giữa hiệu quả ngắn hạn và dài hạn.

Nghiên cứu sử dụng phương pháp ước lượng theo mô hình vector hiệu chỉnh sai số VECM cho việc nghiên cứu thực nghiệm cầu tiền ở Việt Nam giai đoạn 2001 - 2021. Nghiên cứu sử dụng mô hình có dạng:

$$lm2 = f(lgdp, ger, inf_rate, ihd, vni)$$

Từ lý thuyết đưa ra, với giả thiết cung tiền thực bằng với cầu tiền thực, cung tiền thực M2 được chọn làm biến phụ thuộc cho cầu tiền thực. Tổng sản phẩm quốc nội (GDP) được chọn làm biến quy mô. Đối với các biến chi phí cơ hội, bao gồm biến động của tỷ giá hối đoái (*ger*), tỷ lệ lạm phát (*inf_rate*), lãi suất huy động thực (*ihd*), chỉ số VN-Index.

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian hàng quý, từ quý I/2001 đến quý IV/2021, với 84 quan sát. Mô tả nguồn số liệu bao gồm các biến: chỉ số VN-Index (*lvni*) được lấy từ nguồn Vietstock và tính trung bình từ số liệu điểm đóng cửa của các ngày trong quý; số liệu khối tiền M2, biến động tỷ giá hối đoái (*ger*) và lãi suất huy động (*ihd*) được lấy từ nguồn NHNN công bố và được tính trung bình theo quý từ số liệu công bố hàng ngày; tỷ lệ lạm phát, tổng sản phẩm quốc nội (GDP) được lấy từ Tổng cục Thống kê theo quý, trong đó GDP đã khử tính mùa vụ.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định nghiệm đơn vị và kiểm định đồng tích hợp để xác định mô hình phù hợp

Kiểm định nghiệm đơn vị

Để đảm bảo các điều kiện sử dụng mô hình VECM để phân tích tác động, nghiên cứu tiến hành kiểm định nghiệm đơn vị Augmented Dickey-Fuller (ADF) nhằm xác định tính dừng của dữ liệu sử dụng trong mô hình. Kết quả thử nghiệm được trình bày trong Bảng 3.

Kết quả kiểm định cho thấy các biến *ger* và *ihd* có ý nghĩa ở mức 1%, tức là hai biến này dừng với mức ý nghĩa 1%. Tuy nhiên kết quả kiểm định cũng cho thấy

Bảng 2: Mô tả biến trong mô hình

Loại biến	Tên biến	Đơn vị	Phương pháp đo lường	Kí hiệu	Nguồn dữ liệu
Biến phụ thuộc	Cầu tiền	Tỷ đồng	Giá trị logarit tự nhiên cầu tiền M2. Giá trị M2 theo quý được tính trung bình từ số liệu tháng trong quý	LM2	NHNN
Biến độc lập	Biến động của tỷ giá hối đoái	%	Giá trị theo quý được tính trung bình từ số liệu ngày trong quý	GER	NHNN
	Lãi suất huy động	%	Giá trị theo quý được tính trung bình từ số liệu ngày trong quý	IHD	NHNN
	Tỷ lệ lạm phát	%	Số liệu gốc theo quý	INF RATE	TCTK
	Chỉ số VN-Index	Điểm	Giá trị logarit tự nhiên chỉ số VN-Index. Giá trị theo quý được trung bình theo ngày trong quý	LVNI	Vietstock
	Tổng sản phẩm quốc nội	Tỷ đồng	Giá trị logarit tự nhiên của tổng sản phẩm quốc nội từ số liệu gốc theo quý	LGDP	TCTK

Bảng 3: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị Augmented Dickey-Fuller

Biến	Kiểm định ADF	Giá trị tới hạn mức ý nghĩa 1%	Kết luận
Lm2	-2,684403	-3,520307	Chuỗi không dừng
D(lm2)	-3,540222***	-3,515536	Chuỗi dừng
ger	-6,896070***	-3,512290	Chuỗi dừng
D(ger)	-11,00698***	-3,515536	Chuỗi dừng
inf rate	-1,219765	-3,524233	Chuỗi không dừng
D(inf rate)	-5,546313***	-3,524233	Chuỗi dừng
lgdp	-2,135085	-3,519050	Chuỗi không dừng
D(lgdp)	-3,585431***	-3,519050	Chuỗi dừng
ihd	-8,797068***	-3,515536	Chuỗi dừng
D(ihd)	-8,982308***	-3,519050	Chuỗi dừng
Lvni	-1,101906	-3,511262	Chuỗi không dừng
D(lvni)	-8,623828***	-3,512290	Chuỗi dừng

Ghi chú: L là kí hiệu sau khi lấy logarit cho các chuỗi dữ liệu, D là kí hiệu cho sai phân bậc 1. Giả thiết: Chuỗi dữ liệu có nghiệm đơn vị (tức là không có tính dừng). Giả thiết: Chuỗi dữ liệu không có nghiệm đơn vị (có tính dừng). Ký hiệu ***, **, * ứng với mức ý nghĩa thống kê lần lượt là 1%, 5% và 10%.

(Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eview 10)

các biến $lm2$, inf_rate , $lgdp$, $lvni$ có nghiệm đơn vị và chuỗi dữ liệu không có tính dừng. Nghiên cứu sau đó tiếp tục tiến hành kiểm định nghiệm đơn vị Augmented Dickey-Fuller nhằm kiểm định tính dừng chuỗi sai phân bậc 1 của các biến. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị sai phân bậc 1 cho thấy các biến $D(lm2)$, $D(inf_rate)$, $D(lgdp)$, $D(lvni)$ dừng với mức ý nghĩa 1%. Điều này có nghĩa là các biến $lm2$, inf_rate , $lgdp$, $lvni$ đều là chuỗi dừng tại sai phân bậc 1 với mức ý nghĩa 1%.

Lựa chọn độ trễ tối ưu

Bảng 4: Kết quả xác định độ trễ tối ưu của VECM

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-644,1170	NA	2,190595	17,81143	17,99968	17,88645
1	-326,6817	573,9927	0,000985	10,10087	11,41867	10,62603
2	-243,8162	136,2172	0,000278	8,816882	11,26422	9,792189
3	-182,4250	90,82539	0,000146	8,121232	11,69811	9,546681
4	-12,63043	223,2914	4,12e-06	4,455628	10,66697	6,331219
5	62,57224	86,53458*	1,67e-06	3,381582	10,24630	5,707315*
6	102,2509	39,13515	1,99e-06	3,280796	9,217548	6,056671
7	164,1247	50,85517	1,50e-06*	2,571925*	9,162052*	5,797942

Ghi chú: * giá trị ở độ trễ phù hợp

(Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eview 10)

Xác định độ trễ tối ưu dựa trên 5 tiêu chuẩn: LR, PFE, AIC, SC, HQ. Theo đó, lựa chọn độ trễ nào được nhiều tiêu chuẩn xác định nhất làm độ trễ tối ưu cho việc kiểm định đồng liên kết. Kết quả cho thấy, các tiêu chí FPE, AIC và SC đều đề xuất độ trễ tối ưu cho mô hình là 7; chỉ có tiêu chí LR và HQ cho rằng độ trễ tối ưu là 5. Do đó, nghiên cứu sử dụng độ trễ tối ưu là 7 để thực hiện kiểm định đồng liên kết Johansen cho các biến.

Kiểm định vector đồng tích hợp

Bảng 5: Kiểm định đồng liên kết

Mối quan hệ đồng liên kết	Trị riêng (Eigenvalue)	Kiểm định Trace		
		Thống kê Trace	Giá trị tới hạn 5%	Xác suất**
Không*	0,812072	220,0378	95,75366	0,0000
Tối đa 1*	0,421008	99,67553	69,81889	0,0000
Tối đa 2*	0,370049	60,32998	47,85613	0,0022
Tối đa 3	0,245935	27,05778	29,79707	0,1002

* Cho thấy việc bác bỏ giả thiết tại mức ý nghĩa 5%

** Giá trị xác suất thống kê theo MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

(Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eview 10)

Để chứng minh mối quan hệ dài hạn giữa các biến trong mô hình, nghiên cứu tiến hành kiểm định đồng liên kết thông qua kiểm định Trace. Với giả thiết là có tối đa r mối quan hệ đồng liên kết giữa các chuỗi dữ liệu và mức ý nghĩa thống kê trong kiểm định của Johansen là 5%, kết quả kiểm định đồng liên kết Johansen phát hiện 3 mối quan hệ đồng liên kết.

Kiểm định này chỉ ra rằng tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa cầu tiền M2 với GDP, biến động của tỷ giá hối đoái, lạm phát, lãi suất huy động, chỉ số VN-Index. Điều này phản ánh các biến trong mô hình nghiên cứu

thỏa mãn điều kiện của mô hình VECM khi có mối quan hệ dài hạn. Do đó, mô hình vector hiệu chỉnh sai số sẽ được sử dụng để ước lượng cầu tiền M2.

4.2. Kết quả ước lượng trong dài hạn

Sau khi kiểm định đồng liên kết và xác định có tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến trong mô hình, nghiên cứu sử dụng mô hình vector hiệu chỉnh sai số VECM để ước lượng hàm cầu tiền M2 trong dài hạn.

Bảng 6: Kết quả ước lượng mô hình VECM

Biến phụ thuộc: LM2			
Tên biến	Hệ số	Sai số chuẩn	Giá trị T-statistics
C	-22,05715		
LGDP	2,739758	0,11516	-23,7905**
INF_RATE	-0,036078	0,00521	6,92024**
IHD	-0,079775	0,02598	3,07078**
LVNI	0,144029	0,05429	-2,65272**
GER	0,108783	0,01711	-6,35652**

** tương ứng với mức ý nghĩa thống kê là 5%

(Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eview 10)

Mô hình ước lượng cầu tiền M2 có dạng:

$$LM2 = -22,0572 + 2,7398LGDP - 0,0361INF_{RATE} - 0,0798IHD + 0,144LVNI + 0,1088GER$$

Kết quả ước lượng mô hình VECM cho thấy tất cả các hệ số của biến độc lập đều có ý nghĩa thống kê. Các biến tác động dương (+) đến biến M2 bao gồm GDP, chỉ số VN-Index (VNI) và biến động của tỷ giá hối đoái (GER); tác động âm (-) gồm tỷ lệ lạm phát (INF_RATE) và lãi suất huy động (IHD). Ý nghĩa và chiều tác động của các hệ số trong mô hình ước lượng trong dài hạn được giải thích như sau:

Về ảnh hưởng của GDP đến cầu tiền (M2), mức tăng GDP ảnh hưởng dương (+) đến mức tăng của cầu tiền M2. Theo kết quả, độ co giãn của cầu tiền với GDP là 2,7398, nghĩa là cứ 1% tăng của GDP làm cho cầu tiền thay đổi lớn hơn 1%. Giá trị thống kê (t-statistic trong ngoặc vuông) cho thấy sự biến thiên của M2 bị ảnh hưởng rõ rệt bởi sự biến thiên GDP. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu trước đây về cầu tiền trên thế giới và tại Việt Nam, cụ thể, biến quy mô có mối quan hệ cùng dấu với cầu tiền.

Về ảnh hưởng của lạm phát đến cầu tiền, khi tỷ lệ lạm phát tăng 1% thì cầu tiền giảm 0,0361%. Trong bối cảnh lạm phát thì tỷ lệ lạm phát được coi là thước đo tốt nhất cho chi phí cơ hội của việc nắm giữ tiền. Tỷ lệ lạm phát tăng lên, làm cho tiền mất sức mua, cầu tiền thực khi đó giảm. Điều này phù hợp với Việt Nam khi về lâu dài, việc tạo ra dư thừa tiền chắc chắn dẫn đến lạm phát.

Về ảnh hưởng của lãi suất huy động đến cầu tiền, hệ số ước lượng của biến IHD thu được là - 0,0798, tức

là cầu tiền giảm 0,08% khi lãi suất huy động tăng 1%. Gần đây, ngân hàng chịu sức ép lớn từ cuộc đua lãi suất huy động ng. Thời gian qua, lãi suất huy động có xu hướng tăng chủ yếu do 2 yếu tố: sự phục hồi của nền kinh tế sau đại dịch và tác động của lạm phát. Nền kinh tế phục hồi hậu đại dịch sẽ khiến cho nhu cầu về tín dụng quay trở lại, nhu cầu nắm giữ tiền giảm đi. Từ đó, giá của tiền tệ, hay nói cách khác là lãi suất cũng tăng lên. Bên cạnh đó, việc các ngân hàng tăng lãi suất huy động khi cầu tiền M2 giảm xuống còn có một phần là do bị ảnh hưởng bởi xu hướng thắt chặt tiền tệ trên toàn cầu.

Về ảnh hưởng của chỉ số VN-Index đến cầu tiền M2. Cầu tiền ngược chiều với lợi suất sinh lời kỳ vọng của cổ tức (Friedman, 1988). Giá cổ phiếu có thể làm tăng hoặc giảm nhu cầu nắm giữ tiền nhưng chỉ trong khoảng thời gian 5-8 tháng (Friedman, 1988). Kết quả ước lượng được từ mô hình VECM cho thấy, mối quan hệ giữa chỉ số VN-Index là mối quan hệ cùng chiều. Chỉ số này tăng 1% thì cầu tiền chỉ tăng rất nhẹ 0,144%. Điều này là hợp lý với thị trường chứng khoán Việt Nam trong thời gian gần đây khi niềm tin của người dân vào thị trường chứng khoán chưa thực sự vững chắc. Khi chứng khoán tăng điểm, người dân có xu hướng chốt lời ngay thay vì chờ trả cổ tức, cầu tiền khi đó tăng lên. Bên cạnh đó, quy mô thị trường chứng khoán Việt Nam hiện nay còn nhỏ, số lượng người dân nắm giữ tài sản dưới dạng chứng khoán chưa thực sự nhiều nên khi chỉ số VN-Index thay đổi, cầu tiền cũng không bị tác động lớn.

Về ảnh hưởng của biến động tỷ giá đến cầu tiền M2, khi biến động tỷ giá tăng 1%, kéo theo cầu tiền tăng 0,1088%. Sự biến động của tỷ giá có ảnh hưởng cùng chiều với xu hướng nắm giữ tiền. Sự tăng giá của ngoại tệ, hoặc sự giảm giá của đồng nội tệ, làm tăng giá trị nội tệ của tài sản nước ngoài mà người dân trong nước nắm giữ. Nếu điều này được mọi người coi là sự gia tăng của cái, nhu cầu về nội tệ có thể tăng lên. Tuy nhiên, nếu đồng nội tệ giảm giá gây ra kỳ vọng về giảm giá, tác động ngược lại sẽ xảy ra với việc công chúng quyết định nắm giữ nhiều hơn ngoại tệ và ít nội tệ.

4.3. Kết quả ước lượng trong ngắn hạn

Bảng 7: Kết quả ước lượng cầu tiền M2 trong ngắn hạn

Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Giá trị p	Biến	Hệ số	Độ lệch chuẩn	Giá trị p
ECT(-1)	-0,148465	0,068720	0,0394**	IHD 1	0,011194	0,004898	0,0364**
LM2 1	-0,304660	0,138827	0,0367**	IHD 2	0,010767	0,004721	0,0363**
LM2 2	-0,226006	0,142225	0,1233	IHD 3	0,010380	0,011296	0,7795
LM2 3	-0,208319	0,171694	0,2351	IHD 4	-0,003193	0,012418	0,3221
LM2 4	1,223168	0,177776	0,0000***	IHD 5	0,012518	0,013458	0,3182
LM2 5	0,740624	0,191465	0,0006***	IHD 6	0,013678	0,013684	0,1733
LM2 6	0,646014	0,177897	0,0011***	IHD 7	0,019120	0,003737	0,8072
LM2 7	0,585981	0,144392	0,0004***	LVNI 1	0,010199	0,041392	0,8084
LGDP 1	-0,332849	0,599006	0,5828	LVNI 2	0,011003	0,044943	0,9649
LGDP 2	0,198610	0,659978	0,7657	LVNI 3	0,001783	0,040167	0,1288
LGDP 3	0,481493	0,761363	0,5322	LVNI 4	-0,060843	0,038876	0,0276**
LGDP 4	-0,238823	0,706916	0,7380	LVNI 5	-0,097848	0,042102	0,1892
LGDP 5	-1,101343	1,069550	0,3120	LVNI 6	-0,043627	0,032421	0,2191
LGDP 6	0,227696	1,130116	0,8418	LVNI 7	0,041717	0,033182	0,0916*
LGDP 7	-1,397983	1,050183	0,1939	GER 1	-0,017563	0,010054	0,1006
INF RATE 1	-0,001609	0,003737	0,6701	GER 2	-0,018668	0,010995	0,0684*
INF RATE 2	-0,002322	0,005786	0,6913	GER 3	-0,023880	0,012599	0,0212**
INF RATE 3	0,004457	0,005401	0,4162	GER 4	-0,031676	0,012978	0,0026***
INF RATE 4	0,003283	0,005667	0,5669	GER 5	-0,034197	0,010357	0,0020***
INF RATE 5	-0,005674	0,006366	0,3803	GER 6	-0,026105	0,007639	0,0026***
INF RATE 6	0,009446	0,006455	0,1545	GER 7	-0,017409	0,005276	0,6701
INF RATE 7	-0,006564	0,004338	0,1415	Hằng số	-0,048556	0,036886	0,1987

*, **, *** tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%

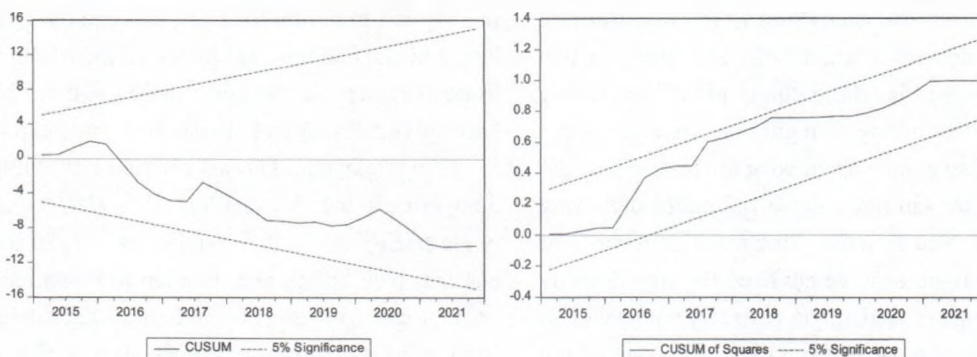
(Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eview 10)

Kết quả mô hình VECM cho thấy, tồn tại mối quan hệ trong ngắn hạn với hệ số của ECT(-1) là -0,148465 và có ý nghĩa thống kê. Hệ số ECT(-1) âm có ngụ ý

rằng sự hội tụ hướng tới trạng thái cân bằng trong dài hạn. Khi cầu tiền thực M2 lệch khỏi giá trị cân bằng thì trong kì kế tiếp của cầu tiền thực M2 sẽ điều chỉnh tăng khoảng 14,84% độ lệch để đạt được mức cân bằng.

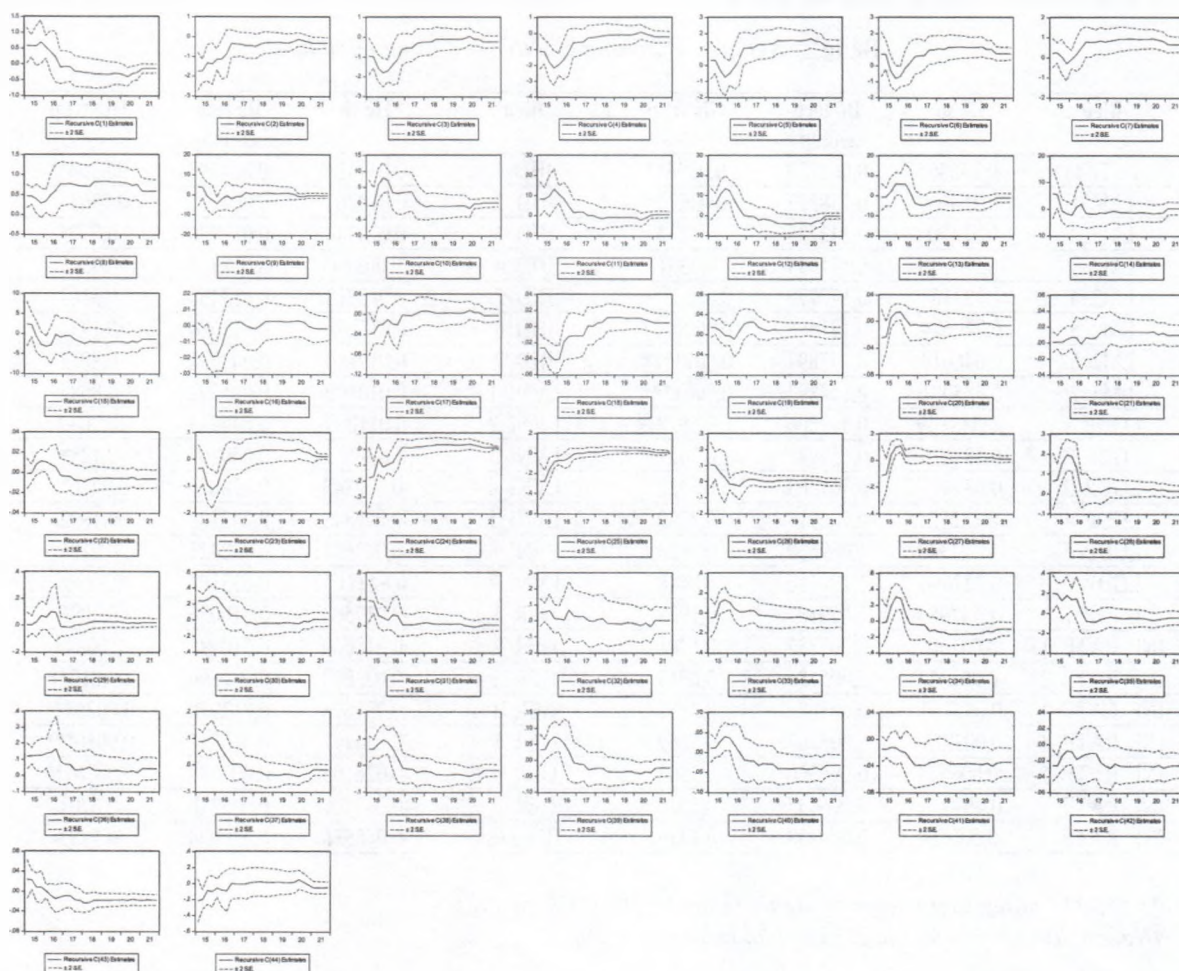
Trong ngắn hạn, kết quả cầu tiền thực M2 chịu tác động bởi các biến lãi suất huy động (*IHD*), biến động tỷ giá (*GER*) và chỉ số VN-Index (*VNI*). Sự biến động của lạm phát không phải là nhân tố chính ảnh hưởng tới nhu cầu nắm giữ tiền M2 trong ngắn hạn ở Việt Nam trong thời gian qua. Điều này là phù hợp khi trong thời gian qua NHNN rất quan tâm tới việc điều hành CSTT để kiểm soát lạm phát ở mức hợp lý. Trong

đó, mức hợp lý ở đây tức là lạm phát không chỉ đạt mục tiêu trong năm nay, mà còn không tạo áp lực cho năm sau. Điều hành CSTT của NHNN trong thời gian



(Nguồn: Eview 10)

Hình 1: Kiểm định tính ổn định của hàm cầu tiền M2 ngắn hạn



(Nguồn: Eview 10)

Hình 2: Kết quả kiểm định tính ổn định của các hệ số trong hàm cầu tiền M2 ngắn hạn

qua diễn ra nhịp nhàng, ổn định bám sát diễn biến thị trường, không ghi nhận biến động bất thường. Với việc điều hành đồng bộ như vậy, có thể thấy diễn biến lạm phát trong thời gian qua luôn được kiểm soát theo đúng mục tiêu (lạm phát toàn phần CPI dưới 4%). Chính vì vậy, thông qua sự điều hành của NHNN, lạm phát đang được kiểm soát, không gây tác động đến cầu tiền trong ngắn hạn.

Kiểm định tính ổn định của hàm cầu tiền và các hệ số ước lượng được trong hàm cầu tiền M2 ngắn hạn

Tính ổn định của hàm cầu tiền M2 ngắn hạn được thực hiện thông qua kiểm định CUSUM và CUSUM-squares (hình 1, 2). Kết quả kiểm định trong hình cho thấy cầu tiền M2 ngắn hạn thời kỳ 2001- 2021 là ổn định. Hàm cầu tiền M2 ngắn hạn trong thời gian nghiên cứu là ổn định điều đó lại khẳng định một thực tế ở Việt Nam là cho đến thời kỳ nghiên cứu 2001 - 2021 thì những thay đổi liên quan tới chính sách, thể chế, cải cách tài chính vẫn chưa đủ mạnh để có thể gây ra những cú sốc đột biến gây ảnh hưởng phi tuyến tới quan hệ giữa các biến số trong hàm cầu tiền.

5. Kết luận

Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu vĩ mô từ các nguồn chính thống, đảm bảo độ tin cậy, các biến số được nghiên cứu lựa chọn kỹ lưỡng để được đưa vào mô hình thông qua khung lý thuyết, kỳ vọng dấu và khả năng giải thích cầu tiền trong thực tiễn. Kết quả ước lượng hàm cầu tiền M2 phù hợp với kỳ vọng dấu và thực tiễn nền kinh tế Việt Nam, đồng thời dấu kỳ vọng của các biến trong mô hình cũng phù hợp với các cơ sở lý thuyết và nghiên cứu trong và ngoài nước, cụ thể:

(1) *Hàm cầu tiền M2 trong dài hạn*, GDP có tác động mạnh nhất đến sự biến động của cầu tiền M2 khi hệ số co giãn tương đối cao (2,7398). Bên cạnh đó, cầu tiền còn chịu sự tác động cùng chiều của tỷ giá và chỉ số VN-Index. Ngược lại, lạm phát và lãi suất huy động tác động ngược chiều đến cầu tiền M2. Lãi suất tăng, cầu tiền giảm; lạm phát tăng, cầu tiền giảm. Tuy nhiên, với hệ số co giãn thu được giữa lạm phát và cầu tiền là 0,0361, có thể thấy lạm phát tác động không nhiều đến nhu cầu nắm giữ tiền của người dân Việt Nam.

Hệ số nhạy cảm của cầu tiền với lãi suất trong nghiên cứu là nhỏ, khi đó, một quyết định thay đổi cung ứng tiền tệ của NHTW sẽ làm cho lãi suất biến động mạnh, dẫn đến đầu tư thay đổi nhiều, ảnh hưởng lớn tới tổng cầu và sản lượng của kinh tế. Lúc này, CSTT đóng vai trò cần thiết hơn chính sách tài khóa trong việc điều tiết sản lượng, đồng thời việc lựa chọn lãi suất là mục tiêu trung gian nhằm hạn chế tác động của cầu tiền hoặc cung tiền đến tổng cầu của nền kinh tế.

Tốc độ điều chỉnh đến trạng thái cân bằng dài hạn của khối lượng tiền nắm giữ đạt 14,84%. Điều này có ý nghĩa là sự suy giảm trong khối lượng tiền thời kỳ trước sẽ làm tăng nhu cầu nắm giữ tiền ở thời kỳ này. Tóm lại, thị trường tiền tệ sẽ tự điều chỉnh tới trạng thái cân bằng theo thời gian.

(2) *Hàm cầu tiền M2 trong ngắn hạn*. Với kết quả ước lượng được, có thể thấy cầu tiền M2 chịu ảnh hưởng nhiều của tỷ giá, lãi suất huy động và chỉ số VN-Index. GDP và lạm phát là nhân tố thứ yếu tác động đến nhu cầu nắm giữ tiền. Đồng thời, hàm cầu tiền M2 trong giai đoạn nghiên cứu 2000 - 2021 là ổn định, điều đó khẳng định chính sách ổn định vĩ mô của Chính phủ trong giai đoạn này chưa tác động mạnh để gây ra những cú sốc gây ảnh hưởng tới quan hệ giữa các biến số trong hàm cầu tiền. Vì vậy, nghiên cứu phù hợp đối với các nhà hoạch định chính sách để đưa ra những quyết định chính sách phù hợp nhằm điều tiết thị trường và thực hiện các mục tiêu kinh tế vĩ mô. ♦

Tài liệu tham khảo:

1. Barber, W. J. (1996). The Works of Irving Fisher. 14.
2. Cziráky, D., & Gillman, M. (2006). Money demand in an EU accession country: A VECM study of Croatia. *Bulletin of Economic Research*, 58(2), 105-127.
3. 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.
4. Fisher, I. (1930). *The theory of interest the Macmillan company*. New York.

5. Friedman, M. (1956). *Studies in the quantity theory of money*. A Restatement. In: Friedman, M., Ed., *The Optimum Quantity of Money*, Aldine Publishing Company, Chicago, 3-41.
6. Friedman, M. (1988). Money and the stock market. *Journal of Political Economy*, 96(2), 221-245.
7. Hoa, H. Q. (2008). *Câu về tiền và hệ quả đối với chính sách tiền tệ ở Việt Nam*. Luận án tiến sĩ, Đại học Kinh tế Quốc dân.
8. Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Macmillan Cambridge University Press, for Royal Economic Society in 1936.
9. Kumar, S., Webber, D. J., & Fargher, S. (2013). Money demand stability: A case study of Nigeria. *Journal of Policy Modeling*, 35(6), 978-991.
10. Long, P. Đ. (2017). *Tính ổn định của hàm cầu tiền tại Việt Nam*.
11. Long, P. Đ., & Hiền, B. Q. (2020). Ước lượng hàm cầu tiền thực cho Việt Nam: Hàm ý chính sách từ kết quả so sánh được. *Tạp chí phát triển kinh tế*, 28(1), 64-83.
12. My, H. T. (2015). *Ước lượng hàm cầu tiền tại Việt Nam bằng mô hình thực nghiệm*.
13. Nguyen, D. H., & Pfau, W. (2010). *The Determinants and Stability of Real Money Demand in Vietnam, 1999-2009 (No. 10-14)*. National Graduate Institute for Policy Studies.
14. Sakib, S. N. (2021). *Money Demand and Inflation: The relationship between money demand, inflation, and the risk premium*. Center for Open Science.
15. Sriram, M. S. (1999). Demand for M2 in an emerging-market economy: an error-correction model for Malaysia. *International Monetary Fund*.
16. Sriram, M. S. (2000). *The demand for money in Malaysia*. Southern Economist Publication.
17. Suiwah, L. E., & Vo, T. T. (1996). Vietnam in the 1980s: Price Reform and Stabilisation. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, 49(197), 187-207.
18. Thang, P. Q. (1996). *Money demand: The case of Vietnam*. Thesis of master degree, MDE Hanoi.

19. Vorlak, L., Abasimi, I., & Salim, A. (2018). Estimating Money Demand in Cambodia. *Economic Research*, 2(7), 32-42.

20. Zuo, H., & Park, S. Y. (2011). Money demand in China and time-varying cointegration. *China economic review*, 22(3), 330-343.

Summary

Research on the use of data set by the General Statistics Office, the State Bank of Vietnam to estimate the broad money demand function M2 in Vietnam in the short term and long-term using the model VECM from I/2001 to IV/2021. The research results show that, in the long term, the variable that represents size is GDP and the opportunity cost variable of money holding money has impact on money demand, especially, GDP has the most powerful impact on the volatility of money and the money demand. On the other hand, in the short term, only the relationship of the exchange rate, interest rate and the VN-Index to money demand. In addition, the rate of adjustment to restore the long-run equilibrium of the amount of money reached 14,84% and the estimated money demand during the study period also showed stability. This shows that the research can be used for policy making in determining the money needs of the economy for the administration of the national monetary policy.