

Truyền dẫn của chính sách tiền tệ qua kênh giá tài sản tài chính: Nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam

THS. NGUYỄN PHÚC CẢNH

Trường Đại học Kinh tế TP.HCM

Chính sách tiền tệ (CS TT – Monetary Policy) luôn đóng vai trò quan trọng trong thực thi chính sách kinh tế của các quốc gia. Ngoài các vấn đề về công cụ thực thi CS TT, cơ quan thực thi CS TT, mục tiêu CS TT thì cơ chế dẫn truyền của CS TT cũng là vấn đề quan trọng trong các nghiên cứu về CS TT nói chung. Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả thu thập dữ liệu về CS TT và thị trường cổ phiếu VN giai đoạn 2000 – 2013 để nghiên cứu quá trình truyền dẫn của CS TT qua kênh giá tài sản tài chính bằng mô hình tự hồi quy cấu trúc (SVAR). Kết quả tại VN, CS TT có truyền dẫn mạnh qua TTCK thông qua cung tiền, trong khi đó lãi suất không có tác động lớn đến TTCK ở cả hai chỉ số VN-Index và HNX-Index và làm cho giá cả thay đổi.

Từ khóa: Chính sách tiền tệ, cơ chế dẫn truyền, giá tài sản tài chính, SVAR.

1. Giới thiệu

1.1. Tầm quan trọng của nghiên cứu

CS TT tác động đến nền kinh tế thông qua nhiều kênh truyền dẫn khác nhau như kênh lãi suất, kênh tỷ giá, kênh tín dụng, kênh giá cả tài sản (Mishkin (2009), Cecchetti (1999), Ganey và cộng sự (2002)). Một trong những kênh dẫn truyền quan trọng của CS TT tại các quốc gia có nền kinh tế phát triển và thị trường tài chính (TTTC) phát triển ở trình độ cao là kênh giá cả tài sản tài chính (TSTC). Khi CS TT thay đổi thông qua sự thay đổi trong lãi suất điều hành hoặc cung tiền làm cho mức lãi suất trên thị trường thay đổi và làm giá TSTC (như cổ phiếu, trái phiếu...) thay đổi. Một khi giá TSTC thay đổi làm thay đổi thu nhập, thay đổi giá trị tài sản của dân chúng từ đó

ảnh hưởng đến quyết định đầu tư và tiêu dùng trong nền kinh tế và ảnh hưởng đến lạm phát (Mankiw, 2010). Tuy nhiên, tại các quốc gia đang phát triển, đặc biệt là những quốc gia có thị trường chứng khoán kém phát triển hoặc đang phát triển với sự kiểm soát cao các giao dịch thì kênh giá TSTC là kênh dẫn truyền yếu trong truyền dẫn CS TT (Poddar và cộng sự (2007), Lula, Mark (2013), Ramlogan (2007), (Engert và cộng sự (1999), Allen, Gale (2000, 2004)).

Tại VN, thời gian qua đã có những nghiên cứu về tác động của chính sách tiền tệ của Ngân hàng Nhà nước lên các biến số của nền kinh tế như Lạm phát (Trang, 2012; Kiên, 2013), Cán cân thương mại (Châm, 2012), Tỷ giá (Thơ, 2012), tăng trưởng GDP (Ngọc, 2013)... Gần đây có đã có nghiên cứu về

sự truyền dẫn của chính sách tiền tệ đến thị trường chứng khoán (TTCK) tại VN (Loan, 2013). Tuy nhiên, nghiên cứu chỉ dừng lại ở mức tìm hiểu tác động chung và quan hệ nhân quả Granger mà chưa đi vào đo lường sự truyền dẫn của CS TT qua giá cả các loại TSTC mà cụ thể là giá cả cổ phiếu trong chỉ số VN-Index và HNX-Index

1.2. Vấn đề nghiên cứu

Nghiên cứu tập trung vào cơ chế truyền dẫn của CS TT thông qua kênh giá TSTC nói riêng. Sau đó phân tích mối tương quan giữa CS TT giá TSTC cụ thể là chỉ số VN-Index, HNX-Index trên hai sở giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội. Thông qua đó khái quát hóa kênh truyền dẫn của CS TT VN qua kênh giá TSTC giai đoạn 2000 – 2013.

1.3. Mục tiêu nghiên cứu

Để làm rõ vấn đề nghiên cứu trên, tác giả tập trung làm rõ ba câu hỏi:

- Mức độ truyền dẫn của CSTT VN qua kênh giá tài sản tài chính thông qua hai chỉ số VN-Index và HNX-Index như thế nào?

- Có hay không sự phản ứng của giá cả trong nền kinh tế với CSTT qua sự thay đổi giá chứng khoán?

- Có hay không tác động của khủng hoảng kinh tế lên quá trình truyền dẫn của CSTT qua kênh giá tài sản tài chính?

2. Cơ sở lý thuyết và phương pháp nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Kênh giá cả tài sản (APC) trong truyền dẫn CSTT có hai cơ chế liên quan là Thuyết Tobin's q (Tobin's q theory) và Hiệu ứng của cải (Wealth effect), cả hai cơ chế liên quan này đều truyền dẫn CSTT thông qua giá cả các tài sản và quyết định đầu tư của doanh nghiệp và tiêu dùng của tư nhân.

- Thuyết Tobin q (Tobin's q theory):

Giáo sư James Tobin là người phát triển học thuyết Tobin's q Theory, học thuyết này đi vào giải thích tác động của CSTT lên giá cả của các loại tài sản tài chính (chủ yếu là cổ phiếu) rồi sau đó truyền dẫn tác động đến các biến khác trong nền kinh tế (Mishkin, 2004). Tobin (1969) đưa ra tỷ số q = giá trị thị trường của DN/chi phí thay thế vốn. Nếu q cao có nghĩa rằng giá trị thị trường của DN cao hơn so với chi phí thay thế vốn, do đó mua sắm tài sản mới sẽ có giá rẻ hơn so với giá trị thị trường của tài sản của DN. Do đó khi tỷ số q cao, DN sẵn sàng phát hành thêm cổ phần mới để

mua sắm thêm tài sản cho hoạt động của mình, cuối cùng đầu tư của xã hội tăng làm cho sản lượng nền kinh tế tăng lên.

M tăng \rightarrow Giá chứng khoán tăng $\rightarrow q$ tăng $\rightarrow I$ tăng $\rightarrow Y$ tăng

Trong đó: M : cung tiền;

q : tỷ số Tobin's q; I : đầu tư;

Y : sản lượng.

Ngược lại, khi NHTW thực hiện thắt chặt tiền tệ, lãi suất tăng làm giá cả chứng khoán giảm, tỷ số Tobin's q giảm nên DN cắt giảm đầu tư và làm cho sản lượng giảm.

- Hiệu ứng của cải (Wealth effect):

Một kênh khác khi CSTT truyền dẫn qua APC là hiệu ứng của cải trong tiêu dùng của hộ gia đình, cá nhân. Theo Ando, Modigliani (1963) của cải và sự giàu có của cá nhân, hộ gia đình quyết định hành vi tiêu dùng của họ. Bởi vì lãi suất có liên quan đến giá cả của các loại tài sản tài chính do đó ảnh hưởng đến của cải và sự giàu có của các gia đình và cá nhân nên ảnh hưởng đến quyết định chi tiêu của họ. Vì vậy một khi CSTT thắt chặt, lãi suất tăng, làm cho giá cả các loại tài sản giảm, trên quan điểm của hộ gia đình và cá nhân thì tài sản của họ giảm giá trị, sự giàu có giảm đi. Để đảm bảo sự an toàn trong cuộc sống dài hạn và cân đối thu chi hộ gia đình, cá nhân sẽ cắt giảm bớt chi tiêu hiện tại làm cho tổng cầu giảm và làm giảm sản lượng đầu ra.

M tăng \rightarrow Giá chứng khoán tăng \rightarrow Của cải tăng $\rightarrow C$ tăng $\rightarrow Y$ tăng

Trong đó: M : cung tiền;

C : tiêu dùng tư nhân;

Y : sản lượng.

Và ngược lại, khi CSTT thắt

chặt làm lãi suất tăng, giá cả chứng khoán giảm, của cải và sự giàu có của người dân giảm nên họ cắt giảm chi tiêu làm cho tổng cầu giảm và cuối cùng sản lượng giảm.

Theo Mukherjee, Bhattacharya (2011) APC là một trong 4 kênh truyền dẫn CSTT, còn Dabla-Norris, Floerkemeier (2006) cho rằng APC là một trong 6 kênh truyền dẫn CSTT. Hầu hết các nước kinh tế phát triển đều tồn tại APC, nhưng chỉ một số quốc gia đang phát triển có tồn tại APC. Mishra, Montiel (2012) phát hiện ra rằng hầu hết các quốc gia đang phát triển đều thiếu thị trường chứng khoán nợ và vốn. Vì vậy mà APC bị hạn chế trong truyền dẫn CSTT. Các nghiên cứu thực nghiệm cho thấy APC tồn tại ở các quốc gia, đặc biệt ở các quốc gia phát triển. Pigou (1943) cho rằng khi kinh tế bị giảm phát sẽ làm gia tăng hiệu ứng của cải và làm gia tăng tổng cầu. Modigliani (1943, 1963), Ando, Modigliani (1963) thì phát hiện rằng hiệu ứng của cải còn tác động đến thị trường lao động, thị trường tiền tệ. Kinh tế vĩ mô những năm 1960 và 1970 sử dụng nhiều mô hình để đo lường kênh truyền dẫn của CSTT qua hiệu ứng của cải. Ludvigson, Steindel, Lettau (2002) nghiên cứu tại Mỹ về APC và phát hiện APC tồn tại. Boivin, Kiley, Mishkin (2010) cũng khẳng định kênh hiệu ứng của cải cũng là một kênh khác trong cơ chế truyền dẫn của CSTT bên cạnh kênh lãi suất. Fair (2004) phát hiện hiệu ứng của cải khi giá cả tài sản tăng giai đoạn 1995 – 2000 có tác động tốt đến sự phát triển cao của Mỹ giai đoạn này.

APC không chỉ truyền dẫn

thông qua giá cả chứng khoán mà còn truyền dẫn thông qua các kênh giá tài sản khác như giá bất động sản (BDS). Maki, Palumbo (2001) phát hiện tại Mỹ người dân chi tiêu khoảng từ 3 – 5% tổng thu nhập cho nhà ở do đó có ảnh hưởng rất lớn đến nền kinh tế và APC qua kênh BDS càng mạnh. Hilde, Dag (2010) nghiên cứu trường hợp của Na Uy, Thụy Điển và Anh, kết quả cho thấy giá cả nhà đất phản ứng ngay và mạnh với sự thay đổi trong lãi suất, đồng thời sự giảm giá nhà đất thúc đẩy sự giảm lạm phát và giảm GDP, tuy nhiên phản ứng của giá cả nhà đất với lãi suất lại khác nhau giữa các quốc gia. Theo Bernanke và cộng sự (2000), Bernanke, Gertler (1989) giá cả nhà đất có thể trở thành nguyên nhân gây ra thay đổi các yếu tố vĩ mô và trong chính sách lạm phát mục tiêu các NHTW phải quan tâm đến vấn đề này. Vì giá cả tài sản không chỉ thể hiện ý nghĩa về giá trị mà các loại tài sản như BDS còn có vai trò phương tiện cất trữ do đó giá cả của chúng phản ứng rất nhanh với những thay đổi trong vĩ mô như lãi suất (Zettelmeyer (2004); Rigobon, Sack (2004); Bernanke, Kuttner (2005)). Case và cộng sự (2005) phát hiện rằng sự giàu có của dân chúng còn quan trọng hơn nhiều lần giá trị của thị trường chứng khoán ở nhiều nước. Khi giá cả nhà đất gia tăng có thể ảnh hưởng tới hoạt động xây dựng nhà cửa qua hiệu ứng Tobin's q, Adam Elbourne (2008) tìm thấy bằng chứng tương tự tại Anh.

Joaquim, Manoel (2011) tìm hiểu ảnh hưởng của nợ công lên quá trình truyền dẫn của CSTT thông qua hiệu ứng của cải bằng

dữ liệu từ 1996 – 2007 của Brazil. Kết quả cho thấy kênh truyền dẫn qua hiệu ứng của cải tồn tại ở Brazil và khi quốc gia có nợ công càng lớn sự truyền dẫn của CSTT càng yếu.

Như vậy, APC cũng là một kênh truyền dẫn quan trọng khác của CSTT, qua APC CSTT tác động trực tiếp và gián tiếp đến đầu tư và tiêu dùng thông qua Lý thuyết Tobin's q và hiệu ứng của cải. APC không chỉ tác động thông qua giá cả chứng khoán mà còn tác động đến nền kinh tế thông qua thị trường BDS. Ogawa và cộng sự (1996), Ogawa và Kitasaka (1998) khẳng định thêm rằng khi giá cả tài sản biến động càng nhiều APC sẽ càng mạnh hơn vì APC sẽ tác động đến quyết định đầu tư của DN nhiều hơn.

2.2. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu của Chami, Cosimano and Fullerkamp (1999) sử dụng mô hình VAR để kiểm định sự hiện hữu của APC tại Mỹ kết luận rằng kênh truyền dẫn qua giá TSTC tồn tại nhưng cũng yếu. Nghiên cứu của Stefano Neri (2002) sử dụng mô hình SVAR (Structural VAR) kiểm định sự hiện hữu của APC qua giá TSTC tại Ý và phát hiện rằng APC tồn tại. Nghiên cứu của Stefano dựa trên mô hình SVAR đã được nghiên cứu trước đó của Kim (1999), Baks and Kramer (1999) nghiên cứu cho các nước G-7, Rapach (2001) nghiên cứu tại Mỹ, và cả nghiên cứu của Lastrapes (1998) và nhiều nghiên cứu khác. Dựa trên nghiên cứu của Stefano (2002), tác giả xây dựng mô hình SVAR để kiểm định sự truyền dẫn CSTT qua giá TSTC (cổ phiếu) tại VN.

Theo kinh tế học thì các biến vĩ mô theo thời gian có tính tự hồi

quy và phương trình theo véc tơ tự hồi quy theo cấu trúc (SVAR) có dạng:

$$A(L)y_t + c = v_t \quad (1)$$

Trong đó: y_t là véc tơ N biến kinh tế, v_t là véc tơ của các cú sốc cấu trúc có thể đo lường, và ít nhất phải có một trong những cú sốc đó có khả năng giải thích, c là véc tơ các hệ số chặn và $A(L)$ là toán tử lùi của các hệ số hồi quy:

$$A(L) = A_0 - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p \quad (2)$$

Trong đó: L là độ trễ của các biến tự hồi quy và A_i ($i = 0, p$) là ma trận $N \times N$. Thứ tự các biến y_t là: Chỉ số giá hàng hóa thế giới (WCI), tỷ giá hối đoái danh nghĩa (NEER), sản xuất công nghiệp (IP), chỉ số giá tiêu dùng (CPI), lãi suất ngắn hạn (STR), cung tiền (M2) và chỉ số thị trường chứng khoán (Stock index).

Các cú sốc cấu trúc được giả định là không có tương quan và độc lập từng đôi một với nhau. Khi đó mô hình SVAR được rút gọn thành mô hình VAR có dạng:

$$y_t = c + B(L)y_t + u_t \quad (3)$$

Trong đó $B(L)$ có dạng:

$$B(L) = B_1L + B_2L^2 + \dots + B_pL^p \quad (4)$$

Và u là véc tơ của phần dư. Phần dư có liên quan đến các cú sốc cấu trúc theo mối quan hệ:

$$u_t = A_0^{-1}v_t \quad (5)$$

Có nhiều cách ước lượng hệ số của mô hình SVAR và tất cả các phương pháp ước lượng đều cần các điều kiện (restrictions) để xác định những hệ số của mô hình. Phương pháp đơn giản nhất là sử dụng mô hình SVAR rút gọn thành VAR và sử dụng ma trận hiệp phương sai của phần dư trong VAR thông qua phương pháp phân rã phương sai Cholesky. Có những phương pháp phức tạp hơn là đưa

ra các điều kiện ngắn hạn và dài hạn như của Gali (1992) hoặc đưa ra các điều kiện về dấu của các hệ số hồi quy của Uhlig (1999) hoặc đưa ra điều kiện về dấu và tương quan chéo như của Canova và De Nicolò (2000). Stefano (2002) đề xuất vì TTCK (cụ thể là giá cổ phiếu) phản ứng rất nhanh với biến động trong lãi suất điều hành và các thay đổi vĩ mô khác và còn phụ thuộc vào những yếu tố ngắn hạn khác như tâm lý hành vi... nên trong nghiên cứu về truyền dẫn của CSTT qua giá TSTC thông qua mô hình SVAR sẽ đưa ra các điều kiện trong ngắn hạn để ước lượng còn các điều kiện trong dài hạn sẽ được bỏ qua. Khi đó ước lượng các hệ số cho SVAR sẽ được thực hiện bằng phương pháp trung bình xác suất cao nhất (mean of maximum likelihood). Ma trận hệ số của mô hình VAR được rút gọn từ SVAR do Stefano (2002) xác định có dạng:

$$\begin{bmatrix} v_{cp} \\ v_{exc} \\ v_y \\ v_p \\ v_{ms} \\ v_{md} \\ v_s \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & a_{56} & 0 \\ 0 & 0 & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 & 0 \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{cp} \\ u_{exc} \\ u_y \\ u_p \\ u_r \\ u_m \\ u_s \end{bmatrix}$$

Trong đó: cp (chỉ số giá hàng hóa thế giới), exc (tỷ giá hối đoái danh nghĩa), y (sản lượng công nghiệp), p (chỉ số giá tiêu dùng), r (lãi suất), m (cung tiền), s (chỉ số giá chứng khoán). Còn các cú sốc cấu trúc bao gồm: v_{ms} , v_{md} , v_{cp} , v_{exc} , v_p , v_y và v_s là các cú sốc cung tiền, cú sốc cầu tiền, cú sốc do giá hàng hóa thế giới, cú sốc từ bên ngoài, cú sốc do sản lượng, cú sốc do giá cả và cú sốc do TTCK. Véc tơ u

bên về trái của ma trận đại diện cho những sự thay đổi không lường trước trong các biến của mô hình VAR. Cần nhớ rằng theo lý thuyết về các cú sốc cấu trúc, chỉ duy nhất cú sốc cung tiền và có thể cả cú sốc cầu tiền có ràng buộc, còn những biến khác được xác định giống như Kim (1999). Kết quả mô hình VAR được xác định thông qua một điều kiện, đó là mối quan hệ giữa cung tiền và cầu tiền theo phương trình:

$$u_r + a_{51}u_{cp} + a_{52}u_{exc} + a_{53}u_y + a_{54}u_p + u_{56}u_m = v_{ms} \quad (6)$$

$$u_m + a_{63}u_y + a_{64}u_p + a_{65}u_r = v_{md} \quad (7)$$

Trong mô hình này chỉ sử dụng điều kiện trong ngắn hạn và loại bỏ điều kiện phản ứng dài hạn bởi vì các cú sốc của CSTT không phải là những cú sốc duy nhất tác động đến các biến số thực của nền kinh tế trong dài hạn mà tổng cầu là một ví dụ của những cú sốc như vậy. Thêm vào đó, theo Smets (1997)

đề xuất rằng khi đo lường truyền dẫn CSTT ở một số quốc gia sẽ tốt hơn khi đưa biến tỷ giá danh nghĩa vào trong mô hình VAR.

Còn trong phương trình (6) và (7) là điều kiện của VAR và xác định cung và cầu tiền. Trong đó cung tiền sẽ phụ thuộc vào cầu tiền, tỷ giá danh nghĩa, sản xuất công nghiệp, chỉ số giá tiêu dùng và chỉ số giá hàng hóa thế giới. Còn cầu tiền phụ thuộc vào lãi suất, cơ hội phí, sản xuất công nghiệp và mức

giá của nền kinh tế. Những ràng buộc này giúp mô hình phân biệt rõ cú sốc do CSTT với cú sốc do cầu tiền. Còn chỉ số giá hàng hóa thế giới và tỷ giá hối đoái để xác định cú sốc từ bên ngoài lên TTCK do áp lực lạm phát. Những cú sốc giá hàng hóa thế giới và tỷ giá hối đoái giúp mô hình tránh được hiện tượng đảo ngược (Price puzzle) mà Sims (1992) đã đề cập: khi CSTT thắt chặt nhưng vẫn làm tăng mức giá trong nền kinh tế. Kim (1999) giả định NHTW các quốc gia có đầy đủ thông tin về sản xuất công nghiệp và chỉ số giá tiêu dùng khi đưa các quyết định của CSTT. Tuy nhiên, điều này rất khó thực hiện trong thực tế vì bản thân các dữ liệu sẽ khó có thể được tổng hợp thường xuyên và nhanh chóng kịp với thời điểm đưa ra quyết định chính sách. Tuy nhiên, dữ liệu về sản xuất công nghiệp và chỉ số giá thường được công bố hàng tháng.

Tỷ giá danh nghĩa thường được sử dụng trong mô hình VAR sử dụng ở các nước có nền kinh tế nhỏ và mở vì hầu hết các quốc gia này thường điều chỉnh tỷ giá để hướng đến các mục tiêu chính sách. Tuy nhiên, ở những quốc gia này vì có nền kinh tế nhỏ và mở cũng như chính phủ can thiệp sâu vào tỷ giá nên kinh tế tỷ giá (ERC) cũng là kênh quan trọng trong truyền dẫn CSTT. Nghiên cứu của Smets (1997) phát hiện mô hình VAR tốt hơn khi nghiên cứu truyền dẫn CSTT ở các nước Đức, Pháp, Ý khi đưa thêm biến tỷ giá hối đoái vào mô hình. Vì vậy, trong mô hình này tác giả đưa ra điều kiện của mô hình bao gồm chỉ số giá hàng hóa thế giới, tỷ giá hối đoái danh nghĩa, chỉ số giá tiêu dùng và sản xuất công nghiệp. Giả định này đã được nêu ra trong rất nhiều nghiên cứu như

của Christiano, Eichenbaum và Evans (1997) và Bernanke, Mihov (1998). Còn với phương trình tự hồi quy của chỉ số giá chứng khoán không có điều kiện nào kèm theo. Thêm vào đó, trong nghiên cứu của Stefano (2002), các nước G7 và Tây Ban Nha (bao gồm Mỹ, Nhật, Anh, Pháp, Đức, Ý, Canada) đều có tỷ giá hối đoái thả nổi cho nên biến các cú sốc từ tỷ giá hối đoái sẽ tác động đến các biến khác và là cú sốc bên ngoài. Tuy nhiên, trong trường hợp tác giả nghiên cứu cho VN thì tỷ giá hối đoái là một trong những mục tiêu mà CSTT của NHNN VN hướng đến. Do đó, tỷ giá hối đoái (Riedel và Turley (1999), Vuong và Ngo (2002), Adam và cộng sự (2002), Packard (2007)) bị ảnh hưởng bởi nhiều yếu tố khác bao gồm các cú sốc từ bên ngoài: giá hàng hóa thế giới, sản lượng quốc gia, chỉ số giá tiêu dùng trong nước, cung tiền, cầu tiền. Cho nên trong nghiên cứu của mình, tác giả vẫn sử dụng mô hình SVAR của Stefano (2002) nhưng biến đổi thứ tự biến để bảo đảm tính hợp lý trong đo lường các cú sốc trong khi giữ nguyên các điều kiện ràng buộc.

Ma trận hệ số xây dựng cho mô hình SVAR biến đổi từ nghiên cứu của Stefano (2002) có dạng:

$$\begin{pmatrix} v_{cp} \\ v_y \\ v_p \\ v_{ms} \\ v_{md} \\ v_{exc} \\ v_s \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & a_{45} & a_{46} & 0 \\ 0 & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 & 0 \\ a_{71} & a_{72} & a_{73} & a_{74} & a_{75} & a_{76} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{cp} \\ u_y \\ u_p \\ u_r \\ u_m \\ u_{exc} \\ u_s \end{pmatrix}$$

Các điều kiện ràng buộc vẫn giữ nguyên như mô hình gốc của

Bảng 1. Các biến và nguồn các biến trong mô hình

Chỉ tiêu	Tên gọi	Nguồn
Oil	Oil Price, giá dầu WTI Texas, USD/thùng (2003M1 – 2012M12)	IFS, IMF
NEER	Nominal Exchange rate, Tỷ giá danh nghĩa USD/VND (2003M1 – 2012M12)	IFS, IMF
IP	Industrial Production, Sản xuất công nghiệp VN tỷ VND (2003M1 – 2012M12)	Tổng cục Thống kê
CPI	Thay đổi trong chỉ số giá theo năm, %/năm (2003M1 – 2012M12)	IFS, IMF
RFR	Refinance Rate, Lãi suất tái cấp vốn của NHNN VN, %/năm (2003M1 – 2012M12)	NHNN VN, Thống kê chính sách tiền tệ
DR	Discount Rate, Lãi suất tái chiết khấu của NHNN VN, %/năm (2003M1 – 2012M12)	NHNN VN, Thống kê chính sách tiền tệ
PR	Policy Rate, Lãi suất điều hành (lấy VNIBOR cho VN), %/năm (2003M1 – 2012M12)	NHNN VN, Thống kê chính sách tiền tệ
M2	Cung tiền rộng M2, Triệu USD (2003M1 – 2012M7) [1]	IFS, IMF
M2e	Cung tiền rộng M2 được dự báo, triệu USD (2012M8 – 2012M12)	Kết quả từ mô hình SARIMA
VNI	VN-Index, Chỉ số VN-Index lấy ở thời điểm ngày giao dịch cuối trong tháng (2003M1 – 2012M12)	Sở Giao dịch Chứng khoán TP.HCM
HNX	HNX-Index, Chỉ số HNX-Index lấy ở thời điểm ngày giao dịch cuối trong tháng (2006M1 – 2012M12)	Sở Giao dịch Chứng khoán Hà Nội

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Stefano (2002); có nghĩa rằng ràng buộc trong ngắn hạn được xây dựng cho hàm cung tiền và cầu tiền có dạng:

$$\begin{aligned} v_{ms} &= u_r + a_{41}u_{cp} + a_{42}u_y + a_{43}u_p + a_{45}u_m + a_{46}u_{exc} \\ v_{md} &= u_m + a_{52}u_y + a_{53}u_p + a_{54}u_r \end{aligned}$$

3. Dữ liệu

Dữ liệu sử dụng trong bài nghiên cứu được thu thập từ nhiều nguồn khác nhau. Để đại diện cho biến chỉ số giá hàng hóa thế giới

hàng hóa quan trọng nhất trên toàn cầu cũng như có tác động rất mạnh đến nền kinh tế của các quốc gia) như trong nghiên cứu của Byung, Kiseok, Ronald (2001).

Các dữ liệu được thu thập theo tháng từ báo cáo IFS của IMF và thu thập theo dữ liệu được công bố từ trang thông tin trực tuyến của NHNN VN và Tổng cục Thống kê VN¹. Tuy nhiên, theo số liệu từ IFS của IMF thì cung tiền M2 của VN bị thiếu hụt mất thông tin của 5 tháng từ tháng 8/2012 đến tháng 12/2012. Để giải quyết vấn đề này, tác giả sử dụng mô hình SARIMA để dự báo 5 tháng còn lại cho M2.

Vì các dữ liệu theo tháng nên có thể có tính mùa vụ (Seasonal effect); tác giả tiến hành kiểm định tính mùa vụ, sau đó điều chỉnh dữ liệu để loại bỏ yếu tố mùa vụ bằng công cụ thống kê X12 trong phần mềm Eviews. Kết quả như sau:

tác giả sử dụng giá dầu để đại diện (bởi vì dầu là một trong những

¹ Website của NHNN VN là www.Sbv.gov.vn, còn của Tổng cục thống kê VN là www.gso.gov.vn

Bảng 2: Mô tả dữ liệu nghiên cứu

Chỉ tiêu	OIL	NEER	IP	CPI	RFR	DR	PR	M2	VNI	HNX
Trung bình	69.70723	17409.56	52001.70	10.26190	8.161667	6.283750	8.683083	76467.36	443.0875	156.9988
Trung vị	70.27659	16115.52	51255.50	8.412442	6.600000	4.900000	7.510000	78134.24	421.9000	146.3500
Lớn nhất	133.9271	21013.59	86118.44	28.35694	15.00000	13.00000	17.57000	156655.7	1137.700	404.1000
Nhỏ nhất	28.13238	15417.35	25122.64	2.051623	4.800000	3.000000	5.220000	19352.18	136.2000	51.00000
Độ lệch chuẩn	24.80779	2000.436	16939.06	6.422449	3.147259	3.230359	2.871645	42336.62	233.8886	88.12633
Skewness	0.198493	0.774461	0.143759	1.215853	1.103548	1.137698	1.266000	0.185943	1.270048	0.998528
Kurtosis	2.464050	1.971622	1.931308	3.675660	2.914786	2.964778	3.692266	1.627328	4.316806	3.245128
N	120	120	120	120	120	120	120	120	120	84 [2]

Nguồn: Kết quả từ tính toán của tác giả.

Bảng 3. Mô tả dữ liệu đã xử lý tính mùa vụ

	OIL_SA	NEER_SA	IP_SA	CPI_SA	RFR_SA	DR_SA	PR_SA	M2_SA	VNI_SA [3]	HNX
Trung bình	69.69801	17411.56	51913.31	10.28500	8.156574	6.275415	8.676874	76432.95	442.4609	156.9988
Trung vị	67.54975	16107.02	51751.88	8.507118	6.746486	4.758234	7.544189	77612.94	413.8397	146.3500
Lớn nhất	125.0997	21125.77	80691.39	29.65850	15.54534	13.69984	17.56028	152316.3	1113.527	404.1000
Nhỏ nhất	27.64210	15421.83	26471.77	2.175615	4.772601	2.875807	5.311857	18932.65	129.5043	51.00000
Độ lệch chuẩn	24.36889	2003.153	16540.27	6.567436	3.116571	3.198976	2.849678	42271.93	231.7787	88.12633
Skewness	0.083770	0.776230	0.078161	1.351152	1.076848	1.118371	1.320426	0.179484	1.230856	0.998528
Kurtosis	2.121832	1.977958	1.835294	4.139878	2.888764	2.956838	3.909055	1.614907	4.186226	3.245128
N	120	120	120	120	120	120	120	120	120	84 [4]

Nguồn: Kết quả từ tính toán của tác giả.

Bảng 4. Kết quả ước lượng ma trận ràng buộc A cho mô hình SVAR của VN-Index

Ma trận ràng buộc A:						
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.007837	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.068598	0.137012	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
-0.874772***	-0.296360***	-0.801945***	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
-2.839245***	2.504415***	4.569221***	0.021218	1.000000	80.50813***	0.000000
0.000000	0.000000	-0.504678***	0.083184	-1.155888***	1.000000	0.000000
0.113516	0.032222	-0.022876	0.020938	-0.028818	-1.456937	1.000000
LR kiểm định các ràng buộc quá đáng:						
Chi-square(8)	2728.073		P-value		0.0000	

Nguồn: Kết quả từ tính toán của tác giả.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Mô hình SVAR cho chuỗi VN-Index cho kết quả ở Bảng 4.

Từ kết quả của SVAR cho thấy hầu hết các hệ số đều có ý nghĩa thống kê với mức 1%. Kiểm định LR cho ý nghĩa thống kê, do đó ràng buộc của SVAR là phù hợp. Nhóm tác giả sử dụng

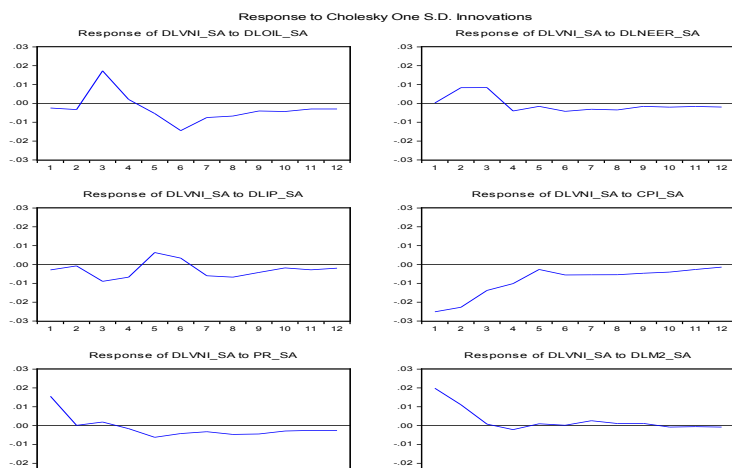
Eviews để phân tích hàm phản ứng xung cho biến VN-Index với các cú sốc trong Hình 2. Kết quả cho thấy:

- Chỉ số VN-Index phản ứng rất mạnh với sự thay đổi trong chỉ số lạm phát của VN và Cung tiền M2. Khi lạm phát tăng, làm chỉ số VN-Index giảm mạnh và kéo dài nhiều kỳ. Trong khi đó khi có cú sốc trong cung tiền M2, chỉ số VN-

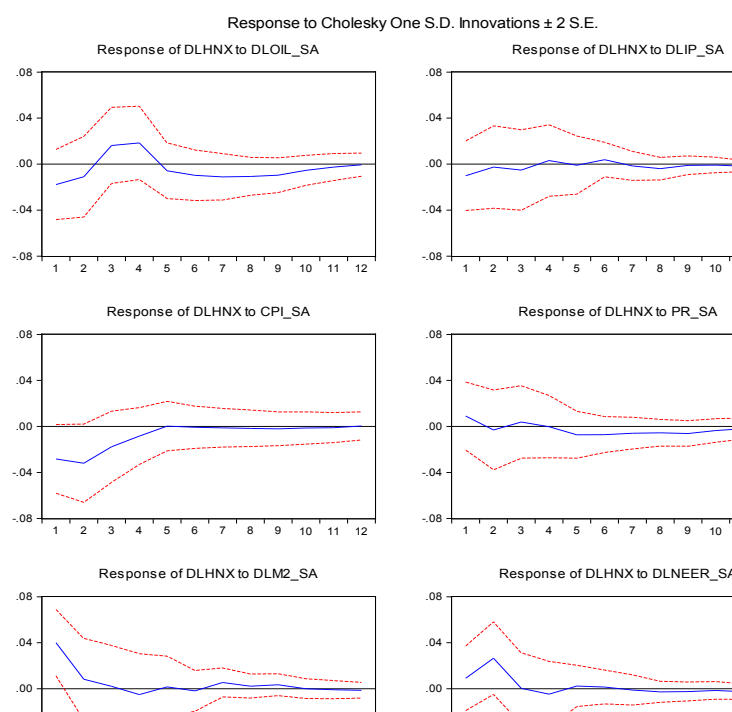
Index tăng mạnh và nhanh chóng hết phản ứng sau 3 tháng.

- Chỉ số VN-Index phản ứng không rõ ràng với các cú sốc từ giá dầu thế giới và lãi suất điều hành của Ngân hàng Nhà nước VN và sản lượng công nghiệp của VN. Trong khi đó VN-Index có xu hướng phản ứng dương với cú sốc trong tỷ giá USD/VND nhưng sau đó lại giảm nhanh và có xu hướng

Hình 1: Hàm phản ứng xung của VN-Index



Hình 2: Hàm phản ứng xung của HNX-Index



Bảng 5. Ma trận ràng buộc SVAR cho HNX-Index

Ma trận ràng buộc A:

1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
0.037325	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
-0.987367***	-1.701446***	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
-2.120207***	17.65959***	-0.063743	1.000000	50.47554***	162.1208***	0.000000
0.000000	-3.139855***	0.107865	-0.993622***	1.000000	0.000000	0.000000
0.638129***	-0.197838	-0.003647	-0.494511***	-63.97366***	1.000000	0.000000
0.271337	0.050889	0.018503	-0.027269	-2.805460	-1.565545	1.000000

LR kiểm định các ràng buộc quá đáng:

Chi-square(8)	1160.981	P-value	0.0000
---------------	----------	---------	--------

phản ứng ngược lại.

Như vậy, tại VN, CSTT VN có tác động mạnh đến chỉ số VN-Index thông qua tác động của cung tiền và lạm phát. Để xác nhận thêm tác động của CSTT lên TTCK VN, nhóm tác giả kiểm định mô hình SVAR cho HNX-Index. Kết quả ước lượng ma trận ràng buộc A ở Bảng 5.

Kết quả của SVAR cho thấy hầu hết các hệ số đều có ý nghĩa thống kê với mức 1%. Kiểm định LR cho ý nghĩa thống kê, do đó ràng buộc của SVAR là phù hợp. Nhóm tác giả sử dụng Eviews để phân tích hàm phản ứng xung cho biến HNX-Index với các cú sốc trong Hình 3. Kết quả cho thấy:

- Chỉ số HNX-Index phản ứng rất mạnh với sự thay đổi trong chỉ số lạm phát của VN và Cung tiền M2. Khi lạm phát tăng, làm chỉ số HNX-Index giảm mạnh dừng phản ứng ở kỳ thứ 5. Trong khi đó khi có cú sốc trong cung tiền M2, chỉ số HNX-Index tăng mạnh và nhanh chóng hết phản ứng sau 3 tháng.

- Chỉ số VN-Index phản ứng không rõ ràng với các cú sốc từ giá dầu thế giới và lãi suất điều hành của ngân hàng nhà nước VN và sản lượng công nghiệp của VN. Trong khi đó VN-Index có xu hướng phản ứng dương với cú sốc trong tỷ giá USD/VND nhưng sau đó lại giảm

nhanh ở kỳ thứ 3. Như vậy, tại VN, CSTT VN có tác động mạnh đến chỉ số HNX-Index thông qua tác động của cung tiền lên thị trường và lạm phát.

5. Kết luận

CSTT của VN có tác động mạnh lên TTCK thông qua lạm phát và cung tiền, trong khi đó lãi suất không có tác động lớn đến TTCK ở cả hai chỉ số VN-Index và HNX-Index. CSTT truyền dẫn qua kênh giá tài sản tài chính thông qua kênh tiền tệ. Khi cung tiền tăng, lượng tiền trong nền kinh tế thay đổi dẫn đến dòng tiền chảy vào các loại tài sản tài chính làm thay đổi giá cả các loại tài sản tài chính. Bên cạnh đó, lạm phát cũng ảnh hưởng mạnh đến giá các loại tài sản tài chính, lạm phát cao dẫn đến tỷ suất sinh lợi đòi hỏi cao hơn và làm giảm giá chứng khoán●

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Adam Elbourne, Jakob de Haan (2006), “Financial Structure And Monetary Policy Transmission In Transition Countries”, *Journal of Comparative Economics*, Volume 34, p. 1–23.

Allen, F., Gale, D. (2000), *Comparing Financial Systems*, Cambridge, MA: MIT Press.

Barth, M.J., Ramey, V.A. (2001), “The cost channel of monetary transmission” In: Bernanke, B., Rogoff, K. (Eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, Volume 16, p. 199–240.

Bernanke, B.S, Gertler, M. (1989), “Agency Costs, Net Worth, And Business Fluctuations”, *American Economic Review*, Volume 79, p. 14–31.

Boivin, Jean, Michael T. Kiley and Frederic Mishkin (2010), *How Has The Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time?*, s.l.: Working Paper 15879, NBER.

Canova, F., Ciccarelli, M. (2003), “Forecasting and turning points prediction in a Bayesian Panel VAR model”, *Journal of Econometrics*,

Volume 120, p. 327–359.

Canova, F., G. De Nicolo (2000), *Monetary Disturbances Matter For Business Cycle Fluctuations In The G7*, Board of Governors of the Federal System, International Finance Discussion Paper No. 660.

Case, K.E., Quigley, J.M., Shiller, R.J. (2005), *Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market. dv. Macroecon*, 5(1), p. 1.

Cecchetti, S., (1995), “Distinguishing Theories Of The Monetary Transmission Mechanism”, *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, Volume 77, p. 83–97.

Chami, R., Cosimano, T. (2001), *The Conduct Of Monetary Policy Under The Basel Accord*, s.l.: International Monetary Fund and University of Notre Dame.

Châm, L. T. N. (2012), *Chính sách điều hành tỷ giá và cán cân thương mại của VN: Thực trạng và giải pháp*, Luận văn Thạc sĩ kinh tế, Issue Trường Đại học kinh tế Tp.HCM.

Dabla-Norris, E., Floerkemeier, H., (2006), *Transmission Mechanisms Of Monetary Policy In Armenia: Evidence From Var Analysis*, IMF Working Paper 06/248, Issue Washington, DC.

Engert, W.B., Nott F.L., Selody, J., (1999), *Restructuring the Canadian Financial System: Explanations and Implications*, prepared for the Autumn Meeting of G-10 Central Bank Economists, BIS..

Fair, Ray C., (2004), *Estimating How The Macroeconomy Works*, Harvard University Press.

Gali, J., (1992), “How Well Does The Is-Lm Model Fit Post-War U.S. Data”, *Quarterly Journal of Economics*, Volume 107, p. 975–1009.

Ganev, Georgy, Molnar, Krisztina, Rybinski, Krysztof, Wozniak, Przemyslaw (2002), “Transmission Mechanism Of Monetary Policy In Central And Eastern Europe”, *Case Report No. 52*. Center for Social and Economic Research, Warsaw, Poland.

Hilde C. Bjørnland, Dag Henning Jacobsen, (2010), “The Role Of House Prices In The Monetary Policy Transmission Mechanism In Small Open Economies”, *Journal of Financial Stability*, Volume 6, p. 218–229.

Joaquim Pinto De Andrade, Manoel Carlos

De Castro Pires (2011), “Implications Of Public Debt Indexation For Monetary Policy Transmission”, *Journal of Applied Economics*, 14(2), pp. 257–268.

Kiên, N. T. (2013), “Kiểm chế lạm phát với sự phối hợp chính sách tiền tệ và chính sách tài khoá”, *Nghiên cứu tài chính kế toán*, Volume 3, pp. 5 - 7.

Rigobon, R., Sack, B. (2003), “Measuring The Reaction Of Monetary Policy To The Stock Market”, *Quarterly Journal of Economics*, 118(2), p. 639–669.

Rigobon, R., Sack, B., (2004), The Impact Of Monetary Policy On Asset Prices, *Journal of Monetary Economics*, Volume 51, p. 1553–1575.

Thor, T. N. (2012), *Nghiên cứu sơ thảo về phá giá tiền tệ và một số khuyến nghị chính sách cho VN*, Đề tài nghiên cứu khoa học cấp cơ sở, Trường Đại học Kinh tế TP.HCM.

Tobin, J., (1969), A General Equilibrium Approach To Monetary Theory, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1(1), p. 15–29.

Trần Ngọc Thơ, Nguyễn Hữu Tuấn (2013), “Cơ chế truyền dẫn CSTT ở VN tiếp cận theo mô hình SVAR”, *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 10(UEF), pp. 8-16.

Trang, N. T. N. (2012), *Lạm phát và hành vi giá cả trong hoạch định chính sách tiền tệ tại VN*, Đề tài nghiên cứu khoa học cấp cơ sở, Trường đại học kinh tế TP.HCM.

Zettelmeyer, J. (2004), “The Impact Of Monetary Policy On The Exchange Rate: Evidence From Three Small Open Economies”, *Journal of Monetary Economics*, Volume 51, p. 635–652.

GHI CHÚ

- [1] Trong thống kê IFS của IMF chỉ có M2 đến cuối tháng 7 năm 2012, do đó tác giả sẽ sử dụng mô hình SARIMA để dự báo cho 4 tháng còn lại trong năm 2012 để sử dụng cho mô hình SVAR (tham khảo phụ lục 1 để rõ thêm về mô hình SARIMA được sử dụng).
- [2] Dữ liệu của HNX-Index có từ năm 2006 nên chỉ có 84 quan sát.
- [3] Những biến có “_SA” là chuỗi dữ liệu đã được điều chỉnh tính mùa vụ.
- [4] Dữ liệu của HNX-Index có từ năm 2006 nên chỉ có 84 quan sát và HNX-Index không có tính mùa vụ nên vẫn giữ nguyên.