

Bằng việc sử dụng mô hình vector cấu trúc tự hồi quy (SVAR), mục tiêu của bài nghiên cứu này là nhằm xem xét và so sánh hiệu quả giữa các kênh truyền dẫn chính sách tiền tệ (CSTT) tại Việt Nam trong giai đoạn từ Q4/2000 - Q4/2015. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm cho thấy rằng nền kinh tế Việt Nam vẫn chịu tác động từ các cú sốc giá dầu mặc dù giá dầu tác động không lớn đến sản lượng thực. Khi so sánh hiệu quả của các kênh truyền dẫn thì kênh lãi suất đóng vai trò quan trọng nhất trong việc truyền dẫn CSTT ở Việt Nam.

1. GIỚI THIỆU

Mục tiêu hàng đầu của các quốc gia phát triển hay đang phát triển luôn là tăng trưởng kinh tế, ổn định kinh tế vĩ mô và kiềm chế lạm phát. Để đạt được những mục tiêu này thì việc thực thi một CSTT hiệu quả là một vấn đề rất quan trọng, bởi đây là một trong những công cụ giữ vai trò quyết định trong việc quản lý, điều tiết nền kinh tế vĩ mô. CSTT ảnh hưởng đến nền kinh tế thông qua nhiều kênh khác nhau như kênh tín dụng, kênh tài sản, và kênh lãi suất... (Chatelain và cộng sự, 2002). Do đó, việc hiểu được cơ chế truyền dẫn của CSTT tới nền kinh tế hiệu quả nhất thông qua kênh nào cũng đóng một vai trò quan trọng trong việc đạt được những mục tiêu trên. Theo nghiên cứu của Angeloni và cộng sự (2003) đã chỉ ra rằng, kênh lãi suất thường là kênh truyền dẫn quan trọng nhất tại các quốc gia phát triển với thị trường tài chính hiện

HIỆU QUẢ CÁC KÊNH TRUYỀN DẪN CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ Ở VIỆT NAM

✉ **ThS. Trần Thị Kim Oanh ***
ThS. Lâm Ánh Nguyệt *
ThS. Hoàng Thị Phương Anh **
CN. Lương Công Tuấn Hải **

đại; ngược lại, theo Disyatat và Vongsinsirikul (2003), kênh tín dụng và kênh tỷ giá là các kênh chủ đạo tại các quốc gia đang phát triển.

Nhận thức được tầm quan trọng của việc truyền dẫn của CSTT nên đây là một chủ đề thu hút được rất nhiều sự quan tâm của các nhà nghiên cứu cũng như các nhà làm chính sách ở Việt Nam. Chẳng hạn như nghiên cứu của Trần Ngọc Thơ (2013) về cơ chế truyền dẫn CSTT thông qua hai kênh là lãi suất và tỷ giá; Nguyễn Phúc Cảnh (2014) lại nghiên cứu về hiệu quả của kênh giá tài sản; còn Chu Khánh Lâm (2012) nghiên cứu về hiệu quả của CSTT thông qua kênh tín dụng. Mặc dù đã có khá nhiều bài nghiên cứu về truyền dẫn CSTT, nhưng nhìn chung, các nghiên cứu còn khá rời rạc trong việc phân tích vai trò của từng kênh truyền dẫn cũng như chưa có một nghiên cứu nào tổng hợp một cách đầy đủ các kênh truyền dẫn và so sánh hiệu quả của các kênh truyền dẫn ở Việt Nam. Vì vậy, mục tiêu của bài nghiên cứu này nhằm cung cấp thêm một bằng chứng thực nghiệm về sự truyền dẫn của CSTT ở Việt Nam, cũng như bổ sung thêm các nghiên cứu trước bằng việc xem xét mức độ truyền dẫn của CSTT thông qua từng kênh truyền dẫn và xem xét xem kênh truyền dẫn nào đóng vai trò quan trọng trong quá trình truyền dẫn CSTT ở Việt Nam.

2. TỔNG QUAN CÁC NGHIÊN CỨU TRƯỚC ĐÂY

2.1. Các kênh truyền dẫn của CSTT

2.1.1. Kênh lãi suất

Khi Ngân hàng Trung ương (NHTW) thực hiện CSTT nói lỏng bằng cách tăng tổng lượng cung tiền, mặt bằng lãi suất thực trong nền kinh tế sẽ giảm, từ đó, kích thích tăng chi tiêu đầu tư tài sản cố định, tăng đầu tư vào vốn lưu động nhằm mở rộng hoạt động sản xuất kinh doanh, tăng chi tiêu mua sắm nhà cửa và tiêu dùng của cá nhân và hộ gia đình. Khi nhu cầu chi tiêu nói chung của nền kinh tế tăng sẽ làm tăng sản lượng và ngược lại.

2.1.2. Kênh tài sản

- **Kênh tỷ giá hối đoái:** Khi NHTW mở rộng CSTT, cung tiền nội tệ tăng làm cho nội tệ giảm giá so với ngoại tệ. Khi giá trị đồng nội tệ giảm, tỷ giá hối đoái (theo phương pháp yết giá trực tiếp) sẽ tăng. Điều này có hàm ý là hàng hóa trong nước sẽ rẻ hơn trong tương quan so sánh với hàng hóa nước ngoài, làm cho nhập khẩu giảm, xuất khẩu tăng hay cán cân thương mại được cải thiện theo chiều hướng thặng dư làm cho tổng cầu tăng và tác động làm tổng sản lượng tăng và ngược lại.

- **Kênh giá tài sản:** khi CSTT của NHTW thay đổi, giá cổ phiếu trên thị trường chứng khoán sẽ thay đổi và qua đó tác động đến đầu tư của doanh nghiệp (lý thuyết Tobin's q) và

* Khoa Tài chính Ngân hàng, Trường Cao đẳng Kinh tế - Kỹ thuật TP.HCM

** Khoa Tài chính, Trường Đại học Kinh tế TP.HCM

tiêu dùng của cá nhân (chu kỳ sống của Modigliani). Khi đầu tư của doanh nghiệp và tiêu dùng của cá nhân thay đổi sẽ tác động đến tăng trưởng của nền kinh tế.

2.1.3. Kênh tín dụng

- Kênh cho vay của ngân hàng: Khi NHTW thực thi CSTT mở rộng, lượng vốn khả dụng tại các NHTM sẽ tăng và qua đó làm tăng cung tín dụng của toàn hệ thống NHTM. Khi cung tín dụng tăng, các NHTM sẽ mở rộng hoạt động kinh doanh nhằm khai thác lượng vốn khả dụng của mình. Do lượng cung tín dụng của hệ thống NHTM đóng một vai trò rất quan trọng trong việc cung ứng vốn cho hoạt động sản xuất kinh doanh và tiêu dùng, các kế hoạch tăng dư nợ của NHTM sẽ làm gia tăng chi tiêu đầu tư của doanh nghiệp và chi tiêu tiêu dùng của cá nhân, từ đó làm tăng GDP của quốc gia.

- Kênh “băng cân đối kế toán”: Khi NHTW thực thi CSTT mở rộng, giá cổ phiếu sẽ tăng, khi giá cổ phiếu tăng thì giá trị tài sản ròng của công ty sẽ tăng làm cho rủi ro đạo đức và hiện tượng lựa chọn nghịch giảm xuống. Nghĩa là, người đi vay có nhiều tài sản thế chấp cho các khoản vay của họ, vì vậy, khi rủi ro xảy ra thì sự lựa chọn đối nghịch sẽ giảm, ngoài ra, người chủ sở hữu có cổ phần hoặc tài sản có giá trị cao trong công ty sẽ có ít động lực tham gia vào các dự án đầu tư nhiều rủi ro, làm giảm vấn đề rủi ro đạo đức. Khi rủi ro đạo đức và hiện tượng lựa chọn nghịch giảm xuống, các ngân hàng sẽ có khả năng tăng dư nợ cho vay dẫn đến tăng chi tiêu đầu tư của doanh nghiệp. Kết quả cuối cùng của quá trình này là tổng sản phẩm quốc gia



Mục tiêu hàng đầu của các quốc gia phát triển hay đang phát triển là tăng trưởng kinh tế, ổn định kinh tế vĩ mô và kiểm chế lạm phát

sẽ tăng.

- Kênh “băng cân đối kế toán của hộ gia đình”: Khi NHTW thực hiện CSTT mở rộng, giá cổ phiếu sẽ tăng và làm cho tổng giá trị tài sản tài chính của các hộ gia đình tăng. Khi tỷ trọng tài sản tài chính/nợ của hộ gia đình tăng, xác suất gặp khó khăn về tài chính sẽ giảm (theo sự ước lượng của các hộ gia đình), do đó các hộ gia đình sẽ tăng chi tiêu cho nhà ở và các tài sản lâu bền khác (tài sản kém thanh khoản do hiện tượng bất cân xứng thông tin giữa người bán và người mua về chất lượng của các tài sản này là tương đối lớn), từ đó, thúc đẩy tăng trưởng kinh tế.

2.2. Các nghiên cứu thực nghiệm trên thế giới

Các nghiên cứu trước đây về cơ chế truyền dẫn của CSTT đều cho rằng sự truyền dẫn của CSTT thông qua các kênh sau: lãi suất, tỷ giá, tín dụng, giá cả tài sản. Nhìn chung, hầu hết các nghiên cứu về cơ chế truyền dẫn đều sử dụng phương pháp tiếp cận là mô hình VAR với các biến là sản lượng quốc gia, chỉ số lạm phát, lãi suất tín dụng, tăng trưởng tín dụng, tỷ giá hiệu lực thực tế, dự trữ ngoại hối và chỉ số thị trường chứng khoán.

Aleem (2010) xem xét các cơ chế truyền dẫn CSTT ở Ấn Độ

giai đoạn Q4/1996 - Q4/2007. Tác giả sử dụng mô hình VAR để kiểm tra tác động của CSTT thông qua các kênh truyền dẫn như lãi suất, tỷ giá, kênh tín dụng. Các kết quả của mô hình VAR cho thấy một cú sốc CSTT bất ngờ có tác dụng tạm thời lên lãi suất qua đêm. Giá cả và GDP giảm sau một cú sốc lãi suất qua đêm tích cực. Hơn nữa, lãi suất cho vay ban đầu tăng để đáp ứng việc thắt chặt tiền tệ. Kênh tín dụng hay các ngân hàng đóng một vai trò quan trọng trong việc truyền dẫn những cú sốc CSTT đối với lĩnh vực sản xuất.

Mashat (2003) sử dụng mô hình VECM trong giai đoạn Q1/1980 - Q4/2002 tại Ấn Độ nhằm so sánh hiệu quả truyền dẫn giữa các kênh lãi suất, tỷ giá và kênh tín dụng. Kết quả cho thấy kênh lãi suất và tỷ giá hối đoái là quan trọng trong việc truyền dẫn cú sốc CSTT đến các biến số kinh tế vĩ mô chính. Kênh cho vay của ngân hàng không phải là kênh quan trọng do sự hiện diện của cho vay trực tiếp thuộc lĩnh vực ưu tiên. Cũng tại Ấn Độ, Mohanty (2012) sử dụng mô hình cấu trúc vector tự hồi quy (SVAR) theo quý giai đoạn từ Q1/1996 - Q4/2011, cũng tìm thấy bằng chứng cho thấy chính sách tăng lãi suất có tác động nghịch biến đến tăng trưởng

sản lượng với độ trễ là 2 quý và tác động làm giảm lạm phát với độ trễ là 3 quý. Tác động tổng thể vẫn còn tồn tại suốt 8 - 10 quý. Những kết quả này được tìm thấy trở nên vững hơn thông qua các đo lường khác nhau của sản lượng, lạm phát và thanh khoản. Hơn nữa, mối quan hệ nhân quả một chiều đáng kể đã được tìm thấy từ chính sách lãi suất đến lạm phát, sản lượng và các đo lường khác nhau của thanh khoản ngoại trừ biến cung tiền (M3), nhấn mạnh tầm quan trọng của lãi suất như một công cụ CSTT.

Vymyatnina (2006) đã cung cấp một nghiên cứu gián tiếp về cơ chế truyền dẫn CSTT ở Nga trong giai đoạn 1995 - 2004 bằng cách nhìn vào bản chất của nguồn cung tiền trong nước thông qua các biến như M2, lãi suất, tổng thương mại và CPI. Tác giả phát hiện rằng việc quản lý lãi suất có thể là một công cụ chính sách tốt hơn cho các ngân hàng của Nga hay nói cách khác việc truyền dẫn CSTT qua kênh lãi suất mang lại nhiều hiệu quả nhất. Thêm vào đó, lạm phát được xem là nguyên nhân của sự tăng trưởng cung tiền.

Ormaechea và Coble (2011) so sánh hiệu quả truyền dẫn CSTT tại các nền kinh tế đô la hóa và không đô la hóa giai đoạn 1999 - 2010 thông qua các biến như GDP, CPI, tỷ giá, tổng tín dụng và lạm phát. Kết quả cho thấy rằng kênh lãi suất truyền thống đóng vai trò quan trọng ở Chile và New Zealand trong khi kênh tỷ giá hối đoái đóng vai trò đáng kể trong việc kiểm soát áp lực lạm phát ở Peru và Uruguay vì hai nước này đang bắt đầu quá

trình thoát khỏi đô la hóa, sự liên quan đến các kênh tỷ giá hối đoái có thể sẽ giảm theo thời gian. Do đó, các kênh truyền dẫn khác cần phải được tăng cường hơn nữa để kiểm chế áp lực lạm phát có hiệu quả hơn trong trung hạn.

Morsink và Bayoumi (2001) sử dụng mô hình VAR để kiểm tra các cơ chế truyền dẫn tiền tệ tại Nhật Bản giai đoạn 1989 - 1997. Các kết quả thực nghiệm cho thấy cả hai CSTT và bảng cân đối tài sản của các ngân hàng là nguồn quan trọng của những cú sốc, các ngân hàng đóng một vai trò rất quan trọng trong việc truyền những cú sốc tiền tệ đến hoạt động kinh tế, các tập đoàn và các hộ gia đình đã không thể thay thế vay từ các nguồn khác cho sự thiếu hụt trong vay của ngân hàng và đầu tư kinh doanh đặc biệt nhạy cảm với cú sốc tiền tệ. Từ đó đưa ra kết luận rằng các biện pháp chính sách để tăng cường các ngân hàng có thể là một điều kiện tiên quyết để khôi phục lại tính hiệu quả của các cơ chế truyền dẫn tiền tệ. Cũng tại Nhật Bản, Miyao (2002) giải thích sự kiện liên quan đến các nguồn của biến động kinh doanh ở Nhật Bản giai đoạn 1975 - 1998 và cố gắng để tìm ra đặc điểm tốt về hiệu quả của CSTT trong hai thập kỷ đó. Tác giả sử dụng mô hình VAR bao gồm lãi suất, tiền, giá cổ phiếu, và sản lượng. Kết quả cho thấy cú sốc CSTT trong thực tế có ảnh hưởng lâu dài đối với sản lượng thực tế, đặc biệt là trong những thăng trầm của nền kinh tế "bong bóng" của Nhật Bản vào cuối năm 1980.

2.3. Các nghiên cứu thực nghiệm ở Việt Nam

Trần Ngọc Thơ và cộng sự (2013) nghiên cứu về cơ chế

truyền dẫn CSTT ở Việt Nam tiếp cận theo mô hình SVAR với các biến gồm: Giá dầu, lãi suất cơ bản của Mỹ, biến trong nước gồm sản lượng công nghiệp, chỉ số giá tiêu dùng, cầu tiền M2, lãi suất tiền gửi VND kỳ hạn 3 tháng, tỷ giá danh nghĩa. Trong số 7 biến được sử dụng trong mô hình, biến đại diện cho nhóm biến ngoại sinh là giá dầu thế giới (PC) và lãi suất cơ bản (Federal Funds Rate) của Mỹ. Mẫu được phân thành hai mẫu nhỏ để có thể so sánh cơ chế truyền dẫn ở hai thời kỳ. Mẫu thứ nhất được quan sát từ tháng 1/1998 đến tháng 12/2006. Mẫu thứ hai gồm các quan sát từ tháng 1/2007 đến tháng 4/2012. Kết quả nghiên cứu cho thấy có một số vấn đề còn bỏ ngỏ trong đó có vấn đề về giá (giá cả tăng lên khi thắt chặt tiền tệ). Kênh lãi suất tạo ra phản ứng trễ đối với biến lạm phát trong khi tỷ giá hối đoái lại có phản ứng ngay tức thì trước cú sốc tỷ giá hối đoái.

Đinh Thị Thu Hồng (2013) nghiên cứu về hiệu quả của CSTT thông qua kênh truyền dẫn lãi suất, bằng cách tiếp cận mô hình GARCH bất đối xứng. Các quốc gia trong mẫu nghiên cứu bao gồm: Việt Nam, Trung Quốc, Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Hàn Quốc, Hồng Kông, Thái Lan. Thời kỳ được xem xét từ 1/1997 - 12/2009. Các kết quả thực nghiệm thu được cho thấy truyền dẫn lãi suất ở Việt Nam xảy ra không hoàn toàn, với cơ chế truyền dẫn đối xứng; tuy nhiên, tốc độ điều chỉnh về mức cân bằng dài hạn của lãi suất tiền gửi và cho vay có sự chênh lệch trong trường hợp lãi suất cao hơn hoặc thấp hơn mức cân bằng.

Nguyễn Phúc Cảnh (2014) tìm

hiểu về truyền dẫn CSTT thông qua kênh tài sản tài chính tại Việt Nam giai đoạn 2000 - 2013 bằng cách sử dụng mô hình VAR bao gồm các biến: 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). Kết quả cho thấy CSTT của Việt Nam có tác động mạnh lên thị trường chứng khoán thông qua lạm phát và cung tiền, trong khi đó, lãi suất không có tác động lớn đến thị trường chứng khoán ở cả hai chỉ số VN-Index và HNX-Index.

Chu Khánh Lân (2012) nghiên cứu thực nghiệm về truyền dẫn CSTT thông qua kênh tín dụng ở Việt Nam giai đoạn Q2/2000 - Q4/2011 bằng cách sử dụng mô hình VAR. Kết quả cho thấy tại Việt Nam, mức độ khuếch đại của kênh tín dụng trong truyền tải CSTT là khá nhanh và mạnh nên bên cạnh việc hoạch định và thực thi các chính sách, Chính phủ và NHNN cần tập trung vào nâng cao hiệu quả truyền tải CSTT của kênh này.

3. PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

3.1. Mô tả biến và dữ liệu

Bài nghiên cứu thực hiện dựa trên một loạt 4 mô hình SVAR. Mô hình thứ nhất là mô hình SVAR chuẩn bao gồm 4 biến (oilprice, M2, laisuat, GDP). 3 mô hình SVAR sau được xây dựng dựa trên mô hình chuẩn cộng với một biến đại diện cho một kênh truyền dẫn:

Kênh tỷ giá: (oilprice, M2, laisuat, tygia, GDP)

Kênh giá tài sản: (oilprice, M2, laisuat, vn-index, GDP)

Kênh tín dụng: (oilprice, M2, laisuat, tindung, GDP) (Bảng 1)

Bảng 1: Các biến trong mô hình và nguồn dữ liệu

Các biến	Viết tắt	Thời gian	Nguồn
Giá dầu thế giới	Oilprice	Q4/2000-Q4/2015	IFS-IMF
Cung tiền M2	M2	Q4/2000-Q4/2015	IFS-IMF
Lãi suất ngắn hạn qua đêm	Laisuat	Q4/2000-Q4/2015	NHNN
Tổng sản phẩm quốc nội GDP thực	GDP	Q4/2000-Q4/2015	IFS-IMF
Tỷ giá thực đa phương	Tygia	Q4/2000-Q4/2015	Bộ công thương
Chỉ số VN-index	VN-index	Q4/2000-Q4/2015	Cafef.vn
Tổng tín dụng	Tindung	Q4/2000-Q4/2015	IFS-IMF

3.2. Mô hình nghiên cứu

Giai đoạn gần đây, những bài nghiên cứu về các kênh truyền dẫn chính sách thường xuyên sử dụng mô hình SVAR vì mối quan hệ giữa các biến số không hề đi theo một chiều, mà trong nhiều trường hợp, chiều hướng ngược lại cũng có thể xảy ra. Đối với nghiên cứu thực nghiệm về truyền dẫn CSTT ở Việt Nam, việc sử dụng mô hình SVAR hoàn toàn phù hợp với xu hướng nghiên cứu chung.

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 (2005) hoặc đưa ra điều kiện về dấu và tương quan chéo như của Canova và De Nicolò (2000).

Bài nghiên cứu xây dựng mô hình SVAR chuẩn được xác định theo công thức bên dưới:

$$Ay_t = \alpha + \sum_{i=1}^j B_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Với: $y_t = (oilprice_t, m2_t, laisuat_t, GDP_t)$ là một vector bao gồm 4 biến. Ma trận A_0 phản ánh mối quan hệ tức thời giữa các biến trong vector y_t . Ma trận A_0^{-1} mô tả cú sốc cấu trúc tác động tới y_t , như sau:

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} \end{bmatrix}$$

Nhân cả hai vế phương trình trên cho ma trận trên, ta được:

$$y_t = \beta + \sum_{i=1}^j C_i y_{t-i} + e_t$$

Trong đó: $\beta = A^{-1}\alpha$, $C_j = A^{-1}B_j$, và $e_t = A^{-1}\varepsilon_t$

Ba mô hình còn lại được xây dựng tương tự để so sánh hiệu quả của các kênh truyền dẫn với 5 biến bao gồm 4 biến như trên và thêm vào 1 biến lần lượt là: Tygia, VN-index, tindung

$$y_t = (\text{oilprice}_t, m2_t, \text{laisuat}_t, \text{tygia}_t, \text{GDP}_t)$$

$$y_t = (\text{oilprice}_t, m2_t, \text{laisuat}_t, \text{vn-index}_t, \text{GDP}_t)$$

$$y_t = (\text{oilprice}_t, m2_t, \text{laisuat}_t, \text{tindung}_t, \text{GDP}_t)$$

Việc phân tích cơ chế truyền dẫn CSTT và phản ứng của CSTT trước tác động của các cú sốc bên ngoài nền kinh tế sẽ được thực hiện thông qua cơ chế phân rã Choleski.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định tính dừng và chọn độ trễ tối ưu

4.1.1. Kiểm định tính dừng

Chúng tôi thực hiện kiểm định tính dừng bằng phương pháp ADF Unit Root với dữ liệu sai phân bậc 0 và bậc 1 và có được kết quả như sau:

Bảng 2: Kết quả kiểm định tính dừng ADF

ADF test	Giá trị P-value	
	Bậc 0	Bậc 1
Oilprice	0,2561	0,0000
M2	0,4053	0,0005
Laisuat	0,3057	0,0000
GDP	0,8733	0,0000
Tygia	0,9614	0,0000
VN-index	0,3376	0,0000
Tindung	0,1794	0,0056

Nguồn: Tác giả tự tính toán

Theo kết quả từ bảng trên, tất cả các giá trị P-value đều nhỏ hơn 5%, vì vậy, chuỗi dữ liệu dừng ở bậc 1 với mức ý nghĩa 95%.

4.1.2 Chọn độ trễ tối ưu

Dưới đây là kết quả lựa chọn độ trễ của mô hình SVAR chuẩn 4 biến (oilprice, m2, laisuat, GDP):

Bảng 3: Lựa chọn độ trễ tối ưu

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: OILPRICE M2 LAISUAT GDP
Exogenous variables: 0
Date: 04/07/16 Time: 22:11
Sample: 1 61
Included observations: 56

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	595,5827	NA	7,84e-15	-21,12795	-20,98329*	-21,07187
1	623,6804	50,08512	5,21e-15	-21,53859	-20,81525	-21,25615*
2	643,4900	34,25831*	4,40e-15*	-21,59867	-20,39406	-21,19126
3	659,9376	25,25872	4,53e-15	-21,71206	-19,83137	-20,98252
4	673,2449	18,53019	5,21e-15	-21,61588	-19,15853	-20,65240
5	694,1127	26,05476	4,72e-15	-21,78974*	-18,75171	-20,61190

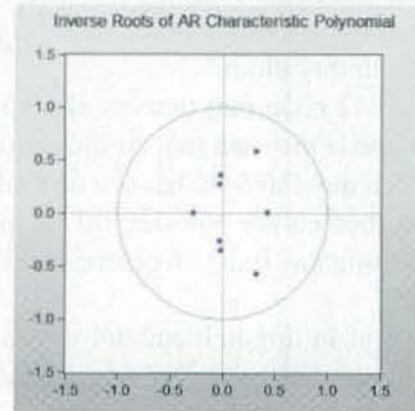
* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

Nguồn: Tác giả tự tính toán

Kết quả trên cho thấy tiêu chí LR và FPE chọn độ trễ 2, tiêu chí AIC chọn độ trễ 5, tiêu chí SC chọn độ trễ 0 và tiêu chí HQ chọn độ trễ 1. Vì vậy, độ trễ tối ưu là 2, lựa chọn dựa theo nhiều tiêu chí nhất. Tiến hành tương tự cho kết quả độ trễ tối ưu cho kênh tỷ giá là 5, kênh giá tài sản là 2 và kênh lãi suất là 5

Tiến hành ước lượng mô hình VAR rút gọn với độ trễ 2 sau đó kiểm tra độ ổn định của mô hình như sau:

Hình 1: Kiểm định sự ổn định của mô hình



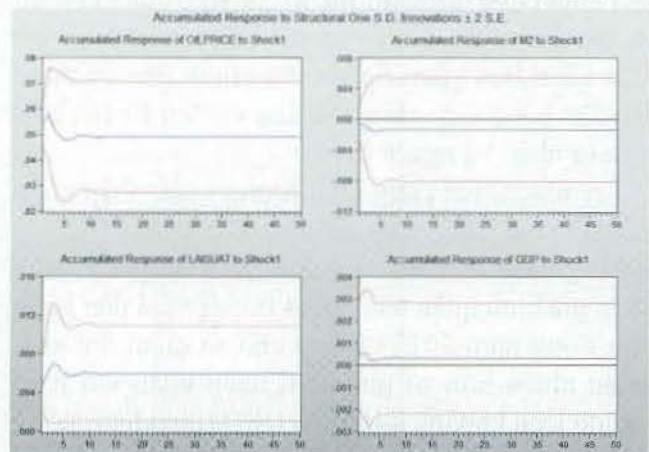
Hình 1 cho thấy các giá trị riêng đều nằm trong vòng tròn đơn vị, nên mô hình ước lượng đã đáp ứng được các điều kiện về sự ổn định cần thiết nhằm đảm bảo độ tin cậy của kết quả.

4.2. Kết quả thực nghiệm mô hình SVAR chuẩn 4 biến (oilprice, M2, laisuat, GDP)

Mô hình chuẩn được xây dựng dựa trên mô hình SVAR 4 biến với thứ tự các biến lần lượt là giá dầu thế giới (oilprice), cung tiền (m2), lãi suất (laisuat) và GDP thực (GDP). Bởi vì giá dầu được xem như là một biến ngoại sinh tác động vào nền kinh tế Việt Nam. Theo sau sự thay đổi cung tiền là lãi suất thực thay đổi làm thay đổi giá vốn vay, điều này tác động đến đầu tư và qua đó tác động đến sản lượng.

Kết quả hàm phản ứng đẩy của mô hình SVAR chuẩn được phân tích cho tất cả các biến với thời gian 50 kỳ để xem xét tác động dài hạn của các cú sốc.

Hình 2: Tác động của cú sốc giá dầu thế giới (shock1)



Những tác động của cú sốc giá dầu thế giới có thể được biểu hiện như sự thay đổi của cú sốc cung

và cú sốc nhu cầu dầu, được hiển thị trong hình trên. Cú sốc giá dầu tác động vào chính nó mạnh nhất trong khoảng 2 quý đầu tiên, sau đó giảm và dần ổn định từ quý thứ 6.

Cung tiền M2 phản ứng tiêu cực đối với cú sốc giá dầu, cụ thể là theo sau một cú sốc giá dầu cung tiền giảm đến quý thứ 5 thì bắt đầu ổn định lại.

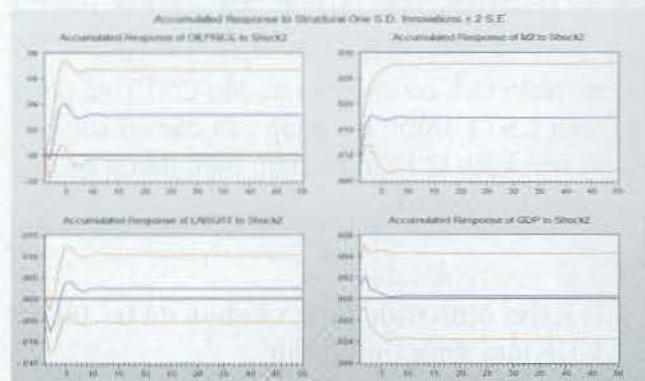
Theo sau một cú sốc giá dầu thì lãi suất tăng mạnh nhất trong quý thứ 3 và giảm dần rồi ổn định từ quý thứ 7.

Sản lượng phản ứng tích cực đối với cú sốc giá dầu, tuy nhiên tác động này hơi yếu. Cụ thể khi giá dầu tăng, sản lượng tăng cao vào quý thứ 2 và dần ổn định từ quý thứ 3. Ngược lại, nếu giá dầu giảm, điều này sẽ tác động đến sản lượng.

Nhìn chung, nền kinh tế Việt Nam vẫn chịu ảnh hưởng từ những cú sốc giá dầu thế giới. Mặc dù giá dầu không tác động mạnh đến cung tiền và sản lượng nhưng lại có tác động đáng kể đến lãi suất. Đầu tiên có thể thấy tác động rõ nét nhất của giá dầu đối với nền kinh tế Việt Nam đó là sự phân phối lại thu nhập. Trong năm 2015, giá dầu Brent thế giới có xu hướng sụt giảm mạnh khi liên tiếp lập đáy ở mức 42,5 USD/thùng vào ngày 24/8/2015, 36,23 USD/thùng ngày 21/12/2015 và 28 USD/thùng ngày 21/1/2016, giá dầu giảm ảnh hưởng xấu đến hoạt động xuất khẩu dầu thô, làm giảm thu ngân sách của chính phủ, thêm vào đó, lợi nhuận của các ngành khai thác dầu cũng giảm. Tuy nhiên, khi giá dầu giảm, chi phí nhập khẩu xăng dầu các loại giảm, điều này mang lại nhiều lợi ích cho các doanh nghiệp trong lĩnh vực vận tải và nhiều lĩnh vực khác có chi phí xăng dầu đầu vào chiếm tỷ trọng lớn, lợi ích này sẽ khuyến khích các doanh nghiệp gia tăng đầu tư. Bên cạnh đó, các hộ gia đình cũng được hưởng lợi từ việc giảm chi phí đi lại hằng ngày. Như vậy, đối với nền kinh tế, giá dầu giảm làm giảm nguồn thu chính phủ và được bù đắp bằng việc tăng chi tiêu và đầu tư của khu vực tư nhân và người dân.

Tuy nhiên, với cùng khối lượng xuất, nhập khẩu dầu thô và xăng dầu các loại của năm 2015, so sánh giữa giá trị thực tế năm 2015 và giá trị tính theo giá bình quân năm 2014 thì việc giá dầu giảm sâu trong năm 2015 đã làm cho số giảm thu xuất khẩu nhiều hơn số giảm chi nhập khẩu với mức chênh lệch khoảng 446 triệu USD (theo báo cáo số 07/2016 của Ngân hàng BIDV). Như vậy, giá dầu giảm mang lại tác động bất lợi nhiều hơn đối với nền kinh tế trong trường hợp này.

Hình 3: Tác động của cú Shock Cung tiền M2 (shock2)



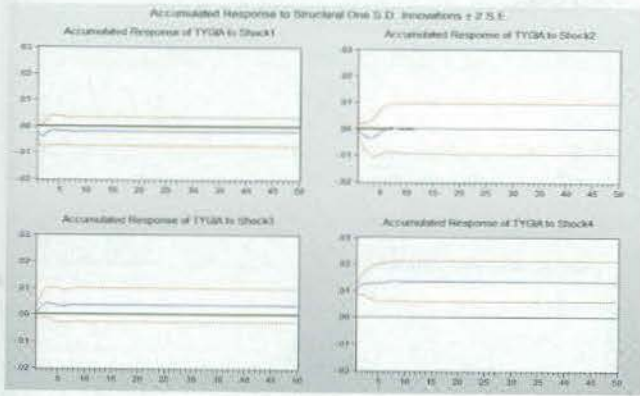
Cú sốc cung tiền tác động vào chính nó mạnh nhất trong khoảng 2 quý đầu tiên, sau đó, ổn định dần từ quý thứ 6. Theo sau một cú sốc cung tiền là sự gia tăng cung tiền, dẫn đến lãi suất giảm mạnh sau 2 quý đầu tiên, sau đó, trở về ban đầu từ quý thứ 5. Lãi suất giảm kích thích việc đi vay để đầu tư nhiều hơn, kéo theo sự gia tăng của sản lượng thực từ 2 quý đầu và dần ổn định từ quý thứ 8. Điều này có thể được giải thích bởi mô hình IS-LM của trường phái Keynes. Có nhiều bằng chứng thực nghiệm chứng minh cho kết quả trên. Cụ thể trong giai đoạn từ Q1/2012 - Q4/2012 cung tiền M2 của Việt Nam tăng từ 2,87 triệu tỷ đồng lên 3,45 triệu tỷ đồng. Theo sau đó, lãi suất giảm từ 13%/năm xuống còn 7,36%/năm, GDP theo quý cũng tăng từ hơn 500 ngàn tỷ đồng lên đến gần 1 triệu tỷ đồng. (Theo nguồn dữ liệu từ IMF)

4.3. Kết quả thực nghiệm mô hình các kênh truyền dẫn

4.3.1. Kênh tỷ giá

Mô hình đại diện cho kênh tỷ giá được xây dựng dựa trên mô hình SVAR 5 biến với thứ tự các biến lần lượt là giá dầu thế giới (oilprice), cung tiền (M2), lãi suất (laisuat), tỷ giá thực có hiệu lực REER (tygia) và GDP thực (GDP). Thứ tự như vậy phù hợp với các lý thuyết nền tảng cũng như phù hợp với tình hình kinh tế ở Việt Nam. Biến giá dầu được xem như biến ngoại sinh tác động vào nền kinh tế Việt Nam. Một sự thay đổi trong cung tiền dẫn đến sự thay đổi trong lãi suất, lãi suất thay đổi kéo theo sự thay đổi trong nhu cầu gửi tiền trong nước và quốc tế, điều này tác động đến tỷ giá. Cuối cùng, thông qua tỷ giá tác động đến xuất khẩu và GDP.

Hình 4: Tác động của các cú sốc đến tỷ giá hối đoái

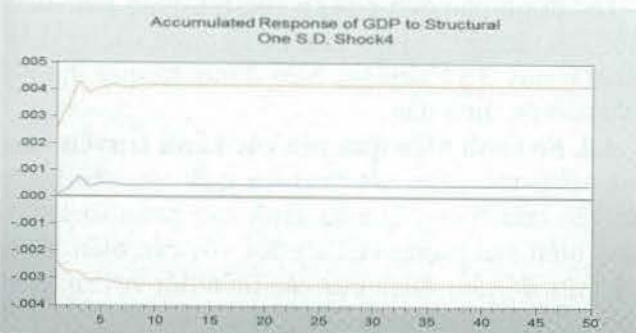


Tỷ giá hối đoái phản ứng tiêu cực với cú sốc cung tiền (shock2), cụ thể khi có cú sốc cung tiền, cung tiền tăng cao nhất vào quý thứ 3 và tỷ giá hối đoái giảm xuống thấp nhất vào quý thứ 4 và dần ổn định vào quý thứ 7. Điều này được giải thích bởi những tác động của lãi suất, theo mô hình IS-LM thì khi cung tiền (M2) tăng, lãi suất thực (r) trong nước giảm, người ta sẽ có xu hướng chuyển từ nắm giữ nội tệ sang nắm giữ ngoại tệ. Điều này làm cho nhu cầu ngoại tệ tăng lên, cầu về nội tệ giảm đi, từ đó, giá đồng nội tệ sẽ giảm đi so với ngoại tệ, hay tỷ giá tăng. Giá trị của đồng nội tệ thấp hơn làm cho hàng hóa nước đó trở nên rẻ hơn so với hàng hóa nước ngoài, và do đó làm tăng xuất khẩu ròng và GDP.

Ngược lại, tỷ giá hối đoái phản ứng tích cực với cú sốc lãi suất (shock3), theo sau cú sốc lãi suất thì cung tiền tăng cao nhất vào quý thứ 3, sau đó, giảm và ổn định dần từ quý thứ 7.

Tỷ giá hối đoái phản ứng tiêu cực với cú sốc giá dầu (shock1), tỷ giá giảm thấp nhất vào quý thứ 2. Khi giá dầu tăng, nguồn thu ngoại tệ từ việc xuất khẩu dầu tăng, khi đó, giá đồng ngoại tệ có xu hướng giảm so với nội tệ, tức là tỷ giá giảm.

Hình 5: Tác động của cú sốc tỷ giá đến GDP



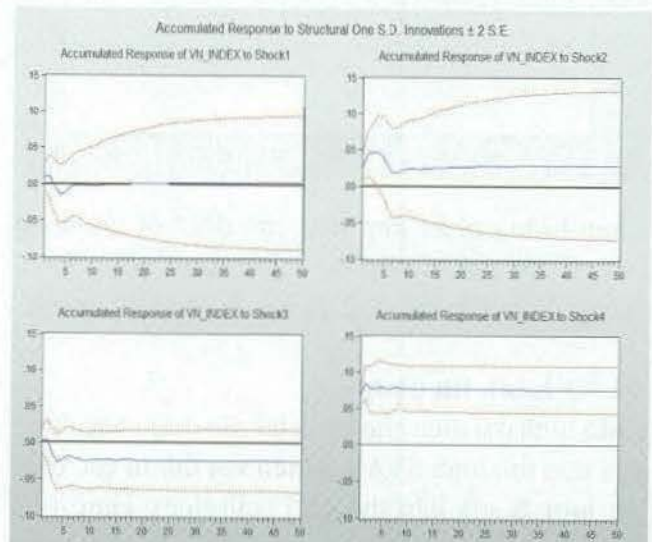
Tác động của cú sốc tỷ giá (shock4) đến sản lượng khá nhỏ, sản lượng tăng đến cao nhất ở quý 3 và dần ổn định. Khi tỷ giá tăng, tức là, đồng nội tệ có

xu hướng giảm giá so với ngoại tệ. Sự giảm giá của đồng nội tệ sẽ kích thích xuất khẩu tăng làm sản lượng tăng. Tuy nhiên, tác động này không đáng kể nên hiệu quả của kênh tỷ giá chưa cao. Thực tế cũng đã chứng minh điều đó, ngày 10/2/2010, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam ban hành Thông tư số 03/2010/TT-NHNN điều chỉnh một số quy định liên quan đến thị trường ngoại tệ như sau: Tỷ giá bình quân liên ngân hàng giữa USD và VND áp dụng cho ngày 11/02/2010 là USD/VND = 18.544, so với tỷ giá bình quân liên ngân hàng ngày 10/02 tăng thêm 603 đồng/USD (tương ứng tăng 3,36%). Kết quả đã làm gia tăng sản lượng GDP theo quý từ hơn 360 ngàn tỷ đồng lên đến gần 500 ngàn tỷ đồng trong quý kế tiếp và tiếp tục tăng lên trong 2 quý tiếp theo.

4.3.2. Kênh tài sản

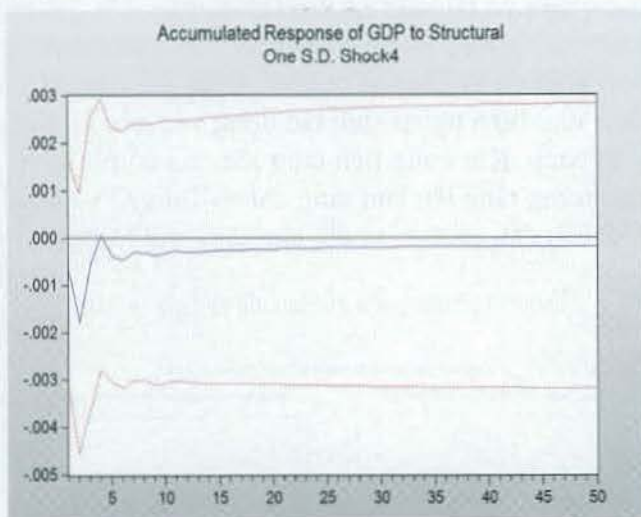
Mô hình đại diện cho kênh tài sản được xây dựng dựa trên mô hình SVAR 5 biến với thứ tự các biến lần lượt là giá dầu thế giới (oilprice), cung tiền (M2), lãi suất (laisuat), chỉ số VN-index (vn-index) và GDP thực (GDP). Dựa trên giả định rằng cung tiền và lãi suất có thể ảnh hưởng đến giá cổ phiếu và giá cổ phiếu phản ánh tình hình kinh tế bao gồm cả sản lượng thực tế. Biến giá dầu được xem như biến ngoại sinh tác động vào nền kinh tế Việt Nam. Khi cung tiền tăng lên, giá cổ phiếu có xu hướng tăng lên làm tăng chỉ số TobinQ và tăng nhu cầu đầu tư mới, vì thế làm tăng sản lượng.

Hình 6: Tác động của các cú sốc đến giá tài sản



Giá tài sản phản ứng tích cực với cú sốc cung tiền (shock2), cụ thể, khi có cú sốc cung tiền giá tài sản

tăng lên cao nhất vào quý thứ 3 và sau đó, giảm xuống thấp nhất vào quý thứ 8. Điều này được giải thích bởi học thuyết TobinQ. Khi cung tiền tăng lên, giá cổ phiếu có xu hướng tăng lên làm tăng chỉ số TobinQ và tăng nhu cầu đầu tư mới, vì thế, làm tăng sản lượng. Một cách giải thích khác là hiệu ứng tài sản trong tiêu dùng của hộ gia đình, cá nhân. 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 mở rộng, lãi suất giảm, làm cho giá cả các loại tài sản tăng, trên quan điểm của hộ gia đình và cá nhân thì tài sản của họ tăng giá trị, sự giàu có tăng lên. Thúc đẩy họ gia tăng chi tiêu cá nhân làm cho tổng cầu tăng và tăng sản lượng đầu ra. Giá tài sản phản ứng tích cực với cú sốc giá dầu (shock1), tuy nhiên, tác động này rất yếu.

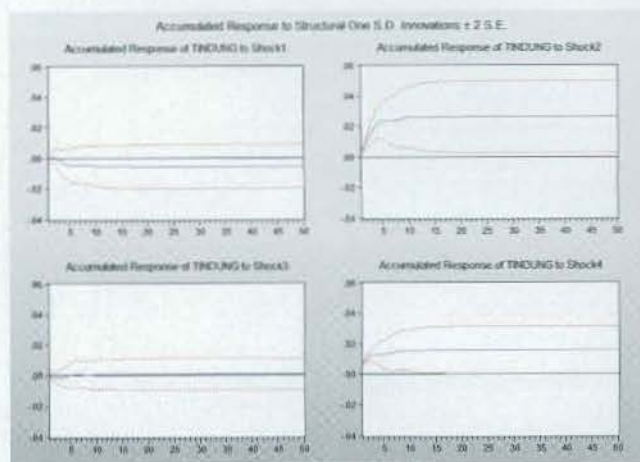


Sản lượng phản ứng tiêu cực đối với tác động của cú sốc giá tài sản (shock4), sản lượng giảm xuống thấp nhất ở quý 2 và dần ổn định từ quý 4.

4.3.3 Kênh tín dụng

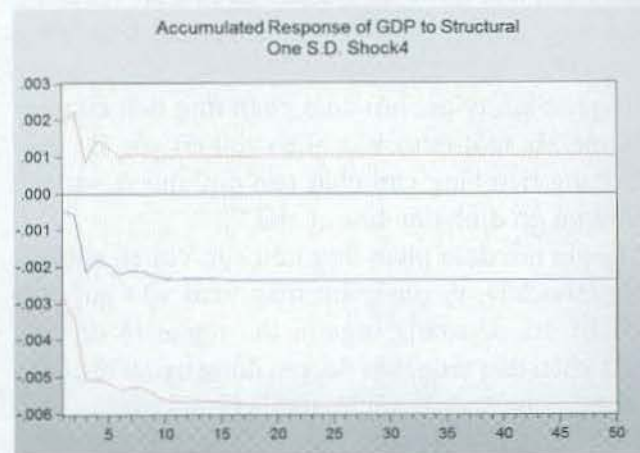
Mô hình đại diện cho kênh tài sản được xây dựng dựa trên mô hình SVAR 5 biến với thứ tự các biến lần lượt là giá dầu thế giới (oilprice), cung tiền (M2), lãi suất (laisuat), tổng tín dụng (tindung) và GDP thực (GDP). Khi cung tiền tăng, dẫn đến tiền gửi tăng và tiền vay tăng, kéo theo sự gia tăng của đầu tư và sản lượng thực tế.

Hình 8: Tác động của các cú sốc đến tín dụng



Tín dụng phản ứng tích cực với cú sốc cung tiền (shock2), cụ thể khi có cú sốc cung tiền, tín dụng tăng lên cao nhất vào quý thứ 5 và tiếp tục tăng đến quý thứ 10 thì dần ổn định. Ngược lại, tín dụng phản ứng tiêu cực với cú sốc lãi suất, theo sau cú sốc lãi suất thì tín dụng giảm xuống thấp nhất vào quý thứ 3, sau đó, giảm và ổn định dần từ quý thứ 5. Tín dụng hầu như không phản ứng với cú sốc giá dầu.

Hình 9: Tác động của cú sốc tín dụng đến GDP



Tác động ban đầu của cú sốc tín dụng (shock4) đến sản lượng khá nhỏ, sản lượng giảm xuống thấp nhất ở quý 3 và tiếp tục biến động, từ quý thứ 10 bắt đầu ổn định dần.

4.4. So sánh hiệu quả của các kênh truyền dẫn

Chúng tôi xem xét lại hiệu quả của các kênh truyền dẫn thông qua so sánh các phản ứng dây của biến sản lượng (GDP) đối với các biến khác và mức độ giải thích của các biến đối với sự biến động của sản lượng.

Kết quả cho thấy sản lượng thực tế phản ứng tích cực với một cú sốc cung tiền trong mỗi mô hình, mặc dù sản lượng thực tế cũng phản ứng tích cực với một cú sốc lãi suất.

Bảng 4: Kết quả phân rã phương sai của biến GDP

Mô hình chuẩn (oilprice, M2, lãi suất, GDP)	Oilprice	M2	Lãi suất	GDP	
	0,286451	3,656475	1,941970	94,11510	
Kênh tỷ giá (oilprice, M2, lãi suất, tygia, GDP)	Oilprice	M2	Lãi suất	Tygia	GDP
	0,289277	0,289277	2,020725	0,390205	93,93818
Kênh giá tài sản (oilprice, M2, lãi suất, vn-index, GDP)	Oilprice	M2	Lãi suất	Vn-index	GDP
	0,759304	4,259232	3,680326	3,170008	88,13113
Kênh tín dụng (oilprice, M2, lãi suất, tindung, GDP)	Oilprice	M2	Lãi suất	Tindung	GDP
	1,719567	3,181175	1,401470	2,512283	91,18550

Nguồn: Tác giả tự tính toán

Kết quả của sự phân rã phương sai của sản lượng thực tế cho thấy rằng việc cung tiền M2 góp phần vào khoảng 0,3% - 4,26% của sự biến động trong sản lượng thực tế trong mỗi mô hình. Trong khi đó, giá dầu quốc tế chỉ giải thích được một phần nhỏ khoảng 0,29% - 1,7% của sự biến động trong sản lượng thực tế, kết quả cho thấy rằng, CSTT cũng có một tác động khá yếu vào sản lượng thực tế.

Cuối cùng, kết quả liên quan đến các kênh truyền dẫn của CSTT cho thấy rằng, kênh lãi suất đóng một vai trò quan trọng trong việc truyền dẫn CSTT của Việt Nam, giải thích cao nhất được 3,68% sự biến động của sản lượng thực, trong khi giá tài sản, tỷ giá hối đoái và các kênh cho vay ngân hàng tỏ ra yếu kém hơn. Kênh giá tài sản đóng vai trò quan trọng thứ 2 với 3,17% và cuối cùng là kênh tín dụng và kênh tỷ giá với 2,51 và 0,39%.

5. KẾT LUẬN

Chính sách tiền tệ luôn là một trong những chính sách trọng tâm trong việc thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Để mang lại hiệu quả đối với nền kinh tế thì tác động của CSTT thường thông qua các kênh truyền dẫn như kênh lãi suất, kênh tỷ giá, kênh giá tài sản, kênh tín dụng... Mục tiêu của bài nghiên cứu này là nhằm xem xét hiệu quả truyền dẫn CSTT tại Việt Nam trong giai đoạn từ Q4/2000-Q4/2015. Bằng việc sử dụng mô hình vector cấu trúc tự hồi quy (SVAR), kết quả nghiên cứu thực nghiệm cho thấy rằng nền kinh tế Việt Nam vẫn chịu tác động từ cú sốc giá dầu thế giới mặc dù giá dầu không tác động lớn đến sản lượng. Điều này thể hiện rõ trong quá trình phân phối lại thu nhập, giá dầu biến động dẫn đến sự thay đổi của nguồn thu ngân sách nhà nước và các doanh nghiệp khai thác dầu. Bên cạnh đó, còn tác động đến các doanh nghiệp trong lĩnh vực vận tải và các lĩnh vực mà chi phí đầu vào phụ thuộc vào giá xăng dầu. Đối với các hộ gia đình, xăng dầu là một trong những mặt hàng thiết yếu nên sự biến động của giá dầu cũng có tác động đến đời sống của người dân. Bên cạnh đó, việc gia tăng cung tiền có tác động tích cực đối với sản lượng, sự biến động của sản lượng được giải thích bởi cung tiền ở mức cao nhất là 4,26%. Ngân hàng Nhà nước cần nâng cao tính chủ động, linh hoạt trong quá trình điều hành CSTT, vì trong thời kỳ hội nhập ngày càng sâu rộng như hiện nay, các luồng ngoại tệ chảy vào và ra khỏi Việt Nam biến động tương đối mạnh thông qua các hoạt động xuất, nhập khẩu, đầu tư nước ngoài trực tiếp và gián tiếp... Điều này đã làm cho việc điều hành CSTT trở nên phức tạp hơn, đòi hỏi việc điều hành CSTT phải ngày càng linh hoạt, phản ứng nhanh nhạy với sự biến động của thị trường trong nước và quốc tế, đảm bảo ổn định tiền tệ, góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. ■

TÀI LIỆU THAM KHẢO:

- Al-Mashat, R. (2003). Monetary Policy Transmission in India. India-Selected Issues, IMF Staff Country Report 03/261 (Washington: International Monetary Fund).
- Aleem, A. (2010). Transmission mechanism of monetary policy in India. Journal of Asian Economics, 21(2), 186-197. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.asieco.2009.10.001>
- Angeloni, I. K., Anil K.; Mojon, Benoit; Terlizzese, Daniele. (2003). Monetary transmission in the euro area: does the interest rate channel explain all? : Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research.
- By James, M., & Tamim, B. (2001). A Peek Inside the Black Box: The Monetary Transmission Mechanism in Japan. IMF Staff Papers, 48(1).
- Canova, F., & de Nicoló, G. (2003). On the sources of business cycles in the G-7. Journal of International Economics, 59(1), 77-100. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996\(02\)00085-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0022-1996(02)00085-5)
- Chatelain, J.-B., Generale, A., Hernando, I., Von Kalckreuth, U., & Vermeulen, P. (2002). Firm investment and monetary policy transmission in the euro area. Available at SSRN 1728706.
- Chu Khánh Lân, (2013). Nghiên cứu thực nghiệm về truyền dẫn CSTT qua kênh tín dụng tại Việt Nam. Tạp chí ngân hàng nhà nước, 5/2013, 17-21.
- Đinh Thị Thu Hồng và Phan Đình Mạnh, (2013). Hiệu quả của CSTT thông qua kênh truyền dẫn lãi suất, Tạp chí phát triển và hội nhập, 12 (22), 39-47.
- Disyatat, P., & Vongsinsirikul, P. (2003). Monetary policy and the transmission mechanism in Thailand. Journal of Asian Economics, 14(3), 389-418.
- Gali, J. (1992). How Well Does The IS-LM Model Fit Postwar U. S. Data? The Quarterly Journal of Economics, 107(2), 709-738. doi: [10.2307/2118487](http://dx.doi.org/10.2307/2118487)
- Miyao, R. (2002). The Effects of Monetary Policy in Japan. Journal of Money, Credit and Banking, 34(2), 376-392.
- Mohanty, D. (2012). Evidence on Interest Rate Channel of Monetary Policy Transmission in India. Paper Presented at RBI's Second International Research Conference, February 1-2, 2012, Mumbai (<http://sirc.rbi.org.in/downloads/SIRCPaper.pdf>).
- Nguyễn Phúc Cảnh, (2014). Truyền dẫn của CSTT qua kênh giá tài sản tài chính: Nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam. Tạp chí Phát triển và hội nhập, 19(29), 11-18.
- Santiago Acosta, O., & David, O. C. F. (2011). The Monetary Transmission in Dollarized and Non-Dollarized Economies; The Cases of Chile, New Zealand, Peru and Uruguay: International Monetary Fund.
- Trần Ngọc Thơ và Nguyễn Hữu Tuấn (2013). Cơ chế truyền dẫn CSTT ở Việt Nam tiếp cận theo mô hình SVAR. Tạp chí Phát triển và hội nhập Số 10 (20), 8-16.
- Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy: results from an agnostic identification approach. Journal of Monetary Economics, 52(381-419).
- Vymytnina, Y. (2006). How much control does Bank of Russia have over money supply? Research in International Business and Finance, 20(2), 131-144. doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.ribaf.2005.09.010>