

Truyền dẫn của chính sách tiền tệ qua kênh lãi suất ngân hàng tại Việt Nam trước và sau khủng hoảng

Ngày nhận: 28/02/2014
Ngày duyệt đăng: 12/05/2014

Ngày nhận lại: 17/04/2014
Mã số: 0214-G-05

Trầm Thị Xuân Hương
Trường Đại học Kinh tế TP.HCM
txhuong@ueh.edu.vn

Võ Xuân Vinh
Trường Đại học Kinh tế TP.HCM
vxvinh@gmail.com

Nguyễn Phúc Cảnh
Trường Đại học Kinh tế TP.HCM
phuccanhnguyen.ueh@gmail.com

Tóm tắt

Bài báo sử dụng mô hình VAR nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ đến nền kinh tế thông qua kênh truyền dẫn lãi suất và mức độ truyền dẫn giai đoạn trước và sau khủng hoảng năm 2008. Kết quả nghiên cứu cho thấy tại VN giai đoạn trước khủng hoảng tài chính, kênh lãi suất (Interest Rate Channel – IRC) tồn tại đúng với lý thuyết kinh tế vĩ mô. Tuy nhiên, trong giai đoạn khủng hoảng khi lãi suất điều hành của Ngân hàng Nhà nước (NHNN) tăng dẫn đến gia tăng lạm phát, chứng tỏ có tồn tại kênh chi phí trong truyền dẫn của chính sách tiền tệ tại VN tại thời gian này.

Abstract

The paper employs the VAR model to examine the impact of monetary policy on the economy through interest rate channel (IRC) and levels of transmission before and after the 2008 crisis. The results indicate that in the period before the financial crisis, IRC exists in accordance with macroeconomic theory; however, the crisis period in which increases in SBV monetary policy rates lead to higher inflation has proved the existence of the cost channel of monetary transmission in Vietnam.

Từ khóa:

Chính sách tiền tệ, lãi suất điều hành, lãi suất thị trường, truyền dẫn.

Keywords:

Monetary policy, monetary policy rates, market rate, transmission.

1. GIỚI THIỆU

1.1. Tầm quan trọng của nghiên cứu

Chính sách tiền tệ (CSTT – Monetary Policy) đóng vai trò quan trọng trong nền kinh tế của các quốc gia. CSTT tác động đến các biến số vĩ mô trong nền kinh tế thông qua các kênh truyền dẫn, trong đó IRC được xem là kênh dẫn truyền quan trọng và truyền thống của CSTT. Nghiên cứu quá trình truyền dẫn của CSTT cũng như sự thay đổi do ảnh hưởng của khủng hoảng tài chính đến quá trình truyền dẫn có thể giúp cho NHNN điều chỉnh kịp thời cơ chế điều hành phù hợp với thực tiễn.

Ngoài ra, nghiên cứu quá trình truyền dẫn của CSTT qua IRC còn đóng góp thêm bằng chứng thực nghiệm cho nền tảng lý thuyết về truyền dẫn của CSTT ở các quốc gia nhỏ và nền kinh tế mở như VN.

1.2. Vấn đề nghiên cứu

Nghiên cứu tập trung vào CSTT, cụ thể là kênh lãi suất trong truyền dẫn của CSTT tại VN giai đoạn 2000 – 7/2013. Hơn nữa, nghiên cứu làm rõ tác động của khủng hoảng tài chính đến truyền dẫn của CSTT qua kênh lãi suất mà cụ thể là lãi suất cho vay và lãi suất huy động của NHTM.

1.3. Mục tiêu nghiên cứu

Với các vấn đề nêu trên, mục tiêu nghiên cứu như sau:

- Xem xét sự tồn tại của IRC trong truyền dẫn của CSTT tại VN qua lãi suất cho vay và lãi suất huy động của NHTM.
- Xem xét sự thay đổi trong truyền dẫn của CSTT qua kênh lãi suất qua hai giai đoạn trước và sau khủng hoảng tại VN.

2. CƠ SỞ LÝ THUYẾT VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

2.1. Cơ sở lý thuyết

CSTT được xem như các hành động được thực hiện bởi Ngân hàng trung ương (NHTƯ – Central Bank) nhằm tác động đến lượng cung tiền hoặc lãi suất của nền kinh tế (Lico Reis, Roberto de Paula, 2008). Với mục tiêu ổn định mức giá, thúc đẩy kinh tế phát triển, NHTƯ sử dụng các công cụ của CSTT như: Lãi suất điều hành, hoạt động thị trường mở, dự trữ bắt buộc để tác động đến các biến số trong nền kinh tế. Quá trình tác động đó chính là quá trình truyền dẫn của CSTT. Các nghiên cứu cho thấy CSTT truyền dẫn thông qua nhiều kênh khác nhau, những kênh truyền dẫn chính bao gồm: Kênh lãi suất (Interest Rate Channel - IRC), kênh tỉ giá hối đoái (Exchange Rate Channel – ERC),

kênh giá tài sản (Asset Price Channel – APC), kênh tín dụng (Credit Channel – CC), và kênh mong đợi (Expectation Channel – EC) (Mukherjee, Bhattacharya (2011); Dabla-Norris & Floerkemeier (2006); Mugume (2011); Disyatat & Vongsinsirikul (2003); Ries Wulandari (2012); Yuzo Honda (2004) và nhiều nghiên cứu khác).

Theo trường phái kinh tế học Keynes, IRC là kênh truyền dẫn chính của CSTT (Friedman, 1956). Điều này được khẳng định thêm qua nghiên cứu của Hannan, Liang (1993) chứng minh sự tồn tại của IRC ở Mỹ, sau đó các nghiên cứu khác như Taylor (1995), Cecchetti (1995) bổ sung vai trò quan trọng của IRC trong truyền dẫn CSTT. Theo lý thuyết Keynes, khi CSTT thay đổi làm tăng giảm cung tiền, từ đó làm thay đổi mức lãi suất thực và làm thay đổi sản lượng của nền kinh tế (mô hình IS – LM).

$$M \text{ tăng} \rightarrow i_r \text{ giảm} \rightarrow I \text{ tăng} \rightarrow Y \text{ tăng}$$

Trong đó: M: cung tiền; i_r : lãi suất thực; I: đầu tư; Y: sản lượng.

Mặc dù Keynes nhấn mạnh quyết định đầu tư của DN phụ thuộc vào mức lãi suất thực, nhưng quyết định tiêu dùng các hàng hóa thiết yếu lâu bền của hộ gia đình, cá nhân cũng bị ảnh hưởng bởi sự thay đổi trong mức lãi suất thực. Do đó, kênh truyền dẫn lãi suất của CSTT là kênh truyền dẫn ảnh hưởng bởi các cú sốc liên quan đến đầu tư của DN và tiêu dùng cá nhân hàng thiết yếu lâu bền trong khu vực tư nhân.

Điều quan trọng trong truyền dẫn của CSTT qua IRC là quan tâm đến lãi suất thực chứ không phải mức lãi suất danh nghĩa. Bởi vì lãi suất thực sẽ ảnh hưởng đến quyết định đầu tư của DN và quyết định tiêu dùng của cá nhân. Thêm vào đó, lãi suất được xem xét là lãi suất dài hạn vì lãi suất ngắn hạn ít có tác động đến quyết định đầu tư và tiêu dùng hàng lâu bền của khu vực tư nhân (do các quyết định này dựa trên dòng tiền và lợi ích dài hạn). Vậy tại sao NHTƯ lại chủ yếu sử dụng lãi suất điều hành ngắn hạn? Điều này có thể được giải thích thông qua cấu trúc kì hạn của lãi suất và sự cứng nhắc trong giá cả (Sticky Prices). Giả sử khi NHTƯ muốn mở rộng tiền tệ, NHTƯ sẽ giảm lãi suất điều hành ngắn hạn (do giá cả hàng hóa cứng nhắc trong ngắn hạn nên chỉ thay đổi trong dài hạn) khi đó mức lãi suất ngắn hạn danh nghĩa trên thị trường sẽ giảm. Theo cấu trúc kì hạn của lãi suất thì lãi suất dài hạn là giá trị ước đoán tương lai của các lãi suất ngắn hạn nên khi lãi suất ngắn hạn giảm làm cho mức lãi suất dài hạn mong đợi cũng giảm (Buttiglione & cộng sự (1997), Cook & Hahn (1989), Evans & Marshall (1998), Favero & cộng sự (1996), Haldane & Read (2000), Kuttner (2001), Lindberg & cộng sự (1997) và các nghiên cứu khác). Lãi suất dài hạn giảm sẽ kích thích đầu tư, tiêu

dùng hàng lâu bền, tiêu dùng hàng hóa từ đó làm gia tăng tổng cầu và làm gia tăng sản lượng.

Tuy nhiên, Lula, Mark (2013) phát hiện có trường hợp ngoại lệ, nhóm tác giả này không tìm thấy bằng chứng IRC tồn tại ở Eritrea (một quốc gia với nền kinh tế nhỏ kém phát triển ở châu Phi). Điều này được giải thích vì hệ thống thị trường tài chính của quốc gia này chưa phát triển, trong khi đó hệ thống NHTM gần như chi phối toàn bộ hoạt động của nền kinh tế nên kênh tín dụng NHTM mới là kênh quan trọng nhất. Tại Eritrea công cụ chính của CSTT là tỉ lệ dự trữ bắt buộc, Bank of Eritrea sử dụng cả tín phiếu kho bạc của chính phủ như một công cụ của CSTT. Ngoài ra, công cụ tái chiết khấu cũng được xem xét tới khi thực thi CSTT, tuy nhiên không được dùng đến tại Eritrea. Khi mà công tái chiết khấu không tồn tại mà lãi suất huy động và cho vay rất ít thay đổi thì IRC gần như không phát huy hiệu quả (Lula, Mark, 2013). Một số trường hợp khác như Kenya, Uganda, Tanzania cũng cho thấy IRC thể hiện vai trò không quan trọng trong truyền dẫn CSTT (Buigut, 2009), điều này cũng bị ảnh hưởng bởi thị trường tài chính chưa phát triển tại các quốc gia này.

Theo Ramlogan (2007) CSTT có thể ảnh hưởng tới các lĩnh vực trong nền kinh tế qua kênh tiền tệ (hay kênh lãi suất) và kênh tín dụng (Credit Channel), tuy nhiên để truyền dẫn qua IRC hiệu quả đòi hỏi phải có thị trường tài chính phát triển. Các quốc gia như Anh và Mỹ có thị trường tài chính phát triển và cạnh tranh cao thì IRC là kênh quan trọng nhất (Engert & cộng sự (1999), Allen, Gale (2000, 2004)). Còn những quốc gia có thị trường tài chính kém phát triển thì kênh tín dụng có vai trò quan trọng hơn trong truyền dẫn của CSTT như trường hợp tại Trinidad Tobago (Ramlogan, 2007). Theo Romer, Rommer (1990) để CSTT có thể truyền dẫn qua IRC cần 2 điều kiện:

- *Thứ nhất*, tất cả các NHTM không có khả năng phòng vệ trước sự thay đổi vốn dự trữ của mình khi CSTT thay đổi.
- *Thứ hai*, không có loại tài sản nào khác có thể thay thế tiền trong chức năng phương tiện thanh toán cho nền kinh tế.

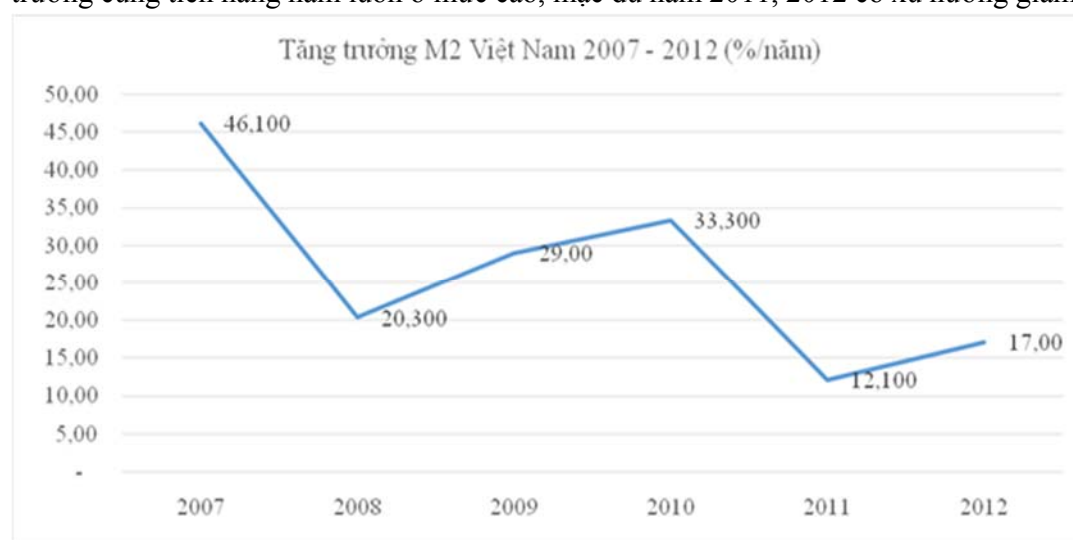
Tại VN, hiện nay thị trường chứng khoán chưa phát triển, mức độ đóng góp vốn cho nền kinh tế còn khiêm tốn. Trong khi đó hệ thống NHTM đóng vai trò rất lớn với nhiệm vụ chu chuyển vốn cho nền kinh tế, dư nợ tín dụng so với GDP qua các năm không ngừng tăng lên (Bảng 1).

Bảng 1. Dư nợ tín dụng hệ thống NHTM VN/GDP giai đoạn 2007 – 2012
(Đơn vị: tỉ VND)

Năm	2007	2008	2009	2010	2011	2012
GDP	1.096.780	1,400.693	2.039.686	2.689.527	3.062.549	3.276.927
Tổng tín dụng	1.143.715	1.485.038	1.658.389	1.980.914	2.535.008	2.662.519
%/GDP	95,9%	94,3%	123,0%	135,8%	120,8%	123,1%

Nguồn: Vietnam Key Indicator, ADB (2013)

Thêm vào đó, nền kinh tế nhỏ mở như VN sử dụng lượng tiền mặt khá lớn, mức tăng trưởng cung tiền hàng năm luôn ở mức cao, mặc dù năm 2011, 2012 có xu hướng giảm.



Hình 1. Tăng trưởng cung tiền M2 của VN giai đoạn 2007 - 2012

Nguồn: Vietnam Key Indicator, ADB (2013)

Điều kiện kinh tế vĩ mô cho thấy IRC có khả năng tồn tại và đồng thời là kênh dẫn truyền quan trọng của CSTT. Trên cơ sở đó, tác giả tiến hành nghiên cứu kênh dẫn truyền của CSTT qua lãi suất thị trường (lãi suất cho vay và huy động của NHTM), đồng thời đánh giá tác động của khủng hoảng đến quá trình truyền dẫn qua IRC được chia thành hai giai đoạn 2000 – 2007 (trước khủng hoảng) và 2008 – 2013 (sau khủng hoảng).

2.2. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

2.2.1. Mô hình nghiên cứu

Mô hình vectơ tự hồi quy (VAR – Vector Autoregression) được giới thiệu bởi Sims (1980) là mô hình lượng hóa phản ứng động của một nhóm nhiều biến vĩ mô mà không đòi hỏi các điều kiện mạnh để xác định các cú sốc vĩ mô. Sau đó VAR dần trở thành một trong những mô hình phổ biến nhất sử dụng cho chuỗi dữ liệu theo thời gian. Cụ thể VAR được sử dụng để đo lường sự phụ thuộc và tương quan tuyến tính giữa nhiều biến theo chuỗi thời gian (Time Series). VAR rất thích hợp trong đo lường tương tác giữa các biến vĩ mô theo số liệu chuỗi thời gian. Bởi vì dữ liệu vĩ mô theo thời gian có những đặc điểm:

- Các yếu tố vĩ mô thường có tính tự tương quan do đó giá trị của kì trước thường có ảnh hưởng đến kì này. Tính tự tương quan khiến cho các biến vĩ mô thường biến động có xu hướng và có độ trễ.

- Các biến vĩ mô thường tương tác lẫn nhau theo mô hình mạng, có nghĩa là tất cả các biến đều có tương tác với nhau theo dạng mạng. Do đó bất kì biến vĩ mô nào cũng có thể bị tác động bởi những biến vĩ mô khác và ngược lại.

Khi CSTT thay đổi tác động đến lãi suất thị trường, sau đó tác động đến các biến khác trong nền kinh tế, tuy nhiên phản ứng của các yếu tố đến các cú sốc trong CSTT sẽ khác nhau, cần làm rõ mức độ phản ứng cũng như độ dài phản ứng. Đồng thời, nhà nghiên cứu cũng cần dự báo phương sai trong tương lai của biến nghiên cứu để làm rõ ảnh hưởng của các cú sốc đến phương sai dự báo của biến trong tương lai, nhằm đưa ra giải pháp kiểm soát. Mô hình VAR cung cấp hai công cụ giải quyết vấn đề trên. Công cụ hàm phản ứng xung (IRF – Impulse Response Function) của VAR giúp nhà nghiên cứu đo lường mức độ phản ứng cũng như độ trễ trong phản ứng của biến nghiên cứu đến các cú sốc trong các biến khác. Còn công cụ phân rã phương sai (Variance Decomposition) giúp nhà nghiên cứu phân tích mức độ đóng góp của các yếu tố vào dự báo độ biến động phương sai của biến nghiên cứu trong tương lai.

Để nghiên cứu cơ chế truyền dẫn của CSTT qua kênh lãi suất của NHTM tại VN, nhóm tác giả sử dụng mô hình VAR (Vector AutoRegression) được thực hiện trong nghiên cứu của Bernanke & Blinder (1992) và Sims (1980, 1992) cũng như nhiều nghiên cứu khác. Cụ thể khi CSTT truyền tải tác động của mình đến kênh lãi suất của NHTM sẽ truyền dẫn từ lãi suất điều hành đến lãi suất cho vay và lãi suất huy động của NHTM (gọi chung là lãi suất NHTM). Mô hình VAR có dạng:

$$y_t = B(L)y_t + u_t \quad (1)$$

Trong đó: y_t là một vectơ $n \times 1$ của các biến kinh tế;

$B(L)$ là ma trận cấu trúc các biến trễ đến k ;

u_t là véc tơ $n \times 1$ của sai số.

y_t bao gồm các biến sau với trật tự: VNIBOR (lãi suất bình quân liên ngân hàng – NHNN), LER (lãi suất cho vay bình quân hệ thống NHTM – NHNN) hoặc DER (lãi suất huy động bình quân của hệ thống NHTM – NHNN), CPI (chỉ số giá tiêu dùng – IMF).

Tuy nhiên, lãi suất chính sách và lãi suất thị trường thường phản ứng theo cùng hướng nên có thể sẽ có tính đồng liên kết. Do đó, tác giả tiến hành kiểm tra tính dừng và tính đồng liên kết trước để xem dữ liệu có phù hợp cho VAR hay không? Nếu dữ liệu có đồng liên kết, tác giả sẽ sử dụng mô hình véc tơ hiệu chỉnh sai số (VECM^[1]) thay cho VAR. Theo Friedman (1956) khi lãi suất chính sách tăng, sẽ làm gia tăng các lãi suất thị trường (bao gồm lãi suất huy động và cho vay của NHTM), khi đó truyền dẫn làm giảm đầu tư trong nền kinh tế và giảm lạm phát. Do đó, mối quan hệ kì vọng giữa lãi suất điều hành đến lãi suất thị trường là dương và với lạm phát là âm.

2.2.2. Dữ liệu

Dữ liệu được thu thập từ Ngân hàng Nhà nước (lãi suất bình quân liên ngân hàng), Tổng cục Thống kê (chỉ số CPI) và Quỹ Tiền tệ Quốc tế (lãi suất cho vay bình quân và lãi suất tiền gửi bình quân) từ tháng 1/2000 đến tháng 7/2013. Về mặt lãi suất chính sách, tại VN có ba lãi suất chính: lãi suất bình quân liên ngân hàng (VNIBOR), lãi suất tái cấp/vốn và lãi suất tái chiết khấu. Tuy nhiên, cửa chiết khấu và vay tái cấp vốn tại VN hoạt động không nhiều và hiệu quả, trong khi đó hoạt động trên thị trường liên ngân hàng là kênh điều hành chính của NHNN trong thực thi CSTT, do đó nhóm tác giả sử dụng lãi suất bình quân liên ngân hàng đại diện cho lãi suất của CSTT tại VN. Các NHTƯ trên thế giới cũng sử dụng lãi suất bình quân liên ngân hàng làm lãi suất đại diện cho CSTT (Disyatat & Vongsinsirikul, 2003).

Sử dụng mô hình VAR cho hai giai đoạn trước và sau khủng hoảng kinh tế toàn cầu, nhóm tác giả thu thập dữ liệu theo tháng và nghiên cứu quá trình truyền dẫn của CSTT VN qua hai kênh lãi suất cho vay và lãi suất huy động của NHTM đến lạm phát.

Mô tả thống kê các biến được thể hiện ở Bảng 2.

Bảng 2. Mô tả thống kê dữ liệu

Biến/Tiêu chí	VNIBOR	LER	DER	CPI
1/2000 – 12/2007				
Trung bình	6,730625	10,20292	6,308229	4,581431
Trung vị	6,855000	10,20000	6,540000	4,501648
Giá trị lớn nhất	8,740000	11,40000	7,680000	12,54776
Giá trị nhỏ nhất	5,180000	8,460000	3,540000	-2,739748
Độ lệch chuẩn	0,771388	0,902285	1,271599	3,959221
Giá trị Skewness	-0,211485	-0,296374	-0,942552	-0,314421
Giá trị Kurtosis	2,574286	1,743131	2,901517	1,920458
Giá trị Jarque-Bera	1,440545	7,724278	14,25327	6,243411
Giá trị P-value	0,486620	0,021023	0,000803	0,044082
Số quan sát	96	96	96	96
1/2008 – 7/2013				
Trung bình	9,912090	14,80551	10,47895	12,64978
Trung vị	8,900000	14,60000	10,85000	10,52070
Giá trị lớn nhất	17,57000	20,25000	17,16000	28,35694
Giá trị nhỏ nhất	3,620000	10,07000	6,540000	-5,830000
Độ lệch chuẩn	3,385513	2,795319	2,635734	7,662913
Giá trị Skewness	0,294703	0,135555	0,619814	0,367557
Giá trị Kurtosis	2,268128	2,029339	3,006548	2,364152
Giá trị Jarque-Bera	2,465140	2,835452	4,290009	2,637276
Giá trị P-value	0,291542	0,242264	0,117068	0,267499
Số quan sát	67	67	67	67

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Các giá trị của lãi suất điều hành, lãi suất cho vay, lãi suất huy động và lạm phát sau khủng hoảng đều cao hơn trước khủng hoảng.

Kiểm tra tính dừng của dữ liệu cho kết quả (Bảng 3).

Bảng 3. Kiểm định nghiệm đơn vị cho bộ dữ liệu

Biến	Kiểm định nghiệm đơn vị Dickey – Fuller bậc 0		Kiểm định nghiệm đơn vị Dickey – Fuller bậc 1		Kết luận
	T – statistic	P - value	T – statistic	P – value	
1/2000 –12/ 2007					
VNIBOR	-3,004489	0,0380			Dừng bậc 0
LER	-1,001428	0,7503	-8,956079	0,0000	Dừng bậc 1
DER	-2,089629	0,2493	-8,844660	0,0000	Dừng bậc 1
CPI	-0,426920	0,8991	-5,015976	0,0001	Dừng bậc 1
1/2008 – 7/2013					
VNIBOR	-1,732664	0,4104	-9,811286	0,0000	Dừng bậc 1
LER	-2,638637	0,0906	-5,416370	0,0000	Dừng bậc 1
DER	-2,974987	0,0426			Dừng bậc 0
CPI	-1,480353	0,5374	-3,947427	0,0033	Dừng bậc 1

Nguồn: Tổng hợp từ kết quả thống kê của Eviews 6

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị cho thấy các biến không dừng cùng bậc, **như vậy** sẽ lấy sai phân cho các biến (đối với biến dừng bậc 1) và giữ nguyên (đối với biến dừng bậc 0) và áp dụng mô hình VAR. Tên biến mới và cách xử lý dữ liệu trình bày chi tiết trong Bảng 4.

Bảng 4. Xử lý dữ liệu cho VAR

Biến	Kết luận	Xử lý	Ký hiệu biến mới
1/2000 – 12/2007			
VNIBOR	Dừng bậc 0	Giữ nguyên	VNIBOR
LER	Dừng bậc 1	Sai phân bậc 1	DLER
DER	Dừng bậc 1	Sai phân bậc 1	DDER
CPI	Dừng bậc 1	Sai phân bậc 1	DCPI
1/2008 – 7/2013			
VNIBOR	Dừng bậc 1	Sai phân bậc 1	DVNIBOR
LER	Dừng bậc 1	Sai phân bậc 1	DLER
DER	Dừng bậc 0	Giữ nguyên	CDER
CPI	Dừng bậc 1	Sai phân bậc 1	DCPI

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ phần mềm Eviews 6

Để xác định mối quan hệ giữa các biến trước khi đưa vào mô hình VAR, nhóm tác giả kiểm định quan hệ nhân quả Granger cho các biến. Kết quả trình bày ở Bảng 5.

Bảng 5. Kết quả kiểm định quan hệ nhân quả Granger

Biến	H₀₁: VNIBOR không có quan hệ nhân quả Granger đến biến		H₀₂: Biến không có quan hệ nhân quả Granger đến DCPI	
	F-Statistic	p-value	F-Statistic	p-value
1/2000 – 12/2007				
DLER	2,94829	0,0249	2,82251	0,0301
DDER	6,25726	0,0002	1,55300	0,1947
DCPI	1,23021	0,3045		
1/2008 – 7/2013				
DLER	0,87670	0,5077	2,73097	0,0365
DER	2,11642	0,0787	1,19360	0,3258
DCPI	1,31874	0,2714		

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ phần mềm Eviews 6

Ở giai đoạn trước khủng hoảng lãi suất chính sách (VNIBOR) ảnh hưởng rất mạnh đến lãi suất cho vay và huy động của hệ thống NHTM, trong khi lãi suất chính sách không ảnh hưởng đến lạm phát (CPI). Trong lãi suất cho vay và lãi suất huy động của NHTM thì chỉ có lãi suất cho vay có ảnh hưởng đến lạm phát. Trong giai đoạn khủng hoảng (2008 – 7/2013) lãi suất chính sách có tác động đến lãi suất huy động của NHTM, trong khi lãi suất huy động của NHTM không còn tác động đến lạm phát trong giai đoạn này. Phần tiếp theo sẽ sử dụng mô hình VAR để kiểm định và làm rõ nhận định trên.

3. KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

3.1. VAR cho giai đoạn trước khủng hoảng

Nhóm tác giả sử dụng dữ liệu theo tháng từ 1/2000 - 12/2007, kiểm tra tiêu chuẩn độ trễ theo tiêu chuẩn Lag Length Criteria của Eview 6 cho thấy độ trễ phù hợp là 4.

**Bảng 6. Lựa chọn tiêu chuẩn độ trễ cho VAR
Mô hình với DLER**

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-183,1678	NA	0,021080	4,654194	4,743520	4,690008
1	-19,66115	310,6626	0,000443	0,791529	1,148833*	0,934782*
2	-11,65206	14,61658	0,000455	0,816302	1,441583	1,066995
3	4,115504	27,59324	0,000385	0,647112	1,540372	1,005246
4	16,01460	19,93098*	0,000360*	0,574635*	1,735873	1,040209
5	21,51446	8,799775	0,000396	0,662139	2,091355	1,235152
6	24,65558	4,790215	0,000463	0,808610	2,505804	1,489064
7	30,58228	8,593717	0,000508	0,885443	2,850615	1,673337
8	33,29447	3,729265	0,000608	1,042638	3,275788	1,937972

* indicates lag order selected by the criterion

Mô hình với DDER

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-185,3672	NA	0,022271	4,709179	4,798505	4,744992
1	-1,777916	348,8196	0,000283*	0,344448*	0,701752*	0,487701*
2	3,921797	10,40198	0,000308	0,426955	1,052237	0,677649
3	14,37728	18,29709	0,000298	0,390568	1,283828	0,748702
4	24,96501	17,73446*	0,000288	0,350875	1,512113	0,816448
5	31,18298	9,948744	0,000311	0,420426	1,849642	0,993439
6	42,19385	16,79159	0,000299	0,370154	2,067348	1,050607
7	49,96637	11,27014	0,000313	0,400841	2,366013	1,188735
8	57,27016	10,04271	0,000334	0,443246	2,676396	1,338580

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ phần mềm Eviews 6

Nhóm tác giả sử dụng mô hình VAR(4) lần lượt cho lãi suất cho vay và lãi suất huy động của hệ thống NHTM cho kết quả:

Bảng 7. Kết quả mô hình VAR cho DLER và DDER

Biến độc lập	VNIBOR	DLER	DCPI
Hệ số chặn	1,351096**	-0,174824	1,166512*
VNIBOR(-1)	0,876550***	0,060213	0,004339
VNIBOR(-2)	-0,018843	0,053337	-0,130871
VNIBOR(-3)	-0,030246	0,007239	0,017052
VNIBOR(-4)	-0,025182	-0,096470*	-0,049249
DLER(-1)	0,087119	0,044626	-0,379333
DLER(-2)	0,260323	-0,022291	0,036820
DLER(-3)	-0,641016***	-0,012906	-0,430152*
DLER(-4)	0,173187	0,097506	0,545084*
DCPI(-1)	0,194354*	0,003966	0,351262**
DCPI(-2)	0,077167	0,067680	0,067109

DCPI(-3)	-0,153400	-0,112891**	0,149941
DCPI(-4)	-0,054422	0,123500**	-0,057620
Biến độc lập	VNIBOR	DDER	DCPI
Hệ số chặn	1,482934**	-0,072406	1,405239**
VNIBOR(-1)	0,829780***	0,125833***	-0,104139
VNIBOR(-2)	-0,007606	0,023903	0,042279
VNIBOR(-3)	0,052112	-0,033125	0,019638
VNIBOR(-4)	-0,091792	-0,101962*	-0,148849
DDER(-1)	0,047332	-0,060712	-0,646079**
DDER(-2)	-0,171210	-0,008337	-0,093690
DDER(-3)	0,063358	0,126729	0,127175
DDER(-4)	0,070027	-0,056493	0,085351
DCPI(-1)	0,137060	-0,034447	0,306412**
DCPI(-2)	0,149926	0,008361	0,112880
DCPI(-3)	-0,125429	0,100865*	0,096483
DCPI(-4)	-0,084651	-0,028436	-0,012423

*, **, *** lần lượt có ý nghĩa với mức 10%, 5%, 1%

Nguồn: Kết quả từ Eviews 6

Kết quả mô hình VAR cho thấy lãi suất bình quân liên ngân hàng có tác động đến lãi suất tiền gửi và có tác động đến lãi suất cho vay của NHTM, trong khi đó lãi suất tiền gửi thì tác động đến lạm phát. Kiểm tra tính bền của cả hai mô hình đều thỏa điều kiện bền.

Bảng 8. Kiểm định AR root test

Giá trị kiểm định Root của mô hình VAR với DLER	Giá trị Modulus
0,832843	0,832843
0,637952 - 0,423898i	0,765946
0,637952 + 0,423898i	0,765946
-0,757095	0,757095

0,027719 - 0,752262i	0,752773
0,027719 + 0,752262i	0,752773
-0,406720 - 0,629849i	0,749754
-0,406720 + 0,629849i	0,749754
0,601209 - 0,182688i	0,628353
0,601209 + 0,182688i	0,628353
-0,390302	0,390302
-0,133328	0,133328
Giá trị kiểm định Root của mô hình VAR với DDER	Giá trị Modulus
0,766866	0,766866
0,657885 - 0,206016i	0,689388
0,657885 + 0,206016i	0,689388
-0,388646 - 0,542145i	0,667058
-0,388646 + 0,542145i	0,667058
0,508407 - 0,426289i	0,663475
0,508407 + 0,426289i	0,663475
-0,435167 - 0,371895i	0,572430
-0,435167 + 0,371895i	0,572430
-0,048309 - 0,454846i	0,457404
-0,048309 + 0,454846i	0,457404
-0,279729	0,279729

Mô hình VAR đạt tính bền vì tất cả các giá trị kiểm định đều nằm trong vòng tròn đơn vị

Nguồn: Kết quả từ Eviews 6

Kiểm định mức độ tự tương quan của mô hình (LM test) cho thấy mô hình không còn tự tương quan cho nên mô hình VAR phù hợp.

Bảng 9. Kiểm định LM test cho VAR**Mô hình với DLER**

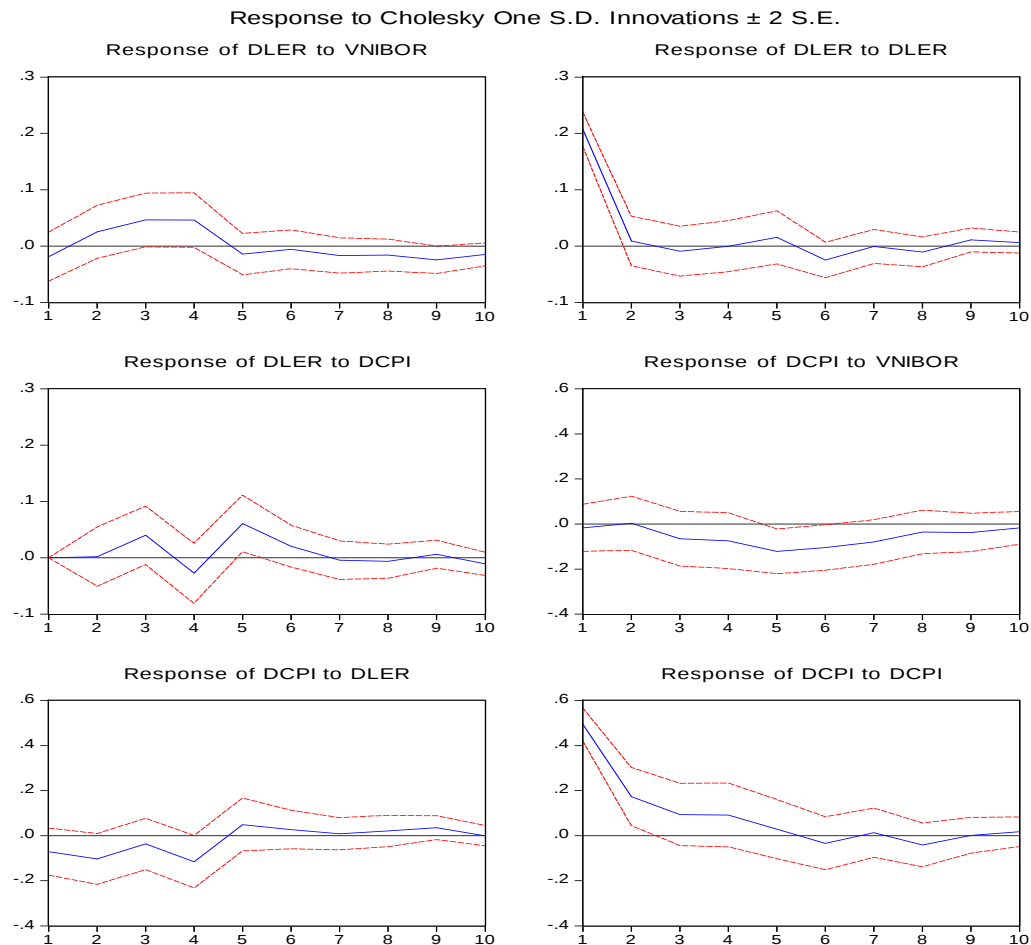
Lags	LM-Stat	Prob
1	6,318360	0,7077
2	7,681186	0,5666
3	3,916581	0,9168
4	4,121039	0,9033
5	10,07112	0,3448
6	9,849230	0,3628
7	4,845651	0,8476
8	11,69143	0,2313
9	9,207662	0,4183
10	11,21679	0,2611
11	6,336638	0,7058
12	9,477654	0,3944

Mô hình với DDER

Lags	LM-Stat	Prob
1	9,436887	0,3980
2	10,37316	0,3211
3	13,48707	0,1418
4	8,144409	0,5197
5	12,47927	0,1876
6	19,31205	0,0227
7	8,576477	0,4773
8	10,80499	0,2893
9	8,053794	0,5287
10	4,451709	0,8793
11	5,263013	0,8108
12	4,969552	0,8370

Nguồn: Kết quả từ Eviews 6

Sử dụng hàm phản ứng xung để kiểm định quá trình truyền dẫn của CSTT qua kênh lãi suất NHTM (lãi suất cho vay và lãi suất huy động) đến lạm phát cho kết quả ở Hình 1 (cho DLER), và Hình 2 (cho DDER).

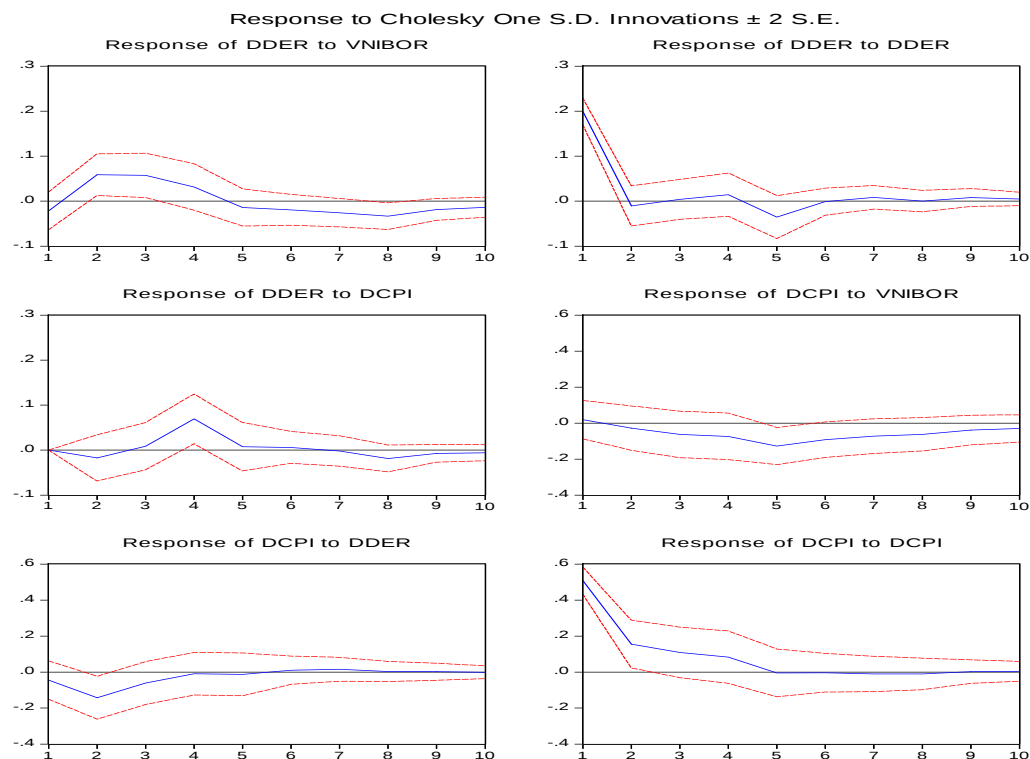


Hình 1. Hàm phản ứng xung cho VAR với DLER

Nguồn: Kết quả IRF từ Eviews 6

Kết quả hàm phản ứng xung cho thấy lãi suất cho vay trên thị trường phản ứng cùng chiều với cú sốc tăng trong lãi suất điều hành (cụ thể là VNIBOR) và có độ trễ 1 tháng. Điều này phản ánh có dẫn truyền kênh lãi suất tại VN giai đoạn trước khủng hoảng. Thêm vào đó lạm phát có phản ứng ngược chiều với cú sốc tăng lãi suất điều hành và lãi

suất cho vay của NHTM. Tuy nhiên phản ứng của lạm phát với lãi suất cho vay là tức thời còn với lãi suất điều hành có độ trễ 2 tháng. Có thể kết luận rằng IRC tồn tại ở VN giai đoạn trước khủng hoảng thông qua lãi suất cho vay. Lãi suất điều hành tăng sẽ làm tăng lãi suất cho vay và kiểm soát lạm phát. Tuy nhiên, quá trình truyền dẫn có độ trễ từ lãi suất điều hành đến lãi suất cho vay của thị trường thời gian một tháng và đến lạm phát là hai tháng. Quá trình truyền dẫn kết thúc sau khoảng 5 tháng.



Hình 2. Hàm phản ứng xung cho VAR với DDER

Nguồn: Kết quả IRF từ Eviews 6

Thông qua kênh lãi suất huy động, truyền dẫn của CSTT diễn ra nhanh hơn và phản ứng của lạm phát cũng tương tự như kênh lãi suất cho vay. Tuy nhiên, quá trình truyền dẫn diễn ra nhanh và kết thúc nhanh hơn khi phản ứng của CPI kết thúc ở tháng thứ 4.

Như vậy, giai đoạn trước khủng hoảng, kênh IRC tồn tại ở cả lãi suất cho vay và huy động của NHTM, trong đó kênh lãi suất huy động phản ứng nhanh hơn và cũng kết thúc nhanh hơn kênh lãi suất cho vay. Để xem xét IRC trong giai đoạn khủng hoảng, nhóm

tác giả sử dụng mô hình VAR trên cho chuỗi dữ liệu từ tháng 1/2008 - 12/2010 (Bảng 10).

3.3. Kết quả mô hình VAR cho giai đoạn khủng hoảng

Kiểm tra tiêu chuẩn độ trễ cho thấy mô hình thích hợp với độ trễ 2 là thích hợp:

Bảng 10. Lựa chọn tiêu chuẩn độ trễ cho VAR

Mô hình với DLER

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-386,9105	NA	88,53478	12,99702	13,10173	13,03798
1	-306,8547	149,4376	8,293336	10,62849	11,04736*	10,79233*
2	-294,6712	21,52408*	7,477851*	10,52237*	11,25540	10,80910
3	-291,6027	5,114283	9,169423	10,72009	11,76726	11,12970
4	-283,7915	12,23749	9,650609	10,75972	12,12104	11,29221
5	-278,8226	7,287739	11,24683	10,89409	12,56956	11,54946
6	-272,7870	8,248586	12,76743	10,99290	12,98253	11,77115

Mô hình với DER

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-231,3628	NA	14,10502	11,16013	11,28425	11,20563
1	-178,8844	94,96091	1,782186	9,089735	9,586212*	9,271713
2	-164,2626	24,36971*	1,374121	8,822029	9,690864	9,140491*
3	-159,7099	6,937446	1,730008	9,033805	10,27500	9,488751
4	-149,4572	14,15846	1,687912	8,974154	10,58770	9,565584
5	-138,5171	13,54487	1,631439	8,881769	10,86768	9,609683
6	-123,7218	16,20442	1,355299	8,605800	10,96407	9,470198

Nguồn: Kết quả từ Eviews 6

Nhóm tác giả xây dựng VAR(2) lần lượt cho DLER và DER giai đoạn 2008 – 2013 cho kết quả ở Bảng 11.

Bảng 11. Kết quả mô hình VAR cho DLER và DER

Biến độc lập	DVNIBOR	DLER	DCPI
DVNIBOR(-1)	-0,239410	0,008004	0,196759*
DVNIBOR(-2)	0,221048	0,040397	0,070792
DLER(-1)	-0,207617	0,786543***	-0,768641***
DLER(-2)	0,092306	0,107540	0,808953***
DCPI(-1)	0,318127*	0,085457	0,609181***
DCPI(-2)	-0,076984	-0,069374	0,178558
C	1,302695	1,102546	-0,541259
	DVNIBOR	DER	DCPI
DVNIBOR(-1)	-0,429643***	0,181259**	0,345184
DVNIBOR(-2)	0,053646	0,224773**	0,254756
DER(-1)	0,376141**	1,112148***	0,272709
DER(-2)	-0,580011***	-0,284932**	-0,274817
DCPI(-1)	0,203236***	0,074357*	-0,174697
DCPI(-2)	0,106512	0,051410	0,129982
C	2,164341***	1,848095***	-0,076726

*, **, *** lần lượt có ý nghĩa với mức 10%, 5%, 1% Nguồn: Kết quả từ Eviews 6

Kiểm định độ bền của mô hình với AR root test cho thấy cả hai mô hình đều thoả tính bền.

Bảng 12. Kiểm định độ ổn định cho mô hình

Giá trị Root cho VAR với DLER	Giá trị Modulus
0,927041	0,927041
0,847907	0,847907
-0,610904	0,610904
0,356204	0,356204
-0,181967 - 0,215415i	0,281985
-0,181967 + 0,215415i	0,281985

Không có giá trị Root nào nằm ngoài đường tròn đơn vị nên mô hình VAR đạt tiêu chuẩn bền

Giá trị Root cho VAR với DLER	Giá trị Modulus
0,808123 - 0,300660i	0,862241
0,808123 + 0,300660i	0,862241
-0,397010 - 0,217444i	0,452658
-0,397010 + 0,217444i	0,452658
-0,449757	0,449757
0,135340	0,135340

Không có giá trị Root nào nằm ngoài đường tròn đơn vị nên mô hình VAR đạt tiêu chuẩn bền

Nguồn: Kết quả từ Eviews 6

Kiểm tra tiêu chuẩn tự tương quan qua LM test cho thấy mô hình VAR không còn tự tương quan nên phù hợp.

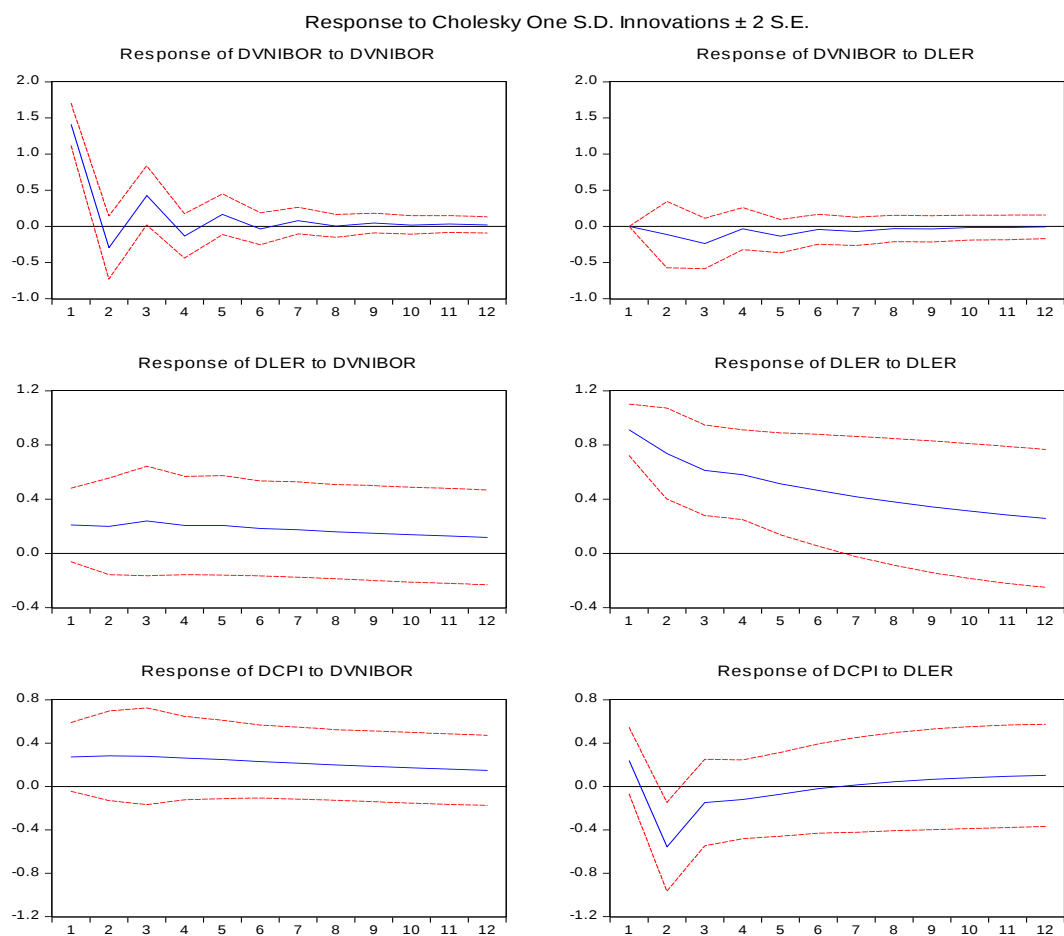
Bảng 13. Kiểm định LM test cho VAR

Mô hình với DLER		
Lags	LM-Stat	Prob
1	14,15657	0,1169
2	8,764308	0,4593
3	6,932171	0,6442
4	14,61168	0,1022
5	9,131839	0,4252
6	9,864631	0,3616
7	12,62929	0,1801
8	12,75983	0,1738
Mô hình với DER		
Lags	LM-Stat	Prob
1	11,36865	0,2513
2	11,29732	0,2559
3	5,665168	0,7729
4	8,880593	0,4484

5	7,967176	0,5375
6	7,414719	0,5940
7	7,309952	0,6049
8	4,334793	0,8880

Nguồn: Kết quả từ Eviews 6.

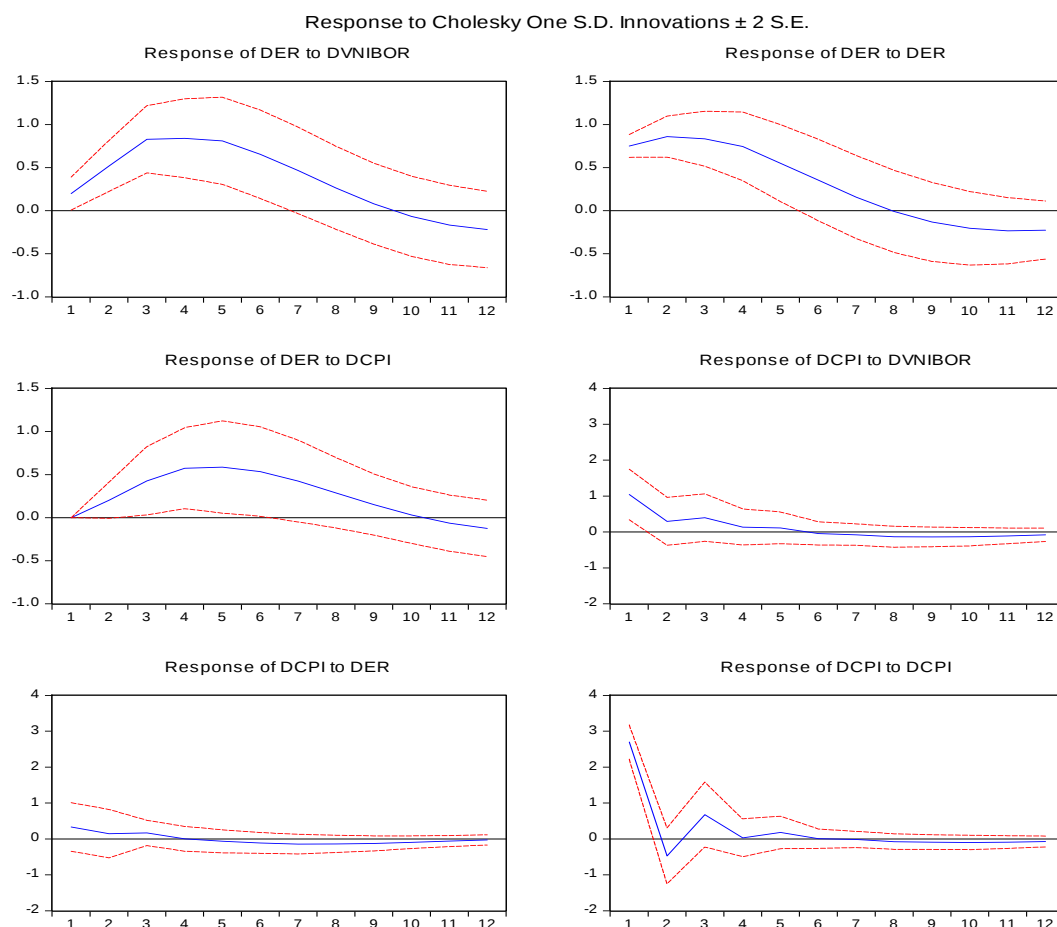
Sử dụng hàm phản ứng xung lần lượt cho mô hình VAR với DLER và DER cho kết quả ở Hình 3 (cho DLER) và Hình 4 (cho DER).



Hình 3. Kết quả hàm phản ứng xung cho mô hình VAR với DLER

Nguồn: Kết quả IRF từ Eviews 6

Giai đoạn 2008 – 2013, kết quả khá khác biệt với giai đoạn 2000 – 2007. Trong giai đoạn này lãi suất cho vay thị trường phản ứng rất mạnh với cú sốc tăng trong lãi suất điều hành và có dấu hiệu không dừng. Trong khi đó lạm phát phản ứng dương với lãi suất điều hành nhưng phản ứng âm trong ngắn hạn với lãi suất cho vay. Có nghĩa là cú sốc tăng lãi suất điều hành dẫn đến suất thị trường tăng còn lạm phát giảm trong ngắn hạn, sau đó làm gia tăng lạm phát. Điều này cho thấy ở giai đoạn khủng hoảng IRC tồn tại trong ngắn hạn. Lạm phát tăng trong dài hạn khi lãi suất điều hành tăng có thể do nguyên nhân từ kênh chi phí (Cost Channel) trong truyền dẫn của CSTT. Xét lãi suất huy động của NHTM cho kết quả hàm phản ứng xung.



Hình 4. Kết quả hàm phản ứng xung cho mô hình VAR với DER

Nguồn: Kết quả IRF từ Eviews 6

Với IRC qua lãi suất huy động giai đoạn 2008 – 2013 cũng có kết quả khá giống và cũng có khác biệt IRC qua kênh lãi suất cho vay. Có nghĩa rằng lạm phát phản ứng dương với cú sốc tăng trong lãi suất điều hành, sau đó giảm dần đến kì thứ 6 thì dừng hẳn. Trong khi đó lãi suất huy động của NHTM phản ứng rất mạnh với cú sốc trong lãi suất điều hành nhưng trong dài hạn cũng tắt dần.

Như vậy, kênh lãi suất (IRC) đã thay đổi khá mạnh trong giai đoạn khủng hoảng so với giai đoạn trước khủng hoảng. Kênh lãi suất qua lãi suất NHTM tồn tại kênh chi phí (lãi suất tăng làm lạm phát tăng) trong truyền dẫn CSTT.

4. KẾT LUẬN VÀ GỢI Ý CHÍNH SÁCH

4.1. Kết luận

Mô hình VAR cho thấy:

- Giai đoạn trước khủng hoảng, IRC tồn tại đúng với lý thuyết tại VN thông qua cả lãi suất cho vay lẫn lãi suất huy động của NHTM. Lạm phát sẽ giảm khi lãi suất điều hành tăng. CSTT truyền dẫn qua IRC nhanh chóng và kết thúc sau khoảng 5 tháng.

- Giai đoạn khủng hoảng, lãi suất điều hành không còn truyền dẫn mạnh qua lãi suất cho vay và huy động của NHTM như lý thuyết. Khi có cú sốc tăng trong lãi suất điều hành, lãi suất huy động tăng mạnh, lãi suất cho vay cũng tăng, tuy nhiên lạm phát lại không giảm mà lại tăng. Lãi suất điều hành tăng khiến lạm phát tăng, điều này chứng tỏ giai đoạn 2008 – 2013 có tồn tại kênh chi phí trong truyền dẫn CSTT. Nghiên cứu của Tillmann (2008) xem xét đường cong Phillips thuộc trường phái Keynes mới, theo đó khi lãi suất cao hơn làm tăng chi phí sản xuất biên và làm gia tăng lạm phát tại Anh. Nhiều nghiên cứu xác định CSTT ảnh hưởng tới bên cầu trong nền kinh tế bằng cách thay đổi lãi suất thực, làm ảnh hưởng đến hoạt động đầu tư và tiêu dùng của các thành phần trong nền kinh tế. Barth & Ramey (2001) lại nghiên cứu theo hướng CSTT tác động đến bên cung trong nền kinh tế hay kênh chi phí của cơ chế truyền dẫn CSTT (Cost channel). Nhóm tác giả đề xuất mở rộng nghiên cứu này ở một nghiên cứu khác để làm rõ kênh chi phí tại VN trong truyền dẫn của CSTT.

4.2. Gợi ý chính sách

Để CSTT tại VN được thực thi và đạt mục tiêu đã đề ra, đặc biệt trong giai đoạn hiện nay cần quan tâm đến các vấn đề sau:

- Công cụ lãi suất tác động đến lãi suất huy động và cho vay của hệ thống NHTM trong giai đoạn khủng hoảng kinh tế, mặc dù không truyền dẫn mạnh như thời gian trước

đó và luôn có độ trễ nhất định. Do đó, NHNN cần thận trọng khi điều tiết, thay đổi chính sách lãi suất phải dự đoán sự tác động của các cú sốc trong CSTT lên lãi suất thị trường và các chủ thể gửi tiền và vay. Trong giai đoạn khủng hoảng khi lãi suất điều hành tăng làm gia tăng lãi suất của thị trường, làm tăng chi phí đầu vào của doanh nghiệp nên càng làm tăng lạm phát cho nên trong giai đoạn khủng hoảng, NHNN thay vì tăng lãi suất nên giữ ổn định lãi suất điều hành của mình sẽ có tác động tốt hơn.

- Tuy nhiên trong điều kiện hiện nay lãi suất đang có chiều hướng giảm nhằm tăng trưởng tín dụng, NHNN luôn kiểm soát lãi suất thị trường khi xác lập mức trần lãi suất huy động nhằm hạn chế nguy cơ tái lạm phát. Trong thời gian 2011 -2013 vừa qua, lãi suất được điều chỉnh giảm xuống, tạo điều kiện cho doanh nghiệp tiếp cận vốn vay từ NHTM. Trong điều kiện đó, việc NHNN cần quan tâm là kiểm soát lãi suất huy động và cho vay của NHTM theo hướng của CSTT, tránh phản ứng ngược, đảm bảo lãi suất huy động và cho vay của NHTM cũng giảm, giúp chi phí đầu vào của doanh nghiệp giảm để kích thích sản xuất trong nền kinh tế ■

Ghi chú

[1] VECM là mô hình thay thế VAR trong trường hợp dữ liệu theo thời gian có đồng liên kết.

Tài liệu tham khảo

- Allen, F., Gale, D. (2000), “Comparing Financial Systems”, *Cambridge, MA: MIT Press*.
- Allen, F., Gale, D. (2004), “Comparative Financial Systems: A Discussion”, In: Bhattacharya, S., Boot, A., Thakor, A. (Eds.), *Credit, Intermediation, and the Macroeconomy Issue*, Oxford University Press, Oxford, p. 699–770.
- 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., & Blinder, A. S. (1992), “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission”, *American Economic Review*, Volume 82, p. 901–921.
- Buigut, S. (2009), *Monetary Policy Transmission Mechanism: Implications for the Proposed East African Community (EAC) Monetary Union*. Available at: <http://www.csae.ox.ac.uk/conferences/2009-EDiA/papers/300-Buigut.pdf>. [Accessed 21 10 2013].
- Buttiglione, L., Del Giovane, P., Tristani, O. (1997), *Monetary Policy Actions and the Term Structure of Interest Rates: A Cross-Country Analysis*, s.l.: Working Paper No.306/97, Banca D'Italia..
- Cecchetti, S. (1995), “Distinguishing Theories of the Monetary Transmission Mechanism, Review”, *Federal Reserve Bank of St. Louis*, Volume 77, p. 83–97.

- Cook, T., Hahn, T.(1989), “The Effect of Changes in the Federal Funds Rate Target on Market Interest Rates in the 1970s”, *Journal of Monetary Economics*, Volume 24, p. 331–351.
- 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.
- Disyatat, P., Vongsiririkul, P. (2003), “Monetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand”, *Journal of Asian Economics*, Volume 14, p. 389–418.
- 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.
- Evans, C., Marshall, D. (1998), “Monetary Policy and the Term Structure of Nominal Interest Rates: Evidence and Theory”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Volume 49, p. 53–111.
- Favero, C., Iacone, F., Pifferi, M. (1996), *Monetary Policy, Forward Rates and Long Rates: Does Germany Differ from the Unites States?*, CEPR Working Paper No. 1456.
- Friedman, M., (1956), “The Quantity Theory of Money: A Restatement”, In: M. Friedman, *Studies in the Quantity Theory of Money*, Chicago University Press, Chicago.
- Haldane, A., Read, V.(2000), *Monetary Policy Surprises and the Yield Curve*, Working Paper No. 106, Bank of England.
- Hannan, T.H., Liang, J.N. (1993), “Inferring Market Power from Time-Series Data: The Case of the Banking Firm”, *International Journal of Industrial Organization*, Volume 11, p. 205–218.
- Honda, Y. (2004), “Bank Capital Regulations and the Transmission Mechanism”, *Journal of Policy Modeling*, Volume 26, p. 675–688.
- Kuttner, K.(2001), “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Future Market”, *Journal of Monetary Economics*, Volume 47, p. 523–544.
- Lico Reis, Roberto de Paula (2008), *Dictionary of Financial and Business Terms*, 1 ed. s.l.: McGraw – Hill.
- Lindberg, H., Mitlid, K., Sellin, P. (1997), “Monetary Tactics with an Inflation Target: The Swedish Case”, *BIS Conference Papers - Implementation and Tactics of Monetary Policy: Bank for International Settlements, Basle*, Volume 3, p. 231–249.
- Lula G., Mengesha Mark, J. Holmes (2013), “Monetary Policy and Its Transmission Mechanisms in Eritrea”, *Journal of Policy Modeling*, Issue <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpolmod.2013.06.001>.
- Mugume, A. (2011), *Monetary Transmission Mechanisms in Uganda*, Kampala: Bank of Uganda Working Paper.
- Mukherjee, S., Bhattacharya, R.(2011), *Inflation Targeting and Monetary Policy Transmission Mechanisms in Emerging Market Economies*, s.l.: IMF Working Paper (WP/11/229).

- Piti Disyatat, Pinnarat Vongsinsirikul (2003), “Monetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand”, *Journal of Asian Economics*, Volume 14, p. 389–418.
- Ramlogan, C. (2007), “Mechanism of Monetary Policy in Small Developing Countries: An Application to Trinidad and Tobago”, *Journal of Developing Areas*, Volume 41, p. 79–91.
- Ries Wulandari (2012), “Do Credit Channel and Interest Rate Channel Play Important Role in Monetary Transmission Mechanism in Indonesia?: A Structural Vector Autoregression Model”, *Procedia - Social and Behavioral Sciences* 5, 557-563.
- Romer, C. & Romer D.(1990), “New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism”, *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 149-198.
- Sims, C. (1980), “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, Volume 48, pp. 1-48.
- Sims, C. (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time-Series Facts: The Effects of Monetary Policy”, *European Economic Review*, Volume 36, pp. 975-1011.
- Tillmann, P. (2008), “Do Interest Rates Drive Inflation Dynamics? An Analysis of the Cost Channel of Monetary Transmission”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, Volume 32, p. 2723–2744.