

# Tác động của chính sách tiền tệ đến thị trường chứng khoán: Bằng chứng tại Việt Nam

**DƯƠNG NGỌC MAI PHƯƠNG, VŨ THỊ PHƯƠNG ANH**

**ĐỖ THỊ TRÚC ĐÀO & NGUYỄN HỮU TUẤN**

Trường Đại học Kinh tế-Tài chính TP.HCM

Nhận bài: 19/09/2015 – Duyệt đăng: 26/10/2015

**N**ghiên cứu này xem xét ảnh hưởng chính sách tiền tệ (CSTT) đến thị trường chứng khoán (TTCK) ở VN. Nghiên cứu sử dụng mô hình *Structural Vector Autoregressive (SVAR)* với các biến gồm lãi suất chính sách của Mỹ đại diện cho các cú sốc ngoại sinh, biến sản lượng công nghiệp, lạm phát, cung tiền, lãi suất và giá chứng khoán đại diện cho nền kinh tế trong nước. Kết quả nghiên cứu cho thấy TTCK chịu ảnh hưởng lớn từ cú sốc CSTT. Cú sốc thắt chặt (mở rộng) của CSTT làm cho TTCK suy giảm (tăng trưởng) tương ứng. Nghiên cứu cũng tìm thấy sản lượng tăng khi có cú sốc tăng của TTCK.

**Từ khóa:** Chính sách tiền tệ, thị trường chứng khoán, Tobin's *Q*, *SVAR*.

## 1. Giới thiệu

Mối quan hệ giữa chính sách tiền tệ (CSTT) và thị trường chứng khoán (TTCK) ngày càng được nhiều nhà đầu tư, nhà nghiên cứu và cơ quan hoạch định chính sách quan tâm. Bởi vì CSTT có các công cụ quan trọng tác động vào nền kinh tế nhằm kiểm soát giá cả và ổn định kinh tế vĩ mô bao hàm cả TTCK. Mishkin (1996) là một trong những nhà kinh tế đầu tiên có những nghiên cứu hệ thống các kênh để CSTT tác động đến giá cả và sản lượng. Ngoài kênh truyền dẫn truyền thống là lãi suất theo trường phái kinh tế học Keynes, Mishkin còn nhấn mạnh đến kênh giá tài sản tài chính. Để thành công khi điều hành CSTT, nhà hoạch định chính sách nên hiểu thấu đáo

các công cụ CSTT tác động đến giá cổ phần như thế nào; từ đó có các điều chỉnh phù hợp. Nhà đầu tư cũng muốn biết tài sản mình sở hữu sẽ chịu ảnh hưởng ở mức độ nào trước các biến chuyển bất ngờ của CSTT. Vì những điều quan trọng này, nghiên cứu về tác động của CSTT đến TTCK nên được thực hiện. Trong nghiên cứu này, tác giả tiếp cận tác động của các yếu tố vĩ mô đến TTCK theo lý thuyết kênh truyền dẫn giá tài sản của CSTT.

Nghiên cứu tập trung vào phân tích và đo lường chuyển động của TTCK thông qua giá tài sản cổ phần với đại diện là chỉ số giá chứng khoán (CSGCK)<sup>1</sup> thay đổi như thế nào trước cú sốc bất ngờ của của các công cụ CSTT.

<sup>1</sup> Trong các phân phân tích sau của nghiên cứu này tác giả đồng nhất CSGCK và TTCK.

## 2. Mối quan hệ của chính sách tiền tệ và TTCK

### 2.1. Ảnh hưởng của CSTT lên TTCK

Các nhà kinh tế cho rằng CSTT đóng một vai trò quan trọng trong biến động của giá chứng khoán. Xem xét mô hình định giá chứng khoán bằng phương pháp chiết khấu dòng cổ tức. Smirlock & Yawitz, (1985) lập luận CSTT ảnh hưởng đến lãi suất thị trường và từ đó sẽ ảnh hưởng đến giá cổ phiếu thông qua hai kênh chính. Đầu tiên, chính sách thắt chặt tiền tệ có thể được tiến hành thông qua việc tăng lãi suất chính sách ví dụ như tăng lãi suất cơ bản, dẫn đến việc tăng lãi suất thị trường được sử dụng để chiết khấu dòng tiền trong mô hình định giá. Điều này dẫn đến giá

cổ phiếu giảm đi. Kênh thứ hai là thông qua tác động của CSTT đối với sự mong đợi của dòng tiền trong tương lai chẳng hạn như thu nhập của công ty. CSTT thắt chặt có thể ảnh hưởng đến hoạt động kinh tế và sẽ ảnh hưởng đến thu nhập tiềm năng của doanh nghiệp trong tương lai. Theo giải thích của Bernanke và Gertler (1995), tăng lãi suất gây ra bởi việc thắt chặt tiền tệ có thể làm giảm dòng tiền ròng công ty. Bởi vì thắt chặt CSTT làm giảm tổng cầu và chi tiêu tiêu dùng và tăng chi phí lãi vay phải trả. Ngoài ra, khi lãi suất thị trường tăng sẽ làm suy giảm khả năng tài chính của công ty, khiến công ty phải đối mặt với một phần bù rủi ro của nguồn vốn tài trợ từ bên ngoài cao hơn. Điều này buộc công ty phải hủy bỏ hoặc hoãn lại cơ hội đầu tư sinh lợi, dẫn đến làm giảm tiềm năng thu nhập trong tương lai của công ty. Mặt khác, các điều kiện thắt chặt tiền tệ có thể ngăn chặn việc cung cấp tín dụng của các ngân hàng thương mại cho doanh nghiệp.

Ngoài ra, CSTT có thể ảnh hưởng đến giá cổ phiếu thông qua phần bù rủi ro. Những kỳ vọng về chu kỳ suy thoái, trong điều kiện thắt chặt tiền tệ có thể khiến các nhà đầu tư xem cổ phiếu là những khoản đầu tư nhiều rủi ro. Để bù đắp cho rủi ro tăng lên, nhà đầu tư yêu cầu mức chiết khấu cao hơn mà điều này chỉ có thể đạt được thông qua giá cổ phiếu thấp.

## 2.2. Phản ứng của CSTT với cú sốc giá chứng khoán

Giá cổ phiếu đóng một vai trò quan trọng điều hành CSTT. Bên cạnh mục tiêu ứng phó lạm phát để giảm thiểu những biến động kinh tế, CSTT có thể xem xét giá tài sản nói chung và giá chứng khoán nói riêng như là mục tiêu khi thiết

lập chính sách tiền tệ. Điều này có thể xem xét qua hệ số Tobin's Q. Tobin's Q được xác định như sau:

$$q = \text{Giá thị trường của các hãng} : \text{Chi phí thay thế vốn}$$

Nếu q tăng thì giá thị trường của các hãng cao hơn so với phí thay thế vốn, nghĩa là vốn của một nhà máy và thiết bị mới là rẻ so với giá trị thị trường của các hãng kinh doanh. Do đó, các công ty có thể phát hành cổ phiếu và được giá cao so với phí thay thế tài sản mới. Do vậy, chi tiêu đầu tư sẽ tăng lên bởi. Điều này làm tổng cầu tăng lên. Mishkin (1996) cho biết, trong câu chuyện của các nhà kinh tế theo quan điểm trọng tiền, khi cung tiền tăng, công chúng thấy mình có tiền nhiều hơn nên chi tiêu nhiều hơn. Nơi người dân có thể chi tiêu nhiều hơn là TTCK. Một sự gia tăng trong cầu cổ phần làm cho giá cổ phần tăng lên. Câu chuyện của trường phái kinh tế học Keynes cũng dẫn đến kết luận tương tự bởi vì sự sụt giảm trong lãi suất bắt nguồn từ CSTT mở rộng làm cho trái phiếu ít hấp dẫn hơn cổ phiếu, nên giá cổ phần tăng lên. Kết hợp những quan điểm này với việc giá cổ phần cao hơn ( $P_c$  tăng) sẽ dẫn đến q cao hơn (q tăng) và do đó chi tiêu đầu tư cao hơn (I tăng) và sản lượng tăng.

Ngược lại, khi cổ phiếu rớt giá sẽ làm giảm giá trị của tài sản đảm bảo của các công ty đối với các khoản vay nên đầu tư của các công ty giảm, ảnh hưởng trực tiếp đến tổng cầu (Bernanke & Gertler, 1989; Bernanke, Gertler, & Gilchrist, 1996). Như vậy giá cổ phiếu trở thành kênh quan trọng đối với điều hành CSTT.

## 2.3. Các bằng chứng thực nghiệm gần đây

Vejjagic & Zarafat (2013) tiến

hành nghiên cứu sự ảnh hưởng của các biến kinh tế vĩ mô bao gồm lãi suất, tỷ giá hối đoái, cung tiền và lạm phát đối với TTCK Malaysia bằng mô hình VECM. Kết quả nghiên cứu cho thấy lạm phát và tỷ giá có tác động ngược chiều, trong khi cung tiền có tác động cùng chiều đối với TTCK Malaysia. Pirovano (2012) nghiên cứu tác động của CSTT khu vực đồng Euro lên giá cổ phiếu ở một số quốc gia thành viên. Nghiên cứu sử dụng mô hình SVAR để mô phỏng các phản ứng của chỉ số giá cổ phiếu trước các cú sốc CSTT. Tác giả tìm thấy giá chứng khoán ở các nước thành viên mới của EU nhạy cảm hơn với những thay đổi trong lãi suất khu vực đồng Euro so với lãi suất nội địa. Mỗi quan hệ này là ngược chiều trong mức ý nghĩa thống kê. Phân tích phân rã phương sai chỉ số giá chứng khoán, nghiên cứu tìm thấy bất ổn của chỉ số giá chứng khoán phần lớn do tỷ giá tạo ra. Poddar, Khachatryan và Sab (2006), kiểm chứng kênh giá tài sản tại Jordan. Tác giả sử dụng mô hình tự hồi qui vec tơ (SVAR) để mô phỏng phản ứng của giá tài sản đối với cú sốc CSTT và ngược lại. Tác giả nhận thấy CSTT tác động không lớn đến giá tài sản. Mashat và Billmeier (2008) cho rằng kênh tỷ giá hối đoái đóng một vai trò mạnh mẽ trong việc lan truyền những cú sốc CSTT từ đến sản lượng và giá cả. Trong khi kênh cho vay và kênh giá tài sản đóng vai trò ít hơn.

Hiện nay ở VN nhiều công trình nghiên cứu tìm bằng chứng về mối quan hệ giữa thị trường chứng khoán và các yếu tố vĩ mô, trong đó có các biến công cụ CSTT. Một số nghiên cứu tiếp cận theo dạng đơn phương trình như Nguyễn Hữu

Tuần (2011); Nguyễn Minh Kiều và Nguyễn Văn Điệp (2013); Bùi Kim Yên và Nguyễn Thái Sơn (2014); Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân (2015)... Nhưng những mô hình này có một vài hạn chế, chẳng hạn như vấn đề nội sinh, các mối quan hệ đồng thời giữa các biến chưa giải thích được. Một số khác tiếp cận theo hệ phương trình. Các nghiên cứu tiếp cận theo hệ phương trình thường sử dụng hệ phương trình VAR và theo cấu trúc đệ quy. Một số nghiên cứu điển hình như: Vo Xuan Vinh & Nguyen Phuc Canh (2014); Huỳnh Thế Nguyên & Nguyễn Quyết (2013),...

Trong nghiên cứu này, tác giả sử dụng cấu trúc mô hình SVAR với dữ liệu gốc, đây là phương pháp mới và hiệu quả được áp dụng ở nhiều quốc gia hiện nay trong việc phân tích chính sách vĩ mô. Mô hình này có ưu điểm lớn là xét đến tác động đồng thời giữa biến chỉ số chứng khoán và các biến số kinh tế vĩ mô có liên quan được ràng buộc theo các lý thuyết kinh tế. Dựa vào đó, ta có thể đánh giá CSGCK thay đổi như thế nào trước cú sốc bất ngờ của các công cụ CSTT và đối với các cú sốc từ bên ngoài. Đồng thời, kết quả cũng cho thấy phản ứng của biến công cụ CSTT trước cú sốc tăng của CSGCK.

### 3. Mô hình phân tích thực nghiệm và dữ liệu nghiên cứu

#### 3.1. Mô hình phân tích thực nghiệm

Tác giả sử dụng mô hình SVAR để phân tích thực nghiệm. SVAR được sử dụng rộng rãi trong phân tích kinh tế vĩ mô và đặc biệt là nền kinh tế tiền tệ, để phân tích tác động của các cú sốc ngoại sinh trong CSTT đối với các biến kinh tế vĩ mô.

Điểm khởi đầu của mô hình VAR không biến ngoại sinh với dạng cấu trúc như sau:

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \Gamma_2 x_{t-2} + \dots + \Gamma_p x_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Trong đó:

$x_t$ : vector (n x 1) các biến nội sinh của mô hình VAR

$x_{t-1}, \dots, x_{t-p}$ : vector (n x 1) giá trị trễ của các biến nội sinh

$B, \Gamma_1, \dots, \Gamma_p$ : ma trận của các tham số (n x n)

$\Gamma_0$ : vector (n x 1) hằng số

$\varepsilon_t$ : vector (n x 1) các nhiễu trắng, không tương quan và phương sai có điều kiện không đổi

Mô hình VAR dạng rút gọn khi nhân hai vế với ma trận B nghịch đảo<sup>2</sup> như sau:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + u_t \quad (2)$$

Trong đó:

$x_t$ : vector (nx1) các biến nội sinh tại thời gian t

$A_0 = B^{-1} \Gamma_0$ : vector hằng số

$A_1 = B^{-1} \Gamma_1, \dots, A_p = B^{-1} \Gamma_p$ : ma trận đa thức trễ các biến nội sinh

$u_t = B^{-1} \varepsilon_t$ : dạng rút gọn ma trận hiệp phương sai

Dạng rút gọn của phương trình 2 có  $N^2p + N + (N(N+1))/2$  tham số được ước lượng:  $N^2p + N$  trong phương trình cho  $x_t$  và  $(N(N+1))/2$  yếu tố trong ma trận hiệp phương sai. Cấu trúc trong phương trình 1 có  $2N + N^2p$  là tham số chưa biết, nhỏ hơn so với  $N^2p + N + (N(N+1))/2$ . Do đó, cần thiết để áp đặt các hạn chế về mô hình dạng rút gọn để xác định hệ thống nguyên thủy. Đặc biệt, dự toán được  $u_t$ , chúng ta sẽ xác định được những cú sốc theo cấu trúc áp đặt phù hợp, hạn chế ý nghĩa kinh tế trên ma trận B.

Như vậy, mô hình SVAR là một hệ thống các phương trình tuyến tính của các biến nội sinh, trong đó, giá trị của mỗi biến ở hiện tại sẽ phụ thuộc độ trễ của chính nó, các biến nội sinh khác. Trong nghiên cứu này, chúng tôi sử dụng mô hình gồm 6 biến theo thứ tự gồm: lãi suất cục dự trữ liên bang Mỹ (FFR), sản lượng công nghiệp (IP), lạm phát (CPI), lãi suất tái chiết khấu (IR), cung tiền M2 (M2) và chỉ số chứng khoán VNINDEX (VNI). Để xác định cấu trúc, chúng ta áp đặt các giới hạn như Neri (2004) và Li et al. (2010). Mối quan hệ giữa cấu trúc rút gọn và cấu trúc chính sai số được trình bày như (3):

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{ffr} \\ \varepsilon_{ip} \\ \varepsilon_{cpi} \\ \varepsilon_{ir} \\ \varepsilon_{m2} \\ \varepsilon_{vni} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & b_{45} & 0 \\ 0 & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{ffr} \\ u_{ip} \\ u_{cpi} \\ u_{ir} \\ u_{m2} \\ u_{vni} \end{pmatrix} \quad (3)$$

Cấu trúc trong (3), được gọi là ma trận A1, biến FFR đại diện cho cú sốc bên ngoài. Sản lượng trong nước (IP) chịu ảnh hưởng đồng thời của FFR và của chính sản lượng. CPI được giả định có mối quan hệ đồng thời với sản FFR, IP và chính CPI. Trong phương trình 4, giả định NHNN điều chỉnh khối lượng tiền theo lãi suất. Theo đó NHNN đặt ra mức lãi suất ngắn hạn. Tác giả cho rằng khi thiết lập các công cụ CSTT, NHNN không quan tâm đến giá trị hiện tại của sản

<sup>2</sup> Giả sử B không suy biến

lượng thực và mức giá, mà quan sát được chỉ chú ý sau một độ trễ.<sup>3</sup> Do đó, lãi suất được định nghĩa là phụ thuộc vào các giá trị cùng thời kỳ của tỷ giá và tổng lượng tiền tệ, và các giá trị trễ của các biến khác trong mô hình (trong kỳ  $h(x_{t-p})$ ), như sau:

$$ir_t = b_{40} + b_{45}m2_t + h(x_{t-p}) + \varepsilon_{t,ir} \quad (4)$$

$\varepsilon$  trong biểu thức (4) đại diện cho cú sốc CSTT.  $\varepsilon$  tăng lên đại diện cho cú sốc mở rộng CSTT,  $\varepsilon$  giảm đại diện cho cú sốc thắt chặt CSTT.

Phương trình 5 đại diện cho trạng thái cân bằng trên thị trường tiền tệ là mối liên kết giữa khối lượng tiền với sản lượng, mức giá và lãi suất. Kết quả phương trình dạng LM như sau:

$$m2_t = b_{50} + b_{52}ip_t + b_{53}cpi_t + b_{54}ir_t + h(x_{t-p}) + \varepsilon_{t,m2} \quad (5)$$

Ở phương trình cuối cùng, chỉ số giá chứng khoán có mối quan hệ đồng thời với tất cả các biến số vĩ mô trong mô hình và cả các biến trễ.

### Mô hình kiểm chứng

Ngoài ma trận được nêu trong (3), tác giả còn sử dụng các ma trận khác để kiểm chứng kết quả thực nghiệm. Các ma trận A2 và A3 và tương ứng là B2 và B3 được sử dụng cho mô hình kiểm chứng.

Với cấu trúc A2, tác giả thay đổi thứ tự các biến trong mô hình cơ sở như sau FFR, IP, CPI, M2, IR và VNI. Đồng thời giả định rằng lãi suất tái chiết khấu sẽ có mối quan hệ với khối lượng tiền và chịu ảnh hưởng bởi lãi suất cục dự trữ liên bang Mỹ, CSTT của Mỹ sẽ ảnh hưởng đến đồng nội tệ VN nên Ngân hàng Nhà nước (NHNN) sẽ dùng lãi suất để điều chỉnh. Ta ước

tính hệ số  $b_{51}$  và  $b_{54}$ .

Thay thế thứ hai, ma trận A3, tác giả ước tính phản ứng xung bằng cách áp đặt một cấu trúc dạng phân rã Cholesky.

Các cấu trúc ma trận kiểm chứng trong mô hình SVAR được tóm lược trong Bảng 1

Với mỗi kết quả ước lượng ma trận A và B, nghiên cứu sử dụng kiểm định LR để kiểm định việc ràng buộc tham số quá mức. Các kết quả ước lượng các ma trận lần lượt được trình bày trong các bảng 3.2, 3.3, 3.4. Cuối mỗi bảng đều có giá trị kiểm định LR với P-value đều ở mức trên 10%. Kết quả này khẳng định các tham số ước lượng của ma trận cấu trúc có thể sử dụng cho mục tiêu phân tích hàm phản ứng xung và phân rã phương sai.

### 3.2. Dữ liệu nghiên cứu thực nghiệm

Chỉ số VN-Index đại diện cho chỉ số giá chứng khoán VN, chỉ số này được thu thập theo tháng, là trung bình của chỉ số VN-Index đóng cửa cuối mỗi ngày giao dịch trong tháng. Cách này giảm bớt sai lệch so với việc lấy chỉ số đầu hoặc cuối mỗi tháng.

Bảng 2 trình bày các biến trong mô hình thực nghiệm. Trong năm biến được sử dụng cho mô hình, biến đại diện cho nhóm biến ngoại sinh là lãi suất Cục Dự trữ Liên bang Mỹ (FFR) phản ánh tác động của thị trường tài chính thế giới đến nền kinh tế trong nước. Bốn biến nội sinh còn lại mô tả nền kinh tế VN. Biến sản lượng công nghiệp (IP) được chọn đại diện cho hoạt động kinh tế thực. Biến giá cả được đại diện bởi chỉ số giá tiêu dùng, biến này được xem như biến mục tiêu cuối cùng của của CSTT. Các biến chính sách

<sup>3</sup> Giả định này là hợp lý khi sử dụng dữ liệu quan sát hàng tháng.

**Bảng 1: Cấu trúc ma trận kiểm chứng A2 và A3**

|            |   |   |
|------------|---|---|
| Ma trận A2 | Quy chuẩn CSTT<br>$ir_t = b_{50} + b_{51}ffr_t + b_{54}m2_t + \varepsilon_{t,ir}$ | $\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & b_{42} & b_{43} & 1 & b_{45} & 0 \\ b_{51} & 0 & 0 & b_{54} & 1 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{ffr} \\ u_{ip} \\ u_{cpi} \\ u_{m2} \\ u_{ir} \\ u_{vni} \end{pmatrix}$           |
| Ma trận A3 | Phân rã Cholesky<br>(Thứ tự biến chuẩn)   | $\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & 1 & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & 1 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{ffr} \\ u_{ip} \\ u_{cpi} \\ u_{ir} \\ u_{m2} \\ u_{vni} \end{pmatrix}$ |

**Bảng 2: Các biến trong mô hình cấu trúc tự hồi quy véc tơ (SVAR)**

| Biến nghiên cứu                   | Ký hiệu | Nguồn  |
|-----------------------------------|---------|--|
| Chỉ số giá chứng khoán (VN-Index) | VNI     | Sở Giao dịch Chứng khoán TP. HCM ( <a href="http://www.hsx.vn">http://www.hsx.vn</a> )                     |
| Lãi suất cực trữ Liên bang Mỹ     | FFR     | Hệ thống Dự trữ Liên bang Mỹ ( <a href="http://www.federalreserve.gov">http://www.federalreserve.gov</a> ) |
| Giá trị sản lượng công nghiệp     | IP      | Tổng cục thống kê VN <a href="https://www.gso.gov.vn/">https://www.gso.gov.vn/</a>                         |
| Giá cả                            | CPI     | Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IFS-IMF)  |
| Lãi suất tái chiết khấu           | IR      | Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IFS-IMF)  |
| Khối lượng tiền M2                | M2      | Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IFS-IMF)  |

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

**Bảng 3: Kết quả ước lượng ma trận A1 cho mô hình SVAR**

| Ma trận ràng buộc A1                  |       |        |        |          |   |
|---------------------------------------|-------|--------|--------|----------|---|
| 1                                     | 0     | 0      | 0      | 0        | 0 |
| -0,056                                | 1     | 0      | 0      | 0        | 0 |
| 0,003                                 | 0,013 | 1      | 0      | 0        | 0 |
| 0                                     | 0     | 0      | 1      | -313,330 | 0 |
| 0                                     | 0,004 | -2,181 | 0,024  | 1        | 0 |
| -0,040                                | 0,092 | 3,210  | -0,007 | 0,132    | 1 |
| Log likelihood 1427,158               |       |        |        |          |   |
| LR kiểm định các ràng buộc quá mức:   |       |        |        |          |   |
| Chi-square(3) 3,537 Probability 0,316 |       |        |        |          |   |

**Bảng 4: Kết quả ước lượng ma trận A2 cho mô hình SVAR**

| Ma trận ràng buộc A2                  |       |        |          |        |   |
|---------------------------------------|-------|--------|----------|--------|---|
| 1                                     | 0     | 0      | 0        | 0      | 0 |
| -0,056                                | 1     | 0      | 0        | 0      | 0 |
| 0,003                                 | 0,013 | 1      | 0        | 0      | 0 |
| 0                                     | 0,004 | -2,144 | 1        | 0,024  | 0 |
| -0,254                                | 0     | 0      | -303,412 | 1      | 0 |
| -0,040                                | 0,092 | 3,210  | 0,132    | -0,007 | 1 |
| Log likelihood 1427,165               |       |        |          |        |   |
| LR kiểm định các ràng buộc quá mức:   |       |        |          |        |   |
| Chi-square(2) 3,524 Probability 0,172 |       |        |          |        |   |

**Bảng 5: Kết quả ước lượng ma trận A3 cho mô hình SVAR**

| Ma trận ràng buộc A3    |        |         |        |       |   |
|-------------------------|--------|---------|--------|-------|---|
| 1                       | 0      | 0       | 0      | 0     | 0 |
| -0,056                  | 1      | 0       | 0      | 0     | 0 |
| 0,003                   | 0,013  | 1       | 0      | 0     | 0 |
| -0,968                  | -0,044 | -85,610 | 1      | 0     | 0 |
| -0,005                  | 0,012  | -0,396  | 0,002  | 1     | 0 |
| -0,040                  | 0,092  | 3,210   | -0,007 | 0,132 | 1 |
| Log likelihood 1428,927 |        |         |        |       |   |

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê.

là khối lượng tiền M2 (M2) và lãi suất tái chiết khấu (IR) đại diện cho công cụ điều hành CSST của NHNN. Tất cả dữ liệu được thu thập từ tháng 1/2005 đến tháng 12/2014. Dữ liệu được biểu diễn với dạng logarit trừ lãi suất.

Nghiên cứu sử dụng chuỗi dữ liệu gốc để ước lượng các tham số trong SVAR<sup>4</sup>. Theo Mala Raghavan và Param. Silvapulle (2007), Abdul Aleem (2010) đều cho rằng khi chuyển các biến có đặc tính không dừng về sai phân bậc 1 để áp dụng VAR thì mô hình đúng nhưng không hiệu quả. Pirovano (2012) đề nghị các dạng mô hình VAR nên sử dụng chuỗi dữ liệu gốc bởi vì:

- Nếu sử dụng mô hình VECM (Vector Error Correction Model) với chuỗi dữ liệu gốc sẽ rất khó xác định chính xác tổ hợp đồng liên kết nếu tồn tại nhiều hơn một tổ hợp đồng liên kết trong tổ hợp các biến. Nếu có tồn tại tổ hợp đồng liên kết, quá trình điều chỉnh về cân bằng dài hạn của tổ hợp này cũng rất dài. Như vậy, trên thực tế gần như không tồn tại trạng thái cân bằng dài hạn.

- Khi sử dụng biến sai phân trong mô hình VAR sẽ bỏ qua các mối quan hệ dài hạn. Điều này làm cho mô hình mất đi tính hiệu quả;

- Mô hình VAR sử dụng chuỗi gốc, các kết quả phản ứng xung tương đồng với kết quả phản ứng xung thu được từ mô hình VECM.

Các đặc điểm thống kê mô tả dữ liệu nghiên cứu được trình bày trong Bảng 6. Bảng 6 cho thấy biến FFR có giá trị dao động nhỏ nhất là 0,07 và lớn nhất là 5,26. Kế tiếp là biến LOGIP với khoảng dao động lớn nhất là 2,29 và thấp nhất là 1,83. Biến LOGCPI dao động trong khoảng 1,76 và 2,16 và biến LOGM2 là 15,68 và 14,70. Đối với biến IR thì khoảng dao động cao nhất là 15 và thấp nhất là 5 và biến LOGVNINDEX cao nhất là 3,05 và thấp nhất là 2,37.

## 4. Kết quả thực nghiệm

### 4.1. Các kiểm định ban đầu

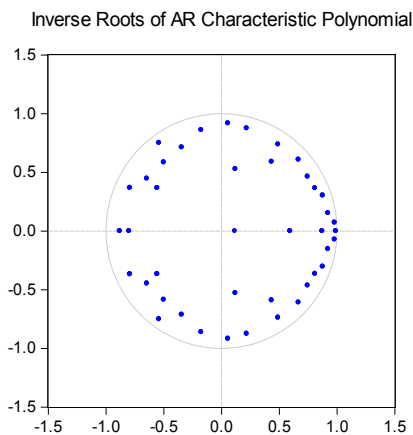
Có nhiều tiêu chí để lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình như LR, FPE, AIC, SC và HQ. Bảng 7 cho thấy tiêu chuẩn LR, FPE và AIC cùng chọn trễ là 7. Nghiên cứu chọn độ trễ bằng 7 cho mô

<sup>4</sup> Các kiểm định nghiệm đơn vị bằng phương pháp ADF và KPSS đều cho thấy các chuỗi dữ liệu là tổ hợp I(1).

hình thực nghiệm. Độ trễ này phù hợp để phản ánh mối liên hệ trễ của các biến số kinh tế và cũng phù hợp để thực hiện các ước lượng phản ứng xung. Kết quả kiểm định tự tương quan (Bảng 8) cũng cho thấy với độ trễ 7 mô hình không có hiện tượng tự tương quan. Ngoài ra, 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.

### 4.1.1. Tự tương quan phần dư của mô hình

**Hình 1: Kết quả kiểm định nghịch đảo đơn vị gốc đa thức AR.**



Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê

## 4.2. Các kết quả phản ứng xung

### 4.2.1. Phản ứng của chỉ số giá chứng khoán

Hình 1 mô phỏng phản ứng của CSGCK đối với cú sốc CPI. Khi xảy ra cú sốc tăng lên 1 đơn vị độ lệch chuẩn của CPI, chỉ số chứng khoán VN có xu hướng giảm với mức tích lũy sau 12 tháng là 0,15% và sau 24 tháng là 0,11%. Điều này phản ánh rằng thị trường đã điều chỉnh tương đồng lý thuyết kinh tế. Khi CPI tăng đồng nghĩa chi phí đầu vào tăng. Điều này tạo ra kỳ vọng về khó khăn trong sản xuất trong tương lai nên thị trường có

**Bảng 6: Thống kê mô tả**

|                    | FFR  | LOGIP | LOGCPI | LOGM2 | IR    | LOGVNINDEX |
|--------------------|------|-------|--------|-------|-------|------------|
| Mean               | 1,59 | 2,11  | 1,98   | 15,25 | 8,22  | 2,68       |
| Median             | 0,18 | 2,11  | 1,98   | 15,28 | 7,00  | 2,68       |
| Standard Deviation | 2,02 | 0,10  | 0,13   | 0,29  | 3,07  | 0,16       |
| Minimum            | 0,07 | 1,83  | 1,76   | 14,70 | 5,00  | 2,37       |
| Maximum            | 5,26 | 2,29  | 2,16   | 15,68 | 15,00 | 3,05       |
| Count              | 120  | 120   | 120    | 120   | 120   | 120        |

Nguồn: Kết quả từ tính toán của tác giả

**Bảng 7: Thống kê các chỉ tiêu để lựa chọn độ trễ tối ưu**

| Trễ | LogL    | LR      | FPE       | AIC     | SC      | HQ      |
|-----|---------|---------|-----------|---------|---------|---------|
| 0   | 188,69  | NA      | 1,54e-09  | -3,26   | -3,12   | -3,20   |
| 1   | 1236,51 | 1964,67 | 2,20e-17  | -21,33  | -20,31  | -20,92  |
| 2   | 1338,76 | 180,76  | 6,77e-18  | -22,51  | -20,62* | -21,74* |
| 3   | 1370,79 | 53,18   | 7,36e-18  | -22,44  | -19,68  | -21,32  |
| 4   | 1397,34 | 41,25   | 8,95e-18  | -22,27  | -18,63  | -20,80  |
| 5   | 1459,01 | 89,21   | 5,91e-18  | -22,73  | -18,22  | -20,90  |
| 6   | 1508,49 | 66,27   | 4,96e-18  | -22,97  | -17,59  | -20,79  |
| 7   | 1575,77 | 82,89*  | 3,12e-18* | -23,53* | -17,27  | -20,99  |
| 8   | 1609,96 | 38,46   | 3,67e-18  | -23,50  | -16,36  | -20,60  |

\* Độ trễ được lựa chọn theo tiêu chuẩn

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê

**Bảng 8: Kiểm định LM về tự tương quan chuỗi của phần dư**

| Độ trễ | Kiểm định LM | Xác suất | Độ trễ | Kiểm định LM | Xác suất |
|--------|--------------|----------|--------|--------------|----------|
| 1      | 29,72        | 0,76     | 7      | 33,56        | 0,59     |
| 2      | 36,54        | 0,44     | 8      | 29,64        | 0,76     |
| 3      | 40,84        | 0,27     | 9      | 37,30        | 0,41     |
| 4      | 41,59        | 0,24     | 10     | 36,03        | 0,47     |
| 5      | 33,70        | 0,58     | 11     | 31,86        | 0,67     |
| 6      | 38,54        | 0,36     | 12     | 44,46        | 0,16     |

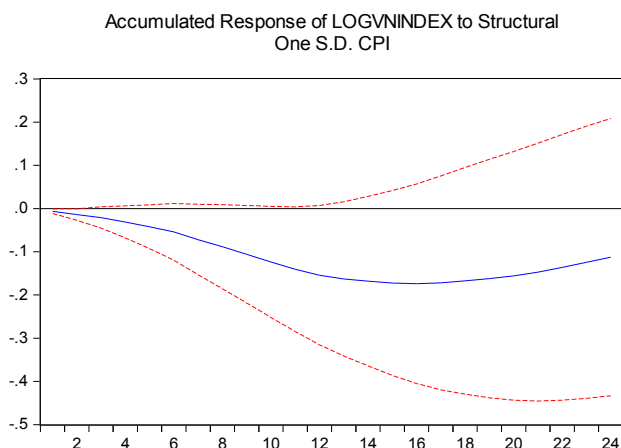
Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê. Giá trị P value của kiểm định ở bảng 4.5 tại độ trễ là 7 đều lớn hơn 10% cho thấy phần dư trong mô hình không bị tự tương quan.

xu hướng bán chứng khoán, dẫn đến giá chứng khoán giảm. Bên cạnh đó, CPI tăng lên còn phản ánh thêm một vấn đề là đồng nội tệ mất giá hoặc lãi suất có thể tăng, cho nên nhà đầu tư sẽ bán chứng khoán ra sớm, có thể điều này làm chỉ số chứng khoán giảm.

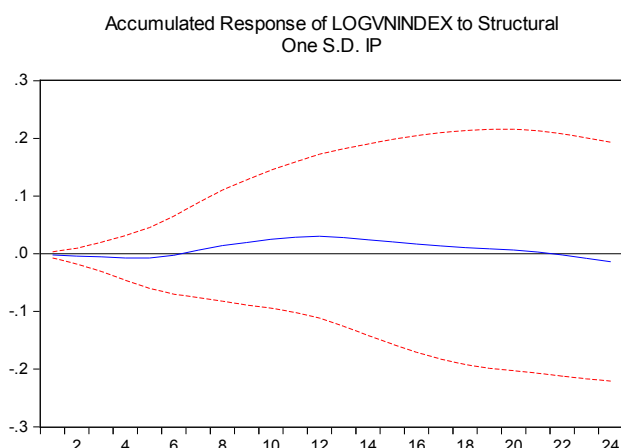
Hình 3 mô phỏng phản ứng của CSGCK trước cú sốc sản lượng.

Khi sản lượng công nghiệp bất ngờ tăng 1 đơn vị độ lệch chuẩn thì TTCK giảm nhẹ trước khi tăng lên. Ở đây tác giả nhận thấy có hiện tượng puzzle.CSGCK có mức thay đổi nhỏ, không đáng kể trong khoảng 6 tháng đầu kỳ, sau đó có xu hướng tăng. Việc tăng đột ngột sản lượng công nghiệp có thể chưa đủ thuyết phục để nhà đầu tư hành

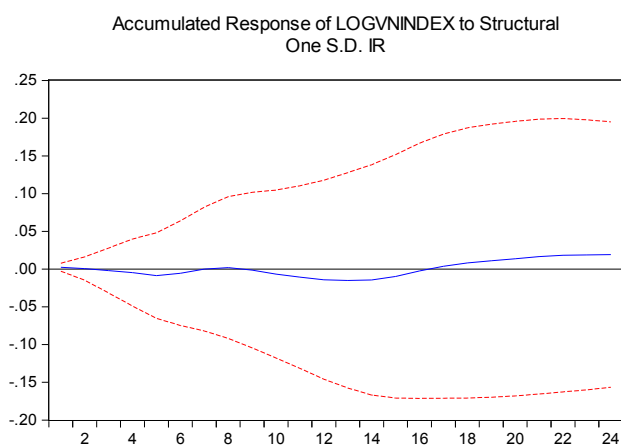
**Hình 2: Phản ứng của VNINDEX trước cú sốc CPI**



**Hình 3: Phản ứng của VNINDEX trước cú sốc sản lượng công nghiệp**



**Hình 4: Phản ứng của VNINDEX trước cú sốc lãi suất tái chiết khấu**



Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê

động ngay, mà đợi đến khi thông tin chắc chắn mới hành động. Kết quả này cũng tương tự với nghiên cứu của Pirovano (2012) trong trường hợp của quốc gia Hungary.

Hình 4 mô phỏng phản ứng của CSGCK trước cú sốc thắt chặt CSTT. Khi xảy ra cú sốc tăng lên 1 đơn vị độ lệch chuẩn của lãi suất tái chiết khấu (IR), TTCK VN sẽ giảm chậm với mức tích lũy vào tháng thứ 3 là 0,002%; đến tháng thứ 5 lại bắt đầu tăng trở lại, nhưng giảm mạnh vào tháng thứ 8. Điều này đúng với thực tế, khi lãi suất tái chiết khấu tăng lên thể hiện việc thắt chặt CSTT, cụ thể thị trường tài chính hiện tại có tỷ trọng và vốn hóa thị trường nhỏ, kênh cung cấp vốn cho thị trường kinh tế chủ yếu là ở kênh ngân hàng, cho nên khi lãi suất tăng khiến lãi suất cho vay tăng, tạo áp lực về vốn cho thị trường và gia tăng chi phí của doanh nghiệp, dẫn đến tỷ suất sinh lợi giảm khiến nhà đầu tư có xu hướng bán cổ phiếu. Thêm vào đó, công ty không mở rộng đầu tư nên không có nguồn cung mới làm suy giảm đầu tư nên TTCK VN giảm.

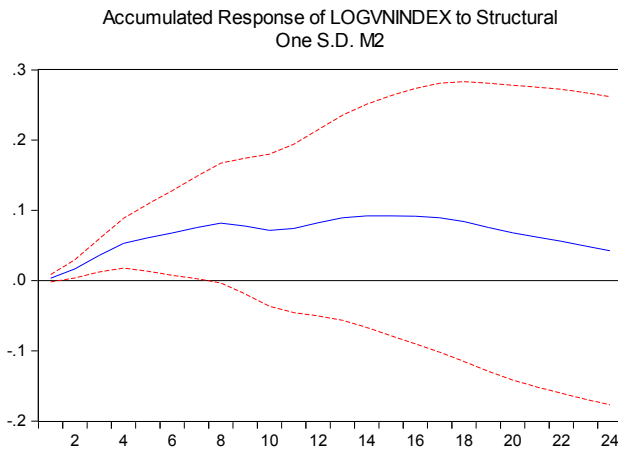
Hình 5 mô phỏng phản ứng của CSGCK trước cú sốc mở rộng CSTT. Cú sốc tăng cung tiền (M2) thể hiện sự mở rộng về CSTT. Với chính sách mở rộng này, chỉ số chứng khoán VN tăng ngay với mức tích lũy là 0,003% ở kỳ đầu tiên. Kết quả thu được ở đây phù hợp với thực tế VN, mở rộng CSTT làm khối lượng tiền tăng lên, thể hiện nền kinh tế đang trong giai đoạn tăng trưởng nên nhà đầu tư có khả năng tiếp cận nguồn vốn tín dụng rẻ, có thêm cơ hội để mở rộng kinh doanh. Do đó, cổ phiếu các doanh nghiệp sẽ trở nên thu hút hơn với các nhà đầu tư, vì vậy góp phần đẩy giá cổ phiếu tăng lên, kéo theo sự tăng lên trong CSGCK. Tuy nhiên, hình hypebol của đồ thị đi lên sau đó có xu hướng đi xuống cho thấy nhà đầu tư có thể nghĩ rằng giá chứng khoán không thể tăng liên tục trong nhiều kỳ, do nếu khối lượng tiền tăng quá lớn khả năng cao sẽ xảy ra lạm phát làm mất giá đồng tiền. Sau một thời gian, thị trường sẽ điều chỉnh nên đồ thị dốc xuống.

#### 4.2.2. Phản ứng của sản lượng và CPI đối với cú sốc CSTT và TTCK.

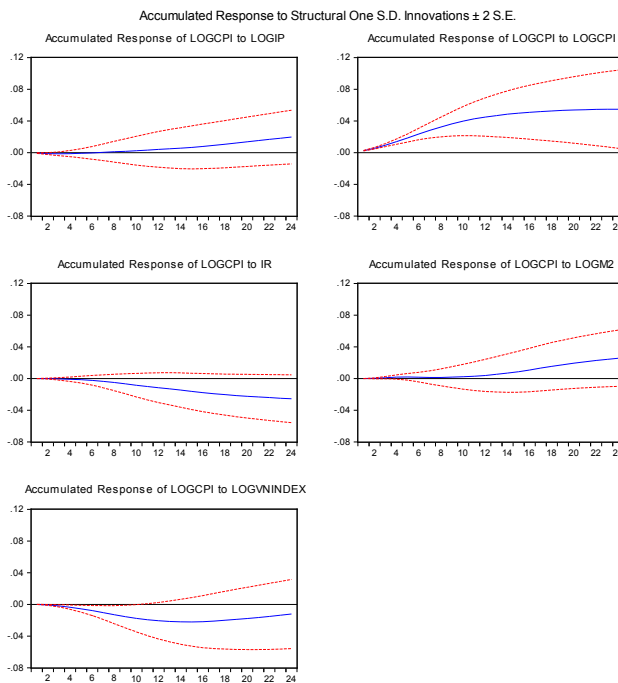
Hình 6 và 7 lần lượt mô phỏng phản ứng của CPI, sản lượng đối với cú sốc CSTT và TTCK. Hầu hết các kết quả mô phỏng phù hợp với lý thuyết kinh tế trừ biến như lãi suất tái chiết khấu.

Hình 6 cho thấy CPI có phản ứng giảm khi xuất hiện cú sốc tăng chỉ số giá TTCK. Tuy nhiên, sau 12 tháng thì CPI có xu hướng tăng lên. Đối với cú sốc

**Hình 5: Phản ứng của VNINDEX trước cú sốc cung tiền M2**

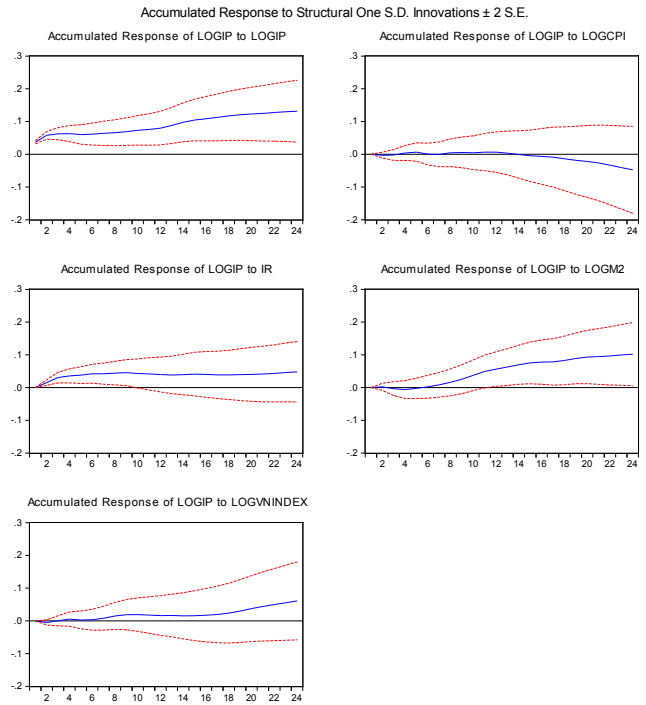


**Hình 6: Phản ứng của CPI đối với cú sốc CSSTT và TTCK**



tăng M2 và tăng IR, Hình 7 cho thấy CPI có phản ứng tăng khi cú sốc tăng cung tiền xảy ra. Phản ứng tăng này của CPI trước cú sốc cung tiền M2 là đúng theo lý thuyết kinh tế, do ảnh hưởng của chính sách nới lỏng tiền tệ sẽ khiến lạm phát tăng trở lại. Nhìn chung, độ tăng của CPI không đáng kể trong khoảng vài tháng đầu kỳ, từ tháng thứ 12 trở đi CPI bắt đầu tăng nhanh. Ngược lại, CPI đã có phản ứng giảm khi gặp cú sốc tăng lãi suất tái chiết khấu. Kết quả này cũng phù hợp với lý thuyết kinh tế. CPI giảm dần qua các tháng đã phần nào cho thấy hướng đi hiệu quả của Ngân hàng Nhà nước trong việc điều hành CSSTT trong trường hợp có lạm phát xảy ra.

**Hình 7: Phản ứng của IP đối với cú sốc CSSTT và TTCK**



Nguồn: tính toán của tác giả từ Phần mềm thống kê

Hình 7 cho thấy sản lượng (IP) phản ứng tăng lên khi có cú sốc tăng của chỉ số giá TTCK. Kết quả này phù hợp với nội dung trình bày trong phần 2.1 về giả thuyết Tobin Q. Cú sốc tăng của TTCK thể hiện mức về đầu tư của doanh nghiệp đã thúc đẩy sản lượng tăng lên. Bên cạnh đó hiệu ứng của cải thiện sự giàu lên của nhà đầu tư khi TTCK tăng, từ đó tiêu dùng tăng lên và cuối cùng là tăng lên của sản lượng.

Đối với cú sốc tăng M2 và tăng IR, Hình 8 cho thấy sản lượng tăng nhẹ ngay khi xuất hiện cú sốc tăng cung tiền, điều này đúng với lý thuyết kinh tế nhưng chỉ duy trì trong một khoảng thời gian ngắn, sau đó bắt đầu giảm nhẹ kéo dài trong khoảng 2 tháng rồi mới tăng mạnh trở lại. Riêng kết quả được ghi nhận khi cú sốc lãi suất tái chiết khấu xảy ra thì phản ứng của sản lượng trong Hình 7 lại trái ngược với lý thuyết kinh tế. Cụ thể, sản lượng công nghiệp có chiều hướng tăng tương đối mạnh ngay từ những tháng đầu tiên.

### 4.3. Phân rã phương sai

Trong phần này phân tích phân rã phương sai được sử dụng để đánh giá tầm quan trọng tương đối theo thời gian của các cú sốc đối với sự biến động của các biến kinh tế vĩ mô. Tương tự như phân tích phản ứng xung, phân rã phương sai dựa vào cấu trúc ma trận A1. Tác giả tập trung vào phân tích biến CSGCK và hai biến

**Bảng 9: Phân rã phương sai biến CSGCK**

| Kỳ | FFR   | LOGIP | LOGCPI | IR   | LOGM2 | LOGVNINDEX |
|----|-------|-------|--------|------|-------|------------|
| 1  | 1,89  | 0,57  | 4,90   | 0,76 | 1,39  | 90,48      |
| 3  | 12,34 | 0,25  | 3,60   | 0,40 | 13,71 | 69,70      |
| 6  | 30,59 | 0,48  | 6,47   | 0,63 | 12,01 | 49,82      |
| 9  | 32,67 | 2,00  | 13,68  | 0,91 | 10,48 | 40,26      |
| 12 | 33,29 | 1,95  | 16,98  | 1,16 | 9,19  | 37,42      |
| 16 | 33,57 | 2,02  | 15,59  | 1,53 | 8,37  | 38,92      |
| 24 | 30,98 | 2,69  | 17,81  | 1,92 | 9,70  | 36,91      |

**Bảng 10: Phân rã phương sai biến sản lượng**

| Kỳ | FFR   | LOGIP | LOGCPI | IR    | LOGM2 | LOGVNINDEX |
|----|-------|-------|--------|-------|-------|------------|
| 1  | 1,71  | 98,29 | 0      | 0     | 0     | 0          |
| 3  | 2,62  | 74,39 | 0,40   | 19,03 | 1,42  | 2,14       |
| 6  | 7,24  | 65,13 | 3,39   | 18,32 | 2,83  | 3,10       |
| 9  | 9,84  | 56,96 | 3,71   | 16,01 | 8,17  | 5,31       |
| 12 | 10,54 | 50,86 | 3,41   | 14,31 | 16,11 | 4,76       |
| 16 | 10,37 | 50,79 | 4,14   | 12,93 | 17,44 | 4,33       |
| 24 | 8,96  | 45,14 | 8,41   | 11,52 | 16,94 | 9,03       |

**Bảng 11: Phân rã phương sai biến lạm phát**

| Kỳ | FFR   | LOGIP | LOGCPI | IR   | LOGM2 | LOGVNINDEX |
|----|-------|-------|--------|------|-------|------------|
| 1  | 1,97  | 4,02  | 94,01  | 0    | 0     | 0          |
| 3  | 8,67  | 2,50  | 81,36  | 0,60 | 2,12  | 4,75       |
| 6  | 15,16 | 1,07  | 71,62  | 1,06 | 1,08  | 10,00      |
| 9  | 13,84 | 1,25  | 66,05  | 3,50 | 0,76  | 14,60      |
| 12 | 11,73 | 1,76  | 64,05  | 5,79 | 1,23  | 15,45      |
| 16 | 11,75 | 2,67  | 58,78  | 8,08 | 4,93  | 13,79      |
| 24 | 12,73 | 6,52  | 47,31  | 8,39 | 11,05 | 14,00      |

Nguồn: tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê

mục tiêu của CSTT là sản lượng và giá cả.

### 4.3.1. Phân rã phương sai biến CSGCK

Bảng 9 trình bày kết quả phân rã phương sai biến CSGCK. Kết quả phân rã cho thấy trong ngắn hạn chỉ số chứng khoán gần như chịu tác động chính bởi cú sốc của chính nó 90,48% (ở tháng 1), trong khoảng gần 10% ảnh hưởng rất nhỏ còn lại các nhân tố nội sinh, riêng nhân tố ngoại sinh là FFR chỉ tác động 1,89%. Tuy nhiên, mức độ ảnh hưởng của các biến có khuynh

hướng tăng dần ở các tháng sau đó. Lãi suất của Mỹ, mức độ mất giá (CPI) và khối lượng tiền M2 có tác động quan trọng đến biến động CSGCK. Phải chăng biến động lãi suất của FED đã kéo theo những biến động trong các dòng vốn của khối ngoại đầu tư vào TTCK VN. Kết quả cho thấy những ảnh hưởng trong điều chỉnh lãi suất của FED có tầm quan trọng trong biến động chỉ số chứng khoán ở VN. Bên cạnh đó, mức tác động tương đối của các cú sốc đến từ 2 nhân tố biến động lạm phát và cung tiền M2 cho thấy

mối quan hệ chặt chẽ giữa CSTT và biến động giá cả đối với TTCK trong thời gian dài.

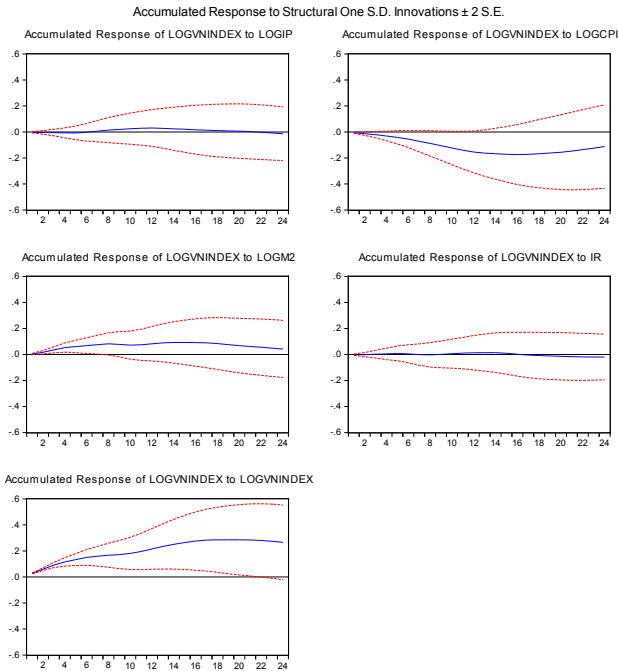
### 4.3.2. Phân rã phương sai biến sản lượng

Bảng 10 mô tả kết quả phân rã phương sai biến sản lượng. Với kết quả từ Bảng 7, sản lượng công nghiệp ngay trong tháng đầu tiên chịu tác động hoàn toàn từ cú sốc của chính nó với xấp xỉ 98,28%, và khoảng gần 2% ảnh hưởng rất nhỏ còn lại từ nhân tố ngoại sinh là FFR. Tuy nhiên ở ngay tháng tiếp sau, sản lượng bắt đầu chịu ảnh hưởng từ tất cả các biến tồn tại trong cấu trúc ma trận, mức độ ảnh hưởng này có chiều hướng tăng dần và theo đó là ảnh hưởng từ cú sốc của chính IP giảm dần đều qua từng tháng, nhưng vẫn chiếm phần lớn ảnh hưởng. Kết quả thực nghiệm cho thấy điều chỉnh CSTT đóng vai trò quan trọng nhất định trong biến động sản lượng công nghiệp ở VN. Lãi suất ảnh hưởng mạnh đến sản lượng sau 3 tháng với mức tích lũy 19.03%, khối lượng tiền M2 có tác động lớn sau 9 tháng với mức tích lũy 8.17%.

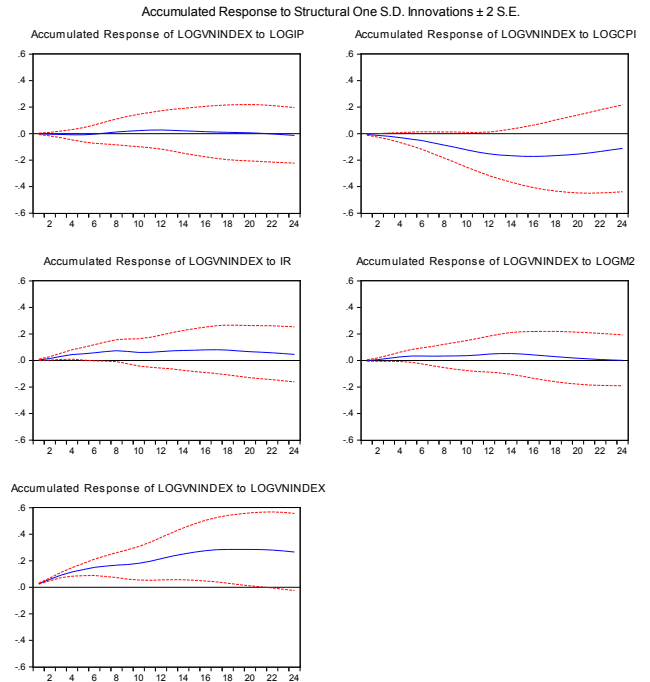
### 4.3.3. Phân rã phương sai biến lạm phát

Bảng 11 trình bày kết quả phân rã phương sai biến lạm phát trên một chuỗi dự báo 24 tháng. Do tâm lý của người tiêu dùng khi đã trải qua những cú sốc lạm phát trong quá khứ nên họ dễ dàng kỳ vọng gia tăng về mức giá tiêu dùng trong tương lai. Điều này làm lạm phát ở thời điểm hiện tại sẽ cao hơn so với thực tế đáng phải có. Trong ngắn hạn, chỉ số lạm phát gần như chịu tác động chính bởi cú sốc của chính nó khoảng 94%, còn biến ngoại sinh FFR và IP ảnh hưởng gần 6% (ở tháng thứ nhất). Bắt đầu từ tháng thứ 3, mức độ ảnh hưởng

**Hình 8: Phản ứng xung ma trận A2**



**Hình 9: Phản ứng xung ma trận A3**



Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm thống kê

**Bảng 12: Tóm tắt kết quả phản ứng của CSGCK theo ma trận A1, A2, A3**

| Biến tạo cú sốc | A1                                       | A2                                       | A3                                       |
|-----------------|--|--|--|
| IP              | Puzzle: CSGCK giảm khi có cú sốc tăng IP | Puzzle: CSGCK giảm khi có cú sốc tăng IP | Puzzle: CSGCK giảm khi có cú sốc tăng IP |
| CPI             | Phù hợp kỳ vọng nghiên cứu               | Phù hợp kỳ vọng nghiên cứu               | Phù hợp kỳ vọng nghiên cứu               |
| IR              | Phù hợp kỳ vọng nghiên cứu               | Puzzle: CSGCK tăng khi có cú sốc tăng IR | Puzzle: CSGCK tăng khi có cú sốc tăng IR |
| M2              | Phù hợp kỳ vọng nghiên cứu               | Phù hợp kỳ vọng nghiên cứu               | Phù hợp kỳ vọng nghiên cứu               |

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

tăng dần và có sự thay đổi rõ rệt giữa các biến đại diện CSTT và TTCK. Khoản 3.5% biên động của CPI chịu ảnh hưởng của lãi suất tái chiết khấu, trong khi khối lượng tiền chỉ có tác động lớn vào tháng thứ 16. Chỉ số giá chứng khoán có ảnh hưởng đến thay đổi của CPI từ tháng thứ 3 với mức 4.75%.

#### 4.4. Kết quả mô hình kiểm chứng

Trong phần này, tác giả thảo luận các phản ứng của CSGCK trước cú sốc biến vĩ mô trong mô hình theo cấu trúc A2 và A3 (đã nêu ở phần 3.1). Các phản ứng của CSGCK đối với cú sốc trong nước

tương ứng theo ma trận A2 và A3 được trình bày trong Hình 8 và 9.

Tiến hành đối chiếu kết quả từ mô hình kiểm chứng ma trận A2 và A3 với kết quả có được từ ma trận A1, Bảng 12 cho thấy phản ứng của CSGCK đối với cú sốc CPI và M2 nhất quán. Đối với biến lãi suất, TTCK giảm ngay khi có cú sốc tăng lãi suất trong mô hình sử dụng cấu trúc ma trận A1, các trường hợp còn lại kết quả ngược lại. Với sản lượng (IP), TTCK có xu hướng giảm nhẹ ngay khi có cú sốc tăng sản lượng và tăng lên sau đó kết quả này cũng đồng nhất ở

các trường hợp.

Nếu so sánh các phản ứng xung mô phỏng phản ứng của CSGCK qua các cấu trúc A1, A2 và A3, tác giả nhận thấy cấu trúc A1 cho các kết quả có ít puzzle nhất, các phản ứng của CSGCK đối với cú sốc CSTT hoàn phù hợp. Điều này khẳng định các giả thuyết tác giả xây dựng trong mô hình thực nghiệm đáng tin cậy.

#### 5. Kết luận và khuyến nghị

Sau khi tiến hành xem xét các yếu tố vĩ mô có thể tác động đến TTCK VN bằng cách vận dụng phương pháp SVAR. Kết quả



nghiên cứu tìm thấy TTCK VN và CSTT của NHNN có mối quan hệ mật thiết. CSTT thắt chặt (thông qua tăng lãi suất) hay mở rộng (thông qua tăng khối lượng M2) sẽ làm TTCK suy giảm hoặc tăng lên tương ứng. TTCK cũng có vai trò quan trọng truyền dẫn CSTT đến mục tiêu tăng sản lượng. Kết quả nghiên cứu cũng cho thấy lạm phát là yếu tố tác động đến bất ổn kinh tế vĩ mô và có tác động ngược chiều đến CSGCK. Đây là phần đánh đổi mà nhà hoạch định chính sách nên lưu ý. Bởi vì để ổn định và phát triển chỉ số chứng khoán, Chính phủ cần phải kiểm soát lạm phát và thực hiện chính sách thắt chặt tiền tệ một cách hợp lý; nếu thắt chặt CSTT quá mức, TTCK có thể suy giảm nghiêm trọng. Bên cạnh đó CSTT tại VN dẫn đến xem TTCK là kênh quan trọng để truyền dẫn CSTT đến mục tiêu sản lượng và giá cả.

Bên cạnh các kết quả đạt được, kết quả nghiên cứu cho thấy còn tồn tại một số vấn đề. Do đó, các nghiên cứu chuyên sâu để giải quyết các

vấn đề là một trong những hướng mở rộng chủ đề này về sau ●

## TÀI LIỆU THAM KHẢO

- Abdul Aleem. (2010). Transmission mechanism of monetary policy in India. *Journal of Asian Economics*, 21, 186-197.
- Bernanke, B., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1996). The financial accelerator and the flight to quality. *The Review of Economics and Statistics*, 78(1), 1-15.
- Bùi Kim Yến và Nguyễn Thái Sơn. (2014). Sự phát triển của thị trường chứng khoán VN dưới ảnh hưởng của các nhân tố kinh tế vĩ mô. *Phát triển và Hội nhập*, Số 16 (26), Tháng 05-06/2014, Tr. 3-10
- Huỳnh Thế Nguyễn & Nguyễn Quyết. (2013). Mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái, lãi suất và giá cổ phiếu tại TP.HCM. *Phát triển và Hội nhập*. Số 11 (21), Tháng 07-08/2013, Tr. 37-41
- Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân. (2015). Kiểm chứng bằng mô hình ARDL tác động của các nhân tố vĩ mô đến chỉ số chứng khoán VN. *Phát triển và Hội nhập*, Số 20 (30), Tháng 01-02/2015, Tr. 60-66
- Nguyễn Minh Kiều và Nguyễn Văn Điệp. (2013). Quan hệ giữa các yếu tố kinh tế vĩ mô và biến động TTCK: bằng chứng nghiên cứu từ thị trường VN. *Tạp chí Phát triển Khoa học và Công nghệ*; T. 16, S. 3Q (2013), 86-100.
- Li, Y.D., Iscan, T.B., Xu, K. (2010). The impact of monetary policy shocks on stock prices: evidence from Canada and the United States. *Journal of International Money and Finance*. 29, 876-896.
- Mala Raghavan and Param Silvapulle. (2007). Structural VAR approach to malaysian monetary policy framework: evidence from the pre- and postasian crisis periods. Department of Econometrics and Business Statistics Monash University. Caulfield. VIC 3145. Australia. Online at: <<http://nzae.org.nz/wp-content/uploads/2011/08/nr1215397050.pdf>>, [Accessed 15 September 2012].
- Nguyễn Hữu Tuấn. (2011). Phân tích thực nghiệm ảnh hưởng của biến số vĩ mô đến chỉ số giá TTCK VN. *Công nghệ Ngân hàng*, Số 68, Tr. 4-10.
- Vo Xuan Vinh & Nguyen Phuc Canh, (2014). *Monetary Policy Transmission in Vietnam: Evidence From A VAR Approach*. 27th Australasian Finance and Banking Conference 2014 Paper. Online at [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2482389](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2482389) [Accessed 15 April 2015]