

TÁC ĐỘNG CỦA CÁC CÚ SỐC CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ Ở VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2000 – 2015

Quách Dương Tử

Khoa Kinh tế, Trường Đại học Cần Thơ

Email: qdtu@ctu.edu.vn

Ngày nhận: 16/5/2017

Ngày nhận bản sửa: 14/8/2017

Ngày duyệt đăng: 25/02/2018

Tóm tắt:

Bài viết ứng dụng mô hình vector bán cấu trúc tự hồi quy (Semi – structure VAR) để ước lượng các cú sốc chính sách tiền tệ ở Việt Nam trong giai đoạn từ 2000 đến 2015. Bên cạnh việc sử dụng 3 công cụ chính của Ngân hàng Nhà nước gồm: cung tiền thực M2, lãi suất cho vay và tỷ giá hối đoái; các mục tiêu ổn định lạm phát và thúc đẩy tăng trưởng cũng được sử dụng trong mô hình. Kết quả cho thấy: (1) lãi suất sẽ gia tăng sau khi có cú sốc cung tiền mở rộng và (2) sức ép mất giá của đồng nội tệ rất lớn nhưng tỷ lệ điều chỉnh của tỷ giá rất chậm hoặc rất nhỏ. Ngoài ra, nghiên cứu này cũng phát hiện rằng những chính sách cung tiền hay điều hành lãi suất của Ngân hàng Nhà nước chỉ nhằm kiểm soát và duy trì tỷ giá hối đoái ổn định, trong khi những mục tiêu về lạm phát và tăng trưởng chỉ được Ngân hàng Nhà nước ban hành chính sách khi có vấn đề phát sinh.

Từ khóa: Cú sốc chính sách tiền tệ, lập trường chính sách, mô hình vector cấu trúc tự hồi quy, tỷ giá hối đoái

Impact of Monetary Policy Shocks in Vietnam During the Period 2000 – 2015

Abstract:

This paper applies a semi – structure vector autoregressive model (Semi – structure VAR) to measure monetary policy shocks in Vietnam during the period from 2000 to 2015. Besides, the author uses three main instruments of state bank, namely: real money supply M2, interest rate, and exchange rate. The objectives of stabilizing inflation and promoting economic growth are added in this model as well. Main results are as follow: (i) interest rate will increase after a loose monetary supply shock, and (ii) adjustments in exchange rate are very slow or minor even when domestic currency's depreciation pressure is high. Moreover, this study also reveals that the money supply policy or interest operation of State Bank is to control and maintain exchange rate stable, whilst the inflation and growth targets are considered only when problems occur.

Keywords: Monetary policy shock, policy stance, semi – structure vector autoregressive, exchange rate.

1. Giới thiệu

Việt Nam cũng như bất kỳ quốc gia nào trên thế giới luôn gặp phải nhiều vấn đề hóc búa trong quá trình điều hành chính sách tiền tệ sao cho vừa đạt được những mục tiêu phát triển, vừa bình ổn được

nền kinh tế vĩ mô. Trên thực tế, sự lo ngại về các cú sốc biến động từ bên ngoài đến nền kinh tế vĩ mô (Fernández-villaverde & Rubio-ramírez, 2010) nhiều hơn so với những yêu cầu phục vụ tăng trưởng kinh tế. Ngoài ra, những cách thức thay đổi trong chính sách tiền tệ, về nguyên lý, có thể ảnh hưởng

đến động thái lạm phát (Lucas, 1975) và điều này đã được thể hiện một cách tương đối rõ ở nền kinh tế Việt Nam kể từ sau gia nhập Tổ chức Thương mại Thế giới (WTO) năm 2007. Có thể thấy, những chính sách tiền tệ được Ngân hàng Nhà nước ban hành trong giai đoạn 2000 – 2015 nhằm đạt được các mục tiêu vĩ mô đã tạo ra rất nhiều cú sốc đối với nền kinh tế. Chính vì thế, việc ước lượng các cú sốc chính sách sẽ cho cái nhìn tổng quan hơn về những tác động của chính sách tiền tệ đến nền kinh tế Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu. Bài viết sử dụng cách tiếp cận phương pháp định lượng bằng mô hình vector bán cấu trúc tự hồi quy để ước lượng các cú sốc chính sách tiền tệ ở Việt Nam thông qua các biến số vĩ mô như: sản lượng (GDP), lạm phát, cung tiền, lãi suất, tỷ giá hối đoái và chỉ số chứng khoán sàn giao dịch Thành phố Hồ Chí Minh.

2. Mô hình vector bán cấu trúc tự hồi quy (Semi – structure VAR)

Những nghiên cứu thực nghiệm tiên phong về chính sách tiền tệ phần lớn được các nhà kinh tế thực hiện dựa trên thông tin và các bộ số liệu của Cục dự trữ liên bang Hoa Kỳ. Tuy nhiên, Sims (1980) cho rằng việc nghiên cứu những vấn đề về chính sách vĩ mô bằng những mô hình thống kê kinh tế vĩ mô quy mô lớn (large – scale models) là không đáng tin cậy. Theo đó, Sims đề xuất phương pháp vector tự hồi quy (VAR) kết quả cho thấy các cú sốc chính sách tiền tệ không giải thích được sự biến động có tính chu kỳ của các biến số vĩ mô, đồng thời giả thuyết về đường cong Philip cũng bị bác bỏ. Sims (1986) Thomas Sargent (1979 cùng với Christiano & Eichenbaum (1992) đã tiếp tục sử dụng mô hình VAR để kiểm chứng và cũng cho kết quả tương đồng.

King (1986) và Christiano & Ljungqvist (1988) đã mở rộng mô hình hơn bằng cách thực hiện kiểm định nhân quả Granger sau khi thực hiện hồi quy VAR. Bernanke & Blinder (1992) cũng ủng hộ phương pháp này và cho rằng lãi suất liên bang sẽ là một chỉ số đại diện cho những động thái của chính sách tiền tệ tốt hơn. Tuy nhiên, với những phương pháp đã được đề cập, những nhà kinh tế chỉ có thể kiểm định một phần nào đó thực tế so với cái mà họ có thể nhận thấy một cách trực quan thông qua các bộ số liệu (Friedman, 1995), dù những mô hình như VAR, nhân quả Granger là hoàn toàn không sai. Thêm vào đó, sự thiếu tính bền vững trong việc sử dụng các mô hình VAR nhằm tìm mối liên hệ

giữa tiền tệ và thu nhập, hay yếu tố ngắn hạn trong việc phân biệt các cú sốc của mức giá thực và danh nghĩa đã được Bernanke (1986) chỉ ra. Đồng thời, Bernanke (1986) cũng đề xuất sử dụng mô hình cấu trúc trực giao hóa các phần dư của mô hình VAR, điều này sẽ giúp việc giải thích mối liên hệ giữa cung tiền và thu nhập trở nên chuẩn hơn. Kế thừa phương pháp tiếp cận cùng với những biến số vĩ mô của Bernanke & Blinder (1992), Bernanke & Mihov (1998) đã phát triển mô hình bán cấu trúc theo cách tiếp cận của VAR để đo lường lập trường của chính sách tiền tệ thông qua bộ số liệu của Cục dự trữ liên bang Hoa Kỳ. Việc thay đổi phương pháp đo lường đã cho kết quả ước lượng chính xác hơn so với cách tiếp cận truyền thống.

Nghiên cứu của Fung & Yuan (2000) cho trường hợp đo lường chính sách tiền tệ của Canada và Amarasekara (2008) kế thừa cách tiếp cận bán cấu trúc VAR các biến số vĩ mô tương tự như Fung & Yuan (2000), dùng bộ số liệu của Srilanka để đo lường lập trường của chính sách tiền tệ đã làm tăng độ tin cậy cho phương pháp của Bernanke & Mihov (1998).

Nghiên cứu của Phan (2014) về nguyên nhân lạm phát ở Việt Nam trong giai đoạn 1996 – 2012, đã chỉ ra phản ứng của lạm phát đối với các cú sốc chính sách tiền tệ là tương đối phù hợp so với các nền kinh tế tiên tiến, đồng thời áp lực lạm phát chủ yếu từ các nhân tố bên ngoài. Kết quả này trái ngược với các phát hiện trước đó của Nguyễn Thị Liên Hoa & Trần Đăng Dũng (2013) khi cho rằng lạm phát bị tác động bởi các yếu tố trong nước, đặc biệt là chính sách tiền tệ. Bên cạnh đó, Trầm Thị Xuân Hương & cộng sự (2014) cũng chỉ ra rằng lạm phát trong giai đoạn khủng hoảng tài chính năm 2008 là do tác động của chính sách tiền tệ, cụ thể là lãi suất tăng làm gia tăng chi phí. Khi xét về vấn đề điều hành tỷ giá, Trần Hoàng Ngân & cộng sự (2014) đã cho rằng cơ chế điều hành tỷ giá ở Việt Nam đã trở nên linh hoạt và thả nổi hơn. Dù các nghiên cứu trên có sử dụng cách tiếp cận VAR hay SVAR nhưng vẫn chưa ước lượng được các cú sốc chính sách tiền tệ, mà phần lớn chỉ định hình cú sốc chính sách bằng một biến cụ thể như lãi suất hoặc cung tiền.

Phương pháp tiếp cận mô hình Vector cấu trúc tự hồi quy được Bernanke & Mihov (1998) sử dụng để mô tả sự vận hành của chính sách và nền kinh tế như sau:

$$Y_t = \sum_{i=0}^k B_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k C_i P_{t-i} + A^y v_t^y \quad (1)$$

$$P_t = \sum_{i=0}^k D_i Y_{t-i} + \sum_{i=0}^k G_i P_{t-i} + A^p v_t^p \quad (2)$$

Trong đó: B, C, D, G, A^y, A^p là những vector hệ số hồi quy của 2 phương trình trên; Y là vector các biến phi chính sách, P là vector các biến chính sách. Những yếu tố nằm trong vector v^p chính là những cú sốc chính sách tiền tệ v^s, có thể gồm: cú sốc cung tiền, cú sốc cầu tiền... Từ phương trình (1) và (2), để có thể tìm ra mối liên hệ giữa các biến số vĩ mô đối với biến cú sốc chính sách v^s bằng cách đưa các biến ở vế phải trở về 1 độ trễ, khi đó 2 phương trình (1) và (2) được viết lại dưới dạng rút gọn:

$$Y_t = \sum_{i=1}^k H_i^y Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k H_i^p P_{t-i} + u_t^y \quad (3)$$

$$P_t = \sum_{i=1}^k J_i^y Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k J_i^p P_{t-i} + [(I - G_0)^{-1} D_0 u_t^y + u_t^p] \quad (4)$$

Khi đó, việc đồng nhất thức các phần dư của nhóm biến chính sách sẽ thu được:

$$u_t^p = (I - G_0)^{-1} A^p v_t^p \quad (5)$$

Hay:

$$u_t^p - G_0 u_t^p = A^p v_t^p \leftrightarrow u = Gu + Av \quad (6)$$

3. Mô hình ước lượng cú sốc chính sách tiền tệ ở Việt Nam

Theo Bernanke & Mihov (1998), phương trình (6) là dạng chuẩn của mô hình vector cấu trúc tự hồi quy – SVAR¹. Để xây dựng mô hình thực nghiệm theo phương trình (6) cho Việt Nam, bài viết đã áp dụng phương pháp xác định độ nhiễu cấu trúc của các nghiên cứu Bernanke & Mihov (1998), Fung & Yuan (2000), Amarasekara (2008), Le (2015) và phương pháp đệ quy VAR dựa trên phân giải ma trận của Choleski, sự liên kết của các thành tố trong nhóm chính sách được mô tả như sau:

$$u_M + \alpha u_{ER} + \beta u_{IR} = \phi^M v^c \quad (7)$$

$$u_{ER} + \gamma^{IR} u_{IR} = \phi^{ER} v^e \quad (8)$$

$$u_{IR} = \phi^c v^c + \phi^e v^e + v^s \quad (9)$$

Nghiên cứu sử dụng 3 công cụ chính sách của Ngân hàng Nhà nước gồm cung tiền, lãi suất và tỷ giá hối đoái, vì những công cụ này khá tương đồng với những nghiên cứu đã được đề cập. Theo đó, phương trình (7) mô tả sự thay đổi biến cung tiền

(M2), trong đó sự thay đổi cung tiền có mối liên hệ với sự thay đổi của tỷ giá và lãi suất, v^c thể hiện cú sốc cung tiền. Với chính sách tỷ giá cố định, việc cung ngoại tệ tăng hoặc giảm đòi hỏi Ngân hàng Nhà nước phải tăng cung tiền để điều chỉnh tỷ giá, tương tự việc giảm lãi suất sẽ làm lượng cung tiền đi vào nền kinh tế nhiều hơn. Phương trình (8) mô tả sự thay đổi của tỷ giá hối đoái, trong đó có liên hệ với sự thay đổi của lãi suất, đồng thời cung tiền được giả định không tác động đến sự thay đổi của tỷ giá (Fung & Yuan, 2000), v^e là cú sốc tỷ giá. Phương trình (9) mô tả sự thay đổi của lãi suất, trong đó được cấu thành từ các cú sốc bao gồm cả cú sốc chính sách tiền tệ v^s. Ta viết lại dưới dạng ma trận của phương trình (6)

$$\begin{bmatrix} 1 & \alpha & \beta \\ 0 & 1 & \gamma^{IR} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_M \\ u_{ER} \\ u_{IR} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi^M & 0 & 0 \\ 0 & \phi^{ER} & 0 \\ \phi^c & \phi^e & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v^c \\ v^e \\ v^s \end{bmatrix} \quad (10)$$

Khi đó:

$$v^s = w^M u_M + w^{ER} u_{ER} + w^{IR} u_{IR} \quad (11)$$

Trong đó:

$$w^M = \left(-\frac{\phi^c}{\phi^M} \right); w^{ER} = -\left(\frac{\alpha \phi^c}{\phi^M} + \frac{\phi^e}{\phi^{ER}} \right)$$

$$w^{IR} = \left(-\frac{\beta \phi^c}{\phi^M} - \frac{\gamma^{IR} \phi^e}{\phi^{ER}} + 1 \right)$$

Nhằm xây dựng mô hình Over – Identification để ước lượng phương trình (10) đòi hỏi phải tăng số ràng buộc theo yêu cầu của mô hình SVAR. Do vậy, phải tăng thêm tối thiểu 2 ràng buộc². Do đó, có 4 trường hợp được hình thành thông qua việc tăng thêm các ràng buộc như sau:

Trường hợp 1: Theo giả định của Amarasekara (2008), Fung & Yuan (2000), lãi suất không có tương tác đối với sự thay đổi tỷ giá hối đoái, do vậy $\gamma^{IR}=0$. Đồng thời, Fung & Yuan (2000) cũng giả định rằng không có sự tương tác giữa Ngân hàng trung ương và việc điều hành sự biến động tỷ giá, do đó $\alpha = 0$. Ngoài ra, giả định của Strongin (1995) và nghiên cứu thực nghiệm của Bernanke & Mihov (1998) cho rằng sự thay đổi dự trữ tiền không có phản ứng đối với thay đổi lãi suất. Theo đó, sự tăng hay giảm dự trữ tiền có ý nghĩa tương đồng đối với sự thay đổi của cung tiền nên kế thừa giả định $\beta = 0$.

Trường hợp 2: Giả định rằng, không tồn tại sự tương tác giữa thay đổi của lãi suất đối với sự thay đổi của tỷ giá và cung tiền; đây cũng là giả định được Fung & Yuan (2000) sử dụng. Theo đó, những ràng buộc được đưa ra sẽ gồm: $\beta = 0$ và $\gamma^{IR}=0$.

Trường hợp 3: Ngân hàng Nhà nước sẽ sử dụng cả 3 công cụ: cung tiền, tỷ giá và lãi suất để điều hành kinh tế vĩ mô. Tuy nhiên, cú sốc chính sách tiền tệ sẽ là yếu tố duy nhất cấu thành nên sự thay đổi của lãi suất, thay vì bao gồm cả cú sốc cung tiền và cú sốc tỷ giá như mô hình (10), giả định này còn được gọi là chính sách lãi suất mục tiêu (Bernanke & Blinder, 1992). Như vậy, những ràng buộc sẽ là $\phi^c = \phi^e = 0$.

Trường hợp 4: Theo giả định của Christiano & Eichenbaum (1991), cung tiền là yếu tố duy nhất phản ứng đối với cú sốc chính sách tiền tệ. Do đó, để xây dựng giả định này đòi hỏi những ràng buộc đưa vào gồm $\alpha = \beta = 0$ và $\phi^e = 0$.

Ngoài ra, theo Bernanke & Mihov (1998) việc ước lượng mô hình VAR có thể bổ xung một vector biến chính sách xuất phát từ phương trình (5):

$$(A^p)^{-1}(1-G_0)P \quad (12)$$

Trong đó, P là vector các biến chính sách, công thức (12) cũng được sử dụng để tính chỉ số động thái của chính sách tiền tệ (MPI) với biến chính sách là lãi suất ngắn hạn.

4. Mô tả mẫu và dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng bộ số liệu theo quý trong giai đoạn 2000:1 – 2015:4, như vậy có tổng cộng 64 quan sát. Các số liệu sử dụng trong bài sẽ chia làm 2 nhóm: chính sách và phi chính sách. Nhóm chính sách gồm: cung tiền trong nền kinh tế (M2), lãi suất ngân hàng nhà nước (IR), tỷ giá hối đoái danh nghĩa giữa VND và USD (EX). Nhóm phi chính sách gồm: Tổng sản lượng trong nền kinh tế (GDP), tỷ lệ lạm phát (INF), chỉ số chứng khoán được lấy ở sàn giao dịch thành phố Hồ Chí Minh (VNI). Việc chỉ số chứng khoán được sử dụng vì có nhiều nghiên cứu

đã chỉ ra rằng đây là một biến vĩ mô chịu tác động trực tiếp từ những động thái của chính sách tiền tệ. Ngoài ra, để có thể hài hòa những lập luận trái chiều về nguyên nhân dẫn đến lạm phát trong nước giảm, nghiên cứu sử dụng chỉ số giá hàng hóa thế giới (World Commodity Price Index) như một biến phi chính sách nhằm giảm bớt vai trò của Ngân hàng Nhà nước trong việc kiềm chế lạm phát. Bên cạnh đó, biến lãi suất Cục dự trữ liên bang Mỹ (FFR) được sử dụng như một biến ngoại sinh, thể hiện sự tác động chính sách từ một nền kinh tế lớn đến một nền kinh tế nhỏ. Nguồn các số liệu thu thập có thể được mô tả trong Bảng 1.

5. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm

5.1. Kiểm định tính dừng và độ trễ bộ dữ liệu

Các biến trong nghiên cứu đều được lấy logarit, ngoại trừ 2 biến lãi suất cho vay và lãi suất liên bang Mỹ. Nghiên cứu sử dụng kiểm định Dickey – Fuller và Phillips – Perron để kiểm định tính dừng cho bộ dữ liệu, kết quả kiểm định ở Phụ lục 2 cho thấy tất cả các biến đều dừng ở sai phân bậc 1.

Ngoài ra, nhằm xác định độ trễ thích hợp của các biến trong mô hình, nghiên cứu sử dụng các tiêu chuẩn như: AIC, BIC, HQIC, kết quả trong Phụ lục 3 cho thấy độ trễ tối ưu là 6. Do những nghiên cứu điển hình trên thế giới về chính sách tiền tệ đều sử dụng bộ số liệu thời gian theo tháng và độ trễ cho mô hình từ 12 đến 18 (4 đến 6 quý) nên với độ trễ 6 trong trường hợp này là hoàn toàn phù hợp.

5.2. Kết quả ước lượng mô hình bán cấu trúc VAR

Để ước lượng mô hình bán cấu trúc VAR, phương trình (10), đòi hỏi mô hình phải ổn định theo tiêu chuẩn của Lutkepohl và Hamilton. Kết quả ở Phụ lục 4 cho

Bảng 1: Số liệu nghiên cứu và nguồn truy cập

Số thứ tự	Tên số liệu	Nguồn truy cập
1	Tổng sản phẩm quốc nội GDP	asianbondonline.adb.org
2	Tỷ giá hối đoái	Quỹ Tiền tệ Quốc tế IMF
3	Cung tiền và thay đổi cung tiền	Quỹ Tiền tệ Quốc tế IMF
4	Lãi suất ngân hàng trung ương, tiền gửi và cho vay	Quỹ Tiền tệ Quốc tế IMF
5	Tỷ lệ lạm phát	Quỹ Tiền tệ Quốc tế IMF
6	Chỉ số VN index (sàn HOSE)	www.investing.com
7	World Commodity Price Index (WCPI)	Quỹ Tiền tệ Quốc tế IMF
8	Lãi suất của Cục dự trữ liên bang Mỹ	www.federalreserve.gov

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Bảng 2: Kết quả ước lượng mô hình SVAR

Trường hợp 1							
α	β	γ^{IR}	ϕ^M	ϕ^{ER}	ϕ^c	ϕ^e	OIR test
0	0	0	0,0144 (0,0014)	0,0063 (0,0006)	-0,1599 (0,1357)	0,0175 (0,1349)	91,05 (0,000)
Trường hợp 2							
α	β	γ^{IR}	ϕ^M	ϕ^{ER}	ϕ^c	ϕ^e	OIR test
-0,161 (0,306)	0	0	0,0144 (0,0014)	0,0063 (0,0006)	-0,1596 (0,1357)	0,0063 (0,1365)	90,78 (0,000)
Trường hợp 3							
α	β	γ^{IR}	ϕ^M	ϕ^{ER}	ϕ^c	ϕ^e	OIR test
-0,1829 (0,2654)	0,0225 (0,0017)	-0,00038 (0,00085)	-0,0124 (0,0013)	0,0063 (0,0006)	0	0	76,31 (0,000)
Trường hợp 4							
α	β	γ^{IR}	ϕ^M	ϕ^{ER}	ϕ^c	ϕ^e	OIR test
0	0	-0,00037 (0,00084)	0,0144 (0,0014)	0,0063 (0,0006)	-0,1587 (0,1357)	0	91,05 (0,000)
Giá trị trung bình							
α	β	γ^{IR}	ϕ^M	ϕ^{ER}	ϕ^c	ϕ^e	
-0,1719	0,0225	-0,00038	0,0077	0,0063	-0,1594	0,0119	
Trọng số trong mô hình							
w^M	20,701	w^{ER}	-5,447	w^{IR}	1,466		

Ghi chú: Các giá trị trong ngoặc là sai số chuẩn. Riêng phần OIR test, các giá trị trong ngoặc là p_value

Nguồn: Kết quả tính toán trên phần mềm Stata 12.0

thấy các trị riêng của ma trận trong mô hình VAR đều nằm trong vòng tròn nên mô hình thỏa điều kiện ổn định. Kết quả ước lượng mô hình SVAR gồm 4 trường hợp được trình bày trong Bảng 2.

Kết quả ước lượng từ Bảng 2 đều cho giá trị tương đồng nhau dù các trường hợp có điều kiện ràng buộc khác nhau. Giá trị α là độ co giãn của tỷ giá hối đoái theo cung tiền, trong cả 2 trường hợp 2 và 3 đều mang dấu âm và không có ý nghĩa thống kê. Giá trị β là độ co giãn của lãi suất cho vay theo cung tiền, mang giá trị dương và có ý nghĩa thống kê, cho thấy rằng việc mở rộng cung tiền và gia tăng lãi suất luôn được Ngân hàng Nhà nước thực hiện song song, điều này nhằm làm giảm sự mất giá của đồng nội tệ và nguy cơ lạm phát trong nền kinh tế. Tương tự, giá trị γ^{IR} là độ co giãn của lãi suất theo tỷ giá, cả 2 trường hợp xét đến đều không có ý nghĩa thống kê.

Tham số ϕ^M đều có ý nghĩa thống kê cho cả 4 trường hợp, riêng trường hợp 2, khi có đồng thời

cả β và ϕ^M thì dấu của ϕ^M đã thay đổi, kết quả này cho thấy nếu Ngân hàng Nhà nước mở rộng cung tiền song song với gia tăng lãi suất sẽ làm cung tiền trong nền kinh tế bị giảm xuống. Tham số ϕ^{ER} đều cho cùng 1 giá trị trong cả 4 trường hợp và đều có ý nghĩa thống kê, $\phi^{ER} = 0,0063$ nói lên rằng khi tỷ giá hối đoái tăng lên 100 điểm thì sự thay đổi của tỷ giá chỉ có 0,63 điểm. Đây là yếu tố cực kỳ quan trọng, nó chỉ ra quan điểm của Ngân hàng nhà nước trong việc điều hành chính sách tỷ giá, và qua đó cho thấy tỷ giá bị kiểm soát trước các áp lực mất giá như thế nào.

Cả 2 tham số ϕ^c và ϕ^e đều không có ý nghĩa thống kê trong các trường hợp đang xét, 2 tham số này lần lượt thể hiện sự tương tác giữa cú sốc cung tiền và cú sốc tỷ giá đối với sự thay đổi của lãi suất u_{IR} . Giá trị âm của ϕ^c , nói lên rằng, khi có cú sốc cung tiền xảy ra, nền kinh tế sẽ thiếu đi tính thanh khoản, khi đó lãi suất cho vay sẽ giảm xuống để bù đắp sự thiếu

hụt thanh khoản này. Tương tự, giá trị dương của ϕ^e , đòi hỏi lãi suất cho vay tiền đồng phải tăng lên để giảm bớt sự mất giá của đồng nội tệ khi có cú sốc tỷ giá xảy ra.

Các trọng số trong phương trình (11) của 3 biến chính sách gồm: w^M , w^{ER} và w^{IR} , lần lượt là: trọng số của biến cung tiền, trọng số của biến tỷ giá và trọng số của biến lãi suất. Việc ước lượng 3 trọng số này được thực hiện theo Amarasekara (2008) bằng cách tính trung bình của các tham số ước lượng trong cả 4 trường hợp, không bao gồm các giá trị ràng buộc trong mô hình (10). Cách này cho kết quả tương đối phù hợp thay vì chỉ sử dụng duy nhất 1 mô hình như Bernanke & Mihov (1998) và Fung & Yuan (2000) đề cập.

Đầu tiên, trọng số w^{ER} mang dấu âm, cho thấy đồng nội tệ bị mất giá sẽ phát sinh cú sốc chính sách nói lỏng tiền tệ. Tiếp theo đó, trọng số w^{IR} và w^M mang dấu dương, nói lên rằng việc gia tăng lãi suất và cung tiền sẽ gây ra hệ quả cú sốc chính sách thắt chặt tiền tệ, kết quả này tương đối phù hợp với nghiên cứu của Le (2014). Nếu việc gia tăng cung tiền được thực hiện song song với gia tăng lãi suất, và tốc độ tăng của mức giá trong nền kinh tế nhanh hơn cả tốc độ tăng cung tiền thì kết quả của việc mở rộng cung tiền sẽ dẫn đến cung tiền thực bị giảm xuống. Kết hợp cả 3 trọng số, có thể thấy rằng, trong thời gian qua, trước áp lực mất giá của đồng nội tệ sẽ phát sinh cú sốc nói lỏng tiền tệ và gây ra lạm phát, Ngân hàng nhà nước đã sử dụng công cụ cung tiền

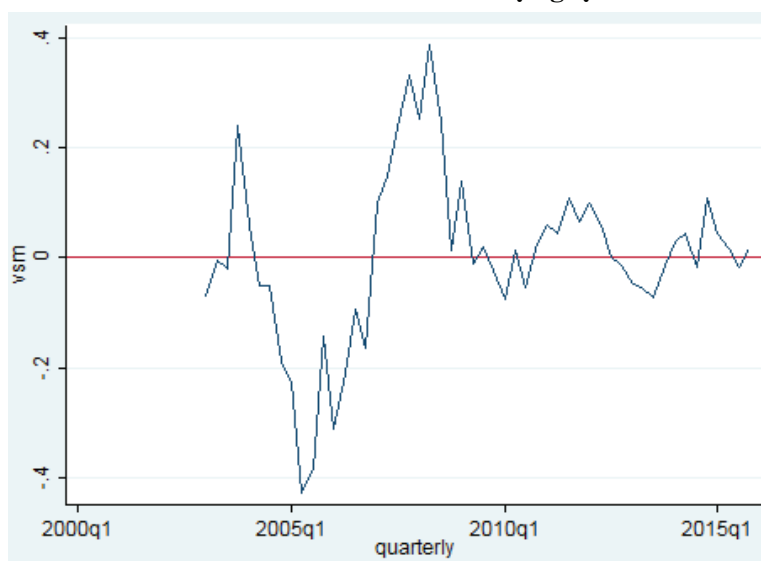
lẫn lãi suất để cân đối lại các cú sốc nhằm ổn định lạm phát và kiểm soát tỷ giá. Hay nói cách khác, tỷ giá hối đoái danh nghĩa ở Việt Nam đang bị kiểm soát bởi những công cụ chính sách tiền tệ.

5.3. Các cú sốc chính sách tiền tệ

Cú sốc chính sách tiền tệ ở đây, được hiểu là cú sốc ngoại sinh, không được tiên liệu trước bởi Ngân hàng Nhà nước. Giá trị v^s được xác định theo phương trình (11). Tuy nhiên, do giá trị v^s biến động rất nhiều nên Fung & Yuan (2000) và Bernanke & Mihov (1998) đề nghị phải tính giá trị trung bình trượt đối với v^s trong khoảng thời gian 6 quý. Khi đó, v^s biến động quanh giá trị 0, v^s có dấu dương thể hiện cú sốc chính sách tiền tệ thắt chặt và ngược lại, dấu âm thể hiện cú sốc nói lỏng tiền tệ.

Từ sau mở rộng quan hệ hợp tác với Mỹ cho đến khi gia nhập WTO thành công, một lượng lớn ngoại tệ đã đi vào nền kinh tế, buộc Ngân hàng nhà nước dùng nội tệ mua ngoại tệ vào nhằm duy trì ổn định tỷ giá, gây ra các cú sốc nói lỏng tiền tệ (v^s âm). Ngay cơ lạm phát tăng cao, Ngân hàng nhà nước lại thực hiện chính sách thắt chặt nhằm kiểm soát lạm phát (v^s tăng vọt và có giá trị dương). Nếu không phân biệt các cú sốc bên trong và bên ngoài sẽ dẫn sự nhầm lẫn về nguyên nhân lạm phát trong giai đoạn 2008, kết quả này khá phù hợp với nghiên cứu của Phan (2014), đồng thời hoàn thiện hơn kết quả của Nguyễn Thị Liên Hoa & Trần Đăng Dũng (2013) và Trầm Thị Xuân Hương & cộng sự (2014). Từ sau cuộc khủng hoảng tài chính thế giới năm 2008, độ

Hình 1: Cú sốc chính sách tiền tệ ngoại sinh



Ghi chú: vsm – giá trị v^s sau khi lấy trung bình trượt 6 quý

Nguồn: Kết quả tính toán trên phần mềm Stata 12.0

Hình 2: Cú sốc chính sách tiền tệ ngoại sinh và tốc độ tăng trưởng kinh tế



Ghi chú: vsm – giá trị v^s sau khi lấy trung bình trượt 6 quý; gdpa – tốc độ tăng trưởng kinh tế khi lấy trung bình tiến trong 4 quý

biến động của các cú sốc đã giảm đi rất nhiều, tốc độ tăng trưởng kinh tế cũng giảm xuống rõ rệt, một phần là do các cú sốc chính sách nổi lên không còn nhiều như giai đoạn trước.

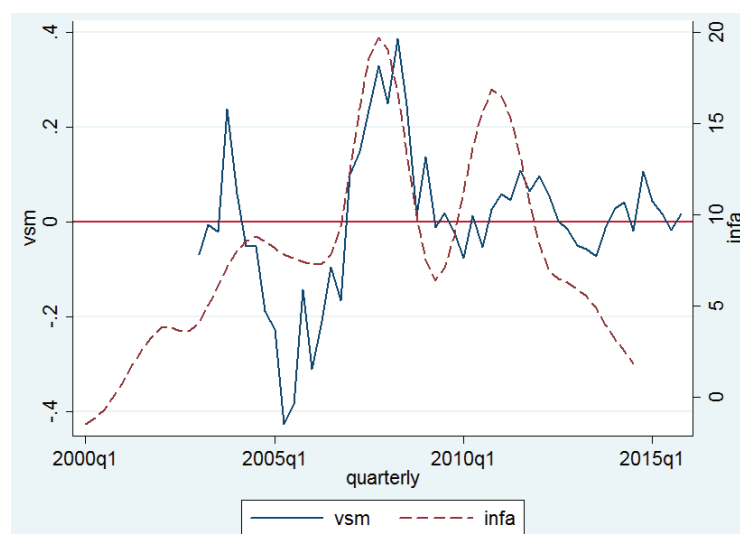
Như hình 5 thể hiện, sức ép mất giá của đồng nội tệ đã chậm lại cùng lúc với việc xuất hiện các cú sốc chính sách nổi lên tiền tệ. Tuy nhiên, tỷ giá đã tăng vọt sau khi xảy ra cuộc khủng hoảng tài chính năm 2008 và lạm phát tăng cao ở Việt Nam. Dù những chính sách (như lãi suất ngoại tệ 0%) và các điều

kiện ràng buộc khác được ban hành. Thế nhưng, áp lực tăng tỷ giá đã bắt đầu vực dậy trở lại trong những năm gần đây, cho thấy Ngân hàng Nhà nước đang mất dần khả năng duy trì tỷ giá ở mức cao hơn giá trị thực trong một thời gian dài.

5.4. Chỉ số lập trường chính sách tiền tệ

Theo Bernanke & Mihov (1998), việc thay thế các giá trị phần dư của các biến chính sách bằng chính các biến chính sách như phương trình (12) sẽ hình thành nên giá trị tổng hợp cả thành phần nội

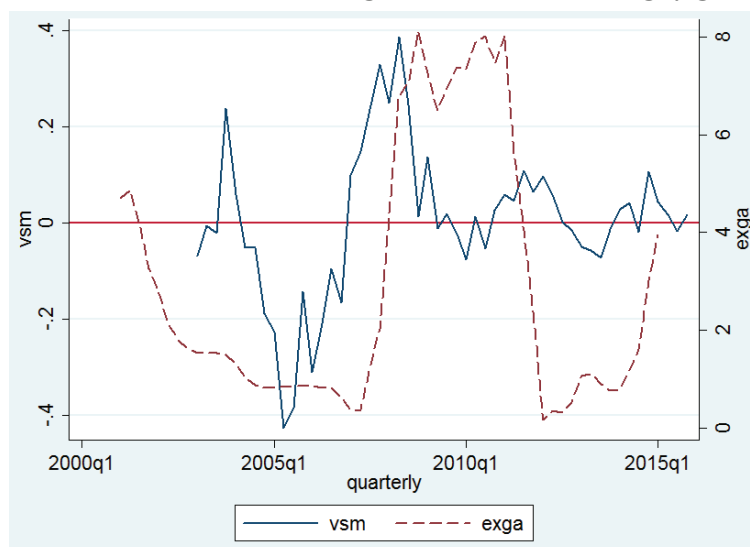
Hình 3: Cú sốc chính sách tiền tệ ngoại sinh và tỷ lệ lạm phát



Ghi chú: infa – tỷ lệ lạm phát được lấy trung bình tiến trong 6 quý

Nguồn: Kết quả tính toán trên phần mềm Stata 12.0

Hình 4: Cú sốc chính sách tiền tệ ngoại sinh và tốc độ tăng tỷ giá hối đoái



Ghi chú: exga – tốc độ tăng tỷ giá hối đoái sau khi lấy giá trị trung bình tiến 4 quý

Nguồn: Kết quả tính toán trên phần mềm Stata 12.0

sinh lẫn ngoại sinh của chính sách tiền tệ, gọi là chỉ số thể hiện lập trường của chính sách tiền tệ đối với những mục tiêu cụ thể như lạm phát và tỷ giá. Với giá trị ước lượng được từ phương trình (12), việc lấy trung bình trượt trong 6 quý sẽ giúp chỉ số lập trường được chuẩn hóa. Xoay quanh giá trị 0, thể hiện lập trường trung dung, chỉ số lập trường mang dấu dương thể hiện lập trường chính sách thắt chặt và ngược lại là lập trường chính sách nới lỏng.

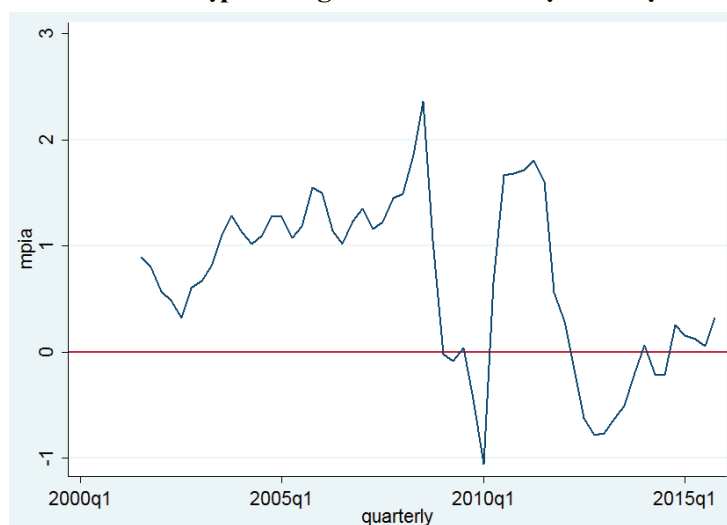
Có thể thấy, đối với mục tiêu ổn định giá trị đồng nội tệ và kiểm soát lạm phát, Ngân hàng Nhà nước

đã luôn duy trì chủ trương thắt chặt tiền tệ, trong hầu hết giai đoạn 2000 – 2015. Những động thái này đã làm cho đồng VND mất giá chậm hơn, do đó theo thời gian đồng VND đã được định giá cao hơn giá trị thực của nó.

6. Kết luận và hàm ý chính sách

Thông qua bộ số liệu vĩ mô trong giai đoạn 2000 – 2015, nghiên cứu đã chỉ ra được những cú sốc chính sách tiền tệ cũng như lập trường chính sách của Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy, chính sách nới lỏng cung tiền và gia tăng lãi suất luôn được Ngân

Hình 5: Chỉ số lập trường chính sách tiền tệ của Việt Nam



Ghi chú: mpia – chỉ số lập trường chính sách tiền tệ được lấy trung bình trượt trong 6 quý

Nguồn: Kết quả tính toán trên phần mềm Stata 12.0

hàng Nhà nước thực hiện đồng thời, ngoài ra tỷ giá hối đoái điều chỉnh không tương xứng với sức ép mất giá của đồng nội tệ. Các cú sốc chính sách nói lỏng xảy ra phần lớn do sự mất giá của đồng nội tệ, trong khi cú sốc thắt chặt lại là hệ quả của cả chính sách lãi suất lẫn cung tiền. Cuối cùng, bằng việc tính toán chỉ số đo lường lập trường chính sách tiền tệ Việt Nam đã cho thấy rằng, trong suốt giai đoạn 2000 – 2015, Ngân hàng Nhà nước vẫn giữ quan điểm thắt chặt tiền tệ để đối phó với các cú sốc lạm phát và áp lực mất giá của đồng nội tệ.

Các kết quả nghiên cứu đã hình thành một vài hàm ý chính sách khá quan trọng. Việc thực hiện

song song chính sách mở rộng cung tiền và gia tăng lãi suất đã làm cho cung tiền thực bị giảm xuống, điều này còn ám chỉ rằng tốc độ tăng của chỉ số giá dường như cao hơn tốc độ tăng cung tiền, do đó Ngân hàng Nhà nước cần chú ý hơn trong việc kiểm soát các phản ứng của mức giá trước các thông tin, chính sách được ban hành. Các cú sốc nói lỏng kích thích tăng trưởng kinh tế khá tốt trong giai đoạn trước năm 2008, vì vậy Ngân hàng Nhà nước cần giảm bớt các công cụ kiểm soát tỷ giá để gia tăng các cú sốc nói lỏng tiền tệ thay vì sử dụng các công cụ mở rộng cung tiền có nhiều rủi ro hơn.

Ghi chú:

1. Phương trình (6) được cấu thành từ dạng giản lược của phần dư VAR, đồng nhất thức phần dư của phương trình (1') (2') (3) (4) ta được:

$$\begin{bmatrix} I^y & 0 \\ B_{21} & I^p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^y \\ u_t^p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & 0 \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_t^y \\ v_t^p \end{bmatrix}$$

Trong đó: I^y và I^p là ma trận đơn vị; $B_{21} = (I - G_0)^{-1}D_0$; $A_{11} = (I - B_0)^{-1}A^y$; $A_{21} = (I - G_0)^{-1}D_0(I - B_0)^{-1}A^y$; $A_{22} = (I - G_0)^{-1}A^p$

2. Số ràng buộc tối thiểu

$$2K^2 - \frac{K(K+1)}{2} = K^2 + \frac{K(K-1)}{2} = 3^2 + \frac{3(3-1)}{2} = 12$$

3. MPI: Monetary Policy Index

PHỤ LỤC

Phụ lục 1: Một số thống kê cơ bản bộ số liệu trong giai đoạn 2000 – 2015

Tên biến	Đơn vị tính	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
GDP	Tỷ đồng	1.648.772	1.224.044	409.448	4.046.827
M2	Tỷ đồng	1.811.139	1.659.173	160.758,8	5.771.437
EX	VND/USD	17.737,84	2.650,6	14.061	22.519
IR	%	11,07	2,70	6,96	20,1
CPI	%	87,43	36,06	47,6	145,5
INF	%	7,21	6,62	-2,36	27,73
VNI	Điểm	418,07	224,71	0	1.071,33
WCPI	%	123,11	49,31	49,39	215,69
FFR	%	1,87	2,10	0,07	6,53

Nguồn: Tính toán của tác giả dựa trên số liệu thu thập

Phụ lục 2: Kết quả kiểm định tính dừng cho bộ số liệu

Tên biến	Kiểm định Dickey – Fuller		Kiểm định Phillips – Perron	
	Level	Sai phân 1	Level	Sai phân 1
LnRGDP	-2,418	-5,766***	-2,380	-7,378***
LnRM2	-2,378	-5,831***	-2,059	-5,535***
LnCPI	-2,234	-4,554***	-2,441	-4,107*
LnEX	-1,228	-4,927***	-1,407	-9,357***
LnVNI	-13,110***	-13,477***	-6,624***	-7,480***
R	-2,897	-7,275***	-2,072	-5,572***
LnWCPI	-1,047	-6,365***	-0,710	-6,428***
FFR	-2,885	-3,129	-1,623	-4,228**

Ghi chú: các giá trị trong bảng là trị thống kê t. ***: $p < 0,001$; **: $p < 0,01$; *: $p < 0,05$

Nguồn: Tính toán của tác giả trên phần mềm Stata 12.0

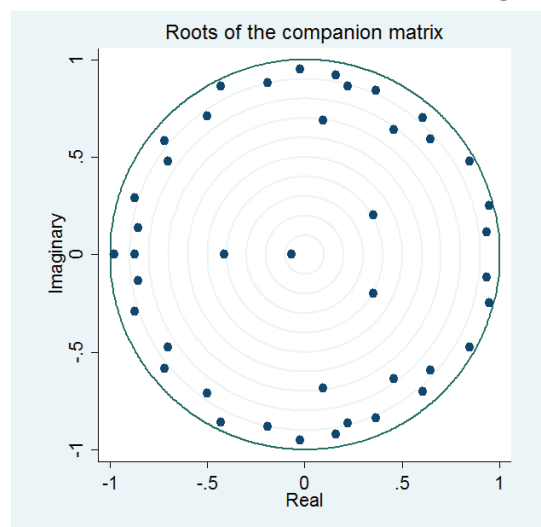
Phụ lục 3: Kết quả xác định độ trễ trong mô hình

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	560,549				1,1e – 17	-39,5335	-39,5335	-39,5335*
1	646,725	172,35	49	0,000	3,1e – 18	-40,8379	-40,1554	-39,0816
2	695,432	97,414	49	0,000	3,4e – 18	-40,8277	-39,4625	-37,3151
3	736,87	82,875	49	0,002	5,6e – 18	-40,5623	-38,5146	-35,2934
4	795,465	117,19	49	0,000	6,4e – 18	-40,899	-38,1688	-33,8738
5	867,818	144,71	49	0,000	7,1e – 18	-41,7184	-38,3056	-32,9369
6	999,308	262,98*	49	0,000	2,4e – 18*	-44,6128*	-40,5174*	-34,0749

Ghi chú: Dấu “*” thể hiện độ trễ tối ưu

Nguồn: Kết quả tính toán trên phần mềm Stata 12.0

Phụ lục 4: Kiểm định tính ổn định trong mô hình VAR



Nguồn: Kết quả tính toán dựa trên phần mềm Stata 12.0

Tài liệu tham khảo:

- Amarasekara, C. (2008), 'The impact of monetary policy on economic growth and inflation in Sri Lanka', *Staff Studies*, 38(1&2), 1–44.
- Bernanke, B.S. (1986), *Alternative explanations of the money - income correlation*, NBER Working Paper Series, 1842.
- Bernanke, B.S. & Blinder, A.S. (1992), 'The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission', *American Economic Review*, 82(4), 901–921.
- Bernanke, B.S. & Mihov, I. (1998), 'Measuring Monetary Policy*', *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 869–902.
- Christiano, L.J. & Eichenbaum, M. (1991), *Identification and The Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock*, NBER Working Paper Series.
- Christiano, L.J. & Eichenbaum, M. (1992), *Liquidity effect, monetary policy and the business cycle*, NBER Working Paper Series.
- Christiano, L.J. & Ljungqvist, L. (1988), 'Money does Granger-cause output in the bivariate money-output relation', *Journal of Monetary Economics*, 22(2), 217–235.
- Fernández-villaverde, J. & Rubio-ramírez, J. (2010), *Macroeconomics and volatility: data, models and estimation*, NBER Working Paper Series, 1–46.
- Friedman, B.M. (1995), *Does monetary policy affect real economy activity? Why do we still ask this question?*, NBER Working Paper Series.
- Fung, B.S.C. & Yuan, M. (2000), 'The Stance of Monetary Policy, in Money, Monetary Policy and Transmission Mechanism', *Proceeding of Conference held by the Bank of Canada*, 233–262.
- King, S.R. (1986), 'Monetary Transmission Through Bank Loans or Bank Liabilities?', *Journal of Money, Credit and Banking*, 18(3), 290–303.
- Le, T.H. (2015), 'Measuring the Stance of Monetary Policy in Vietnam: A Structural VAR Analysis', *Asian Journal of Economics and Empirical Research*, 2(1), 8–22.
- Lucas, Jr., R.E. (1975), 'An Equilibrium Model of the Business Cycle', *Journal of Political Economy*, 83(6), 1113–1144.
- Nguyễn Thị Liên Hoa & Trần Đặng Dũng (2013), 'Nghiên cứu lạm phát tại Việt Nam theo phương pháp SVAR', *Tạp chí Phát triển và Hội nhập*, 10(20), 32 - 38.
- Phan, T. (2014), 'The Determinants of inflation in Vietnam: VAR and SVAR approaches', *SSRN Electronic Journal*, DOI: 10.2139/ssrn.2437712
- Sims, C. (1986), 'Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?', *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 10(1), 2–16.
- Sims, C. (1980), 'Macroeconomics and Reality', *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- Strongin, S.(1995), 'The identification of monetary policy disturbances explaining the liquidity puzzle', *Journal of Monetary Economics*, 35(3), 463–497.
- Trần Thị Xuân Hương, Võ Xuân Vinh & Nguyễn Phúc Cảnh (2014), 'Truyền dẫn của chính sách tiền tệ qua kênh lãi suất ngân hàng tại Việt Nam trước và sau khủng hoảng', *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 283, 42 - 67.
- Trần Hoàng Ngân, Trần Phương Thảo, Vũ Thị Lệ Giang, Hoàng Hải Yến, Lê Văn Lâm, Nguyễn Hữu Huân, Phạm Khánh Duy & Nguyễn Trung Thông (2014), 'Chính sách tiền tệ và các công cụ thực thi tại Việt Nam giai đoạn 1986 - 2013', *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 288, 02 - 18.