

1. Giới thiệu

Trong bài này, tác giả sử dụng mô hình véc-tơ tự hồi quy (VAR) để xem xét tác động của chính sách tiền tệ tại Việt Nam trong giai đoạn 2009-2014. Mô hình VAR là một hệ phương trình động để cho phép xem xét mối tương tác qua lại giữa các biến kinh tế trong mô hình (các biến nội sinh) nhưng không đòi hỏi những chỉ định quá chi tiết về cấu trúc của nền kinh tế. Điều này sẽ cho phép xem xét mối quan hệ phụ thuộc qua lại giữa các biến tiền tệ với các chỉ tiêu kinh tế vĩ mô nội sinh khác như tăng trưởng và lạm phát.

Mặc dù đã có một số nghiên cứu sử dụng mô hình VAR để nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ ở Việt Nam. Tuy nhiên, các nghiên cứu trước đó thường xem xét trong bối cảnh khi nền kinh tế Việt Nam đã và đang đạt được những thành công lớn trong tăng trưởng kinh tế. Thành công của nền kinh tế đang bị thách thức bởi cuộc khủng hoảng kinh tế toàn cầu và đà tăng trưởng trong nước chậm lại từ năm 2008. Theo hiểu biết của chúng tôi, chưa có một nghiên cứu nào cung cấp được một bức tranh cập nhật về tác động gần đây của chính sách tiền tệ. Ngoài ra, đa số các nghiên cứu trước đó

BÀN VỀ TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ Ở VIỆT NAM

 **PGS., TS. Nguyễn Văn Công ***

thường lấy giá dầu (và đôi khi giá gạo) quốc tế làm đại diện cho giá quốc tế. Sự lựa chọn này được coi là quá đơn giản và không phù hợp do dầu và gạo là những hàng hóa cơ bản có giá biến động rất mạnh so với mức giá chung trên thị trường thế giới cả về biên độ và tần suất. Một hạn chế nữa của các nghiên cứu trước là việc sử dụng tỷ giá song phương giữa VND và USD thay vì tỷ giá danh nghĩa bình quân giữa VND và tiền của các nước có thương mại với Việt Nam, do đó, mối quan hệ ngang bằng sức mua (PPP) không được phản ánh đầy đủ. Các kết quả nghiên cứu thực nghiệm về vai trò của tiền tệ đối với lạm phát và tăng trưởng trong một số trường hợp còn trái ngược nhau. Nghiên cứu chúng tôi hy vọng sẽ điền vào khoảng trống nhận thức này tại Việt Nam.

2. Tổng quan nghiên cứu

Việc sử dụng mô hình VAR để nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ đã được sử dụng khá phổ biến trên thế giới. Tại Việt Nam, cách tiếp cận này đã được một số tác giả thực hiện trước đây, ví dụ như nghiên cứu của Nguyễn Việt

Hùng và Pfau (2008), Phạm Thế Anh (2009), Nguyễn Thị Thu Hằng và Nguyễn Đức Thành (2010),...

Nguyễn Việt Hùng và Pfau (2008) nghiên cứu các cơ chế truyền dẫn tiền tệ ở Việt Nam với số liệu từ quý II năm 1996 đến quý IV năm 2005 và chỉ ra rằng có mối quan hệ chặt chẽ giữa cung tiền và sản lượng thực tế nhưng không có mối quan hệ chặt chẽ giữa cung tiền và lạm phát.

Phạm Thế Anh (2009) nghiên cứu các nhân tố quyết định lạm phát cho giai đoạn từ quý II năm 1998 đến quý IV năm 2008 với số liệu CPI, cung tiền, lãi suất, tỷ giá, sản lượng công nghiệp tiếp cận theo mô hình VECM. Nghiên cứu này cũng khẳng định vai trò của lạm phát trong quá khứ và sản lượng đối với lạm phát, trong khi tỷ giá và giá dầu quốc tế không có ảnh hưởng đến lạm phát hiện tại. Một phát hiện khác của nghiên cứu này là tốc độ tăng cung tiền có ảnh hưởng quan trọng đến lạm phát (sau 3 kỳ), còn lãi suất lại đóng vai trò bị động.

Trong nghiên cứu của Nguyễn Thị Thu Hằng và Nguyễn Đức Thành (2010), các tác giả đã sử dụng dữ liệu

* Trường Đại học Kinh tế Quốc dân



Sự cắt giảm lãi suất có tác dụng kích thích đầu tư và qua đó làm tăng tổng cầu, sản lượng và mức giá

tháng để xem xét các nhân tố quyết định lạm phát ở Việt Nam trong giai đoạn 2001-2010. Các biến được xem xét trong mô hình gồm có CPI, chỉ số sản xuất công nghiệp, cung tiền, tỷ giá, lãi suất cho vay và giá dầu thế giới. Ngoài ra, các tác giả còn cố gắng làm phong phú phân tích của mình bằng cách đưa thêm một số biến như giá gạo thế giới, chỉ số giá nhập khẩu, giá tài sản đo bằng chỉ số chứng khoán, và thâm hụt ngân sách lũy kế qua các năm. Các tác giả đã sử dụng mô hình véc-tơ hiệu chỉnh sai số VECM để ước lượng mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn giữa các biến số kinh tế vĩ mô. Kết quả phân tích cho thấy tỷ lệ lạm phát có quan hệ

trái chiều với tăng trưởng sản lượng. Lạm phát trong quá khứ có ảnh hưởng dai dẳng tới lạm phát hiện tại, trong khi tốc độ tăng trưởng cung tiền hay thay đổi lãi suất có ảnh hưởng rất nhỏ hoặc không có ý nghĩa tới lạm phát. Ngoài ra, tỷ giá cũng có ảnh hưởng tới lạm phát. Tuy nhiên, giá dầu thế giới lại không có ảnh hưởng có ý nghĩa tới lạm phát.

3. Khung lý thuyết

Sự thay đổi cung tiền không thể tác động trực tiếp tới các biến mục tiêu cuối cùng như sản lượng và mức giá mà thông qua một số kênh truyền dẫn. Các kênh truyền dẫn tiền tệ được chấp nhận rộng rãi bao gồm: kênh lãi suất; kênh tỷ giá; và kênh tín dụng.

Chính sách tiền tệ có ảnh hưởng trực tiếp nhất đến nền kinh tế thông qua kênh lãi suất. Sự gia tăng cung tiền gây ra dư cung về tiền và làm giảm lãi suất (lãi suất thấp hơn làm tăng lượng cầu tiền cho động cơ đầu cơ). Tuy nhiên, sự thay đổi này trên thị trường tiền tệ cũng ảnh hưởng đến thị trường hàng hóa. Sự cắt giảm lãi suất có tác dụng kích thích đầu tư và qua đó làm tăng tổng cầu, sản lượng và mức giá.

Kênh tỷ giá biểu thị tác động của cung tiền lên lãi suất và qua đó ảnh hưởng đến tỷ giá (trong chế độ tỷ giá thả nổi) thông qua việc thay thế giữa các tài sản bằng đồng nội tệ và ngoại tệ. Cụ thể, lãi suất thấp hơn làm cho đầu tư nước ngoài trở nên hấp dẫn hơn và

làm tăng xuất khẩu vốn, điều này đến lượt nó làm giảm giá đồng nội tệ. Việc giảm giá đồng nội tệ giúp cải thiện cán cân thương mại, tăng tổng cầu và do đó kích thích sản xuất đồng thời làm tăng mức giá.

Ngoài ra, đối với nhiều nền kinh tế mới nổi, khi mà lãi suất chưa hoàn toàn phản ánh mức giá thực sự của vốn trên thị trường thì kênh tín dụng cũng cần phải được xem xét một cách tách biệt. Việc kiểm soát tín dụng cộng với những chương trình tín dụng theo định hướng của chính phủ sẽ hạn chế ít nhiều khả năng tiếp cận vốn của doanh nghiệp và hộ gia đình. Điều này càng rõ nét hơn trong những giai đoạn thắt chặt tiền tệ và tín dụng.

Với cơ sở phân tích như trên, chúng ta có thể xây dựng mô hình thực nghiệm như sau. Tốc độ tăng mức giá trong nước (CPI) sẽ là bình quân gia quyền của tốc độ tăng giá hàng thương mại và hàng phi thương mại:

$$Dp_t = qDp_t^T + (1 - q)Dp_t^{NT} \quad (1)$$

Trong đó, p ký hiệu cho giá trị loga của CPI, p^T là loga của chỉ số giá hàng thương mại và p^{NT} là loga của chỉ số giá hàng phi thương mại, q là quyền số cho nhóm hàng thương mại trong CPI, và D là ký hiệu cho toán tử sai phân bậc nhất.

Nếu chúng ta coi nền kinh tế Việt Nam là nhỏ và mở cửa, thì giá cả của hàng hóa thương mại sẽ biến động theo giá thế giới và tỷ giá hối đoái. Tức là:

$$Dp_t^T = lDe_t + mDp_t^W \quad (2)$$

Trong đó, e ký hiệu cho loga của tỷ giá danh nghĩa và p^W ký hiệu cho chỉ số giá hàng hóa thương mại trên thị trường thế giới.

Đối với hàng hóa phi thương mại, do vấn đề đôla hóa vẫn còn ít nhiều xuất hiện trong nền kinh tế nên những biến động của tỷ giá sẽ chuyển hóa vào giá các sản phẩm phi thương mại. Ngoài ra, những biến động tỷ giá sẽ khiến cho giá hàng thương mại và phi thương mại thay đổi và khiến cho cung cầu của những hàng hóa phi thương mại còn lại (không bị ảnh hưởng

trực tiếp từ tỷ giá) sẽ thay đổi và khiến cho giá của chúng cũng thay đổi theo. Tuy nhiên, nhân tố chủ yếu quyết định giá hàng hóa phi thương mại là lượng cung tiền dư thừa (EC).

$$Dp_t^{NT} = aEC_t + hDe_t \quad (3)$$

Lượng cung tiền dư thừa được tính bằng chênh lệch giữa mức tăng cung tiền so với mức tăng cầu tiền. Ở đây, chúng ta sử dụng hàm cầu tiền chuẩn, trong đó cầu tiền phụ thuộc sản lượng và lãi suất danh nghĩa. Do vậy,

$$EC_t = DM_t - (gDY_t + jDr_t) \quad (4)$$

Thay các phương trình (2) - (4) vào phương trình (1), chúng ta sẽ rút ra phương trình sau:

$$DP_t = \beta_1 De_t + \beta_2 Dp_t^W + \beta_3 DM_t + \beta_4 DY_t + \beta_5 Dr_t + x_t \quad (5)$$

trong đó, x_t là phần sai số.

Đối với một nền kinh tế mà thị trường tín dụng chưa hoàn toàn cạnh tranh, vẫn ít nhiều có sự kiểm soát về hạn mức tăng trưởng tín dụng hay định hướng dòng tín dụng song hành với việc điều hành cung tiền nói chung, chúng ta cần bổ sung thêm biến tăng trưởng tín dụng vào trong phương trình (5).

$$DP_t = \beta_1 De_t + \beta_2 Dp_t^W + \beta_3 DM_t + \beta_4 DY_t + \beta_5 Dr_t + \beta_6 DCREDIT_t \quad (6)$$

Theo lý thuyết kinh tế, tăng trưởng cung tiền, tín dụng, lạm phát giá ở nước ngoài và sự mất giá của đồng nội tệ sẽ có tác động cùng chiều đến tỷ lệ lạm phát trong nước, trong khi sự gia tăng của lãi suất trong nước và tăng trưởng sản lượng cao hơn sẽ có tác động ngược chiều đến tỷ lệ lạm phát trong nước.

4. Số liệu

4.1. Nguồn số liệu

Để tiến hành ước lượng tác động của chính sách tiền tệ ở Việt Nam, bài viết sử dụng số liệu thứ cấp theo tháng từ tháng 1 năm 2009 đến tháng 12 năm 2014. Những số liệu này được thu thập từ Thống kê Tài chính Quốc tế (IFS), Ngân hàng Phát triển châu Á (ADB), Tổng cục Thống kê Việt Nam (GSO) và Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (NHNN).

4.2. Biến số và thang đo

Các biến trong mô hình nghiên cứu được lựa

Bảng 1: Kết quả kiểm định tính dừng với các chuỗi dữ liệu sử dụng trong mô hình VAR

	Y		CPI		R_lending		M2	
	Giá trị gốc	Sai phân bậc 1	Giá trị gốc	Sai phân bậc 1	Giá trị gốc	Sai phân bậc 1	Giá trị gốc	Sai phân bậc 1
P_value	0.9571	0.0000	0.5374	0.0147	0.8956	0.0012	0.1186	0.0000
	Credit		NEER		CPI_F			
	Giá trị gốc	Sai phân bậc 2	Giá trị gốc	Sai phân bậc 1	Giá trị gốc	Sai phân bậc 1		
P_value	0.5406	0.015	0.0124		0.7819	0.0000		

chọn bao gồm: sản lượng thực tế, chỉ số giá tiêu dùng, cung tiền M2, tín dụng, lãi suất, tỷ giá danh nghĩa và giá quốc tế. Trong số bảy biến được sử dụng trong mô hình, giá quốc tế đại diện cho nhóm biến ngoại sinh. Sáu biến còn lại mô tả nền kinh tế Việt Nam, trong đó sản lượng và chỉ số giá tiêu dùng được xem như là các biến mục tiêu của chính sách tiền tệ; biến M2 và lãi suất đại diện cho chính sách tiền tệ; tín dụng và tỷ giá là các biến tiền tệ trung gian. Các biến số và thang đo được mô tả cụ thể như sau:

+ *Sản lượng (Y)*: Trong nghiên cứu này, chúng tôi cũng sử dụng chỉ số sản xuất

công nghiệp theo tháng để làm biến đại diện cho sản lượng thực tế¹. Số liệu sản lượng công nghiệp theo tháng được thu thập từ GSO và ADB.

+ *Cung tiền (M2)*: bao gồm tiền mặt ngoài ngân hàng và toàn bộ tiền gửi trong hệ thống ngân hàng thương mại.

+ *Tín dụng (CREDIT)*: là tổng tín dụng cho nền kinh tế.

+ *Lãi suất (R)*: Chúng tôi sử dụng dữ liệu hàng tháng về lãi suất cho vay (tính trên cơ sở năm) lấy từ IFS để đại diện cho biến lãi suất.

+ *Chỉ số giá tiêu dùng (CPI)*: Dữ liệu hàng tháng về CPI được lấy từ IFS để đại diện cho mức giá chung.

+ *Tỷ giá (NEER)*: Thay vì sử

dụng tỷ giá song phương giữa VND và USD, chúng tôi sử dụng tỷ giá danh nghĩa bình quân² được coi là đại diện tốt hơn cho biến tỷ giá. Tỷ giá được định nghĩa là số VND đổi một đơn vị ngoại tệ nên tỷ giá tăng có nghĩa là VND giảm giá so với các ngoại tệ.

+ *Giá quốc tế (CPI-F)*: Các nghiên cứu trước thường sử dụng giá gạo hay giá dầu trên thị trường thế giới để đại diện cho giá quốc tế. Theo quan điểm chúng tôi, sự lựa chọn này tiện, nhưng không hợp lý vì giá các sản phẩm này biến động rất mạnh. Đây là nghiên cứu đầu tiên ở Việt Nam sử dụng CPI bình quân gia quyền của 13 đối tác thương mại chính với Việt Nam và tin rằng đó sẽ là biến đại diện tốt hơn cho giá quốc tế.

Các chuỗi số liệu gốc trong mô hình (ngoại trừ lãi suất) đã được điều chỉnh theo mùa bằng phương pháp Trung bình trượt trung tâm (CMA). Việc lấy trung bình trượt trung tâm nhằm đảm bảo các cú sốc phản ánh những thay đổi so với xu thế dài hạn của các biến đó. Các chuỗi số liệu này (ngoại trừ lãi suất) được chuyển sang dạng logarit cơ số tự nhiên nhằm thu hẹp phạm vi các biến được đo

Bảng 2: Kiểm định lựa chọn số thời kỳ trễ trong mô hình VAR

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: D(YSA) D(CPISA) D(R) D(M2SA) D(CREDITS) NEERSA

Exogenous variables: C D(CPI_FSA)

Sample: 2009M01 2014M12

Included observations: 63

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-80.47257	NA	7.59e-07	2.935637	3.343853	3.096191
1	70.15527	263.0010	2.01e-08	-0.703342	0.929523*	-0.061128
2	120.4653	78.26001	1.32e-08	-1.157628	1.699885	-0.033754
3	161.9864	56.67956	1.22e-08	-1.332900	2.749261	0.272634
4	193.6675	37.21276	1.67e-08	-1.195793	4.111017	0.891401
5	247.1771	52.66030*	1.30e-08	-1.751655	4.779803	0.817199
6	285.6434	30.52874	2.02e-08	-1.829948	5.926159	1.220567
7	349.1317	38.29455	1.97e-08	-2.702594	6.278161	0.829581
8	457.6517	44.78601	8.52e-09*	-5.004815*	5.200589	-0.990980*

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

lượng và làm cho các chuỗi ổn định hơn.

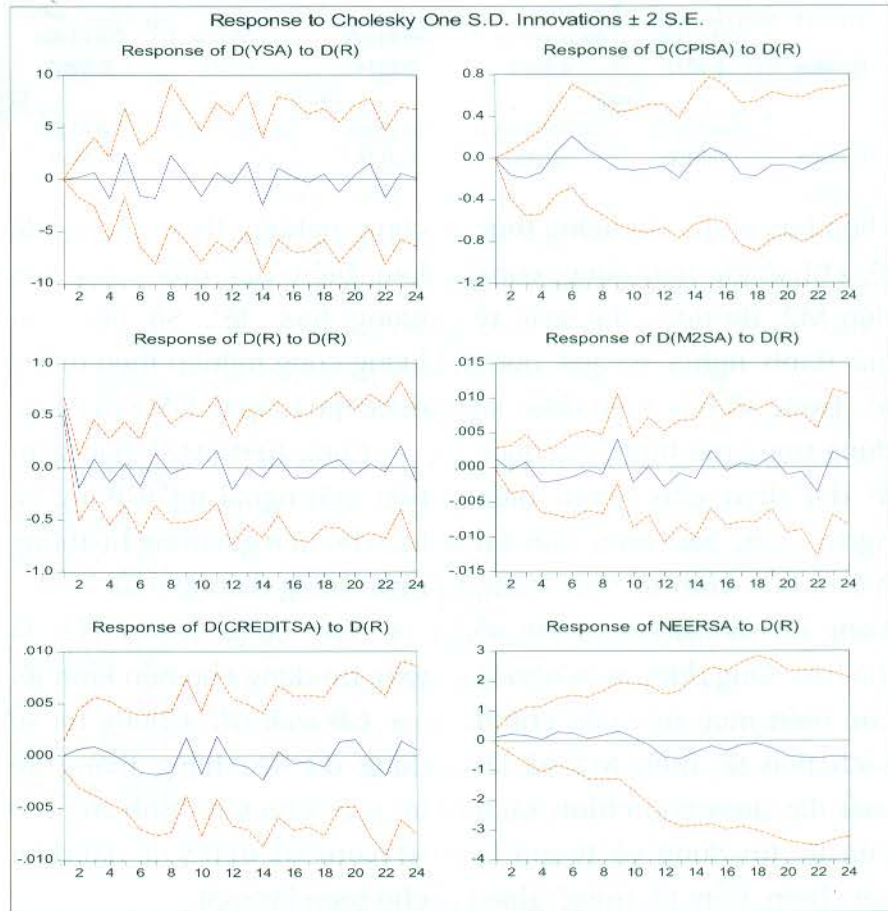
5. Kết quả ước lượng

Mô hình Vector tự hồi quy (VAR) được chấp nhận rộng rãi là cách thích hợp để xem xét cơ chế truyền dẫn tiền tệ ở Việt Nam chủ yếu bởi vì phương pháp này cho phép chúng ta nắm bắt đầy đủ sự tương tác giữa các biến số kinh tế vĩ mô và hiệu ứng phản hồi của chúng.

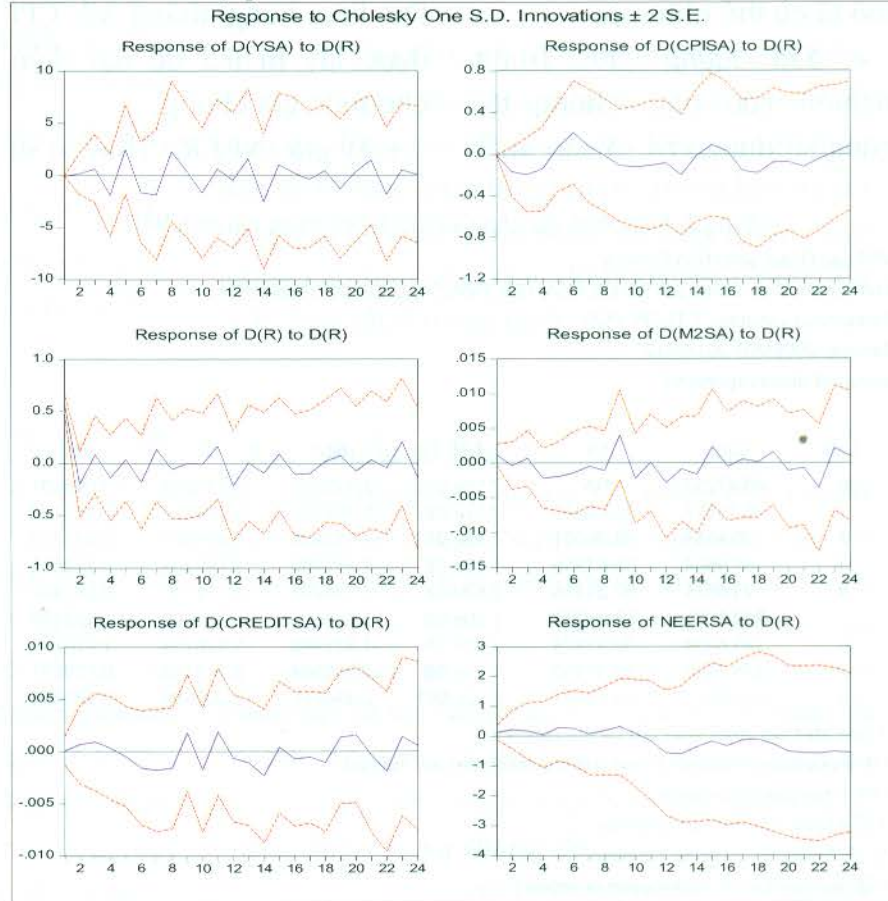
Kiểm định tính dừng của các chuỗi số liệu trong mô hình cho thấy tất cả các biến, ngoại trừ biến tỷ giá bình quân, đều không dừng ở giá trị gốc nhưng dừng sau khi lấy sai phân bậc nhất. Biến tỷ giá bình quân dừng ngay từ giá trị gốc. Các kết quả thống kê kiểm định tính dừng được ghi trong bảng 1. Với kết quả kiểm định tính dừng như trên nên chúng ta có thể sử dụng mô hình véc-tơ tự hồi quy VAR cho các biến.

Trật tự các biến nội sinh được sắp xếp trong mô hình như sau: DY, DCPI, DR, DM2, DCREDIT, NEER. Trật tự này được sử dụng do chúng tôi cho rằng biến lãi suất sẽ ảnh hưởng tương đối nhanh tới cung tiền, tín dụng, và tỷ giá, trong khi biến sản lượng và mức giá sẽ chịu tác động với độ trễ nhất định, đồng thời NHNN đã phản ứng nhanh nhạy trước các biến động của tăng trưởng và lạm phát trong nền kinh tế. Đây cũng là lựa

Biểu đồ 1: Tác động của cú sốc cung tiền M2 tới các biến nội sinh khác trong mô hình



Biểu đồ 2: Tác động của cú sốc lãi suất tới các biến nội sinh khác trong mô hình



chọn tương đối phổ biến trong một số nghiên cứu về cơ chế truyền dẫn của chính sách tiền tệ tại các quốc gia đang phát triển. Ngoài ra, chúng tôi cũng thử nghiệm các cách sắp xếp khác để kiểm định tính ổn định và nhất quán trong các kết quả của hàm phản ứng và phân rã phương sai.

Chuỗi dữ liệu sử dụng trong nghiên cứu này là số liệu tháng trong giai đoạn từ 1/2009 đến 12/2014 với tất cả 72 quan sát (tuy nhiên, do chạy theo các biến trễ và lấy sai phân của các biến nên số quan sát còn lại để chạy VAR là 63).

Sau khi chạy VAR và sử dụng kiểm định để xác định số bậc trễ tối ưu, chúng tôi lựa chọn số thời kỳ trễ của các biến nội sinh trong mô hình là 8 theo gợi ý của các tiêu chí FPE, AIC và HQ (xem Bảng 2).

Sau đó, chúng tôi chạy lại mô hình VAR và thực hiện các kiểm định về độ tin cậy của mô hình.

Kiểm định nhân quả Granger cho thấy các mô hình với biến phụ thuộc là Y, CPI, M2 đều ủng hộ cho quan hệ nhân quả từ các biến độc lập tới các biến phụ thuộc này (giá trị P_value đều nhỏ hơn 5%). Trong khi đó, các mô hình với biến phụ thuộc là lãi suất, tín dụng thì kiểm định nhân quả Granger không cho thấy có mối quan hệ nhân quả của các biến trong mô hình tới những biến phụ thuộc này.

Mô hình với biến phụ thuộc là tỷ giá bình quân chỉ cho thấy quan hệ nhân quả Granger tại mức ý nghĩa 10%. Kiểm định về tính ổn định của mô hình VAR ủng hộ cho đặc điểm này của mô hình. Kiểm định tự tương quan cho thấy không có vấn đề tự tương quan hay phương sai sai số thay đổi xảy ra khi chúng ta lựa chọn độ trễ là 10 thời kỳ (giá trị P_value đều lớn hơn khá nhiều so với mức 0.05).

Tiếp theo, chúng ta sẽ xem xét tác động của các cú sốc khác nhau (với quy mô sốc là một độ lệch chuẩn) tới các biến phụ thuộc.

Tác động của các cú sốc chính sách tiền tệ

Cú sốc chính sách tiền tệ đầu tiên chúng ta xem xét là tăng cung tiền M2. Kết quả ở Biểu đồ 1 cho thấy tăng trưởng sản lượng có xu hướng giảm trong ba tháng đầu trước khi tăng trong các tháng kế tiếp. Trong khi đó, lạm phát có xu hướng tăng lên ngay sau cú sốc tăng cung tiền. Sau khi giảm nhẹ vào tháng thứ 4, thì lạm phát lại tiếp tục tăng trở lại sau đó. Đồng nội tệ có xu hướng mất giá sau khi tăng cung tiền.

Điều bất ngờ là cú sốc tăng cung tiền làm tăng lãi suất trong suốt 3 quý đầu tiên, sau đó lãi suất mới bắt đầu có dấu hiệu giảm. Điều dường như nghịch lý này có thể được giải thích là do NHNN đã thực thi chính sách lãi suất mang tính

thích ứng, tức là lãi suất được điều chỉnh theo diễn biến lạm phát trong nền kinh tế. Tăng cung tiền có xu hướng gây ra lạm phát và do đó, lãi suất cũng được điều chỉnh tăng tương ứng.

Tiếp theo, chúng ta phân tích tác động của cú sốc tăng lãi suất. Khi lãi suất tăng, thì sản lượng vẫn duy trì tăng trong 3 tháng đầu trước khi giảm vào 2 tháng kế tiếp, và sau đó, liên tục đảo chiều với biên độ nhỏ và kết thúc tác động sau khoảng một năm. Trong khi đó, tỷ lệ lạm phát giảm ngay sau cú sốc tăng lãi suất, nhưng tới tháng thứ 6 thì bắt đầu tăng lại trong hai tháng trước khi tiếp tục giảm. Tỷ giá bình quân có xu hướng tăng (tức là nội tệ mất giá) sau những cú sốc tăng lãi suất và điều này diễn ra trong 10 tháng đầu. (Biểu đồ 2)

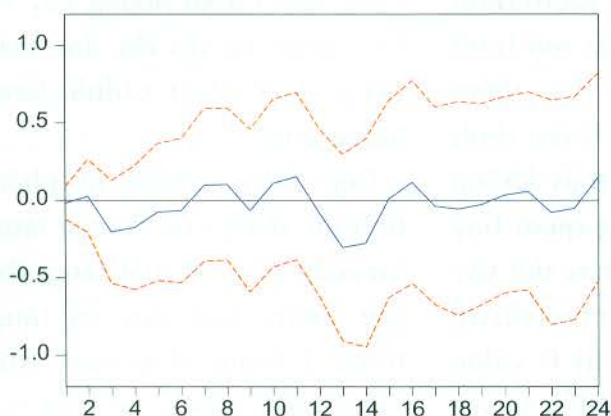
Biểu đồ 3 mô tả phản ứng của lạm phát sau các cú sốc khác nhau. Sau cú sốc tăng sản lượng, CPI thay đổi trái chiều trong nửa năm đầu, sau đó CPI bắt đầu đảo chiều trong 2-3 tháng kế tiếp. Cú sốc tăng trưởng tín dụng gây ra tác động trái chiều lên CPI ngay trong các tháng đầu tiên, nhưng sau đó CPI đảo chiều tăng vào tháng thứ tư trở đi. CPI cũng thay đổi thuận chiều sau cú sốc về tỷ giá danh nghĩa.

Ngoài phân tích hàm phản ứng, chúng ta cũng sử dụng

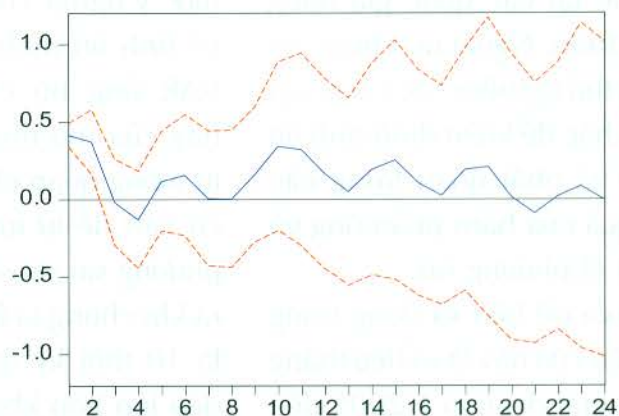
Biểu đồ 3: Tác động của cú sốc tới lạm phát

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

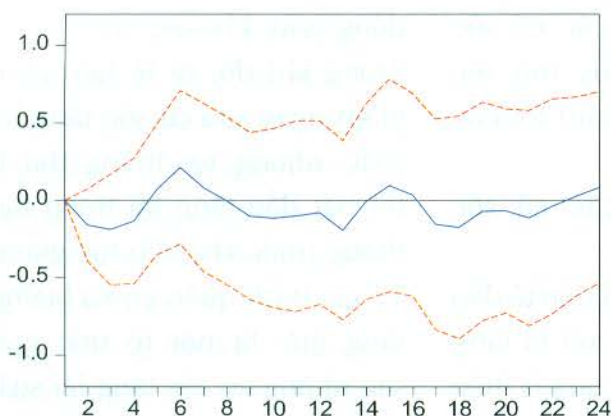
Response of D(CPISA) to D(YSA)



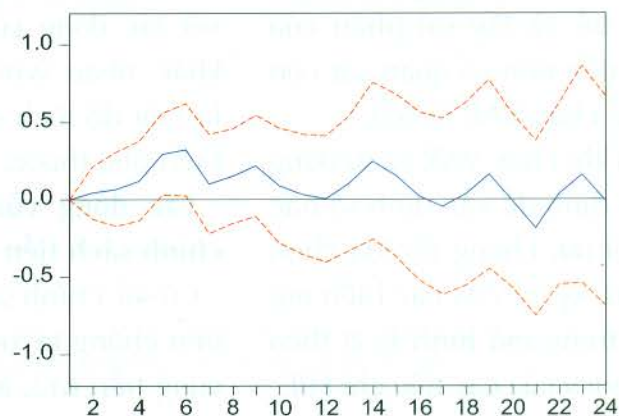
Response of D(CPISA) to D(CPISA)



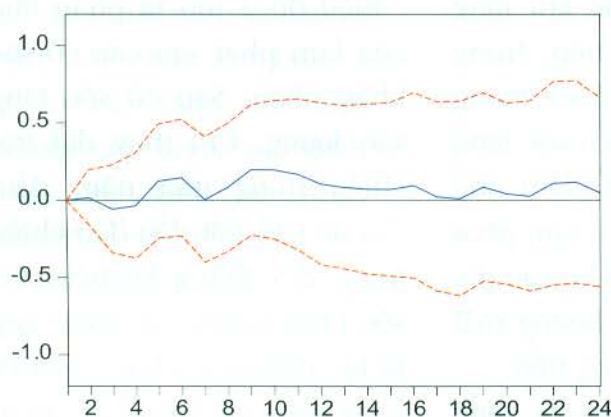
Response of D(CPISA) to D(R)



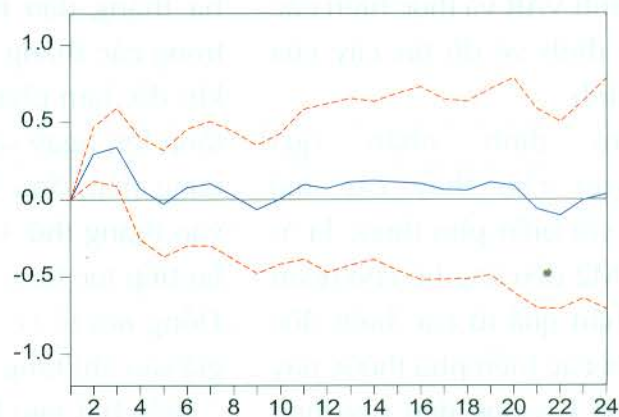
Response of D(CPISA) to D(M2SA)



Response of D(CPISA) to D(CREDITSA)



Response of D(CPISA) to NEERSA



phân rã phương sai để đánh giá tầm quan trọng của các cú sốc khác nhau khi giải thích cho sự biến thiên của lạm phát và tăng trưởng kinh tế. Nếu như ngay trong ba tháng đầu

tiên, tính chất dai dẳng của lạm phát giải thích khoảng 50-100% sự biến thiên của lạm phát thì sau 10 tháng, tự thân CPI chỉ còn giải thích cho khoảng hơn 30% biến

thiên của CPI, trong khi cung tiền M2 là yếu tố quan trọng kế tiếp, giải thích được gần một phần năm sự biến thiên của CPI. Ngoài ra, yếu tố tỷ giá và lãi suất cũng g



Bảng 3: Kết quả phân rã phương sai trong mô hình VAR

Period	S.E.	Variance Decomposition of D(YSA):					
		D(YSA)	D(CPIA)	D(R)	D(M2SA)	D(CREDITSA)	NEERSA
1	3.702061	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	5.904479	91.18392	3.740119	0.163806	0.620321	0.965696	3.326136
3	6.348738	80.97861	10.11833	1.350898	2.870361	1.621658	3.060140
4	7.236635	64.38968	8.726730	7.378707	9.076361	4.857850	5.570672
5	8.548238	51.54195	6.998227	14.28325	17.10908	3.599357	6.468139
6	10.14558	43.27090	5.625720	12.52304	22.88722	4.494391	11.19872
7	11.09517	42.54651	4.712481	13.08938	24.44926	3.940511	11.26187
8	11.57338	40.69729	4.540967	16.15001	22.93489	4.975223	10.70163
9	11.64187	40.24415	4.551851	16.14468	22.70656	4.928897	11.42387
10	11.98162	38.10702	5.105436	17.05833	21.73475	6.257673	11.73679

Period	S.E.	Variance Decomposition of D(CPIA):					NEERSA
		D(YSA)	D(CPIA)	D(R)	D(M2SA)	D(CREDITSA)	
1	0.416225	0.193350	99.80665	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.654313	0.221528	72.83596	6.007426	0.475843	0.066928	20.39232
3	0.793582	6.863449	49.57235	9.722990	1.061422	0.556855	32.22293
4	0.846644	10.42257	45.91379	11.02516	2.963026	0.656593	29.01886
5	0.919292	9.537239	40.59620	9.953405	12.81416	2.406542	24.69245
6	1.025704	8.097291	34.92233	12.33932	20.22457	3.989195	20.42729
7	1.044002	8.682011	33.71183	12.55250	20.47458	3.854003	20.72508
8	1.063641	9.277446	32.47943	12.09382	21.76334	4.365482	20.02048
9	1.123742	8.673206	31.12096	11.64645	23.29289	7.010578	18.25591
10	1.205181	8.372158	35.13635	11.03925	20.81525	8.762902	15.87409

Variance Decomposition of D(R):

Cholesky Ordering: D(YSA) D(CPIA) D(R) D(M2SA) D(CREDITSA) NEERSA

thích được khoảng 15% và 11% sự biến thiên của CPI.

Trong khi đó, sự biến thiên của sản lượng trong những tháng đầu gần như hoàn toàn được giải thích bởi yếu tố tự thân của nó, nhưng sau khoảng nửa năm thì cung tiền, lãi suất, và tỷ giá bắt đầu dần trở nên quan trọng hơn, giải thích được tổng cộng gần 45% sự biến thiên của sản lượng. Bảng 3

6. Kết luận

Bài viết này sử dụng mô hình VAR để đánh giá tác động của chính sách tiền tệ đến nền kinh tế cũng như vai trò của các nhân tố quyết định tới lạm phát tại Việt Nam. Dữ liệu tháng trong giai đoạn 2009-2014 được sử dụng để phân tích. Kết quả cho thấy CPI phản ứng tương đối giống

như chúng ta kỳ vọng sau những cú sốc về chính sách tiền tệ, bao gồm lãi suất, cung tiền, và tỷ giá. Cung tiền, lãi suất, và tỷ giá là những yếu tố rất quan trọng giải thích cho sự biến động của CPI. Kết quả này củng cố thêm niềm tin vào vai trò của chính sách tiền tệ với tư cách là một công cụ quan trọng để kiểm soát lạm phát ở Việt Nam. Kiểm định nhân quả Granger cũng đã ủng hộ cho việc có những tác động nhất định từ chính sách tiền tệ lên biến sản lượng.

Các kết quả của chúng tôi cũng xác nhận các nghiên cứu trước đây tại Việt Nam rằng lạm phát quá khứ đóng một vai trò quan trọng trong việc xác định lạm phát hiện tại. Điều này hàm ý rằng để chống lạm phát, Chính phủ trước hết phải giữ được mức

lạm phát thấp ít nhất trong vòng ba tháng, qua đó dần lấy lại niềm tin của công chúng về một môi trường giá cả ổn định hơn và giúp giảm kỳ vọng về lạm phát tương lai. Điều này cũng đồng nghĩa với điều đáng lưu ý là Chính phủ phải kiên trì trong quá trình chống lạm phát.■

¹Sử dụng GDP là thước đo biến qui mô thay đổi do chính sách được coi là không hợp lý ở các nước đang phát triển. Nguyên nhân là do nông nghiệp thường chiếm tỷ lệ lớn lại chịu ảnh hưởng nhiều hơn bởi điều kiện thời tiết so với các nhân tố gây ra chu kỳ (các biến chính sách và các biến ngoại sinh khác). Số liệu nghèo nàn về dịch vụ và khu vực phi chính thức cũng có thể gây ra sai lệch đáng kể. Khi đó, sản lượng công nghiệp được coi là biến đại diện tốt hơn. Hơn nữa, GDP không có số liệu theo tháng.

²Cả giá quốc tế và tỷ giá danh nghĩa bình quân đều tính cho 13 đối tác thương mại chính với Việt Nam bao gồm: Pháp, Mỹ, Nhật, Hàn Quốc, Singapo, Thái Lan, Ma-lai-xia, Trung Quốc, Đức, Ấn Độ, In-đô-nê-xia, Anh và Canada. Quyển số được sử dụng là tỷ trọng thương mại của từng quốc gia với Việt Nam trên tổng giá trị thương mại của 13 quốc gia đó với Việt Nam.

TÀI LIỆU THAM KHẢO:

1. Asian Development Bank (2014), Key Indicators for Asia and the Pacific 2014.
2. Hung, L. V. & Wade, D. P. (2008), VAR analysis of the monetary transmission mechanism in Vietnam. February, State Bank of Vietnam, Hanoi, Vietnam and National Graduate Institute for Policy Studies, Tokyo, Japan.
3. IMF, <http://elibrary-data.imf.org/DataExplorer.aspx>
4. Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, Thống kê tiền tệ ngân hàng <http://www.sbv.gov.vn/>
5. Nguyễn Thị Thu Hằng và Nguyễn Đức Thành, Nguồn gốc lạm phát ở Việt Nam giai đoạn 2000-2010: phát hiện mới từ những bằng chứng mới, VEPP & UNDP, <http://dl.ueb.vnu.edu.vn/handle/1247/39>
6. Phạm Thế Anh (2009), “Xác định các nhân tố quyết định lạm phát ở Việt Nam”, Tạp chí Kinh tế và phát triển, Số 150
7. Tổng cục Thống kê. Website <http://www.gso.gov.vn/Default.aspx?tabid=217>