

TÁC ĐỘNG CỦA CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ ĐẾN CÁN CÂN THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Lê Thanh Tùng

Trường Đại học Tôn Đức Thắng

Email: lethanh tung@tdt.edu.vn

Ngày nhận: 30/5/2014

Ngày nhận lại: 21/6/2014

Mã số: 72.1SMET.12

Bài viết sử dụng mô hình VAR (véctor tự hồi quy); kiểm định đồng tích hợp Johansen-Juselius và kiểm định nhân quả Granger nhằm nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ đến cán cân thương mại của Việt Nam trong giai đoạn năm 1995 - 2013. Kết quả kiểm định Johansen-Juselius khẳng định sự tồn tại của mối quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn giữa các công cụ của chính sách tiền tệ và cán cân thương mại của Việt Nam. Tuy nhiên, kết quả phân tích phương sai và hàm phản ứng đều chỉ ra tác động của chính sách tiền tệ đến cán cân thương mại của Việt Nam là rất yếu. Kết quả kiểm định nhân quả Granger cho thấy chính sách tiền tệ được thực hiện nhằm vào mục tiêu thúc đẩy tăng trưởng kinh tế chứ không phải vào cán cân thương mại của nền kinh tế. Cuối cùng, bài viết cũng đưa ra một số đề xuất nhằm nâng cao hiệu quả công tác hoạch định, điều hành chính sách tiền tệ tại Việt Nam trong thời gian tới.

Từ khóa. Chính sách tiền tệ, cán cân thương mại, tỷ giá hối đoái thực, cung tiền, VAR

1. Giới thiệu

Chính sách tiền tệ (monetary policy) là một trong những chính sách kinh tế vĩ mô quan trọng nhất nhằm phục vụ việc chuyển tải định hướng, quan điểm điều hành của chính phủ đến nền kinh tế. Chính sách tiền tệ được thực hiện bằng việc ngân hàng trung ương thay đổi cung tiền và điều chỉnh tỷ giá hối đoái (Mankiw, 2007). Trên thế giới các nghiên cứu về chính sách tiền tệ đã được thực hiện khá nhiều, đa dạng về các khía cạnh, phong phú về mục tiêu. Nghiên cứu, tìm hiểu, đánh giá về tác động của chính sách tiền tệ đối với nền kinh tế cũng chính là giúp công tác hoạch định, điều hành chính sách ngày càng phù hợp hơn với thực tiễn nền kinh tế.

Trên thực tế, chính sách tiền tệ với công cụ tỷ giá hối đoái là một trong những chính sách kinh tế hay được sử dụng và có tác động mạnh đến kim ngạch xuất nhập khẩu của một quốc gia. Tác động

của việc thay đổi tỷ giá hối đoái đến cán cân thương mại được giải thích qua điều kiện Marshall-Lerner (Marshall-Lerner Condition: MLC), trong đó MLC cho thấy tác động thúc đẩy của phá giá tiền tệ đến cán cân thương mại nếu tổng giá trị tuyệt đối của độ co giãn theo giá của xuất khẩu (EX) và độ co giãn theo giá của nhập khẩu (E_M) lớn hơn 1 ($|E_X| + |E_M| > 1$). Nghiên cứu của Dornbusch (1976) chỉ ra việc tăng tỷ giá hối đoái chỉ cải thiện cán cân thương mại khi hiệu ứng khối lượng lớn hơn hiệu ứng giá cả, bên cạnh đó phải cần có thời gian (độ trễ) thì nền kinh tế mới phản ứng lại việc tăng tỷ giá, từ đó gây ra hiệu ứng đường cong chữ J (J-curve). Tuy nhiên, nghiên cứu của Bahmani-Oskooee và Ratha (2007) đã phát hiện tại một số quốc gia thì hiệu ứng của việc phá giá tiền tệ đến cán cân thương mại lại có dạng đường cong chữ S (S-curve). Bên cạnh đó, khi chính sách tiền tệ được thực hiện bằng cách thay đổi cung tiền thì lại

suất cân bằng trên thị trường sẽ thay đổi (Mankiw, 2007). Nếu cung tiền tăng thì mặt bằng lãi suất sẽ giảm và đây có thể được xem như hình thức hỗ trợ cho cộng đồng doanh nghiệp trong nước (trong đó có doanh nghiệp sản xuất hàng xuất khẩu), do đó trong một số trường hợp nền cung tiền tăng sẽ làm cân cán thương mại tốt lên.

Trong hơn hai thập kỷ trở lại đây, Việt Nam thực hiện đường lối phát triển quan hệ thương mại quốc tế theo hướng đa phương hóa, đa dạng hóa và chủ động mở rộng thương mại quốc tế với tất cả các đối tác theo quan điểm hai bên cùng có lợi (win-win). Từ đó, thương mại quốc tế ngày càng đóng vai trò quan trọng hơn trong chiến lược phát triển kinh tế xã hội của Việt Nam. Bên cạnh đó, mô hình kinh tế của Việt Nam là phát triển nền kinh tế thị trường theo định hướng Xã hội chủ nghĩa, do đó các chính sách kinh tế vĩ mô nói chung và chính sách tiền tệ nói riêng thường xuyên được Chính phủ sử dụng để thực hiện vai trò định hướng, điều tiết đối với thị trường. Tuy nhiên, chính sách tiền tệ với sự thay đổi của cung tiền và tỷ giá hối đoái đã tác động như thế nào đến cân cán thương mại của Việt Nam? Nhìn chung tại Việt Nam trong thời gian qua cũng đã có khá nhiều công trình nghiên cứu đi vào phân tích thực trạng, đề xuất giải pháp điều hành chính sách nhưng số lượng nghiên cứu định lượng chuyên sâu về tác động của chính sách tiền tệ đến cân cán thương mại thì vẫn còn ít. Chính vì vậy, trong nghiên cứu này tác giả sẽ sử dụng mô hình vectơ tự hồi quy VAR (Vector Autoregression), một phương pháp kinh tế lượng sử dụng cho dữ liệu chuỗi thời gian (time series) vào nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ đến cân cán thương mại tại Việt Nam trong khoảng thời gian từ quý I/1995 đến hết quý II/2013.

Mục tiêu nghiên cứu của bài viết là sử dụng công cụ định lượng nhằm giải đáp thấu đáo ba câu hỏi sau: (i) Liệu có tồn tại quan hệ đồng tích hợp giữa các công cụ của chính sách tiền tệ với cân cán thương mại không? (ii) Tác động của chính sách tiền tệ đến cân cán thương mại ở mức độ

nào? (iii) Có tồn tại quan hệ nhân quả giữa các công cụ của chính sách tiền tệ và cân cán thương mại không? Cuối cùng, dựa trên kết quả nghiên cứu tác giả cũng đề xuất một số kiến nghị nhằm nâng cao hiệu quả công tác hoạch định, điều hành chính sách tiền tệ tại Việt Nam trong thời gian tới.

2. Mô hình, phương pháp và số liệu nghiên cứu

Dựa trên nghiên cứu đã được thực hiện bởi Duasa (2007) thì mô hình nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ đến cân cán thương mại Việt Nam có dạng như sau:

$$TB = f(\text{REER}, M, \text{GDP}) \quad (1)$$

Trong đó: TB (Trade balance) là biến phụ thuộc đại diện cho cân cán thương mại và được tính theo công thức $TB = X/M$ với X là xuất khẩu và M là nhập khẩu, biến TB đã được một số nghiên cứu sử dụng để đo lường mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và cân cán thương mại như Duasa (2007), Waliullah và cộng sự (2010). Các biến giải thích bao gồm: REER là tỷ giá hối đoái thực, M là cung tiền và GDP là tổng sản phẩm trong nước đại diện cho thu nhập.

Để thực hiện mục tiêu nghiên cứu, bài viết sử dụng mô hình vectơ tự hồi quy VAR. Cách tiếp cận của mô hình VAR là ước lượng không giới hạn các phương trình khác nhau từ một tập hợp các biến nội sinh, trong đó các mô hình ước lượng sử dụng chính các biến nội sinh trong hệ thống. Phương trình tổng quát của một mô hình VAR được trình bày như sau:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trong đó, y_t là vectơ của k biến nội sinh; x_t là vectơ của d biến ngoại sinh; $A_1, \dots, A_p$ và B là ma trận của các hệ số hồi quy ước lượng được; ε_t là vectơ của các sai số ngẫu nhiên. Với các chuỗi số liệu của các biến được chuyển sang dạng logarit cơ số tự nhiên thì mô hình VAR tổng quát áp dụng cho tất cả các biến có mặt trong mô hình (1) như sau:

$$LTB_t = \delta_1 + \sum_{i=1}^p \eta_{1i} LTB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{1i} LM_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{1i} LREER_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

$$LGDP_t = \delta_2 + \sum_{i=1}^p \eta_{2i} LTB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{2i} LM_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{2i} LREER_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

$$LM_t = \delta_3 + \sum_{i=1}^p \eta_{3i} LTB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{3i} LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{3i} LM_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{3i} LREER_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (5)$$

$$LREER_t = \delta_4 + \sum_{i=1}^p \eta_{4i} LTB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{4i} LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_{4i} LM_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_{4i} LREER_{t-i} + \varepsilon_{4t} \quad (6)$$

Trước khi hồi quy mô hình VAR, tác giả sẽ thực hiện kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp giữa các biến trong mô hình với tiêu chuẩn định nghĩa Johansen và Juselius (1990). Tiếp theo, việc lựa chọn độ trễ cho mô hình VAR được căn cứ vào các tiêu chuẩn gồm LR (LR test statistic), FPE (Final prediction error), AIC (Akaike information criterion), SBC (Schwarz Bayesian information criterion), HQ (Hannan-Quinn information criterion). Cuối cùng, việc đo lường xung lực chính sách sẽ được thực hiện thông qua thủ tục phân tích phương sai (Variance decomposition) và kiểm tra các hàm phản ứng (Impulse response functions).

Số liệu sử dụng trong bài viết là số liệu theo quý (quarterly data) trong giai đoạn từ quý I/1995 đến hết quý II/2013, như vậy số quan sát $n=74$. Trong đó, 5%, 10%

số liệu về biến TB được tác giả tính bằng cách lấy kim ngạch xuất khẩu chia nhập khẩu, đơn vị tính là lần. Số liệu GDP là tổng sản phẩm trong nước theo giá so sánh 1994 có nguồn từ Tổng cục thống kê, đơn vị tính là nghìn tỷ đồng; số liệu về cung tiền là khối lượng tiền tệ M2 có nguồn từ Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, đơn vị tính là nghìn tỷ đồng; tỷ giá hối đoái thực (REER) được tính theo công thức: $REER = \sum_{i=1}^n (e_{it} \frac{P_t}{P_i})^{1/n}$. Tuy nhiên trong nghiên cứu này thì REER chỉ được tính giữa VND/USD, trong đó chỉ tiêu P (chỉ số giá) được thay bằng chỉ tiêu CPI (chỉ số giá tiêu dùng). Tỷ giá hối đoái danh nghĩa VND/USD có nguồn từ Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, CPI của Việt Nam có nguồn từ Tổng cục thống kê Việt Nam và CPI của Mỹ được lấy từ cơ sở dữ liệu IFS (International Financial Statistic) của Quỹ tiền tệ quốc tế IMF. Tất cả các chuỗi số liệu trước khi đưa vào mô hình VAR đều được chuyển sang dạng logarit cơ sở tự nhiên.

3. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

3.1. Kiểm định nghiệm đơn vị và kiểm định đồng tích hợp Johansen-Juselius

Để thực hiện kiểm định nghiệm đơn vị (Unit root test) đối với các biến trong nghiên cứu, bài viết sử dụng tiêu chuẩn kiểm định ADF (Augmented

Dickey-Fuller) và PP (Phillip Perron). Kết quả (bảng 1) cho thấy chỉ có biến LTB dừng với ý nghĩa 10% với tiêu chuẩn ADF và dừng với ý nghĩa 5% với tiêu chuẩn PP. Tuy nhiên kiểm định đối với sai phân bậc nhất (first difference) thì kết quả cho thấy tất cả các chuỗi thời gian này đều là chuỗi dừng sai phân bậc nhất với ý nghĩa 1% với cả tiêu chuẩn ADF và PP. Kết quả trên củng cố ý cho sự tồn tại quan hệ đồng tích hợp bậc nhất $I(1)$ giữa các biến và mô hình VAR sẽ được xây dựng với các chuỗi sai phân bậc nhất của các biến.

Bảng 1: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

Tên biến	Tiêu chuẩn ADF		Tiêu chuẩn PP	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
LTB	-2.839978*	-7.260546***	-3.262062**	-15.45535***
LGDP	0.982551	-9.463324***	-0.601910	-43.33230***
LM	-0.727721	-7.645382***	-0.763013	-7.791609***
LREER	0.205745	-6.106783***	0.050263	-6.035888***

Ghi chú: ký hiệu ***, **, * là chuỗi dừng tương ứng với các mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%

Nguồn: Tác giả tính từ số liệu nghiên cứu

Tiếp theo, bài viết sử dụng tiêu chuẩn kiểm định Johansen và Juselius (1990) để kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn giữa các biến sai phân bậc nhất trong mô hình (1). Kết quả kiểm định cho thấy giả thuyết không tồn tại vectơ đồng tích hợp giữa các biến sai phân bậc nhất trong mô hình (1) bị bác bỏ với ý nghĩa thống kê 1%. Trong đó, cả kết quả của kiểm định vết (Trace test) và kiểm định giá trị riêng cực đại (Maximum Eigenvalue test) đều khẳng định sự tồn tại của 04 vectơ đồng tích hợp giữa các biến sai phân bậc nhất trong mô hình (1) với ý nghĩa thống kê 1%.

3.2. Ước lượng mô hình VAR, phân tích phương sai và hàm phản ứng

Sau khi kiểm định Johansen-Juselius đã khẳng định các biến sai phân bậc nhất của mô hình (1) có quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn thì mô hình VAR sẽ được ước lượng. Tác giả tiến hành lựa chọn độ trễ tối ưu của mô hình VAR dựa trên khuyến cáo của các chỉ tiêu LR, FPE, AIC, SC và HQ. Kết quả (bảng 3) cho thấy các chỉ tiêu LR, FPE, AIC, HQ đều cho rằng độ trễ của mô hình VAR nên là 3, chỉ duy nhất chỉ tiêu SC khuyến cáo độ trễ nên là 1. Từ đó, độ trễ của mô hình VAR được tác giả lựa chọn là 3 (lag = 3).

Bảng 2 Kết quả kiểm định đồng tích hợp Johansen-Juselius

Chuỗi: ΔLTB $\Delta LGDP$ ΔLM $\Delta LREER$				
Kiểm định đồng tích hợp không giới hạn (Trace)				
Giả thuyết không có đồng tích hợp	Giá trị riêng cực đại	Thống kê Trace	Giá trị tới hạn 0,01	Xác suất **
Không có *	0,586481	136,2459	54,68150	0,0000
Nhiều nhất 1 *	0,485621	74,43228	35,45817	0,0000
Nhiều nhất 2 *	0,248706	27,89668	19,93711	0,0004
Nhiều nhất 3 *	0,106462	7,879642	6,634897	0,0050
Kiểm định Trace chỉ ra 4 công thức đồng tích hợp tại mức 0,01				
Kiểm định đồng tích hợp không giới hạn (Maximum Eigenvalue)				
Giả thuyết không có đồng tích hợp	Giá trị riêng cực đại	Thống kê Max-Eigen	Giá trị tới hạn 0,01	Xác suất **
Không có *	0,586481	61,81361	32,71527	0,0000
Nhiều nhất 1 *	0,485621	46,53560	25,86121	0,0000
Nhiều nhất 2 *	0,248706	20,01704	18,52001	0,0055
Nhiều nhất 3 *	0,106462	7,879642	6,634897	0,0050
Kiểm định Max-Eigen value chỉ ra 4 công thức đồng tích hợp tại mức 0,01				

Nguồn: Tác giả tính từ số liệu nghiên cứu

Bảng 3: Các tiêu chuẩn lựa chọn độ trễ của mô hình VAR

Độ trễ	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	4,73e-10	-10,12011	-9,988489	-10,06803
1	69,91932	2,47e-10	-10,77023	-10,11211*	-10,50981
2	43,14347	1,90e-10	-11,03647	-9,851862	-10,56772*
3	33,16903	1,68e-10*	-11,17310*	-9,461998	-10,49601
4	11,50283	2,21e-10	-10,92555	-8,687948	-10,04012
5	17,06219	2,57e-10	-10,81885	-8,054760	-9,725094
6	18,86587	2,82e-10	-10,79043	-7,499842	-9,488335

Ghi chú: Dấu * là hàm ý về độ trễ lựa chọn của tiêu chuẩn

Nguồn: Tác giả tính từ số liệu nghiên cứu

Với mô hình VAR bậc trễ 3 tiến hành xây dựng các phương trình từ (3) đến (6). Tuy nhiên, mục tiêu nghiên cứu của bài viết là kiểm định mối quan hệ giữa các công cụ của chính sách tiền tệ với cán cân thương mại của Việt Nam (thông qua diễn biến của LTB) và mục tiêu này được thực hiện qua việc ước lượng phương trình (3) với kết quả như sau:

$$LTB = 0,033 - 0,175^* LTB(-1) + 0,103^* LTB(-2) - 0,372^* LTB(-3) - 0,093^* LGDP(-1) - 0,028^* LGDP(-2) + 0,134^* LGDP(-3) - 0,013^* LM(-1) - 0,531^* LM(-2) + 0,146^* LM(-3) + 0,129^* LREER(-1) - 0,905^* LREER(-2) + 0,167^* LREER(-3)$$

$$R^2 = 0,4735 \quad R^2 \text{ điều chỉnh} = 0,3626$$

$$\text{Thống kê } F = 4,272$$

Tiếp theo, tác giả tiếp tục tiến hành thủ tục phân tích phương sai (Variance decomposition) thu được kết quả ước lượng phương trình (3) để thấy được sự tác động của các công cụ chính sách tiền tệ đến cán cân thương mại của Việt Nam. Thời gian tiến hành phân tích phương sai là 10 quý.

Kết quả phân tích phương sai (Bảng 4) cho thấy sự thay đổi của LTB đến từ chính bản thân biến này

là 98,6% trong ngắn hạn và giảm xuống còn 84,7% trong dài hạn; từ sản lượng (LGDP) là 1,3% trong ngắn hạn và tăng lên 5,3% trong dài hạn; từ cung tiền (LM) là 0,0007% trong ngắn hạn và tăng lên 5,8% trong dài hạn, từ tỷ giá hối đoái thực (LREER) là 0,07% trong ngắn hạn và tăng lên 4,1% trong dài hạn. Kết quả phân tích phương sai đã cho thấy tác

động của chính sách tiền tệ (tổng cộng của thay đổi cung tiền và tỷ giá hối đoái) lên cán cân thương mại của Việt Nam là khá nhỏ (tổng cộng chỉ 0,08% trong ngắn hạn và tăng lên 10,07% trong dài hạn).

Để rõ ràng hơn về mối quan hệ giữa các công cụ của chính sách tiền tệ đến cán cân thương mại Việt Nam thì tác giả sẽ tiếp tục phân tích các hàm phản ứng (Impulse response functions-IRFs) thu được từ việc ước lượng mô hình VAR. Kết quả phân tích dựa trên hàm phản ứng sẽ bổ sung cho kết quả phân tích phương sai đã thực hiện ở phần trên. Thời gian được lựa chọn cho IRFs tiếp tục có độ dài là 10 quý (2,5 năm).

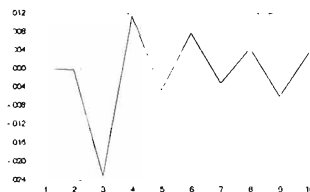
Bảng 4: Kết quả phân tích phương sai

Phân tích phương sai biến ΔLTB					
Thời kỳ	S.E	ΔLTB	$\Delta LGDP$	ΔLM	$\Delta LREER$
1	0,091999	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,093892	98,61067	1,309158	0,000762	0,079408
3	0,099199	89,47056	2,296474	5,365885	2,867084
4	0,109779	88,54831	2,995736	5,466861	2,989092
5	0,110857	87,47473	4,063753	5,530126	2,931386
6	0,112615	86,29557	4,225297	5,839566	3,639565
7	0,115095	85,97059	4,446888	5,662705	3,919819
8	0,115965	85,37979	4,702796	5,726579	4,190834
9	0,117220	84,94153	4,890620	5,861988	4,305864
10	0,118472	84,79404	5,135074	5,824170	4,246713

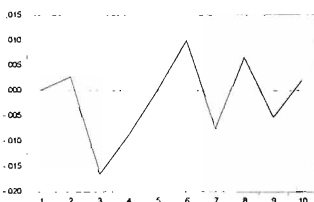
Cần chú vào IRFs có thể nhận xét các công cụ của chính sách tiền tệ đã gây ra các dao động tăng - giảm xem kẽ (tác động dương-âm) của cân cán thương mại trong thời kỳ nghiên cứu. Đường biểu diễn IRF của cân cán thương mại với cung tiền và tỷ giá hối đoái tương đối trùng nhau cho thấy các công cụ này đã bổ trợ lẫn nhau, phát huy được hiệu quả hỗn hợp khi sử dụng nhiều công cụ cùng lúc. Bên cạnh đó, hàm phản ứng còn cho thấy các biến số tác động lên cân cán thương mại của Việt Nam không theo lý thuyết đường

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu nghiên cứu

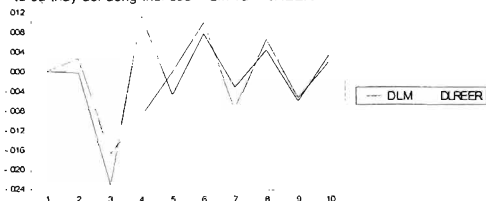
Hàm phản ứng đẩy của ΔLTB
từ sự thay đổi ΔLM



Hàm phản ứng đẩy của ΔLTB
từ sự thay đổi $\Delta LREER$



Hàm phản ứng đẩy của ΔLTB
từ sự thay đổi đồng thời của ΔLM và $\Delta LREER$



Hình 1. Hàm phản ứng của cân cán thương mại với cú sốc chính sách

Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu nghiên cứu

cong chữ J (J-curve) mà theo lý thuyết đường cong chữ S (S-curve). Có nghĩa là các công cụ của chính sách tiền tệ gây ra thăng dư cán cân thương mại trong 2 quý đầu tiên và thâm hụt trong 3 quý tiếp theo, sau đó lại thăng dư rồi tiếp tục thâm hụt (Hình 1) từ đó xu hướng phản ứng của cán cân thương mại trước thay đổi cung tiền và tỷ giá hối đoái có dạng tương tự như đường cong chữ S. Từ đó, kết quả phân tích IRFs cũng tiếp tục khẳng định các công cụ của chính sách tiền tệ tác động yếu đến cán cân thương mại của Việt Nam trong thời gian nghiên cứu.

3.3. Kiểm định nhân quả Granger

Kiểm định nhân quả Granger nhằm xác định xem giữa các biến số của mô hình VAR có tồn tại các quan hệ nhân quả một chiều (one-way) hay hai chiều (two-ways) không. Từ kết quả ước lượng mô hình VAR thực hiện kiểm định nhân quả Granger thu được kết quả như sau:

Bảng 5: Kết quả kiểm định nhân quả Granger

Biến giải thích	Biến phụ thuộc (χ^2)			
	ΔLTB	$\Delta LGDP$	ΔLM	$\Delta LREER$
ΔLTB	-	4,940769 (0,1762)	2,498189 (0,4756)	2,171398 (0,5376)
$\Delta LGDP$	5,960513 (0,1135)	-	3,524703 (0,3176)	0,191578 (0,9789)
ΔLM	4,192599 (0,2414)	13,60896*** (0,0035)	-	2,301721 (0,5122)
$\Delta LREER$	2,060392 (0,5600)	3,906054 (0,2718)	12,93036*** (0,0048)	-
All (Tất cả)	13,64280 (0,1356)	26,84053*** (0,0015)	19,50906** (0,0212)	5,946713 (0,7452)

Ghi chú: ký hiệu ***, **, * là có ý nghĩa ở 1%, 5%, 10%

Nguồn: Kết quả tính toán từ số liệu nghiên cứu

Kết quả kiểm định nhân quả Granger cho thấy tất cả các công cụ của chính sách tiền tệ (ΔLM và $\Delta LREER$) đều không tồn tại quan hệ nhân quả đến cán cân thương mại, điều đó cho thấy đường như không tồn tại tác động trực tiếp của chính sách tiền tệ lên cán cân thương mại của Việt Nam. Tuy nhiên, cung tiền (ΔLM) lại tác động nhân quả đến sản lượng ($\Delta LGDP$) trong thời kỳ nghiên cứu với ý nghĩa 1% và hỗn hợp chính sách tiền tệ (bao gồm cả điều chỉnh cung tiền và tỷ giá hối đoái) đã

có tác động nhân quả lên sản lượng ($\Delta LGDP$) với ý nghĩa 1%. Như vậy từ kết quả kiểm định nhân quả Granger có thể kết luận trong thời gian nghiên cứu thì chính sách tiền tệ tại Việt Nam được thực hiện chủ yếu là hướng đến mục tiêu ổn định vĩ mô (ổn định lạm phát, ổn định thị trường ngoại hối, thị trường vàng...) và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế chứ không thật sự hướng tới cán cân thương mại của nền kinh tế.

4. Kết luận và đề xuất chính sách

Bài viết áp dụng mô hình VAR, kiểm định đồng tích hợp Johansen-Juselius và kiểm định nhân quả Granger trong nghiên cứu tác động của chính sách tiền tệ đến cán cân thương mại Việt Nam trong giai đoạn từ quý I/1995 đến quý II/2013. Kết quả đã phát hiện một số vấn đề đáng lưu ý như sau: (i) Tồn tại quan hệ đồng tích hợp trong dài hạn giữa cán cân thương mại với sản lượng, cung tiền, tỷ giá hối đoái; (ii) Mức độ

tác động riêng rẽ của từng công cụ chính sách cũng như tác động hỗn hợp của chính sách tiền tệ đến cán cân thương mại là yếu; (iii) Không tồn tại quan hệ nhân quả giữa các công cụ chính sách tiền tệ với cán cân thương mại đã cho thấy chính sách tiền tệ tại Việt Nam trong thời gian qua chưa thực sự hướng đến mục tiêu cán cân thương mại. Từ đó, tác động của các công cụ chính sách tiền tệ đến cán cân thương mại thấy được qua phân tích phương sai và hàm phản

ứng chỉ là các tác động mang tính cộng hưởng gián tiếp (indirect).

Từ kết quả nghiên cứu, tác giả đề xuất với các cơ quan chức năng của Việt Nam một số ý kiến trong công tác hoạch định, điều hành chính sách tiền tệ thời gian tới nhằm tác động tích cực hơn đến cán cân thương mại như sau:

- Các cơ quan chức năng cần phải đưa cán cân thương mại trở thành một trong những mục tiêu chủ yếu của chính sách tiền tệ. Trong đó, cần lưu ý vai trò của việc tăng xuất khẩu, của cán cân thương mại nhằm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong bối cảnh Việt Nam ngày càng hội nhập sâu rộng hơn vào cộng đồng kinh tế quốc tế.

- Triển khai mạnh mẽ hơn việc sử dụng công cụ tỷ giá hối đoái nhằm thúc đẩy xuất khẩu và kiểm chế nhập khẩu trong thời gian tới. Trong đó, cần có các nghiên cứu, phân tích chuyên sâu về cơ cấu hàng xuất khẩu, nhập khẩu để xác định chính xác chiều hướng tác động của việc điều chỉnh tỷ giá hối đoái đến cán cân thương mại.

- Theo dõi, nghiên cứu việc điều hành chính sách tiền tệ (bao gồm cả diễn biến cung tiền và tỷ giá hối đoái) của các đối tác thương mại lớn như Trung Quốc, Hoa Kỳ, Nhật Bản, EU... để có các biện pháp đối ứng phù hợp trong hoạch định, điều hành chính sách tiền tệ tại Việt Nam.

- Nghiên cứu, triển khai các biện pháp hỗ trợ cho doanh nghiệp xuất khẩu bằng các nguồn vốn ưu đãi hoặc hỗ trợ bằng lãi suất ưu đãi để tăng mức độ tác động của chính sách tiền tệ đến cán cân thương mại của Việt Nam. ♦

Tài liệu tham khảo:

1. Bahmani-Oskooee, M. & Ratha, A. (2007), *Bilateral S curve between Japan and her trading partners*, Japan and the World economy, Vol 19, PP 483-489.
2. Dornbusch, R. (1976), *Expectations and exchange rate dynamics*, Journal of Political Economy, Vol 84, PP 1161-1176.
3. Duasa, J. (2007), *Determinants of Malaysian trade balance: An ARDL bound testing approach*, Journal of Economic Cooperation, Vol 28, PP 21-40.
4. Johansen, S. & Juselius, K. (1990),

Maximum Likelihood estimation and inferences on cointegration - with applications to the demand for money, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol 52, PP 169-210.

5. Granger, C.W.J. (1988), *Some recent developments in a concept of causality*, Journal of Econometrics, Vol 39, PP 199-211.

6. Mankiw, N. G. (2007), *Principles of macroeconomics (4th-edition)*, Thomson South-Western.

7. Sims, C. A. (1980), *Macroeconomics and Reality*, Econometrica, Vol 48, PP 01-48.

8. Waliullah., Kakar, M. K., Kakar, R., & Khan, W. (2010), *The Determinants of Pakistans Trade Balance: An ARDL cointegration approach*, The Lahore Journal of Economics, Vol 15, PP 1-26.

Summary

The article employs Vector Autoregression model (VAR), Johansen-Juselius Cointegration Test and Granger Causality Test to examine the impacts of monetary policy on Vietnam trade balance in the period of 1995 - 2013. The result of Johansen-Juselius Cointegration Test affirms the cointegration in the long term among tools of monetary policy and the trade balance of Vietnam. However, the analysis of variance and reaction functions shows that these impacts of monetary policy on Vietnam trade balance are just very slight. The result of Granger Causality Test indicates that monetary policy is aimed at promoting economic growth rather than the trade balance of the economy. Finally, the article puts forth some proposals to enhance the work of planning, regulating monetary policy of Vietnam in the coming time