

VAI TRÒ CỦA TỶ GIÁ CNY: KÊNH DẪN TÁC ĐỘNG TRÀN CHÍNH SÁCH TIỀN TỆ TRUNG QUỐC ĐẾN CHÂU Á VÀ VIỆT NAM

Phạm Thị Tuyết Trinh

Khoa Kinh tế Quốc tế, Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

E-mail: trinhptt@buh.edu.vn

Bùi Thị Thiện Mỹ

Bộ môn Toán, Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

E-mail: mybtt@buh.edu.vn

Lê Phan Ái Nhân

Khoa Kinh tế Quốc tế, Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

E-mail: nhanlpa@buh.edu.vn

Ngày nhận: 08/4/2019

Ngày nhận bản sửa: 03/6/2019

Ngày duyệt đăng: 05/10/2019

Tóm tắt:

Nghiên cứu làm sáng tỏ vai trò của tỷ giá Nhân dân tệ (CNY) đối với 10 nền kinh tế châu Á và Việt Nam trong giai đoạn quý 1 năm 2002 – quý 3 năm 2018 ở khía cạnh kênh dẫn tác động tràn từ chính sách tiền tệ Trung Quốc bằng phương pháp tự hồi quy vector ứng dụng thống kê Bayes (BVAR). Kết quả nghiên cứu cho thấy kênh tỷ giá có dẫn ảnh hưởng từ chính sách tiền tệ Trung Quốc đến châu Á và Việt Nam. Ngân hàng trung ương Trung Quốc (PBC) thắt chặt tiền tệ làm CNY lên giá; tuy nhiên, do kênh tỷ giá chịu lấn át bởi các kênh khác, cán cân thương mại Trung Quốc được cải thiện chứ không xấu đi như kỳ vọng. Mặt khác, tỷ giá CNY thay đổi cũng kéo theo sự thay đổi tỷ giá các nước châu Á (trừ Việt Nam) do những lo ngại đồng tiền nước mình lên giá so với CNY làm ảnh hưởng đến khả năng cạnh tranh thương mại.

Từ khoá: BVAR, tác động tràn chính sách tiền tệ, Trung Quốc, tỷ giá

Mã JEL: C11, C32, E52, O24.

The role of CNY exchange rate: Channel of Chinese monetary policy spillovers to Asian countries and Vietnam

Abstract:

This study examines the role of CNY exchange rate on ten Asian and Vietnamese economies in the period of from 2nd quarter of 2002 to 3rd quarter of 2018 in terms of channel of Chinese monetary policy spillovers by using the Bayesian vector autoregressive (BVAR) model. The results show that Chinese monetary policy affects Asian and Vietnamese economies through exchange rate channel. The tightening monetary policy of People's Bank of China (PBC) causes CNY to appreciate; however, because the exchange rate channel is overwhelmed by other channels, Chinese trade balance does not deteriorate as theoretically expected but improves. On the other hand, movements of CNY also lead to movements of other currency of Asian countries (except Vietnam) due to concerns that their currency appreciation against CNY affects trade competitiveness negatively.

Keywords: BVAR, monetary policy spillover, China, exchange rate

JEL Code: C11, C32, E52, O24.

1. Giới thiệu

Trung Quốc có ảnh hưởng ngày càng lớn đối với hoạt động thương mại và tài chính thế giới, đặc biệt là châu Á, kể từ khi trở thành thành viên chính thức của Tổ chức Thương mại Thế giới (WTO) cuối năm 2001. Diễn biến của kinh tế Trung Quốc do vậy cũng đã cho thấy ảnh hưởng tràn đến các nền kinh tế châu Á (Furceri, 2017). Trong số các yếu tố dẫn tác động tràn từ Trung Quốc, tỷ giá được đặc biệt quan tâm do: (i) Trung Quốc đã từng bước cho phép tỷ giá CNY linh hoạt hơn từ năm 2005; (ii) biến động CNY có ảnh hưởng đến tình trạng cán cân thương mại khổng lồ của Trung Quốc với các nền kinh tế. Nghiên cứu này được thực hiện nhằm xem xét vai trò của CNY như một kênh dẫn tác động tràn từ chính sách tiền tệ Trung Quốc đến các nền kinh tế châu Á và Việt Nam. Theo đó, nghiên cứu sẽ làm rõ: khi PBC thay đổi chính sách tiền tệ, tỷ giá CNY sẽ phản ứng như thế nào, và phản ứng này của CNY sẽ ảnh hưởng như thế nào đến các nền kinh tế châu Á khác.

2. Cơ sở lý thuyết

Mundell (1963), Fleming (1962) và sau đó là Dornbusch (1976) đã đặt nền móng cho các nghiên cứu về tác động tràn của chính sách tiền tệ thông qua kênh tỷ giá. Trong nền kinh tế mở với cơ chế tỷ giá thả nổi và vốn lưu chuyển tự do, khi ngân hàng trung ương thực thi chính sách tiền tệ nới lỏng, lãi suất thực giảm, đầu tư trong nước trở nên kém hấp dẫn hơn so với đầu tư nước ngoài, gây ra áp lực giảm giá nội tệ, sức cạnh tranh của hàng hoá sản xuất trong nước nhờ vậy được cải thiện, xuất khẩu tăng, nhập khẩu giảm. Kết quả là sản lượng tăng, áp lực lạm phát trong nước tăng. Tuy nhiên, tác động này có thể bị bù trừ bởi hiệu ứng cân đối tài chính (balance sheet effect). Nội tệ giảm giá khi chính sách tiền tệ nới lỏng có thể làm gia tăng các khoản nợ nước ngoài tính bằng nội tệ, sản lượng do đó có thể sụt giảm (Blanchard & cộng sự, 2010).

Thay đổi trong chính sách tiền tệ theo hướng nới lỏng không những tác động đến nền kinh tế trong nước mà còn ảnh hưởng đến các nền kinh tế là đối tác thương mại, hệ quả là cán cân thương mại ở các nước này xấu đi và sản lượng giảm. Ngược lại, chính sách tiền tệ thắt chặt lại có tác động tích cực đối với cán cân thương mại và sản lượng của các nền kinh tế là đối tác thương mại. Tác động tràn qua kênh tỷ

giá do vậy được gọi là hiệu ứng chuyển dịch chi tiêu (expenditure – shifting effect).

Ngoài kênh tỷ giá, chính sách tiền tệ còn ảnh hưởng tràn đến các nền kinh tế khác qua kênh tổng cầu và tài chính (Ammer & cộng sự, 2016). Chính sách tiền tệ nới lỏng thông qua hai kênh này gây hiệu ứng kích thích chi tiêu (expenditure – increasing effect), tác động tích cực đến nền kinh tế đối tác, chứ không tiêu cực như phân tích thông qua kênh tỷ giá. Cụ thể, kênh tổng cầu cho thấy chính sách tiền tệ một nước nới lỏng kích thích tiêu dùng và đầu tư, làm tăng cầu đối với hàng hoá nhập khẩu, do đó làm tăng xuất khẩu và thúc đẩy tăng trưởng ở các nền kinh tế đối tác. Kênh tài chính cho thấy chính sách tiền tệ nới lỏng khiến lãi suất giảm và giá tài sản tăng ở nước sở tại, việc điều chỉnh danh mục đầu tư sang tài sản ở nước ngoài có tác động đến nền kinh tế nước ngoài, làm giảm lãi suất và tăng giá tài sản, tăng tổng cầu, thúc đẩy tăng trưởng kinh tế ở nước ngoài. Như vậy, tác động tràn chính sách tiền tệ của một nền kinh tế đến các nền kinh tế khác là tích cực hay tiêu cực phụ thuộc vào sự vượt trội của kênh tỷ giá, hoặc kênh tổng cầu và tài chính.

Ở khía cạnh thực nghiệm, các nghiên cứu chủ yếu tập trung vào tác động tràn của chính sách tiền tệ của Mỹ hoặc châu Âu do quy mô của các nền kinh tế này và vai trò quan trọng của đô la Mỹ (USD) và euro (EUR) trên thị trường tài chính quốc tế. Kết quả ở hầu hết các nghiên cứu đều cho thấy mức độ tác động tràn của chính sách tiền tệ thông qua kênh tỷ giá yếu hơn so với kênh tổng cầu và tài chính. Akinci & Queralto (2018), Ammer & cộng sự (2016) chứng minh rằng chính sách tiền tệ nới lỏng ở Mỹ làm GDP nước ngoài tăng. Mặt khác, chế độ tỷ giá là một yếu tố ảnh hưởng đến độ lớn của tác động tràn của chính sách tiền tệ. Các quốc gia có tỷ giá neo theo USD thường phản ứng mạnh hơn trước cú sốc tăng lãi suất ở Mỹ so với các quốc gia có chế độ tỷ giá linh hoạt (Georgiadis, 2016).

Trong khi đó, nghiên cứu về tác động tràn từ chính sách tiền tệ Trung Quốc nói chung còn khá ít (Samimi & cộng sự, 2019), phân tích riêng vai trò của kênh truyền dẫn tỷ giá hầu như rất hiếm, mà nguyên nhân có thể là do vai trò hạn chế của CNY so với USD hay EUR. Xét các nghiên cứu tương tự về vai trò của tỷ giá, chẳng hạn như ảnh hưởng của biến động tỷ giá CNY đến cán cân thương mại Trung Quốc và toàn cầu, kết quả cho thấy ảnh

hưởng này là rất hạn chế. Guo (2017) chứng minh rằng cán cân thương mại Trung Quốc trong suốt giai đoạn 2000-2012 không nhạy trước những thay đổi trong tỷ giá thực đa phương. Zhang & Sato (2013) cho rằng cán cân thương mại của Trung Quốc chủ yếu chịu ảnh hưởng của cầu thế giới và lợi thế so sánh, còn tác động của tỷ giá hầu như không đáng kể. Những kết quả trên gợi ý rằng tác động từ chính sách tiền tệ Trung Quốc qua kênh tỷ giá có thể yếu hơn so với các kênh khác. Mặt khác, liên quan đến ảnh hưởng của tỷ giá CNY đến tỷ giá các nước khác, Keddad (2019), Ma & McCauley (2011) phân tích diễn biến tương đồng của tỷ giá CNY với tỷ giá các nước khác, qua đó nhấn mạnh về tầm ảnh hưởng ngày càng gia tăng của CNY. Keddad (2019) chứng minh rằng tỷ giá ở các nền kinh tế Đông Á phản ứng mạnh khi CNY giảm giá hơn là khi CNY tăng giá, cho thấy các nền kinh tế này không muốn đồng tiền nước mình tăng giá so với CNY.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình và giả thuyết nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng mô hình tự hồi quy vector ứng dụng thống kê Bayes (BVAR) được phát triển bởi Doan & cộng sự (1984) và Litterman (1980, 1986). BVAR giải quyết vấn đề đa kích thước bằng cách thu gọn không gian tham số. Hàm phân phối xác suất tiên nghiệm (prior probability density function) cho các tham số được đặt ra không dựa trên thông tin từ mẫu. Sau đó, tính toán hàm mật độ xác suất hậu nghiệm (posterior probability density function) cho các tham số của mô hình bằng cách kết hợp phân phối tiên nghiệm và thông tin từ mẫu được phản ánh qua hàm hợp lý (likelihood function) theo công thức Bayes.

$$g(\theta|E) \propto f(E|\theta).g(\theta) \quad (1)$$

Trong đó, $g(\theta)$ là hàm mật độ xác suất tiên nghiệm cho tham số θ , giả thuyết về $g(\theta)$ có trước khi có bằng chứng E từ mẫu; $f(E|\theta)$ là hàm mật độ xác suất của thông tin E từ mẫu với điều kiện tiên nghiệm về θ , được gọi là hàm hợp lý; và $g(\theta|E)$ là hàm mật độ xác suất của θ với điều kiện thông tin mẫu E , được gọi là hàm mật độ xác suất hậu nghiệm. Do vậy, tiếp cận BVAR tập trung chủ yếu vào việc đặt ra phân phối tiên nghiệm cho tham số của mô hình.

Mô hình BVAR tổng quát được viết dưới dạng:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + BZ_t + \mu + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trong đó, Y_t là vector ($n \times 1$) của các biến nội sinh dừng; Z_t là vector ($n \times 1$) biến ngoại sinh; μ là vector ($n \times 1$) của hằng số; ε_t là vector ($n \times 1$) của sai số có phân phối đồng nhất và độc lập thỏa mãn: $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ nghĩa là sai số ngẫu nhiên có phân phối chuẩn nhiều chiều với kỳ vọng bằng 0 ($E(\varepsilon_t) = 0$ với mọi t) và ma trận hiệp phương sai giữa các sai số ngẫu nhiên là $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$; A_i ($i = 1, 2, \dots, p$) là ma trận ($n \times n$) hệ số thể hiện tác động của các giá trị trễ; và B là vector hệ số thể hiện tác động của các biến ngoại sinh lên biến nội sinh.

Nghiên cứu sử dụng tiếp cận khối (block) để xây dựng vector biến nội sinh Y_t . Ba khối biến được xây dựng theo trật tự: Trung Quốc (cn), châu Á (a) và Việt Nam (vn). Việt Nam được tách làm một khối riêng nhằm so sánh phản ứng của Việt Nam với các nước châu Á khác. Khối biến của Trung Quốc gồm: sản lượng (y) và giá cả (p) đại diện cho mục tiêu chính sách tiền tệ; cán cân thương mại (tb) phản ánh ảnh hưởng của kênh tỷ giá; cung tiền ($m2$) đại diện cho trạng thái điều kiện tiền tệ của PBC do cung tiền được PBC dùng làm mục tiêu trung gian (Kamber & Mohanty, 2018); tỷ giá (e) và lãi suất chuẩn (i) đại diện cho điều hành chính sách tiền tệ của PBC.

Mỗi khối biến của châu Á và Việt Nam bao gồm sản lượng (y) và giá cả (p) đại diện cho mục tiêu chính sách tiền tệ và biến lãi suất chính sách (i) đại diện cho điều hành chính sách tiền tệ. Theo đó, vector Y_t bao gồm 12 biến số:

$$Y_t = [(y_t^{cn}, p_t^{cn}, tb_t^{cn}, m2_t^{cn}, e_t^{cn}, i_t^{cn}), (y_t^a, p_t^a, i_t^a), (y_t^{vn}, p_t^{vn}, i_t^{vn})] \quad (3)$$

Nghiên cứu đưa ảnh hưởng khủng hoảng 2008 (c08) vào mô hình dưới dạng biến giả ngoại sinh do những biến động lớn của khủng hoảng đã tạo ra các điểm gãy cấu trúc trong diễn biến của các biến số trong hệ thống BVAR được xây dựng.

Mô hình (3) được dùng để phân tích ảnh hưởng của cú sốc lãi suất PBC đến tỷ giá CNY và cán cân thương mại Trung Quốc với kỳ vọng PBC tăng lãi suất, nội tệ tăng giá làm cán cân thương mại Trung Quốc xấu đi. Kỳ vọng này ngầm cho rằng hiệu ứng cân đối tài chính không lấn át ảnh hưởng của tác động dịch chuyển chi tiêu do nợ nước ngoài của Trung Quốc rất thấp – tỷ lệ nợ nước ngoài so với GDP trung bình 10% trong giai đoạn nghiên cứu.

Mặt khác, Trung Quốc theo đuổi chế độ tỷ giá được kiểm soát. Tương tự, các nền kinh tế châu Á cũng kiểm soát khá chặt diễn biến tỷ giá và không ít

nền kinh tế xem ổn định giá trị đối ngoại của nội tệ như một mục tiêu của điều hành chính sách tiền tệ. Thương mại Trung Quốc với các nước châu Á nói riêng và thế giới nói chung được hưởng lợi lớn từ diễn biến tỷ giá CNY; do vậy, những biến động của tỷ giá CNY có thể dẫn đến những phản ứng tương tự của các nước nhằm bảo vệ sức cạnh tranh thương mại của nền kinh tế. Nghiên cứu xem xét thêm tác động tràn của thay đổi tỷ giá CNY đến các tỷ giá của châu Á. Biến tỷ giá (e) được đưa vào thay thế cho vị trí lãi suất chính sách (i) châu Á và Việt Nam trong mô hình (3) ở trên. Khi đó vector Y_t được cấu trúc theo trật tự sau:

$$Y_t = [(y_t^{cn}, p_t^{cn}, tb_t^{cn}, m2_t^{cn}, e_t^{cn}, i_t^{cn}), (y_t^a, p_t^a, e_t^a), (y_t^{vn}, p_t^{vn}, e_t^{vn})] \quad (4)$$

Ảnh hưởng của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến chính sách tiền tệ châu Á và Việt Nam được đo lường qua phản ứng của tỷ giá châu Á và Việt Nam với cú sốc tỷ giá CNY. Theo đó giả thuyết được đặt ra là tỷ giá CNY tăng (USD lên giá so với CNY) làm tỷ giá các đồng tiền châu Á cũng tăng.

3.2. Các giả định tiên nghiệm

Mô hình BVAR tổng quát (2) được viết dưới dạng rút gọn:

$$Y = AX + BZ + \varepsilon \quad (5)$$

Trong đó, $Y = [Y_1, Y_2, \dots, Y_p]'$; $X = [X_1, X_2, \dots,$

$X_p]'$, với $X_t = [Y_{t-1}', \dots, Y_{t-p}', I]'$; $\varepsilon = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_p]'$ và $A = [A_1, A_2, \dots, A_p, \mu]'$ là ma trận gồm các hệ số hồi quy của biến trễ và hằng số.

Nhằm thuận tiện trong việc tính toán, các phân phối tiên nghiệm đặt cho các ma trận A , B và Σ thường được chọn sao cho hàm mật độ xác suất tiên nghiệm và hậu nghiệm có cùng họ (family), được gọi là họ liên hợp tự nhiên.

3.2.1. Tiên nghiệm cho ma trận A

Litterman (1980, 1986) đề xuất tiên nghiệm Minnesota cho việc chọn họ liên hợp tự nhiên cho (A, Σ) là phân phối Wishart nghịch đảo chuẩn (normal inverse Wishart distribution):

$$vec(A) | \Sigma \sim N(A_0, \Sigma \otimes \Omega_0); \Sigma \sim IW(S_0, \alpha_0) \quad (6)$$

Trong đó, $(A_0, \Omega_0, S_0, \alpha_0)$ được gọi là các siêu tham số (hyperparameter) của các phân phối tiên nghiệm cho (A, Σ) .

Theo đó, Litterman cho rằng các biến nội sinh của mô hình VAR tuân theo bước ngẫu nhiên có bụi (random walk with drift):

$$Y_{n,t} = \mu_n + Y_{n,t-1} + \varepsilon_{n,t} \quad (7)$$

với các giả định: (i) Những độ trễ gần nhất của các biến sẽ cung cấp nhiều thông tin hơn những độ trễ xa; (ii) Độ trễ của biến nội sinh sẽ có ảnh hưởng mạnh hơn đến chính biến nội sinh đó so với các độ

Bảng 1: Tính toán biến số

Ký hiệu biến	Tên biến	Đo lường	Nguồn
y	Sản lượng	Tăng trưởng sản lượng so với cùng kỳ năm trước	ARIC (2019)
p	Giá cả	Lạm phát so với cùng kỳ năm trước	IFS (2019)
m2	Cung tiền	Tăng trưởng cung tiền so với cùng kỳ năm trước	IFS (2019)
i	Lãi suất chính sách tiền tệ	Lãi suất tính theo năm	Ngân hàng trung ương các nước
e	Tỷ giá	Thay đổi tỷ giá danh nghĩa niêm yết với USD so với quý trước	IFS (2019)
tb	Cán cân thương mại	Logarithm tự nhiên của tỷ lệ xuất khẩu/nhập khẩu	IFS (2019)

Nguồn: Nhóm tác giả.

trễ của các biến nội sinh khác.

Từ đó, phân phối tiên nghiệm Minnesota chọn các siêu tham số của ma trận A sao cho mỗi phương trình trong quá trình VAR sẽ tập trung vào dạng phương trình (7). Các hệ số trong các ma trận A_i ($i=1, \dots, p$) được giả định độc lập và có kỳ vọng, phương sai được xác định như sau:

$$E[(A_l)_{ij}|\Sigma] = \begin{cases} \delta_i & \text{khi } i = j, l = 1 \\ 0 & \text{các trường hợp khác} \end{cases} \quad (8)$$

$$Var[(A_l)_{ij}|\Sigma] = \begin{cases} \frac{\gamma}{f(l)}, i = j, \forall l \\ \frac{\gamma}{f(l)} \cdot w_{ij} \cdot \frac{s_i}{s_j}, i \neq j, \forall l \end{cases} \quad (9)$$

Ở định nghĩa (8), δ_i được Litterman (1986) đề xuất bằng 1. Tuy nhiên, nghiên cứu chọn $\delta_i = 0,9$ theo đề xuất của Utlaut & Roye (2010) vì cho rằng các biến nội sinh không hoàn toàn tuân theo bước ngẫu nhiên.

Ở định nghĩa (9), γ được gọi là độ chặt chung (overall tightness) của tiên nghiệm. Nếu γ quá lớn,

thông tin tiên nghiệm không thể hiện vai trò trong phân tích mô hình, kết quả ước lượng mô hình gần giống với phương pháp bình phương tối thiểu thông thường (OLS) cổ điển. Nếu γ quá nhỏ, quá trình VAR phụ thuộc hoàn toàn vào thông tin tiên nghiệm, dữ liệu mẫu không đóng góp vai trò trong quá trình phân tích mô hình. Theo Banbura (2010), khi lượng biến số tăng lên, số lượng tham số cần được thu gọn để tránh khả năng mô hình rơi vào dạng quá phù hợp. Do số lượng biến trong mô hình BVAR của nghiên cứu rất lớn, nghiên cứu xác định giá trị siêu tham số là $\gamma = 0,1$ tương tự như Utlaut & Roye (2010).

$f(l) = l^d$ thể hiện mức độ phân tán thông tin của biến trễ quanh giá trị tiên nghiệm trung bình 0 (với độ trễ lớn hơn 1). Theo giả định trực quan (i) của Litterman, với những độ trễ gần sẽ cung cấp thông tin giải thích cho biến phụ thuộc nhiều hơn. Do đó $f(l)$ được chọn sao cho phương sai của hệ số hồi quy tại những độ trễ lớn càng nhỏ. Nghiên cứu chọn $d = 0,1$ theo Utlaut & Roye (2010).

Bảng 2: Lãi suất chính sách ngân hàng trung ương các nước sử dụng trong nghiên cứu

Nước	Tên ngân hàng trung ương	Lãi suất chính sách	Nguồn
CN	People's Bank of China	Lãi suất cho vay	IFS (2019)
HK	HongKong Monetary Authority	Lãi suất cơ bản (base rate)	HKMA (2019)
IN	Reserve bank of India	Lãi suất repo	RBI (2019)
ID	Bank Sentral Republik Indonesia	Lãi suất repo 7 ngày	BSRI (2019)
JP	Bank of Japan	Lãi suất chiết khấu	BOJ (2019)
KR	Bank of Korea	Lãi suất cơ bản	IFS (2019)
MA	Bank Negara Malaysia	Lãi suất chính sách qua đêm (overnight policy rate)	BNM (2019)
SG	Monetary Authority of Singapore	Lãi suất chính sách	MAS (2019)
PH	Bangko Sentral Ng Pilipinas	Lãi suất mua lại đảo qua đêm (overnight reverse repurchase)	BSP (2019)
TW	Central bank of the republic of China (Taiwan)	Lãi suất chiết khấu	CBC (2019)
TH	Bank of Thailand	Lãi suất chính sách	BOT (2019)
VN	Ngân hàng Nhà nước Việt Nam	Lãi suất tái chiết khấu	NHNN (2019)

Nguồn: Nhóm tác giả

Bảng 3: Trọng số các nước châu Á

Nước	Trọng số	Nước	Trọng số
HK	0,14	MA	0,06
IN	0,08	PH	0,02
ID	0,04	SG	0,11
JP	0,25	TW	0,09
KR	0,15	TH	0,06

Nguồn: Nhóm tác giả.

$w_{ij} \in [0;1]$ thể hiện cụ thể giả định (ii) của Litterman. Tỷ lệ $w_{ij} \cdot \frac{s_i}{s_j}$ thể hiện tỷ trọng khác nhau về mức độ ảnh hưởng thông tin của bậc trễ l của biến nội sinh Y_j đối với biến nội sinh Y_i . Theo Litterman (1986), Banbura (2010), nghiên cứu chọn s_i là sai số chuẩn của phần dư thu được từ mô hình tự hồi quy đơn mỗi biến nội sinh Y_i theo biến trễ với bậc trễ p . Nghiên cứu đồng thời chọn $w_{ij} = 0,5$ theo khuyến nghị của Utlaut & Roye (2010).

3.2.2. Tiên nghiệm cho ma trận B và ma trận Σ

Ma trận B được chọn là không có thông tin tiên nghiệm. Đối với ma trận hiệp phương sai của các sai số ngẫu nhiên Σ (cấp $n \times n$), được giả định có phân phối tiên nghiệm Wishart nghịch đảo: $\Sigma \sim iW(S_0, \alpha_0)$. Khi đó, $E(\Sigma) = \frac{1}{\alpha_0 - n - 1} S_0$ là ma trận kỳ vọng tiên nghiệm của Σ . Giả định các sai

số ngẫu nhiên của quá trình VAR là độc lập nhau, nghiên cứu chọn $E(\Sigma) = \text{diag}[\sigma_1^2, \dots, \sigma_n^2]$ với σ_i^2 là phương sai của phần dư từ mô hình tự hồi quy đơn của mỗi biến nội sinh theo biến trễ với bậc trễ p . Cách chọn tiên nghiệm cho Σ như trên tương tự như Caraiani (2010), Carriero & cộng sự (2009).

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Các nước châu Á trong nghiên cứu gồm Hong Kong (HK), Ấn Độ (IN), Indonesia (ID), Nhật Bản (JB), Hàn Quốc (KR), Malaysia (MA), Philippines (PH), Singapore (SG), Đài Loan (TW), Thái Lan (TH) và Việt Nam (VN). Các nước này chiếm trung bình 80% giá trị thương mại hai chiều của Trung Quốc với châu Á, và chiếm gần như tuyệt đối ở mức 98% FDI Trung Quốc với châu Á hàng năm.

Bảng 1 và 2 trình bày cách tính toán các biến số

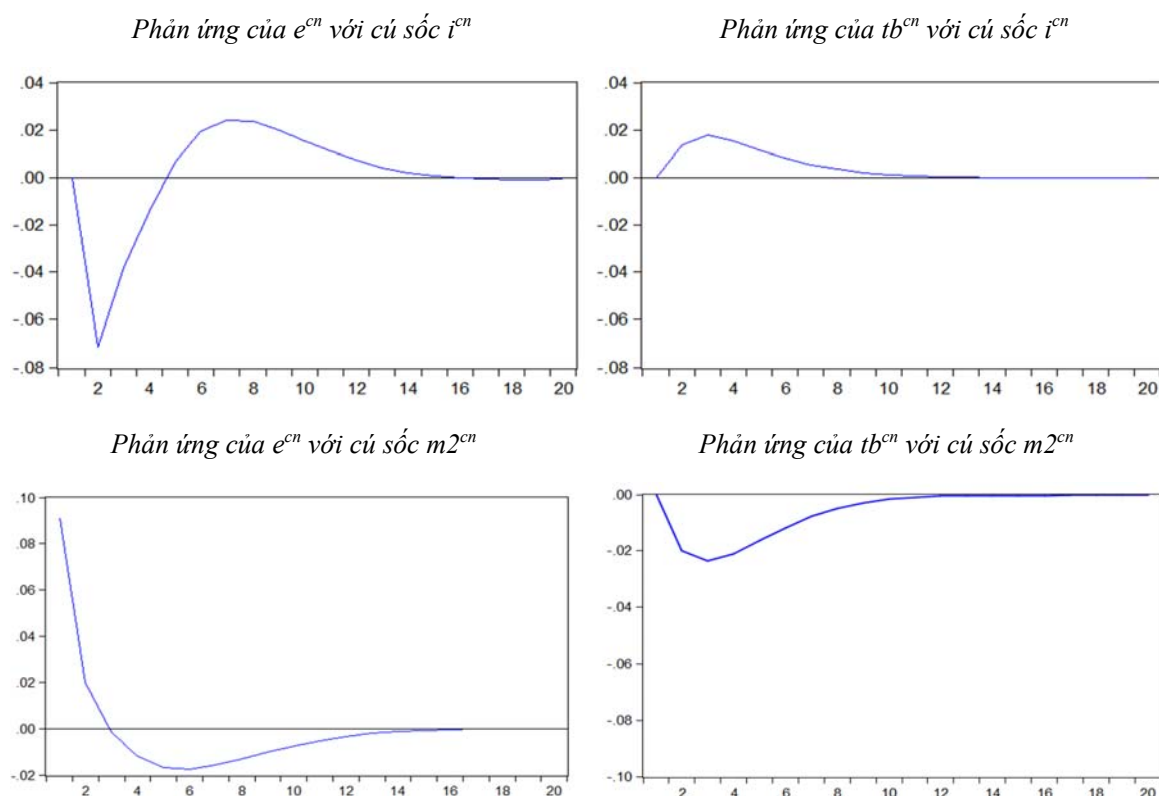
Bảng 4: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị bằng ADF và PP

Nước/ nhóm nước	Kiểm định	y	P	m2	i	e	tb
Trung Quốc: ^{cn}	ADF	^t -2,55*	-2,37	-5,69***	-3,06**	ⁿ -3,02***	-2,25
	PP	^t -2,52*	-3,04**	-5,83***	-3,14**	ⁿ -3,26***	-2,35*
Việt Nam: ^{vn}	ADF	-1,95	-2,71*		-3,07**	-1,70*	
	PP	-2,50*	-2,06		-2,39	-4,67***	
Châu Á: ^a	ADF	-5,66***	-4,16***		ⁿ -1,70*	ⁿ -5,90***	
	PP	-3,60***	-2,57*		ⁿ -1,58*	ⁿ -5,57***	

Ghi chú: ⁿ: phương trình không có hằng số và xu hướng; ^t: phương trình có hằng số và xu hướng; ***, **, * cho biết mức ý nghĩa ở 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Nhóm tác giả.

Hình 1: Phản ứng của tỷ giá CNY và cán cân thương mại Trung Quốc với cú sốc lãi suất và cung tiền PBC

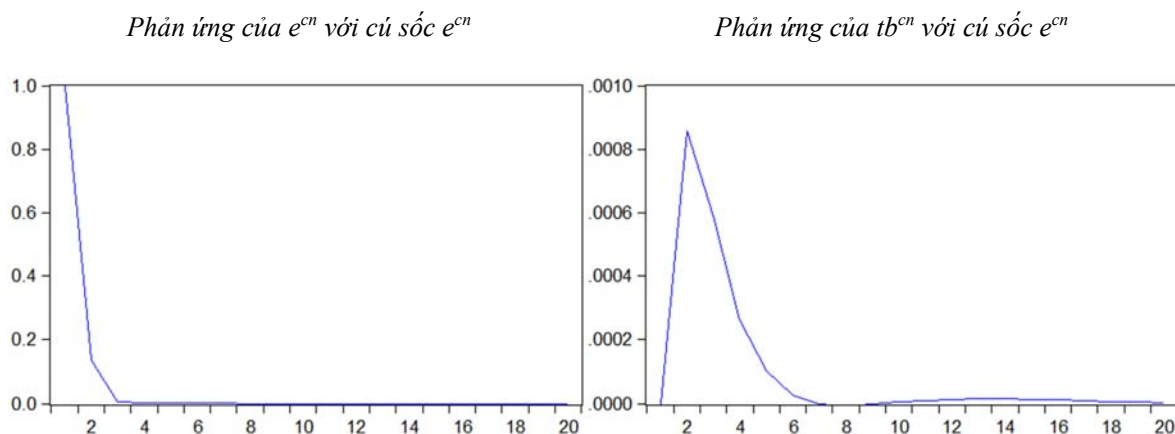


Nguồn: Nhóm tác giả

và nguồn dữ liệu. Dữ liệu cho nghiên cứu có tần suất quý trong giai đoạn quý 1 năm 2002 – quý 3 năm 2018. Biến số của Trung Quốc và Việt Nam được thu thập trực tiếp của từng nước. Đối với nhóm châu Á, từng biến được tính là trung bình có trọng số của các nước châu Á (không bao gồm Việt Nam) với

trọng số của mỗi nước là tỷ trọng thương mại trong giai đoạn nghiên cứu. Nghiên cứu sử dụng trọng số thương mại là tổng xuất nhập khẩu của từng nước nhằm phản ánh sự liên hệ lẫn nhau giữa các nền kinh tế trong khu vực do sự thay đổi của nền kinh tế có lưu chuyển thương mại lớn có thể ảnh hưởng đến

Hình 2: Phản ứng của cán cân thương mại Trung Quốc với cú sốc tỷ giá CNY



Nguồn: Nhóm tác giả.

các nền kinh tế khác. Do vậy, ảnh hưởng của chính sách tiền tệ Trung Quốc có thể tràn đến những nền kinh tế có liên kết thương mại không cao với Trung Quốc nhưng có liên kết thương mại lớn với những nước là đối tác lớn của Trung Quốc.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Đặc điểm thống kê dữ liệu

Bảng 3 cho biết trọng số các nước để tính toán biến số của châu Á và nhóm nước. JP có trọng số thương mại lớn nhất, chiếm 25%, kế đến là KR, HK, SG ở mức trên 10%; các nước còn lại có trọng số nhỏ hơn 10%.

Tính dừng của các chuỗi biến số được kiểm định bằng phương pháp Augmented Dickey Fuller (ADF) và Phillip Perron (PP). Bảng 4 cho thấy các chuỗi y , p , m , i , e và tb của Trung Quốc, châu Á và Việt Nam đều dừng ít nhất theo một phương pháp kiểm định (ADF hoặc PP), phù hợp cho ước lượng bằng BVAR.

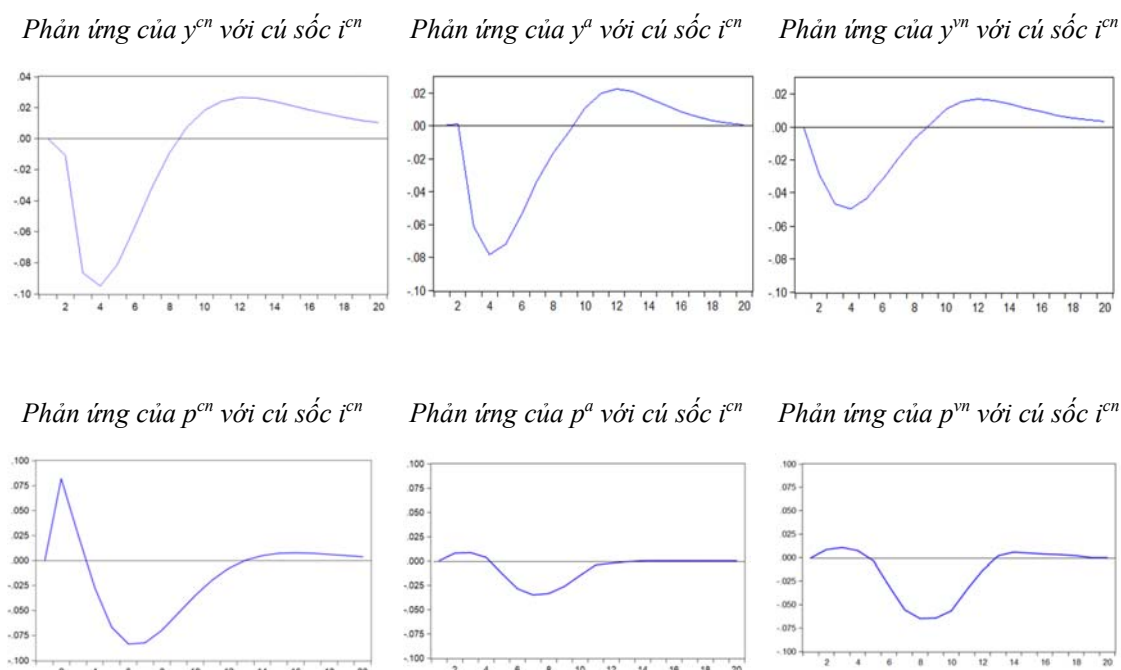
4.2. Tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc qua kênh tỷ giá

Vai trò của kênh tỷ giá được làm sáng tỏ qua phản ứng của tỷ giá và cán cân thương mại Trung Quốc với cú sốc chính sách tiền tệ (Hình 1). PBC tăng 1% lãi suất làm tỷ giá CNY giảm từ quý thứ 2 ở mức

0,07% và chỉ phản ứng đến quý thứ 4 sau sốc. Sự lên giá của CNY là phù hợp với lý thuyết đồng thời cho thấy tỷ giá CNY đã có sự linh hoạt nhất định khi Trung Quốc chuyển sang chế độ tỷ giá thả nổi có kiểm soát vào đầu năm 2005. Tuy nhiên, trái ngược với lý thuyết, cán cân thương mại Trung Quốc lại được cải thiện nhẹ, tăng 0,018% ở quý thứ 3 sau sốc và đạt cân bằng mới ở mức tăng 0,072% vào quý thứ 7 sau sốc. Tương tự, PBC tăng 1% cung tiền làm tỷ giá CNY tăng từ quý thứ nhất ở mức 0,91% và phản ứng đến hết quý thứ 3. Cán cân thương mại Trung Quốc lại giảm 0,02% từ quý thứ 2, đạt cân bằng mới giảm 0,11% sau 9 quý.

Phản ứng xấu đi của cán cân thương mại khi PBC mở rộng tiền tệ (và ngược lại) cho thấy kênh tỷ giá đã không có vai trò đáng kể mà bị lấn át bởi các kênh khác. Nhận định này được đưa ra dựa trên cơ sở diễn biến tỷ giá CNY có ảnh hưởng đến cán cân thương mại Trung Quốc. Hình 2 cho thấy tỷ giá CNY tăng 1% làm cán cân thương mại Trung Quốc tăng nhưng ở mức rất chùng mực, tổng mức tăng 5 quý sau sốc chỉ có 0,002%. Kết quả này cũng nhất quán với các nghiên cứu trước (Guo, 2017; Zhang & Sato, 2013) cho thấy vai trò của tỷ giá CNY trong việc hỗ trợ tình trạng thương mại Trung Quốc nhưng vai trò này không đáng kể.

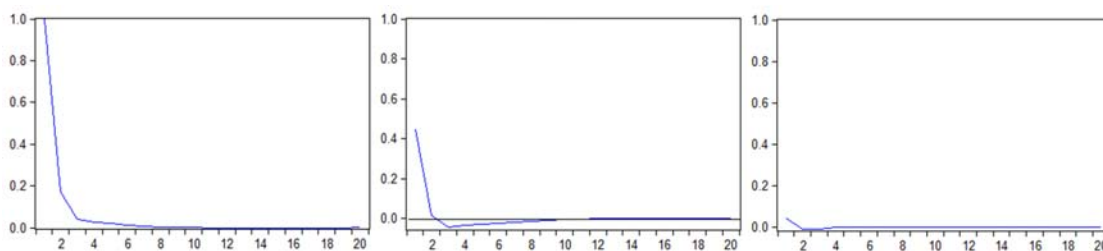
Hình 3: Phản ứng của sản lượng và lạm phát châu Á và Việt Nam với cú sốc lãi suất Trung Quốc



Nguồn: Nhóm tác giả.

Hình 4: Phản ứng tỷ giá châu Á và Việt Nam với cú sốc tỷ giá Trung Quốc

Phản ứng của e^{cn} với cú sốc e^{cn} Phản ứng của e^a với cú sốc e^{cn} Phản ứng của e^{vn} với cú sốc e^{cn}



Nguồn: Nhóm tác giả.

Kết quả này đặt ra nghi vấn rằng chính sách tiền tệ Trung Quốc có ảnh hưởng cùng chiều đến các nền kinh tế châu Á và Việt Nam bởi kênh tỷ giá chịu sự lấn át của các kênh khác. Để làm sáng tỏ điều này, nghiên cứu đo lường thêm phản ứng của sản lượng và lạm phát châu Á và Việt Nam với cú sốc lãi suất PBC. Hình 3 cho thấy PBC tăng 1% lãi suất làm sản lượng và lạm phát Trung Quốc, châu Á và Việt Nam đều giảm. Tuy nhiên, ảnh hưởng của chính sách tiền tệ Trung Quốc đến châu Á và Việt Nam yếu hơn so với ảnh hưởng đến chính nền kinh tế Trung Quốc do chỉ có khu vực kinh tế đối ngoại của châu Á và Việt Nam chịu ảnh hưởng. Như vậy, kết quả này khẳng định thêm cho ảnh hưởng bị lấn át của kênh tỷ giá.

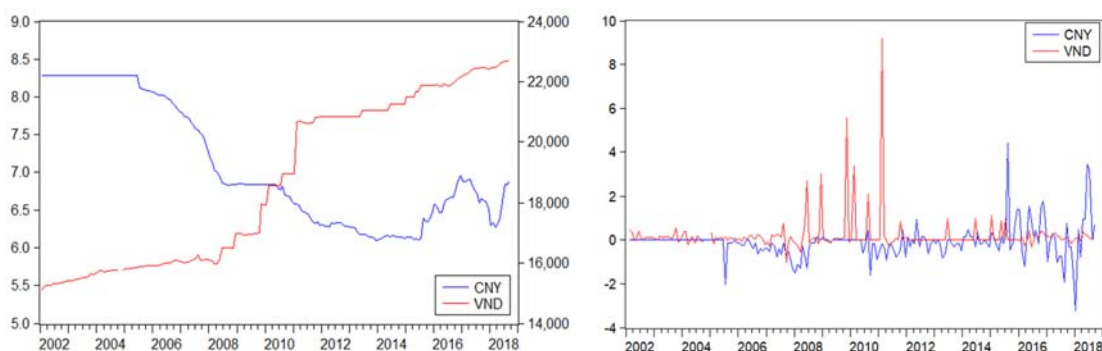
4.3. Ảnh hưởng của tỷ giá CNY đến tỷ giá châu Á và Việt Nam

Hình 4 cho thấy phản ứng của tỷ giá châu Á và Việt Nam với cú sốc tăng 1% tỷ giá USD/CNY. Tỷ giá châu Á tăng ở mức 0,45% ngay sau đó và không có phản ứng tiếp theo, tỷ giá đồng Việt Nam (VND) không có phản ứng đáng kể, chỉ tăng ở mức rất nhỏ, 0,04%. Sự thay đổi tỷ giá các nước châu Á theo biến

động tỷ giá CNY ở chừng mực nào đó có thể xem là phản ứng của các nước này với ảnh hưởng tràn từ Trung Quốc qua kênh tỷ giá, bởi việc giảm giá theo sự giảm giá của CNY làm tương quan giá hàng hoá giữa các nước không thay đổi nhiều. Theo đó, ảnh hưởng qua kênh tỷ giá đã bị hạn chế. Kết quả này phù hợp với những nhận định về ảnh hưởng ngày càng lớn của CNY đối với biến động tỷ giá các nước châu Á (Keddad, 2019; Ma & McCauley, 2011). Do giao dịch thương mại và vốn của Trung Quốc với châu Á ngày càng lớn, các nước phản ứng thuận chiều với biến động tỷ giá CNY nhằm tránh ảnh hưởng của thay đổi tỷ giá đến tình trạng các giao dịch.

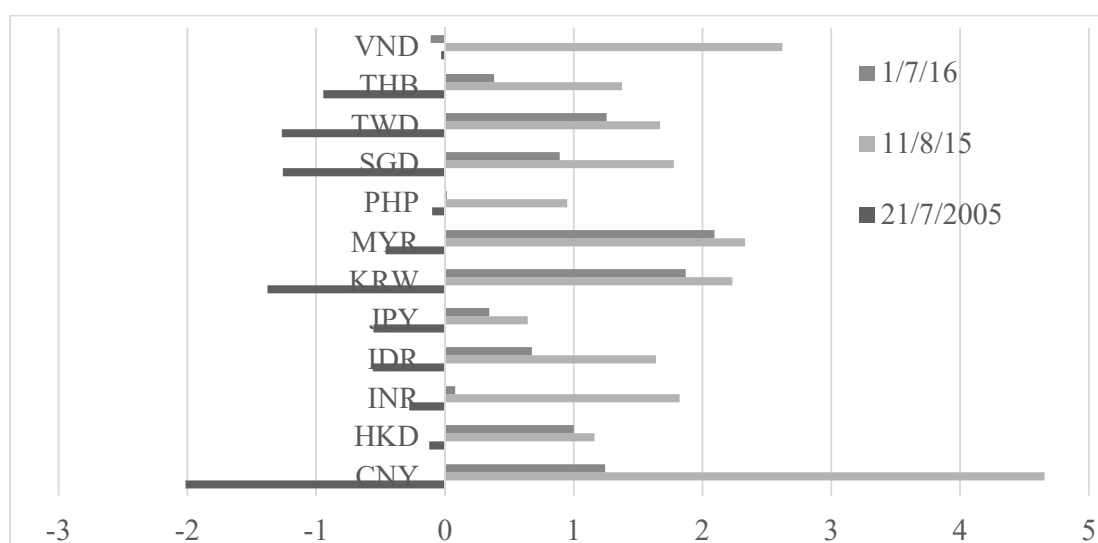
Khác với tỷ giá các nước, tỷ giá VND không phản ứng với thay đổi của tỷ giá CNY. Nguyên nhân có thể là do: (i) Trung Quốc không phải là đối tác xuất khẩu lớn nhất của Việt Nam mặc dù là đối tác nhập khẩu lớn nhất; (ii) ổn định tỷ giá là một trong những mục tiêu của điều hành chính sách tiền tệ tại Việt Nam. Hình 5 minh chứng thêm cho những lập luận này. Tỷ giá VND biến động khác biệt so với CNY. Tỷ giá USD/VND thường biến động tăng và phản

Hình 5: Diễn biến tỷ giá CNY và VND



Nguồn: IFS (2019).

Hình 6: Cú sốc tỷ giá CNY và biến động tỷ giá các đồng tiền châu Á



*Ghi chú: tỷ giá tăng: các đồng tiền châu Á giảm giá; tỷ giá giảm: các đồng tiền châu Á tăng giá
Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ IMF (2019)*

lớn trong biên độ rất hẹp, riêng giai đoạn 2008-2011 mức biến động mạnh hơn; trong khi đó USD/CNY diễn biến theo xu hướng giảm.

Tuy nhiên, Hình 5 cũng cho thấy có những thời điểm tỷ giá VND biến động tương đồng với biến động tỷ giá CNY, cụ thể là những lần CNY giảm giá rất mạnh tạo nên cú sốc cho thị trường. Để thấy rõ hơn điều này, nghiên cứu xem xét biến động tỷ giá các đồng tiền châu Á và Việt Nam trong 3 sự kiện tỷ giá CNY biến động mạnh do thay đổi cơ chế điều hành tỷ giá. (i) Ngày 21 tháng 7 năm 2005, PBC tuyên bố áp dụng chế độ tỷ giá thả nổi có kiểm soát, từ bỏ neo với USD và sử dụng chế độ ngang giá trung tâm được xác định dựa trên tham chiếu với rổ tiền tệ. Đồng thời, PBC đã định giá lại tỷ giá CNY, CNY dần tăng giá từ mức 8,28 CNY/USD. Tuy nhiên, CNY đã được neo lại với USD ở mức 6,84 CNY/USD khi khủng hoảng tài chính toàn cầu xảy ra và giữ mức neo này cho đến tháng 6 năm 2010. Sau khủng hoảng, PBC không có tuyên bố cụ thể về cơ chế điều hành tỷ giá, trong khi IMF cho rằng CNY được điều hành theo một cơ chế gần như bỏ trườn, CNY cũng tăng giá dần trong giai đoạn này. (ii) Ngày 11 tháng 8 năm 2015, PBC bất ngờ thông báo về nguyên tắc điều hành tỷ giá mới với mức ngang giá trung tâm đầu ngày được xác định dựa trên giá đóng cửa của thị trường liên ngân hàng vào ngày trước đó trong biên độ $\pm 2\%$. Thị trường đã bị

sốc làm CNY giảm giá rất mạnh trong hai ngày tiếp theo. Lo ngại CNY giảm giá ngoài khả năng kiểm soát, PBC buộc phải tuyên bố không có cải cách cơ chế tỷ giá vào ngày 13 tháng 8 năm 2015 để ổn định tâm lý thị trường. (iii) Đến đầu tháng 1 năm 2016, PBC không tuyên bố rõ ràng với công chúng nhưng đã chuyển sang cơ chế điều hành tỷ giá mới dựa trên giá đóng cửa và tỷ giá CNY lý thuyết để giữ chỉ số rổ tiền không thay đổi trong 24 giờ trước đó. Tỷ giá CNY đã trở nên linh hoạt hơn rất nhiều. Về diễn biến, CNY tiếp tục giảm giá.

Hình 6 cho thấy các đồng tiền châu Á đều biến động cùng chiều với biến động tỷ giá CNY ở cả chiều tăng và giảm giá. Riêng VND không tăng khi CNY tăng giá nhưng giảm khi CNY giảm giá. Thêm vào đó, tỷ giá USD/VND không tăng khi USD/CNY tăng 1,25% vào tháng 1 năm 2016 nhưng lại tăng 2,62% khi USD/CNY tăng mạnh 4,65% trong sự kiện ngày 11 tháng 8 năm 2015 và 4 ngày sau đó. Điều này lý giải cho phân tích bằng BVAR với cú sốc được định nghĩa ở 1% đã không thấy được phản ứng của VND. Nghiên cứu cho rằng, do đặc thù quan hệ kinh tế với Trung Quốc (qui mô thương mại chính ngạch và tiểu ngạch lớn, đầu tư nước ngoài tăng nhanh), và thực tế sử dụng CNY trong thanh toán thương mại biên giới, tỷ giá VND có phản ứng với biến động tỷ giá CNY nhưng chỉ với những biến động mạnh.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Ảnh hưởng qua kênh tỷ giá làm cán cân thương mại Trung Quốc được hưởng lợi khi PBC mở rộng tiền tệ và ngược lại. Tuy nhiên, tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại Trung Quốc rất chùng mực do kênh tỷ giá chịu lẫn át bởi các kênh khác, phản ánh qua sự xấu đi của cán cân thương mại khi PBC mở rộng tiền tệ và ngược lại.

Ngoài ra, tỷ giá CNY thay đổi kéo theo sự thay đổi tỷ giá các nước châu Á do những lo ngại đồng tiền nước mình lên giá so với CNY làm ảnh hưởng đến khả năng cạnh tranh thương mại. Trong khi đó, tỷ giá VND không thay đổi do Việt Nam có kiểm soát tỷ giá và ổn định tỷ giá cũng là một trong những mục tiêu của điều hành tiền tệ tại Việt Nam. Điều này hàm ý rằng có thể Việt Nam phải phản ứng bằng một biến số khác. Theo quan điểm tiền tệ và thuyết

“bộ ba bất khả thi”, việc hạn chế tỷ giá linh hoạt sẽ làm cho các điều kiện tiền tệ trong nước chịu ảnh hưởng của chính sách tiền tệ bên ngoài. Đây có thể là vấn đề Việt Nam đang gặp thách thức khi hạn chế linh hoạt tỷ giá.

Kết quả nghiên cứu đã khẳng định thêm cho tầm ảnh hưởng của chính sách kinh tế Trung Quốc đối với khu vực nói chung và Việt Nam nói riêng. Việc dự báo trước tác động của những chính sách kinh tế từ Trung Quốc là việc làm cần thiết để có những ứng phó kịp thời. Ngoài ra, việc chịu ảnh hưởng lớn từ nền kinh tế bên ngoài sẽ làm cho hoạt động kinh tế trong nước phụ thuộc vào những biến động ngoài tầm kiểm soát. Do vậy, cần thiết phải có những biện pháp nhằm giảm ảnh hưởng bên ngoài đến nền kinh tế trong nước để có thể chủ động hơn trong việc điều hành kinh tế.

Tài liệu tham khảo:

- Akinci, O. & Queralto, A. (2018), ‘Balance Sheets, Exchange Rates, and International Monetary Spillovers’, *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, 849, retrieved on March 1st 2019, from <https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr849.pdf>.
- Ammer, J., De Pooter, M., Erceg, C.J. & Kamin, S.B. (2016), ‘International Spillovers of Monetary Policy’, *IFDP Notes*, 2016-02-08-1, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.federalreserve.gov/econresdata/notes/ifdp-notes/2016/international-spillovers-of-monetary-policy-20160208.html>>.
- Asian Regional Integration Center [ARIC] (2019), *Economic and Financial Indicators Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<http://aric.adb.org/macroindicators>>.
- Banbura, M., Giannone, D. & Reichlin, L. (2010), ‘Large bayesian vector autoregression’, *Journal of Applied Econometrics*, 25, 71-92.
- Bank of Japan (2019), *Statistics*, retrieved on March 1st 2019, from <<http://www.boj.or.jp/en/statistics/index.htm/>>.
- Bank Negara Malaysia (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<http://www.bnm.gov.my/>>.
- Bank Sentral Republik Indonesia (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.bi.go.id/en/Default.aspx>>.
- Bank of Thailand (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.bot.or.th/English/MonetaryPolicy/Pages/default.aspx>>.
- Bangko Sentral Ng Pilipinas (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <http://www.bsp.gov.ph/statistics/efs_fsa1.asp>.
- Blanchard, O.J., Faruquee, H. & Das, M. (2010), ‘The Initial Impact of the Crisis on Emerging Market Countries’, *Brookings Papers on Economic Activity*, 263-323. retrieved on March 1st 2019, from <https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2010/03/2010a_bpea_blanchard.pdf>.
- Caraiani, P. (2010), ‘Forecasting Romanian GDP using a BVAR model’, *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 13(4), 76-87.
- Carriero, A., Kapetanios, G. & Marcellino, M. (2009), ‘Forecasting exchange rates with a large Bayesian VAR’, *International Journal of Forecasting*, 25, 400-417.

- Central bank of the Republic of China (Taiwan) (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.cbc.gov.tw/mp2.html>>.
- Doan, T., Litterman, R. & Sims, C. (1984), 'Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions', *Econometric Reviews*, 3(1), 1-100.
- Dornbusch, R. (1976), 'Expectations and Exchange Rate Dynamics', *Journal of Political Economy*, 84, 1161-1176.
- Fleming, J.M. (1962), 'Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates', *International Monetary Fund Staff Papers*, 9(3), 369-380.
- Furceri, D., Jalles, J.T. & Zdzienicka, A. (2017), 'China Spillovers: New Evidence from Time – Varying Estimates', *Open Economies Review*, 28(3), 413–429.
- Georgiadis, G. (2016), 'Determinants of global spillovers from US monetary policy', *Journal of International Money and Finance*, 67 (C), 41-61.
- Guo, W. (2017), 'Impact of Renminbi appreciation on China's trade balance: From empirical evidence', *American Journal of Industrial and Business Management*, 7, 816-831.
- Hong Kong Monetary Authority (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.hkma.gov.hk/eng/index.shtml>>.
- International Monetary Fund [IMF] (2019), *Exchange rate data*, retrieved on March 1st 2019, from <https://www.imf.org/external/np/fin/data/param_rms_mth.aspx>.
- International Financial Statistics (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<http://data.imf.org>>.
- Kamber, G. & Mohanty, M.S. (2018), 'Do interest rates play a major role in monetary policy transmission in China?', *BIS working paper*, 714, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.bis.org/publ/work714.pdf>>.
- Keddad, B. (2019), 'How do the Renminbi and other East Asian currencies co-move?', *Journal of International Money and Finance*, 91(C), 49-70.
- Litterman, R. (1980), 'Techniques for forecasting with vector autoregressions', Ph.D. Dissertation, University of Minnesota, USA.
- Litterman, R. (1986), 'Forecasting with Bayesian vector autoregressions: Five years of experience', *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(1), 25-38.
- Ma, G. & McCauley, R.N. (2011), 'The evolving renminbi regime and implications for Asian currency stability', *Journal of the Japanese and International Economies*, 25, 23-38.
- Monetary Authority of Singapore (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<http://www.mas.gov.sg/>>.
- Mundell, R.A. (1963), 'Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates', *Canadian Journal of Economic and Political Science*, 29(3), 475– 485.
- Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2019), *Cơ sở dữ liệu*, truy cập ngày 1 tháng 3 năm 2019, từ <<http://www.sbv.gov.vn>>.
- Reserve Bank of India (2019), *Database*, retrieved on March 1st 2019, from <<https://www.rbi.org.in/>>.
- Samimi, A.J., Asadi, S.P. & Sheidaei, Z. (2019), 'The international spillover of China's monetary policy: a case study of a developing country', *China Economic Journal*, 12(1), 52-67.
- Utlaut, J. & Roye, B.V. (2010), 'The effects of external shocks to business cycles in emerging Asia: A Bayesian VAR approach', *Kiel working papers*, 1668, retrieved on March 1st 2019, from <https://www.ifw-kiel.de/fileadmin/Dateiverwaltung/IfW-Publications/Bjoern_van_Roye/the-effects-of-external-shocks-on-business-cycles-in-emerging-asia-a-bayesian-var-approach/the-effects-of-external-shocks-on-business-cycles-in-emerging-asia-a-bayesian-var-model.pdf>.
- Zhang, Z. & Sato, K. (2013). 'The RMB exchange rate and its impact on the trade balance', presentation at 2013 UWA Workshop on the Chinese Economy, the University of Western Australia, April 3rd – 5th.