



Phản ứng tiền tệ của châu Á và Việt Nam với tác động tràn từ chính sách tiền tệ Trung Quốc: Sự khác biệt từ đặc điểm kinh tế

PHẠM THỊ TUYẾT TRINH ^{a,*}, BÙI THỊ THIỆN MỸ ^a, LÊ PHAN ÁI NHÂN ^a

^a Trường Đại học Ngân hàng TP. Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
Ngày nhận: 08/04/2019 Ngày nhận lại: 18/06/2019 Duyệt đăng: 19/07/2019 Mã phân loại JEL: C30, E52, F42 Từ khóa: Tác động tràn; Chính sách tiền tệ; BVAR; Trung Quốc; Châu Á; Việt Nam. Keywords: Spillover effect; Monetary policy; BVAR; China;	Nghiên cứu phân tích phản ứng tiền tệ của châu Á và Việt Nam với cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc bằng mô hình tự hồi quy vectơ ứng dụng thống kê Bayes (BVAR). Các đặc điểm gồm: Độ mở thương mại, mức hội nhập tài chính, chế độ tỷ giá và tình trạng phụ thuộc hàng nguyên nhiên liệu thô được tính đến trong mô hình làm cơ sở giải thích sự khác nhau trong phản ứng. Sử dụng dữ liệu tần suất quý của 10 nước châu Á và Việt Nam trong giai đoạn Quý I/2002–Quý III/2018, nghiên cứu cho thấy chính sách tiền tệ châu Á không phản ứng với cú sốc chính sách tiền tệ Trung Quốc nhưng chính sách tiền tệ Việt Nam có phản ứng. Mức hội nhập tài chính và chế độ tỷ giá không phải là nguyên nhân giải thích cho sự khác biệt trong phản ứng với tác động của chính sách tiền tệ Trung Quốc. Chính sách tiền tệ của nước có độ mở thương mại cao và xuất khẩu hàng nguyên nhiên liệu thô phản ứng với chính sách tiền tệ Trung Quốc trong khi chính sách tiền tệ của nước có độ mở thương mại thấp và nhập khẩu hàng nguyên nhiên liệu thô lại không phản ứng. Abstract The paper investigates monetary responses of Asian countries and Vietnam to monetary policy shock from China by employing Bayesian vector autoregression (BVAR) methodology. Country characteristics including trade and financial openness, exchange rate regime, as well as raw material goods and commodity dependence are taken into account to analyze differences in responses. Using quarterly data of 10

* Tác giả liên hệ.

Email: trinhptt@buh.edu.vn (Phạm Thị Tuyết Trinh), mybtt@buh.edu.vn (Bùi Thị Thiện Mỹ), nhanlpa@buh.edu.vn (Lê Phan Ái Nhân).
Trích dẫn bài viết: Phạm Thị Tuyết Trinh, Bùi Thị Thiện Mỹ, & Lê Phan Ái Nhân. (2019). Phản ứng tiền tệ của châu Á và Việt Nam với tác động tràn từ chính sách tiền tệ Trung Quốc: Sự khác biệt từ đặc điểm kinh tế. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh châu Á*, 30(6), 05–27.

Asia; Vietnam.	Asian countries and Vietnam from 2002Q1 to 2018Q3, the study finds monetary policy of Asian countries do not respond to China's monetary policy shock while monetary policy of Vietnam does. Neither high and low financial openness countries nor floating and pegged exchange rate regime countries show significant monetary response to China's monetary policy shock. In addition, monetary policy of high trade openness countries and net commodity exporters respond to China's monetary policy shock while monetary policy of low trade openness countries and net commodity importers do not respond.
-------------------	---

1. Giới thiệu

Tác động của chính sách tiền tệ (CSTT) một nước đến các biến số vĩ mô của nước khác (sản lượng, lạm phát, lãi suất, tỷ giá) được gọi là tác động tràn của CSTT. Các bằng chứng thực nghiệm cho thấy những thay đổi trong CSTT ở một nền kinh tế có thể tác động khiến lãi suất ở các nền kinh tế khác thay đổi cùng chiều (Gray, 2013; Hofmann & Takats, 2015; Obstfeld, 2015; Potjagailo, 2017; Shirakawa, 2017; Takats & Vela, 2014; Trinh & Phuc, 2019). Tuy nhiên, các nghiên cứu này chỉ phân tích phản ứng tiền tệ của các nước trước ảnh hưởng tràn của CSTT Mỹ hoặc châu Âu do vai trò lớn của Mỹ và châu Âu đối với thương mại và tài chính toàn cầu, đặc biệt là vai trò của lãi suất và tỷ giá USD và EUR.

Bên cạnh đó, các yếu tố ảnh hưởng đến mức độ tác động tràn của CSTT cũng là chủ đề được các nghiên cứu thực nghiệm quan tâm trong những năm gần đây. Georgiadis (2016), Iacoviello và Navarro (2018), Kearns và cộng sự (2018), Potjagailo (2017) đều đồng thuận rằng quốc gia có độ mở kinh tế lớn, chế độ tỷ giá cố định có thể phản ứng mạnh trước các cú sốc tiền tệ từ nước ngoài.

Nghiên cứu này được nhóm tác giả thực hiện tương tự vấn đề mà các nghiên cứu đề cập ở trên, tuy nhiên, trong đó có ba điểm khác biệt và đồng thời cũng là đóng góp của nghiên cứu như sau:

- *Một là*, nghiên cứu xem xét ảnh hưởng tràn của CSTT Trung Quốc đến CSTT các nền kinh tế châu Á do vai trò đầu tàu của Trung Quốc đối với tăng trưởng kinh tế khu vực thể hiện qua quy mô giao dịch thương mại khổng lồ và các dòng đầu tư trực tiếp nước ngoài ngày càng lớn.

- *Hai là*, bên cạnh những đặc điểm về độ mở thương mại, mức hội nhập tài chính và chế độ tỷ giá được xem xét trong những nghiên cứu trước, tình trạng phụ thuộc vào hàng nguyên nhiên liệu thô cũng được xem xét như một đặc điểm giải thích cho phản ứng tiền tệ khác nhau của các nước do: (1) Cầu Trung Quốc là một trong những yếu tố quan trọng ảnh hưởng đến giá hàng nguyên nhiên liệu thô; (2) kinh tế châu Á phụ thuộc lớn vào nhóm hàng này.

- *Ba là*, nghiên cứu đưa Việt Nam vào xem xét riêng so với các nước châu Á nhằm nghiên cứu rõ hơn cho sự khác biệt giữa Việt Nam và các nước.

Những nội dung tiếp theo được cấu trúc làm 4 phần: Phần 2 trình bày cơ sở lý thuyết nền về tác động tràn của CSTT và các nghiên cứu trước về chủ đề này; phần 3 mô tả cách xây dựng mô hình BVAR và xác định các giả định tiên nghiệm; phần 4 phân tích kết quả ước lượng; và cuối cùng là phần 5, những kết luận của nghiên cứu.

2. Cơ sở lý thuyết và thực nghiệm

CSTT của một nước có thể ảnh hưởng đến các biến số vĩ mô của các nước khác như: Sản lượng, lạm phát, lãi suất, tỷ giá. Các bằng chứng thực nghiệm về tác động tràn của CSTT cho thấy CSTT ở một nền kinh tế lớn, chẳng hạn như Mỹ hoặc châu Âu có thể tác động đến lãi suất ở các nền kinh tế thị trường mới nổi và các nền kinh tế phát triển khác (Gray, 2013; Hofmann & Takats, 2015; Obstfeld, 2015; Potjagailo, 2017; Shirakawa, 2017; Takats & Vela, 2014; Trinh & Phuc, 2019). Diễn biến tương đồng của lãi suất ở các nước có thể được lý giải như sau:

- *Thứ nhất*, việc tái cân bằng danh mục đầu tư toàn cầu khiến chênh lệch lãi suất giữa các quốc gia bị thu hẹp. CSTT nói lỏng có tác động làm giảm lãi suất ở nước sở tại, nhà đầu tư lúc bấy giờ sẽ dịch chuyển vốn từ nơi có mức sinh lời thấp sang các nền kinh tế khác với mức sinh lời cao hơn, hệ quả là lãi suất ở các nền kinh tế này cũng giảm trong bối cảnh cung vốn dồi dào. Tuy nhiên, Blanchard và cộng sự (2010) cho rằng lãi suất ở các nước có nợ nước ngoài cao có thể không giảm tương ứng mà nguyên nhân là do các nhà đầu tư sẽ không chuyển vốn đến những nước này.

- *Thứ hai*, CSTT ở nước chịu tác động tràn phải được điều chỉnh cho phù hợp với tình hình mới. Sự gia tăng đột ngột của dòng vốn vào do chênh lệch lãi suất với các nước khác gây áp lực lên tỷ giá, ảnh hưởng đến khả năng cạnh tranh thương mại, đồng thời gây rủi ro ổn định tài chính. Do đó, ngân hàng trung ương (NHTU) cần điều chỉnh giảm lãi suất để bảo vệ đồng tiền và ổn định dòng vốn. Mặt khác, CSTT nói lỏng ở nước ngoài thông qua kênh tỷ giá gây hiệu ứng chuyển dịch chi tiêu, tác động tiêu cực đến sản lượng của quốc gia là đối tác thương mại. Điều này khiến NHTU phải nói lỏng tiền tệ để duy trì hoặc kích thích tăng trưởng kinh tế.

Phản ứng của các quốc gia trước cú sốc CSTT từ nước ngoài là không giống nhau, điều này phụ thuộc vào sự khác biệt về đặc điểm kinh tế giữa các quốc gia. Kearns và cộng sự (2018), Potjagailo (2017) giải thích rằng lãi suất ở một số quốc gia phản ứng mạnh hơn trước cú sốc CSTT nước ngoài so với các quốc gia khác chủ yếu là do sự khác biệt về độ mở tài chính và chế độ tỷ giá. Quốc gia có mối liên kết tài chính với Mỹ và các nước châu Âu càng mạnh càng chịu tác động tràn lãi suất mạnh. Georgiadis (2016) cho rằng mức độ tác động tràn phụ thuộc vào: Độ mở thương mại và tài chính của quốc gia chịu tác động, chế độ tỷ giá, sự phát triển của thị trường tài chính, tính cứng nhắc của thị trường lao động, cấu trúc ngành kinh tế, và sự tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu. Iacoviello và Navarro (2018) cung cấp bằng chứng về phản ứng của 50 nền kinh tế phát triển và mới nổi trước sự gia tăng lãi suất của Mỹ. Kết quả cho thấy ở các nền kinh tế phát triển, CSTT của Mỹ được dẫn truyền chủ yếu thông qua kênh tỷ giá và tổng cầu, sự khác biệt về cơ chế tỷ giá và khối lượng thương mại với Mỹ dẫn tới sự khác biệt về mức độ phản ứng trước các cú sốc. Trong khi đó, ở các nền kinh tế mới nổi, chỉ số về tính dễ tổn thương (được xây dựng dựa trên tài khoản vãng lai, dự trữ ngoại hối, lạm phát và nợ nước ngoài) mới là yếu tố giải thích sự khác biệt. Nghiên cứu về tác động của CSTT của NHTU châu Âu đến các quốc gia châu Âu không sử dụng đồng Euro, Bluwstein và Canova (2016) chứng minh rằng độ lớn của tác động tràn phụ thuộc vào quy mô của thị trường tài chính và thị phần của ngân hàng nội địa trong khi chế độ tỷ giá lại không ảnh hưởng. Tóm lại, các đặc điểm kinh tế nổi bật quyết định độ lớn của tác động tràn từ CSTT nước ngoài đã được kiểm chứng trong nhiều nghiên cứu trước bao gồm: (1) Độ mở thương mại, (2) mức hội nhập tài chính, và (3) chế độ tỷ giá.

Nền kinh tế có độ mở thương mại cao, tức xuất nhập khẩu chiếm tỷ trọng lớn trong GDP thì sẽ có khả năng chịu ảnh hưởng mạnh từ CSTT nước ngoài thông qua kênh tỷ giá. Mặt khác, độ mở thương

mại cao thường đi kèm với xác suất xảy ra cú dừng đột ngột của dòng vốn vào thấp (Cavallo & Frankel, 2008), do đó, nền kinh tế có thể ít bị tổn thương trước các cú sốc bên ngoài. Các bằng chứng thực nghiệm cũng cho thấy những kết quả trái chiều về tác động của độ mở thương mại đến độ lớn của tác động tràn từ CSTT nước ngoài. Cụ thể, Iacoviello và Navarro (2018) cho rằng quốc gia có khối lượng thương mại với Mỹ càng cao thì phản ứng càng mạnh trước cú sốc lãi suất; Georgiadis (2016) lại khuyến nghị các quốc gia nên đẩy mạnh hội nhập thương mại để giảm thiểu tính dễ tổn thương trước các cú sốc CSTT của Mỹ; trong khi đó, Kearns và cộng sự (2018) không tìm được bằng chứng cho thấy độ mở thương mại có khả năng giải thích cho sự khác biệt độ lớn trong phản ứng tiền tệ của các nước trước cú sốc tiền tệ từ nước ngoài.

Mức hội nhập và độ mở tài chính càng cao càng làm tăng khả năng biến động của dòng vốn, do đó, tác động tràn của CSTT thông qua kênh tài chính càng lớn. Quả thực, bằng chứng thực nghiệm của Georgiadis (2016), Kearns và cộng sự (2018) cho thấy nền kinh tế có mức hội nhập vào thị trường tài chính càng cao càng phản ứng mạnh trước cú sốc tiền tệ nước ngoài. Trong khi đó, Miniane và Rogers (2007) chứng minh rằng mức độ kiểm soát vốn không có tác động có ý nghĩa thống kê đến phản ứng của lãi suất trong nước trước những thay đổi lãi suất của Mỹ. Mức độ kiểm soát vốn là một chỉ tiêu khó có thể định lượng và đo lường một cách chính xác, đó có thể là lý do dẫn đến sự khác biệt trong các kết quả nghiên cứu.

Quốc gia có chế độ tỷ giá càng linh hoạt càng ít chịu tác động tràn từ CSTT nước ngoài. Ở những quốc gia có chế độ tỷ giá linh hoạt, tỷ giá phát huy vai trò là một công cụ chống sốc hiệu quả hơn so với chế độ tỷ giá cố định (Broda, 2001; Edwards & Levy, 2005). Khi nền kinh tế chịu ảnh hưởng của cú sốc tỷ lệ thương mại giảm, tỷ giá sẽ tăng (nội tệ giảm giá) giúp nền kinh tế cải thiện khả năng cạnh tranh, chống lại tác động của các cú sốc, hạn chế tác động tràn bởi hiệu ứng chuyển dịch chi tiêu. Tuy nhiên, điều này không thể xảy ra ở một quốc gia theo đuổi mục tiêu cố định tỷ giá. Trong bối cảnh vốn di chuyển tự do, chế độ tỷ giá cố định, CSTT khó có thể duy trì được tính độc lập. Georgiadis (2016), Iacoviello và Navarro (2018) đều cho thấy các quốc gia có tỷ giá neo theo USD phản ứng mạnh hơn trước cú sốc tăng lãi suất ở Mỹ. Rohit và Dash (2018) nhận ra rằng chế độ tỷ giá linh hoạt ở các nền kinh tế phát triển giúp họ chống lại tác động tràn ở mức tốt hơn so với chế độ thả nổi có kiểm soát ở các nền kinh tế thị trường mới nổi.

Ngoài ba yếu tố nêu trên, sự khác biệt về cấu trúc kinh tế giữa các quốc gia được phản ánh thông qua sự khác biệt về tình trạng phụ thuộc nguyên nhiên liệu thô, có thể dẫn tới sự khác biệt về mức độ chịu ảnh hưởng từ cú sốc tiền tệ nước ngoài. Quốc gia mà hàng nguyên nhiên liệu thô chiếm tỷ trọng lớn trong cơ cấu hàng xuất khẩu sẽ phản ứng mạnh trước cú sốc CSTT từ quốc gia nhập khẩu nguyên nhiên liệu thô. Chẳng hạn, Trung Quốc là quốc gia nhập khẩu lớn về nguyên nhiên liệu thô và có khả năng ảnh hưởng đến giá các loại hàng hoá này trên thế giới: Nếu cầu hàng nhập khẩu của Trung Quốc giảm, giá các loại hàng hoá này trên thị trường thế giới giảm, do đó, quốc gia xuất khẩu hàng nguyên nhiên liệu thô với tính dễ tổn thương trước cú sốc tỷ lệ thương mại (Das, 2014; Mwase và cộng sự, 2016) có thể phản ứng mạnh với tác động tràn CSTT từ Trung Quốc.

Tóm lại, do các nghiên cứu trước tập trung vào tác động tràn CSTT từ Mỹ hoặc châu Âu, nghiên cứu này được thực hiện nhằm xem xét phản ứng tiền tệ của châu Á và Việt Nam với tác động tràn từ CSTT Trung Quốc như một đóng góp cho khoảng trống nghiên cứu trên. Mặt khác, các đặc điểm về độ mở thương mại, mức hội nhập tài chính, chế độ tỷ giá và tình trạng phụ thuộc hàng nguyên nhiên

liệu thô được tính đến trong mô hình làm cơ sở giải thích sự khác nhau trong phản ứng tiền tệ của các quốc gia trước cú sốc CSTT từ Trung Quốc.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình và giả thuyết nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp BVAR được phát triển bởi Doan và cộng sự (1984) và Litterman (1980, 1986). Mô hình BVAR tổng quát có dạng:

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

Trong đó,

Y_t : Vector ($n \times 1$) của các biến nội sinh dừng;

Z_t : Vector ($n \times 1$) biến ngoại sinh;

μ : Vector ($n \times 1$) của hằng số;

ε_t : Vector ($n \times 1$) của sai số có phân phối đồng nhất và độc lập thoả 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 $E(\varepsilon_t, \varepsilon_j) = \Sigma$; 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 : Vector hệ số thể hiện tác động của các biến ngoại sinh lên biến nội sinh.

Giai đoạn nghiên cứu có khủng hoảng kinh tế năm 2008, do vậy, biến giả $c08$ đại diện cho ảnh hưởng của khủng hoảng này, được đưa vào dưới dạng biến ngoại sinh để phản ánh các điểm gãy cấu trúc của các biến số.

Biến nội sinh Y_t gồm 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 xem xét rõ hơn, đồng thời so sánh với trường hợp các nước châu Á nói chung. Khối biến của Trung Quốc gồm: Sản lượng (y) và giá cả (p) đại diện cho mục tiêu CSTT; cung tiền ($m2$) đại diện cho trạng thái điều kiện tiền tệ của NHTƯ Trung Quốc (PBC) do cung tiền được PBC dùng làm mục tiêu trung gian (Kamber & Mohanty, 2018; Gang, 2018); lãi suất chuẩn (i) đại diện cho điều hành CSTT của PBC. Trung Quốc sử dụng nhiều công cụ để điều hành CSTT (Egan & Leddin, 2016; Ma, 2014), trong đó, lãi suất chuẩn được PBC sử dụng để xác định lãi suất tiền gửi và cho vay của hệ thống ngân hàng thương mại. So với các công cụ khác, lãi suất được PBC sử dụng thường xuyên hơn.

Mỗi khối biến của châu Á và Việt Nam bao gồm sản lượng (y) và giá cả (p) đại diện cho mục tiêu của CSTT và biến lãi suất chuẩn (i) đại diện cho điều hành CSTT. Theo đó, vector Y_t bao gồm 10 biến số:

$$Y_t = [(y^{cn}, p^{cn}, m2^{cn}, i^{cn}), (y^a, p^a, i^a), (y^{vn}, p^{vn}, i^{vn})] \quad (2)$$

Để lý giải cho sự khác biệt trong phản ứng của các nước châu Á và Việt Nam với tác động tràn từ CSTT Trung Quốc, nghiên cứu xem xét các đặc điểm kinh tế bằng cách tách khối biến châu Á làm hai khối biến tương ứng với hai nhóm nước châu Á cho từng đặc điểm kinh tế đưa vào xem xét.

$$Y_t = [(y^{cn}, p^{cn}, m2^{cn}, i^{cn}), (y^{a1}, p^{a1}, i^{a1}), (y^{a2}, p^{a2}, i^{a2}), (y^{vn}, p^{vn}, i^{vn})] \quad (3)$$

Các đặc điểm kinh tế xem xét bao gồm chế độ tỷ giá, độ mở tài chính, độ mở thương mại và tình trạng phụ thuộc vào hàng nguyên nhiên liệu thô. Cơ sở chia nhóm các nước châu Á theo đặc điểm kinh tế như sau:

- Về chế độ tỷ giá, báo cáo thường niên về chế độ tỷ giá và ràng buộc (IMF, 2019) được sử dụng để phân nhóm nước thành nhóm thả nổi (f) và nhóm cố định tỷ giá (p). Nhóm thả nổi tỷ giá gồm các nước có chế độ tỷ giá thả nổi và thả nổi tự do; nhóm cố định tỷ giá gồm các nước có chế độ tỷ giá còn lại. Nghiên cứu kỳ vọng CSTT của nước có chế độ tỷ giá thả nổi sẽ chịu ảnh hưởng tràn từ CSTT Trung quốc yếu hơn so với nước có chế độ tỷ giá cố định. Việt Nam có tỷ giá được kiểm soát, do vậy sẽ có phản ứng tương tự với các nước cố định tỷ giá, chịu ảnh hưởng lớn từ CSTT Trung Quốc.

- Độ mở tài chính hay hội nhập tài chính được đo lường qua chỉ số Chinn-Ito (Chinn & Ito, 2008). Các nước châu Á được chia thành nhóm hội nhập tài chính hoàn toàn (hc) và nhóm hội nhập tài chính chưa hoàn toàn (lc). Nhóm hội nhập tài chính hoàn toàn có chỉ số Chinn-Ito bằng 1, nhóm hội nhập tài chính chưa hoàn toàn có chỉ số Chinn-Ito nhỏ hơn 1. CSTT nước có hội nhập tài chính cao được kỳ vọng sẽ phản ứng với tác động tràn từ CSTT Trung Quốc mạnh hơn.

- Về độ mở thương mại, các nước châu Á được chia thành nhóm có độ mở thương mại cao và độ mở thương mại thấp. Tỷ lệ tổng xuất nhập khẩu so với GDP từ cơ sở dữ liệu Ngân hàng Thế giới – World Bank (2019) được sử dụng làm thước đo về độ mở thương mại. Do chưa có cơ sở phân loại độ mở thương mại cao hoặc thấp, nghiên cứu sử dụng trung bình tổng xuất nhập khẩu so với GDP của các nền kinh tế châu Á trong giai đoạn nghiên cứu. Nhóm độ mở thương mại cao (ht) có tỷ lệ tổng xuất nhập khẩu so với GDP cao hơn mức trung bình và nhóm độ mở thương mại thấp (lt) có tỷ lệ tổng xuất nhập khẩu so với GDP thấp hơn mức trung bình. Nghiên cứu kỳ vọng CSTT của nước có độ mở thương mại cao sẽ chịu ảnh hưởng của CSTT Trung Quốc mạnh hơn.

- Đối với mức độ phụ thuộc vào hàng nguyên nhiên liệu thô, những nước có phụ thuộc lớn vào nhóm hàng này có thể chịu ảnh hưởng tràn gián tiếp qua giá hàng hoá này trên thị trường. Nghiên cứu chia các nước châu Á thành nhóm xuất khẩu ròng (cx) và nhập khẩu ròng (ci) đối với nhóm hàng nguyên nhiên liệu thô. Trong đó, nhóm xuất khẩu ròng là nhóm có chênh lệch giá trị xuất khẩu và nhập khẩu hàng nguyên nhiên liệu thô dương (>0); nhóm nhập khẩu ròng là nhóm chênh lệch giá trị xuất khẩu và nhập khẩu hàng nguyên nhiên liệu thô âm (<0). Nghiên cứu cũng kỳ vọng CSTT nhóm xuất khẩu ròng phản ứng với tác động tràn từ CSTT Trung Quốc mạnh hơn.

Bảng 1.

Tổng hợp các giả thuyết nghiên cứu

Giả thuyết	Nội dung
H ₁	CSTT của nước có chế độ tỷ giá thả nổi sẽ phản ứng với tác động tràn từ CSTT Trung Quốc yếu hơn so với nước có chế độ tỷ giá cố định.
H ₂	CSTT của nước có hội nhập tài chính cao sẽ phản ứng với tác động tràn từ CSTT Trung Quốc mạnh hơn.
H ₃	CSTT của nước có độ mở thương mại cao sẽ phản ứng với tác động tràn của CSTT Trung Quốc mạnh hơn.
H ₄	CSTT của nước xuất khẩu ròng nguyên nhiên liệu thô sẽ phản ứng với tác động tràn từ CSTT Trung Quốc mạnh hơn.

3.2. Các giả định tiên nghiệm

BVAR được dùng chủ yếu để giải quyết vấn đề mất bậc tự do khi ước lượng mô hình VAR với các phương pháp cổ điển bằng cách đặt ra hàm phân phối xác suất tiên nghiệm (Prior Probability Density Function) cho các tham số mà không dựa trên thông tin mẫu. Sau đó, hàm mật độ xác suất hậu nghiệm (Posterior Probability Density Function) của các tham số được tính toán theo công thức Bayes:

$$g(\theta|E) \propto f(E|\theta) \cdot g(\theta) \quad (4)$$

Trong đó,

$g(\theta)$: Hàm mật độ xác suất tiên nghiệm cho tham số θ ;

$f(E|\theta)$: Hàm hợp lý (Likelihood Function); và

$g(\theta|E)$: Hàm mật độ xác suất hậu nghiệm.

Mô hình BVAR tổng quát (1) được viết rút gọn:

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

Trong đó,

$Y = [Y_1, Y_2, \dots, Y_T]'$; $X = [X_1, X_2, \dots, X_T]'$, với $X_t = [Y'_{t-1}, \dots, Y'_{t-p}, 1]'$;

$\varepsilon = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T]'$ và $A = [A_1, A_2, \dots, A_p, \mu]'$ là ma trận tất cả các hệ số hồi quy của các biến trễ và hằng số.

Trong nghiên cứu kinh tế, tài chính sử dụng BVAR, một họ tiên nghiệm thường được sử dụng cho (A, Σ) là phân phối Wishart nghịch đảo chuẩn (Normal Inverse Wishart Distribution):

$$\text{vec}(A)|\Sigma \sim N(A_0, \Sigma \otimes \Omega_0); \Sigma \sim iW(S_0, \alpha_0) \quad (6)$$

Trong đó, $(A_0, \Omega_0, S_0, \alpha_0)$ được gọi là các siêu tham số (Hyperparameter).

• Tiên nghiệm cho ma trận A

Litterman (1980, 1986) đề xuất một cách chọn các siêu tham số của phân phối tiên nghiệm Wishart nghịch đảo chuẩn cho ma trận A , với giả định các biến nội sinh của mô hình VAR tuân theo bước ngẫu nhiên:

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

Cùng hai giả định trực quan: Giả định 1: Những độ trễ gần sẽ cung cấp nhiều thông tin hơn những độ trễ xa; giả định 2: Độ trễ của mỗi biến sẽ có ảnh hưởng mạnh hơn đến chính nó so với sự ảnh hưởng của độ trễ từ các biến khác.

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

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

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

Ở phương trình (8), Litterman (1986) đề xuất $\delta_i = 1$. Tuy nhiên, các chuỗi dữ liệu được sử dụng trong nghiên cứu có tính dừng nên $\delta_i < 1$. Mặt khác, qua kiểm định trên mẫu nghiên cứu, tác giả nhận thấy các biến nội sinh không tuân theo bước ngẫu nhiên, nghiên cứu chọn $\delta_i = 0,9$ tương tự như Utlaut và Roye (2010).

Ở phương trình (9), γ được gọi là độ chặt tổng thể (Overall Tightness) của tiên nghiệm. Nếu γ quá bé, quá trình VAR phụ thuộc hoàn toàn vào thông tin tiên nghiệm. Ngược lại, nếu γ lớn thì thông tin tiên nghiệm yếu và kết quả ước lượng mô hình gần giống với phương pháp OLS cổ điển. Banbura và cộng sự (2010) đề nghị giá trị của γ nên được chọn xét trong tương quan với số biến của hệ thống BVAR. Vì số biến trong mô hình của nghiên cứu rất lớn, tác giả chọn $\gamma = 0,1$ tương tự như Utlaut và Roye (2010).

$f(l)$ thường được chọn là hàm phân rã điều hòa (Harmonic Lag Decay), $f(l) = l^d$ thể hiện mức độ phân tán thông tin của biến trễ quanh giá trị tiên nghiệm trung bình bằng 0 (với độ trễ lớn hơn 1). Theo giả định trực quan (giả định 1) của Litterman (1980, 1986), khi độ trễ càng tăng, khả năng giải thích của biến trễ cho biến phụ thuộc càng ít. Do đó $f(l)$ được chọn sao cho phương sai của hệ số hồi quy tại những độ trễ lớn càng giảm. Nghiên cứu chọn $d = 0,1$ theo Utlaut và Roye (2010).

$w_{ij} \in [0,1]$ thể hiện cụ thể giả định 2. Vì $w_{ij} \leq 1$ nên phương sai của các hệ số hồi quy của các biến trễ khác sẽ không vượt quá phương sai của các hệ số của biến trễ của chính biến phụ thuộc. Do đó, hệ số hồi quy của các biến trễ khác càng gần 0. Tỷ lệ $w_{ij} \cdot \frac{s_i}{s_j}$ thể hiện tỷ trọng 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), Utlaut và Roye (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 và $w_{ij} = 0,5$.

• *Tiên nghiệm cho ma trận B và ma trận Σ*

Ma trận B được chọn là không có thông tin tiên nghiệm (Non – Informative Prior). Đối với ma trận hiệp phương sai của các sai số ngẫu nhiên Σ , giả định có phân phối tiên nghiệm Wishart nghịch đảo chuẩn:

$$\Sigma \sim iW(S_0, \alpha_0)$$

Với $E(\Sigma) = \frac{1}{\alpha_0 - n - 1} S_0$ là ma trận kỳ vọng tiên nghiệm của Σ .

Giả định các sai số ngẫu nhiên của quá trình VAR là độc lập, theo Caraiani (2010), Carriero và cộng sự (2009), 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 .

3.3. *Dữ liệu nghiên cứu*

Các biến số sử dụng cho ước lượng được định nghĩa và có nguồn như trên Bảng 2. Đối với Trung Quốc và Việt Nam, các biến số được thu thập trực tiếp ở từng nước. Đối với các nước 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. Chẳng hạn, tăng trưởng sản lượng châu Á được tính là trung bình của tăng trưởng sản lượng các nước châu Á trong nghiên cứu theo trọng số thương mại. Trọng số thương mại là tổng xuất nhập khẩu của từng nước với tất cả các đối tác 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 các nền kinh tế khác. Như vậy, ảnh hưởng của

CSTT 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 cao với những nước là đối tác lớn của Trung Quốc. Nguyên tắc tính này cũng được áp dụng cho từng nhóm biến châu Á theo đặc điểm kinh tế. Biến số của từng nhóm được tính là trung bình có trọng số của các nước trong nhóm.

Bảng 2.

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 CSTT	Lãi suất tính theo năm	NHTƯ ¹ các nước

Các nước châu Á trong nghiên cứu gồm Hong Kong (HK), Ấn Độ (IN), Indonesia (ID), Nhật Bản (JP), 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.

Dữ liệu cho nghiên cứu có tần suất quý trong giai đoạn Quý I/2002–Quý III/2018 được thu thập từ ba loại nguồn: (1) Tăng trưởng sản lượng thực được thu thập từ ARIC¹ (2019); (2) lạm phát, cung tiền được thu thập từ IFS² (2019); (3) lãi suất chính sách của các NHTƯ được lấy từ cơ sở dữ liệu trực tuyến công bố trên website các NHTƯ của các quốc gia nghiên cứu. Lãi suất chính sách của các nước sử dụng trong nghiên cứu được liệt kê chi tiết trong Bảng 3.

Bảng 3.

Lãi suất chính sách NHTƯ các nước sử dụng trong nghiên cứu

Tên NHTƯ	Lãi suất chính sách	Nguồn
PBC	Lãi suất cho vay	IFS (2019)
Hong Kong Monetary Authority (HKMA)	Lãi suất cơ bản	HKMA (2019)
Reserve Bank of India (RBI)	Lãi suất repo	RBI (2019)
Bank Sentral Republik Indonesia (BSRI)	Lãi suất repo 7 ngày	BSRI (2019)
Bank of Japan (BOJ)	Lãi suất chiết khấu	BOJ (2019)
Bank of Korea (BOK)	Lãi suất cơ bản	IFS (2019)

¹ Trung tâm Hội nhập Khu vực châu Á (Asia Regional Integration Center – ARIC).

² Thống kê Tài chính Quốc tế (International Financial Statistics – IFS).

Tên NHTU	Lãi suất chính sách	Nguồn
Bank of Negara Malaysia (BNM)	Lãi suất chính sách qua đêm	BNM (2019)
Monetary Authority of Singapore (MAS)	Lãi suất chính sách	MAS (2019)
Banko Sentral Ng Pilipinas (BSP)	Lãi suất mua lại đảo qua đêm	BSP (2019)
Central Bank of the republic of China (Taiwan) (CBC)	Lãi suất chiết khấu	CBC (2019)
Bank of Thailand (BOT)	Lãi suất chính sách	BOT (2019)
Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (NHNN)	Lãi suất tái chiết khấu	NHNN (2019)

3.4. Kỹ thuật ước lượng và kiểm định tính vững

Tính dừng của các chuỗi biến số được kiểm định bằng phương pháp Augmented Dickey Fuller (ADF) và Phillip Perron (PP). Kết quả kiểm định từ hai phương pháp cho phép nghiên cứu đưa ra các nhận định chính xác hơn về tính dừng của biến số.

Bậc trễ tối ưu của mô hình BVAR được lựa chọn dựa vào chuẩn thông tin (Information Criteria). Mặc dù BVAR không phụ thuộc vào bậc tự do, nghiên cứu giới hạn bậc trễ tối đa cho lựa chọn là 4 do các bậc trễ lớn hơn thường không có ý nghĩa thống kê và dễ làm mô hình VAR mất tính ổn định. Các chuẩn thông tin đã lựa chọn bậc trễ 2.

Nghiên cứu sử dụng kiểm định nhân quả Granger độc lập với các mô hình BVAR được xây dựng về quan hệ giữa lãi suất PBC và lãi suất các nước trong các mô hình BVAR, bao gồm lãi suất: Châu Á, Việt Nam, nhóm nước cố định và thả nổi tỷ giá, nhóm nước hội nhập tài chính cao và thấp, nhóm nước có độ mở thương mại cao và thấp, nhóm nước phụ thuộc vào hàng nguyên nhiên liệu thô cao và thấp. Kết quả kiểm định nhân quả Granger về quan hệ giữa lãi suất PBC và lãi suất Việt Nam và các nhóm nước trên tương đồng với phân tích phản ứng xung sẽ phản ánh cho tính vững của kết quả ước lượng.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Đặc điểm thống kê dữ liệu

Bảng 4 cho biết trọng số các nhóm nước theo đặc điểm kinh tế. Theo chế độ tỷ giá, thả nổi tỷ giá gồm các nước IN, ID, JP, KR, PH, TH, trong đó, JP và KR có trọng số lớn nhất, lần lượt là 42% và 25%; cố định tỷ giá gồm HK, MA, SG và TW với trọng số các nước tương đương nhau, trừ MA thấp hơn đáng kể. Theo độ mở nền kinh tế, độ mở cao gồm các nước HK, MA, SG, TW và TH, trong đó, HK có trọng số lớn vượt trội 30%, SG và TW ở mức tương đương lần lượt là 24% và 20%; độ mở thấp gồm các nước còn lại, trong đó, JP và KR có trọng số lớn vượt trội so với các nước còn lại. Theo mức độ hội nhập tài chính, hội nhập cao gồm HK, JP và SG với JP chiếm 48% trọng số; trong các nước hội nhập thấp, KR có trọng số cao nhất là 30%, IN và TW đều có trọng số 18%, TH và MA ở

mức tương đương là 12% và 11%. Về tình trạng phụ thuộc hàng nguyên nhiên liệu thô, nhóm xuất khẩu ròng gồm IN, MA có tỷ trọng xấp xỉ nhau; nhóm nhập khẩu ròng là những nước còn lại.

Bảng 4.

Trọng số các nhóm nước theo đặc điểm

Đặc điểm		Trọng số		Trọng số	
Châu Á	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	
Chế độ tỷ giá	Thả nổi	Cố định			
	IN	0,14	HK	0,35	
	ID	0,07	MA	0,15	
	JP	0,42	SG	0,28	
	KR	0,25	TW	0,22	
	PH	0,03			
	TH	0,09			
Hội nhập tài chính	Cao	Chỉ số Chinn-Ito	Thấp	Chỉ số Chinn-Ito	
	HK	1	0,29	IN	0,17
	JP	1	0,48	ID	0,61
	SG	1	0,23	KR	0,53
				MA	0,37
				PH	0,38
				TW	0,30
				TH	0,29
Độ mở thương mại	Cao	Xuất nhập khẩu/GDP	Thấp	Xuất nhập khẩu/GDP	
	HK	2,98	0,30	IN	0,31
	MA	1,42	0,13	ID	0,41
	SG	2,93	0,24	JP	0,23
	TW	1,03	0,20	KR	0,7
	TH	1,04	0,13	PH	0,52
Tình trạng phụ thuộc nguyên nhiên liệu thô	Xuất khẩu ròng		Nhập khẩu ròng		
	ID	0,42	HK		0,16

MA	0,58	JP	0,26
		IN	0,10
		KR	0,17
		PH	0,02
		SG	0,13
		TW	0,10
		TH	0,06

Bảng 5 tóm tắt kết quả kiểm định nghiệm đơn vị của các chuỗi biến thời gian bằng phương pháp kiểm định ADF và PP. Chuỗi y , p , $m2$, i của Trung Quốc, châu Á, Việt Nam và các nhóm nước theo đặc điểm đều dừng theo hai phương pháp kiểm định ở các mức ý nghĩa khác nhau, trừ một số trường hợp sau: p^{vn} , i^{vn} , i^{lc} , i^{ci} không dừng theo PP nhưng dừng theo ADF; y^{vn} , p^{hc} , và i^{cx} không dừng theo ADF nhưng dừng theo PP ở mức ý nghĩa. Như vậy, các chuỗi biến thời gian cho ước lượng đều dừng ít nhất theo một phương pháp kiểm định, phù hợp cho ước lượng bằng BVAR.

Bảng 5.

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị bằng ADF và PP

Nước/ nhóm nước	Kiểm định	y	p	$m2$	i
Trung Quốc (cn)	ADF	$t_{-2,55}^*$	-2,37	-5,69***	-3,06**
	PP	$t_{-2,52}^*$	-3,04**	-5,83***	-3,14**
Việt Nam (vn)	ADF	-1,95	-2,71*		-3,07**
	PP	-2,50*	-2,06		-2,39
Châu Á (a)	ADF	-5,66***	-4,16***		$n_{-1,70}^*$
	PP	-3,60***	-2,57*		$n_{-1,58}^*$
Nhóm cố định tỷ giá (p)	ADF	-2,65*	-3,56***		$n_{-2,12}^{**}$
	PP	-3,53***	-2,61*		$n_{-1,86}^*$
Nhóm thả nổi tỷ giá (f)	ADF	-4,99***	-4,19***		$t_{-2,83}^*$
	PP	-3,78***	-3,42**		$n_{-1,34}$
Nhóm độ mở thương mại cao: ht	ADF	-2,79*	-3,96***		$n_{-1,75}^*$
	PP	-3,57***	-2,61*		$n_{-1,58}^*$
Nhóm độ mở thương mại thấp (lt)	ADF	-5,35***	-3,88***		$n_{-3,08}^{**}$
	PP	-3,58***	-3,38**		$n_{-1,69}^*$
Nhóm hội nhập tài chính cao (hc)	ADF	-2,85*	-1,07		$n_{-2,15}^{**}$
	PP	-3,57***	$n_{-2,03}^*$		$n_{-2,00}^{**}$

Nhóm hội nhập tài chính thấp (^{lc})	ADF	-6,27***	-3,59***	^t -2,45*
	PP	-3,82***	-2,92**	^t -1,40
Nhóm xuất khẩu ròng hàng nguyên nhiên liệu thô (^{cx})	ADF	-2,69*	-3,91***	-1,35
	PP	3,48**	-3,01**	ⁿ -1,87*
Nhóm nhập ròng hàng nguyên nhiên liệu thô (^{ci})	ADF	-5,06***	-3,44**	^t -3,50**
	PP	-3,27**	-2,93**	-0,81

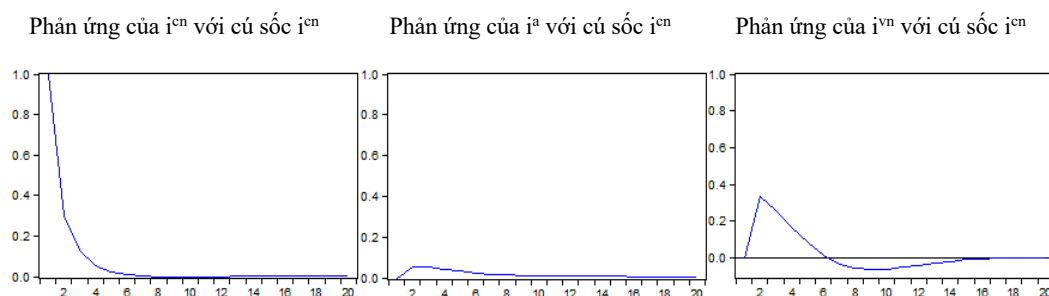
Ghi chú: n: Phương trình không có hằng số và xu hướng;

t: Phương trình có hằng số và xu hướng;

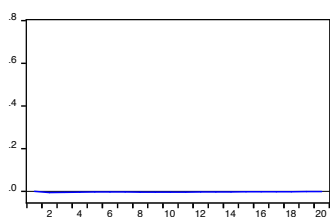
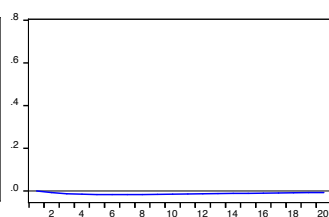
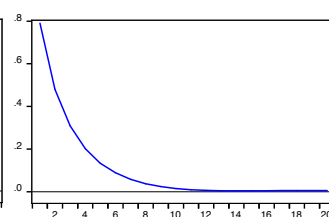
*, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

4.2. Phản ứng của châu Á và Việt Nam với cú sốc lãi suất Trung Quốc

Hình 1 cho thấy phản ứng của lãi suất châu Á và Việt Nam với cú sốc lãi suất PBC. Khi PBC tăng 1% lãi suất, lãi suất các nước châu Á gần như không phản ứng nhưng lãi suất tại Việt Nam tăng lên 0,34% ở quý thứ hai và phản ứng trong vòng năm quý. Điều này cho thấy CSTT châu Á không có phản ứng với cú sốc CSTT Trung Quốc trong khi CSTT Việt Nam có phản ứng.

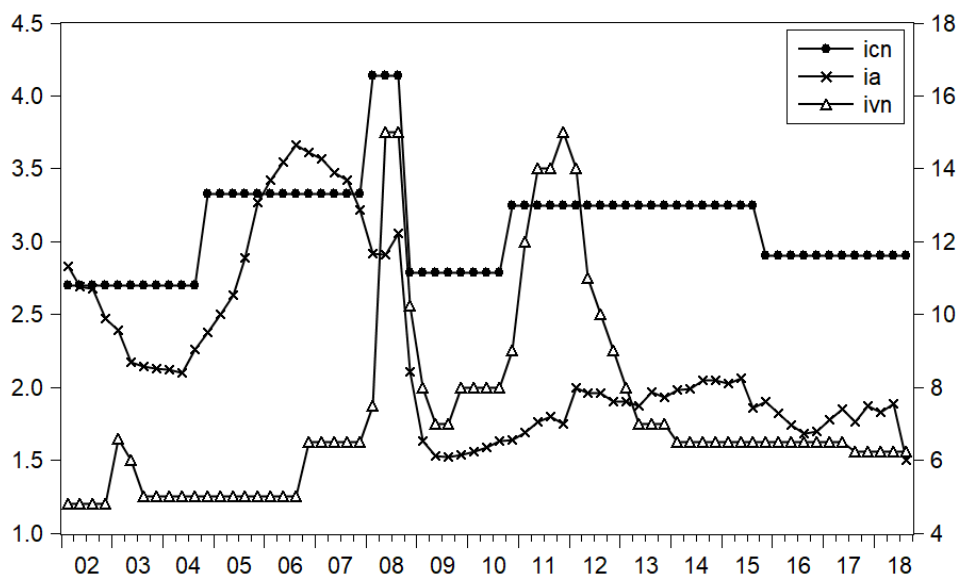


Hình 1. Phản ứng của lãi suất châu Á và Việt Nam với cú sốc lãi suất Trung Quốc

Phản ứng của i^{cn} với cú sốc i^{vn} Phản ứng của i^a với cú sốc i^{vn} Phản ứng của i^{vn} với cú sốc i^{vn} **Hình 2.** Phản ứng của lãi suất chính sách châu Á và Trung Quốc với cú sốc lãi suất Việt Nam

Như một sự kiểm tra khả năng tác động tràn của nền kinh tế Việt Nam với các nước, nghiên cứu xem xét ảnh hưởng của CSTT Việt Nam đối với CSTT Trung Quốc và châu Á. Kết quả trong Hình 2 cho thấy lãi suất Trung Quốc và châu Á đều không có phản ứng với sự tăng lên của lãi suất Việt Nam. Đây là kết quả hợp lý do Việt Nam có quy mô nền kinh tế nhỏ, khối lượng giao dịch với các nước không lớn, những biến động từ nền kinh tế Việt Nam không ảnh hưởng đến nền kinh tế các nước.

Hình 3 cho thấy khác biệt của diễn biến lãi suất châu Á so với Trung Quốc và Việt Nam. Sau khủng hoảng năm 1997, Trung Quốc và châu Á đã giảm lãi suất chính sách nhằm giữ trạng thái tiền tệ mở rộng chủ đạo cho đến cuối năm 2004. Từ năm 2005, lãi suất Trung Quốc nhích nhẹ, lãi suất châu Á có xu hướng tăng, phản ánh kiểm soát tiền tệ đã chặt hơn so với trước đó. Tương tự Trung Quốc, Việt Nam cũng duy trì trạng thái mở rộng tiền tệ liên tục cho đến cuối năm 2007 mặc dù lãi suất chính sách có tăng mạnh rồi giảm nhanh trong năm 2003. Khi khủng hoảng năm 2008 xảy ra, các nước châu Á đã nhanh chóng giảm lãi suất, sau đó duy trì ở mức thấp cho đến nay nhằm hỗ trợ tăng trưởng kinh tế sau khủng hoảng. Trong khi đó, Trung Quốc và Việt Nam lại tăng lãi suất vào đầu năm 2008 mà nguyên nhân là do áp lực lạm phát, rồi mới giảm lãi suất vào cuối năm. Lãi suất Trung Quốc và Việt Nam cũng cùng diễn biến tăng mạnh một lần nữa từ đầu năm 2011 do sức ép lạm phát; sau đó giảm và duy trì mức thấp từ năm 2014.



Ghi chú: i^{cn} , i^a : trục trái; i^{vn} : trục phải.

Nguồn: PBC (2019), NHNN (2019) và tính toán của nhóm tác giả.

Hình 3. Diễn biến lãi suất chính sách Trung Quốc, châu Á và Việt Nam

Như vậy, không có tác động tràn từ CSTT Trung Quốc đến CSTT các nước châu Á. Riêng đối với Việt Nam, khi PBC mở rộng hay thắt chặt tiền tệ, lãi suất chính sách Việt Nam cũng có những thay đổi theo hướng tương đồng, phản ánh cho tác động tràn từ CSTT Trung Quốc đến CSTT Việt Nam. Trong bối cảnh Trung Quốc và Việt Nam đều hội nhập tài chính thấp và duy trì rất nhiều rào cản lưu chuyển vốn, đặc biệt là những dòng vốn ngắn hạn có tính linh hoạt cao, phản ứng thuận chiều của CSTT Việt Nam với CSTT Trung Quốc cho thấy sự nương theo tổng cầu Trung Quốc. Nguyên nhân là do vai trò đáng kể của Trung Quốc đối với thương mại Việt Nam (Bảng 6). Tuy nhiên, điểm thú vị là Việt Nam và châu Á đều có giao dịch kinh tế lớn với Trung Quốc (Bảng 7), nhưng tại sao CSTT châu Á không phản ứng với CSTT Trung Quốc trong khi CSTT Việt Nam lại phản ứng? Những phân tích tiếp theo sẽ làm sáng tỏ điều này.

Bảng 6.

Cơ cấu xuất nhập khẩu của Việt Nam (Tỷ lệ %)

	2002	2005	2008	2013	2017
<i>Xuất khẩu (triệu USD)</i>					
Thế giới	16.706	32.447	62.685	132.031	214.010
Trong đó					
Asia10 ³ + Trung Quốc	46,79	45,38	42,10	43,23	46,12
Trung Quốc	9,09	9,95	7,74	9,98	16,57

³ Asia10 bao gồm các nước châu Á trong nghiên cứu (không bao gồm Việt Nam và Trung Quốc).

	2002	2005	2008	2013	2017
<i>Nhập khẩu (triệu USD)</i>					
Thế giới	19.746	36.761	80.714	132.031	211.101
Trong đó					
Asia10 + Trung Quốc	77,15	78,14	78,74	76,41	78,76
Trung Quốc	10,93	16,05	19,79	25,52	27,58

Nguồn: Tổng cục Thống kê Việt Nam (2019).

Bảng 7.

Tỷ trọng xuất nhập khẩu của Trung Quốc với châu Á và Việt Nam (%)

	2002	2005	2008	2013	2017
<i>Xuất khẩu</i>					
Thế giới (triệu USD)	325.600	761.950	1.430.690	2.209.000	2.263.370
Tỷ trọng châu Á (so với thế giới)	52,32	48,09	46,42	51,34	48,44
Tỷ trọng Asia10 + Việt Nam (so với châu Á)	81,68	88,10	82,68	83,30	81,63
Tỷ trọng Việt Nam (so với Asia10 + Việt Nam)	1,54	1,75	2,75	5,14	8,00
<i>Nhập khẩu</i>					
Thế giới (Triệu USD)	295.170	659.950	1.132.560	1.914.990	1.847.390
Tỷ trọng châu Á (so với thế giới)	64,47	66,90	62,04	56,92	55,76
Tỷ trọng Asia10 + Việt Nam (so với châu Á)	71,25	78,91	73,35	66,99	72,94
Tỷ trọng Việt Nam (so với Asia10 + Việt Nam)	0,82	0,73	0,84	2,31	6,70

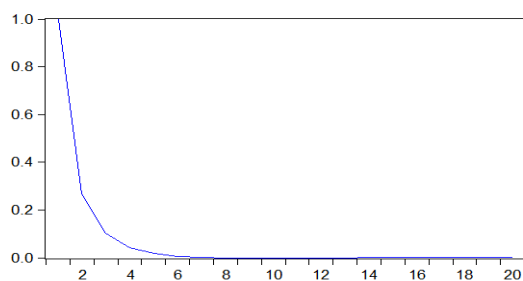
Nguồn: Cục Thống kê Quốc gia Trung Quốc (National Bureau of Statistics of China, 2019).

4.3. Phản ứng lãi suất các nhóm nước và Việt Nam với cú sốc lãi suất Trung Quốc

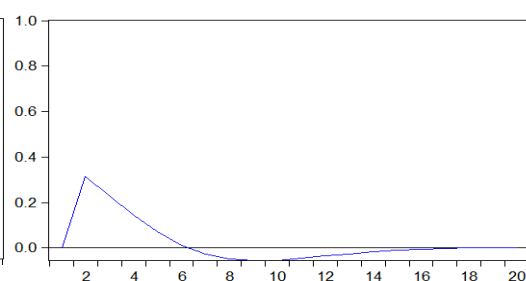
Hình 4 so sánh phản ứng của lãi suất các cặp nhóm nước châu Á theo đặc điểm chế độ tỷ giá, hội nhập tài chính, độ mở nền kinh tế và mức độ phụ thuộc vào hàng nguyên nhiên liệu thô. Phản ứng của lãi suất Việt Nam với 1% tăng lãi suất PBC trong từng mô hình ước lượng đều có kết quả nhất quán với các phân tích trên phần nào cho thấy tính vững của BVAR được xây dựng.

Lãi suất nhóm nước thả nổi và cố định tỷ giá, nhóm nước hội nhập tài chính cao và hội nhập tài chính thấp đều không phản ứng với cú sốc lãi suất PBC. Do Trung Quốc vẫn đang duy trì rất nhiều rào cản đối với các dòng lưu chuyển vốn, hay nói cách khác là mức độ hội nhập tài chính thấp (Mwase và cộng sự, 2016) nên việc điều chỉnh danh mục đầu tư khi lãi suất Trung Quốc thay đổi là khá hạn chế. Do vậy, sự lựa chọn chế độ tỷ giá hay mức độ hội nhập tài chính có thể chưa phù hợp để giải thích cho trường hợp của ảnh hưởng tràn từ CSTT Trung Quốc.

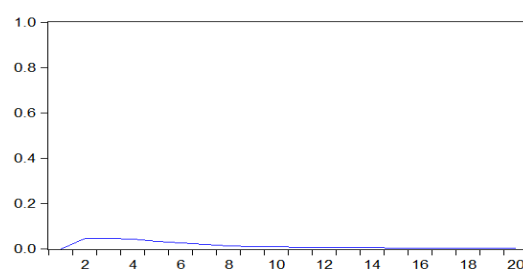
Phản ứng của i^{cn} với cú sốc i^{cn}



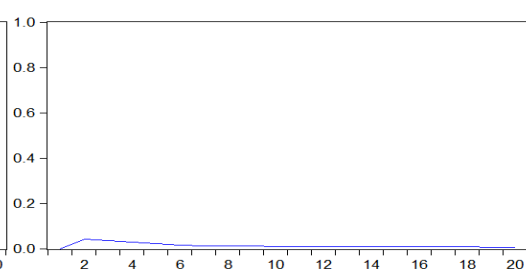
Phản ứng của i^{vn} với cú sốc i^{cn}



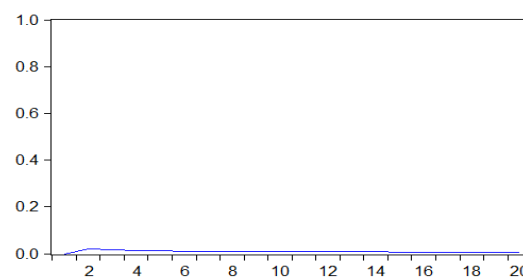
Phản ứng của i^f với cú sốc i^{cn}



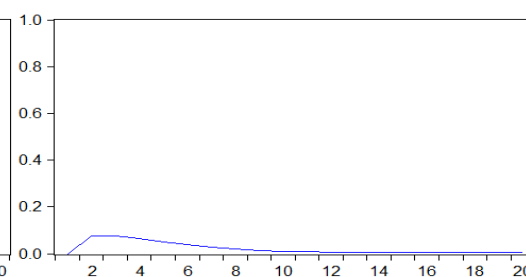
Phản ứng của i^p với cú sốc i^{cn}



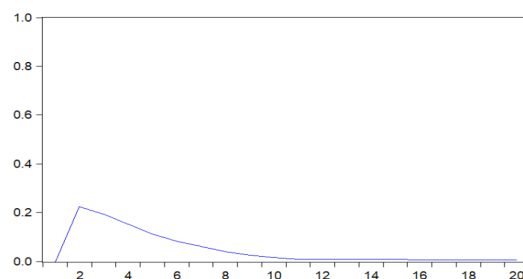
Phản ứng của i^{hc} với cú sốc i^{cn}



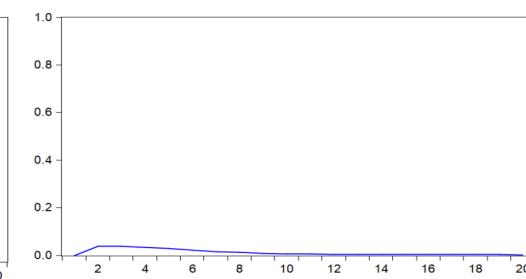
Phản ứng của i^{lc} với cú sốc i^{cn}



Phản ứng của i^{ht} với cú sốc i^{cn}



Phản ứng của i^{lt} với cú sốc i^{cn}

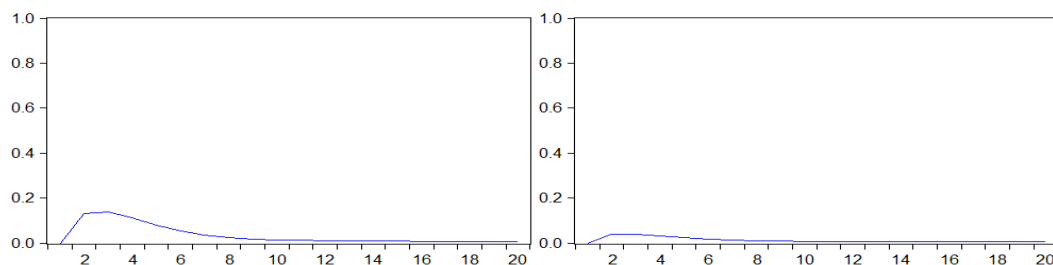


Phản ứng của i^{hd} với cú sốc i^{cn}



Phản ứng của i^{ld} với cú sốc i^{cn}





Hình 4. Phản ứng lãi suất các nhóm nước theo đặc điểm kinh tế với cú sốc lãi suất Trung Quốc

Lãi suất nhóm nước có độ mở nền kinh tế cao và nhóm nước xuất khẩu hàng nguyên nhiên liệu thô phản ứng với cú sốc lãi suất PBC tương tự phản ứng của lãi suất Việt Nam. Nhóm nước có độ mở nền kinh tế thấp và nhóm nước nhập khẩu hàng nguyên nhiên liệu thô không phản ứng với cú sốc lãi suất PBC. Kết quả này góp phần ủng hộ thêm cho nghiên cứu của Mwase và cộng sự (2016), IMF (2016) về ảnh hưởng tràn của Trung Quốc đến các nền kinh tế qua kênh tổng cầu trực tiếp qua giao dịch thương mại và gián tiếp qua giá hàng hoá nguyên nhiên liệu thô. Nền kinh tế càng có độ mở lớn, càng chịu những ảnh hưởng lớn từ những thay đổi bên ngoài. Sự mở rộng tiền tệ của PBC kích thích tổng cầu Trung Quốc, trong đó có cầu hàng nhập khẩu; các nước có độ mở thương mại lớn và xuất khẩu sang Trung Quốc cũng đồng thời hưởng lợi từ gia tăng tổng cầu nước này. Thêm vào đó, cầu từ Trung Quốc là một nhân tố ảnh hưởng lớn đến giá hàng nguyên nhiên liệu thô, do vậy đã gián tiếp mang lại lợi ích cho những nước xuất khẩu nhóm hàng này. Nền kinh tế có xuất khẩu càng phụ thuộc cao vào hàng nguyên nhiên liệu thô, theo đó là sự phụ thuộc của tăng trưởng vào hàng nguyên nhiên liệu thô, càng chịu ảnh hưởng nhiều vào sự thay đổi giá hàng này trên thị trường thế giới. Do vậy, CSTT trong nước phản ứng để ứng phó với những ảnh hưởng tràn của CSTT qua con đường trực tiếp và gián tiếp thương mại với Trung Quốc.

Những kết quả ở trên cũng đã lý giải cho sự phản ứng của CSTT Việt Nam với cú sốc CSTT Trung Quốc. Việt Nam cũng là nước có độ mở thương mại lớn – từ năm 2013, độ mở thương mại của Việt Nam đã vượt tất cả các nước trong nghiên cứu trừ Hong Kong và Singapore. Việt Nam là một trong số ít các nước châu Á xuất khẩu hàng nguyên nhiên liệu thô (Bảng 8). Những đặc điểm này làm Việt Nam chịu ảnh hưởng tràn mạnh từ Trung Quốc, buộc CSTT phải có những phản ứng tương đồng với chính sách điều hành tiền tệ từ Trung Quốc.

Bảng 8.

Tình trạng phụ thuộc hàng nguyên nhiên liệu thô của các nước (%)

Quốc gia	Xuất khẩu hàng nguyên nhiên liệu thô/ Tổng xuất khẩu		Xuất khẩu hàng nguyên nhiên liệu thô/GDP		Nhập khẩu hàng nguyên nhiên liệu thô/ Tổng nhập khẩu		Tình trạng
	2009–2010	2014–2015	2009–2010	2014–2015	2009–2010	2014–2015	
CN							
HK	8	8	2,4	2,1	30	31	Nhập ròng
TW							
IN	43	42	5,7	5,7	55	57	Nhập ròng
ID	62	68	12,7	10,7	34	35	Xuất ròng
JP	0,5	1	–	–	34	36	Nhập ròng
KR	11	12	4,8	4,8	43	43	Nhập ròng
MA	31	36	24,9	25,1	25	32	Xuất ròng
PH	12	19	3,6	3,9	33	31	Nhập ròng
SG	20	20	29,7	25,4	32	34	Nhập ròng
TH	29	26	16	14,4	33	33	Nhập ròng
VN	38	24	22	19,4	27	21	Xuất ròng

Nguồn: UNCTAD (2016).

4.4. Kết quả kiểm định tính vững

Tính vững của các kết quả phân tích ở trên được kiểm định lại bằng phân tích nhân quả Granger độc lập với mô hình nghiên cứu. Quan hệ nhân quả giữa lãi suất PBC với lãi suất Việt Nam và các nhóm nước châu Á theo đặc điểm kinh tế được thực hiện kiểm định lần lượt với độ trễ là 2 – giống như độ trễ của mô hình BVAR. Kết quả trong Bảng 9 cho thấy lãi suất PBC là nguyên nhân của lãi suất Việt Nam, lãi suất nhóm nước có độ mở thương mại cao và nhóm nước phụ thuộc cao vào hàng nguyên nhiên liệu thô ở mức ý nghĩa lần lượt là 1%, 10% và 5%. Kết quả này khẳng định lại cho những phân tích về phản ứng tiền tệ của các nước này đối với tác động tràn của CSTT Trung Quốc ở trên. Ngoài ra, giả thuyết lãi suất PBC không là nguyên nhân của lãi suất nhóm nước cố định tỷ giá cũng bị bác bỏ ở mức ý nghĩa 10%, tuy nhiên, có thể do ảnh hưởng của lãi suất PBC đến lãi suất nhóm nước cố định tỷ giá không đáng kể nên phân tích ở trên đã không thể hiện. Như vậy, kết quả kiểm định nhân quả Granger thống nhất với các phân tích bằng mô hình BVAR bên trên và khẳng định cho tính vững của kết quả nghiên cứu.

Bảng 9.**Kết quả kiểm định nhân quả Granger**

Giả thuyết	Thống kê F	Giả thuyết	Thống kê F
i^{cn} không phải nguyên nhân của i^a	1,84	i^a không phải nguyên nhân của i^{cn}	0,86
i^{cn} không phải nguyên nhân của i^{vn}	6,67***	i^{vn} không phải nguyên nhân của i^{cn}	1,48
i^{cn} không phải nguyên nhân của i^f	2,03	i^f không phải nguyên nhân của i^{cn}	0,22
i^{cn} không phải nguyên nhân của i^p	2,67*	i^p không phải nguyên nhân của i^{cn}	1,29
i^{cn} không phải nguyên nhân của i^{hc}	1,96	i^{hc} không phải nguyên nhân của i^{cn}	1,65
i^{cn} không phải nguyên nhân của i^{lc}	1,82***	i^{lc} không phải nguyên nhân của i^{cn}	0,46
i^{cn} không phải nguyên nhân của i^{ht}	2,71*	i^{ht} không phải nguyên nhân của i^{cn}	1,36
i^{cn} không phải nguyên nhân của i^{lt}	1,84	i^{lt} không phải nguyên nhân của i^{cn}	0,06
i^{cn} không phải nguyên nhân của i^{cx}	3,71**	i^{cx} không phải nguyên nhân của i^{cn}	0,34
i^{cn} không phải nguyên nhân của i^{ci}	2,17	i^{ld} không phải nguyên nhân của i^{ci}	1,52

Ghi chú: *, **, *** lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

5. Kết luận của nghiên cứu

Nghiên cứu phân tích phản ứng tiền tệ của châu Á và Việt Nam với tác động tràn từ CSTT Trung Quốc bằng cách sử dụng phương pháp BVAR trong giai đoạn Quý I/2002–Quý III/2018. Kết quả nghiên cứu cho thấy các nước châu Á không có phản ứng tiền tệ với ảnh hưởng tràn từ CSTT Trung Quốc nhưng Việt Nam có phản ứng tiền tệ tương đồng với chiều hướng ảnh hưởng tràn từ CSTT Trung Quốc. Trong bối cảnh Trung Quốc phát triển tài chính chưa cao và vẫn còn duy trì nhiều rào cản đối với lưu chuyển vốn, phản ứng tiền tệ của Việt Nam với tác động tràn từ CSTT Trung Quốc phản ánh ảnh hưởng lớn của Trung Quốc đối với Việt Nam và cho thấy sự nương theo tổng cầu Trung Quốc trong điều hành chính sách tiền tệ của Việt Nam.

Bằng cách chia châu Á thành các cặp nhóm nước theo đặc điểm kinh tế, gồm: Độ mở thương mại, hội nhập tài chính, chế độ tỷ giá và tình trạng phụ thuộc vào hàng nguyên nhiên liệu thô, nghiên cứu đã lý giải cho nền kinh tế có phản ứng tiền tệ với tác động tràn từ CSTT Trung Quốc. Đặc điểm chế độ tỷ giá và hội nhập tài chính chưa phải là nguyên nhân giải thích cho phản ứng tiền tệ khác nhau của châu Á và Việt Nam với tác động tràn từ CSTT Trung Quốc. Lãi suất nhóm nước có chế độ tỷ giá thả nổi và có kiểm soát, nhóm nước có hội nhập tài chính hoàn toàn và chưa hội nhập tài chính hoàn toàn đều không phản ứng với cú sốc lãi suất PBC. Mặc dù vậy, kiểm định quan hệ nhân quả giữa lãi suất nhóm nước kiểm soát tỷ giá và lãi suất PBC đã khẳng định quan hệ nhân quả một chiều với vai trò nguyên nhân của lãi suất PBC. Cùng với sự khác nhau trong phản ứng của tỷ giá và lãi suất của châu Á và Việt Nam, kết quả này phần nào cho thấy việc lựa chọn chính sách tỷ giá ổn định là ràng buộc với NHTU, và do vậy phải chịu ảnh hưởng tiền tệ nhất định từ bên ngoài.

Quan trọng hơn, nghiên cứu cho thấy sự khác biệt về độ mở thương mại và tình trạng phụ thuộc hàng nguyên nhiên liệu thô có thể giải thích cho áp lực phản ứng tiền tệ với tác động tràn từ CSTT Trung Quốc. Lãi suất nhóm nước có độ mở thương mại cao và nhóm nước xuất khẩu ròng hàng nguyên nhiên liệu thô có phản ứng với cú sốc lãi suất PBC, trong khi đó, nhóm độ mở thương mại thấp và nhập khẩu ròng hàng nguyên nhiên liệu thô không có phản ứng. Kết quả này cũng đồng thời lý giải cho phản ứng tiền tệ của Việt Nam với tác động tràn của CSTT Trung Quốc do Việt Nam là quốc gia có độ mở nền kinh tế rất lớn (chỉ sau Singapore và Hong Kong); Việt Nam phụ thuộc lớn vào hàng nguyên nhiên liệu thô ở cả chiều xuất và chiều nhập, với tình trạng xuất ròng nhóm hàng này; thêm vào đó, Việt Nam là quốc gia theo đuổi chính sách ổn định tỷ giá■

Tài liệu tham khảo

- ARIC. (2010). *Economic and financial indicators database*. Retrieved from <https://aric.adb.org/macroeconomicindicators>
- Banbura, M., Giannone, D., & Reichlin, L. (2010). Large bayesian vector autoregression. *Journal of Applied Econometrics*, 25(1), 71–92.
- BSP. (2019). *Statistics*. Retrieved from http://www.bsp.gov.ph/statistics/efs_fsa1.asp
- BOJ. (2019). *Statistics*. Retrieved from <https://www.boj.or.jp/en/index.htm/>
- BNM. (2019). *Rate and Statistics*. Retrieved from <http://www.bnm.gov.my>
- BOT. (2019). *Statistics*. Retrieved from <https://www.bot.or.th/English/MonetaryPolicy/Pages/default.aspx>
- Blanchard, O. J., Faruquee, H., & Das, M. (2010). The initial impact of the crisis on emerging market countries. *Brookings Papers on Economic Activity*, 41(1), 263–323.
- Bluwstein, K., & Canova, F. (2016). Beggar-thy-neighbor? The international effects of ECB unconventional monetary policy measures. *International Journal of Central Banking*, 12(3), 69–120.
- Broda, C. (2001). Coping with terms-of-trade Shocks: Pegs versus floats. *American Economic Review*, 91(2), 376–380.
- 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(2), 400–417.
- Cavallo, E., & Frankel, J. (2008). Does openness to trade make countries more vulnerable to sudden stops, or less? Using gravity to establish causality. *Journal of International Money and Finance*, 27(8), 1430–1452.
- CBC. (2019). *Statistics and Publications*. Retrieved from <https://www.cbc.gov.tw/mp2.html>
- Chinn, M. D., & Ito, H. (2008). A new measure of financial openness. *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, 10(3), 309–322.
- Das, D. K. (2014). *China and the Asian Economies: Interactive Dynamics, Synergy and Symbiotic Growth*. Routledge. doi: 10.4324/9781315857657

- Doan, T., Litterman, R., & Sims, C. (1984). Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions. *Econometric Reviews*, 3(1), 1–100.
- Edwards, S., & Levy, Y. E. (2005). Flexible exchange rates as shock absorbers. *European Economic Review*, 49(8), 2079–2105.
- Egan, P. G., & Leddin, A. J. (2016). Examining monetary policy transmission in the People's Republic of China - Structural change models with a monetary policy index. *Asian Development Review*, 33(1), 74–110.
- Gang, Y. (2018). *Yi Gang: China's monetary policy framework - supporting the real economy and striking a balance between internal and external equilibrium*. Retrieved from <https://www.bis.org/review/r190130b.htm>
- Georgiadis, G. (2016). Determinants of global spillovers from US monetary policy. *Journal of International Money and Finance*, 67(C), 41–61.
- Gray, C. (2013). Responding to a monetary superpower: Investigating the behavioral spillovers of US monetary policy. *Atlantic Economic Journal*, 41(2), 173–184.
- Hofmann, B., & Takats, E. (2015). International monetary spillovers. *BIS Quarterly Review*. Retrieved from https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1509i.pdf
- HKMA. (2019). *Database*. Retrieved from <https://www.hkma.gov.hk/eng/index.shtml>
- Iacoviello, M., & Navarro, G. (2018). Foreign effects of higher U.S. interest rates. *Journal of International Money and Finance*, 95, 232–250. doi: 10.1016/j.jimonfin.2018.06.012
- IMF. (2016). *Regional economic outlook. Asia and Pacific: Building on Asia's strengths during turbulent times*. Retrieved from <https://www.imf.org/en/Publications/REO/APAC/Issues/2017/03/06/Building-on-Asia-s-Strengths-during-Turbulent-Times>
- IMF. (2019). *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions 2018*. Washington, DC: IMF.
- IFS. (2019). *Database*. Retrieved 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* No. 714.
- Kearns, J., Schrimpf, A., & Xia, F. D. (2018). Explaining monetary spillovers: The matrix reloaded. *BIS Working Papers* No. 757.
- Litterman, R. (1980). Techniques of forecasting using vector autoregressions. *Working Papers No. 115*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Litterman, R. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions: Five years of experience. *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(1), 25–38.
- Ma, Y. (2014). Monetary policy based on nonlinear quantity rule: Evidence from China. *International Review of Economics and Finance*, 34(3), 89–104.
- Miniane, J., & Rogers, J. (2007). Capital controls and the international transmission of U.S. money shocks. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(5), 1003–1035.
- MAS. (2019). *Statistics*. Retrieved from <http://www.mas.gov.sg/>

- Mwase, N., N'Diaye, P., Oura, H., Richka, F., Svirydzenka, K., & Zhang, Y. (2016). Spillovers from China: Financial channels. *IMF, Spillover Notes*. Retrieved from <https://www.elibrary.imf.org/abstract/IMF062/23733-9781475539486/23733-9781475539486/23733-9781475539486.xml?rskey=fjxE8B&result=6&redirect=true>
- National Bureau of Statistics of China. (2019). *Statistical database*. Retrieved from <http://www.stats.gov.cn/english/>
- NHNN. (2019). *Cơ sở dữ liệu*. Truy cập từ <http://www.sbv.gov.vn>
- Obstfeld, M. (2015). Trilemmas and trade-offs: Living with financial globalisation. *BIS Working Papers* No. 480.
- PBC. (2019). *Data*. Retrieved from <http://www.pbc.gov.cn/english/>
- Potjagailo, G. (2017). Spillover effects from euro area monetary policy across Europe: A factor-augmented VAR approach. *Journal of International Money and Finance*, 72, 127–147.
- RBI. (2019). *Statistics*. Retrieved from <https://www.rbi.org.in/home.aspx>
- Rohit, A. K., & Dash, P. (2018). Dynamics of monetary policy spillover: The role of exchange rate regimes. *Economic Modelling*, 77, 276–288. doi: 10.1016/j.econmod.2018.09.007
- Shirakawa, J. B. R. (2017). Heterogeneity of monetary policy spillovers to monetary responsiveness in emerging market economies. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 8(5), 210–216.
- Takats, E. E., & Vela, A. (2014). International monetary policy transmission. *BIS Papers*, 78, 25–44.
- Tổng cục Thống kê Việt Nam. (2019). *Số liệu thống kê*. Truy cập từ <https://www.gso.gov.vn>
- Trinh, T. T. P., & Phuc, T. N. (2019). Monetary policy responses of Asian countries to spillovers from US monetary policy. *Asian-Pacific Economic Literature*, 33(1), 78–97. doi: 10.1111/apel.12254
- UNCTAD. (2016). *State of commodity dependence 2016*. Retrieved from <https://unctad.org/en/PublicationsLibrary/suc2017d2.pdf>
- Utlaut, J., & Roye, B. V. (2010). The effects of external shocks to business cycles in emerging asia: A Bayesian VAR approach. *Kiel Working Papers* No. 1668.
- World Bank. (2019). *Database*. Retrieved from <http://data.worldbank.org>