



Tác động của các cú sốc vĩ mô lên cán cân thương mại khu vực ASEAN-6: Phương pháp GVAR

HUỖNH THÁI HUY^{a,*}, NGUYỄN KHẮC QUỐC BẢO^a

^a Trường Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<i>Ngày nhận: 15/08/2018</i> <i>Ngày nhận lại: 08/01/2019</i> <i>Duyệt đăng: 09/01/2019</i> Mã phân loại JEL: F49; F39; F19 Từ khóa: Cán cân thương mại; Thương mại quốc tế; GVAR; ASEAN-6. Keywords: Trade balance; International trade; GVAR; ASEAN-6.	Nghiên cứu sử dụng mô hình vectơ tự hồi quy toàn cầu (GVAR) cho 35 quốc gia nhằm phân tích các cú sốc vĩ mô xuất phát từ các đối tác thương mại chính (gồm: Trung Quốc, Mỹ và Nhật Bản) tác động thế nào đến cán cân thương mại khu vực ASEAN-6. Kết quả thực nghiệm xác nhận vai trò của cú sốc GDP thực của Mỹ là yếu tố quyết định quan trọng đến cán cân thương mại khu vực. Ngoài ra, tác giả còn phát hiện rằng trong dài hạn, sự giảm giá đồng Nhân dân tệ dẫn đến sự thặng dư đáng kể cán cân thương mại của Trung Quốc và Việt Nam trong khi cán cân Mỹ có xu hướng xấu đi. Abstract This paper utilizes a global vector autoregressive (GVAR) model for 35 countries to analyze how macroeconomic shocks from ASEAN-6's major trading partners (such as China, US, and Japan) affect the trade balance in ASEAN-6 area. The paper's empirical results confirm the role of the US real GDP shock as an important determinant of ASEAN-6 area trade balance. The authors also find that, in the long-run, the depreciation of the CNY will lead to a significant trade surplus in China and Vietnam, while the US trade balance tends to deteriorate.

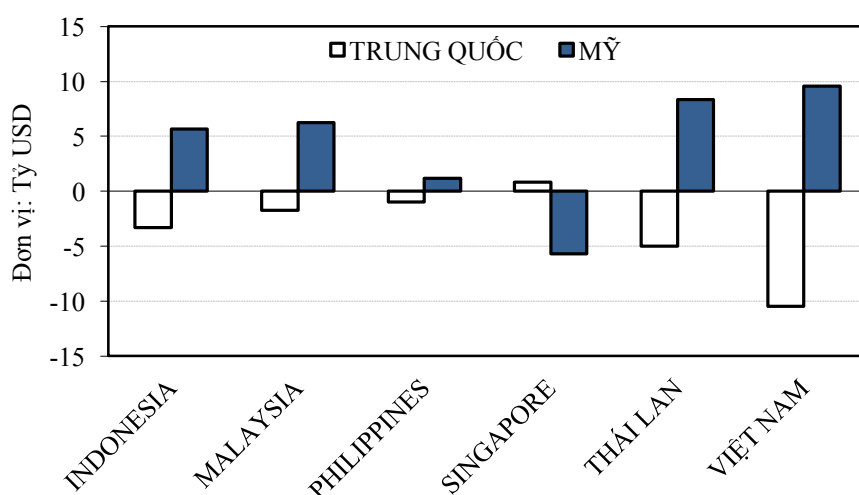
* Tác giả liên hệ.

Email: huycan830@gmail.com (Huỳnh Thái Huy), nguyenvbao@ueh.edu.vn (Nguyễn Khắc Quốc Bảo).

Trích dẫn bài viết: Huỳnh Thái Huy, & Nguyễn Khắc Quốc Bảo. (2018). Tác động của các cú sốc vĩ mô lên cán cân thương mại khu vực ASEAN-6: Phương pháp GVAR. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh châu Á*, 29(11), 38–63.

1. Giới thiệu

Bước sang thế kỷ mới, các tranh luận xoay quanh vấn đề mất cân bằng toàn cầu ngày càng thu hút sự quan tâm của giới nghiên cứu kinh tế, nhất là khi thâm hụt cán cân vãng lai của Mỹ phình to, trong khi đó, thặng dư cán cân vãng lai của một số thị trường mới nổi, đặc biệt là Trung Quốc lại tăng đáng kể. Một vài học giả nhận định rằng sự mất cân bằng toàn cầu là một trong những nguyên nhân gây nên bong bóng tín dụng tại Mỹ, và do đó dẫn đến khủng hoảng tài chính toàn cầu (Borio & Disyatat, 2011; Liang, 2012). Một lý do nữa khiến sự mất cân bằng toàn cầu trở thành mối lo ngại cho các nhà hoạch định là sự thâm hụt cán cân vãng lai dai dẳng và kéo dài có thể châm ngòi cho hành vi chấp nhận rủi ro của các nền kinh tế phát triển, đẩy mức rủi ro của cả nền kinh tế tăng cao, và khơi mào cho các cuộc khủng hoảng kinh tế trong tương lai (Obstfeld & Rogoff, 2009; Bettendorf, 2017).



Hình 1. Cán cân thương mại trung bình giữa các quốc gia ASEAN-6 với Mỹ và Trung Quốc giai đoạn 1998–2016.

Nguồn: Phân tích của tác giả từ dữ liệu Thống kê Thương mại của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF, 2018).

Trong thập niên qua, việc áp dụng chính sách neo tỷ giá đồng Nhân dân tệ (CNY) vào đô la Mỹ (USD) đã đưa nền kinh tế Trung Quốc tăng trưởng vượt bậc và đạt thặng dư kép trong nhiều năm liền, bất chấp tác động tiêu cực từ cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008. Việc Trung Quốc định giá thấp đồng Nhân dân tệ nhằm cải thiện năng lực cạnh tranh, thúc đẩy tăng trưởng dựa vào xuất khẩu các mặt hàng giá rẻ đã dẫn đến tình trạng thâm hụt thương mại của nhiều đối tác thương mại (Mossison & Lanonte, 2013), bao gồm một số quốc gia khu vực ASEAN. Minh chứng là thời gian qua, quan hệ thương mại giữa các quốc gia ASEAN-6¹ (ngoại trừ Singapore) với Trung Quốc luôn trong tình trạng thâm hụt. Năm 2017, thâm hụt thương mại của Việt Nam với Trung Quốc đạt gần 26 tỷ USD², cao nhất trong khu vực. Ngược lại, quan hệ thương mại của khu vực ASEAN-6 (ngoại trừ Singapore) với Mỹ luôn duy trì mức thặng dư lớn trong suốt giai đoạn 1998–2016 (Hình 1).

¹ ASEAN-6 gồm: Brunei, Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore và Thái Lan.

² Tính toán của tác giả từ dữ liệu Thống kê Thương mại của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF, 2018).

Thời gian gần đây, các diễn biến nóng trên thị trường, đặc biệt là sự căng thẳng trong quan hệ thương mại giữa Mỹ - Trung Quốc cảnh báo những biến động trong thành phần tăng trưởng kinh tế, các động thái trong chính sách thương mại mỗi bên; và tác động đến các đối tác thương mại ASEAN-6. Trước bối cảnh trên, nghiên cứu phản ứng của cán cân thương mại các quốc gia ASEAN nói chung cùng Việt Nam nói riêng trước các biến động vĩ mô xuất phát từ các đối tác thương mại chính là cần thiết và mang nhiều ý nghĩa thực tiễn.

Tuy nhiên, theo hiểu biết của tác giả, chưa một nghiên cứu nào tìm hiểu về chủ đề trên tại Việt Nam lẫn khu vực ASEAN. Trước các thiếu sót trên, nghiên cứu tiến hành làm rõ các yếu tố tác động đến cán cân thương mại của khu vực ASEAN-6 trong bối cảnh quốc tế, thông qua mô hình GVAR (đề xuất bởi Pesaran & cộng sự, 2004). Khuôn khổ mô hình kết hợp dữ liệu theo quý, giai đoạn quý IV/1998–IV/2016 của 35 quốc gia, chiếm hơn 90% GDP thế giới và nắm bắt phần lớn các liên kết thương mại toàn cầu.

Các phần còn lại của nghiên cứu bao gồm: Phần 2 tóm tắt một số nghiên cứu thực nghiệm gần đây liên quan đến sự mất cân bằng bên ngoài (External Imbalances); phần 3 mô tả dữ liệu và phương pháp nghiên cứu; phần 4 trình bày các kết quả phân tích; và cuối cùng, phần 5 đưa ra các kết luận cùng hàm ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết

Nhiều thập niên qua, xu thế toàn cầu hóa cùng sự trỗi dậy của nhiều nền kinh tế mới nổi đã làm cho mối gắn kết giữa các quốc gia ngày càng chặt chẽ hơn, thông qua việc hình thành và mở rộng các mối liên kết tài chính và thương mại. Vai trò của thương mại quốc tế trong việc thúc đẩy tăng trưởng kinh tế đã được đề cập từ lâu trong các lý thuyết kinh tế phát triển (Balassa, 1978; Romer, 1990). Kể từ khi Adam Smith đưa ra khái niệm lợi ích tuyệt đối cuối thế kỷ XVIII, các tranh luận liên quan thực tiễn chính sách thương mại đã nổ ra. Nhiều nhà kinh tế học tin rằng chính sách định hướng xuất khẩu góp phần gia tăng năng suất, lợi ích kinh tế theo quy mô; cải thiện hiệu quả khai thác nguồn lực; và do đó thúc đẩy tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia phát triển và đang phát triển (Emery, 1967; Balassa, 1978). Tuy nhiên, hiệu quả thực tế của chính sách trên không phải lúc nào cũng mạnh mẽ như kỳ vọng mà còn phụ thuộc vào cấu trúc hàng hóa xuất khẩu và mức độ phát triển của nền kinh tế (Dodaro, 1991). Thực tế, các mô hình tăng trưởng nội sinh phát triển gần đây xem nhập khẩu là một nhân tố trong hệ thống tăng trưởng (Romer, 1990; Esfahani, 1991). Theo đó, độ mở thương mại tạo thời cơ cho các quốc gia tiếp thu kiến thức mới từ bên ngoài thông qua nhập khẩu hàng hóa (Coe & Helpman, 1995). Thương mại quốc tế còn hỗ trợ các quốc gia nhân rộng hoạt động nghiên cứu và phát triển (R&D) vào nền kinh tế nội địa (Grossman & Helpman, 1991); gia tăng tích lũy vốn cũng như tăng trưởng thu nhập (Lee, 1995).

Sự khác biệt trong vận hành chiến lược thương mại của các quốc gia suốt nhiều thập niên qua đã dẫn đến tình trạng mất cân bằng thương mại toàn cầu. Theo Ma và Cheng (2003), mất cân bằng thương mại được xem là yếu tố quan trọng gây ra các cuộc khủng hoảng kinh tế. Do vậy, điều tra nguồn gốc và phân tích mẫu hình khác nhau trong mối quan hệ thương mại giữa các quốc gia trở thành mục tiêu quan trọng của các nhà hoạch định cùng giới nghiên cứu kinh tế trong nhiều năm qua.

Các nhân tố quyết định sự mất cân bằng bên ngoài đã được nhiều nhà nghiên cứu phân tích trong các nghiên cứu thực nghiệm, có thể chia các nghiên cứu thành ba nhóm, dựa theo kỹ thuật phân tích như sau:

- *Nhóm 1*: Nghiên cứu dựa trên các kỹ thuật hồi quy dữ liệu bảng

Điển hình là nghiên cứu của Chinn và Prasad (2003) cho hai nhóm quốc gia công nghiệp và nhóm quốc gia đang phát triển. Nghiên cứu chỉ ra cán cân ngân sách chính phủ, vị thế tài sản ròng nước ngoài và độ sâu tài chính (nhóm quốc gia đang phát triển) là các yếu tố quan trọng giải thích cho cán cân tài khoản vãng lai trong trung hạn. Chung quan điểm trên, Chinn và Ito (2007) cho thấy 1% gia tăng trong cán cân ngân sách dẫn đến sự gia tăng cán cân vãng lai của các quốc gia công nghiệp từ 0,1%–0,49%. Ngoài ra, sự bùng nổ thị trường chứng khoán ở các quốc gia công nghiệp cùng độ sâu tài chính ở các quốc gia kém phát triển là các yếu tố chính gây nên sự mất cân bằng thương mại cho các nhóm quốc gia tương ứng. Thêm nữa, Bussière và cộng sự (2010) cũng xác nhận vai trò của cú sốc năng suất cùng thâm hụt ngân sách trong việc giải thích các thay đổi trong cán cân vãng lai của 21 thành viên Tổ chức Hợp tác và Phát triển Kinh tế (OECD).

Hailu (2011) khám phá tác động tiêu cực của FDI lên cán cân thương mại của các quốc gia thuộc khu vực châu Phi cận Sahara. Mặc dù nguồn vốn ODA tác động tiêu cực lên xuất khẩu và tích cực lên nhập khẩu nhưng bằng chứng về vai trò của vốn ODA tới cán cân thương mại khu vực vẫn còn mơ hồ. Tran và Dinh (2014) xem xét tác động của dòng vốn FDI đến sự mất cân bằng bên ngoài tại các nền kinh tế đang phát triển và chuyển đổi của châu Á. Theo đó, nghiên cứu nhận thấy dòng vốn FDI làm tăng thâm hụt thương mại, kéo theo nhiều hệ lụy tiêu cực cho sự ổn định vĩ mô tại các quốc gia này. Kodongo và Ojah (2013) cho thấy phá giá nội tệ cải thiện đáng kể cán cân thương mại, thu hút dòng vốn FDI ròng đổ vào các quốc gia châu Phi. Trong khi đó, các nhà đầu tư danh mục quốc tế phản ứng lại việc nội tệ giảm giá bằng cách nắm giữ vị thế bán các tài sản vốn. Kết quả là phá giá nội tệ cải thiện cán cân thanh toán của quốc gia trong ngắn hạn, do đó, ủng hộ lý thuyết cân bằng thương mại cổ điển.

Ngoài ra, mô hình thực nghiệm của Kandil (2009) xác nhận thêm các nhân tố vĩ mô như: Tỷ giá hối đoái, lạm phát trong nước, lạm phát giá năng lượng cùng tăng trưởng thực trong nước và ngoài nước cũng được cho là nguyên nhân gây ra các biến động trong cán cân thương mại, cán cân vốn và tài chính. Thêm nữa, Chiu và Sun (2016) còn phát hiện mối quan hệ phi tuyến giữa cán cân thương mại, tỷ lệ tiết kiệm cùng tỷ giá hối đoái. Theo đó, khi các quốc gia có tỷ lệ tổng tiết kiệm nội địa trên GDP cao, việc phá giá nội tệ và gia tăng tỷ lệ tiết kiệm nội địa sẽ cải thiện cán cân thương mại. Do đó, các quốc gia nên nỗ lực thúc đẩy tỷ lệ tiết kiệm tăng cao nhằm giảm thâm hụt thương mại, điều này tương tự nhận định trước đây của Feldstein (2008), Lee và cộng sự (2006).

- *Nhóm 2*: Nghiên cứu dựa trên các phương pháp vector tự hồi quy

Lee và Chinn (2006) hồi quy mô hình SVAR sử dụng dữ liệu tỷ giá thực và tài khoản vãng lai của các quốc gia thuộc nhóm G7 đã phát hiện cú sốc tạm thời (tiền tệ) giải thích cho thay đổi trong tài khoản vãng lai nhiều hơn so với cú sốc lâu dài (năng suất) và dẫn đến sự cải thiện tài khoản vãng lai. Garcia-Solanes và cộng sự (2011) cho thấy các cú sốc cầu thực giải thích hầu hết các thay đổi của mất cân bằng tài khoản vãng lai của các quốc gia G7 cộng với Tây Ban Nha. Barnett và Straub (2008) dựa vào mô hình SVAR rằng buộc đầu khẳng định vai trò của cú sốc tiền tệ cùng cú sốc tổng cầu trong sự suy thoái tài khoản vãng lai của Mỹ. Nghiên cứu còn tìm thấy tác động tiêu cực trong xấp xỉ ba năm của cú sốc giá dầu lên cán cân vãng lai; tuy vậy, cú sốc chỉ giải thích được dưới 10% phương

sai tài khoản vãng lai của Mỹ. Ngoài ra, Zhang và Wan (2007) phân loại tác động của các cú sốc, gồm cú sốc cung nội địa và nước ngoài, cú sốc cầu tương đối và cú sốc danh nghĩa, kết quả xác định cú sốc cầu tương đối là nhân tố tác động đến sự biến động trong cán cân thương mại của Trung Quốc, tác động của cú sốc danh nghĩa là đáng kể nhưng không nhiều, và thay đổi trong tỷ giá chỉ ảnh hưởng nhỏ đến cán cân thương mại.

Tuy nhiên, một vài nghiên cứu nhấn mạnh vai trò nổi bật của các cú sốc danh nghĩa trong việc giải thích vị thế tài khoản vãng lai. Điển hình như nghiên cứu của Fisher và Huh (2002) khi phát hiện tác động dài hạn đáng kể của các cú sốc danh nghĩa lên cán cân thương mại của các quốc gia thuộc nhóm G7 trong thời kỳ hậu Bretton Woods. Bracke và Fidora (2008) điều tra tác động của các cú sốc tiền tệ (giả thiết “thanh khoản vượt trội”), cú sốc ưu tiên (giả thiết “làn sóng tiết kiệm”) và cú sốc đầu tư (giả thiết “đầu tư khan hiếm”) tại nhiều khu vực, gồm Mỹ và các quốc gia mới nổi châu Á. Nghiên cứu phát hiện tầm ảnh hưởng của các cú sốc tiền tệ lên cán cân thực và tài chính lớn hơn so với cú sốc ưu tiên cũng như đầu tư. Tuy vậy, Kim (2001) lại khẳng định đóng góp của cú sốc chính sách tiền tệ đến cán cân thương mại của các quốc gia gồm Pháp, Ý và Anh lại rất nhỏ. Kim và Roubini (2008) phát hiện cú sốc sản lượng giải thích biến động của tài khoản vãng lai cùng cán cân tài khóa của Mỹ hiệu quả hơn cú sốc tài khóa. Fratzscher và cộng sự (2010) thông qua mô hình cấu trúc Bayesian VAR ràng buộc dấu khám phá cú sốc giá chứng khoán thực giải thích thay đổi cán cân thương mại nhiều hơn cú sốc giá nhà, trong khi đó, vai trò của cú sốc tỷ giá hối đoái thực đa phương REER ít quan trọng nhất trong ba cú sốc; tuy vậy, nghiên cứu chưa làm rõ vai trò quốc tế của các cú sốc Mỹ lên các quốc gia G6 (G7 trừ Anh).

Liên quan hiệu ứng bong bóng tài sản, Holinski và Vermeulen (2012) thông qua mô hình GVAR tìm kiếm bằng chứng về hiệu ứng của cải quốc tế (International Wealth Effects) tại các quốc gia Mỹ, Anh và Pháp. Theo đó, sự gia tăng giá chứng khoán thực dẫn đến tác động tương tự lên tiêu thụ nội địa và làm suy giảm cán cân thương mại. Ngoài ra, nghiên cứu của Holinski và Vermeulen (2012) cũng cho thấy vai trò lớn hơn của giá chứng khoán thực so với tỷ giá thực trong việc giải thích các thay đổi trong cán cân thương mại. Đề cập vai trò của giá dầu, nghiên cứu của IMF (2006) phát hiện cú sốc giá dầu tác động tích cực lên cân bằng bên ngoài của các nước nhập khẩu dầu lần tác động tiêu cực lên cán cân thương mại Mỹ.

Nghiên cứu gần đây của Bussière và cộng sự (2009) sử dụng mô hình GVAR cho 21 quốc gia tiên tiến và mới nổi nhằm xác định các yếu tố đứng sau sự mất cân bằng thương mại toàn cầu đã chỉ ra xuất khẩu thế giới phản ứng mạnh hơn trước cú sốc sản lượng Mỹ so với cú sốc giảm giá đồng USD thực hiệu dụng. Ngoài ra, cú sốc sản lượng Đức tác động tích cực lên xuất khẩu của các quốc gia châu Âu; cú sốc nhập khẩu Trung Quốc tác động đáng kể lên GDP và xuất khẩu của một số quốc gia châu Á. Với mục đích tương tự, Bettendorf (2017) chỉ ra mẫu hình phản ứng của cán cân thương mại các quốc gia trước cú sốc giá chứng khoán thực Mỹ không đồng nhất; tuy vậy, cú sốc này được xem là yếu tố quan trọng dẫn đến sự mất cân bằng thương mại quốc tế. Ngoài ra, Bettendorf (2017) cũng nhấn mạnh vai trò không thể bỏ qua của cú sốc giá dầu trong việc giải thích sự thặng dư hoặc thâm hụt cán cân thương mại của nhiều quốc gia, điều này tương tự nghiên cứu của IMF (2006).

- *Nhóm 3:* Nghiên cứu tập trung kiểm định các quan hệ (liên kết) dài hạn giữa cán cân thương mại (vãng lai) với các nhân tố quan trọng khác.

Nhóm cuối cùng thu hút được sự quan tâm của đông đảo giới nghiên cứu kinh tế; đa số các nghiên cứu áp dụng các kiểm định đồng liên kết nhằm xác định mối quan hệ dài hạn giữa cán cân thương

mại (vãng lai) với một số nhân tố kinh tế khác. Tại Việt Nam, thông qua phương pháp hồi quy phân phối trễ ARDL, Nguyễn Khắc Quốc Bảo (2013) phát hiện mối quan hệ dài hạn giữa giá dầu thế giới, lỗ hồng sản lượng, tỷ giá thực đa phương và cán cân thương mại. Cụ thể, sau cú sốc 1% gia tăng trong giá dầu và tỷ giá, cán cân thương mại sẽ lần lượt sụt giảm 0,12% và 0,79% trong dài hạn. Tuy vậy, trong ngắn hạn, mối quan hệ giữa tỷ giá với cán cân thương mại lại cùng chiều, hàm ý sự tồn tại của hiệu ứng đường cong J trong cả ngắn hạn lẫn dài hạn. Tuy nhiên, nghiên cứu của Nguyễn Hữu Tuấn và cộng sự (2014) dựa theo phương pháp vector sai số hiệu chỉnh VECM lại không tìm thấy mẫu hình này của cán cân thương mại song phương giữa Việt Nam và các đối tác thương mại lớn. Với phương pháp tương tự, Tô Trung Thành (2016) phát hiện mối quan hệ nghịch chiều giữa thu nhập bình quân cùng độ mở thương mại với cán cân thương mại, trong khi đó, các yếu tố tài chính lại giúp cải thiện cán cân thương mại trong dài hạn.

Shah và Majeed (2014) tìm thấy mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa cung tiền, thu nhập, tỷ giá thực đa phương cùng cán cân thương mại tại Pakistan. Cụ thể, sự gia tăng trong thu nhập và sự mất giá nội tệ tác động tiêu cực đến cán cân thương mại trong ngắn hạn và dài hạn. Tuy nhiên, cung tiền chỉ giải thích được hành vi của cán cân thương mại trong dài hạn. Thêm nữa, Ahad và Muzammil (2015) còn phát hiện phát triển tài chính, lạm phát và tỷ giá tác động tích cực lên cán cân thương mại Pakistan trong dài hạn, còn trong ngắn hạn, chỉ có tỷ giá và lạm phát tác động đáng kể lên cán cân thương mại. Phát hiện trên hàm ý chính phủ cần phát triển hệ thống tài chính, quản lý lãi suất cho vay nhằm cải thiện cán cân thương mại. Bên cạnh đó, Kennedy (2013) phân tích vai trò quyết định của thâm hụt ngân sách, FDI và tỷ giá thực đến cán cân thương mại tại Kenya. Theo đó, thâm hụt ngân sách và FDI tương quan thuận với cán cân thương mại, điều kiện Marshall-Lerner³ cũng được tìm thấy tại quốc gia này.

Tuy vấn đề mất cân bằng bên ngoài không còn là chủ đề mới mẻ tại Việt Nam nhưng theo hiểu biết của tác giả, các nghiên cứu đề cập đến sự mất cân bằng trong liên kết thương mại quốc tế giữa Việt Nam cùng các đối tác chính vẫn còn bỏ ngõ. Do vậy, tác giả tiến hành phân tích phản ứng của cán cân thương mại của các nước thuộc khu vực ASEAN-6 trước tác động từ các cú sốc vĩ mô của ba đối tác thương mại chính, gồm: Trung Quốc, Mỹ và Nhật Bản. Vì cán cân thương mại là một thành phần quan trọng của cán cân vãng lai, do đó, nghiên cứu này còn đóng góp vào kho tàng học thuật về chủ đề mất cân bằng toàn cầu (Global Imbalances) tại Việt Nam.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Phương pháp GVAR

Trước khi mô tả dữ liệu và phân tích mô hình, tác giả trình bày ngắn gọn phương pháp GVAR. Xét $N + 1$ quốc gia trong nền kinh tế toàn cầu, lấy quốc gia thứ $i = 0$ là Mỹ làm mốc; đặt N quốc gia còn lại (với giả định nền kinh tế mở nhỏ) theo thứ tự $i = 1, 2, \dots, N$. Theo Dees và cộng sự (2007), phương trình $\text{VARX}^*(p_i, q_i)$ cho quốc gia thứ i được trình bày như sau:

³ Điều kiện Marshall-Lerner đề cập tác động của việc phá giá tiền tệ lên tài khoản vãng lai của cán cân thanh toán. Theo đó, tài khoản vãng lai sẽ được cải thiện sau khi phá giá nếu tổng độ co giãn theo giá của cầu hàng hóa nhập khẩu và xuất khẩu lớn hơn 1. Tổng độ co giãn càng lớn, tài khoản vãng lai càng được cải thiện.

$$\Phi_i(L, p_i)x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Lambda_i(L, q_i)x_{it}^* + u_{it} \quad (1)$$

Trong đó,

Vector $k_i \times 1$ là biến nội địa x_{it} và vector $k_i^* \times 1$ là biến nước ngoài x_{it}^* (áp đặt làm biến ngoại sinh yếu);

$t = 1, 2 \dots T$;

a_{i0} và a_{i1} lần lượt là các vector $k_i \times 1$ chứa hệ số chặn cùng hệ số xu thế thời gian;

u_{it} : Vector $k_i \times 1$ chứa các cú sốc của từng quốc gia riêng biệt với giả định không có tương quan chuỗi, trung bình bằng 0 và ma trận hiệp phương sai (Σ_{ii}) không suy biến, tức $u_{it} \sim i. i. d. (0, \Sigma_{ii})$;

$\Phi_i(L, p_i) = I - \sum_{i=1}^{p_i} \Phi_i L^i$ và $\Lambda_i(L, q_i) = \sum_{i=1}^{q_i} \Lambda_i L^i$ tương ứng là ma trận đa thức trễ của các hệ số đứng trước các biến nội địa và nước ngoài.

Để đơn giản về mặt đại số, tác giả bỏ qua việc trình bày các biến số toàn cầu trong phương trình VARX*. Các biến nước ngoài tương ứng của từng quốc gia được xây dựng dựa trên trung bình có trọng số của các biến nội địa kết hợp tỷ trọng w_{ij} , được tính toán từ tỷ trọng thương mại song phương:

$$x_{it}^* = \sum_{j=0}^N w_{ij} x_{jt} \quad (2)$$

Trong đó,

$j = 0, 1, 2 \dots N$;

$w_{ii} = 0$;

$\sum_{j=0}^N w_{ij} = 1$. Tỷ trọng thương mại được tính dựa vào trung bình thương mại song phương trong giai đoạn 2012–2014:

$$w_{ij} = \frac{T_{ij,2012} + T_{ij,2013} + T_{ij,2014}}{T_{i,2012} + T_{i,2013} + T_{i,2014}} \quad (3)$$

Trong đó,

T_{ijt} : Thương mại song phương của quốc gia i với j tại thời điểm t , được tính bằng trung bình của xuất khẩu và nhập khẩu của quốc gia i và j ;

$T_{it} = \sum_{j=0}^N T_{ijt}$ (tổng thương mại của quốc gia i) với $t = 2012, 2013$ và 2014 cho tất cả các quốc gia.

Tiếp theo, tác giả trình bày mô hình VARX* trong phương trình (1), được tóm gọn như sau:

$$A_i(L, p_i, q_i)z_{it} = \varphi_{it} \quad (4)$$

Trong đó,

$i = 0, 1, 2 \dots N$;

$A_i(L, p_i, q_i) = [\Phi_i(L, p_i) - \Lambda_i(L, q_i)]$;

$$z_{it} = (x'_{it}, x'^*_{it})';$$

$$\varphi_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + u_{it}$$

Từ phương trình (2), chúng ta có thể viết lại như sau:

$$z_{it} = W_i x_t \quad (5)$$

Trong đó, $W_i = (W_{i0}, W_{i1}, \dots, W_{iN})$, với $W_{ii} = 0$, là ma trận liên kết $(k_i + k_i^*) \times k$ cho quốc gia i , được xây dựng dựa theo trọng số w_{ij} .

Kết hợp phương trình (5), phương trình (4) được viết lại như sau:

$$A_i(L, p)W_i x_t = \varphi_{it} \quad (6)$$

Trong đó, $A_i(L, p)$ suy ra từ $A_i(L, p, q_i)$ với $p = \max(p_0, p_1, \dots, p_N, q_0, q_1, \dots, q_N)$.

Kết hợp phương trình (6), chúng ta thu được mô hình GVAR chỉ với các biến nội địa như sau:

$$G(L, p)x_t = \varphi_t \quad (7)$$

Trong đó,

$$G(L, p) = \begin{pmatrix} A_0(L, p)W_0 \\ A_1(L, p)W_1 \\ \vdots \\ A_N(L, p)W_N \end{pmatrix}, \varphi_t = \begin{pmatrix} \varphi_{0t} \\ \varphi_{1t} \\ \vdots \\ \varphi_{Nt} \end{pmatrix} \quad (8)$$

Mô hình GVAR(p) trong phương trình (7) có thể được hồi quy đệ quy và sử dụng cho nhiều mục đích khác nhau, chẳng hạn dự báo hoặc phân tích phản ứng đẩy (Dees & cộng sự, 2007).

3.2. Dữ liệu và thiết lập mô hình

Mô hình GVAR trong nghiên cứu kết hợp dữ liệu theo quý giai đoạn quý IV/1998–IV/2016 của 35 quốc gia, lần lượt chiếm gần 87,6%, 86,7%, 87,4%, 81%, 78,5%, và 87% tổng thương mại của Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore, Thái Lan và Việt Nam trong giai đoạn 2012–2014 và hơn 90% GDP thế giới. Chi tiết về nguồn dữ liệu được trình bày tại Phụ lục. Nhằm đơn giản về mặt trình bày, tỷ trọng đóng góp thương mại của 34 đối tác thương mại với Việt Nam được trình bày tại Bảng 1.

Ngoài ra, tác giả kết hợp 9 quốc gia thuộc khu vực châu Âu, bao gồm: Áo, Bỉ, Phần Lan, Ý, Đức, Hà Lan, Pháp, Tây Ban Nha và Thụy Điển thành khu vực Euro; 5 quốc gia thuộc khu vực Mỹ Latinh, gồm: Argentina, Brazil, Chile, Mexico và Peru thành khu vực Lac; 7 quốc gia khác gồm: Canada, New Zealand, Nam Phi, Ả Rập Saudi, Na Uy, Thụy Sĩ và Thổ Nhĩ Kỳ thành khu vực Rest. Do vậy, mô hình toàn cầu kết hợp 17 mô hình VARX*. Tác giả thiết lập hai dạng mô hình VARX* khác nhau cho các quốc gia và khu vực. Mô hình đầu tiên cho các quốc gia ngoại trừ Mỹ chứa vectơ biến nội địa như sau:

Bảng 1.

Các đối tác thương mại của Việt Nam cùng mức đóng góp giai đoạn 2012–2014 (đơn vị: %)

<i>Đối tác chính</i>		<i>Mỹ Latinh</i>		<i>Châu Âu</i>	
Trung Quốc	19,45	Argentina ^a	0,57	Áo ^b	0,74
Nhật Bản	10,04	Brazil ^a	0,97	Bi ^b	0,74
Hàn Quốc	10,02	Chile ^a	0,25	Phân Lan ^b	0,10
Mỹ	11,47	Mexico ^a	0,40	Pháp ^b	1,36
<i>Đối tác khác</i>		Peru ^a	0,08	Đức ^b	2,85
Úc	2,09	<i>Đông Nam Á</i>		Ý ^b	1,35
Canada ^c	0,78	Indonesia	1,92	Hà Lan ^b	1,44
Hồng Kông	2,08	Malaysia	3,25	Na Uy ^c	0,10
Ấn Độ	1,91	Philippines	1,10	Tây Ban Nha ^b	0,96
New Zealand ^c	0,27	Singapore	3,52	Thụy Điển ^b	0,42
Nam Phi ^c	0,33	Thái Lan	3,71	Thụy Sĩ ^c	0,27
Ả Rập Saudi ^c	0,66			Anh	1,57
Thổ Nhĩ Kỳ ^c	0,50				
Tổng cộng	87,27				

Ghi chú: ^a, ^b, ^c lần lượt ký hiệu các quốc gia được gộp chung vào khu vực Lac, Euro và Rest.

Nguồn: Tính toán của tác giả từ dữ liệu Thống kê Thương mại của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF, 2018).

$$x_{it} = [y_{it}, tb_{it}, r_{it}, reer_{it}]'$$

Trong đó, y_{it} , tb_{it} , r_{it} và $reer_{it}$ lần lượt là sản lượng thực, cán cân thương mại, lãi suất thực ngắn hạn và tỷ giá hối đoái thực đa phương của quốc gia i tại thời điểm t . Các biến số sử dụng trong nghiên cứu này tương tự với các biến số trong nghiên cứu của Mendoza (1991) và Bettendorf (2017). Cách xây dựng ba biến số đầu như sau:

$$y_{it} = \ln(RGDP_{it})$$

$$tb_{it} = \ln(EX_{it}) - \ln(IM_{it})$$

$$r_{it} = 0,25 \times \ln(1 + R_{it}^S/100) - \ln(CPI_{it}) + \ln(CPI_{it-1})$$

Trong đó, $RGDP_{it}$, EX_{it} , IM_{it} , R_{it}^S và CPI_{it} lần lượt là tổng sản lượng quốc nội thực, xuất khẩu, nhập khẩu, lãi suất ngắn hạn và chỉ số giá tiêu dùng.

Bảng 2.

Thiết lập các biến số trong mô hình VARX*

Biến số	Mô hình Mỹ		Mô hình các quốc gia còn lại	
	Nội địa	Nước ngoài	Nội địa	Nước ngoài
GDP thực	$y_{US,t}$	$y_{US,t}^*$	y_{it}	y_{it}^*
Cán cân thương mại	$tb_{US,t}$	—	tb_{it}	—
Lãi suất thực	$r_{US,t}$	—	r_{it}	r_{it}^*
Tỷ giá thực đa phương	$reer_{US,t}$	—	$reer_{it}$	—
Giá dầu danh nghĩa	$poil_t$	—	—	$poil_t$

Riêng với biến tỷ giá, tác giả dựa vào đề xuất của Dees và cộng sự (2007). Theo đó, trước tiên, tỷ giá danh nghĩa của Mỹ được chuẩn hóa bằng 1; và do đó, logarit tỷ giá danh nghĩa $e_{US,t}$ bằng 0. Tiếp theo, tỷ giá thực đa phương ($reer_{it}$) được tính toán dựa vào tỷ giá hối đoái danh nghĩa nội địa e_{it} (cách yết giá nội tệ theo USD) và nước ngoài e_{it}^* cùng biến lạm phát trong nước p_{it} và nước ngoài p_{it}^* :

$$reer_{it} = \sum_{j=0}^N w_{ij}(e_{it} - e_{jt}) + p_{it}^* - p_{it} = (e_{it} - p_{it}) - (e_{it}^* - p_{it}^*)$$

Trong đó, $e_{it} = \ln(E_{it})$ và $p_{it} = \ln(CPI_{it})$. Thêm nữa, với thứ tự các biến nội địa như trên, ngoại trừ biến cán cân thương mại và tỷ giá thực đa phương, vector biến nước ngoài bao gồm:

$$x_{it}^* = [y_{it}^*, r_{it}^*]'$$

Việc không đưa biến cán cân thương mại vào vector biến nước ngoài nhằm tránh vấn đề đa cộng tuyến có thể xảy ra (Greenwood-Nimmo & cộng sự, 2012). Dựa theo nghiên cứu trước đây, mô hình VARX* cho Mỹ được thiết lập khác bởi tầm ảnh hưởng trong nền kinh tế toàn cầu. Thứ nhất, với vị thế tài chính của mình, biến số lãi suất nước ngoài ($r_{USA,t}^*$) không được thêm vào trong mô hình. Thứ hai, vì thị trường Mỹ chiếm phần lớn nhu cầu dầu thế giới, do đó, biến số giá dầu danh nghĩa ($poil_t$) được áp đặt làm biến nội sinh (Bảng 2). Dữ liệu thời gian cho khu vực Euro, Lac và Rest được xây dựng từ trung bình có trọng số của các biến nội địa của các quốc gia, sử dụng tỷ trọng tính từ trung bình PPP–GDP trong giai đoạn 2014–2016, thu thập từ nguồn Ngân hàng Thế giới (World Bank Indicators, 2018). Tác giả minh họa cách xây dựng các biến số nội địa cho khu vực Euro như sau:

$$y_{EU,t} = \sum_{l=1}^{N_i} w_{EU,l}^0 y_{EU,l,t}$$

$$reer_{EU,t} = \sum_{l=1}^{N_i} w_{EU,l}^0 reer_{EU,l,t}$$

$$r_{EU,t} = \sum_{l=1}^{N_i} w_{EU,l}^0 r_{EU,l,t}$$

$$tb_{EU,t} = \ln \left(\sum_{l=1}^{N_i} EX_{EU,l,t} \right) - \ln \left(\sum_{l=1}^{N_i} IM_{EU,l,t} \right)$$

Trong đó,

$w_{EU,l}^0$: Tỷ trọng đóng góp của quốc gia l trong trung bình GDP–PPP của khu vực Euro giai đoạn 2014–2016;

$x_{EU,l,t}$: Dữ liệu của quốc gia l trong khu vực Euro tại thời điểm t .

Biến cân cân thương mại được xây dựng khác, điều này là do cách xây dựng dựa vào tỷ trọng $w_{EU,l}^0$ làm chệch vai trò thặng dư (thâm hụt) thương mại của mỗi quốc gia trong khu vực. Do đó, tác giả xây dựng biến cân cân thương mại Euro bằng cách lấy logarit tự nhiên của tổng xuất khẩu chia cho tổng nhập khẩu. Cách xây dựng biến số cho hai khu vực còn lại là Rest và Lac hoàn toàn tương tự.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định nghiệm đơn vị

Trước khi hồi quy các mô hình VARX*, tác giả tiến hành kiểm định tính dừng nhằm xác minh liệu các biến số có đồng liên kết tại bậc nhất, tức $I(1)$ hay không. Để thực hiện điều này, hai kiểm định là ADF (Augmented Dickey Fuller) và WS (Weighted Symmetric) được sử dụng. Kết quả kiểm định cho thấy hầu hết các biến nội địa dừng tại sai phân bậc nhất; không có biến số nào dừng tại sai phân bậc hai – $I(2)$. Tuy vậy, phần lớn biến lãi suất thực lại dừng tại bậc gốc – $I(0)$, bao gồm lãi suất thực của Trung Quốc, Ấn Độ, Indonesia, Malaysia, Nhật Bản, Hàn Quốc, Thái Lan và Việt Nam. Với các biến nước ngoài (sản lượng thực và lãi suất thực), cả hai kiểm định ADF cùng WS đều xác nhận tất cả các biến số đồng liên kết bậc nhất. Dựa theo nghiên cứu trước đây của Pesaran và cộng sự (2004), tác giả áp đặt các biến $I(0)$ trở thành $I(1)$.

Bảng 3.

Độ trễ và số quan hệ đồng liên kết

Quốc gia	p_i	q_i	#CV	Quốc gia	p_i	q_i	#CV
Úc	2	1	1	Malaysia	2	1	0
Trung Quốc	2	1	1	Philippines	1	1	1
Euro	2	1	2	Rest	2	1	1
Hồng Kông	2	1	3	Singapore	1	1	1
Ấn Độ	2	1	1	Thái Lan	1	1	3
Indonesia	2	1	1	Anh	2	1	2
Nhật Bản	1	1	2	Mỹ	1	1	2
Hàn Quốc	1	1	4	Việt Nam	2	1	2
Lac	2	1	1				

Ghi chú: p_i, q_i lần lượt là độ trễ của biến nội địa và nước ngoài, $\max(p_i, q_i) = 2$;

#CV: Ký hiệu số quan hệ đồng liên kết thu được từ thống kê Trace.

4.2. Lựa chọn độ trễ, số quan hệ đồng liên kết và kiểm định ngoại sinh yếu

Tiếp theo, tác giả tiến hành hồi quy phương trình VARX* cùng xác định số quan hệ đồng liên kết. Độ trễ của mô hình được lựa chọn dựa vào tiêu chuẩn thông tin Akaike (AIC) với ràng buộc không lớn hơn 2. Bảng 3 trình bày các kết quả lựa chọn độ trễ và số quan hệ đồng liên kết cho các quốc gia. Kết quả cho thấy đa số các mô hình VARX* nhận độ trễ biến nội địa và nước ngoài lần lượt là 2 và 1, ngoại trừ trường hợp của Nhật Bản, Philippines, Hàn Quốc, Singapore, Thái Lan và Mỹ nhận độ trễ biến nội địa là 1.

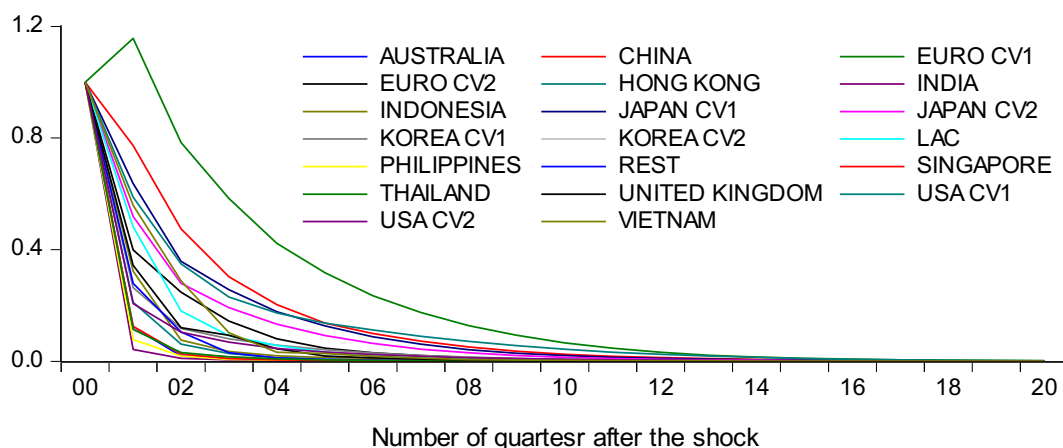
Bảng 4.

Kiểm định ngoại sinh yếu

Quốc gia	Kiểm định F	y_{it}^*	r_{it}^*	$poil_t$	Quốc gia	Kiểm định F	y_{it}^*	r_{it}^*	$poil_t$
Úc	F(1,61)	0,06	0,00	0,05	Malaysia	F(0,62)	—	—	—
Trung Quốc	F(1,61)	0,02	0,01	0,02	Philippines	F(1,61)	-0,39	-0,03	-0,12
Euro	F(2,61)	-0,25	-0,48	-0,05	Rest	F(1,61)	0,00	0,00	0,00
Hồng Kông	F(1,61)	1,12	1,45	0,18	Singapore	F(1,61)	0,16	0,00	1,08
Ấn Độ	F(1,61)	0,00	0,00	0,00	Thái Lan	F(1,61)	0,66	-0,01	0,02
Indonesia	F(1,61)	-1,81	-0,75	-1,03	Anh	F(1,61)	-1,41	0,00	-2,76
Nhật Bản	F(2,60)	-0,08	0,17	0,04	Mỹ	F(2,61)	6,11**	—	—
Hàn Quốc	F(2,60)	0,06	-0,02	0,03	Việt Nam	F(1,61)	0,27	0,51	0,04
Lac	F(1,61)	0,53	3,25	8,21**					

Ghi chú: ** tương ứng với mức ý nghĩa thống kê 5%.

Nhằm xác định số vector đồng liên kết (hạng không gian đồng liên kết) của từng quốc gia, hai kiểm định được sử dụng: Thống kê Trace cùng thống kê Maximum Eigenvalue cho mô hình chứa biến hồi quy ngoại sinh yếu $I(1)$, (Pesaran & cộng sự, 2000). Tuy nhiên, bởi thống kê Trace cho kết quả tin cậy hơn cho mẫu dữ liệu nhỏ, do đó, số quan hệ đồng liên kết được lựa chọn từ thống kê Trace. Ngoài ra, nhằm tránh sự xác định quá mức số quan hệ đồng liên kết do giá trị tới hạn tiệm cận (Dees & cộng sự, 2007; Bussière & cộng sự, 2009), tác giả thu gọn số quan hệ đồng liên kết của 5 quốc gia, gồm, Hồng Kông (3→1), Hàn Quốc (4→2), Thái Lan (3→1), Anh (2→1) và Việt Nam (2→1). Quyết định trên dựa trên hình dáng của đường PPs (Persistence Profiles) cũng như đảm bảo tính ổn định của mô hình. Hình 2 trình bày vết tích thời gian của các tác động từ các cú sốc lên các quan hệ đồng liên kết trong mô hình GVAR. Giá trị đơn vị của các tác động nhanh chóng tiến về 0 sau khoảng 14 quý, do đó, hệ thống đạt trạng thái cân bằng trong dài hạn.



Hình 2. PPs cho tất cả vector đồng liên kết.

Ghi chú: Đường trung vị (Median) thu được từ 2.000 lần lặp Bootstrap.

Phần tiếp theo, tác giả trình bày kết quả kiểm định ngoại sinh yếu cho tất cả các biến nước ngoài và toàn cầu. Tại mức ý nghĩa 5%, tác giả bác bỏ giả thuyết không (H_0) của 2/46 biến số (xấp xỉ 4,3%), điều này đồng nghĩa giả định ngoại sinh yếu được thỏa mãn. Riêng với trường hợp Malaysia, vì không tồn tại quan hệ đồng liên kết, do đó, kết quả kiểm định sẽ không được trình bày.

4.3. Kiểm định cấu trúc ổn định

Trong suốt giai đoạn nghiên cứu, một số quốc gia trải qua những thay đổi trong chính sách tiền tệ hoặc cơ chế tỷ giá hối đoái. Để kiểm định tính ổn định cấu trúc, tác giả thực hiện các kiểm định dựa trên phần dư của các phương trình sai số hiệu chỉnh thu gọn thành phần của các mô hình VARX*. Tác giả tiến hành thực hiện các kiểm định sau: (1) Kiểm định CUSUM (PK_{sup}) và CUSUMSQ (PK_{msq}) của Ploberger và Kramer (1992); (2) kiểm định tính vững của tham số đề xuất bởi Nyblom (1989); (3) xác định thay đổi cấu trúc thông qua dạng Wald của thống kê tỷ lệ hợp lý Quandt (1960); (4) thống kê Wald trung bình (MW) của Hansen (1992); (5) thống kê Wald dựa trên trung bình lũy thừa (APW) của Andrews và Ploberger (1994); cùng các phiên bản Heteroskedasticity-Robust của các kiểm định (2), (3), (4) và (5). Kết quả số lần bác bỏ giả thuyết không (H_0) của kiểm định ổn định cấu trúc tại mức ý nghĩa 5% được trình bày tại Bảng 5.

Bảng 5.**Kết quả kiểm định ổn định cấu trúc**

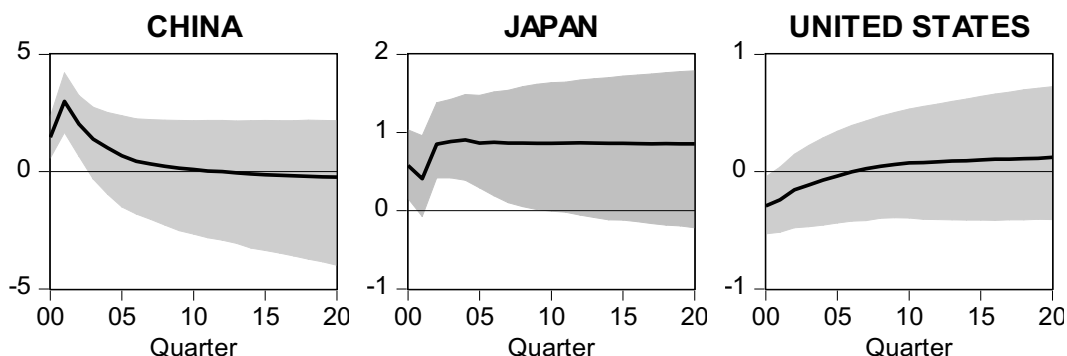
Kiểm định	y	r	reer	tb	Tổng
PK _{sup}	1 (5,9)	1 (5,9)	1 (5,9)	0 (0)	3 (4,4)
PK _{msq}	1 (5,9)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	1 (1,5)
Nyblom	0 (0)	2 (11,8)	1 (5,9)	0 (0)	3 (4,4)
Robust Nyblom	0 (0)	1 (5,9)	0 (0)	0 (0)	1 (1,5)
QLR	5(29,4)	1 (5,9)	1 (5,9)	1 (5,9)	8 (12,5)
Robust QLR	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
MW	1 (5,9)	0 (0)	2 (11,8)	1 (5,9)	4 (5,9)
Robust MW	0 (0)	0 (0)	1 (5,9)	0 (0)	1 (1,5)
APW	3 (17,6)	0 (0)	2 (11,8)	1 (5,9)	6 (8,8)
Robust APW	0 (0)	0 (0)	1 (5,9)	0 (0)	1 (1,5)

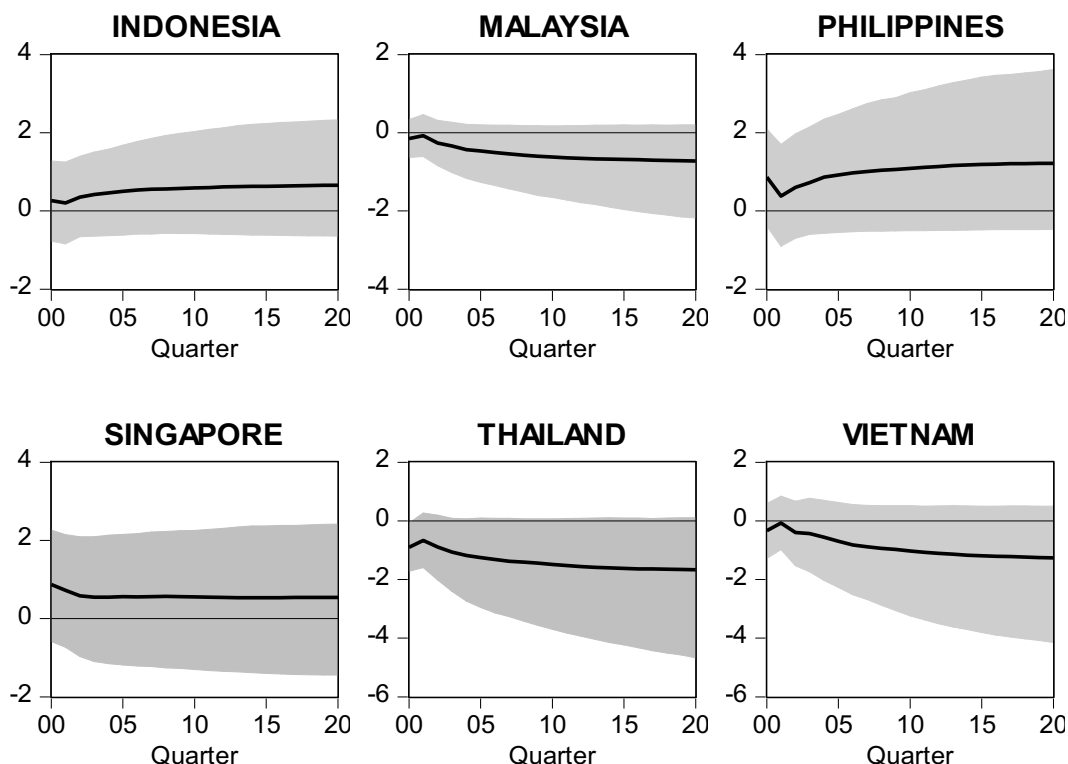
Ghi chú: Tỷ lệ % bác bỏ trong ngoặc đơn ().

Nhìn chung, các kiểm định đều cho kết quả bác bỏ tương đối thấp. Tuy nhiên, tỷ lệ bác bỏ của kiểm định QLR ở cột biến sản lượng thực lại tương đối cao (gần 29,4%); tuy vậy, kiểm định Robust QLR lại cho tỷ lệ bác bỏ bằng 0. Tóm lại, mặc dù tác giả tìm thấy một vài bằng chứng của bất ổn cấu trúc, tuy nhiên, các thay đổi có thể nằm trong phương sai sai số thay vì trong hệ số tham số. Để giải quyết vấn đề này, tác giả sử dụng giá trị Bootstrap và khoảng tin cậy để trình bày kết quả GIRFs.

4.4. Phân tích hàm phản ứng đẩy

Trong phần tiếp theo, tác giả trình bày phân tích động của mô hình nghiên cứu. Nhằm xác định đặc tính động của mô hình, tác giả áp dụng hàm phản ứng đẩy tổng quát – GIRFs đề xuất bởi Koop và cộng sự (1996) và được phát triển sau này bởi Pesaran và Shin (1998). Với trọng tâm phân tích phản ứng của cán cân thương mại ASEAN-6 trước các cú sốc xuất phát từ các đối tác thương mại, tác giả tập trung xem xét năm cú sốc, gồm: (1) cú sốc GDP thực Trung Quốc; (2) cú sốc GDP thực Mỹ; (3) cú sốc GDP thực Nhật Bản; (4) cú sốc tỷ giá REER Trung Quốc; và (5) cú sốc lãi suất thực Mỹ.





Hình 3. GIRFs của cú sốc dương một sai số chuẩn GDP thực Trung Quốc

Ghi chú: Phần diện tích màu xám là khoảng tin cậy 90% thu được từ 2.000 lần lặp Bootstrap.

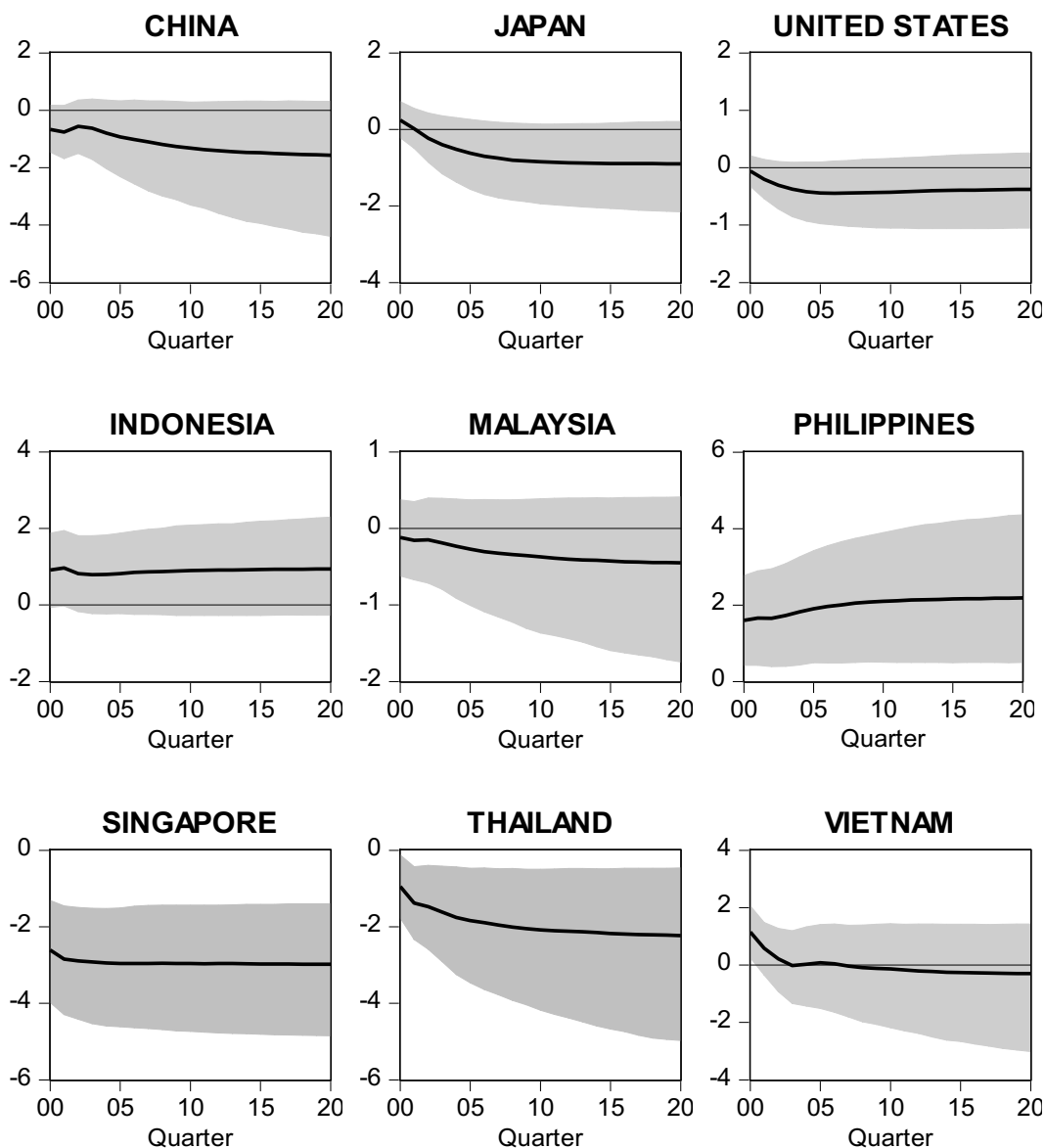
4.4.1. Tác động của cú sốc GDP thực Trung Quốc

Đầu tiên, tác giả trình bày tác động của cú sốc tăng trưởng GDP thực Trung Quốc, đối tác thương mại chính của các quốc gia ASEAN-6 thời gian qua (Huỳnh Thái Huy, 2018). Hình 3 minh họa chi tiết tác động của cú sốc lên cán cân thương mại của Trung Quốc, Nhật Bản, Mỹ và các quốc gia ASEAN-6. Theo sau cú sốc dương một sai số chuẩn, GDP thực Trung Quốc tăng 0,76%, cải thiện tích cực cán cân thương mại của Trung Quốc ngay tức khắc (+1,46%). Tác động tương tự trong ngắn hạn được tìm thấy tại Nhật Bản, Indonesia, Philippines và Singapore. Ngược lại, cán cân thương mại của các đối tác gồm: Mỹ, Malaysia, Thái Lan và Việt Nam đều lần lượt giảm. Chỉ mỗi trường hợp của Mỹ, Nhật Bản và Thái Lan, phản ứng tức thì của cán cân thương mại có ý nghĩa thống kê. Trong dài hạn, hướng phản ứng của các cán cân thương mại không hề thay đổi, ngoại trừ trường hợp của Mỹ, khi cán cân có dấu hiệu cải thiện.

4.4.2. Tác động của cú sốc GDP thực Mỹ

Cú sốc sai số chuẩn dương GDP thực Mỹ tương ứng sự gia tăng 0,48%. Khác với Trung Quốc, cú sốc gia tăng GDP thực Mỹ làm suy thoái cán cân thương mại của Mỹ ngay lập tức (-0,05%) và duy trì mức thâm hụt -0,4% từ sau 8 quý đầu (Hình 4). Cán cân thương mại của Trung Quốc cũng chịu tác động tương tự trong toàn giai đoạn xét tới. Đối với ASEAN-6, tác giả quan sát sự sụt giảm đáng kể của cán cân thương mại trong dài hạn của Malaysia, Singapore cùng Thái Lan. Riêng với Việt Nam, ngay quý đầu, cán cân thương mại có sự cải thiện đáng kể (+1,15%); tuy nhiên, trong dài hạn,

cán cân chịu tác động suy thoái, duy trì mức giảm trung bình $-0,25\%$. Bên cạnh đó, trong ngắn hạn, sự cải thiện đáng kể tương ứng được tìm thấy tại Indonesia và Philippines. Nhìn chung, Philippines, Thái Lan và Singapore là ba đối tác thương mại chịu ảnh hưởng rõ rệt nhất từ những thay đổi trong thành phần tăng trưởng thực của Mỹ cả trong ngắn hạn lẫn dài hạn.



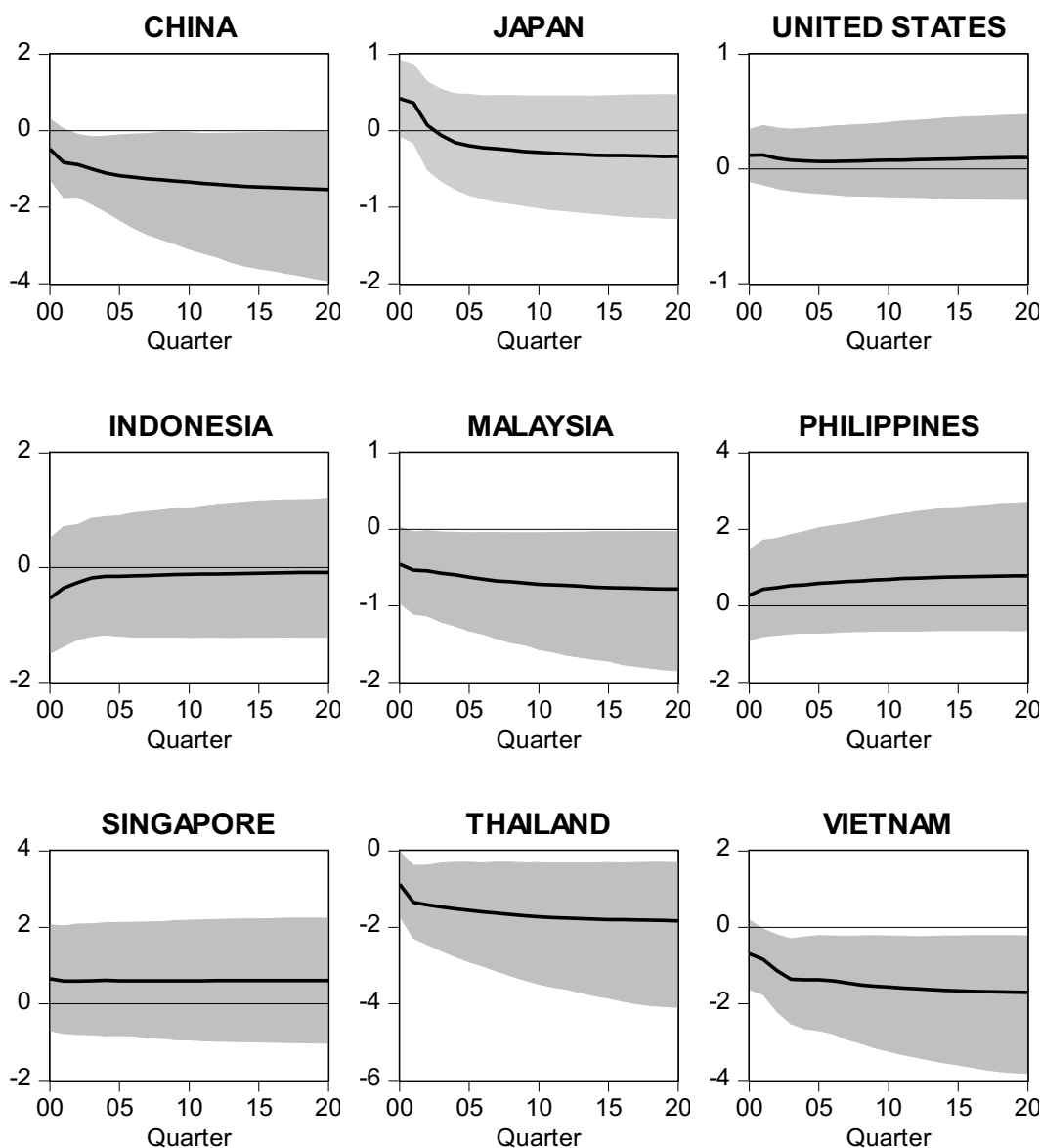
Hình 4. GIRFs của cú sốc dương một sai số chuẩn GDP thực Mỹ

Ghi chú: Phần diện tích màu xám là khoảng tin cậy 90% thu được từ 2.000 lần lặp Bootstrap.

So sánh với tác động của cú sốc GDP Trung Quốc trong dài hạn, có thể thấy hướng tác động của cú sốc GDP thực Mỹ lên ASEAN-6 gần như tương đồng, ngoại trừ Singapore. Tuy nhiên, tác động của cú sốc GDP Mỹ lại mạnh mẽ hơn và có ý nghĩa thống kê cho hầu hết khu vực ASEAN-6. Đây là

một phát hiện mới mẻ vì nghiên cứu gần đây của Bussière và cộng sự (2009) không tìm thấy bằng chứng thuyết phục nào về tác động của cú sốc GDP thực Mỹ lên thương mại khu vực ASEAN. Từ các kết quả thực nghiệm, chúng ta có thể khẳng định vai trò quan trọng của nền kinh tế Mỹ trong việc giải thích các biến động cán cân thương mại của ASEAN-6. Kết luận này vấp phải các nhận định trái chiều trước đây về sự hoán chuyển vị thế giữa Mỹ và Trung Quốc tại khu vực, kể từ sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu (Rafiq, 2016; Huỳnh Thái Huy, 2018).

4.4.3. Tác động của cú sốc GDP thực Nhật Bản



Hình 5. GIRFs của cú sốc dương một sai số chuẩn GDP thực Nhật Bản

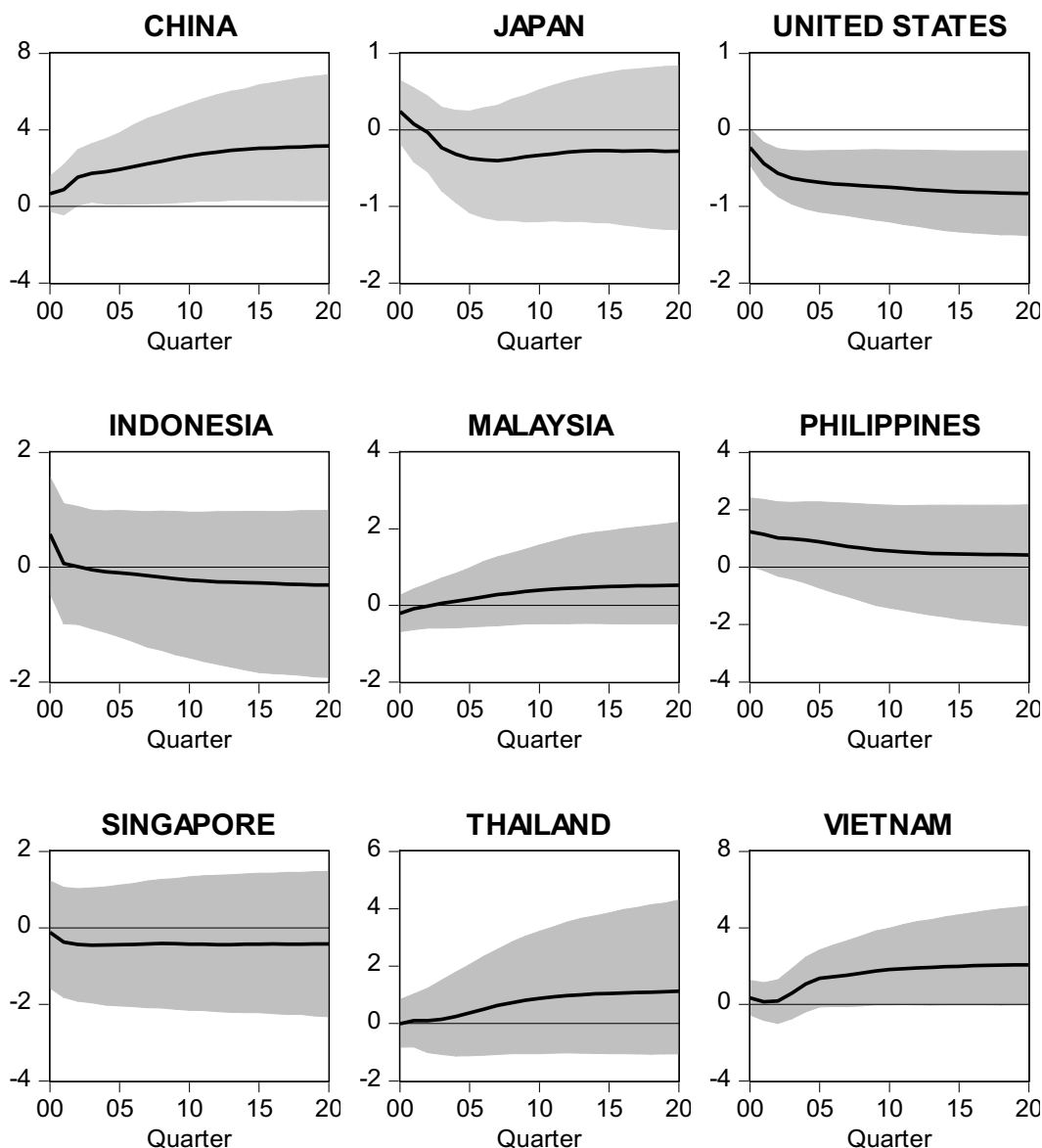
Ghi chú: Phần diện tích màu xám là khoảng tin cậy 90% thu được từ 2.000 lần lặp Bootstrap.

Tuy vai trò thương mại hiện nay của Nhật Bản trong khu vực ASEAN đã suy giảm (Inoue & cộng sự, 2015), thế nhưng quốc gia này vẫn là đối tác thương mại quan trọng của các quốc gia ASEAN-6 trong giai đoạn 2012–2014. Theo tính toán từ dữ liệu Thống kê Thương mại của Quỹ Tiền tệ Quốc tế, mức đóng góp thương mại của Nhật Bản tại khu vực ASEAN-6 lần lượt: Singapore (4,99%), Việt Nam (10,04%), Malaysia (10,16%), Indonesia (12,61%), Thái Lan (13,31%) và Philippines (14,18%) với mức tỷ trọng tương đối cao đòi hỏi các phân tích làm rõ tác động của cú sốc GDP thực Nhật Bản lên cán cân thương mại khu vực. Chi tiết tác động của cú sốc lên cán cân thương mại các quốc gia ASEAN-6 được trình bày tại Hình 5.

Tại thời điểm cú sốc GDP thực Nhật Bản diễn ra, GDP quốc gia này tăng tức thì +0,75%, cán cân thương mại đồng thời cải thiện và đạt đỉnh (+0,42%) ngay quý đầu tiên. Ngoài ra, kết quả từ Hình 5 cho thấy các tác động tích cực trong ngắn hạn của cú sốc GDP thực Nhật Bản lên hai đối tác là Philippines và Singapore không có ý nghĩa thống kê; trong dài hạn, kết quả hoàn toàn tương tự. Ngoài ra, tác động tiêu cực trong ngắn hạn được quan sát cho trường hợp của Trung Quốc, Indonesia, Malaysia, Thái Lan và Việt Nam. Có thể thấy, hướng phản ứng của cán cân thương mại khu vực ASEAN-6 trước cú sốc GDP thực Nhật Bản khá giống với cú sốc tương tự xuất phát từ Trung Quốc. Tuy nhiên, sự khác biệt đến từ phản ứng của các cán cân thương mại Malaysia, Thái Lan và Việt Nam, khi tất cả đều có ý nghĩa thống kê trong dài hạn. Điều đó cho thấy tầm ảnh hưởng của GDP thực Nhật Bản trong việc giải thích các biến động dài hạn trong cán cân thương mại của các quốc gia ASEAN-6.

4.4.4. Tác động của cú sốc tỷ giá REER Trung Quốc

Nhiều năm qua, tỷ giá đồng Nhân dân tệ (CNY) trở thành tâm điểm tranh luận về nguồn gốc của sự mất cân đối tài khoản vãng lai toàn cầu. Do vậy, hiểu rõ tác động của cú sốc phá giá nội tệ Trung Quốc là mục tiêu quan trọng của các nhà hoạch định trong khu vực, đặc biệt là khi thời gian qua, đồng CNY liên tục hạ giá nhằm đối phó với Mỹ trong vấn đề thuế quan và thương mại. Cú sốc sai số chuẩn dương tương ứng với sự mất giá (+1,64%) của tỷ giá REER Trung Quốc. Đáng ngạc nhiên, sự phá giá đồng nội tệ lại dẫn đến sự thặng dư cán cân thương mại Trung Quốc cả trong ngắn hạn lẫn dài hạn (trung bình +3,0%). Kết quả này đồng nghĩa hiệu ứng đường cong J (J-curve) không hiện diện tại Trung Quốc. Chung nhận định trên, dựa theo mô hình cân bằng thương mại song phương, Bahmani-Oskooee và Wang (2006) không cung cấp được bằng chứng thuyết phục nào về sự tồn tại của đường cong J giữa Trung Quốc và 13 đối tác thương mại chính. Ahmad và Yang (2004) cũng không phát hiện được phản ứng tiêu cực nào của cán cân thương mại trong ngắn hạn trước sự phá giá nội tệ. Ngoài ra, nghiên cứu còn phát hiện sự đối lập trong kiểu hình phản ứng giữa Trung Quốc và Mỹ. Cú sốc phá giá đồng CNY dẫn đến sự thâm hụt cán cân thương mại Mỹ ngay lập tức (−0,23%); mức độ phản ứng tiêu cực tăng nhanh chóng, đạt trạng thái ổn định sau 14 quý (gần −0,8%). Các phản ứng này đều có ý nghĩa thống kê trong dài hạn (Hình 6). Các kết quả là lời giải thích cho diễn biến đồng CNY trên thị trường thời gian qua.



Hình 6. GIRFs của cú sốc dương một sai số chuẩn REER Trung Quốc

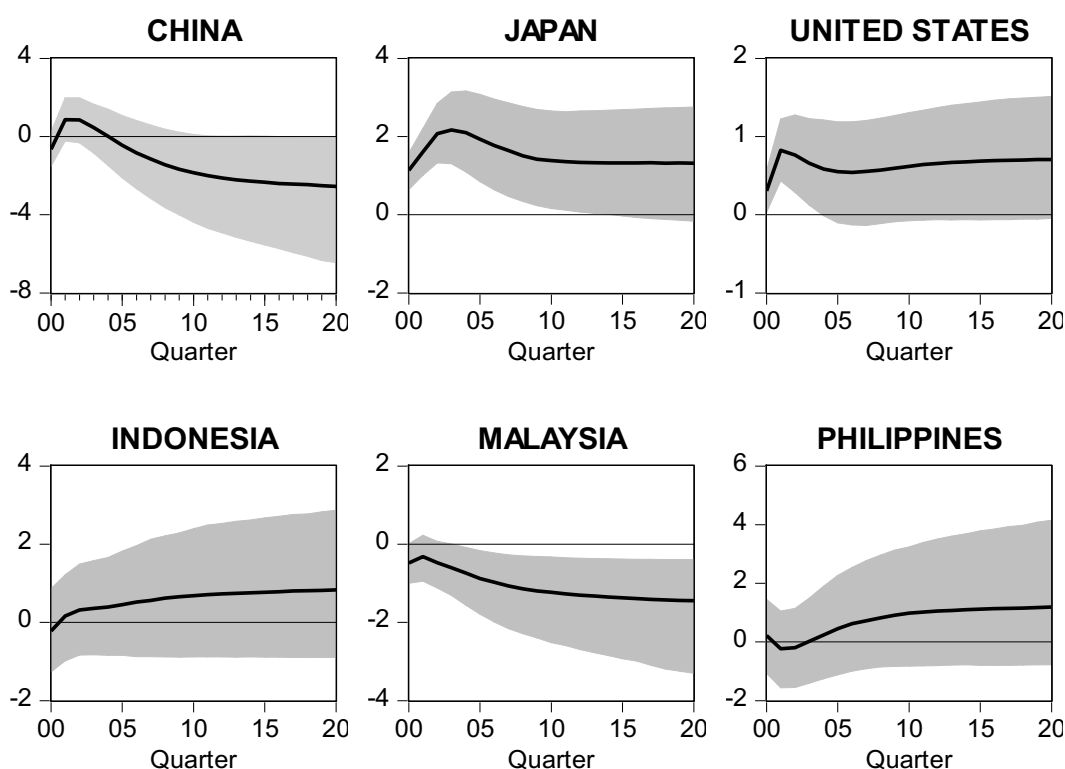
Ghi chú: Điểm trung vị cùng khoảng tin cậy 90% thu được từ 2.000 lần lặp Bootstrap.

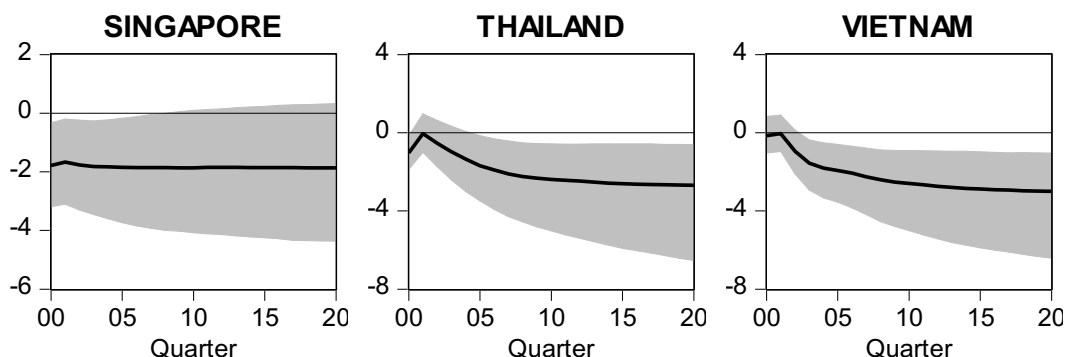
Liên quan đến khu vực ASEAN-6, các kiểu hình phản ứng của cán cân thương mại không nhất quán. Phản ứng tiêu cực trong dài hạn trước cú sốc gia tăng tỷ giá REER được tìm thấy tại Indonesia và Singapore; ngoài ra, các đối tác thương mại còn lại gồm: Philippines, Thái Lan, Malaysia và Việt Nam lại thể hiện sự cải thiện. Tuy nhiên, cũng cần lưu ý, phản ứng của cán cân thương mại Indonesia và Malaysia có sự đối lập nhau, cán cân của Indonesia có xu hướng cải thiện trong ngắn hạn nhưng thâm hụt trong dài hạn; trong khi đó, cán cân Malaysia lại xấu đi trong ngắn hạn và cải thiện trong

dài hạn. Cuối cùng, chỉ mỗi phản ứng của cán cân thương mại Việt Nam có ý nghĩa thống kê trong dài hạn.

4.4.5. Tác động của cú sốc lãi suất thực Mỹ

Chi tiết tác động của cú sốc lãi suất thực của Mỹ lên cán cân thương mại của các quốc gia ASEAN-6 được trình bày tại Hình 7. Các kết quả chỉ ra cú sốc gia tăng lãi suất thực Mỹ (tương ứng sự gia tăng 0,44%) dẫn đến sự thặng dư thương mại đáng kể cho Mỹ tức thì (+0,30%), đạt đỉnh tại quý thứ hai (+0,76%) và duy trì mức tăng trưởng trong dài hạn. Kênh của cải quốc tế (International Wealth Channel) – kênh truyền dẫn mạnh tại Mỹ (Fratzscher & Straub, 2010) có thể là lời giải cho phản ứng trên. Theo đó, cú sốc gia tăng lãi suất tương ứng cú sốc suy giảm giá tài sản, làm giảm chi tiêu cùng của cải hộ gia đình, dẫn lượt cải thiện cán cân thương mại. Tuy vậy, mô hình GVAR của tác giả không kiểm soát các biến số này nên cách giải thích trên chưa thể thuyết phục hoàn toàn.





Hình 7. GIRFs của cú sốc dương một sai số chuẩn lãi suất thực Mỹ

Ghi chú: Điểm trung vị cùng khoảng tin cậy 90% thu được từ 2.000 lần lặp Bootstrap.

Trong dài hạn, cú sốc lãi suất thực Mỹ dẫn đến sự thâm hụt đáng kể cán cân thương mại Trung Quốc. Bên cạnh đó, tác giả còn quan sát được phản ứng tích cực và có ý nghĩa của cán cân thương mại Nhật Bản cả trong ngắn hạn lẫn dài hạn. Liên quan đến ASEAN-6, cú sốc lãi suất thực Mỹ làm suy thoái đáng kể cán cân thương mại của phần lớn các quốc gia trong dài hạn, ngoại trừ trường hợp Indonesia và Philippines. Cũng cần lưu ý rằng, cán cân thương mại của Indonesia và Philippines cùng trải qua sự thâm hụt ngay khi cú sốc lãi suất thực Mỹ xảy ra trước khi cải thiện trong dài hạn.

5. Kết luận

Cuộc khủng hoảng tài chính năm 2008 cùng những đổ vỡ liên tiếp trong hoạt động thương mại thế giới thời gian qua đã đặt ra những thách thức to lớn xoay quanh việc dự báo cũng như vận hành linh hoạt các chiến lược thương mại. Nhiều nghiên cứu từ lâu đã nhấn mạnh vai trò của mất cân bằng thương mại (toàn cầu) là tác nhân gây ra các cuộc khủng hoảng toàn cầu và khu vực. Các quốc gia ASEAN-6 (bao gồm cả Việt Nam) là các nền kinh tế mở nhỏ và phụ thuộc nhiều vào hoạt động ngoại thương, do vậy, chịu ảnh hưởng sâu sắc từ những thay đổi trong quan hệ thương mại với các đối tác chính. Xuất phát từ bối cảnh trên, nghiên cứu tiến hành đánh giá tác động từ các cú sốc vĩ mô xuất phát từ 3 nền kinh tế lớn (Trung Quốc, Mỹ cùng Nhật Bản) đến cán cân thương mại của các quốc gia ASEAN-6. Nghiên cứu sử dụng mô hình GVAR cho 35 quốc gia, chiếm xấp xỉ 90% GDP thế giới, kết hợp dữ liệu theo quý giai đoạn quý IV/1998–IV/2016. Khuôn khổ mô hình nắm bắt hầu hết các liên kết thương mại trong nền kinh tế thế giới. Nghiên cứu thực nghiệm rút ra một số kết quả và hàm ý chính sách quan trọng sau:

- *Thứ nhất*, các cú sốc thực (GDP và lãi suất) xuất phát từ Mỹ là yếu tố quan trọng giải thích cho sự thay đổi trong cán cân thương mại khu vực ASEAN-6. Bất kỳ sự biến động nào trong nền kinh tế của quốc gia này đều sẽ ảnh hưởng đáng kể đến cán cân thương mại của các quốc gia ASEAN-6. Do vậy, quan sát cũng như dự báo được những thay đổi trong thành phần tăng trưởng thực của Mỹ là mục tiêu quan trọng của các nhà hoạch định chính sách trong khu vực. Mặc dù đóng góp thương mại của Nhật Bản tại khu vực đã giảm rõ rệt (Inoue & cộng sự, 2015), nhưng cú sốc GDP thực của quốc gia này vẫn tác động đáng kể đến các quốc gia Malaysia, Thái Lan và Việt Nam. Trái ngược với Mỹ và Nhật Bản, Trung Quốc với vai trò đối tác thương mại quan trọng nhất của khu vực (Huỳnh Thái

Huy, 2018), các cú sốc thực xuất phát từ quốc gia này lại không phải là yếu tố quan trọng xác định cán cân thương mại của các quốc gia trong khu vực.

- *Thứ hai*, hiệu ứng đường cong J không hiện diện tại Trung Quốc. Phá giá đồng CNY cải thiện đáng kể cán cân thương mại Trung Quốc và Việt Nam cả trong ngắn hạn và dài hạn. Tuy nhiên, đồng CNY giảm giá lại dẫn đến sự suy thoái đáng kể cán cân thương mại Mỹ. Các phát hiện giúp giải thích diễn biến của tỷ giá đồng CNY thời gian qua và hàm ý tương tự trong tương lai. Bên cạnh đề cập vai trò của các yếu tố thực (lãi suất, tăng trưởng nước ngoài cùng tỷ giá), khuôn khổ mô hình vẫn chưa nắm bắt tác động từ các yếu tố vĩ mô khác như: Biến số tài chính và biến giá cả hàng hóa. Đó sẽ là bước đi tiếp theo của tác giả trong các nghiên cứu sau này ■

Tài liệu tham khảo

- Ahad, M., & Muzammil, M. (2015). Impact of financial development on trade balance: An ARDL cointegration and causality approach for Pakistan. *MPRA Paper 68545*. University Library of Munich, Germany.
- Ahmad, J., & Yang, J. (2004). Estimation of the J-curve in China. *Economics Study Area Working Papers 67*. East-West Center, Economics Study Area.
- Andrews, D. W. K., & Ploberger, W. (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, 62(6), 1383–1414.
- Bahmani-Oskooee, M., & Wang, Y. (2006). The J curve: China versus her trading partners. *Bulletin of Economic Research*, 58(4), 323–343.
- Balassa, B. (1978). Exports and economic growth: Further evidence. *Journal of Development Economics*, 5(2), 181–189.
- Barnett, A., & Straub, R. (2008). What drives U.S. current account fluctuations?. *ECB Working Paper No 959*. European Central Bank.
- Bettendorf, T. (2017). Investigating global imbalances: Empirical evidence from a GVAR approach. *Economic Modelling*, 64, 201–210.
- Borio, C., & Disyatat, P. (2011). Global imbalances and the financial crisis: Link or no link?. *BIS Working Papers No 346*. Bank for International Settlements.
- Bracke, T., & Fidora, M. (2008). Global liquidity glut or global savings glut? A structural VAR approach. *ECB Working Paper No 911*. European Central Bank.
- Bussière, M., Chudik, A., & Sestieri, G. (2009). Modelling global trade flows: Results from a GVAR model. *ECB Working Paper No 1087*. European Central Bank.
- Bussière, M., Fratzscher, M., & Muller, G. J. (2010). Productivity shocks, budget deficits and the current account. *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1562–1579.
- Chinn, M. D., & Ito, H. (2007). Current account balances, financial development, and institutions: Assaying the world “saving glut”. *Journal of International Money and Finance*, 26(4), 546–569.
- Chinn, M. D., & Prasad, E. S. (2003). Medium-term determinants of current accounts in industrial and developing countries: An empirical exploration. *Journal of International Economics*, 59(1), 47–76.

- Chiu, Y. –B., & Sun, C.–H. D. (2016). The role of savings rate in exchange rate and trade imbalance nexus: Cross-countries evidence. *Economic Modelling*, 52(Part B), 1017–1025.
- Coe, D. T., & Helpman, E. (1995). International R&D spillovers. *European Economic Review*, 39(5), 859–887.
- Dees, S., Di Mauro, F., Pesaran, M. H., & Smith, L. V. (2007). Exploring the international linkages of the Euro area: A global VAR analysis. *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 1–38.
- Dodaro, S. (1991). Comparative advantage, trade and growth: Export-led growth revisited. *World Development*, 19(9), 1153–1165.
- Emery, R. F. (1967). The relation of exports and economic growth. *Kyklos*, 20(4), 470–486.
- Esfahani, H. S. (1991). Exports, imports, and economic growth in semi-industrialized countries. *Journal of Development Economics*, 35(1), 93–116.
- Feldstein, M. (2008). Resolving the global imbalance: The Dollar and the U.S. saving rate. *Journal of Economic Perspectives*, 22(3), 113–125.
- Fisher, L. A., & Huh, H. –S. (2002). Real exchange rates, trade balances and nominal shocks: Evidence for the G7. *Journal of International Money and Finance*, 21(4), 497–518.
- Fratzscher, M., & Straub, R. (2010). Asset prices, news shocks and the current account. *CEPR Discussion Paper 8080*. C.E.P.R. Discussion Papers.
- Fratzscher, M., Juvenal, L., & Sarno, L. (2010). Asset prices, exchange rates and the current account. *European Economic Review*, 54(5), 643–658.
- Garcia-Solanes, J., Rodríguez-Lópezand, J., & Torres, J. L. (2011). Demand shocks and trade balance dynamics. *Open Economies Review*, 22(4), 739–766.
- Greenwood-Nimmo, M., Nguyen, V. H., & Shin, Y. (2012). Probabilistic forecasting of output growth, inflation and the balance of trade in a GVAR framework. *Journal of Applied Econometrics*, 27(4), 554–573.
- Grossman, G. M., & Helpman, E. (1991). Trade, knowledge spillovers, and growth. *European Economic Review*, 35(2–3), 517–526.
- Hailu, Z. A. (2011). The impact of foreign aid on trade imbalances of sub-Saharan Africa. *IUP Journal of Applied Economics*, 10(3), 39–55.
- Hansen, B. (1992). Efficient estimation and testing of cointegrating vectors in the presence of deterministic trends. *Journal of Econometrics*, 53(1–3), 87–121.
- Holinski, N., & Vermeulen, R. (2012). The international wealth effect: A global error-correcting analysis. *Empirical Economics*, 43(3), 985–1010.
- Huỳnh Thái Huy. (2018). Sự trỗi dậy của Trung Quốc trong nền kinh tế toàn cầu và hệ quả đến các quốc gia ASEAN-6. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh châu Á*, 29(3), 56–84.
- IMF. (2006). *Oil Prices and Global Imbalances* (pp. 71–96). World Economic Outlook.
- Inoue, T., Kaya, D., & Ohshige, H. (2015). The impact of China’s slowdown on the Asia Pacific region: An application of the GVAR model. *Policy Research Working Paper 7442*. The World Bank.

- Kandil, M. (2009). On the relation between financial flows and the trade balance in developing countries. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 18(3), 373–393.
- Kennedy, O. (2013). Kenya's foreign trade balance: An empirical investigation. *European Scientific Journal*, 9(19), 176–189.
- Kim, S. (2001). Effects of monetary policy shocks on the trade balance in small open European countries. *Economics Letters*, 71(2), 197–203.
- Kim, S., & Roubini, N. (2008). Twin deficit or twin divergence? Fiscal policy, current account, and real exchange rate in the USA. *Journal of International Economics*, 74(2), 362–383.
- Kodongo, O., & Ojah, K. (2013). Real exchange rates, trade balance and capital flows in Africa. *Journal of Economics and Business*, 66, 22–46.
- Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119–147.
- Lee, J. –W. (1995). Capital goods imports and long-run growth. *Journal of Development Economics*, 48(1), 91–110.
- Lee, J. –W., McKibbin, W. J., & Park, Y. C. (2006). Transpacific trade imbalances: Causes and cures. *The World Economy*, 29(3), 281–303.
- Lee, J., & Chinn, M. D. (2006). Current account dynamics and real exchange rate dynamics in G7 countries. *Journal of International Money and Finance*, 25(2), 257–274.
- Liang, Y. (2012). Global imbalances as root cause of global financial crisis? A critical analysis. *Journal of Economic Issues*, 46(1), 101–118.
- Ma, Z., & Cheng, L. (2003). The effects of financial crises on international trade. *NBER Working Paper No 10172*. Retrieved from <https://www.nber.org/papers/w10172.pdf>
- Mendoza, E. G. (1991). Real business cycles in a small open economy. *The American Economic Review*, 81(4), 797–818.
- Mohaddes, K., & Raissi, M. (2018). *Compilation, revision and updating of the global VAR (GVAR) database, 1979Q2–2016Q4*. University of Cambridge: Faculty of Economics.
- Mossison, W. M., & Lanonte, M. (2013). China's currency policy: An analysis of the economic issues. *CRS Report No. RS21625*. Retrieved from <https://fas.org/sgp/crs/row/RS21625.pdf>
- Nguyễn Hữu Tuấn, Nguyễn Huỳnh Minh Nguyệt, Mai Diễm Phương, Dương Thảo Nguyên, Đỗ Thanh Hà, & Lâm Ngọc Phương Thảo. (2014). Tác động tỷ giá hối đoái và thu nhập quốc dân đến cán cân thương mại: Tiếp cận theo mô hình VECM. *Tạp chí Phát triển & Hội nhập*, 15(25), 22–28.
- Nguyễn Khắc Quốc Bảo. (2013). Tác động của cú sốc giá dầu lên cán cân thương mại VN và một số khuyến nghị. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 276, 25–37.
- Nyblom, J. (1989). Testing for the constancy of parameters over time. *Journal of the American Statistical Association*. 84(405), 223–230.
- Obstfeld, M., & Rogoff, K. (2009). Global imbalances and the financial crisis: Products of common causes. *Working Paper*. Harvard University.
- Pesaran, H. M., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58(1), 17–29.

- Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. (2004). Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(2), 129–162.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2000). Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables. *Journal of Econometrics*, 97(2), 293–343.
- Ploberger, W., & Krämer, W. (1992). The CUSUM test with OLS residuals. *Econometrica*, 60(2), 271–285.
- Quandt, R. E. (1960). Tests of the hypothesis that a linear regression system obeys two separate regimes. *Journal of the American Statistical Association*, 55(290), 324–330.
- Rafiq, S. (2016). When China sneezes does ASEAN catch a cold?. *IMF Working Paper*, WP/16/214.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), 71–102.
- Shah, A., & Majeed, M. T. (2014). Real exchange rate and trade balance in Pakistan: An ARDL co-integration approach. *MPRA Paper 57674*. University Library of Munich, Germany.
- Tô Trung Thành. (2016). Các yếu tố tác động đến cán cân thương mại Việt Nam giai đoạn 1977–2015: Thực nghiệm từ mô hình VECM. *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 234, 21–30.
- Tran, T. A. D., & Dinh, T. T. B. (2014). FDI inflows and trade imbalances: Evidence from developing Asia. *The European Journal of Comparative Economics*, 11(1), 147–169.
- World Bank Indicator. (2018). *GDP, PPP (current international \$)*. Retrieved August 4, 2018, from <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.PP.CD>
- Zhang, Y., & Wan, G. (2007). What accounts for China's trade balance dynamics?. *Journal of Policy Modeling*, 29(6), 821–837.

Phụ lục

Nguồn dữ liệu

- (1) Giá dầu thô thế giới: Tác giả sử dụng dữ liệu của Mohaddes và Raissi (2018).
- (2) Tổng sản phẩm quốc nội (GDP): Dữ liệu GDP của Việt Nam và Hồng Kông được thu thập lần lượt từ Tổng cục Thống kê Việt Nam (GSO) và Sở Điều tra và Thống kê Hồng Kông (Census and Statistics Department). Với 33 quốc gia còn lại, tác giả sử dụng dữ liệu của Mohaddes và Raissi (2018).
- (3) Cán cân thương mại: Dữ liệu của tất cả các quốc gia được tính toán từ dữ liệu thống kê xuất nhập khẩu của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF, 2018).
- (4) Lãi suất: Dữ liệu của tất cả các quốc gia được thu thập từ nguồn Thống kê tài chính quốc tế (IFS).
- (5) Chỉ số giá tiêu dùng (CPI): Dữ liệu CPI của Ấn Độ và Việt Nam lần lượt được thu thập từ Cơ sở dữ liệu Cục dự trữ Liên bang (FRED) cùng Tổng cục Thống kê (GSO). Dữ liệu từ nguồn Thống kê tài chính quốc tế (IFS) được dùng cho các 33 quốc gia còn lại.
- (6) Tỷ giá danh nghĩa (cách yết giá theo USD): Dữ liệu của tất cả các quốc gia được thu thập từ nguồn Thống kê tài chính quốc tế (IFS).