



Sự trỗi dậy của Trung Quốc trong nền kinh tế toàn cầu và hệ quả đến các quốc gia ASEAN-6

HUỲNH THÁI HUY^a

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<i>Ngày nhận: 23/02/2018</i> <i>Ngày nhận lại: 09/05/2018</i> <i>Duyệt đăng: 27/07/2018</i> Mã phân loại JEL: F41, O19, F44 Từ khóa: Mô hình kinh tế vĩ mô; Toàn cầu; GVAR; Liên kết thương mại; Chu kỳ kinh doanh quốc tế. Keywords: Macroeconomic model; Global; GVAR; Trade linkage; International business cycles.	Toàn cầu hóa cùng sự trỗi dậy của Trung Quốc trong ba thập kỷ qua đã làm thay đổi sâu sắc cấu trúc kinh tế thế giới. Các thay đổi trong liên kết thương mại giữa Trung Quốc, Mỹ cùng các quốc gia ASEAN-6 ảnh hưởng cơ chế truyền dẫn chu kỳ kinh doanh quốc tế đến ASEAN-6. Để đánh giá tác động, tác giả sử dụng mô hình GVAR với ba thiết lập tỷ trọng thương mại nhằm nắm bắt các thay đổi trong liên kết thương mại thế giới. Các kết quả chỉ ra rằng tác động dài hạn của cú sốc GDP Trung Quốc lên GDP ASEAN-6 (ngoại trừ Thái Lan) năm 2016 mạnh hơn so với cú sốc năm 2000. Đồng thời, tác động của cú sốc GDP Mỹ năm 2008 lên GDP ASEAN-6 (ngoại trừ Indonesia) thấp hơn so với năm 2000. Các phát hiện giúp giải thích vì sao các quốc gia khu vực ASEAN hồi phục nhanh chóng sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2008. Abstract The structure of the world economy has profoundly changed over the past three decades because of the globalization and China's rise. The substantial changes in trade linkages between China, the U.S. and ASEAN-6 have influenced a mechanism of international business cycle transmission to ASEAN-6. In order to investigate the effect, the paper employs a Global Vector Autoregressive (GVAR) model with three different sets of trade weights to account for the alterations in international trade linkages. The results show that the long-term impact of a China GDP shock on ASEAN-6 economies (except for Thailand) is much stronger in 2016 than in 2000. Additionally, a GDP shock in the U.S. mostly has a lower impact on GDP ASEAN-6 (except

^a huycan830@gmail.com

Trích dẫn bài viết: 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.

for Indonesia) in 2008 than in 2000. Also, these findings reveal the reasons why the ASEAN economies can quickly recover from the 2008 global crisis.

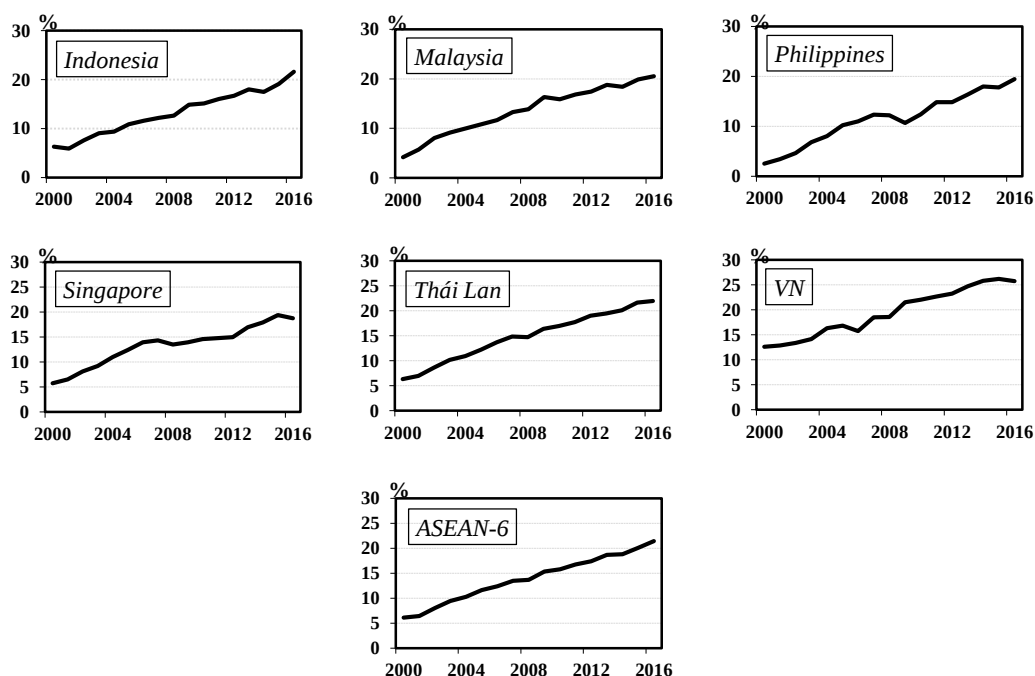
1. Giới thiệu

Những thập niên đã qua chứng kiến những bước chuyển mình mạnh mẽ của Trung Quốc trên nhiều lĩnh vực, đưa quốc gia này trở thành đầu tàu tăng trưởng kinh tế thế giới. Với việc gia nhập Tổ chức Thương mại Thế giới (WTO) vào tháng 11/2001, cùng sáng kiến thành lập Khu vực thương mại tự do ASEAN – Trung Quốc (ACFTA) ký kết vào tháng 11/2002 đã đánh dấu những bước tiến quan trọng của Trung Quốc trên con đường hội nhập sâu rộng với kinh tế thế giới cũng như nâng cao vai trò cùng sức ảnh hưởng của Trung Quốc trong khu vực ASEAN. Xu thế toàn cầu hóa cùng quá trình gắn kết của các nền kinh tế trên thế giới tạo ra nhiều động lực kinh tế, thúc đẩy các mối liên kết thương mại giữa Trung Quốc và phần còn lại của thế giới. Minh chứng rõ nét là sự bùng nổ thương mại của Trung Quốc trong gần ba thập kỷ qua, khi đóng góp thương mại thế giới của Trung Quốc từ mức 2,3% trong năm 1993 tăng lên 12,3% vào năm 2015 (WTO, 2017). Bên cạnh đó, quan hệ hợp tác thương mại và đầu tư giữa Trung Quốc và ASEAN cũng không ngừng phát triển. Từ mức đóng góp thương mại chỉ 4,6% trong năm 2001, Trung Quốc nhanh chóng vươn lên trở thành đối tác thương mại lớn nhất, với kim ngạch thương mại song phương đạt 368 tỷ USD vào năm 2016, tương đương 16,5% tổng giá trị thương mại hàng hóa khu vực (ASEAN, 2017a). Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) từ Trung Quốc sang ASEAN đạt 9,7 tỷ USD vào năm 2016, đưa Trung Quốc trở thành nguồn cung FDI lớn thứ tư (ASEAN, 2017b). Sự mở rộng quan hệ hợp tác kinh tế giữa Trung Quốc và ASEAN trong nhiều năm qua có ý nghĩa đặc biệt quan trọng trong sự thúc đẩy tăng trưởng kinh tế của mỗi bên (Aslam, 2012). Có thể thấy, tiến trình toàn cầu hóa cùng sự trỗi dậy của Trung Quốc và các nền kinh tế mới nổi khác đã làm thay đổi sâu sắc cấu trúc kinh tế thế giới nói chung và ASEAN nói riêng. Hệ quả là cơ chế truyền dẫn chu kỳ kinh doanh quốc tế đến ASEAN có thể đã thay đổi (Cesa-Bianchi & cộng sự, 2012; Waal & Eyden, 2016).

Sự tăng cường liên kết thương mại với Trung Quốc thời gian qua làm các đối tác thương mại, đặc biệt là các quốc gia khu vực ASEAN nhạy cảm hơn với các cú sốc GDP xuất phát từ nền kinh tế lớn thứ hai thế giới này (Inoue & cộng sự, 2015; Rafiq, 2016). Nhiều năm qua, đánh giá tác động của các cú sốc xuất phát từ Trung Quốc đến ASEAN đã trở thành chủ đề nghiên cứu được sự quan tâm đặc biệt của giới học thuật, và là mục tiêu quan trọng của các nhà hoạch định chính sách, nhất là khi: (1) Nhiều loại thuế quan được cắt giảm hoặc xóa bỏ trong khuôn khổ chung Khu vực mậu dịch tự do ASEAN – Trung Quốc (ACFTA) thúc đẩy mối liên kết thương mại giữa hai bên phát triển mạnh mẽ trong thời gian tới (Park & cộng sự, 2009; Paladini & Cheng, 2015); (2) Nền kinh tế Trung Quốc đang trong quá trình tái cân bằng¹, dự báo những biến động lớn trong tăng trưởng GDP thực của quốc gia

¹ Tăng tỷ trọng tiêu dùng, giảm tỷ trọng đầu tư trong GDP.

này và hiệu ứng lan tỏa đến các đối tác thương mại chính (Zhang, 2016; Cashin & cộng sự, 2016). Tuy nhiên, theo hiểu biết của tác giả, chưa một nghiên cứu thực nghiệm nào tìm hiểu sự gia tăng vai trò của Trung Quốc tại Việt Nam trong bối cảnh cấu trúc thương mại thế giới thay đổi theo thời gian. Do đó, nhằm lấp vào khoảng trống nghiên cứu trước đây, tác giả tiến hành xem xét các thay đổi cơ cấu thương mại giữa Trung Quốc và phần còn lại thế giới ảnh hưởng thế nào đến truyền dẫn chu kỳ kinh doanh quốc tế tới Việt Nam cùng các quốc gia trong khối ASEAN. Cụ thể, tác giả tiến hành phân tích thực nghiệm tác động của các cú sốc tổng sản phẩm quốc nội (GDP) Trung Quốc và Mỹ truyền dẫn đến 6 nền kinh tế ASEAN (tức ASEAN-6, bao gồm: Việt Nam, Indonesia, Malaysia, Philippines, Singapore và Thái Lan).



Hình 1. Đóng góp của Trung Quốc trong tổng thương mại ASEAN-6 giai đoạn 2000–2016

Ghi chú: Khu vực ASEAN-6 được xây dựng dựa theo trọng số GDP-PPP trung bình giai đoạn 2013–2015 (tương tự cách xây dựng khu vực Euro).

Nguồn: Tác giả tự tính toán từ dữ liệu thống kê về thương mại của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF, 2018).

Việc tập trung vào cú sốc GDP của Mỹ xuất phát từ hai nguyên nhân:

Thứ nhất, từ lâu Mỹ vẫn là đối tác thương mại quan trọng của ASEAN và là nguồn gốc chính của các cú sốc ngoại sinh truyền dẫn đến khu vực (Sato & cộng sự, 2011, Dungey & Vehbi, 2015).

Thứ hai, trái ngược với Trung Quốc, đóng góp thương mại của Mỹ với ASEAN trên đà suy giảm kể từ sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu: Từ 15,7% trong năm 2001 xuống còn 9,2% trong năm 2015 (ASEAN, 2017a).

Do vậy, việc xem xét tác động của các cú sốc GDP xuất phát từ Trung Quốc và Mỹ - một nước có đóng góp thương mại với ASEAN tăng và một nước có vai trò suy giảm trong giai đoạn nghiên cứu tạo bức tranh tương phản cùng góc nhìn toàn diện về cơ chế truyền dẫn chu kỳ kinh doanh quốc tế

đến Việt Nam lẫn khu vực ASEAN trong thời kỳ trỗi dậy của Trung Quốc và các nền kinh tế đang phát triển khác.

Để thực hiện phân tích thực nghiệm, tác giả sử dụng mô hình vector tự hồi quy toàn cầu (Global VAR) đề xuất bởi Pesaran và cộng sự (2004) và phát triển sau này bởi Dees và cộng sự (2007), kết hợp dữ liệu của 20 quốc gia trong giai đoạn quý III/2000–quý I/2017, liên kết tỷ trọng thương mại tại các mốc thời gian 2000, 2008 và 2016, qua đó nắm bắt các thay đổi trong cấu trúc thương mại toàn cầu từ sự trỗi dậy của Trung Quốc.

Sau phần giới thiệu, các phần còn lại của nghiên cứu bao gồm: Phần 2 trình bày vai trò của Trung Quốc trong nền kinh tế toàn cầu, đồng thời sơ lược một số nghiên cứu gần đây về tác động của các cú sốc xuất phát từ Trung Quốc đến các đối tác thương mại quan trọng; phần 3 trình bày 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

2.1. Vị thế hiện nay của Trung Quốc trong nền kinh tế toàn cầu

Sau quá trình cải cách và mở cửa nền kinh tế bắt nguồn từ cuối thập niên 70 của thế kỷ trước, Trung Quốc nhanh chóng đạt được những thành tựu ngoạn mục về tăng trưởng kinh tế, cơ sở hạ tầng và thu hút FDI. Chỉ sau hơn 30 năm, Trung Quốc vươn mình trở thành cường quốc kinh tế, đứng thứ ba về tiếp nhận FDI sau Mỹ và Anh², dẫn đầu thế giới về thương mại hàng hóa³, GDP danh nghĩa xếp thứ hai⁴ sau khi vượt qua Đức năm 2007 và Nhật Bản năm 2010 (Oehler-Sincai, 2010). Việc gia nhập Tổ chức WTO vào năm 2011 giúp Trung Quốc mở rộng cánh cửa hợp tác thương mại với các quốc gia và khu vực trên thế giới, tạo thời cơ bứt phá, thúc đẩy nền kinh tế phát triển. Chỉ sau 3 năm gia nhập WTO, Trung Quốc đã đuổi kịp Nhật Bản để trở thành quốc gia xuất khẩu hàng đầu châu Á và thế giới.

Bảng 1

Đóng góp thương mại cho các quốc gia ASEAN-6 trong các năm 2000 và 2016

	Indonesia	Malaysia	Philippines	Singapore	Thái Lan	Việt Nam
Năm 2000						
Trung Quốc	0,06	0,04	0,03	0,06	0,06	0,13
Mỹ	0,16	0,23	0,31	0,20	0,22	0,05
Khu vực Euro	0,15	0,13	0,15	0,14	0,15	0,17
Nhật Bản	0,26	0,20	0,21	0,15	0,26	0,21
Khu vực ASEAN	0,23	0,30	0,20	0,36	0,22	0,29
Các quốc gia khác	0,14	0,10	0,10	0,09	0,12	0,15

² Dựa theo World Investment Report (UNCTAD, 2017).

³ Dựa theo World Trade Statistical Review (WTO, 2017).

⁴ Dựa theo World Economic Outlook (IMF, 2017).

	Indonesia	Malaysia	Philippines	Singapore	Thái Lan	Việt Nam
Tổng	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Năm 2016						
Trung Quốc	0,22	0,21	0,19	0,19	0,22	0,26
Mỹ	0,11	0,12	0,14	0,12	0,12	0,17
Khu vực Euro	0,11	0,11	0,10	0,13	0,14	0,13
Nhật Bản	0,13	0,10	0,19	0,08	0,17	0,11
Khu vực ASEAN	0,28	0,33	0,27	0,34	0,24	0,14
Các quốc gia khác	0,15	0,13	0,11	0,14	0,11	0,19
Tổng	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00

Nguồn: Tính toán của tác giả từ dữ liệu thống kê về thương mại của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF, 2018)

Năm 2007, cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu nổ ra dẫn đến sự sụt giảm nhu cầu nhập khẩu hàng hóa từ khu vực châu Á–Thái Bình Dương của Mỹ và khu vực châu Âu. Tuy nhiên, gói kích thích tài khóa khổng lồ tương đương 600 tỷ USD (20% GDP) của Trung Quốc ban hành vào tháng 11/2008 đã thúc đẩy nhu cầu trong nước. Nắm bắt cơ hội, xuất khẩu từ các quốc gia châu Á–Thái Bình Dương sang Trung Quốc đã tăng gấp đôi, đưa Trung Quốc trở thành thị trường lớn nhất của khu vực, vượt qua Nhật Bản năm 2005 và Mỹ năm 2007 (Inoue & cộng sự, 2015). Riêng tại khu vực ASEAN-6, trong khi vai trò của Trung Quốc trong thương mại khu vực đã tăng ít nhất 3 lần, từ mức 6,1% năm 2000 lên 21,4% năm 2016 (Hình 1) thì đóng góp thương mại của Mỹ lại giảm gần phân nửa so với thời điểm năm 2000 (Bảng 1). Quan hệ thương mại đã và đang trở thành động lực chính cho mối quan hệ kinh tế giữa Trung Quốc cùng các quốc gia và khu vực trên thế giới.

2.2. Tác động của các cú sốc xuất phát từ Trung Quốc đến nền kinh tế toàn cầu

Có thể thấy, Trung Quốc hiện nay đã là một trong những nền kinh tế lớn nhất thế giới, tầm ảnh hưởng của quốc gia này đến nền kinh tế thế giới nói chung và các đối tác thương mại tại khu vực ASEAN nói riêng đã khác so với thập kỷ trước. Bảng 2 trình bày một số nghiên cứu thực nghiệm hiện nay về hiệu ứng lan tỏa của các cú sốc xuất phát từ Trung Quốc đến các đối tác thương mại, bao gồm cả khu vực ASEAN.

Bảng 2

Một số nghiên cứu thời gian qua về hiệu ứng lan tỏa của các cú sốc xuất phát từ Trung Quốc đến các đối tác thương mại

Tác giả	Quốc gia	Giai đoạn	Phương pháp	Kết quả chính
Ahuja và Nabar (2012)	G20	tháng 01/2000–09/2011	GMM, FAVAR	Mỗi 1% giảm tốc trong tăng trưởng đầu tư tại Trung Quốc dẫn đến sự sụt giảm 0,1% tăng trưởng toàn cầu. Các nền kinh tế trong chuỗi cung ứng khu vực, các quốc gia xuất khẩu hàng hóa ít đa dạng chịu tác động lớn nhất.
Ahuja và Myrvoda (2012)	G20	tháng 01/2000–09/2011	FAVAR	1% sụt giảm trong đầu tư bất động sản thực Trung Quốc tác động lan tỏa tiêu cực đến các đối tác thương mại nhóm các nền kinh tế lớn (G20), sản lượng toàn cầu giảm xấp xỉ 0,06%. Giá kim loại thế giới giảm từ 0,8% đến 2,2% sau một năm.
Cashin và cộng sự (2012)	50 quốc gia	quý II/1979–II/2011	GVAR	Các quốc gia Trung Đông và Bắc Phi nhạy cảm với sự phát triển của Trung Quốc hơn là các cú sốc bất nguồn từ châu Âu và Mỹ, do sự phát triển liên kết thương mại với Trung Quốc.
Cesa-Bianchi và cộng sự (2012)	33 quốc gia	quý II/1979–IV/2009	TV-GVAR	Tác động dài hạn của cú sốc GDP Trung Quốc lên khu vực Mỹ La-tinh đã tăng gấp ba lần khi so sánh với cú sốc tương tự vào giữa thập niên 90. Trong khi đó, tác động của cú sốc GDP Mỹ đã giảm hơn phân nửa.
Duval và cộng sự (2014)	34 quốc gia chia làm 4 khu vực	quý I/2000–IV/2012	Hồi quy dữ liệu bảng	Cứ 1% sụt giảm trong tăng trưởng Trung Quốc có thể làm giảm tăng trưởng GDP của các nền kinh tế châu Á đi 0,3% sau một năm.
IMF (2014a)	16 thị trường mới nổi	quý I/1998–II/2013	Bayesian SVAR	Cứ 1% gia tăng trong tăng trưởng Trung Quốc dẫn đến tăng trưởng của các nền kinh tế mới nổi tăng 0,1%. Độ co giãn tác động cao hơn ở một số quốc gia châu Á và xuất khẩu hàng hóa như Nga. Biến động tăng trưởng Trung Quốc cũng tác động đến nền kinh tế toàn cầu.
IMF (2014b)	33 thị trường mới nổi	quý II/1979–IV/2009	GVAR	Cứ 1% sụt giảm trong tăng trưởng Trung Quốc có thể làm giảm tăng trưởng của các nền kinh tế tiên tiến đi 0,15% sau cuối một năm, mức ý nghĩa cao nhất cho Nhật Bản và khu vực châu Âu. Hiệu ứng lan tỏa đến các nền kinh tế mới nổi nhỏ nhất, khoảng 0,06%.
Inoue và cộng sự (2015)	26 thị trường tiên tiến và mới nổi	quý I/1979–I/2014	GVAR	Sự sụt giảm trong GDP thực của Trung Quốc tác động đáng kể đến các quốc gia láng giềng, đặc biệt là các quốc gia xuất khẩu hàng hóa (như Indonesia) và phụ thuộc xuất khẩu như Thái Lan, Malaysia và

Tác giả	Quốc gia	Giai đoạn	Phương pháp	Kết quả chính
				Singapore. Giá hàng hóa (kim loại, giá dầu thô và sản phẩm nông nghiệp) cũng chịu tác động.
World Bank (2015)	Khu vực Mỹ Latinh và Caribe (LAC)	quý II/1992–II/2014	SVAR	Tăng trưởng Trung Quốc giảm 1% có thể làm giảm tăng trưởng ở khu vực LAC đến 0,6% sau khi kết thúc hai năm; tác động đáng kể nhất tại Peru và Argentina (1%). Tác động lên Brazil khoảng 0,8%.
Dizioli và cộng sự (2016)	33 quốc gia	quý I/1981–I/2013	GVAR	Sự tái cân bằng của nền kinh tế Trung Quốc tác động tiêu cực đến các đối tác thương mại. Các quốc gia có liên kết thương mại chặt chẽ (Malaysia, Singapore và Thái Lan) và xuất khẩu hàng hóa ròng (Indonesia và Malaysia) chịu tác động lớn nhất, từ 0,2 đến 0,5% sau một cú sốc suy giảm tăng trưởng 1% của Trung Quốc.
Waal và Eyden (2016)	33 quốc gia	quý II/1979–IV/2009	GVAR	Tác động dài hạn lên GDP Nam Phi của cú sốc GDP Trung Quốc trong năm 2009 đã tăng 300% so với năm 1995. Trong khi tác động của cú sốc GDP Mỹ năm 2009 chỉ bằng một phần tư so với năm 2005.
Cashin và cộng sự (2016)	33 quốc gia	quý I/1981–I/2013	GVAR	Cú sốc 1% suy giảm tăng trưởng GDP thực Trung Quốc làm giảm 0,23% tăng trưởng toàn cầu trong ngắn hạn; giá dầu giảm 2,8% trong dài hạn. Các quốc gia xuất khẩu hàng hóa ít đa dạng cùng với khu vực ASEAN-4 (Indonesia, Thái Lan, Malaysia và Singapore) chịu tác động của các cú sốc GDP Trung Quốc lớn nhất.
Rafiq (2016)	Các quốc gia ASEAN	tháng 01/2003–06/2015	Mô hình nhân tố cấu trúc kinh tế mở	Cú sốc 1% suy giảm tăng trưởng Trung Quốc dẫn đến tăng trưởng sụt giảm 0,3% cho các quốc gia Thái Lan, Indonesia và Malaysia, 0,2% cho các quốc gia Lào, Campuchia và Việt Nam.
Sznajderska (2017)	60 quốc gia	quý I/1995–III/2016	GVAR	Cú sốc GDP Trung Quốc tác động lên các nền kinh tế mới nổi mạnh hơn so với các nền kinh tế tiên tiến. Tăng trưởng toàn cầu sẽ giảm 0,22% trong ngắn hạn sau sự suy giảm 1% trong GDP Trung Quốc.

Điểm lại các nghiên cứu và dữ liệu trước đây có thể rút ra được 2 kết luận quan trọng sau:

Thứ nhất, sự trỗi dậy của Trung Quốc trong nền kinh tế toàn cầu thời gian qua dẫn đến kết quả là thay đổi trong cấu trúc thương mại thế giới cũng như khu vực ASEAN-6; mối liên kết thương mại giữa Trung Quốc và ASEAN-6 đã tăng xấp xỉ 3 lần kể từ thời điểm năm 2000 trong khi đóng góp của Mỹ lại giảm gần phân nửa. Sự thắt chặt liên kết thương mại giữa Trung Quốc và ASEAN-6 có thể

làm các nền kinh tế tại khu vực này nhạy cảm với các cú sốc GDP Trung Quốc hơn so với Mỹ (Waal & Eyden, 2016).

Thứ hai, ASEAN là khu vực láng giềng và phụ thuộc vào nhu cầu cuối cùng của Trung Quốc nên bất kỳ sự xáo trộn hay thay đổi nào mang hướng tiêu cực trong thành phần tăng trưởng GDP thực của nền kinh tế lớn thứ hai thế giới này cũng sẽ ảnh hưởng mạnh mẽ lên các nền kinh tế ASEAN-6 (Rafiq, 2016; Cashin & cộng sự, 2016; Dizioli & cộng sự, 2016).

Khác với các nghiên cứu trước đây khi tìm hiểu độ lớn tác động của các cú sốc xuất phát từ Trung Quốc lên khu vực ASEAN, trong nghiên cứu này, tác giả tiến hành phân tích theo một khía cạnh khác của hiệu ứng truyền dẫn: Xem xét sự thay đổi mức độ tác động của các cú sốc GDP từ Trung Quốc và Mỹ đến các quốc gia ASEAN-6 trong bối cảnh các mối quan hệ thương mại thay đổi theo thời gian. Các kết quả nghiên cứu nhằm bổ sung, củng cố các hiểu biết về hệ quả từ sự trỗi dậy của Trung Quốc trong nền kinh tế toàn cầu; hỗ trợ các nhà hoạch định chính sách tại Việt Nam và khu vực ASEAN trong việc đánh giá các thay đổi cơ chế truyền dẫn chu kỳ kinh doanh quốc tế đến khu vực, từ đó đưa ra các dự báo và chính sách vĩ mô phù hợp.

3. Phương pháp nghiên cứu

Mô hình vector tự hồi quy toàn cầu (GVAR) được giới thiệu lần đầu bởi Pesaran và cộng sự (2004) cho phép khám phá các mối liên kết kinh tế và tài chính giữa các biến số bằng cách kết nối các mô hình VARX* (p_i, q_i) của $i = 1, 2, \dots, N$ quốc gia lại với nhau, trong đó X^* là kí hiệu vectơ biến nước ngoài. Mô hình cho phép tính toán hàm phản ứng đẩy (IRF) của các quốc gia và khu vực lên toàn bộ nền kinh tế cùng một lúc. Điều đó giúp mô hình GVAR trở thành công cụ hữu ích cho các nhà phân tích chính sách và quản trị rủi ro và ngày càng được sử dụng rộng rãi (Smith & Galesi, 2014).

Việc ước lượng mô hình GVAR được tiến hành thông qua hai bước. Đầu tiên, xây dựng và ước lượng mô hình VARX*, kết hợp các biến nội địa, biến nước ngoài và biến toàn cầu cho từng quốc gia. Các biến nước ngoài, xây dựng từ các biến nội địa kết hợp tỷ trọng thương mại tương ứng được áp đặt làm các biến ngoại sinh yếu (kiểm định dựa trên thống kê F). Bước thứ hai, sử dụng ma trận dẫn truyền, hợp nhất các mô hình VARX* của các quốc gia thành một mô hình chung duy nhất – mô hình GVAR. Trước khi đi vào chi tiết mô hình, tác giả trình bày dữ liệu cùng cách xây dựng các biến số trong phần tiếp theo.

Bảng 3

Các quốc gia và khu vực

Các nền kinh tế phát triển	Khu vực Euro
Mỹ	Pháp
Trung Quốc	Đức
Anh	Ý
Nhật Bản	Hà Lan
Các quốc gia ASEAN	Tây Ban Nha
Indonesia	Thụy Điển

Malaysia	Thụy Sĩ
Philippines	Các quốc gia còn lại
Singapore	Úc
Thái Lan	Ấn Độ
Việt Nam	Hàn Quốc

3.1. Dữ liệu và các biến số

Tác giả thu thập dữ liệu từ nhiều nguồn khác nhau trong giai đoạn quý III/2000–I/2017⁵. Giải thích chi tiết về nguồn dữ liệu được trình bày tại Phụ lục 1. Riêng biến giá dầu danh nghĩa được thu thập từ Cơ quan quản lý thông tin năng lượng Hoa Kỳ (EIA). Bộ dữ liệu bao gồm 20 quốc gia, trong đó, 7 quốc gia được gộp thành khu vực Euro, do đó, có tổng cộng 14 phương trình VARX* (Bảng 3).

Các biến số trong mô hình GVAR gồm: GDP thực (y_{it}), lạm phát (π_{it}), tỷ giá hối đoái thực đa phương ($reer_{it}$), giá cổ phiếu thực (eq_{it}), lãi suất ngắn hạn (r_{it}), tỷ lệ thất nghiệp (ur_{it}) và giá dầu danh nghĩa (p_t^o). Tất cả các biến được tính như sau:

$$\begin{aligned}
 y_{it} &= \ln (\text{Tổng sản phẩm quốc nội thực}); \\
 \pi_{it} &= p_{it} - p_{it-1} \text{ với } p_{it} = \ln (\text{Chỉ số giá tiêu dùng}); \\
 reer_{it} &= \ln (\text{Tỷ giá hối đoái thực đa phương}); \\
 eq_{it} &= \ln (\text{Chỉ số giá chứng khoán danh nghĩa/Chỉ số giá tiêu dùng}); \\
 r_{it} &= 0,25 \times \ln (1 + \text{Lãi suất ngắn hạn } \%); \\
 ur_{it} &= \text{Tỷ lệ thất nghiệp } \%.
 \end{aligned}$$

Bên cạnh đó, vector chứa các biến nước ngoài x_{it}^* bao gồm: GDP nước ngoài (y_{it}^*), lạm phát nước ngoài (π_{it}^*), giá cổ phiếu nước ngoài (eq_{it}^*), biến lãi suất nước ngoài (r_{it}^*) cùng biến tỷ lệ thất nghiệp nước ngoài (ur_{it}^*) được xác định như sau:

$$x_{it}^* = \sum_{j=1}^N w_{ijT} x_{jt}$$

Trong đó, $w_{ij,T}$: Tỷ trọng thương mại của quốc gia i với j tại thời điểm $T = 2000, 2008$ và 2016 .

Ma trận tỷ trọng thương mại được xây dựng từ dữ liệu thống kê IMF Direction of Trade. Riêng đối với các biến nội địa khu vực Euro được xây dựng từ các biến số của 7 quốc gia trong khu vực, sử dụng tỷ trọng GDP–PPP thu thập từ nguồn Ngân hàng Thế giới (World Bank Indicators, 2018). Cụ thể, vector chứa các biến nội địa khu vực Euro: $x_{EU,t}$ được xác định như sau:

$$x_{EU,t} = \sum_{l=1}^{N_l} w_{EU,l}^0 x_{ilt}$$

⁵ Thị trường chứng khoán Việt Nam ra đời muộn hơn so với các quốc gia trong khu vực, dữ liệu cho biến giá chứng khoán Việt Nam chỉ có từ thời điểm quý III/2000 trở về sau.

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 2013–2015.

Bảng 4 trình bày cách thiết lập các biến nội địa và nước ngoài trong mô hình VARX* của mỗi quốc gia. Mô hình VARX* của Mỹ sẽ được xây dựng khác bởi vai trò của quốc gia này trong nền kinh tế thế giới. Thứ nhất, bởi tầm ảnh hưởng của các biến số tài chính trong nền kinh tế toàn cầu, các biến tài chính nước ngoài của Mỹ bao gồm $eq_{US,t}^*$, $r_{US,t}^*$ không được thêm vào trong mô hình. Bên cạnh đó, Mỹ là quốc gia tiêu thụ dầu lớn nhất thế giới, sự thay đổi trong nhu cầu của quốc gia này dẫn đến những biến động lớn trên thị trường giá dầu; do đó, biến giá dầu (p_t^o) áp đặt làm biến nội địa trong mô hình của Mỹ và là biến nước ngoài trong mô hình các quốc gia còn lại (Dees & cộng sự, 2007).

Bảng 4

Thiết lập các biến số trong mô hình VARX* cho các quốc gia

Mô hình Mỹ		Mô hình các quốc gia còn lại	
Nội địa	Nước ngoài	Nội địa	Nước ngoài
$y_{US,t}$	$y_{US,t}^*$	y_{it}	y_{it}^*
$\pi_{US,t}$	$\pi_{US,t}^*$	π_{it}	π_{it}^*
$reer_{US,t}$	—	$reer_{it}$	—
$eq_{US,t}$	—	eq_{it}	eq_{it}^*
$r_{US,t}$	—	r_{it}	r_{it}^*
$ur_{US,t}$	$ur_{US,t}^*$	ur_{it}	ur_{it}^*
p_t^o	—	—	p_t^o

3.2. Phương pháp GVAR

Bước thứ nhất: Ước lượng mô hình cho từng quốc gia

Để đơn giản về mặt thuật toán, tác giả trình bày mô hình VARX* (p_i, q_i) với $p = 2$ và $q = 1$, bỏ qua việc trình bày các biến toàn cầu. Khi đó, mô hình VARX* (2,1) được viết như sau:

$$x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Phi_{i1}x_{it-1} + \Phi_{i2}x_{it-2} + \Lambda_{i0}x_{it}^* + \Lambda_{i1}x_{it-1}^* + u_{it} \quad (1)$$

Trong đó,

x_{it} và x_{it}^* lần lượt là vector chứa các biến nội địa và nước ngoài;

a_{i0} ký hiệu cho hệ số chặn và a_{i1} là hệ số xu thế thời gian;

Φ_{il} và Λ_{il} lần lượt là ma trận hệ số $k_i \times k_i$ của vector các biến nội địa và nước ngoài;

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

Tiếp theo, tác giả xác định vector $(k_i + k_i^*) \times 1$, z_{it} chứa các biến nội địa và nước ngoài như sau:

$$z_{it} = \begin{pmatrix} x_{it} \\ x_{it}^* \end{pmatrix} \quad (2)$$

Kết hợp đồng nhất thức (2) và phương trình (1) thu được

$$A_{i0}z_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + A_{i1}z_{it-1} + A_{i2}z_{it-2} + u_{it} \quad (3)$$

Trong đó

$$A_{i0} = (I_{k_i}, -\Lambda_{i0}), \quad A_{i1} = (\Phi_{i1}, \Lambda_{i0}), \quad A_{i2} = (\Phi_{i2}, 0_{k_i^*})$$

Đề cập đến các mối quan hệ đồng liên kết, tiếp theo, tác giả chuyển đổi mô hình VARX* (2,1) thành dạng VECMX* như sau:

$$\Delta x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t - (I - \Phi_1 - \Phi_2)x_{it-1} - \Phi_2\Delta x_{it-1} + \Lambda_0x_1^* + \Lambda_1x_{t-1}^* + u_{i,t} \quad (4)$$

Viết gọn phương trình (4) thành:

$$\Delta x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t - \Pi_i z_{it-1} - \Gamma_1 \Delta z_{it-1} + \Gamma_0 z_{it} + u_{it} \quad (5)$$

Trong đó:

$$\Pi = (I_{k_i} - \Phi_1 - \Phi_2, \Lambda_1), \quad \Gamma_0 = (0_{k_i}, \Lambda_0), \quad \Gamma_1 = (\Phi_2, 0_{k_i^*})$$

Hạng ma trận $\Pi_i (r_i)$ ký hiệu số quan hệ đồng liên kết của quốc gia i . Giả sử hạng ma trận nhỏ hơn $k_i + k_i^*$, ma trận Π_i có thể xác định như sau: $\Pi_i = \alpha_i \beta_i'$. Khi đó, α_i ký hiệu cho ma trận điều chỉnh $(k_i + k_i^*) \times r_i$; β_i ký hiệu ma trận đồng liên kết với chiều tương tự. Để đưa xu hướng vào không gian đồng liên kết, tác giả tách hệ số a_{i1} thành $\Pi_i Y_i$, khi đó phương trình (5) trở thành:

$$\Delta x_{it} = c_{i0} - \alpha_i \beta_i' [z_{it-1} - Y_i(t-1)] + \Gamma_1 \Delta z_{it-1} + \Gamma_0 z_{it} + u_{it} \quad (6)$$

Trong đó, $c_{i0} = a_{i0} + \Pi_i Y_i$. Vì mô hình VECM có thể được biến đổi trở lại thành dạng VAR, nghiên cứu tiếp tục với việc trình bày phương trình (3) ở bước thứ hai.

Bước thứ hai: Hợp nhất mô hình GVAR

Bước tiếp theo, tác giả sử dụng ma trận “liên kết” W_i , được xây dựng từ tỷ trọng thương mại w_{ij} nhằm thu được đồng nhất thức quan trọng sau:

$$z_{it} = W_i x_t \quad (7)$$

Trong đó, $x_t = (x'_{0t}, x'_{1t}, \dots, x'_{Nt})'$ là vector $k \times 1$, dung nạp toàn bộ các biến nội địa, và W_i là ma trận $(k_i + k_i^*) \times k$ (Ở đây: $k = \sum_{i=0}^N k_i = 84$).

Thay đồng nhất thức (7) vào phương trình (3), ta thu được:

$$A_{i0}W_i x_t = a_{i0} + a_{i1}t + A_{i1}W_i x_{t-1} + A_{i2}W_i x_{t-2} + u_{it} \quad (8)$$

Hợp nhất N phương trình (8) lại với nhau thu được phương trình sau:

$$G_0 x_t = b_0 + b_1 t + G_1 x_{t-1} + G_2 x_{t-2} + c_t \quad (9)$$

Trong đó,

$$b_0 = \begin{pmatrix} a_{00} \\ a_{10} \\ \vdots \\ a_{N0} \end{pmatrix}, \quad b_1 = \begin{pmatrix} a_{01} \\ a_{11} \\ \vdots \\ a_{N1} \end{pmatrix}, \quad c_t = \begin{pmatrix} u_{0t} \\ u_{1t} \\ \vdots \\ u_{Nt} \end{pmatrix}$$

$$G_0 = \begin{pmatrix} A_{00}W_0 \\ A_{10}W_1 \\ \vdots \\ A_{N0}W_N \end{pmatrix}, G_1 = \begin{pmatrix} A_{01}W_0 \\ A_{11}W_1 \\ \vdots \\ A_{N1}W_N \end{pmatrix}, G_2 = \begin{pmatrix} A_{02}W_0 \\ A_{12}W_1 \\ \vdots \\ A_{N2}W_N \end{pmatrix}$$

Với G_0 là ma trận khả nghịch đã biết trước, nhân hai vế phương trình (9) với G_0^{-1} thu được phương trình sau:

$$x_t = f_0 + f_1 t + F_1 x_{t-1} + F_2 x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Trong đó,

$$f_0 = G_0^{-1}b_0, f_1 = G_0^{-1}b_1, F_1 = G_0^{-1}G_1, F_2 = G_0^{-1}G_2, \varepsilon_1 = G_0^{-1}c_t$$

Đẳng thức (10) trình bày mô hình GVAR cuối cùng sử dụng cho nghiên cứu này.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Kiểm định tính dừng

Giả định đầu tiên của mô hình GVAR là các chuỗi thời gian phải dừng tại bậc nhất, tức I(1) (Dees & cộng sự, 2007), qua đó cho phép nhận diện các mối quan hệ ngắn hạn, dài hạn và giải thích các mối quan hệ dài hạn dựa theo đồng liên kết. Hiệu lực của giả định được kiểm chứng thông qua kiểm định ADF (Augmented Dickey Fuller) và kiểm định WS (Weighted Fuller). Lý do của việc áp dụng cả hai kiểm định xuất phát từ kết quả thiếu thuyết phục của kiểm định ADF, nhất là khi áp dụng cho mẫu dữ liệu nhỏ, do đó, Pesaran và cộng sự (2004) đề xuất thêm vào kiểm định WS của Park và Fuller (1995).

Bảng 5

Lựa chọn độ trễ cho mô hình VARX* (p_i, q_i) và số quan hệ đồng liên kết (CV)

Quốc gia	p_i	q_i	CV	Quốc gia	p_i	q_i	CV
Úc	1	1	4	Malaysia	2	1	2
Trung Quốc	2	1	5	Philippines	1	1	3
Khu vực Euro	2	1	3	Singapore	2	1	4
Ấn Độ	2	1	2	Thái Lan	2	1	2
Indonesia	2	1	4	Anh	2	1	3
Nhật Bản	2	1	2	Mỹ	2	1	3
Hàn Quốc	2	1	4	Việt Nam	2	1	4

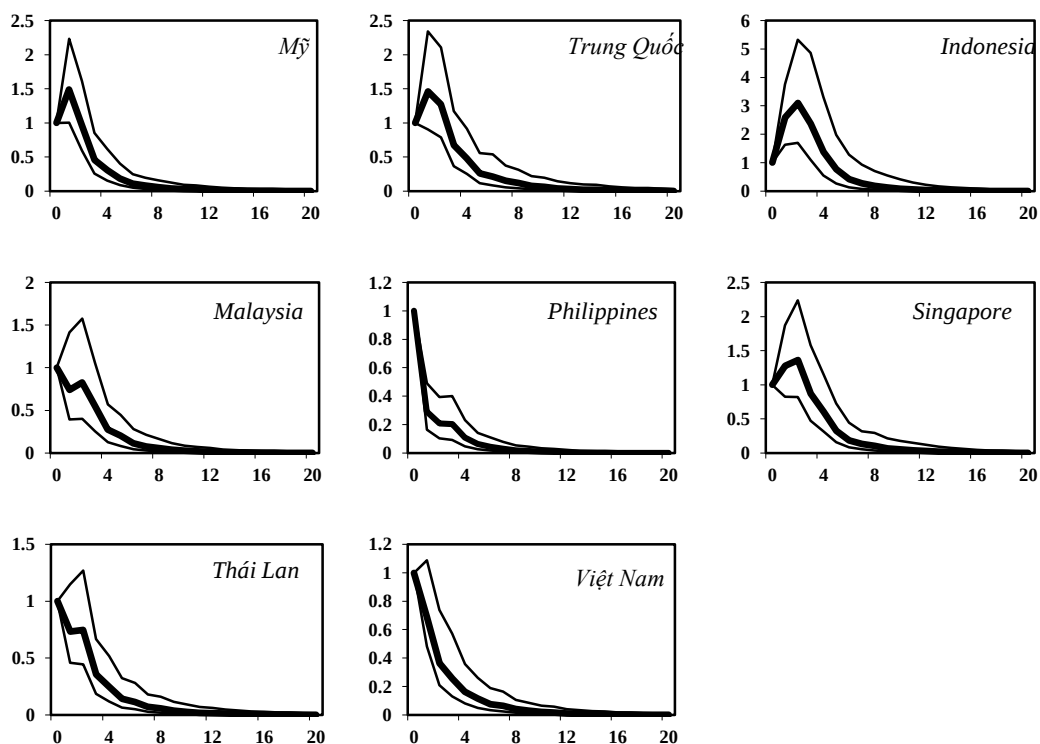
Ghi chú: p_i, q_i lần lượt là độ trễ của biến nội địa và nước ngoài, $\max(p_i) = 2, \max(q_i) = 1$;

CV: Số quan hệ đồng liên kết trước điều chỉnh, lựa chọn dựa trên thống kê Trace.

Kết quả kiểm định tính dừng cho biến nội địa chỉ ra rằng toàn bộ các biến số gồm: GDP, giá cổ phiếu thực, tỷ giá hối đoái thực đa phương, lãi suất ngắn hạn, lạm phát và tỷ lệ thất nghiệp đều dừng tại bậc nhất $I(1)$, ngoại trừ các trường hợp sau: (1) Giá cổ phiếu thực của Trung Quốc dừng tại bậc gốc, tức $I(0)$; (2) Tỷ giá hối đoái thực đa phương của Indonesia dừng tại bậc gốc; riêng trường hợp của Ấn Độ, kết quả không thực sự rõ ràng trong khi kết quả ADF ủng hộ dừng tại bậc gốc thì kết quả kiểm định WS lại bác bỏ kết luận này; sự đối lập trong kết quả có thể xuất phát từ sự kém hiệu quả của kiểm định ADF đối với mẫu dữ liệu hạn chế; (3) Biến lạm phát của Nhật Bản và Hàn Quốc dừng tại bậc gốc. Nhìn chung, hầu hết các biến số đều dừng tại bậc nhất, bên cạnh một vài trường hợp cá biệt dừng tại bậc gốc. Dựa theo các nghiên cứu trước đây sử dụng mô hình GVAR (Dees & cộng sự, 2007; Cesa-Bianchi & cộng sự, 2012; Sznajderska, 2017), tác giả áp đặt các biến số nội địa kể trên đều dừng tại bậc nhất vì dù sao, điều này cũng không ảnh hưởng đến tính ổn định của mô hình.

4.2. Quan hệ dài hạn, Persistence Profiles và tính ổn định của mô hình

Bảng 5 trình bày kết quả lựa chọn độ trễ cho mô hình VARX* cùng số quan hệ đồng liên kết cho các quốc gia. Độ trễ của mô hình được lựa chọn dựa trên tiêu chuẩn thông tin Akaike (AIC) với độ trễ tối đa cho biến nội địa là 2 và nước ngoài là 1. Trong khi đó, xác định số quan hệ đồng liên kết được thực hiện dựa trên thống kê Trace phát triển bởi Pesaran và cộng sự (2000) cho mô hình chứa biến nước ngoài $I(1)$. Kết quả chỉ ra thiết lập tối ưu cho mô hình của các quốc gia là VARX*(2,1), trong đó, độ trễ cho biến nội địa và nước ngoài lần lượt là 2 và 1; riêng trường hợp của Úc và Philippines, độ trễ tối ưu của biến nội địa là 1.



Hình 4. PPs cho các vector đồng liên kết tại Mỹ, Trung Quốc và ASEAN-6

Ghi chú: Bootstrap PPs 95% sử dụng tỷ trọng thương mại 2016.

Bảng 5 trình bày kết quả số quan hệ đồng liên kết dựa theo thống kê Trace. Dựa theo các nghiên cứu trước đây như: Cesa-Bianchi và cộng sự (2012), Bussière và cộng sự (2012), để tránh hiện tượng có thể đánh giá quá cao số quan hệ đồng liên kết do các giá trị tới hạn tiệm cận, tác giả quyết định thu gọn số quan hệ đồng liên kết của tất cả quốc gia về 1. Việc thu gọn xuất phát từ hình dáng của đường PPs (Persistence Profiles) và đảm bảo tính ổn định mô hình. PPs trình bày vết tích thời gian của các tác động từ các cú sốc hệ thống hoặc từ các biến số đơn lẻ lên các quan hệ đồng liên kết trong mô hình GVAR. Giá trị đơn vị của các tác động xuất phát từ 1 và có xu hướng tiến về 0 khi thời gian $n \rightarrow \infty$, nếu vector đang xét tới quả thật là một vector đồng liên kết. Sau khi thu gọn số quan hệ đồng liên kết, tất cả giá trị PPs đều hội tụ về 0 chỉ sau 16 quý (Hình 4), tương tự các nghiên cứu trước đây, tác giả không áp đặt các ràng buộc lên vector/mã trận β .

4.3. Kiểm định ngoại sinh yếu

Vì mô hình VARX* chứa các biến nước ngoài ngoại sinh, một giả định quan trọng đó là các biến nội địa không có tác động lên các biến nước ngoài tương ứng. Để kiểm định tính ngoại sinh yếu của các biến nước ngoài và giá dầu, tác giả dựa theo cách thức của Johansen (1992), Harbo và cộng sự (1998). Đầu tiên, tác giả ước lượng 14 mô hình VARX* với giả định các biến nước ngoài và toàn cầu là ngoại sinh yếu và hồi quy từng phần từ thứ l của x_{it}^* :

$$\Delta x_{it,l}^* = \mu_{il} + \sum_{j=1}^{r_i} \gamma_{ij,l} \widehat{ECM}_{ijt-1} + \sum_{n=1}^{p_i^*} \varphi'_{ik,l} \Delta x_{it-k} + \sum_{m=1}^{q_i^*} \vartheta_{im,l} \Delta \tilde{x}_{it-m}^* + \varepsilon_{it,l} \quad (11)$$

Trong đó, $\widehat{ECM}_{ijt-1}$ (với $j = 1, 2, \dots, r_i$) là ước lượng số hạng sai số hiệu chỉnh tương ứng r_i quan hệ đồng liên kết được tìm thấy ở mô hình quốc gia thứ i ; p_i^* và q_i^* tương ứng là độ trễ của các biến nội địa và nước ngoài. Với giả định các biến ngoại sinh yếu, số hạng sai số hiệu chỉnh phải không có ý nghĩa thống kê (Dees & cộng sự, 2007). Do đó, kiểm định ngoại sinh yếu dựa vào F -test của giả thuyết $\gamma_{ijl} = 0$ với $j = 1, 2, \dots, r_i$ trong phương trình (11).

Bảng 6

Thống kê F cho kiểm định ngoại sinh yếu của các biến nước ngoài và giá dầu

	Giá trị kiểm định F	Giá trị tới hạn	y_{it}^*	π_{it}^*	eq_{it}^*	$reer_{it}^*$	r_{it}^*	ur_{it}^*	p_t^o
Úc	F(1,50)	4,03	2,48	0,02	0,21	–	1,02	2,96	0,73
Trung Quốc	F(1,37)	4,10	1,26	1,13	0,03	–	0,27	2,74	2,90
Khu vực Euro	F(1,37)	4,10	5,18*	0,02	3,65	–	0,28	3,14	0,11
Ấn Độ	F(1,50)	4,03	1,92	0,22	0,21	–	0,00	0,03	0,06
Indonesia	F(1,43)	4,06	0,42	0,11	2,06	–	0,21	0,16	0,03
Nhật Bản	F(1,50)	4,03	0,14	4,48*	0,32	–	4,01	1,34	2,14
Hàn Quốc	F(1,50)	4,03	2,58	0,21	0,50	–	3,21	3,76	0,48

	Giá trị kiểm định F	Giá trị tới hạn	y_{it}^*	π_{it}^*	eq_{it}^*	$reer_{it}^*$	r_{it}^*	ur_{it}^*	p_t^o
Malaysia	F(1,37)	4,10	0,02	1,36	0,12	–	5,37*	0,30	1,88
Philippines	F(1,43)	4,06	0,80	1,04	0,56	–	0,04	0,07	1,58
Singapore	F(1,37)	4,10	0,03	0,59	0,60	–	1,24	3,78	0,31
Thái Lan	F(1,37)	4,10	2,44	1,76	1,06	–	0,07	0,35	0,67
Anh	F(1,43)	4,06	0,03	0,05	1,15	–	0,31	0,69	0,13
Mỹ	F(1,41)	4,07	0,62	0,03	–	–	–	0,14	–
Việt Nam	F(1,50)	4,03	1,48	2,14	0,03	–	0,00	4,23*	0,19

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

Kết quả Bảng 6 chỉ ra giả thuyết ngoại sinh yếu không thể bác bỏ ở phần lớn các biến số xét đến, nhất là các nền kinh tế chính như: Trung Quốc, Mỹ hay Anh. Cụ thể, chỉ 4 trong tổng số 81 kiểm định (chiếm 4,9%) cho ra kết quả bác bỏ giả thuyết ngoại sinh yếu tại mức ý nghĩa 5%. Do đó, xét tổng thể, các kết quả trong Bảng 6 ủng hộ các áp đặt ban đầu về biến nước ngoài và giá dầu trong mô hình VARX* là ngoại sinh yếu.

4.4. Kiểm định điểm gãy cấu trúc

Trong mô hình kinh tế vĩ mô, sự ổn định cấu trúc luôn là một vấn đề quan trọng. Khủng hoảng kinh tế cùng quá trình điều chỉnh chính sách diễn ra với tần suất tương đối cao, dẫn đến những thay đổi đáng kể xuyên suốt lịch sử chuỗi dữ liệu thời gian. Dees và cộng sự (2007) nhấn mạnh rằng mô hình GVAR cũng không tránh khỏi vấn đề này. Tuy nhiên, với việc xuất hiện của biến nước ngoài trong mô hình VARX* làm cho phương pháp GVAR kháng lại điểm gãy cấu trúc tốt hơn so với các mô hình đơn thu gọn khác. Lý do để giải thích điều này chính là khái niệm đồng gián đoạn (Co-Breaking) trình bày bởi Hendry và Mizon (1998). Hiểu một cách khái quát, nếu điểm gãy cấu trúc truyền qua các quốc gia bên ngoài, thông tin đó sẽ được tích hợp vào các biến ngoại sinh trong mô hình. Mô hình GVAR sẽ đo lường các điểm gãy này, vì trong mô hình GVAR, các biến nước ngoài được thiết lập để có thể tác động đồng thời lên các biến nội địa (Osorio & Unsal, 2013).

Để kiểm định tính ổn định tham số, tác giả thực hiện chuỗi kiểm định trong nghiên cứu của Dees và cộng sự (2007), dựa trên phần dư của các phương trình sai số hiệu chỉnh thu gọn thành phần của các mô hình VARX*. Cụ thể, tác giả thực hiện kiểm định CUSUM (PK_{sup}) của Ploberger và Kramer (1992) cũng như biến thể toàn phương trung bình (PK_{msq}). Thêm vào đó, tác giả tiến hành kiểm định tính vững của tham số đề xuất bởi Nyblom (1989); xác định thay đổi cấu trúc thông qua dạng Wald của thống kê tỷ lệ hợp lý Quandt (1960), thống kê Wald trung bình (MW) của Hansen (1992) và thống kê Wald dựa trên trung bình lũy thừa (APW) của Andrews và Ploberger (1994). Các phiên bản Heteroskedasticity-Robust của các kiểm định trên cũng được thêm vào.

Bảng 7

Kết quả kiểm định ổn định cấu trúc

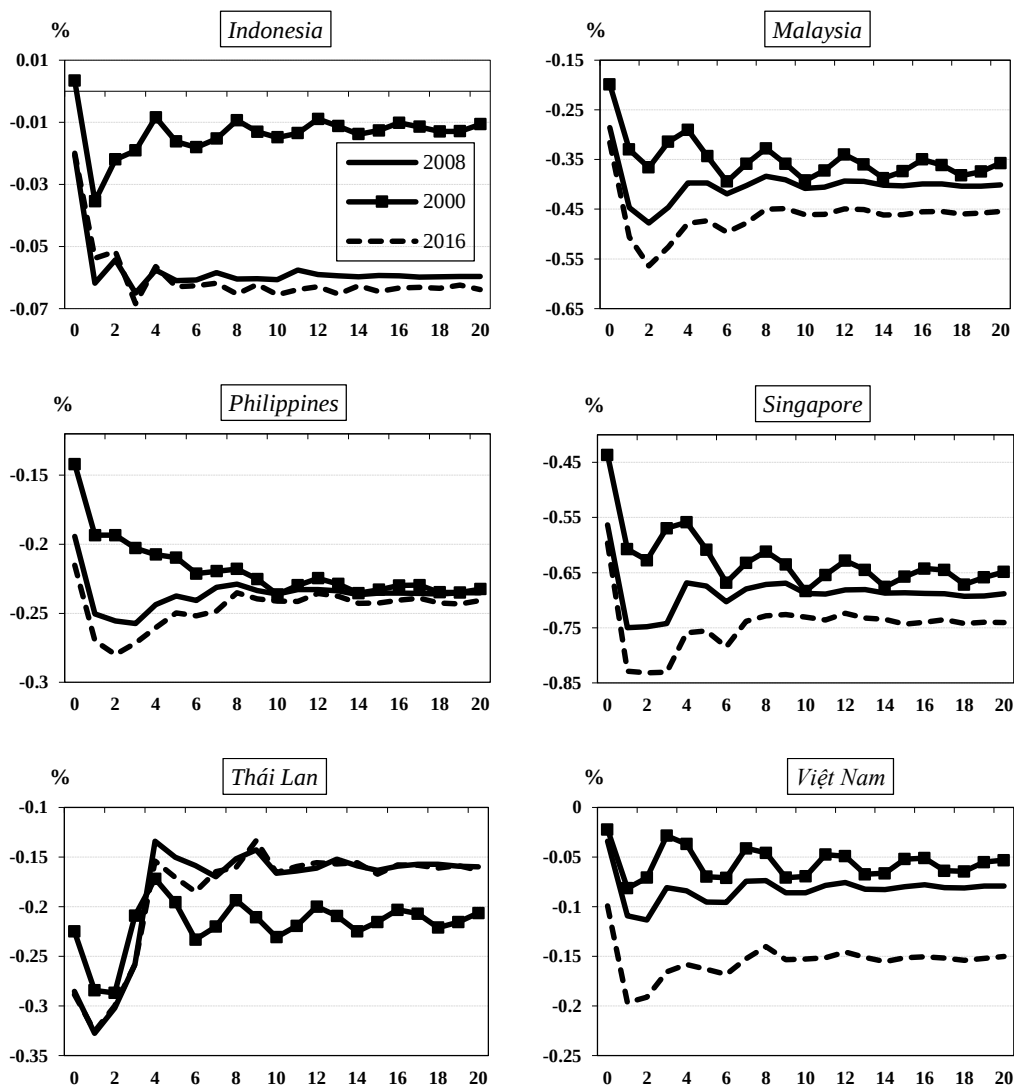
Kiểm định	y	π	eq	$reer$	r	ur	Tổng
PK _{sup}	5 (36)	2 (14)	0 (0)	1 (7)	2 (14)	4 (28)	14 (17)
PK _{msq}	5 (36)	2 (14)	0 (0)	1 (7)	2 (14)	2 (14)	12 (14)
Nyblom	1 (7)	2 (14)	0 (0)	1 (7)	1 (7)	4 (28)	9 (11)
Robust Nyblom	1 (7)	1 (7)	0 (0)	1 (7)	0 (0)	5 (36)	8 (9)
QLR	1 (7)	0 (0)	2 (14)	2 (14)	3 (21)	4 (28)	12 (14)
Robust QLR	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
MW	4 (28)	3 (21)	1 (7)	3 (21)	2 (14)	7 (50)	20 (24)
Robust MW	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	2 (14)	2 (3)
APW	1 (7)	0 (0)	2 (14)	2 (14)	3 (21)	4 (28)	12 (14)
Robust APW	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	1 (0)	1 (1)

Ghi chú: Phần trăm bác bỏ trong ngoặc đơn ().

Bảng 7 trình bày số lần bác bỏ giả thuyết không H_0 của kiểm định ổn định cấu trúc tại mức ý nghĩa thống kê 5%. Tuy các kết quả kiểm định có khác nhau đáng kể nhưng có vẻ hầu hết các hệ số hồi quy đều ổn định. Kiểm định MW có tỷ lệ bác bỏ không quá cao, khoảng 24%; trong khi đó, các kết quả kiểm định PK_{sup}, PK_{msq}, Nyblom, QLR và APW có tỷ lệ bác bỏ tương đối thấp, khoảng 11% đến 17%. Tuy nhiên, khi xét đến các kiểm định Robust Nyblom, Robust QLR, Robust MW, Robust APW, kết quả cải thiện đáng kể, tỷ lệ bác bỏ rất thấp, cụ thể dưới 3%. Mặc dù tác giả tìm thấy một vài bằng chứng của độ 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 (Cesa-Bianchi & cộng sự, 2012).

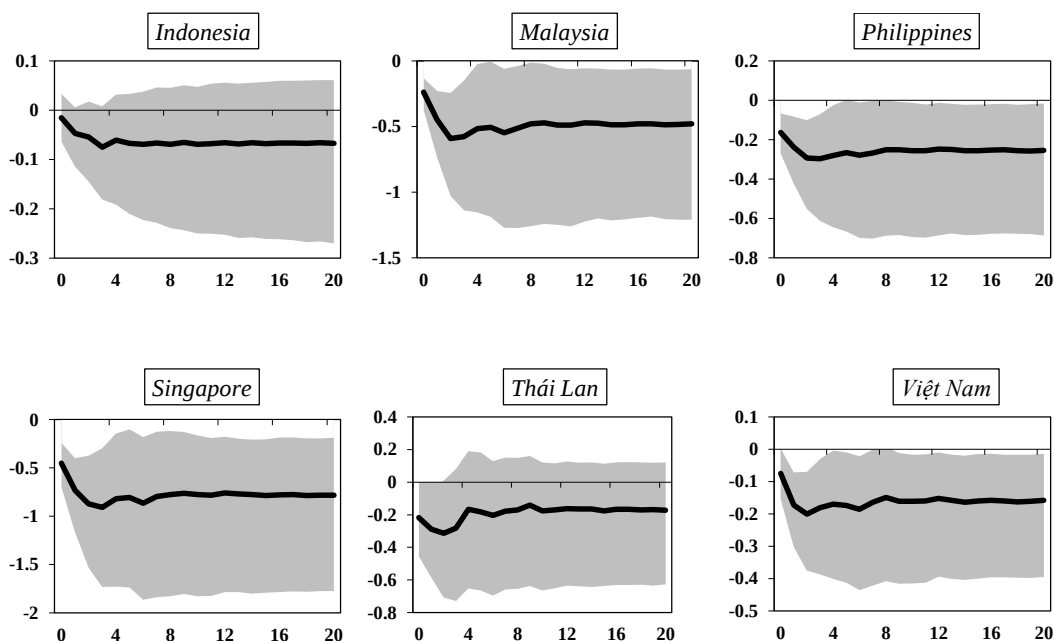
4.5. Truyền dẫn cú sốc trong thời kỳ trỗi dậy của Trung Quốc trong nền kinh tế toàn cầu

Nhằm phân tích sự thay đổi trong truyền dẫn các cú sốc bên ngoài đến khu vực ASEAN-6 trong thời kỳ trỗi dậy của Trung Quốc, tác giả tiến hành phân tích hàm phản ứng đẩy. Việc xác định tác động của các cú sốc trong hệ thống nhiều phương trình tương đối phức tạp; trong nghiên cứu này, ma trận phương sai hiệp phương sai cần $k(k-1)/2 = 3.486$ ràng buộc cho phân rã Cholesky (Sims, 1986). Để tránh vấn đề nhận dạng, tác giả sử dụng hàm phản ứng đẩy tổng quát (GIRFs) của Pesaran và Shin (1998). Bên cạnh đó, để so sánh ảnh hưởng từ các thay đổi trong cơ cấu thương mại lên cơ chế truyền dẫn các cú sốc bên ngoài đến khu vực ASEAN-6, tác giả hồi quy mô hình GVAR sử dụng 3 thiết lập tỷ trọng thương mại khác nhau trong các năm 2000, 2008 và 2016.



Hình 5. GIRFs của cú sốc sụt giảm một phần trăm GDP Trung Quốc

Trước tiên, nghiên cứu tìm hiểu sự gia tăng vai trò của Trung Quốc trong nền kinh tế toàn cầu làm thay đổi truyền dẫn các cú sốc GDP từ Trung Quốc đến ASEAN-6 như thế nào. Hình 5 trình bày hàm phản ứng đẩy GIRFs cho sự suy giảm một phần trăm GDP Trung Quốc, sử dụng tỷ trọng thương mại cố định các năm 2000, 2008 và 2016. So sánh tác động dài hạn của các cú sốc GDP Trung Quốc năm 2016 với các cú sốc năm 2000 và 2008 để thấy rằng tác động của các cú sốc GDP Trung Quốc lên khu vực ASEAN-6 (ngoại trừ Thái Lan) về cơ bản đã tăng lên kể từ thời điểm năm 2000. Cụ thể, tác động dài hạn của cú sốc GDP Trung Quốc đến Indonesia trong năm 2016 đã mạnh hơn 500% so với năm 2000; tương tự, với Việt Nam, Malaysia, Singapore và Philippines lần lượt tăng thêm 200%, 30%, 15% và 5%. Riêng với Thái Lan, sự suy giảm sản lượng GDP Trung Quốc vẫn tác động tiêu cực đến GDP quốc gia này (Hình 6), tuy nhiên, các tác động dài hạn của cú sốc GDP Trung Quốc năm 2008 và 2016 đã giảm gần 40% so với thời điểm năm 2000.



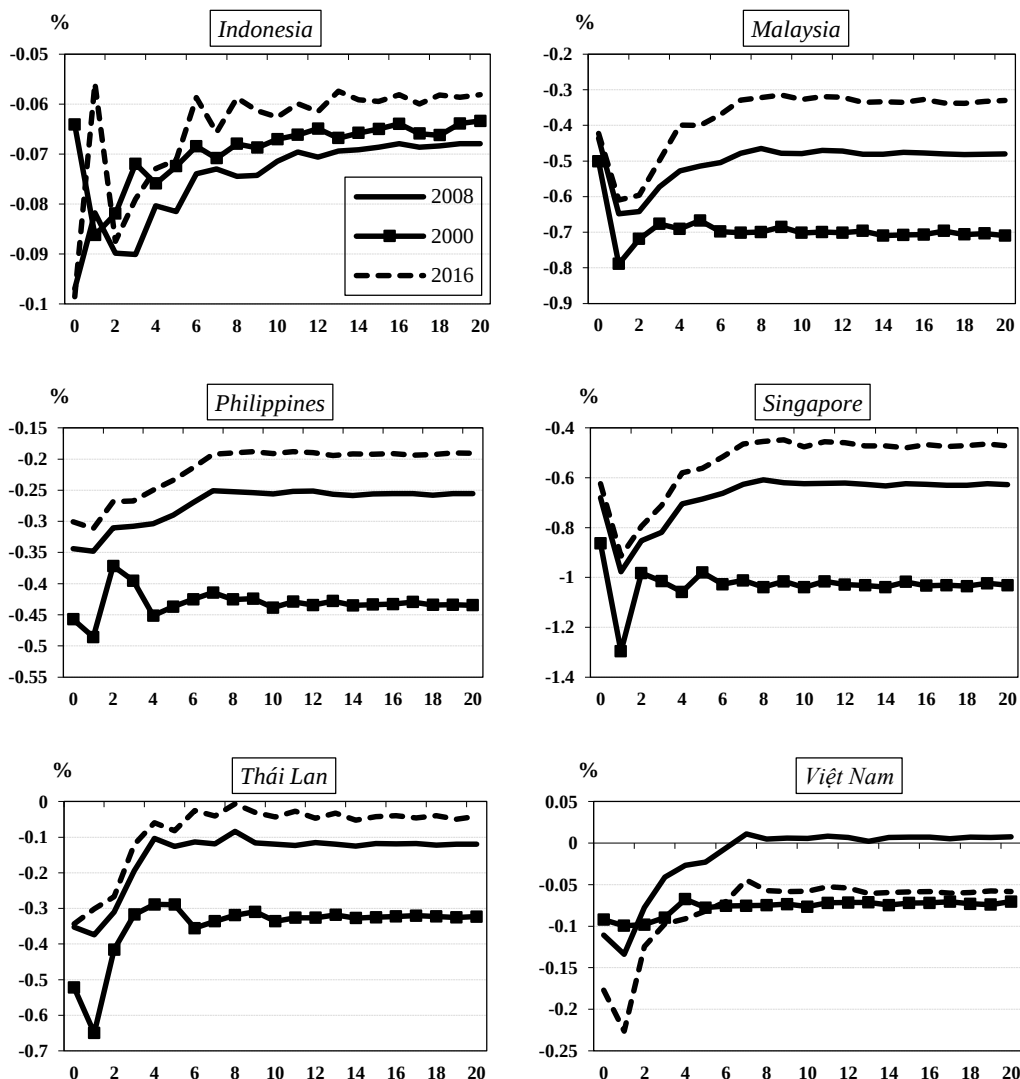
Hình 6. GIRFs của cú sốc sụt giảm một sai số chuẩn GDP Trung Quốc

Ghi chú: Phần diện tích màu xám là khoảng tin cậy bootstrap 95% thu được từ 2000 lần lặp;

Tác giả sử dụng tỷ trọng thương mại cố định năm 2016.

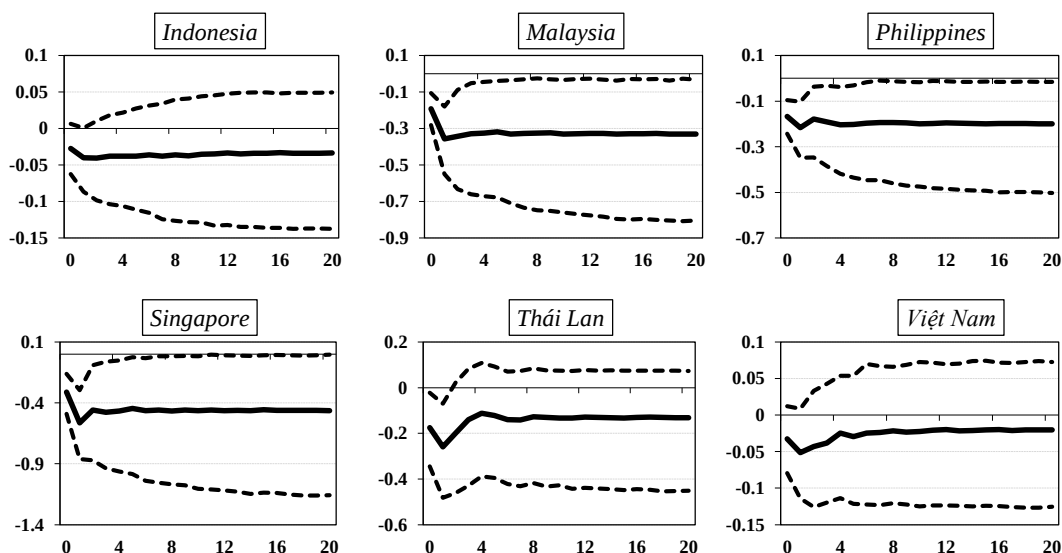
Hình 6 trình bày GIRFs của cú sốc sụt giảm một sai số chuẩn GDP Trung Quốc năm 2016, kết hợp khoảng tin cậy Bootstrap 95%. Nhìn chung, các cú sốc suy giảm GDP Trung Quốc đều tác động tiêu cực lên tăng trưởng của các quốc gia ASEAN-6, kết quả này tương tự với các nghiên cứu gần đây (Inoue & cộng sự, 2015; Cashin & cộng sự, 2016). Tuy nhiên, hầu hết các tác động dài hạn của cú sốc GDP Trung Quốc năm 2000 đều không có ý nghĩa thống kê; tác động dài hạn của các cú sốc trong năm 2008 chỉ có ý nghĩa thống kê đối với trường hợp của Malaysia, Philippines, Thái Lan và Singapore tại mức ý nghĩa thống kê 10%. Tuy nhiên, với sự gia tăng vai trò của Trung Quốc trong khu vực, tác động dài hạn của cú sốc GDP Trung Quốc đến Malaysia, Philippines, Singapore và Việt Nam có ý nghĩa thống kê tại mức 5%.

Tiếp theo, nghiên cứu tìm hiểu tác động dài hạn của việc suy giảm thương mại giữa Mỹ và ASEAN-6 lên truyền dẫn cú sốc GDP từ Mỹ đến khu vực. Kết quả của cú sốc suy giảm một phần trăm GDP Mỹ được trình bày ở Hình 7. Nhìn chung, vai trò của cú sốc GDP Mỹ năm 2016 lên GDP khu vực ASEAN-6 đã giảm so với các cú sốc năm 2000 và 2008. Tác động dài hạn của cú sốc GDP Mỹ năm 2016 của Malaysia, Philippines và Singapore đã giảm hơn phân nửa so với cú sốc năm 2000, riêng với Thái Lan, tác động cú sốc năm 2000 gấp 4 và 8 lần so với cú sốc năm 2008 và 2016.



Hình 7. GIRFs của cú sốc sụt giảm một phần trăm GDP Mỹ

Riêng đối với trường hợp của Indonesia và Việt Nam, trong khi tác động dài hạn của cú sốc GDP Mỹ năm 2008 mạnh hơn 5% so với cú sốc năm 2000, thì đối với Việt Nam, tác động dài hạn này lại giảm gần 100%. Hình 8 trình bày GIRFs của cú sốc suy giảm một sai số chuẩn GDP Mỹ năm 2000. Đồng tình với các nghiên cứu trước đây về vai trò của các cú sốc Mỹ trước giai đoạn khủng hoảng như: Sato và cộng sự (2011), Dungey và Vehbi (2015), có thể thấy trong khi tác động dài hạn của cú sốc GDP Mỹ năm 2000 lên GDP của Malaysia, Philippines và Singapore đều có ý nghĩa thống kê tại mức 10%, thì các tác động này trong năm 2008 và 2016 đến ASEAN-6 lại không có ý nghĩa cả trong ngắn hạn và dài hạn.



Hình 8. GIRFs của cú sốc sụt giảm một sai số chuẩn GDP Mỹ

Ghi chú: Đường đứt đoạn là khoảng tin cậy bootstrap 90% thu được từ 2.000 lần lặp.

Tác giả sử dụng tỷ trọng thương mại cố định năm 2000.

5. Kết luận

Nghiên cứu đánh giá hệ quả từ sự trỗi dậy của Trung Quốc trong nền kinh tế toàn cầu lên truyền dẫn chu kỳ kinh doanh quốc tế tới Việt Nam cùng 5 quốc gia khu vực ASEAN. Thông qua mô hình GVAR cho 20 quốc gia có quan hệ thương mại với khu vực trong giai đoạn quý III/2000 – quý I/2017, tác giả tiến hành hồi quy mô hình sử dụng 3 thiết lập tỷ trọng thương mại cố định các năm 2000, 2008 và 2016. Từ đó giúp định lượng các thay đổi trong truyền dẫn cú sốc bên ngoài đến khu vực trong bối cảnh liên kết thương mại của ASEAN-6 với Trung Quốc và Mỹ thay đổi.

Tác giả phát hiện tác động dài hạn của cú sốc GDP Trung Quốc lên khu vực ASEAN-6 đã tăng gấp 6 lần đối với trường hợp Indonesia, gấp 3 lần đối với Việt Nam kể từ thời điểm năm 2000; với Malaysia, Singapore và Philippines, tác động này đã mạnh thêm 30%, 15% và 5%. Riêng với Thái Lan, tác động dài hạn của cú sốc GDP Trung Quốc lên GDP quốc gia này lại giảm 40% so với cú sốc năm 2000. Trái ngược sự gia tăng vai trò của các cú sốc xuất phát từ Trung Quốc đến khu vực, các tác động dài hạn của cú sốc GDP Mỹ đã giảm đáng kể so với thời điểm năm 2000 và 2008. Tác động của cú sốc GDP Mỹ năm 2008 đối với Malaysia, Philippines và Singapore đã giảm gần 30%, với Thái Lan là 70% so với cú sốc năm 2000. Riêng với Việt Nam, cú sốc GDP Mỹ năm 2008 lại đóng góp tích cực vào tăng trưởng GDP trong dài hạn. Các kết quả giải thích vì sao hầu hết các quốc gia ASEAN hồi phục nhanh chóng sau cuộc khủng hoảng toàn cầu năm 2008 (Lee & Ofreneo, 2014).

Các kết quả cho thấy sự hạ nhiệt trong nền kinh tế Trung Quốc kéo theo nhiều hệ lụy lên tăng trưởng kinh tế khu vực ASEAN-6. Các kết quả này hầu hết đều có ý nghĩa thống kê trong ngắn hạn và dài hạn (ngoại trừ Indonesia và Thái Lan) khi hồi quy mô hình sử dụng tỷ trọng thương mại năm 2016. Tuy các kết quả chưa hoàn toàn đồng nhất, nhưng rõ ràng mối liên kết thương mại đóng vai trò

quan trọng trong sự thay đổi truyền dẫn của các cú sốc bên ngoài đến khu vực. Nhận định trên vô cùng giá trị khi quan hệ kinh tế thương mại giữa Trung Quốc và ASEAN-6 được thúc đẩy mạnh mẽ và hứa hẹn tăng trưởng vượt bậc trong thời gian tới. Bên cạnh đó, sự chuyển đổi mô hình kinh tế ở Trung Quốc dự báo những biến động sắp tới trong thành phần tăng trưởng GDP của quốc gia này. Khi đó, tác động của các cú sốc Trung Quốc đến khu vực sẽ mạnh hơn, đặc biệt với các quốc gia xuất khẩu hàng hóa và tăng trưởng dựa vào xuất khẩu trong khu vực. Đa dạng hóa đối tác thương mại là mục tiêu quan trọng trước mắt của các nhà hoạch định chính sách trong khu vực trước bối cảnh nền kinh tế Trung Quốc sớm bước vào giai đoạn suy thoái, cảnh báo một cuộc khủng hoảng mới có thể xảy ra bắt nguồn từ quốc gia này trong tương lai ■

Tài liệu tham khảo

- Ahuja, A., & Myrvoda, A. (2012). The spillover effects of a downturn in China's real estate investment. *IMF Working Paper*, No. 12/266.
- Ahuja, A., & Nabar, M. (2012). Investment-led growth in China: Global spillovers. *IMF Working Paper*, No. 12/267.
- Andrews, D. W. K., & Ploberger, W. (1994). Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative. *Econometrica*, 62(6), 1383–1414.
- ASEAN. (2017a). *ASEAN statistical yearbook*. Retrieved from http://aseanstats.org/wp-content/uploads/2018/01/ASYB_2017-rev.pdf
- ASEAN. (2017b). *ASEAN economic community chartbook*. Retrieved from <http://asean.org/storage/2018/01/42.-November-2017-ASEAN-Economic-Community-AEC-Chartbook-2017.pdf>
- Aslam, M. (2012). The impact of ASEAN-China free trade area agreement on ASEAN's manufacturing industry. *International Impact of China Studies*, 3(1), 43–78.
- Bussière, M., Chudik, A., & Sestieri, G. (2012). *Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper 119*, Federal Reserve Bank of Dallas.
- Cashin, P., Mohaddes, K., & Raissi, M. (2012). The global impact of the systemic economies and MENA business cycles. *IMF Working Papers*, WP/12/255.
- Cashin, P., Mohaddes, K., & Raissi, M. (2016). China's slowdown and global financial market volatility: Is world growth losing out?. *IMF Working Papers*, WP/16/63.
- Cesa-Bianchi, A., Pesaran, M. H., Rebucci, A., & Xu, T. (2012). China's emergence in the world economy and business cycles in Latin America. *Economia Journal of the LACEA*, 12, 1–75.
- 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.
- Dizioli, A., Hunt, B., & Maliszewski, W. (2016). Spillovers from the maturing of China's economy. *IMF Working Paper*, WP/16/212.
- Dungey, M., & Vehbi, T. (2015). The influences of international output shocks from the US and China on ASEAN economies. *Journal of Asian Economics*, 39, 59–71.
- Duval, R., Cheng, K., Oh, K. H., & Saraf, R. (2014). Trade integration and business cycle synchronization: A reappraisal with focus on Asia. *IMF Working Paper*, WP/14/52.

- Hansen, B. (1992). Efficient estimation and testing of cointegrating vectors in the presence of deterministic trends. *Journal of Econometrics*, 53(1–3), 87–121.
- Harbo, I., Johansen, S., Nielsen, B., & Rahbek, A. (1998). Asymptotic inference on cointegrating rank in partial systems. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(4), 388–399.
- Hendry, D. F., & Mizon, G. (1998). Exogeneity, causality, and co-breaking in economic policy analysis of a small econometric model of money in the UK. *Empirical Economics*, 3(23), 267–294.
- IMF. (2014a). *World economic outlook: Recovery strengthens, remains uneven*. Washington, DC: International Monetary Fund.
- IMF. (2014b). IMF multilateral policy issues report: 2014 spillover report. *IMF Policy Paper*, International Monetary Fund, Washington, DC.
- IMF. (2017). *World economic outlook, October 2017: Seeking sustainable growth short-term recovery, long-term challenges*. Washington, DC: International Monetary Fund
- IMF. (2018). *Direction of trade statistics*. Retrieved on 10th February 2018, from <http://data.imf.org/?sk=9D6028D4-F14A-464C-A2F2-59B2CD424B85>
- 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.
- Johansen, S. (1992). Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis. *Journal of Econometrics*, 52(3), 389–402.
- Lee, H. A., & Ofreneo, R. (2014). From Asian to global financial crisis: Recovery amidst expanding labour precarity. *Journal of Contemporary Asia*, 44(4), 688–710.
- Nyblom, J. (1989). Testing for the constancy of parameters over time. *Journal of the American Statistical Association*, 84(405), 223–230.
- Oehler-Sincai, I. M. (2010). China’s role at global and regional levels from the perspective of trade and FDI flows. *Journal of Global Economic*, 2(1), 27–47.
- Osorio, C., & Unsal, F. (2013). Inflation dynamics in Asia: Causes, changes, and spillovers from China. *Journal of Asian Economics*, 24, 26–40.
- Paladini, S., & Cheng, J. Y. (2015). The ASEAN-China Free Trade Area—A success or a failure? A preliminary evaluation based on econometric evidence. *Journal of Comparative Asian Development*, 14(2), 171–199.
- Park, D., Park, I., & Estrada, G. (2009). Prospects for ASEAN-People’s Republic of China Free Trade Area: A Qualitative and Quantitative Analysis. *China and the World Economy*, 117(4), 104–120.
- Park, H., & Fuller, W. (1995). Alternative estimators and unit root tests for the autoregressive process. *Journal of Time Series Analysis*, 16(4), 415–429.
- 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, 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.
- Sato, K., Zhang, Z., & McAleer, M. (2011). Identifying shocks in regionally integrated East Asian economies with structural VAR and block exogeneity. *Mathematics and Computers in Simulation*, 81, 1353–1364.
- Sims, C. A. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis?. *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, 10(1), 2–16.
- Smith, L., & Galesi, A. (2014). *GVAR Toolbox 2.0*. University of Cambridge: Judge Business School.
- Sznajderska, A. (2017). The role of China in the world economy: Evidence from global VAR model. *NBP Working Paper No. 270*, Narodowy Bank Polski.
- UNCTAD. (2017). *World investment reports - Investment and the digital economy*. Geneva: United Nations Conference on Trade and Development.
- Waal, A. D., & Eyden, R. V. (2016). The impact of economic shocks in the rest of the world on South Africa: Evidence from a global VAR. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(3), 557–573.
- World Bank Indicator. (2018). *GDP, PPP (current international \$)*. Retrieved on 10th February 2018, from <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.PP.CD>
- World Bank. (2015). *Global economic prospects, January 2015: Having fiscal space and using it*. Washington, DC: World Bank.
- WTO. (2017). *World trade statistics review*. Geneva: World Trade Organization.
- Zhang, L. (2016). Rebalancing in China—Progress and prospects. *IMF Working Paper*, WP/16/183.

Phụ lục**Phụ lục 1.**

Nguồn dữ liệu

Quốc gia	y_{it}	π_{it}	eq_{it}	$reer_{it}$	r_{it}	ur_{it}
Úc	FRED	IFS	OECD	BIS	IFS	IFS
Trung Quốc	FRED	IFS	OECD	BIS	IFS	Datastream
Pháp	FRED	IFS	OECD	BIS	IFS	IFS
Đức	FRED	IFS	OECD	BIS	Datastream	IFS
Ấn Độ	FRED	FRED	OECD	BIS	IFS	Datastream
Indonesia	FRED	IFS	SET	BIS	IFS	WDI
Ý	FRED	IFS	OECD	BIS	IFS	IFS
Nhật Bản	FRED	IFS	OECD	BIS	IFS	IFS
Hàn Quốc	FRED	IFS	OECD	BIS	IFS	IFS
Malaysia	BNM	IFS	SET	BIS	IFS	IFS
Hà Lan	FRED	IFS	OECD	BIS	Datastream	IFS
Philippines	PSA	IFS	SET	BIS	IFS	IFS
Singapore	FRED	IFS	SET	BIS	IFS	MOM
Tây Ban Nha	FRED	IFS	OECD	BIS	IFS	IFS
Thụy Điển	FRED	IFS	OECD	BIS	IFS	IFS
Thụy Sĩ	FRED	IFS	OECD	BIS	IFS	IFS
Thái Lan	NESDB	IFS	SET	BIS	IFS	Datastream
Anh	ONS	IFS	OECD	BIS	FRED	IFS
Mỹ	BEA	IFS	OECD	BIS	IFS	IFS
Việt Nam	GSO	IFS	HOSE	Datastream	Datastream	Datastream

Ghi chú: FRED: Cơ sở dữ liệu cục dự trữ liên bang; BNM: Ngân hàng Trung ương Malaysia; PSA: Cơ quan thống kê Philippines; NESDB: Ban phát triển kinh tế và xã hội quốc gia; BEA: Cục phân tích kinh tế; OECD: Tổ chức hợp tác và phát triển kinh tế; GSO: Tổng cục thống kê; IFS: Thống kê tài chính quốc tế; SET: Sở giao dịch chứng khoán Thái Lan; HOSE: Sở giao dịch chứng khoán TP.HCM; BIS: Ngân hàng thanh toán quốc tế; WDI: Chỉ số phát triển thế giới; MOM: Bộ nhân lực – chính phủ Singapore.

Phụ lục 2.

Ma trận tỷ trọng thương mại năm 2000, 2008 và 2016

Quốc gia	Úc	Trung Quốc	Euro	Ấn Độ	Indonesia	Nhật Bản	Hàn Quốc	Malaysia	Philippines	Singapore	Thái Lan	Anh	Mỹ	Việt Nam
Năm 2000														
Úc	0	0,03	0,02	0,03	0,04	0,04	0,04	0,03	0,02	0,03	0,03	0,02	0,02	0,07
Trung Quốc	0,09	0	0,08	0,05	0,06	0,14	0,13	0,04	0,03	0,06	0,06	0,04	0,13	0,13
Euro	0,14	0,17	0	0,28	0,12	0,14	0,11	0,1	0,12	0,11	0,12	0,60	0,28	0,14
Ấn Độ	0,02	0,01	0,02	0	0,02	0,01	0,01	0,02	0,00	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01
Indonesia	0,03	0,02	0,01	0,03	0	0,04	0,04	0,03	0,02	0,04	0,03	0,01	0,01	0,03
Nhật Bản	0,22	0,28	0,11	0,08	0,26	0	0,23	0,20	0,21	0,15	0,26	0,05	0,23	0,21
Hàn Quốc	0,07	0,11	0,03	0,03	0,08	0,08	0	0,05	0,07	0,04	0,04	0,02	0,07	0,09
Malaysia	0,04	0,03	0,02	0,04	0,04	0,05	0,04	0	0,05	0,22	0,06	0,01	0,04	0,03
Philippines	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,03	0,02	0,02	0	0,03	0,02	0,01	0,03	0,02
Singapore	0,06	0,04	0,03	0,05	0,14	0,04	0,04	0,20	0,10	0	0,10	0,01	0,04	0,15
Thái Lan	0,03	0,02	0,02	0,02	0,03	0,04	0,02	0,05	0,04	0,05	0	0,01	0,03	0,05
Anh	0,06	0,03	0,33	0,11	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0,03	0	0,09	0,03
Mỹ	0,21	0,25	0,33	0,26	0,16	0,35	0,29	0,23	0,31	0,20	0,22	0,22	0	0,05
Việt Nam	0,02	0,01	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0
Năm 2008														
Úc	0	0,04	0,02	0,05	0,04	0,06	0,04	0,04	0,02	0,04	0,05	0,02	0,02	0,05
Trung Quốc	0,19	0	0,20	0,18	0,13	0,27	0,31	0,14	0,12	0,14	0,15	0,08	0,28	0,19
Euro	0,12	0,20	0	0,26	0,09	0,13	0,11	0,11	0,12	0,10	0,12	0,62	0,28	0,12
Ấn Độ	0,04	0,04	0,03	0	0,05	0,01	0,03	0,04	0,01	0,04	0,02	0,02	0,03	0,02
Indonesia	0,03	0,02	0,01	0,04	0	0,04	0,04	0,05	0,03	0,11	0,05	0,00	0,01	0,02
Nhật Bản	0,20	0,18	0,07	0,05	0,20	0	0,17	0,15	0,18	0,09	0,22	0,03	0,14	0,15
Hàn Quốc	0,07	0,13	0,04	0,05	0,08	0,09	0	0,05	0,07	0,06	0,04	0,02	0,06	0,08
Malaysia	0,04	0,04	0,02	0,04	0,07	0,04	0,03	0	0,06	0,16	0,08	0,01	0,03	0,04
Philippines	0,01	0,02	0,01	0,00	0,01	0,02	0,02	0,02	0	0,03	0,02	0,00	0,01	0,02
Singapore	0,06	0,04	0,02	0,07	0,16	0,03	0,05	0,17	0,11	0	0,07	0,02	0,03	0,11
Thái Lan	0,05	0,03	0,02	0,02	0,05	0,05	0,02	0,07	0,05	0,05	0	0,01	0,02	0,06

Quốc gia	Úc	Trung Quốc	Euro	Ấn Độ	Indonesia	Nhật Bản	Hàn Quốc	Malaysia	Philippines	Singapore	Thái Lan	Anh	Mỹ	Việt Nam
Anh	0,06	0,03	0,29	0,05	0,01	0,02	0,02	0,02	0,01	0,02	0,02	0	0,07	0,02
Mỹ	0,12	0,23	0,26	0,17	0,10	0,22	0,16	0,15	0,19	0,13	0,13	0,16	0	0,13
Việt Nam	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,02	0,02	0,03	0,02	0,03	0,00	0,01	0
Năm 2016														
Úc	0	0,05	0,02	0,04	0,04	0,05	0,04	0,04	0,01	0,03	0,05	0,02	0,02	0,02
Trung Quốc	0,34	0	0,24	0,22	0,22	0,30	0,34	0,21	0,19	0,19	0,22	0,11	0,32	0,26
Euro	0,12	0,18	0	0,21	0,09	0,12	0,10	0,10	0,09	0,11	0,12	0,58	0,26	0,11
Ấn Độ	0,03	0,03	0,04	0	0,06	0,01	0,03	0,04	0,02	0,04	0,03	0,02	0,04	0,02
Indonesia	0,03	0,03	0,01	0,05	0	0,03	0,02	0,05	0,05	0,09	0,05	0,00	0,01	0,02
Nhật Bản	0,13	0,13	0,06	0,04	0,13	0	0,12	0,10	0,19	0,08	0,17	0,03	0,11	0,11
Hàn Quốc	0,06	0,12	0,04	0,05	0,06	0,08	0	0,05	0,07	0,07	0,04	0,02	0,06	0,16
Malaysia	0,04	0,04	0,02	0,04	0,04	0,03	0,02	0	0,04	0,15	0,07	0,01	0,03	0,03
Philippines	0,01	0,02	0,01	0,01	0,03	0,02	0,02	0,02	0	0,03	0,03	0,00	0,01	0,02
Singapore	0,03	0,03	0,03	0,05	0,12	0,03	0,03	0,16	0,08	0	0,05	0,01	0,03	0,03
Thái Lan	0,05	0,04	0,02	0,03	0,06	0,05	0,02	0,07	0,08	0,04	0	0,01	0,02	0,04
Anh	0,04	0,04	0,25	0,04	0,01	0,02	0,02	0,01	0,01	0,02	0,02	0	0,06	0,02
Mỹ	0,11	0,24	0,26	0,20	0,11	0,22	0,18	0,12	0,14	0,12	0,12	0,18	0	0,17
Việt Nam	0,02	0,05	0,02	0,03	0,03	0,03	0,07	0,04	0,02	0,03	0,05	0,01	0,03	0

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

Phụ lục 3.

Thống kê mô tả các biến số

Quốc gia	Trung bình	Trung vị	Lớn nhất	Nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn
GDP thực					
Úc	4,5505	4,5633	4,7783	4,2973	0,1455
Trung Quốc	3,9953	4,0761	4,7798	3,0336	0,5485
Euro	4,6188	4,6365	4,7153	4,5024	0,0556
Ấn Độ	4,4542	4,5190	4,9232	3,9556	0,2988
Indonesia	4,4407	4,4453	5,0393	3,8790	0,3628

Quốc gia	Trung bình	Trung vị	Lớn nhất	Nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn
Nhật Bản	4,6035	4,6114	4,6739	4,5373	0,0398
Hàn Quốc	4,5139	4,5304	4,7999	4,1495	0,1893
Malaysia	4,9566	4,9601	5,3494	4,5877	0,2355
Philippines	4,5242	4,5116	4,9965	4,1261	0,2577
Singapore	4,4572	4,4681	4,8560	4,0046	0,2846
Thái Lan	4,5121	4,5404	4,8017	4,1501	0,1954
Anh	4,5910	4,6013	4,7391	4,4260	0,0865
Mỹ	4,6324	4,6302	4,7989	4,4335	0,1277
Việt Nam	4,5505	4,5633	4,7783	4,2973	0,1455

Lạm phát

Úc	0,0068	0,0061	0,0365	−0,003	0,0055
Trung Quốc	0,0058	0,0046	0,0364	−0,013	0,0105
Euro	0,0039	0,0041	0,0128	−0,006	0,0040
Ấn Độ	0,0158	0,0180	0,0660	−0,012	0,0141
Indonesia	0,0176	0,0161	0,0983	−0,002	0,0143
Nhật Bản	0,0001	−0,000	0,0247	−0,012	0,0051
Hàn Quốc	0,0066	0,0062	0,0205	−0,004	0,0055
Malaysia	0,0059	0,0054	0,0402	−0,015	0,0075
Philippines	0,0099	0,0089	0,0343	−0,004	0,0068
Singapore	0,0043	0,0034	0,0215	−0,012	0,0069
Thái Lan	0,0055	0,0047	0,0415	−0,035	0,0097
Anh	0,0050	0,0052	0,0200	−0,007	0,0053
Mỹ	0,0052	0,0053	0,0217	−0,028	0,0074
Việt Nam	0,0174	0,0117	0,0859	−0,011	0,0191

Giá chứng khoán thực

Úc	2,4709	2,4595	2,8756	2,1799	0,1566
Trung Quốc	2,3657	2,3412	3,2457	1,6789	0,3682
Euro	2,3917	2,3379	2,8335	2,0299	0,2136
Ấn Độ	2,1558	2,3306	2,9222	1,1749	0,4585
Indonesia	3,0554	3,2383	3,7640	1,9050	0,5904
Nhật Bản	1,1268	1,2705	1,7326	0,8532	0,2402

Quốc gia	Trung bình	Trung vị	Lớn nhất	Nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn
Hàn Quốc	1,0063	1,1497	1,3680	0,3032	0,3075
Malaysia	2,4846	2,5611	2,8320	1,9603	0,2537
Philippines	3,5028	3,4900	4,1914	2,6944	0,4578
Singapore	3,2321	3,2937	3,6631	2,7175	0,2162
Thái Lan	2,0996	2,1107	2,6484	1,2653	0,4081
Anh	3,4235	3,4251	3,7416	3,1027	0,1341
Mỹ	2,2824	2,2507	2,2662	1,7823	0,2021
Việt Nam	1,5276	1,4127	2,7313	0,8693	0,4018

Tỷ giá hối đoái danh nghĩa đa phương

Úc	4,4875	4,4899	4,7033	4,1988	0,1411
Trung Quốc	4,6103	4,5887	4,8718	4,4193	0,1354
Euro	4,6051	4,6049	4,6603	4,5428	0,0347
Ấn Độ	4,5468	4,5408	4,6293	4,4540	0,0447
Indonesia	4,4687	4,4908	4,6277	4,0785	0,1155
Nhật Bản	4,5340	4,5834	4,8394	4,2376	0,1502
Hàn Quốc	4,6849	4,6779	4,8806	4,4391	0,0971
Malaysia	4,5745	4,5835	4,6700	4,4475	0,0484
Philippines	4,5556	4,5777	4,7711	4,2989	0,1346
Singapore	4,6049	4,5845	4,7300	4,4933	0,0817
Thái Lan	4,5503	4,5864	4,6832	4,4124	0,0856
Anh	4,7364	4,7423	4,8663	4,5605	0,1039
Mỹ	4,6842	4,6901	4,8566	4,5390	0,0916
Việt Nam	4,7378	4,7522	5,0951	4,4621	0,2119

Lãi suất ngắn hạn

Úc	0,0105	0,0116	0,0175	0,0037	0,0038
Trung Quốc	0,0062	0,0056	0,0101	0,0037	0,0017
Euro	0,0047	0,0050	0,0109	−0,000	0,0034
Ấn Độ	0,0166	0,0146	0,0227	0,0146	0,0027
Indonesia	0,0216	0,0190	0,0397	0,0138	0,0069
Nhật Bản	0,0009	0,0010	0,0026	0,0001	0,0006
Hàn Quốc	0,0097	0,0099	0,0189	0,0035	0,0034

Quốc gia	Trung bình	Trung vị	Lớn nhất	Nhỏ nhất	Độ lệch chuẩn
Malaysia	0,0074	0,0074	0,0086	0,0050	0,0008
Philippines	0,0098	0,0087	0,0285	0,0027	0,0055
Singapore	0,0011	0,0010	0,0043	0,0003	0,0010
Thái Lan	0,0079	0,0074	0,0157	0,0043	0,0028
Anh	0,0061	0,0057	0,0141	0,0002	0,0053
Mỹ	0,0053	0,0031	0,0152	0,0012	0,0047
Việt Nam	0,0184	0,0166	0,0392	0,0087	0,0067
Tỷ lệ thất nghiệp					
Úc	0,0549	0,0556	0,0721	0,0402	0,0074
Trung Quốc	0,0402	0,0410	0,0430	0,0300	0,0030
Euro	0,0886	0,0894	0,1100	0,0693	0,0102
Ấn Độ	0,0207	0,0194	0,0337	0,0136	0,0058
Indonesia	0,0788	0,0770	0,1120	0,0560	0,0171
Nhật Bản	0,0435	0,0433	0,0557	0,0287	0,0071
Hàn Quốc	0,0354	0,0350	0,0523	0,0283	0,0045
Malaysia	0,0334	0,0330	0,0400	0,0274	0,0031
Philippines	0,0829	0,0740	0,1390	0,0470	0,0215
Singapore	0,0252	0,0240	0,0450	0,0150	0,0083
Thái Lan	0,0152	0,0122	0,0467	0,0048	0,0090
Anh	0,0487	0,0353	0,0850	0,0243	0,0217
Mỹ	0,0626	0,0560	0,1040	0,0367	0,0175
Việt Nam	0,0455	0,0463	0,0640	0,0324	0,0105