

BẢNG CHỨNG THỰC NGHIỆM CỦA GIẢ THUYẾT BỘ BA BẤT KHẢ THI GIAI ĐOẠN 1995-2017

Nguyễn Tiến Thức

Khoa Thương mại và Quản trị kinh doanh, Trường Đại học Văn Lang

Email: nguyentienthuc@vanlanguni.edu.vn

Ngày nhận: 24/12/2018

Ngày nhận bản sửa: 20/01/2019

Ngày duyệt đăng: 05/02/2019

Tóm tắt:

Nghiên cứu này đo lường tác động của các kết hợp chính sách kinh tế theo giả thuyết bộ ba bất khả thi và các yếu tố khác đến các mục tiêu kinh tế vĩ mô như biến động tăng trưởng, tăng trưởng trung bình, biến động lạm phát, lạm phát trung bình và tỷ lệ thất nghiệp tại 9 quốc gia. Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy FGLS cho dữ liệu bảng giai đoạn 1995-2017. Kết quả cho thấy với trường hợp Việt Nam, các nhà quản lý kinh tế có ba lựa chọn chính sách kinh tế hiệu quả là (1) sử dụng kết hợp chính sách độc lập tiền tệ và ổn định tỷ giá hối đoái với mức dự trữ ngoại hối trong khoảng từ 11,52% đến 17,87%, (2) sử dụng kết hợp chính sách hội nhập tài chính và ổn định tỷ giá hối đoái với mức dự trữ ngoại hối nhỏ hơn 14,71%, và (3) sử dụng kết hợp chính sách độc lập tiền tệ và hội nhập tài chính với mức dự trữ ngoại hối nhỏ hơn 17,48%.

Từ khóa: bộ ba bất khả thi, chính sách kinh tế, dự trữ ngoại hối.

Mã JEL: F36, F41, O24.

The 1995-2017 period Empirical Evidence of the Trilemma Hypothesis

Abstract:

This study measures the impact of different combinations of the impossible trinity and other factors on macroeconomic policies such as growth rate volatility, average growth rate, inflation volatility, average inflation rate, unemployment rate in nine countries. The study employs FGLS estimator to analyse the period 1995-2017 panel data. In the case of Vietnam, the results show that economic managers have three effective options on economic policies: (i) using a combination of monetary independence policy and exchange rate stability policy with forex reserves ranging from 11.52% to 17.87%, (ii) using a combination of financial integration policy and exchange rate stability policy with forex reserves lower than 14.71%, and (iii) using a combination of monetary independence policy and financial integration policy with forex reserves lower than 17.48%.

Keywords: Impossible trinity, economic policies, forex reserves.

JEL Code: C23, E03, F36, F41, O24.

1. Giới thiệu

Tăng trưởng kinh tế, lạm phát và thất nghiệp luôn là mối bận tâm hàng đầu của các nhà quản lý kinh tế của mọi quốc gia và vùng lãnh thổ. Việc tăng, giảm, và biến động của các chỉ tiêu này bị tác động bởi nhiều yếu tố, trong đó không thể không kể đến mức độ thực thi các chính sách kinh tế như độc lập tiền tệ, ổn định tỷ giá hối đoái, và hội nhập tài chính. Theo giả thuyết bộ ba bất khả thi, một quốc gia không thể đồng thời đạt được cả ba mục tiêu chính sách này. Do đó, việc xác định được mức độ tác động và chiều hướng tác động của các kết hợp chính sách kinh tế nêu trên lên các chỉ tiêu kinh tế vĩ mô có tầm quan trọng mang tính định hướng cho công tác quản lý kinh tế trong giai đoạn hiện nay. Nghiên cứu thực nghiệm này được tiến hành để giải quyết các vấn đề nêu trên với dữ liệu được thu thập đến năm 2017.

2. Cơ sở lý thuyết

Một đóng góp mang tính chất nền tảng của mô hình Mundell-Fleming (mô hình IS-LM-BP) chính là giả thuyết bộ ba bất khả thi (Aizenman & cộng sự, 2008). Giả thuyết bộ ba bất khả thi cho rằng, một quốc gia không thể đồng thời đạt được cả ba mục tiêu chính sách như độc lập tiền tệ, là khi quốc gia có thể chủ động trong việc điều hành chính sách tiền tệ, ổn định tỷ giá hối đoái, là khi tỷ giá được giữ cho không đổi hoặc dao động trong một biên độ rất hẹp, và hội nhập tài chính, là khi dòng vốn được tự do di chuyển vào và ra khỏi một quốc gia dưới hình thức các dòng thương mại và đầu tư quốc tế.

Nhiều nghiên cứu thực nghiệm liên quan đến bộ ba bất khả thi đã dựa trên cơ sở lý thuyết của Fleming (1962) và Mundell (1963) như các chuỗi nghiên cứu của Aizenman & cộng sự (2008, 2010, 2011, 2012, và 2016), Mohan & Kapur (2009), Patnaik & Shah (2010), Carton (2011), Hsing (2012), Sen Gupta & Sengupta (2013), và Ito & Kawai (2014). Các nghiên cứu này cho rằng các kết hợp chính sách luôn chịu sự ràng buộc của giả thuyết bộ ba bất khả thi.

Nhiều nghiên cứu liên quan tại Việt Nam đến nay gần như không xem xét toàn diện và không có đầy đủ các bằng chứng thực nghiệm về các tác động của các kết hợp chính sách kinh tế trong bộ ba bất khả thi lên các chỉ tiêu kinh tế vĩ mô và trong việc đo lường các chỉ số chính sách này. Hạn chế này thể hiện trong nghiên cứu của các tác giả Sử Đình Thành (2008), Phạm Thị Tuyết Trinh (2010), Đặng Thị Huyền Anh (2011), Trương Thị Mỹ Nhân (2012), Tô Trung Thành (2013), Trần Ngọc Thơ & Nguyễn Hữu Tuấn (2013).

2.1. Thang đo các chỉ số của bộ ba bất khả thi

Aizenman & cộng sự (2008) đã phát triển ba thang đo cho bộ ba bất khả thi như sau:

2.1.1. Chỉ số độc lập tiền tệ MI (Monetary Independence)

$$MI = 1 - \frac{\text{corr}(i_i, i_j) - (-1)}{1 - (-1)}$$

Trong đó, $\text{corr}(i_i, i_j)$ chính là hệ số tương quan hàng năm của lãi suất hàng tháng giữa một quốc gia và quốc gia cơ sở của quốc gia đó. Quốc gia cơ sở là quốc gia mà chính sách tiền tệ có quan hệ mật thiết nhất với quốc gia đang xét. Quốc gia cơ sở trong nghiên cứu của các tác giả này là từ Shambaugh (2004), hoặc dựa trên báo cáo thường niên AREAER của Quỹ tiền tệ quốc tế (IMF's Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions), hoặc từ CIA Factbook (Factbook of the United States Central Intelligence Agency). Giá trị MI nằm trong khoảng từ 0 đến 1, càng gần 1 thì chính sách tiền tệ càng độc lập.

2.1.2. Chỉ số ổn định tỷ giá hối đoái ERS (Exchange Rate Stability)

$$ERS = \frac{0.01}{0.01 + \text{stdev}(\Delta(\log(\text{exch_rate}))}$$

Trong đó, exch_rate chính là tỷ giá theo tháng của đồng tiền một quốc gia và đồng tiền của quốc gia cơ sở, stdev là độ lệch chuẩn hàng năm. Giá trị ERS nằm trong khoảng từ 0 đến 1, càng gần 1 thì tỷ giá càng ổn định.

2.1.3. Chỉ số hội nhập tài chính KAOPEN (Financial Openness/Integration)

Các tác giả này sử dụng chỉ số hội nhập tài chính từ Chinn & Ito (2006 và 2008). Chỉ số này được tính sẵn cho 181 quốc gia từ năm 1970 và liên tục được cập nhật hàng năm, chỉ số này dựa trên số liệu báo cáo thường niên AREAER. Giá trị KAOPEN nằm trong khoảng từ 0 đến 1, càng gần 1 thì quốc gia càng tự do hóa các giao dịch vốn. Chỉ số này cũng được sử dụng trong nhiều nghiên cứu khác theo Aizenman & cộng sự (2008).

2.2. Mô hình nghiên cứu

Mô hình được phát triển từ Aizenman & cộng sự (2008) như sau:

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 TLM_{it} + \alpha_2 TR_{it} + \alpha_3 (TLM_{it} \times TR_{it}) + X_{it}B + Z_t\Gamma + D_t\Phi + \varepsilon_{it}$$

Bảng 1: Mẫu nghiên cứu

Quốc gia	Khu vực địa lý	Trình độ phát triển theo WB
Việt Nam	Châu Á	Thu nhập trung bình thấp
Indonesia	Châu Á	Thu nhập trung bình thấp
Bangladesh	Châu Á	Thu nhập trung bình thấp
Belize	Châu Mỹ La-tinh	Thu nhập trung bình cao
Guyana	Châu Mỹ La-tinh	Thu nhập trung bình cao
Suriname	Châu Mỹ La-tinh	Thu nhập trung bình cao
Ghana	Châu Phi	Thu nhập trung bình thấp
São Tomé and Príncipe	Châu Phi	Thu nhập trung bình thấp
Gambia, The	Châu Phi	Thu nhập thấp

Trong đó, y_{it} là các chỉ số biến động tăng trưởng GDP thực/đầu người, biến động tỷ lệ lạm phát, và lạm phát trung bình của quốc gia i trong năm t . Các chỉ số biến động được đo bằng độ lệch chuẩn 5 năm và các chỉ số trung bình được đo bằng trung bình 5 năm.

TLM_{it} là vector được tạo thành bởi 2 trong 3 chỉ số của bộ ba bất khả thi.

TR_{it} là tỷ lệ dự trữ ngoại hối / GDP không bao gồm vàng.

$TLM_{it} \times TR_{it}$ là biến tương tác giữa bộ 3 chính sách bất khả thi và tỷ lệ dự trữ ngoại hối/GDP, cho thấy tác động bổ sung/thay thế của TR_{it} đối với các kết hợp chính sách.

X_{it} là một vector của các biến kiểm soát vĩ mô khác bao gồm:

(a) thu nhập tương đối: tỷ số thu nhập thực bình quân đầu người của quốc gia i với Hoa Kỳ;

(b) bình phương thu nhập tương đối;

(c) độ mở thương mại: là tỷ số của tổng giá trị xuất nhập khẩu với GDP danh nghĩa;

(d) cú sốc TOT: là tích số của độ lệch chuẩn 5 năm của độ mở thương mại nhân với tăng trưởng TOT (term of trade, tỷ số giữa giá trị xuất khẩu và nhập khẩu);

(e) chính sách tài khóa thuận chu kỳ: là tương quan giữa chuỗi chỉ tiêu không theo xu hướng của chính phủ và chuỗi GDP thực không theo xu hướng, chuỗi không theo xu hướng bằng chuỗi số liệu thực tế trừ đi chuỗi số liệu theo xu hướng qua bộ lọc HP (Hodrick-Prescott), biến này đại diện cho mức thâm hụt ngân sách;

(f) biến động cung tiền M2: độ lệch chuẩn 5 năm của tăng trưởng cung tiền M2;

(g) tín dụng tư nhân: là tỷ số giữa tổng tín dụng

tư nhân với GDP danh nghĩa, đại diện cho sự phát triển tài chính;

(h) tỷ lệ lạm phát;

(i) biến động lạm phát;

Z_t là một vector đại diện các cú sốc toàn cầu như:

(j) sự thay đổi trong lãi suất thực của Hoa Kỳ;

(k) khe hở sản lượng toàn cầu;

(l) cú sốc giá dầu: log của tỷ số giữa chỉ số giá dầu và chỉ số giá tiêu dùng thế giới;

D_t là các biến giả.

3. Thiết kế và phương pháp nghiên cứu

3.1. Mẫu nghiên cứu

Mẫu nghiên cứu bao gồm 9 quốc gia như trong Bảng 1.

Nghiên cứu chọn mẫu theo sự tương đồng tương đối về trình độ phát triển kinh tế. Kích thước mẫu tùy theo sự sẵn có của dữ liệu như Patnaik & Shah (2010) nghiên cứu nhóm 9 quốc gia Châu Á, Hsing (2012) nghiên cứu riêng Hy Lạp.

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu thứ cấp, dữ liệu liên quan đến việc tính toán các chỉ số bộ ba bất khả thi được thu thập từ IFS (International Financial Statistics), thuộc IMF – Quỹ Tiền tệ Quốc tế. Các dữ liệu liên quan khác trong mô hình được thu thập từ WDI (World Development Indicators), thuộc World Bank – Ngân hàng Thế giới. Với biến ‘chính sách tài khóa thuận chu kỳ’ do các nhược điểm của bộ lọc HP (Hamilton, 2017), nên tác giả sử dụng tỷ lệ thâm hụt ngân sách để thay thế cho cách tính thông qua bộ lọc HP. Dữ liệu về chỉ số giá dầu được thu thập từ EconomyWatch.com.

Dữ liệu bảng giai đoạn 1995-2017 của 9 quốc gia sau khi thu thập sẽ được lấy trung bình đi động 3

Bảng 2: Kết quả kiểm định giả thuyết bộ ba bất khả thi

Chi số	Toàn mẫu bao gồm Việt Nam	Việt Nam
MI (Độc lập tiền tệ)	0,53764 [0,04]***	0,39565 [0,16]**
ERS (Ổn định tỷ giá)	0,63372 [0,03]***	0,77474 [0,10]***
KAOPEN (Hội nhập tài chính)	0,44794 [0,02]***	0,49459 [0,22]**
Wald chi2 (3)	6540,380	1119,750
Prob > chi2	0,000	0,000
Số quan sát	189	21

*Nguồn: Tính toán của tác giả. Phương pháp hồi quy FGLS. Các dấu *, **, *** tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1% Giá trị trong ngoặc vuông là độ lệch chuẩn.*

năm hoặc độ lệch chuẩn 3 năm tùy theo từng biến trong mô hình nghiên cứu để đưa vào phân tích hồi quy. Loại dữ liệu này (overlapping data) khác với dữ liệu trong chuỗi nghiên cứu của Aizenman & cộng sự, là loại dữ liệu được tính trung bình và độ lệch chuẩn cho từng cụm 5 năm, theo Harri & Brorsen (2009), dữ liệu theo từng cụm như vậy tuy đem lại ước lượng không chệch, đạt giá trị kiểm định nhưng không tối ưu vì bỏ sót thông tin.

Ngoài ra, Tella & cộng sự (2001) cho rằng dữ liệu ‘overlapping data’ 3 năm là phù hợp nhất với dữ liệu kinh tế vĩ mô, và mang lại kết quả tối ưu cho phân tích kinh tế lượng. Phương pháp phân tích hồi quy FGLS (Feasible Generalized Least Squares) sẽ được sử dụng để khắc phục hiện tượng tự tương quan và phương sai thay đổi khi ước lượng mô hình nghiên cứu với dữ liệu trong nghiên cứu này.

3.3. Trình tự phân tích

3.3.1. Kiểm định giả thuyết bộ ba bất khả thi

Để xác định liệu là có sự ràng buộc của giả thuyết bộ ba bất khả thi trong mẫu nghiên cứu và trong trường hợp Việt Nam hay không, nghiên cứu ước lượng hàm hồi quy tuyến tính như trong Aizenman & cộng sự (2008) như sau:

$$1 = aMI_{i,t} + bERS_{i,t} + cKAOPEN_{i,t} + \varepsilon_t$$

Nếu các hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê, nghĩa là các chỉ số bộ ba bất khả thi như MI, ERS, và KAOPEN có tương quan tuyến tính và do đó sự lựa chọn chính sách kinh tế vĩ mô của các quốc gia chịu sự ràng buộc của bộ ba bất khả thi.

3.3.2. Ước lượng mô hình nghiên cứu

Ngoài việc ước lượng mô hình nghiên cứu cho

ba biến phụ thuộc như trong mô hình nghiên cứu ban đầu, nghiên cứu này tiến hành nghiên cứu khám phá bằng việc đưa thêm vào mô hình hai biến phụ thuộc khác là tăng trưởng trung bình và tỷ lệ thất nghiệp. Các nghiên cứu trước đây như Blanchard & Galí (2010), Parkin (2013) cũng cho thấy mối quan hệ giữa mức độ độc lập tiền tệ và tỷ lệ thất nghiệp; Shaari & cộng sự (2013) cho thấy mối quan hệ giữa mức độ ổn định tỷ giá và tỷ lệ thất nghiệp; Akyuz (2006), Arestis & Glickman (2002) cho thấy mối quan hệ giữa mức độ hội nhập tài chính và tỷ lệ thất nghiệp. Nghiên cứu của Hsing (2012) cũng cho thấy có mối quan hệ giữa các chỉ số của bộ ba bất khả thi và tỷ lệ tăng trưởng, tỷ lệ lạm phát, biến động tăng trưởng và biến động lạm phát.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả kiểm định giả thuyết bộ ba bất khả thi

Bảng 2 cho thấy các chỉ số MI, ERS, và KAOPEN có tương quan tuyến tính vì các hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê, do đó, theo mục 3.3.1 toàn bộ các quốc gia trong mẫu nghiên cứu chịu sự ràng buộc của giả thuyết bộ ba bất khả thi.

4.2. Kết quả ước lượng mô hình nghiên cứu

Phụ lục 1 trình bày kết quả hồi quy cho hai trường hợp là toàn mẫu 9 quốc gia và cho Việt Nam khi đưa thêm vào mô hình biến giả Việt Nam, mục đích sử dụng biến giả tương tự như Aizenman & cộng sự (2008), nhằm tìm ra sự khác biệt của các hệ số tác động từ các biến độc lập trong mô hình lên biến phụ thuộc ‘biến động tăng trưởng’. Mô hình MI-ERS nghĩa là sự kết hợp chính sách tiền tệ độc lập và chính sách ổn định tỷ giá hối đoái (Mô hình 1). Mô

Bảng 3: Kết quả tổng hợp 1

Chi tiêu vĩ mô	Biến động tăng trưởng	Biến động lạm phát	Lạm phát trung bình	Tăng trưởng trung bình	Thất nghiệp trung bình	
Mô hình MI-ERS	Độc lập tiền tệ	Làm giảm khi TR>11,52% cho trường hợp Việt Nam	Làm giảm khi MI*TR tăng	Làm giảm khi TR<25,14% cho toàn mẫu		Làm giảm khi TR<17,87% cho toàn mẫu
	Ổn định tỷ giá	Làm giảm khi TR>5,63% cho toàn mẫu	Làm giảm khi TR>31,15% cho trường hợp Việt Nam và TR>29,01% cho toàn mẫu	Làm giảm khi TR<48,60% cho toàn mẫu	Làm tăng	
Mô hình ERS-KAOPEN	Ổn định tỷ giá		Làm giảm khi TR>27,15% cho trường hợp Việt Nam và TR>33,44% cho toàn mẫu	Làm giảm, và yêu cầu TR<22,15% cho trường hợp Việt Nam	Làm tăng	Làm giảm
	Hội nhập tài chính		Làm giảm khi TR<10,10% cho trường hợp Việt Nam và TR>55,06% cho toàn mẫu	Làm giảm, và yêu cầu TR<23,56% cho Việt Nam	Làm tăng khi TR<14,71% cho trường hợp Việt Nam và TR<14,10% cho toàn mẫu	Làm giảm cho trường hợp Việt Nam và làm tăng cho toàn mẫu
Mô hình MI-KAOPEN	Độc lập tiền tệ		Làm giảm khi MI*TR tăng	Làm giảm		Làm giảm khi TR<18,59% cho toàn mẫu
	Hội nhập tài chính		Làm tăng	Làm giảm khi TR<59,77% cho toàn mẫu, Làm tăng cho trường hợp Việt Nam	Làm tăng khi TR<17,48% cho trường hợp Việt Nam và TR<14,08% cho toàn mẫu	Làm giảm khi TR<26,51% cho trường hợp Việt Nam, Làm tăng cho toàn mẫu

hình MI-KAOPEN nghĩa là sự kết hợp chính sách tiền tệ độc lập và chính sách hội nhập tài chính (Mô hình 2). Mô hình ERS-KAOPEN nghĩa là sự kết hợp chính sách ổn định tỷ giá hối đoái và chính sách hội nhập tài chính (Mô hình 3).

4.2.1. Tác động của biến độc lập tiền tệ (MI)

Với trường hợp Việt Nam, cột (4) cho thấy biến độc lập tiền tệ gia tăng sẽ làm tăng biến động tăng trưởng với hệ số hồi quy 0,05039, tuy nhiên, khi biến tương tác của biến độc lập tiền tệ và biến dự trữ ngoại hối tăng sẽ làm giảm biến động tăng trưởng với hệ số -0,43743 (tổng của -0,08260 và -0,35483). Nếu muốn tổng tác động của biến tiền tệ độc lập làm

giảm biến động tăng trưởng thì mức dự trữ ngoại hối phải lớn hơn 11,52%. ($0,05039 - 0,43743TR < 0$ dẫn đến $TR > 11,52\%$, cách tính này được áp dụng cho các trường hợp cần tính mức dự trữ ngoại hối tương tự tiếp theo). Với trường hợp toàn mẫu, cột (1) cho thấy biến tương tác của biến độc lập tiền tệ và biến dự trữ ngoại hối khi tăng có tác dụng làm giảm biến động tăng trưởng với hệ số -0,09545.

4.2.2. Tác động của biến ổn định tỷ giá (ERS)

Cột (4) cho thấy khi biến ổn định tỷ giá tăng sẽ làm giảm biến động tăng trưởng với hệ số -0,02161 (tổng của 0,01259 và -0,03419), ngoài ra, khi biến tương tác của biến ổn định tỷ giá và biến dự trữ ngoại

Bảng 4: Kết quả tổng hợp 2

	Biến động tăng trưởng	Biến động lạm phát	Lạm phát trung bình	Tăng trưởng trung bình	Thất nghiệp trung bình
Dự trữ ngoại hối	Làm tăng trong Mô hình 1 và 3	Làm tăng, trừ trường hợp Việt Nam trong Mô hình 3	Làm tăng trong toàn mẫu với Mô hình 1 và 2	Làm tăng trừ trường hợp Việt Nam và toàn mẫu trong Mô hình 1 và 3	Làm giảm trong Mô hình 2
Biến động lạm phát	Làm tăng		Làm tăng	Làm tăng	
Lạm phát trung bình		Làm tăng			Làm tăng trong trường hợp Việt Nam
Thu nhập tương đối		Làm tăng trong trường hợp Việt Nam tại Mô hình 1	Làm giảm trong trường hợp Việt Nam tại Mô hình 1	Làm giảm cho trường hợp Việt Nam với Mô hình 1, Làm giảm khi tăng trên mức 0,6%, 0,6%, 0,9%, 0,6%, và 0,9% tương ứng với các trường hợp còn lại	Làm giảm khi tăng trên mức 3,49%, 0,15%, 2,49%, 0,21%, 4,1%, và 0,78% tương ứng với các trường hợp trong ba Mô hình 1, 2 và 3
Thu nhập tương đối 2			Làm giảm trong toàn mẫu tại Mô hình 1 khi ở dưới mức 4.7%		
Độ mở thương mại					Làm tăng
Cú sốc TOT	Làm tăng		Làm tăng		
Thâm hụt ngân sách	Làm tăng trong toàn mẫu tại Mô hình 2			Làm tăng trừ trường hợp Việt Nam trong Mô hình 3	
Tín dụng tư nhân	Làm tăng trong toàn mẫu		Làm giảm trong tất cả các trường hợp	Làm tăng trong toàn mẫu và Việt Nam trong Mô hình 2	Làm giảm trong toàn mẫu và Việt Nam trong Mô hình 1
Khe hở sản lượng			Làm tăng trừ trường hợp Việt Nam trong Mô hình 2		

Ghi chú: Mô hình 1, 2, 3 là các Mô hình MI-ERS, MI-KAOPEN, ERS-KAOPEN

hối tăng cũng sẽ làm giảm biến động tăng trưởng với hệ số -0,00442 (tổng của -0,20356 và 0,19914). Cột (1) cho thấy biến ổn định tỷ giá tăng làm tăng biến động tăng trưởng trong toàn mẫu trừ khi tỷ lệ dự trữ ngoại hối lớn hơn 5,63%. Vậy trong trường hợp Việt

Nam thực hiện chính sách tiền tệ độc lập kết hợp với ổn định tỷ giá thì mức dự trữ ngoại hối phải lớn hơn 11,52%.

4.2.3. Tác động của biến dự trữ ngoại hối

Trong trường hợp thực hiện chính sách ổn định tỷ giá hối đoái và hội nhập tài chính thì khi biên dự trữ ngoại hối tăng sẽ làm tăng biến động tăng trưởng trong toàn mẫu và cả Việt Nam, tuy nhiên, khi thực hiện chính sách tiền tệ độc lập kết hợp với ổn định tỷ giá thì mức dự trữ ngoại hối chỉ làm tăng biến động tăng trưởng khi ở dưới mức 11,52%.

4.2.4. Tác động của biến biến động lạm phát và biến cú sốc TOT

Khi các biến này tăng sẽ làm tăng biến động tăng trưởng ở tất cả các kết hợp chính sách cho cả hai trường hợp toàn mẫu và Việt Nam.

4.2.5. Tác động của biến thâm hụt ngân sách

Chỉ có tác động làm tăng biến động tăng trưởng trong toàn mẫu cho trường hợp sử dụng kết hợp chính sách độc lập tiền tệ và hội nhập tài chính.

4.2.6. Tác động của biến tín dụng tư nhân

Biến tín dụng tư nhân tăng sẽ làm giảm bất ổn tăng trưởng trong toàn mẫu ở tất cả các kết hợp chính sách.

Lập luận tương tự như trên cho các kết quả hồi quy từ Phụ lục 2 đến Phụ lục 5, ta có các kết quả tổng hợp như được trình bày tại Bảng 3 và Bảng 4.

4.3. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Từ các kết quả nghiên cứu nêu trên, có thể kết luận, với mục đích làm giảm lạm phát trung bình, thất nghiệp trung bình, và làm tăng tăng trưởng trung bình, Việt Nam có thể:

(1) sử dụng kết hợp chính sách độc lập tiền tệ và ổn định tỷ giá hối đoái với mức dự trữ ngoại hối nhỏ hơn 17,87%. Nếu dự trữ ngoại hối nằm trong khoảng từ 11,52% đến 17,87% thì kết hợp chính sách này sẽ làm giảm biến động tăng trưởng. Trong trường hợp này, thâm hụt ngân sách tăng cũng sẽ góp phần làm tăng tăng trưởng trung bình, tín dụng tư nhân tăng sẽ làm giảm thất nghiệp trung bình;

(2) sử dụng kết hợp chính sách hội nhập tài chính và ổn định tỷ giá hối đoái với mức dự trữ ngoại hối nhỏ hơn 14,71%;

Với mục đích làm tăng tăng trưởng trung bình, làm giảm thất nghiệp trung bình, Việt Nam có thể:

(3) sử dụng kết hợp chính sách độc lập tiền tệ và hội nhập tài chính với mức dự trữ ngoại hối nhỏ hơn 17,48%, tuy nhiên sẽ làm tăng lạm phát trung bình. Trong trường hợp này, thâm hụt ngân sách tăng cũng sẽ góp phần làm tăng tăng trưởng trung bình, tín dụng tư nhân tăng sẽ làm giảm lạm phát trung bình, làm tăng tăng trưởng trung bình, và khe hở sản lượng thế giới tăng sẽ làm giảm lạm phát trung bình;

Với mục đích làm giảm biến động tăng trưởng và biến động lạm phát, Việt Nam có thể:

(4) sử dụng kết hợp chính sách độc lập tiền tệ và ổn định tỷ giá hối đoái với mức dự trữ ngoại hối lớn hơn 31,15%.

Một số lưu ý khi sử dụng các kết hợp chính sách nêu trên cho trường hợp Việt Nam gồm:

- Biến động lạm phát tăng tuy làm tăng tăng trưởng trung bình nhưng cũng đồng thời làm tăng biến động tăng trưởng và lạm phát trung bình;

- Lạm phát trung bình tăng sẽ làm tăng thất nghiệp trung bình và biến động lạm phát;

- Khi sử dụng kết hợp chính sách độc lập tiền tệ và ổn định tỷ giá hối đoái, khi thu nhập tương đối tăng, tuy làm giảm lạm phát trung bình nhưng sẽ làm tăng biến động lạm phát và làm giảm tăng trưởng trung bình, tuy nhiên, cũng làm giảm thất nghiệp trung bình khi tăng trên mức 0,15%;

- Thu nhập tương đối khi tăng trên các mức 0,21% và 0,78% cũng sẽ làm thất nghiệp trung bình trong các kết hợp chính sách: độc lập tiền tệ và hội nhập tài chính, hội nhập tài chính và ổn định tỷ giá hối đoái;

- Khi độ mở thương mại tăng sẽ làm tăng thất nghiệp trung bình. Cú sốc TOT tăng sẽ làm tăng biến động tăng trưởng và lạm phát trung bình.

5. Kết luận

Với phương pháp nghiên cứu định lượng trên dữ liệu bảng của 9 quốc gia giai đoạn 1995-2017, nghiên cứu cho thấy có sự ràng buộc của giả thuyết bộ ba bất khả thi trong mẫu nghiên cứu. Nghiên cứu cũng đo lường được tác động của các kết hợp chính sách theo giả thuyết bộ ba bất khả thi và các biến số kinh tế khác lên biến động lạm phát, biến động tăng trưởng, lạm phát trung bình, tăng trưởng trung bình và thất nghiệp trung bình của các quốc gia trong mẫu và cho trường hợp Việt Nam. Với trường hợp Việt Nam, các nhà quản lý kinh tế có ba lựa chọn chính sách kinh tế hiệu quả là (1) sử dụng kết hợp chính sách độc lập tiền tệ và ổn định tỷ giá hối đoái với mức dự trữ ngoại hối trong khoảng từ 11,52% đến 17,87%, (2) sử dụng kết hợp chính sách hội nhập tài chính và ổn định tỷ giá hối đoái với mức dự trữ ngoại hối nhỏ hơn 14,71%, và (3) sử dụng kết hợp chính sách độc lập tiền tệ và hội nhập tài chính với mức dự trữ ngoại hối nhỏ hơn 17,48%.

PHỤ LỤC

Phụ lục 1: Biến phụ thuộc là Biến động tăng trưởng

Mô hình kết hợp	MI-ERS		MI-KAOPEN		ERS-KAOPEN	
	Toàn mẫu	Việt Nam	Toàn mẫu	Việt Nam	Toàn mẫu	Việt Nam
Biến độc lập	(1)	(4)	(2)	(5)	(3)	(6)
MI	0,00511 [0,01]	0,00254 [0,01]	0,00101 [0,01]	0,00459 [0,01]		
MI-VN		0,05039 [0,02]***		0,01983 [0,02]		
ERS	0,01145 [0,01]*	0,01259 [0,01]*			0,00411 [0,01]	0,00798 [0,01]
ERS-VN		-0,03419 [0,01]**				-0,01735 [0,01]
KAOPEN			-0,00078 [0,01]	-0,00279 [0,01]	-0,00612 [0,01]	-0,00881 [0,01]
KAOPEN-VN				-0,03586 [0,05]		0,03802 [0,04]
MI*TR	-0,09545 [0,04]**	-0,08260 [0,04]**	-0,04444 [0,04]	-0,03345 [0,04]		
MI*TR-VN		-0,35483 [0,14]**		-0,24540 [0,17]		
ERS*TR	-0,20339 [0,05]***	-0,20356 [0,05]***			-0,12886 [0,05]***	-0,16313 [0,05]***
ERS*TR-VN		0,19914 [0,10]**				0,09962 [0,08]
KAOPEN*TR			0,04794 [0,04]	0,04709 [0,05]	0,05732 [0,04]	0,06493 [0,05]
KAOPEN*TR-VN				0,34452 [0,29]		-0,26321 [0,19]
TR(Dự trữ ngoại hối)	0,26447 [0,05]***	0,25246 [0,05]***	0,04271 [0,03]	0,03562 [0,04]	0,12172 [0,04]***	0,13831 [0,04]***
Biến động lạm phát	0,01803 [0,00]***	0,01739 [0,00]***	0,01444 [0,00]***	0,01444 [0,01]***	0,01737 [0,00]***	0,01649 [0,00]***
Thu nhập tương đối	-0,04222 [0,11]	-0,04966 [0,12]	-0,07975 [0,15]	-0,11412 [0,16]	-0,13786 [0,13]	-0,11895 [0,13]
Thu nhập tương đối 2	0,33136 [0,64]	0,37000 [0,69]	0,70637 [0,92]	0,89962 [0,95]	0,92055 [0,77]	0,75101 [0,75]
Cú sốc TOT	0,08323 [0,02]***	0,09561 [0,02]***	0,07424 [0,02]***	0,07411 [0,03]***	0,09117 [0,02]***	0,10603 [0,02]***
Thâm hụt ngân sách	0,01105 [0,01]	0,00594 [0,01]	0,02079 [0,01]*	0,01656 [0,01]	0,00911 [0,01]	0,00634 [0,01]
Tín dụng tư nhân	-0,01234 [0,00]***	-0,00633 [0,00]	-0,01292 [0,00]***	-0,00937 [0,01]	-0,01233 [0,00]***	-0,01008 [0,01]
Lãi suất Mỹ	-0,00080 [0,00]	-0,00009 [0,00]	-0,00217 [0,00]	-0,00018 [0,00]	-0,00038 [0,00]	0,00022 [0,00]
Cú sốc giá dầu	-0,00170 [0,00]	-0,00379 [0,00]	0,00077 [0,00]	-0,00113 [0,00]	0,00113 [0,00]	-0,00071 [0,00]
Hàng số	-0,00500 [0,01]	-0,00291 [0,01]	0,00743 [0,01]	0,00919 [0,01]	0,00421 [0,01]	0,00441 [0,01]
Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Số quan sát	189	189	189	189	189	189

*Nguồn: Tính toán của tác giả. Phương pháp hồi quy FGLS. Các dấu *, **, *** tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1%. Giá trị trong ngoặc vuông là độ lệch chuẩn.*

Phụ lục 2: Biến phụ thuộc là Biến động lạm phát

Mô hình kết hợp	MI-ERS		MI-KAOPEN		ERS-KAOPEN	
	Toàn mẫu	Việt Nam	Toàn mẫu	Việt Nam	Toàn mẫu	Việt Nam
Biến độc lập	(7)	(10)	(8)	(11)	(9)	(12)
MI	0,05850 [0,04]	0,06214 [0,05]	0,04724 [0,03]	0,02315 [0,03]		
MI-VN		-0,13240 [0,13]		0,11032 [0,11]		
ERS	0,18708 [0,03]***	0,17442 [0,03]***			0,18237 [0,04]***	0,14319 [0,04]***
ERS-VN		0,10658 [0,09]				0,22925 [0,06]***
KAOPEN			0,18670 [0,03]***	0,20652 [0,03]***	0,16623 [0,03]***	0,17817 [0,03]***
KAOPEN-VN				0,10743 [0,20]		-0,48215 [0,17]***
MI*TR	-0,46746 [0,18]***	-0,47681 [0,21]**	-0,37038 [0,14]***	-0,27493 [0,13]		
MI*TR-VN		1,16228 [0,87]		0,63844 [0,84]		
ERS*TR	-0,64500 [0,19]***	-0,55989 [0,19]***			-0,54537 [0,18]***	-0,35610 [0,19]*
ERS*TR-VN		-0,76918 [0,59]				-1,01549 [0,40]***
KAOPEN*TR			-0,17842 [0,15]	-0,24148 [0,16]	-0,30193 [0,15]**	-0,21369 [0,20]
KAOPEN*TR-VN				-1,17130 [1,41]		3,01088 [1,09]***
TR(Dự trữ ngoại hối)	0,82740 [0,21]***	0,75258 [0,22]***	0,33616 [0,15]**	0,34873 [0,15]**	0,55995 [0,20]***	0,34221 [0,24]
Lạm phát	1,04982 [0,05]***	1,05735 [0,05]***	1,14758 [0,05]***	1,21084 [0,05]***	1,15569 [0,05]***	1,15482 [0,05]***
Thu nhập tương đối	0,69772 [0,45]	0,93994 [0,54]*	-0,07013 [0,58]	-0,05465 [0,60]	-0,06047 [0,54]	0,05160 [0,60]
Thu nhập tương đối 2	-1,19080 [3,59]	-2,33083 [3,76]	6,58686 [4,11]	6,80911 [4,21]	4,74371 [3,99]	4,87875 [4,18]
Cú sốc TOT	0,08262 [0,10]	0,06208 [0,10]	-0,04608 [0,11]	-0,11899 [0,10]	-0,11960 [0,12]	-0,12031 [0,12]
Cú sốc giá dầu	-0,01442 [0,01]	-0,01039 [0,01]	-0,01955 [0,02]	-0,00453 [0,02]	-0,01339 [0,02]	-0,00770 [0,02]
Hàng số	-0,24524 [0,05]***	-0,25045 [0,05]***	-0,20826 [0,04]***	-0,23697 [0,04]***	-0,26462 [0,04]***	-0,26302 [0,04]***
Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Số quan sát	189	189	189	189	189	189

Nguồn: Tính toán của tác giả. Phương pháp hồi quy FGLS. Các dấu *, **, *** tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1%. Giá trị trong ngoặc vuông là độ lệch chuẩn.

Phụ lục 3: Biến phụ thuộc là Lạm phát trung bình

Mô hình kết hợp	MI-ERS		MI-KAOPEN		ERS-KAOPEN	
	Toàn mẫu (13)	Việt Nam (16)	Toàn mẫu (14)	Việt Nam (17)	Toàn mẫu (15)	Việt Nam (18)
MI	-0,04882 [0,02]**	-0,03563 [0,03]	-0,03830 [0,02]*	-0,00233 [0,03]		
MI-VN		0,06831 [0,13]		-0,29808 [0,12]**		
ERS	-0,10694 [0,02]***	-0,08982 [0,03]***			-0,04200 [0,02]*	-0,02121 [0,03]
ERS-VN		-0,06323 [0,10]				-0,34729 [0,06]***
KAOPEN			-0,16387 [0,02]***	-0,15429 [0,03]***	-0,12069 [0,02]***	-0,13737 [0,03]***
KAOPEN-VN				0,59118 [0,26]**		0,93979 [0,21]***
MI*TR	0,19418 [0,09]**	0,14266 [0,12]	0,11381 [0,07]	-0,00881 [0,11]		
MI*TR-VN		-0,38077 [0,97]		1,01665 [0,92]		
ERS*TR	0,22006 [0,10]**	0,11958 [0,13]			0,04567 [0,12]	0,00011 [0,16]
ERS*TR-VN		0,44227 [0,65]				1,56803 [0,41]***
KAOPEN*TR			0,27416 [0,09]***	0,36706 [0,14]**	0,09693 [0,11]	0,25650 [0,15]*
KAOPEN*TR-VN				-2,01092 [1,64]		-3,66271 [1,13]***
TR(Dự trữ ngoại hối)	-0,29702 [0,12]**	-0,22456 [0,15]	-0,19584 [0,08]**	-0,14131 [0,12]	-0,04503 [0,13]	-0,03018 [0,17]
Biến động lạm phát	0,54497 [0,02]***	0,54401 [0,02]***	0,56292 [0,02]***	0,57272 [0,02]***	0,55990 [0,02]***	0,56125 [0,02]***
Thu nhập tương đối	-1,61135 [0,46]***	-1,45733 [0,58]**	-0,69130 [0,50]	-0,36461 [0,54]	-0,05488 [0,49]	-0,38280 [0,55]
Thu nhập tương đối 2	5,84411 [2,98]**	5,05452 [3,39]	-1,78887 [3,54]	-3,07865 [3,64]	-3,75286 [3,23]	-2,34023 [3,48]
Độ mở thương mại	-0,00034 [0,02]	-0,00049 [0,02]	-0,01217 [0,02]	-0,01288 [0,02]	0,01291 [0,02]	0,00138 [0,02]
Cú sốc TOT	0,33656 [0,05]***	0,34050 [0,06]***	0,41462 [0,06]***	0,43425 [0,07]***	0,35875 [0,06]***	0,43859 [0,08]***
Thâm hụt ngân sách	0,03119 [0,05]	0,03551 [0,05]	0,06771 [0,04]	0,04562 [0,05]	0,04266 [0,05]	0,03534 [0,05]
Tín dụng tư nhân	-0,10768 [0,03]***	-0,10181 [0,03]***	-0,06840 [0,03]**	-0,11406 [0,04]***	-0,11638 [0,03]***	-0,16658 [0,04]***
Biến động tăng M2	-0,04454 [0,03]	-0,05661 [0,04]	-0,04131 [0,04]	-0,05204 [0,05]	-0,02774 [0,04]	-0,08338 [0,06]
Cú sốc giá dầu	-0,00530 [0,01]	-0,00204 [0,01]	0,00109 [0,01]	-0,00297 [0,01]	-0,01457 [0,01]	0,00331 [0,01]
Khe hông sản lượng	0,00028 [0,00]***	0,00024 [0,00]***	0,00014 [0,00]**	0,00011 [0,00]	0,00026 [0,00]***	0,00016 [0,00]**
Hằng số	0,27950 [0,03]***	0,25438 [0,04]***	0,24984 [0,03]***	0,21291 [0,03]***	0,21589 [0,03]***	0,20200 [0,04]***
Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Số quan sát	189	189	189	189	189	189

*Nguồn: Tính toán của tác giả. Phương pháp hồi quy FGLS. Các dấu *, **, *** tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1%. Giá trị trong ngoặc vuông là độ lệch chuẩn.*

Phụ lục 4: Biến phụ thuộc là Tăng trưởng trung bình

Mô hình kết hợp	MI-ERS		MI-KAOPEN		ERS-KAOPEN	
	Toàn mẫu	Việt Nam	Toàn mẫu	Việt Nam	Toàn mẫu	Việt Nam
Biến độc lập	(19)	(22)	(20)	(23)	(21)	(24)
MI	0,00826 [0,01]	0,01008 [0,01]	0,01359 [0,01]	0,00639 [0,01]		
MI-VN		-0,02940 [0,03]		0,00936 [0,03]		
ERS	0,01591 [0,01]	0,00738 [0,01]			0,02328 [0,01]**	0,00474 [0,01]
ERS-VN		0,07188 [0,02]***				0,07247 [0,02]***
KAOPEN			0,03181 [0,01]***	0,01844 [0,01]*	0,02798 [0,01]**	0,03328 [0,01]***
KAOPEN-VN				0,20926 [0,08]***		0,01564 [0,07]
MI*TR	0,06463 [0,08]	0,01021 [0,07]	-0,06627 [0,06]	-0,07383 [0,05]		
MI*TR-VN		0,21098 [0,23]		0,39741 [0,26]		
ERS*TR	0,07385 [0,07]	0,05574 [0,07]			0,00006 [0,07]	0,06764 [0,06]
ERS*TR-VN		-0,23128 [0,16]				-0,21085 [0,13]
KAOPEN*TR			-0,22600 [0,06]***	-0,14421 [0,06]***	-0,19848 [0,06]***	-0,22616 [0,06]***
KAOPEN*TR-VN				-1,15829 [0,46]**		-0,01131 [0,32]
TR(Dự trữ ngoại hối)	-0,14389 [0,08]*	-0,03449 [0,08]	0,13952 [0,05]***	0,15502 [0,05]***	0,07475 [0,06]	0,12621 [0,06]**
Thu nhập tương đối	0,26807 [0,19]	0,42143 [0,19]**	0,43721 [0,20]**	0,58680 [0,19]***	0,45594 [0,02]**	0,58433 [0,20]***
Thu nhập tương đối 2	-2,17919 [1,15]*	-2,86393 [1,06]***	-2,74961 [1,30]**	-3,33866 [1,11]***	-3,02082 [1,25]**	-3,25033 [1,05]***
Lãi suất Mỹ	0,00029 [0,00]	0,00224 [0,00]	0,00440 [0,00]	0,00169 [0,00]	0,00226 [0,00]	0,00247 [0,00]
Cú sốc TOT	-0,01565 [0,03]	0,02600 [0,03]	-0,02139 [0,03]	0,01025 [0,03]	-0,01118 [0,03]	0,02953 [0,03]
Biến động lạm phát	-0,01239 [0,01]**	-0,01566 [0,01]***	-0,01674 [0,01]***	-0,01857 [0,01]***	-0,01467 [0,01]**	-0,01883 [0,01]***
Thâm hụt ngân sách	0,05636 [0,01]***	0,04260 [0,01]***	0,03871 [0,01]***	0,03547 [0,01]***	0,03131 [0,01]**	0,02007 [0,01]
Tín dụng tư nhân	0,01342 [0,01]**	-0,00958 [0,01]	0,02401 [0,01]**	-0,02522 [0,01]*	0,01916 [0,01]**	-0,01590 [0,01]
Hàng số	0,01727 [0,01]	0,00439 [0,01]	-0,00852 [0,01]	-0,00280 [0,01]	-0,01005 [0,01]	-0,01724 [0,01]
Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Số quan sát	189	189	189	189	189	189

*Nguồn: Tính toán của tác giả. Phương pháp hồi quy FGLS. Các dấu *, **, *** tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1%. Giá trị trong ngoặc vuông là độ lệch chuẩn.*

Phụ lục 5: Biến phụ thuộc là Thất nghiệp trung bình

Mô hình kết hợp	MI-ERS		MI-KAOPEN		ERS-KAOPEN	
	Toàn mẫu	Việt Nam	Toàn mẫu	Việt Nam	Toàn mẫu	Việt Nam
Biến độc lập	(25)	(28)	(26)	(29)	(27)	(30)
MI	-0,01205 [0,00]**	-0,01206 [0,00]**	-0,01401 [0,00]***	-0,00943 [0,00]**		
MI-VN		0,01137 [0,01]		0,00506 [0,02]		
ERS	-0,00338 [0,00]	0,00292 [0,00]			-0,00858 [0,00]**	0,00453 [0,00]
ERS-VN		-0,02283 [0,01]**				-0,04656 [0,01]***
KAOPEN			0,02730 [0,00]***	0,01549 [0,00]***	0,02588 [0,00]***	0,00543 [0,00]
KAOPEN-VN				-0,25689 [0,05]***		-0,11645 [0,03]***
MI*TR	0,06744 [0,03]***	0,06847 [0,02]***	0,07534 [0,02]***	0,07046 [0,02]***		
MI*TR-VN		-0,14760 [0,08]*		-0,43115 [0,18]**		
ERS*TR	-0,04595 [0,03]*	-0,02920 [0,02]			-0,00434 [0,02]	-0,03364 [0,02]*
ERS*TR-VN		0,08116 [0,06]				-0,00995 [0,06]
KAOPEN*TR			0,06926 [0,02]***	0,05842 [0,02]***	0,06515 [0,02]***	0,06401 [0,02]***
KAOPEN*TR-VN				0,85220 [0,32]***		0,15273 [0,14]
TR(Dự trữ ngoại hối)	0,03466 [0,03]	0,00012 [0,02]	-0,06340 [0,02]***	-0,06974 [0,02]***	-0,02200 [0,03]	-0,02505 [0,02]
Thu nhập tương đối	1,16057 [0,07]***	0,21376 [0,06]***	1,06791 [0,09]***	0,31415 [0,11]***	1,34636 [0,09]***	0,54691 [0,08]***
Thu nhập tương đối 2	-6,02903 [0,39]***	-1,44672 [0,39]***	-4,67072 [0,05]***	-1,35076 [0,63]**	-6,09358 [0,54]***	-2,88372 [0,47]***
Độ mở thương mại	0,01852 [0,00]***	0,01983 [0,00]***	0,00803 [0,00]***	0,00944 [0,00]***	0,00484 [0,00]*	0,01651 [0,00]***
Lạm phát trung bình	-0,00271 [0,00]	0,00541 [0,00]*	0,00263 [0,00]	0,00858 [0,00]***	0,00112 [0,00]	0,00607 [0,00]**
Thâm hụt ngân sách	0,00500 [0,01]	0,00247 [0,00]	0,00288 [0,00]	-0,00253 [0,00]	0,00723 [0,01]	0,00302 [0,00]
Tín dụng tư nhân	-0,04838 [0,01]***	-0,00823 [0,00]*	-0,04360 [0,00]***	0,01281 [0,01]*	-0,04652 [0,00]***	-0,00788 [0,01]
Hằng số	0,05580 [0,00]***	0,07186 [0,00]***	0,04836 [0,00]***	0,06468 [0,00]***	0,04450 [0,00]***	0,06005 [0,00]***
Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Số quan sát	189	189	189	189	189	189

*Nguồn: Tính toán của tác giả. Phương pháp hồi quy FGLS. Các dấu *, **, *** tương ứng với các mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1%. Giá trị trong ngoặc vuông là độ lệch chuẩn.*

Tài liệu tham khảo:

- Aizenman, J., Chinn M.D. & Ito, H. (2008), 'Assessing the Emerging Global Financial Architecture: Measuring the Trilemma's Configurations over Time', NBER Working Paper Series, No. 14533, retrieved on February 3rd, 2018, from <<https://www.nber.org/papers/w14533>>.
- Aizenman, J., Chinn M.D. & Ito, H. (2010), 'The Emerging Global Financial Architecture: Tracing and Evaluating the New Patterns of the Trilemma's Configurations', *Journal of International Money and Finance*, 29(4), 615–641.
- Aizenman, J., Chinn M.D. & Ito, H. (2011), 'Surfing the Waves of Globalization: Asia and Financial Globalization in the Context of the Trilemma', *Journal of the Japanese and International Economies*, 25(3), 290 – 320.
- Aizenman, J., Chinn M.D. & Ito, H. (2012), 'The 'Impossible Trinity' Hypothesis in an Era of Global Imbalances: Measurement and Testing', *Review of International Economics*, 21(3), 447-458.
- Aizenman, J., Chinn M.D. & Ito, H. (2016), 'Monetary policy spillovers and the trilemma in the new normal: Periphery country sensitivity to core country conditions', *Journal of International Money and Finance*, 68, 298–330.
- Akyuz, Y. (2006), 'From liberalization to investment and jobs: lost in translation', Working paper series No. 74, retrieved on February 3rd, 2018, from <https://www.ilo.org/integration/resources/papers/WCMS_099059/lang-en/index.htm>.
- Arestis, P. & Glickman M. (2002), 'Financial Crisis in Southeast Asia: Dispelling Illusion the Minskyan Way', *Cambridge Journal of Economics*, 26(2), 237-260.
- Blanchard, O. & Gali J. (2010), 'Labor Markets and Monetary Policy: A New Keynesian Model with Unemployment', *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 1-30.
- Carton, Benjamin (2011), *The Impossible Trinity Revised: An Application to China*, Working Papers 2011-27, CEPII research center, retrieved on January 2nd, 2018, from <http://www.cepii.fr/PDF_PUB/wp/2011/wp2011-27.pdf>.
- Chinn, M.D. & Ito, H. (2006), 'What matters for financial development? Capital controls, institutions, and interactions', *Journal of Development Economics*, 81(1), 163-192.
- Chinn, M.D. & Ito, H. (2008), 'A New Measure of Financial Openness', *Journal of Comparative Policy Analysis*, 10(3), 309 - 322.
- Đặng Thị Huyền Anh (2011), 'Sử dụng chính sách tiền tệ trong kiểm chế lạm phát Việt Nam theo lý thuyết bộ ba bất khả thi', *Tạp chí Khoa học và Đào tạo Ngân hàng*, 108, 1-9.
- Fleming, J.M. (1962), 'Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates', *IMF Staff Papers*, 9(3), 369-379.
- Harri, A. & Brorsen, B.W. (2009), 'The Overlapping Data Problem', *Quantitative and Qualitative Analysis in Social Sciences*, 3(3), 78-115.
- Ito, H., Kawai, M. (2014), 'Determinants of the Trilemma Policy Combination', ADBI Working Paper 456, Asian Development Bank Institute, Tokyo, retrieved on February 3rd, 2018, from <<http://www.adbi.org/workingpaper/2014/01/30/6128.determinants.trilemma.policy.combination/>>.
- Hamilton, J.D. (2017), 'Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter', *The Review of Economics and Statistics*, retrieved on February 3rd, 2018, from <https://www.mitpressjournals.org/doi/pdf/10.1162/rest_a_00706>.
- Hsing, Y. (2012), 'Impacts of the Trilemma Policies on Inflation, Growth and Volatility in Greece', *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(3), 373-378.
- Mohan, Rakesh & Kapur, Muneesh (2009), *Managing the Impossible Trinity: Volatile Capital Flows and Indian Monetary Policy*, Working Paper No. 401., Stanford University, retrieved on January 2nd, 2018, from <<https://mpira.ub.uni-muenchen.de/70632/1/401wp.pdf>>.
- Mundell, R.A. (1963), 'Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates', *Canadian Journal of Economic and Political Science*, 29(4), 475–85.
- Parkin, M. (2013), '2013-3 The Effects of Central Bank Independence and Inflation Targeting on Macroeconomic Performance: Evidence from Natural Experiments', *Economic Policy Research Institute, EPRI Working Papers*,

Department of Economics, University of Western Ontario, London, ON.

- Patnaik, I. & Shah, A. (2010), *Asia Confronts the Impossible Trinity*, ADBI Working Paper 204, Asian Development Bank Institute, Tokyo.
- Phạm Thị Tuyết Trinh (2010), ‘Kiểm định sự tồn tại của “Bộ ba bất khả thi” trong điều hành chính sách tiền tệ tại Việt Nam’, *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, 57, 11-16.
- Sen Gupta, Abhijit & Sengupta, Rajeswari (2013), *Management of Capital Flows in India: 1990-2011*, MPRA Paper No. 46217, Asian Development Bank, Institute for Financial Management and Research, retrieved on January 2nd, 2018, from https://mpra.ub.uni-muenchen.de/46217/1/MPRA_paper_46217.pdf.
- Shambaugh, J. (2004), ‘The Effect of Fixed Exchange Rates on Monetary Policy’, *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, 119(1), 300-351.
- Shaari, M.S., Hussain, N. E., Rahim, H. A. (2013), ‘The effects of oil price changes and exchange rate volatility on unemployment: Evidence from Malaysia’, *International Journal of Research in Business and Social Science*, 2 (4), 72-83.
- Sử Đình Thành (2008), ‘Bàn về tính độc lập của Ngân hàng Nhà nước Việt Nam’, *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, 26, 4-6.
- Tella, R.D., MacCulloch, R.J. & Oswald, A.J. (2001), ‘Preferences over inflation and unemployment: evidence from surveys of happiness’, *American Economic Review*, 91, 335–341.
- Tô Trung Thành (2013), ‘Các biện pháp vô hiệu hóa trong ràng buộc bộ ba bất khả thi tại Việt Nam – đánh giá và những khuyến nghị chính sách’, *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 187, 30-36.
- Trần Ngọc Thơ & Nguyễn Hữu Tuấn (2013), ‘Cơ chế truyền dẫn chính sách tiền tệ ở Việt Nam tiếp cận theo mô hình SVAR’, *Tạp chí phát triển và hội nhập*, 10(20), 8-16.
- Trương Thị Mỹ Nhân (2012), *Tác động của Tự do hóa tài chính đối với tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam*, Nhà Xuất bản chính trị quốc gia, Hà Nội.