

Nguyên lý Bộ ba bất khả thi và điều hành chính sách tiền tệ ở Việt Nam giai đoạn 1998 - 2014

PHẠM ANH TUẤN*

Trong những năm 2007 - 2011, kinh tế Việt Nam trải qua giai đoạn lạm phát cao và hệ thống tài chính gặp nhiều bất ổn. Có nhiều ý kiến khác nhau từ giới chuyên gia, hoạch định chính sách về nguyên nhân của tình trạng này. Bằng việc xây dựng và phân tích sự biến động của chỉ số quy tắc Bộ ba bất khả thi (BBBKT) của Việt Nam cho giai đoạn 1998 - 2014, nghiên cứu này cho rằng đã có sự vi phạm quy tắc này kể từ đầu năm 2007, do NHNN đã không thay đổi cách thức điều hành chính sách tiền tệ trong bối cảnh nền kinh tế đã có độ mở cửa cao hơn.

Từ khóa: Bộ ba bất khả thi; chính sách tiền tệ; tỷ giá cố định; dòng vốn nước ngoài.

1. Giới thiệu

Kể từ sau khi gia nhập WTO năm 2007, nền kinh tế và hệ thống tài chính của Việt Nam lâm vào một giai đoạn bất ổn tương đối nghiêm trọng. Tăng trưởng GDP giảm xuống mức 5% sau khi đã tăng trung bình 7,5% trong một thập kỷ trước đó. Lạm phát tăng mạnh và lên tới 28% năm 2008, và tiếp tục giữ ở mức hai con số trong suốt giai đoạn 2009 - 2011. Dòng vốn nước ngoài sụt giảm, thị trường chứng khoán mất 50% điểm trong giai đoạn 2007 - 2010. Tỷ lệ nợ xấu của hệ thống ngân hàng ước tính lên tới 10% (K. Vu, 2012). Ngân hàng nhà nước phải tăng lãi suất lên tới mức 15% để kiềm chế lạm phát, hệ quả khiến cho gần 20% số doanh nghiệp tư nhân ngừng hoạt động do không chịu nổi chi phí vốn cao (Tuoi Tre News, 2012). Mặc dù tỷ giá USD/VND tăng từ mức 17.000 năm 2008 lên 21.000 năm 2011, nghĩa là đã mất giá 25% (xem Hình 1), hoạt động xuất khẩu vẫn liên tục giảm sút mỗi năm, cán cân tài khoản vãng lai chuyển từ thặng dư sang thâm hụt.

Điều đáng nói ở đây là Việt Nam là nước duy nhất trong khu vực hứng chịu tình trạng ảm đạm của nền kinh tế trong giai đoạn này. Mặc dù chịu ảnh hưởng giống nhau từ cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2008, các nước trong khu vực ASEAN vẫn giữ được lạm phát ở mức một con số và kinh tế tăng trưởng ổn định. Điều này đặt ra nghi vấn cho thấy đây chỉ là vấn đề của riêng kinh tế Việt Nam.

Giới chuyên gia trong nước cũng nhìn nhận sự yếu kém của nền kinh tế và hệ thống tài chính trong giai đoạn này có nguồn gốc chính từ sự điều hành chính sách từ phía chính phủ, đặc biệt là chính sách tiền tệ của ngân hàng nhà nước (N. A. Nguyen, Nguyen, & Nguyen, 2010; T. T. H. Nguyen & Nguyen, 2010; Q. H. Vu, Nguyen, & Vu, 2012). Một trong những sự kiện đáng chú ý trong giai đoạn này là việc Thống đốc Ngân hàng Nhà nước Nguyễn Văn Bình đã nhắc đến vấn đề về BBBKT mà công tác điều hành chính sách tiền tệ phải đối mặt trong phiên chất vấn của Quốc hội¹. Phiên giải trình của

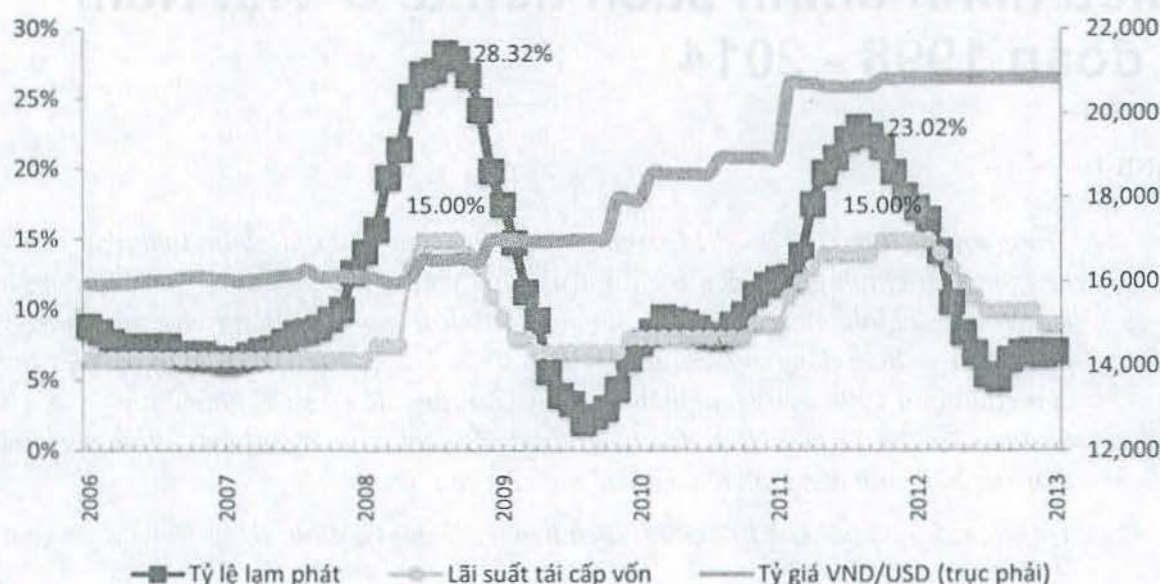
* Viện Kinh tế và Chính trị Thế giới

¹ <http://kinhdoanh.vnexpress.net/tin-tuc/vi-mo/thong-doc-ngan-hang-xin-nhan-mot-nua-giai-robel-2723978.html>

Thống đốc Nguyễn Văn Bình tạo ra những ý kiến trái chiều về hiệu quả điều hành chính sách tiền tệ của NHNN trong giai đoạn này, liệu chính sách tiền tệ có vi phạm quy tắc BBBKT

hay không. Vấn đề BBBKT không phải là vấn đề lạ lẫm của kinh tế thế giới, nhưng đối với Việt Nam đây là một chủ đề mới mẻ cần được tìm hiểu và phân tích cụ thể.

Hình 1: Các chỉ số vĩ mô của kinh tế Việt Nam giai đoạn 2006 - 2013



Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu *World Development Indicators Database (World Bank)* và *Global Development Finance (IMF)* (Ngày truy cập: 10/8/2016)

Dựa trên các nhận định nói trên, nghiên cứu này muốn cung cấp một phương thức đánh giá về hoạt động điều hành chính sách tiền tệ trong giai đoạn trên dựa vào việc ước lượng các chỉ số của BBBKT cho Việt Nam. Nghiên cứu nhằm mục tiêu trả lời hai câu hỏi chính: (1) Chính sách tiền tệ của NHNN có vi phạm quy tắc BBBKT trong giai đoạn 2007 - 2011 hay không? và (2) Việc điều hành các chính sách tiền tệ BBBKT có liên quan gì đến sự yếu kém của các biến số kinh tế vĩ mô không?

2. Khái quát về BBBKT

Khái niệm BBBKT

Thuật ngữ quy tắc Bộ ba bất khả thi - Impossible Trinity (BBBKT) được đề cập tới lần đầu tiên trong mô hình Mundell-Fleming về lựa chọn chính sách tỷ giá (hay còn gọi là mô hình IS-LM-BoP) (Fleming, 1962; Mundell, 1963). Mô hình Mundell-Fleming là sự mở rộng của mô hình cổ điển IS-LM (Keynes) về

mối quan hệ giữa điều hành chính sách tiền tệ và tổng cầu của nền kinh tế. Nếu như mô hình IS-LM áp dụng với các nền kinh tế đóng, mô hình Mundell-Fleming bổ sung biến tỷ giá và áp dụng cho các nền kinh tế nhỏ mở cửa. Về mặt nội dung, quy tắc BBBKT cho rằng: một quốc gia không thể duy trì đồng thời 3 mục tiêu sau của chính sách tiền tệ: *Chính sách tỷ giá cố định*, *Chính sách lãi suất độc lập*², và *Tự do di chuyển vốn*.

Nguyên tắc vận hành của BBBKT có thể được giải thích ngắn gọn như sau:

- *Chính sách tỷ giá cố định:*

$$\frac{E^* - E}{E} = 0 \quad (1)$$

² Ở các nền kinh tế phát triển, chính sách lãi suất cũng đồng thời là chính sách tiền tệ. Vì vậy, trong các nghiên cứu khác về BBBKT, có thể chính sách lãi suất được gọi là chính sách tiền tệ.

Phương trình (1) minh họa cho cách thức vận hành của chính sách tỷ giá cố định. Trong đó, E là tỷ giá hiện tại, E^e là tỷ giá dự kiến trong tương lai.

- Chính sách lãi suất độc lập:

$$i \neq i_F \quad (2)$$

Với chính sách lãi suất độc lập, ngân hàng trung ương chủ động điều chỉnh lãi suất mà không chịu ảnh hưởng từ việc thay đổi lãi suất thị trường tài chính quốc tế.

- Tự do di chuyển vốn:

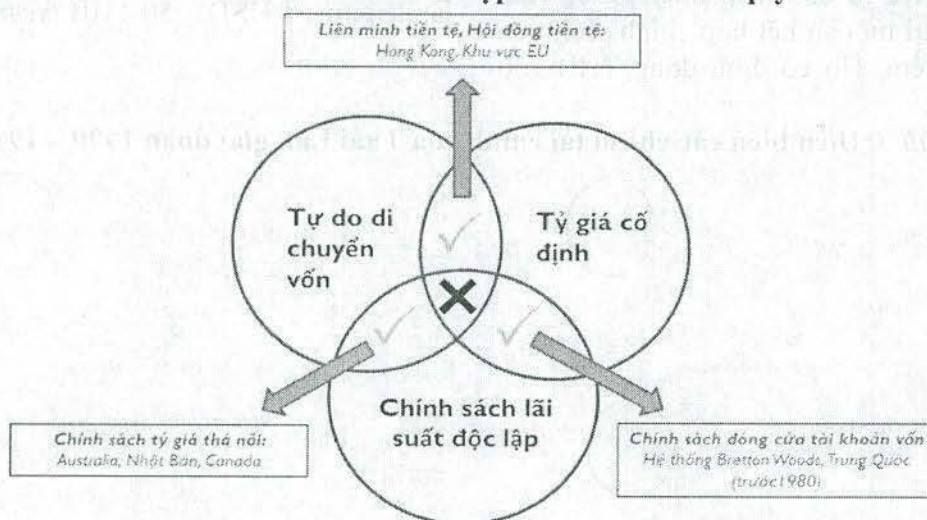
$$i = i_F + \frac{E^e - E}{E} \quad (3)$$

Tự do di chuyển vốn nghĩa là nhà đầu tư nước ngoài được phép mang tiền ra vào quốc gia hoàn toàn tự do, tiến hành mua bán đồng tiền bất cứ lúc nào và với số lượng bất kỳ. Với nguyên tắc

ngang giá lãi suất (**Uncovered interest parity**), thị trường sẽ tự điều chỉnh tỷ giá phù hợp theo quan hệ cung cầu. Phương trình (3) mô tả trạng thái cân bằng này khi sự chênh lệch về lãi suất giữa thị trường tài chính nội địa (i) và quốc tế (i_F) được bù đắp bằng thay đổi của tỷ giá.

Rõ ràng là ba phương trình (1), (2), và (3) không thể diễn ra đồng thời, ví dụ nếu như (1) và (2) đúng (xảy ra) thì (3) sai (không đạt được). Vì vậy, quy tắc BBBKT cho rằng một quốc gia chỉ có thể đạt tối đa hai trong số ba mục tiêu chính sách tiền tệ. Nghĩa là giả định quốc gia đã chọn chính sách thu hút dòng vốn nước ngoài tự do, họ phải hy sinh mục tiêu chính sách lãi suất độc lập nếu như muốn có tỷ giá cố định, hoặc ngược lại phải chấp nhận thả nổi tỷ giá nếu như muốn kiểm soát lãi suất đồng nội tệ.

Hình 2: Các hình thức kết hợp chính sách theo quy tắc BBBKT



Nguồn: Tham khảo từ Aizenman and Ito (2014, p. 33).

Hình 2 mô tả các cách lựa chọn chính sách của một số quốc gia và khu vực trên thế giới. Mỗi hình tròn đại diện cho một chính sách trong BBBKT. Điểm giao kết của hai hình tròn hàm ý quốc gia lựa chọn sự kết hợp của bộ chính sách này. Điểm đánh dấu X, giao kết của cả 3 hình tròn, hàm ý sự kết hợp chính sách không bền vững, vi phạm quy tắc BBBKT. Từ mô hình có thể suy ra các quốc gia có 3 lựa chọn về kết hợp chính sách tiền tệ chủ yếu. Ví dụ, các nước phát triển như Australia, Nhật Bản, Canada ưu tiên tự do di chuyển vốn và chính sách lãi suất độc lập, do đó tỷ giá được thả nổi hoàn toàn. Một số

nền kinh tế muốn có tỷ giá cố định và dòng vốn tự do như Hong Kong hay các nền kinh tế trong EU thì phải chấp nhận không có chính sách lãi suất độc lập. Trường hợp cuối cùng, tỷ giá cố định và hoàn toàn kiểm soát lãi suất sẽ không thể đi cùng với tự do di chuyển vốn.

Khủng hoảng tài chính do vi phạm quy tắc BBBKT

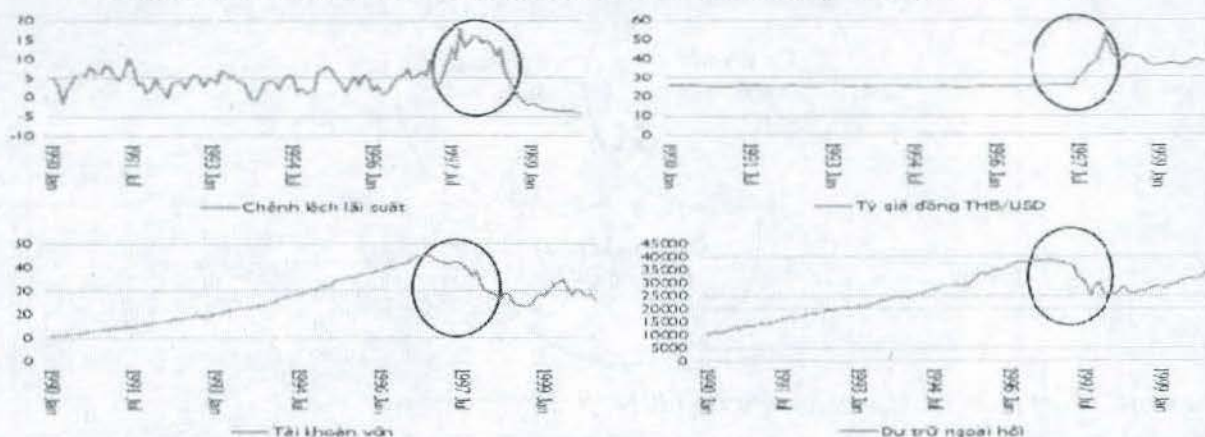
Trong ba thập kỷ qua, nhằm tận dụng lợi ích của toàn cầu hóa, rất nhiều nước đang phát triển đã theo đuổi chính sách mở cửa hội nhập tài chính nhằm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Vì vậy, mở

cửa tài khoản vốn cho đầu tư nước ngoài trở thành một lựa chọn bắt buộc. Theo quy tắc BBBKT, các nước này chỉ có thể theo đuổi một trong hai mục tiêu chính sách còn lại, nghĩa là nếu duy trì sự độc lập của chính sách lãi suất thì phải thả nổi tỷ giá, còn nếu duy trì tỷ giá cố định thì phải từ bỏ chính sách lãi suất độc lập. Nhiều nước đã tìm cách duy trì cả hai mục tiêu này, vi phạm quy tắc BBBKT, và bị rơi vào khủng hoảng. Có thể kể đến các trường hợp như: khủng hoảng đồng Peso Mexico giai đoạn 1994 - 1995, khủng hoảng tài chính châu Á 1997 - 1998, khủng hoảng tài chính Argentina 2001 - 2002 (Aizenman, 2010).

Để thấy rõ hơn nguyên nhân của khủng hoảng do vi phạm quy tắc BBBKT có thể lấy ví dụ trường hợp của Thái Lan (xem các đồ thị trong Hình 3, dấu khoanh tròn thể hiện giai đoạn bất ổn). Kể từ đầu thập niên 1990, Thái Lan luôn duy trì một sự kết hợp chính sách tiền tệ khá mạo hiểm. Họ cố định đồng THB vào

USD ở tỷ giá 1 USD = 25 THB, duy trì một mức chênh lệch lãi suất thực với thị trường tài chính quốc tế trung bình ở mức +5%. Sự chênh lệch lãi suất hấp dẫn này giúp cho Thái Lan nhận được một lượng vốn vào tăng lên nhanh chóng, cho đến trước cuộc khủng hoảng năm 1997 thì luồng vốn qua tài khoản vốn của quốc gia này đã tăng gấp 4 lần so với thời điểm đầu 1990. Sự vi phạm quy tắc BBBKT trong một thời gian dài như vậy khiến nền kinh tế phát triển không lành mạnh, dòng vốn vào quá nhanh và liên tục đến thời điểm vượt quá năng lực hấp thụ của nền kinh tế, bị đổ vào những lĩnh vực không hiệu quả, gây bong bóng tài sản, trở thành hiểm họa của hệ thống tài chính. Kết cục là Thái Lan đã bị rơi vào khủng hoảng tài chính nghiêm trọng, dòng vốn rút ra nhanh chóng, dự trữ ngoại hối suy kiệt, đồng THB mất giá hơn 2 lần lên mức 1 USD = 50 THB (xem Hình 3).

Hình 3: Diễn biến các chỉ số tài chính của Thái Lan giai đoạn 1990 - 1999



Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu *World Development Indicators Database (World Bank)* và *Global Development Finance (IMF)*, (THB: đồng bath Thái Lan, USD: đồng đôla Mỹ) (Ngày truy cập: 10/8/2016).

Hậu quả của những cuộc khủng hoảng tài chính do vi phạm BBBKT là khá nghiêm trọng. Tuy nhiên để xác định xem chính sách tiền tệ của một quốc gia có vi phạm quy tắc BBBKT không phải là một nhiệm vụ dễ dàng. Lý do là vì ngày nay chính sách tiền tệ của các nước khá uyển chuyển trong việc theo đuổi các mục tiêu. Lý thuyết về BBBKT chủ yếu mô tả các trường hợp áp dụng một cách cứng nhắc các mục tiêu,

trên thực tế chính sách tiền tệ hoàn toàn có thể bao gồm cả ba mục tiêu của quy tắc BBBKT nhưng với mức độ thấp. Ví dụ, một quốc gia hoàn toàn có thể áp dụng chính sách neo tỷ giá nhẹ, mở cửa dòng vốn vừa phải, kết hợp với chính sách lãi suất không hoàn toàn độc lập (Feenstra & Taylor, 2011). Điều này tạo ra nhu cầu xây dựng các cách thức đánh giá thực trạng BBBKT của hệ thống tài chính mỗi quốc gia,

nhằm tìm hiểu mối liên hệ với nguyên nhân khủng hoảng trong quá khứ và đưa ra cảnh báo sớm cho hiện tại và tương lai.

3. Phương pháp và kết quả nghiên cứu

Giới thiệu mô hình

Nghiên cứu này ứng dụng phương pháp của Aizenman, Chinn, and Ito (2008) trong việc ước lượng các chỉ số BBBKT cho Việt Nam trong giai đoạn 1998 - 2013. Do hạn chế về nguồn số liệu, nghiên cứu của nhóm tác giả gốc mới chỉ tính toán được chỉ số BBBKT theo năm cho các quốc gia. Do đó, nhược điểm của cách tiếp cận này là kết quả thu được không thể phản ánh kịp sự biến động về chính sách của các quốc gia. Các nhà hoạch định chính sách cần những kết quả có tần suất cao hơn nhằm đưa ra được giải pháp tức thời. Nghiên cứu này khắc phục nhược điểm này từ nghiên cứu gốc bằng việc tính toán chỉ số BBBKT cho Việt Nam *theo tháng*, do đó cung cấp được một chỉ báo tốt hơn cho công tác điều hành chính sách tiền tệ của Việt Nam.

Về mặt kỹ thuật, mục đích chung của phương pháp nghiên cứu này là lượng hóa các chỉ tiêu chính sách BBBKT biến thiên trong khoảng $[0, 1]$, trong đó đối với chính sách tỷ giá, 0 là tỷ giá thả nổi, 1 là tỷ giá cố định; đối với chính sách lãi suất, 0 là phụ thuộc còn 1 là độc lập hoàn toàn; đối với chính sách tự do di chuyển vốn 0 là kiểm soát hoàn toàn còn 1 tự do hoàn toàn.

Cụ thể, chỉ số ước lượng mức độ độc lập của chính sách lãi suất (MI - Monetary Independence) được tính toán như sau:

$$MI = \frac{1 - \text{corr}(i_t, i_j)}{2}$$

Trong đó:

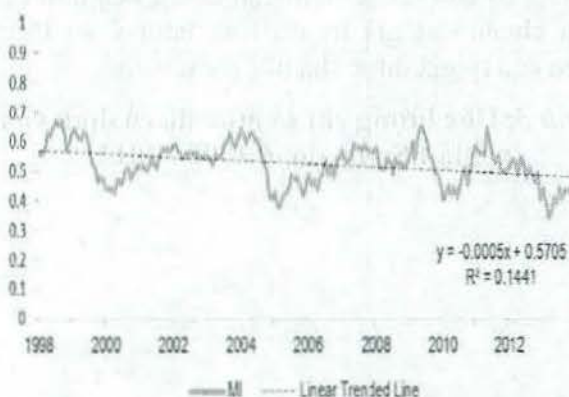
i_t là lãi suất của thị trường tài chính Việt Nam, i_j là lãi suất của thị trường tài chính quốc tế. Cụ thể, i_t là lãi suất tái cấp vốn của NHNN áp dụng lên các khoản vay của ngân hàng thương mại. Số liệu được lấy từ cơ sở dữ liệu của NHNN. Do Việt Nam chủ yếu neo tỷ giá vào đồng USD, đây cũng là đồng tiền chủ chốt trên thị trường ngoại hối Việt Nam, được sử dụng thanh toán trong hầu hết các giao dịch quốc tế. Vì vậy, lãi suất của thị trường tài chính

Mỹ được chọn đại diện cho lãi suất của thị trường tài chính quốc tế i_j , số liệu của i_j được lấy từ cơ sở dữ liệu của FED³. Giá trị tương quan $\text{corr}(i_t, i_j)$ được ước lượng từ số liệu theo ngày của i_t và i_j .⁴ Theo công thức tính nêu trên, giá trị của $\text{corr}(i_t, i_j)$ sẽ nằm trong khoảng $[-1, 1]$, MI tương ứng sẽ có giá trị trong khoảng $[0, 1]$.

Nếu $\text{corr}(i_t, i_j) = -1$, điều này hàm ý hai mức lãi suất được điều chỉnh ngược chiều nhau, ví dụ FED *tăng* lãi suất i_j thêm +1% tại cùng thời điểm NHNN *giảm* lãi suất i_t -1%, khiến cho chênh lệch lãi suất giữa hai đồng tiền tăng thêm 2%. Trong trường hợp này, MI=1 cho thấy hành vi điều chỉnh lãi suất của NHNN là không chịu tác động gì từ sự điều chỉnh lãi suất trên thị trường quốc tế.

Tương tự, nếu $\text{corr}(i_t, i_j) = 1$, nghĩa là hai mức lãi suất được điều chỉnh cùng chiều và với cùng một độ lớn bằng nhau. Ví dụ, FED và NHNN cùng *tăng* lãi suất i_t và i_j thêm 1% tại cùng một thời điểm, như vậy khoảng cách lãi suất giữa hai đồng tiền là không thay đổi. Trong trường hợp này MI=0, cho thấy hành vi của NHNN là phụ thuộc vào hành vi của FED nhằm làm cho tương quan giá trị giữa hai đồng tiền không thay đổi.

Hình 4: Ước lượng chỉ số mức độ độc lập của lãi suất MI giai đoạn 1998 - 2013



Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu của NHNN và FED.

³ Historical Data FED Interest Rates, Board of Governors of the Federal Reserve System. Retrieved from: <http://www.federalreserve.gov/releases/h15/data.htm> (Accessed on 1/9/2015)

⁴ Ví dụ, giá trị $\text{corr}(i_t, i_j)$ của tháng 1/2000 được tính bằng cách lấy tương quan của 31 quan sát trong tháng này.

Hình 4 là kết quả ước lượng của chỉ số MI từ tháng 1/1998 đến tháng 12/2013. Kết quả cho thấy chính sách lãi suất của NHNN là tương đối độc lập với FED giai đoạn trước 2004, với giá trị của MI ổn định quanh mức 0,5. Sau giai đoạn này, MI biến động với biên độ lớn hơn trước đáng kể. Đường xu hướng của MI cho thấy chính sách lãi suất của NHNN được điều chỉnh dần theo hướng giảm mức độ độc lập.

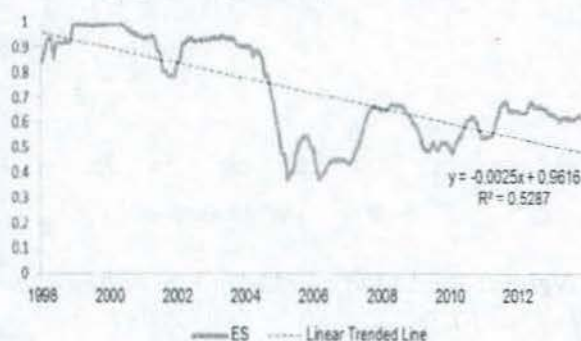
Chỉ số mức độ cố định của tỷ giá (ES – Exchange rate Stability) được ước lượng từ tỷ giá USD/VND theo công thức sau:

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

(stdev: Độ lệch chuẩn - Standard Deviation)

Trong đó, $stdev(\Delta(\log(exch_rate)))$ được ước lượng từ độ biến thiên theo logarit của tỷ giá hối đoái USD/VND theo ngày.⁵ Theo công thức trên, nếu như tỷ giá được giữ cố định, các quan sát của tỷ giá là giống nhau, không có sự biến thiên trong tỷ giá theo ngày nên độ lệch chuẩn theo tháng $stdev(\Delta(\log(exch_rate))) = 0$, vì vậy $ES=1$ tương ứng. Ngược lại, nếu như tỷ giá biến thiên càng nhiều thì độ lệch chuẩn càng lớn, khiến cho giá trị của ES giảm đi. Giá trị của ES sẽ tiệm cận đến 0 nếu như độ lệch chuẩn đạt giá trị đủ lớn, hàm ý sự biến thiên của tỷ giá được thả nổi hoàn toàn.

Hình 5: Ước lượng chỉ số mức độ cố định của tỷ giá ES giai đoạn 1998 - 2013



Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu tỷ giá hối đoái VND/USD của OANDA.

⁵Ví dụ, giá trị độ lệch chuẩn $stdev$ cho tháng 2/2009 được tính toán từ 29 quan sát theo ngày của tháng đấy.

Để tính toán chỉ số ES cho trường hợp Việt Nam, nghiên cứu này lấy số liệu tỷ giá VND/USD từ cơ sở dữ liệu OANDA⁶. Hình 5 thể hiện sự biến thiên của chỉ số ES từ tháng 1/1998 đến tháng 12/2013. Tỷ giá VND/USD được giữ tương đối cố định/ổn định (đạt giá trị ES gần = 1) trong giai đoạn từ 1998 đến cuối năm 2004. Tỷ giá giao động mạnh trong giai đoạn tiếp theo 2005 - 2007, và trở lại tương đối ổn định kể từ 1998 đến nay. Tuy nhiên mức độ cố định của tỷ giá giảm đáng kể xuống mức $ES=0,6$. Đường xu hướng của ES cho thấy chính sách tỷ giá hối đoái của NHNN được điều chỉnh theo hướng linh hoạt cao hơn kể từ 1998 đến 2013.

Để đo lường chỉ tiêu mức độ tự do di chuyển dòng vốn, nghiên cứu này không sử dụng cách tính toán chỉ tiêu KAOPEN từ nghiên cứu gốc của Aizenman et al. (2008) mà có sự điều chỉnh thêm cho phù hợp thực tế Việt Nam. Chỉ số KAOPEN gốc được tính toán theo tổ hợp của 4 chỉ tiêu bao gồm (i) mức độ hạn chế các giao dịch tài khoản vãng lai, (ii) mức độ hạn chế giao dịch tài khoản vốn, (iii) sự hiện diện chế độ đa tỷ giá, và (iv) yêu cầu kết hối các khoản thu nhập từ xuất khẩu (Chinn & Ito, 2008).

Thay vào đó, chỉ tiêu mức độ tự do di chuyển vốn (FO – Financial Openness) trong nghiên cứu này được tính toán như sau:

$$FO = \frac{\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4}{12}$$

Trong đó:

α_1 : Mức độ hạn chế giao dịch thị trường ngoại hối;

α_2 : Mức độ hạn chế sự gia nhập của các tổ chức tài chính nước ngoài;

α_3 : Mức độ hạn chế di chuyển dòng vốn quốc tế;

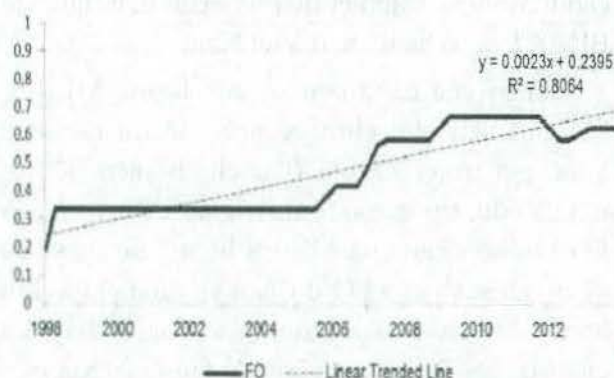
α_4 : Mức độ hạn chế giao dịch của người nước ngoài trên thị trường chứng khoán

Thông tin về các mức hạn chế nói trên cho Việt Nam được lấy từ báo cáo *Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions (AREAER)* – Quỹ tiền tệ quốc tế

⁶ Historical Data on Currency Exchange Rate, OANDA - Forex Trading and Exchange Rates Services. Retrieved from: www.oanda.com (Accessed on 1/9/2015)

IMF). Mỗi chỉ tiêu α_i được cho số điểm trong khoảng $[0, 3]$ thể hiện cho mức độ mở cửa của chỉ tiêu đấy, cụ thể 0 tương ứng với kiểm soát hoàn toàn còn 3 tương ứng với tự do hoàn toàn. Sau đó, các chỉ tiêu này được cộng lại và lấy tổng chia cho 12 ra được chỉ số FO cuối cùng. Theo cách xây dựng này, tổng các chỉ tiêu α_i đạt giá trị thấp nhất là 0 (kiểm chế hoàn toàn) và cao nhất là 12 (tự do hoàn toàn) nên FO sẽ có giá trị trong khoảng $[0, 1]$.⁷

Hình 6: Ước lượng chỉ số tự do di chuyển vốn FO giai đoạn 1998 - 2013



Nguồn: Tính toán của tác giả từ số liệu tổng hợp của NHNN và IMF.

Kết quả tính toán chỉ số FO cho thấy, trước năm 2006, sự di chuyển vốn quốc tế của Việt Nam là tương đối bị hạn chế, chỉ số FO chỉ đạt giá trị khoảng 0,35. Trong vòng 8 năm từ 1998 đến 2006, thậm chí không có sự thay đổi về chính sách nào liên quan đến tự do hóa sự di chuyển vốn quốc tế. Năm 2006, các hạn chế bắt đầu được từ từ dỡ bỏ, thời kỳ này cũng đánh dấu sự đi lên mạnh mẽ của thị trường chứng khoán và sự tham gia của khối đầu tư ngoại quốc. Tuy nhiên, kể từ năm 2012 dường như xu thế mở cửa dòng vốn chững lại, các hạn chế được thiết lập trở lại, đây cũng là thời kỳ Việt Nam gặp lạm phát cao và sự bất ổn trên thị trường tài chính. Nhìn chung, đường xu hướng của FO cho thấy chính sách mở cửa dòng vốn của Việt Nam được tiến hành dần dần trong giai đoạn 1998 - 2013.

⁷ Thông tin chi tiết hơn về cách xây dựng chỉ số xin liên hệ với tác giả

Kiểm định sự có mặt của quy tắc BBBKT ở Việt Nam

Đặc điểm quan trọng nhất của quy tắc BBBKT là đề cập đến sự ràng buộc của ba thành phần chính sách tiền tệ. Về mặt lý thuyết, điều này hàm ý các chỉ số MI, ES, FO được xây dựng ở trên không thể đạt giá trị cao nhất (giá trị = 1) tại cùng một thời điểm. Về mặt thực tiễn, do các nhà hoạch định chính sách sẽ luôn tìm cách tối ưu hóa sự kết hợp các công cụ chính sách đến mức tối đa, cho đến khi sự thay đổi chính sách tiếp theo có thể gây nhiều tổn hại hơn là lợi ích. Do đó, trong khuôn khổ quy tắc BBBKT của các chính sách tiền tệ, điều này tương đương với việc cho rằng khi một chính sách bất kỳ được điều chỉnh tăng mức độ cố định/độc lập/mở cửa, hai chính sách còn lại phải chịu sự điều chỉnh giảm.

Nhóm tác giả Aizenman et al. (2008) đề xuất một phương pháp kiểm định giả thuyết trên bằng cách hồi quy ba chỉ số chính sách MI, ES, FO với biến phụ thuộc là một số cố định theo phương trình hồi quy tuyến tính sau:⁸

$$C = a_1 MI_t + a_2 ES_t + a_3 FO_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Nếu như kết quả hồi quy của phương trình trên có ý nghĩa thống kê cao (giá trị R^2 lớn, các tham số a_1, a_2, a_3 có ý nghĩa), thì có thể khẳng định được có mối liên hệ ràng buộc giữa các chỉ tiêu chính sách tiền tệ, hay nói cách khác là quy tắc BBBKT có hiệu lực tại Việt Nam. Ngược lại, nếu như kết quả hồi quy không có ý nghĩa thống kê cao tương đương với quy tắc BBBKT là không có hiệu lực, không tồn tại và mối ràng buộc giữa các chính sách này là không có ý nghĩa.

Ngoài ra, nghiên cứu này chia dãy số liệu thành hai phần dựa vào kiểm định về điểm biến đổi cấu trúc (Structural Break) tại thời điểm tháng 1/2007⁹. Lý do là vì Việt Nam chính thức gia nhập WTO kể từ ngày 1/1/2007, từ thời điểm này về sau khá nhiều chính sách thay đổi và có hiệu lực theo hướng mở cửa nền kinh tế

⁸ Kết quả hồi quy là như nhau với mọi giá trị của hằng số C

⁹ Thông tin chi tiết hơn về kết quả kiểm định này xin liên hệ với tác giả.

Bảng 1: Kết quả ước lượng phương trình (1)

	1998 - 2006	2007 - 2013	1998 - 2013
	Mô hình 1	Mô hình 2	Mô hình 3
MI	0.275* (0.149)	0.632*** (0.123)	1.804*** (0.174)
ES	0.452*** (0.054)	0.917*** (0.111)	0.679*** (0.087)
FO	4.302*** (0.160)	1.800*** (0.130)	1.170*** (0.094)
BIC	-197.146	-166.537	-74.932
N	108	84	192
R ²	0.9979	0.9982	0.9907

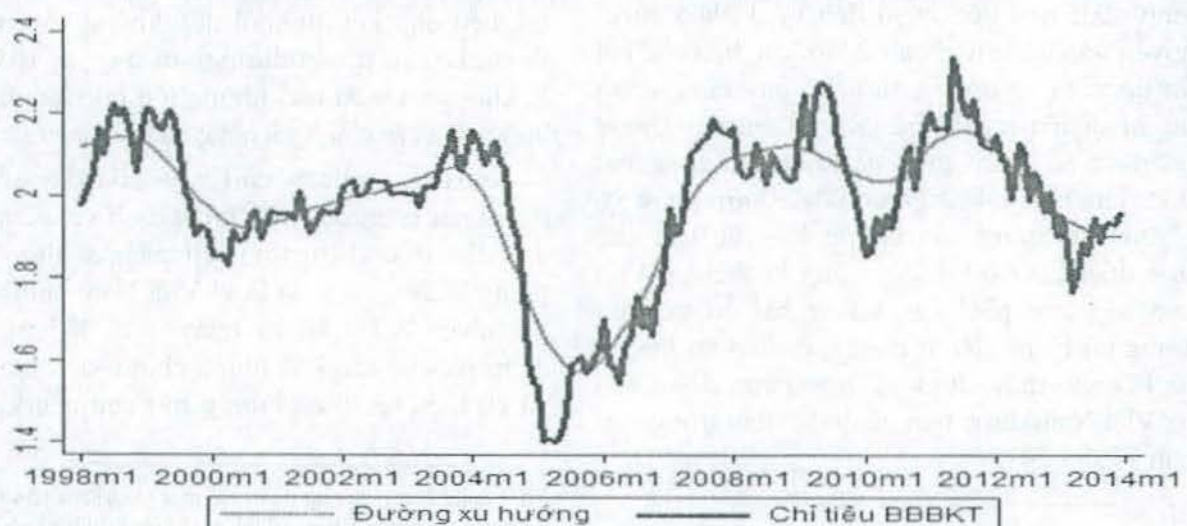
Nguồn: Tính toán của tác giả từ cơ sở dữ liệu của nghiên cứu (Chú thích: * $n < 0.05$ **

khác hẳn trước đây. Do đó, mẫu quan sát được chia thành hai thời kỳ con: (1) Tiền-WTO: 1998 M1 đến 2006 M12; (2) Hậu-WTO: 2007 M1 đến 2013 M12. Sự phân chia cấu trúc này cho phép đánh giá so sánh sự thay đổi của cả chính sách/nền kinh tế giữa hai thời kỳ. Giá trị của C được chọn bằng 2 để phản ánh một cách tương

đối bản chất của quy tắc BBBKT. Theo quy tắc này, chỉ có thể áp dụng tối đa hai trong số ba chính sách MI, ES, FO tại một thời điểm, do đó nếu như mỗi chỉ số chính sách biến thiên trong khoảng $[0, 1]$, sự kết hợp này sẽ có giá trị tối đa bằng 2.

Bảng 1 thể hiện kết quả ước lượng phương trình (1) trong hai thời kỳ (Mô hình 1&2) và cho toàn bộ mẫu nghiên cứu (Mô hình 3). Các tham số trong cả ba mô hình đều có ý nghĩa thống kê cao ở mức tin cậy 99%, giá trị của R^2 cũng rất cao trên 99%. Các kết quả này cho thấy quy tắc BBBKT là có hiệu lực ở Việt Nam.

Giá trị của các tham số ước lượng MI, ES, FO cho thấy đôi chút về mức độ ưu tiên của quốc gia trong ba chỉ tiêu chính sách tiền tệ này. Ví dụ, trong mô hình 1, giá trị tham số của FO lớn hơn hẳn của MI, ES hàm ý sự thay đổi về chính sách của FO đòi hỏi sự điều chỉnh lớn hơn từ hai chính sách còn lại so với sự thay đổi của MI, ES. Điều này cũng dễ hiểu nếu xét trên thực tế giai đoạn 1998 - 2006, chính sách tự do di chuyển vốn được giữ cố định trong khi chính sách lãi suất và tỷ giá vẫn có sự biến thiên. Sang đến giai đoạn hậu WTO sau 2007, sau khi các hạn chế về tự do di chuyển vốn được dỡ bỏ nhiều hơn, mức độ điều chỉnh từ phía FO cũng giảm hẳn.

Hình 7: Diễn biến chỉ tiêu BBBKT của Việt Nam giai đoạn 1998 - 2013

Nhằm có đánh giá cụ thể hơn về độ ổn định của việc điều hành 3 chính sách BBBKT ở Việt Nam, giá trị biến C trong mô hình 3 sau khi ước lượng được thể hiện trong Hình 7. Đây cũng có thể coi là chỉ tiêu đại diện cho chỉ số BBBKT vì nó thể hiện cho độ biến thiên của kết hợp ba chỉ tiêu chính sách thành phần quanh hằng số C=2. Đường xu hướng (tính theo thuật toán Kernel-weighted local polynomial smoothing) được đưa thêm vào đồ thị nhằm thể hiện rõ hơn sự biến thiên của chỉ số BBBKT theo thời gian. Xem xét đánh giá Hình 7 có thể rút ra những nhận định sau:

i) *Giai đoạn thứ nhất*: từ đầu năm 1998 đến cuối 2003, diễn biến chỉ số BBBKT khá ổn định xung quanh giá trị 2, thể hiện việc điều hành các chính sách tiền tệ là khá nhất quán

ii) *Giai đoạn tiếp theo*: từ đầu năm 2004 đến cuối 2006, chỉ số BBBKT đi theo một đường chữ V, giá trị dao động trong khoảng [1,5, 2], được coi là khoảng an toàn. Đây có thể coi là giai đoạn chuyển tiếp chính sách ở Việt Nam trước khi gia nhập WTO. Trên thực tế, việc điều hành chính sách tiền tệ giai đoạn này có thể coi là tuân thủ quy tắc BBBKT nghiêm ngặt, mặc dù chưa đạt tới điểm tối ưu của sự kết hợp chính sách tiền tệ.

iii) *Giai đoạn thứ ba*: từ đầu năm 2007 đến cuối 2013, diễn biến của chỉ số có sự dao động lớn, đồng thời đường xu hướng luôn nằm cao hơn giá trị 2 hàm ý sự kết hợp chính sách tiền tệ thường xuyên vượt ra ngoài khoảng an toàn. Nói cách khác, đây là bằng chứng cho thấy sau năm 2007, quy tắc BBBKT đã bị vi phạm ở Việt Nam.

Các kết quả từ sự phân tích diễn biến của chỉ số BBBKT ở Việt Nam cho thấy sự tương đồng với tình trạng của kinh tế Việt Nam, tăng trưởng tốt trong giai đoạn 1998-2006 và gặp khó khăn kể từ năm 2007. Đồng thời cung cấp bằng chứng cho thấy dường như quy tắc BBBKT đã bị vi phạm trong giai đoạn hậu WTO. Để làm rõ hơn điều này, trong phần tiếp theo, nghiên cứu sẽ đi sâu vào ước lượng mối liên hệ giữa các chỉ tiêu chính sách BBBKT và biến số kinh tế vĩ mô quan trọng: lạm phát và tăng trưởng kinh tế

Mối quan hệ giữa các chính sách BBBKT và lạm phát

Để đánh giá mối quan hệ giữa sự biến động của các chính sách BBBKT và lạm phát, nghiên cứu tiến hành ước lượng các tham số trong mô hình sau:

$$Inf_t = a_0 + (a_1 Inf_{t-1}) + a_2 MI_t + a_3 ES_t + a_4 FO_t + a_5 RES_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trong đó, Inf_t là thước đo lạm phát được thể hiện dưới hai dạng: (i) Tỷ lệ lạm phát (cpi_g): Đo lường bằng tốc độ tăng chỉ số giá tiêu dùng CPI theo tháng; (ii) Độ biến động (volatility) của lạm phát (std_cpi): Đo lường bằng cách tính độ lệch chuẩn của lạm phát (cpi_g) trong 12 tháng tiếp theo. Chỉ tiêu độ biến động này được xây dựng dựa trên giả định rằng thay đổi của các chính sách BBBKT phải mất tới 12 tháng để tác động đầy đủ lên các biến số kinh tế vĩ mô. Việc đưa vào biến trễ của cpi_g và std_cpi bên phía phải của phương trình nhằm ước lượng các tác động mang tính nội sinh (endogenous) giữa các biến trong mô hình¹⁰.

RES_t là biến số thể hiện năng lực dự trữ ngoại hối của quốc gia, được tính bằng tỷ lệ giữa tổng giá trị dự trữ hiện thời so với GDP¹¹. Sự có mặt của RES_t trong mô hình là dựa trên giả định rằng có một mối tương quan dương giữa năng lực dự trữ và việc điều hành chính sách BBBKT. Cụ thể, năng lực dự trữ càng cao nhà hoạch định chính sách càng có nhiều nguồn lực đối phó với sự biến động của dòng vốn (FO) trong hoàn cảnh vẫn duy trì sự ổn định của lãi suất (MI) và tỷ giá (ES).

Bảng 2 thể hiện kết quả hồi quy của phương trình (2) dựa trên các dãy số liệu của hai thời kỳ 1998M1 - 2006M12 và 2007M1 - 2013M12.

¹⁰ Việc thêm biến trễ vào mô hình làm giảm quy mô của số liệu từ 1998 M1 - 2013 M12 xuống còn 1998 M1- 2012 M12.

¹¹ Trong phép tính này, chỉ tiêu GDP được tính bằng cách lấy tổng GDP của 12 tháng về trước tính từ thời điểm hiện tại.

Mặc dù có ý nghĩa thống kê chưa cao, giá trị ước lượng tham số của MI và ES mang dấu âm (-) cho thấy ổn định tỷ giá và lãi suất có tác dụng kiềm chế lạm phát và biến động lạm phát. Tác động của FO đến lạm phát trong giai đoạn 1998 - 2006 là không có ý nghĩa thống kê, trong giai đoạn sau 2007 - 2012, FO có tác động dương (+) lên lạm phát. Điều này khá hợp lý với thực tế, trong giai đoạn tiền WTO, do Việt Nam duy trì

chính sách tự do di chuyển vốn không có biến đổi gì, tác động từ FO đương nhiên là không có ý nghĩa cụ thể. Trong giai đoạn sau, dòng vốn tự do di chuyển đồng nghĩa với sức ép lên cung tiền cao hơn, dẫn tới lạm phát cao hơn. Ước lượng của RES chỉ có ý nghĩa thống kê tác động lên độ biến động của lạm phát, cho thấy các can thiệp vào thị trường ngoại hối là chưa đủ hiệu quả để ổn định sự dao động lạm phát.

Bảng 2: Kết quả hồi quy của mô hình chỉ số BBBKT và Lạm phát

	Lạm phát	Lạm phát	Độ biến động lạm phát	Độ biến động lạm phát
	1998 - 2006	2007 - 2012	1998 - 2006	2007 - 2012
Inf _{t-1}	0.159	0.630***		
	(0.096)	(0.095)		
MI	-0.029*	0.008	0.010***	-0.007
	(0.013)	(0.018)	(0.002)	(0.005)
ES	-0.016*	0.005	-0.001	0.002
	(0.007)	(0.014)	(0.001)	(0.004)
FO	-0.04	0.028***	-0.005	-0.004
	(0.037)	(0.029)	(0.005)	(0.008)
RES	0.001	0.016	-0.009*	0.020***
	(0.024)	(0.015)	(0.003)	(0.004)
Cons	0.014	-0.025	0.006*	0.008
	(0.016)	(0.026)	(0.002)	(0.007)
r ²	0.143	0.43	0.403	0.45
p	0.007	0	0	0
df _r	101	66	103	67
bic	-724.603	-474.21	-1161.77	-670.562
N	107	72	108	72

Nguồn: Tính toán của tác giả từ cơ sở dữ liệu của nghiên cứu.
Chú thích: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$, (độ lệch chuẩn được trình bày trong ngoặc ở phía dưới giá trị ước lượng các tham số).

Mối quan hệ giữa các chính sách BBBKT và tăng trưởng kinh tế
Tương tự như với biến số lạm phát, mối quan hệ giữa sự biến động các chính sách BBBKT với tăng trưởng kinh tế cũng được thực hiện một cách thương tự trong mô hình sau:
$$gdp_t = a_0 + (a_1 gdp_{t-1}) + a_2 MI_t + a_3 ES_t + a_4 FO_t + a_5 RES_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Trong đó, gdp_t là thước đo của tốc độ tăng trưởng được thể hiện dưới hai dạng: (i) Tỷ lệ

tăng trưởng GDP (gdp_g): Đo lường bằng tốc độ tăng trưởng GDP thực tế theo tháng; (ii) Sự biến thiên (Volatility) của tốc độ tăng trưởng GDP (std_gdp): Đo lường bằng cách lấy độ lệch chuẩn của gdp_g trong 12 tháng tiếp theo. Các biến khác cũng tương tự mô hình lạm phát, với độ trễ của gdp_g và std_gdp được đưa vào mô hình nhằm ước lượng các tác động mang tính nội sinh.

Bảng 3: Kết quả hồi quy của mô hình chỉ số BBBKT và Tăng trưởng kinh tế

	Tăng trưởng 1998 - 2006	Tăng trưởng 2007 - 2012	Độ biến động tăng 1998 - 2006	Độ biến động tăng 2007 - 2012
gdp _t	0.219* (0.094)	0.234 (0.121)		
MI	-0.175 (0.222)	-0.028 (0.353)	-0.015 (0.015)	-0.044 (0.029)
ES	-0.011* (0.117)	-0.023** (0.279)	0.000 (0.008)	-0.105*** (0.023)
FO	-0.104 (0.672)	-0.305 (0.581)	-0.03 (0.046)	0.372*** (0.048)
RES	-0.168 (0.445)	-0.087 (0.299)	0.061* (0.030)	0.217*** (0.025)
Co	0.177 (0.294)	0.254 (0.505)	0.147*** (0.020)	-0.05 (0.042)
r ²	0.058	0.056	0.101	0.658
p	0.297	0.56	0.026	0.000
df r	101	66	103	67
bic	-103.769	-45.432	-689.365	-406.579
N	107	72	108	72

Nguồn: Tính toán của tác giả từ cơ sở dữ liệu của nghiên cứu.

Chú thích: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

Kết quả hồi quy của phương trình (3) được thể hiện trong Bảng 3. FO có tác động âm (-) đến tăng trưởng trong cả hai thời kỳ, nhưng các kết quả không có ý nghĩa thống kê; tuy nhiên tác động lên độ biến động tăng trưởng lại mang dấu dương (+) và đặc biệt có ý nghĩa thống kê trong giai đoạn hậu-WTO. Điều này cho thấy tự do hóa di chuyển vốn cao hơn dẫn đến biến động tăng trưởng nhiều hơn. ES là biến duy nhất có kết quả ước lượng tốt trong mô hình, giá trị tham số cho thấy khi tỷ giá kém linh hoạt hơn thì tăng trưởng kinh tế và độ biến động tăng trưởng cùng giảm. Kết quả này cho thấy ổn định tỷ giá USD/VND không có nhiều tác dụng lên tăng trưởng kinh tế. Ngoài ra, ước lượng tham số của RES không có ý nghĩa thống kê trong mô hình.

4. Kết luận và hàm ý chính sách

Đánh giá kết quả quá trình xây dựng, phân tích tác động của chỉ số BBBKT với các chỉ tiêu kinh tế vĩ mô ở Việt Nam, nghiên cứu này rút ra những nhận định sau:

Thứ nhất, trước năm 2005, tỷ giá USD/VND được giữ tương đối cố định, độ mở cửa tài khoản vốn cũng không thay đổi, điều hành chính sách tiền tệ trong thời kỳ này khá ổn định. Kể từ sau năm 2006, mở cửa tự do di chuyển vốn được tiến hành dần dần, tỷ giá cũng có dao động lớn hơn và không ổn định. Phát hiện này cho thấy NHNN dễ dàng kiểm soát tỷ giá khi tài khoản vốn đóng, và gặp nhiều khó khăn khi dòng vốn được mở cửa. Các bằng chứng thực nghiệm cho thấy cơ chế điều hành tỷ giá của

NHNN không thay đổi cho đến trước khi gia nhập WTO, và chỉ có sự điều chỉnh kể từ thời điểm đầu 2007. Cách điều hành này rõ ràng gây ra một cú sốc cho thị trường ngoại hối, mặc dù tỷ giá ở giai đoạn sau đã được điều hành linh hoạt hơn trước.

Thứ hai, điều hành các chính sách của BBBKT trong giai đoạn 1998 - 2006 tỏ ra ổn định và ít biến động hơn hẳn so với giai đoạn sau 2007 - 2014. Bằng chứng thực nghiệm cho thấy có một cú sốc thay đổi trong diễn biến chỉ số BBBKT thời điểm đầu năm 2007, hàm ý quy tắc này đã bị đột ngột vi phạm. Phát hiện này đồng thời cũng cổ cho nhận định về điểm biến đổi cơ cấu (structural break) giữa hai giai đoạn nghiên cứu.

Thứ ba, trong giai đoạn 1998 - 2006, chính sách lãi suất và tỷ giá cho thấy mối liên hệ thống kê với tỷ lệ lạm phát. Trong giai đoạn sau, 2007 - 2012, mối liên hệ này không còn, chỉ có chính sách tự do di chuyển vốn có tác

động lệ *tốc độ* và *độ biến động* của lạm phát. Phát hiện này cho thấy trong thời kỳ nền kinh tế còn chưa mở cửa nhiều với dòng vốn bên ngoài, NHNN có thể sử dụng các công cụ tiền tệ truyền thống (lãi suất và tỷ giá) để kiểm soát lạm phát một cách có hiệu quả; tuy nhiên, khi nền kinh tế mở cửa nhiều hơn, các công cụ này dường như kém tác dụng, thay vào đó độ mở cửa dòng vốn trở thành nhân tố chính tác động lên lạm phát.

Cuối cùng, chính sách tỷ giá tỏ ra là công cụ hữu hiệu nhất tác động tới *tốc độ* và *độ biến động* của tăng trưởng kinh tế, chính sách lãi suất và mở cửa dòng vốn không thể hiện điều này. Tuy nhiên cần phải lưu ý rằng, kết quả ước lượng cho thấy điều hành tỷ giá USD/VND càng linh hoạt hơn thì tác dụng lên tăng trưởng kinh tế càng cao hơn. Phát hiện này hơi trái ngược với nhiều nhận thức về điều hành chính sách tỷ giá ở Việt Nam ♦

Tài liệu tham khảo:

1. Aizenman, J. (2010): *The Impossible Trinity (aka The Policy Trilemma)* Working Paper Series: Department of Economics, UC Santa Cruz.
2. Aizenman, J., Chinn, M. D., & Ito, H. (2008): *Assessing the Emerging Global Financial Architecture: Measuring the Trilemma's Configurations over Time*. National Bureau of Economic Research Working Paper Series, No. 14533. doi: 10.3386/w14533
3. Chinn, M., & Ito, H. (2008): A New Measure of Financial Openness. *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, 10(3), 309-322. doi: 10.1080/13876980802231123
4. Feenstra, R. C., & Taylor, A. M. (2011): *International Economics*: Worth Publishers.
5. Fleming, M. (1962): *Domestic Financial Policies Under Fixed and Under Floating Exchange Rates* *Staff Papers* (Vol. 9, pp. 369-380): International Monetary Fund.
6. Mundell, R. (1963): *Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates*. *The Canadian Journal of Economics and Political Science / Revue canadienne d'Economie et de Science politique*, 29(4), 475-485. doi: 10.2307/139336
7. Nguyen, N. A., Nguyen, D. N., & Nguyen, T. (2010): *Current Global Crisis, Fiscal Stimulus Package and Implication for Vietnam* DEPOCEN Working Papers Development and Policies Research Center, Vietnam.
8. Nguyen, T. T. H., & Nguyen, D. T. (2010): *Macroeconomic Determinants of Vietnam's Inflation 2000 - 2010: Evidence & Analysis* VEPR Working Paper. Ha Noi, Viet Nam: Vietnam Centre for Economic and Policy Research.
9. Tuổi Trẻ News. (2012, 2/7/2012): 53,000 firms go bankrupt in H1/2012. *Tuoi Tre News*. Retrieved from <http://www.tuoitrenews.vn/cmlink/tuoitrenews/business/in-first-half-of-year-53-000-firms-went-bankrupt-1.78369>
10. Vu, K. (2012, 8/10/2012): *Vietnam Tells Central Bank to Clean Up Bad Debt*. *The Wall Street Journal*. Retrieved from <http://online.wsj.com/article/SB10000872396390443615804578043512466978832.html>
11. Vu, Q. H., Nguyen, T. T. H., & Vu, P. H. D. (2012): *Exchange Rates in 2000-2011: Causes, Distorted Level and Impacts on Exports*. (RS-01). Hanoi, Vietnam: Knowledge Publishing House.