PHÂN TÍCH TÁC ĐỘNG CỦA PHÁ GIÁ TIỀN TỆ ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VIỆT NAM THỜI KÌ 2000 - 2012

NGUYỄN MINH HẢI*, PHAN TẤT HIỀN** & ĐẶNG HUYỀN LINH***

Mục tiêu bài viết là nghiên cứu tác động của phá giá tiền tệ đến tăng trưởng kinh tế ở VN. Cách tiếp cận ở đây là sử dụng loại mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn (STR) ước lượng quan hệ giữa tỉ giá thực, cung tiền, chi tiêu của Chính phủ với sản lượng (GDP) của VN giai đoạn 2000-2012. Kết quả cho thấy tác động phá giá tiền tệ có hiệu ứng mở rộng sản lượng nếu tăng trưởng cung tiền thấp hơn ngưỡng 24,46%. Ngược lại, khi tốc độ tăng trưởng cung tiền cao hơn ngưỡng này thì phá giá tiền tệ sẽ tác động tiêu cực đến sản lượng.

Từ khóa: *Phá giá tiền tệ, tăng trưởng kinh tế, hồi quy chuyển tiếp trơn (STR), tỉ giá hối đoái, tăng trưởng cung tiền, sản lượng, Việt Nam.*

1. Giới thiệu

Phá giá tiền tệ thường được sử dụng để cải thiện cán cân thương mại, cán cân vãng lai, tăng dự trữ ngoại hối của một quốc gia. Trong khi có sự đồng thuận rằng phá giá tiền tệ là một công cụ quan trọng để điều chỉnh các mất cân đối bên ngoài, thì vẫn tồn tại tranh luận xung quanh vấn đề phá giá tiền tệ có thể hỗ trợ tăng trưởng kinh tế hay không?

Nghiên cứu phân tích tác động của phá giá tiền tệ đến tăng trưởng kinh tế VN giai đoạn 2000-2012. Cụ thể hơn, tác giả vận dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp trơn (STR) để tiến hành khảo sát phản ứng của sản lượng đầu ra đối với biến động của tỉ giá hối đoái. Cách tiếp cận cho phép làm sáng tỏ những điều kiện mà theo đó phá giá tiền tệ có thể dẫn đến việc thu hẹp hoặc mở rộng sản lượng đầu ra tùy theo tốc độ tăng trưởng cung tiền.

2. Phương pháp luận và mô hình ứng dụng

2.1. Cơ sở phương pháp luận

Các lí thuyết thương mại truyền thống đã chứng minh rằng phá giá tiền tệ có thể cải thiện cán cân thương mại nhờ hàng xuất khẩu rẻ hơn và hàng nhập khẩu đắt hơn[1]. Các lí thuyết Keynes mới cho rằng tăng xuất khẩu ròng là một nhân tố quan trọng cho phép thúc đẩy sản xuất nội địa, tạo ra nhu cầu lao động, tăng cầu tiêu dùng, cầu đầu tư, và cuối cùng là tăng sản lượng của nền kinh tế. Nói cách khác, phá giá tiền tệ có thể khôi phục các mất cân đối bên ngoài, đồng thời tác động tích cực đến tăng trưởng[2]. Tuy nhiên, một số lập luận kinh tế cùng với nhiều bằng chứng định lượng[3] lại cho thấy phá giá tiền tệ cũng ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng thông qua một số kênh tác động:

- Phá giá tiền tệ sẽ làm tăng giá hàng nhập khẩu, gây ra lạm phát cho nền kinh tế. Hệ quả của lạm phát do phá giá tiền tệ dẫn đến thu hẹp tổng cầu nội địa. Bên cạnh đó, tác động của chi phí nhập khẩu các sản phẩm trung gian cao hơn cũng làm giảm đi tác động tích cực của phá giá đối với cán cân thương mại.

- Phá giá tiền tệ có thể làm giảm đầu tư vào tài sản cố định do các nước đang phát triển thường phải nhập khẩu hàng hóa vốn (capital goods). Tác động này sẽ nghiêm trọng hơn nếu hàng hóa vốn phải nhập khẩu chiếm tỉ lệ cao trong tổng đầu tư.

*ThS., Trường Đại học Quang Trung
**ThS., Trường Đại học Sài Gòn
*** Viện Chiến lược Phát triển, Bộ Kế hoạch & Đầu tư
Email: minhhai.nguyen77@gmail.com, hienphantat18@gmail.com, linh_dh@yahoo.com

- Hệ quả của lạm phát do phá giá tiền tệ còn làm tăng lãi suất và tăng tiền lương, dẫn đến tăng các chi phí đầu vào cho sản xuất của các doanh nghiệp.

- Phá giá tiền tệ làm tăng gánh nặng nợ và trả nợ đối với các khoản vay bằng ngoại tệ, dẫn đến suy giảm nguồn lực cho chi tiêu và sản xuất.

Do tác động của phá giá tiền tệ đến tăng trưởng đan xen cả yếu tố tích cực và tiêu cực nên việc phân tích, đánh giá và lượng hóa các tác động này là hết sức phức tạp. Nghiên cứu của M. Bahmani & I. Miteza (2003)[4] đã tổng quan 4 cách tiếp cận được sử dụng để phân tích tác động của phá giá tiền tệ đối với tăng trưởng:

- Cách tiếp cận trước và sau phá giá (Before-After Approach): So sánh sản lượng của một nhóm nước trong 3 năm trước và 3 năm sau khi phá giá tiền tệ. Hạn chế lớn nhất của cách tiếp cận này là không đánh giá được tác động riêng rẽ của phá giá đến sản lượng.

- Cách tiếp cận nhóm điều khiển (Control-Group Approach): So sánh sản lượng của một nhóm nước thực hiện phá giá tiền tệ với một nhóm nước không phá giá trong cùng một khoảng thời gian. Cách tiếp cận cho rằng tất cả các nước phá giá và không phá giá chịu tác động môi trường kinh tế quốc tế như nhau do đó sự thay đổi sản lượng của các nước phá giá là do tác động của chính sách phá giá. Mặc dù cách tiếp cận như vậy khắc phục được nhược điểm của cách tiếp cận trước và sau phá giá nhưng nhiều nhà kinh tế cho rằng việc so sánh giữa các nước phải tiến hành phá giá với các nước không phá giá là không thỏa đáng bởi các nước phá giá thường đang có tình hình kinh tế yếu kém hơn nhiều các nước không phá giá.

- Cách tiếp cận mô phỏng vĩ mô (Macro - Simulation Approach): Sử dụng các mô hình kinh tế lượng vĩ mô cấu trúc (Macro Econometric Model) hoặc các mô hình cân bằng tổng quát tính toán được (Computable General Equilibrium Model) để mô phỏng tác động của phá giá đối với sản lượng. Ưu điểm của cách tiếp cận là cung cấp rất nhiều các phân tích kinh tế vĩ mô, đặc biệt là cơ chế truyền dẫn tác động của phá giá đến sản lượng cũng như các biến số kinh tế vĩ mô khác. Tuy nhiên, việc xây dựng các mô hình loại này là hết sức tốn kém, phức tạp.

- Cách tiếp cận kinh tế lượng (Econometric Approach): Các loại mô hình kinh tế lượng được sử dụng để phân tích tác động của phá giá đối với sản lượng bao gồm ước lượng panel data cho một nhóm nước, mô hình chuỗi thời gian (Time Series Models), mô hình chuỗi thời gian cấu trúc (SVAR, VECM), và hồi quy chuyển tiếp trơn STR[5] (Smooth Transition Regression Models). Biến được giải thích trong các mô hình này là sản lượng và các biến giải thích có thể là tỉ giá thực, tỉ giá danh nghĩa, chi tiêu của Chính phủ, tỉ lệ chi tiêu của Chính phủ trên GDP, cung tiền, điều kiện thương mại (term of trade), xuất khẩu, nhập khẩu, lãi suất, độ chênh sản lượng (output gap), tỉ lệ thất nghiệp, giá dầu thô, ...

2.2. Mô hình kinh tế lượng

Mô hình sử dụng để nghiên cứu tác động của phá giá tiền tệ đến tăng trưởng kinh tế VN dựa trên dạng mô hình của Edwards (1989b)[6]. Phương trình của mô hình được biểu diễn như sau:

$$logY=a_0 + a_1logE + a_2logM + a_3logG + u \quad (1)$$

Trong đó: Y là sản lượng hay GDP theo giá thực tế, G đại diện cho chi tiêu của Chính phủ, M là tăng trưởng cung tiền, và E là tỉ lệ phá giá của tỉ giá thực. Hệ số a_1 đo lường độ co giãn giữa sản lượng và tỉ giá, dấu và độ lớn của hệ số này cho biết tác động của phá giá đến sản lượng. Vì tỉ giá hối đoái được xác định như là đơn vị đồng nội tệ tính theo đơn vị tiền tệ quốc tế nên hệ số âm của tỉ giá hối đoái hàm ý rằng phá giá sẽ làm giảm sản lượng, ngược lại hệ số dương hàm ý phá giá sẽ thúc đẩy mở rộng sản lượng. Hệ số a_2 thể hiện tác động của cung tiền đến sản lượng và được kì vọng dấu dương (+). Hệ số a_3 phản ánh tác động của hiệu quả chính sách tài khóa đối với sản lượng và cũng được kì vọng dấu dương (+).

Phương trình (1) có thể được ước lượng bằng cách sử dụng hồi quy chuyển tiếp trơn phi tuyến (STR). Dạng phi tuyến của phương trình được biểu diễn như sau:

$$logY=a_0 + a_1logE + a_2logM + a_3logG + [a^*_0 + a^*_1logE + a^*_2logM + a^*_3logG]G(s_t,\gamma,c) + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trong đó, a_1, a_2, a_3 là các tham số trong phần tuyến tính của mô hình, a^*_1, a^*_2, a^*_3 là các tham số

trong phần phi tuyến của mô hình, và $\varepsilon_t \sim iid(0,\sigma_u^2)$. Hàm chuyển tiếp

$$G(\gamma,c,s_t)=\left(1+exp\left\{-\gamma\prod_{k=1}^{K}(s_t-c_k)\right\}\right)^{-1}, \qquad \gamma>0$$

là một hàm của biến chuyển tiếp liên tục theo s_t bị chặn (bị chặn giữa 0 và 1) và phụ thuộc vào các biến chuyển tiếp (s_t), tham số ngưỡng (c) và tham số "độ trơn" γ. Các véctơ ϕ và θ biểu thị cho các tham số trong phần tuyến tính và phần phi tuyến của mô hình tương ứng. Hàm chuyển G có thể có dạng đơn điệu hoặc đối xứng tùy thuộc vào K = 1 hay K = 2 trong hàm chuyển. Nếu K = 1 thì mô hình được gọi là LSTR1 với một ngưỡng duy nhất và quá trình chuyển giữa hai trạng thái là đơn điệu. Nếu K = 2 (mô hình LSTR2) sẽ có một ngưỡng phía trên và một ngưỡng phía dưới giữa hai trạng thái.

Quy trình mô hình hóa STR bao gồm ba giai đoạn là chỉ định, ước lượng và đánh giá[7]. Giai đoạn chỉ định mô hình là kiểm định tính chất phi tuyến của mô hình tuyến tính (1), từ đó lựa chọn ra một biến chuyển cụ thể và một dạng mô hình cụ thể (LSTR1 hoặc LSTR2) cho ước lượng phi tuyến.

3. Kết quả ước lượng mô hình STR về tác động phá giá tiền tệ đến tăng trưởng

Trong nghiên cứu này tác giả sử dụng bộ số liệu chuỗi thời gian tần suất quý với 71 quan sát, từ quý I-1995 đến quý III-2012 cho các biến đã trình bày trong phương trình (2). Các số liệu GDP và chi tiêu của Chính phủ theo giá so sánh, chỉ số CPI do Vụ Hệ thống Tài khoản Quốc gia - Tổng Cục Thống kê (GSO) ước tính. Các số liệu cung tiền và tỉ giá của VN và chỉ số CPI của Mỹ được lấy từ cơ sở dữ liệu IFS (International Financial Statistic) của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF). Trong nghiên cứu này tỉ giá thực chỉ được tính giữa VND/USD. Để đánh giá được đầy đủ tác động của các biến nội sinh (tỉ giá thực và cung tiền) đến tăng trưởng, độ trễ của biến này trong mô hình được chọn là 4 và độ trễ của biến ngoại sinh (chi tiêu của Chính phủ) là 2. Do tất cả các biến có mặt trong phương trình ước lượng (2) đều là các chuỗi thời gian không dừng nên các biến đều được chuyển thành các sai phân bậc nhất của logarit tự nhiên.

Vì nghiên cứu tập trung vào mối quan hệ phi tuyến tính có thể có và các ảnh hưởng bất đối xứng của phá giá tiền tệ đến tăng trưởng nên bước đầu tiên là thực hiện các kiểm định tuyến tính của phương trình (1) theo các bước đã được mô tả ở trên. Quá trình thực nghiệm này được dựa trên cách tiếp cận đi từ tổng quát tới cụ thể (general to specific) bằng việc loại bỏ các khoảng trễ cá biệt nhằm tối thiểu AIC. Kết quả và các hệ số ước lượng được trình bày trong cột thứ nhất ở Bảng 2. Kiểm định các chỉ định tuyến tính của mô hình khẳng định không có bất kì dấu hiệu khuyết tật nào và mức độ phù hợp của mô hình khá cao với hệ số xác định $R^2 = 0,7424$. Kết quả ước lượng từ mô hình tuyến tính cho thấy phá giá tiền tệ sẽ tác động tích cực đến sản lượng sau 2 quý.

Bảng 1. Kiểm định tuyến tính dựa vào chỉ định của STR

Biến chuyển tiếp	Giá trị p-value	Chỉ định mô hình
Trend	1,6766e-01	Linear
Δy_{t-1}	1,6211e-02	LSTR2
Δy_{t-2}	2,1432e-03	LSTR1
Δy_{t-3}	7,6766e-04	LSTR2
Δy_{t-4}	3,4737e-04	LSTR1
Δg_t	2,2492e-02	LSTR2
Δg_{t-1}	2,1313e-02	LSTR2
Δg_{t-2}	3,8443e-02	LSTR1
Δm_t	1,745e-04*	LSTR1
Δm_{t-1}	6,1153e-02	Linear
Δm_{t-2}	1,2492e-02	LSTR1
Δe_t	5,5664e-01	Linear
Δe_{t-1}	3,5409e-02	LSTR1
Δe_{t-2}	8,6211e-02	Linear

Ghi chú: Kết quả chỉ định mô hình dựa vào giá trị p-value nhỏ nhất.

Bảng 1 trình bày kết quả p-value của các kiểm định tuyến tính thực hiện trên mô hình tuyến tính đã chỉ định. Giá trị p-value thấp nhất ngụ ý bác bỏ mạnh nhất giả thiết tuyến tính. Dựa trên phép so sánh giá trị p-value của H2, H3, H4, mô hình LSTR1 được lựa chọn. Mặc dù các kiểm định tuyến tính chứng tỏ rằng phần lớn các biến chuyển tiếp đều có giá trị và việc chọn lựa biến chuyển tiếp có thể dẫn

đến một vài dạng mô hình phi tuyến khác nhau nhưng mô hình lí thuyết của Edwards (1) đã gợi ý về vai trò của cung tiền trong mối quan hệ giữa phá giá và sản lượng nên biến Δm_t được chọn làm biến chuyển tiếp của STR để tiến hành ước lượng mô hình LSTR1.

Bảng 2 trình bày các giá trị của G và C khi tiến hành cực tiểu hóa tổng bình phương các phần dư trong quá trình grid search. Tham số độ dốc $\gamma = 8,14$ thể hiện quá trình chuyển tiếp khá trơn từ thời kì tăng trưởng cung tiền "chậm" (G = 0) đến thời kì tăng trưởng cung tiền "nhanh hơn" (G = 1). Hệ số C = 24,46 thể hiện ngưỡng của tăng trưởng cung tiền mà tại đó tác động của các biến số đến sản lượng có bước chuyển tiếp, tức là bản chất các quan hệ kinh tế giữa các biến số thay đổi kể từ ngưỡng này. Từ các kết quả trong Bảng 2, có thể rút ra một số nhận định như sau:

- Chi tiêu của Chính phủ (biến Δg): Dấu của biến chi tiêu của Chính phủ mang dấu + (dấu dương) trong thời kì tăng trưởng cung tiền thấp (G = 0). Ngược lại, trong thời kì tăng trưởng cung tiền cao (G = 1) dấu của biến chi tiêu của Chính phủ mang dấu – (dấu âm). Tổng các hệ số Δg_{t-2} tác động đến tăng trưởng kinh tế bằng – 0,232. Điều này hàm ý tồn tại hiệu ứng thu hẹp sản lượng khi mở rộng chi tiêu của Chính phủ.

- Tỉ giá thực (biến Δe): Dấu của biến tỉ giá thực mang dấu (+) trong thời kì tăng trưởng cung tiền thấp (G = 0). Trong khi đó, thời kì tăng trưởng cung tiền cao (G = 1) dấu của biến tỉ giá thực mang dấu (-). Tác động tổng cộng của hệ số Δe_{t-2} đến tăng trưởng sản lượng là + 0,357, nghĩa là các hoạt động kinh tế có khả năng được cải thiện khi tiến hành phá giá tiền tệ. Nhưng tác động này chỉ xảy ra trong thời kì tăng trưởng cung tiền thấp dưới ngưỡng 24,46%.

- Cung tiền (biến Δm): Dấu của biến cung tiền và các độ trễ của biến này mang dấu (-) trong thời kì tăng trưởng cung tiền thấp (G = 0). Thời kì tăng trưởng cung tiền cao (G = 1) dấu của biến cung tiền Δm mang dấu (+). Tác động tổng cộng của biến cung tiền đến tăng trưởng sản lượng với độ trễ 2 quý là + 0,157, nghĩa là tăng cung tiền có tác động tích cực đến tăng trưởng.

Sau đây là kết quả ước lượng mô hình STR ở dạng phương trình (các số ở trong ngoặc là t-ratio):

$$\Delta y = \underset{(2,0768)}{0,12173} - \underset{(-1,7688)}{0,0023921}\times \Delta y_{t-2} - \underset{(-1,774)}{0,75534}\times \Delta y_{t-3} + \underset{(3,2666)}{0,68316}\times \Delta y_{t-4} + \underset{(2,1210)}{0,08486}\times \Delta g_{t-2} - \underset{(-1,8749)}{0,07868}\times \Delta m_t - \underset{(-2,6143)}{0,56389}\times \Delta m_{t-1} - \underset{(-1,5748)}{1,8466}\times \Delta m_{t-2} - \underset{(-1,84538)}{2,22570}\times \Delta e_{t-2} + [\underset{(-1,8438)}{-0,36570}\times \Delta y_{t-2} + \underset{(1,7191)}{0,82954}\times \Delta y_{t-3} - \underset{(-3,3847)}{0,80778}\times \Delta y_{t-4} - \underset{(-1,8008)}{0,317\,31}\times \Delta g_{t-2} + \underset{(1,7115)}{2,00369}\times \Delta m_{t-2} + \underset{(1,7688)}{2,69631}\times \Delta e_{t-2}] \times [1+\exp\{(-8,13643\times(\Delta m_t + 24,4634)\}]^{-1}$$

Kết quả ước lượng mô hình tuyến tính và mô hình phi tuyến đều ủng hộ cho giả thuyết phá giá tiền tệ có hiệu ứng làm tăng sản lượng. Tuy nhiên, những phát hiện của mô hình STR có nhiều khác biệt so với mô hình tuyến tính, trong đó chỉ ra rằng trong giai đoạn tăng trưởng cung tiền thấp dưới ngưỡng 24,46% thì tác động phá giá tiền tệ đến tăng trưởng khá mạnh mẽ. Ngược lại, khi tốc độ tăng trưởng cung tiền cao hơn ngưỡng 24,46% thì phá giá tiền tệ sẽ tác động tiêu cực đến sản lượng, thể hiện ở dấu âm của hệ số hồi quy thu được.

Tất cả các kiểm định chuẩn đoán và kiểm định tính phù hợp cũng được trình bày ở Bảng 2. Các kiểm định chuẩn đoán không làm tăng thêm bất kì mối liên quan nào đối với mô hình tuyến tính chỉ định, các giả thuyết không có tự tương quan, và tham số không đổi. Ngoài ra, các giá trị p-value của kiểm định LM về ARCH bậc 8, và kiểm định Jarque-Bera của mô hình là phù hợp.

Bảng 2. Kết quả ước lượng mô hình tuyến tính và mô hình 2 cơ chế LSTR1 của GDP tăng trưởng

Biến chuyển tiếp	Linear model	LSTR1 G=0	Model G=1
Intercept	0,07137 (3,5414)	0,12173 (2,0768)	
Δy_{t-1}			
Δy_{t-2}	-0,5701 (-6,5806)	-0,0023921 (-1,7688)	-0,36570 (-1,8438)
Δy_{t-3}	-0,5032 (-6,0501)	-0,75534 (-1,774)	0,82954 (1,7191)
Δy_{t-4}	-0,5164 (-5,5775)	0,68316 (3,2666)	-0,80778 (-3,3847)

Δg_t			
Δg_{t-1}			
Δg_{t-2}	0,1315 (1,7462)	0,08486 (2,1210)	-0,31731 (-1,8008)
Δm_t	-1,4367 (-1,7281)	-0,07868 (-1,8749)	
Δm_{t-1}	-0,6679 (-4,3135)	-0,56389 (-2,6143)	
Δm_{t-2}	-1,9930 (-1,5510)	-1,8466 (-1,5748)	2,00369 (1,7115)
Δe_t			
Δe_{t-1}			
Δe_{t-2}	0,8178 (5,6643)	2,479732 (1,7688)	-2,12265 (-1,84538)
Transit. Vb			Δmt
γ/c		$\gamma = 8,13643$ [4,698127]	$c = -24,4634$ [-0,0153]
Goodness			
SD of resid		0,036	
R^2	0,7424	0,92187	
AIC/SC	-5,09/-5,56	-7,83/-6,12	
Diagnostics (p-values)			
Autocorr (8)	0,3413	0,7951	
Normality	0,5976	0,7334	
ARCH(8)	0,8745	0,5876	
Constancy		0,5571	
Nonlinearity		Not computed	(inversion problem)

Ghi chú: Giá trị thống kê t-statistics trong dấu ngoặc đơn.

4. Kết luận nghiên cứu và thực tiễn tác động của phá giá tiền tệ đến tăng trưởng giai đoạn 2000-2012

Trong khuôn khổ khả năng mô hình hóa của mô hình STR với các nguồn dữ liệu đầu vào tin cậy nhất có thể được từ Tổng cục Thống kê và Quỹ Tiền tệ Quốc tế, nhóm nghiên cứu rút ra một vài kết luận về tác động của phá giá tiền tệ đến tăng trưởng kinh tế VN như sau:

- Các nghiên cứu thực nghiệm trước đây về phá giá tiền tệ bằng các mô hình chuỗi thời gian truyền thống thường giả định về các mối quan hệ tuyến tính vì thế không thể phản ánh các mối quan hệ của các biến số kinh tế vĩ mô một cách đầy đủ, đặc biệt khi có tác động của các biến số khác cũng có liên quan đến sản lượng đầu ra. Trong khi đó, mô hình STR chỉ ra một cách tiếp cận có tính đến tác động của cung tiền bằng hàm phi tuyến, cụ thể là: Phá giá tiền tệ sẽ giúp mở rộng sản lượng với điều kiện tốc độ tăng cung tiền thực tế dưới ngưỡng 24,46%. Trong trường hợp tốc độ tăng cung tiền vượt quá ngưỡng này thì phá giá tiền tệ lại có tác động thu hẹp sản lượng.

- Vận dụng kết quả định lượng xem xét thực tiễn phá giá tiền tệ và tác động phá giá tiền tệ đến tăng trưởng kinh tế VN giai đoạn 2000 - 2012 có thể thấy:

+ Kể từ sau cuộc khủng hoảng tài chính tiền tệ châu Á 1997-1998, VN đã thực hiện chế độ neo tỉ giá có điều chỉnh dần (crawling peg). Tỉ giá VND/USD đã được duy trì ổn định trong khoảng thời gian dài, từ quý I/2000 đến quý III/2009 tỉ lệ phá giá VND/USD quý sau so quý trước luôn dưới 1%. Tuy nhiên, tốc độ tăng trưởng cung tiền trong giai đoạn này là rất cao, bình quân trên 26,5%. Chính vì vậy, tác động của phá giá tiền tệ có thể đã ảnh hưởng tiêu cực đến tăng trưởng nhưng tác động không nhiều do tỉ lệ phá giá thấp.

+ Trong giai đoạn mất cân đối vĩ mô vừa qua, tỉ giá VND/USD liên tục bị phá với tỉ lệ khá cao, tính từ quý IV/2009 đến quý II/2011 tỉ giá VND/USD đã tăng trên 24%. Riêng các quý I/2010, I/2011 và II/2011, tỉ lệ phá giá lên đến 5,04%; 9,35% và 3,64%. Trong khi đó, tốc độ tăng cung tiền giai đoạn, này vẫn khá cao, đặc biệt từ quý III/2010 đến quý I/2011 tốc độ tăng cung tiền so với cùng kỳ cao (26,5%; 29,7% và 25,9%) đi kèm với tỉ lệ phá giá cao. Theo số liệu của Tổng Cục Thống kê, tốc độ tăng trưởng GDP năm 2011 giảm xuống 5,8% so với tốc độ tăng 6,8% của năm 2010. Chúng tôi cho rằng tốc độ tăng trưởng GDP năm 2011 giảm có thể có nguyên nhân từ tác động của việc phá giá tiền tệ.

+ Từ quý III/2011 đến nay, Ngân hàng Nhà nước đã thực hiện các chính sách thắt chặt để ổn định kinh tế vĩ mô. Năm 2012, tỉ giá VND/USD thậm chí đã giảm 0,96% so với năm 2011. Trong bối cảnh mất cân đối vĩ mô kéo dài thì đây được coi là một thành công trong việc ổn định tâm lí thị trường và kiềm chế lạm phát của cơ quan hoạch định chính sách tiền tệ. Tuy nhiên, việc Ngân hàng Nhà nước "neo cứng" tỉ giá VND/USD trong khi tăng trưởng cung tiền, và tín dụng cả năm đạt thấp (20% và 7%, tương ứng), đồng thời tăng trưởng kinh tế cũng rất khó khăn

(5,03%) thì thực thi chính sách tỉ giá cố định là không hoàn toàn hợp lí.

5. Đề xuất các giải pháp

Chính vì vậy, theo quan điểm của nhóm nghiên cứu, Ngân hàng Nhà nước nên thực hiện các giải pháp trong năm 2013 như sau:

(i) Nới rộng biên độ giao động của tỉ giá lên ±3% nhằm điều hành tỉ giá và thị trường ngoại hối phù hợp với các tín hiệu của thị trường. Biên độ đề xuất chính là biên độ trước khi Ngân hàng Nhà nước thực hiện phá giá 9,3% và thu hẹp biên độ từ ±3% xuống ±1% vào ngày 11/2/2011.

(ii) Tiến hành từng bước giảm giá đồng nội tệ để hỗ trợ tăng trưởng, góp phần đạt mục tiêu tăng GDP 5,5%. Nhóm nghiên cứu đề xuất tỉ lệ phá giá bình quân năm 2013 so với năm 2012 là khoảng 3-5%.

(iii) Tuy nhiên, để đạt được mục tiêu hỗ trợ tăng trưởng khi tiến hành phá giá tiền tệ thì tăng trưởng cung tiền cần được kiểm soát dưới ngưỡng 24,46% như kết quả ước lượng của nhóm nghiên cứu đã chỉ ra. Do tăng trưởng cung tiền bao gồm tăng trưởng tín dụng và thay đổi dự trữ ngoại hối (change in net foreign assets) nên tác giả đề xuất kiểm soát tăng trưởng tín dụng của các ngân hàng thương mại từ 12-15% tùy theo diễn biến của tình hình kinh tế vĩ mô. Đề xuất này căn cứ trên thực tế dự trữ ngoại hối của VN đã tăng mạnh trong năm 2012 và có khả năng tiếp tục tăng trong năm 2013■

CHÚ THÍCH

[1] Hai lí thuyết chứng minh tác động của phá giá tiền tệ có thể cải thiện cán cân thương mại là điều kiện Marshall - Lerner (Marshall - Lerner conditions) và hiệu ứng đường cong chữ J (J-curve effect).

[2] Chính vì những lí do này nên phá giá tiền tệ luôn là một công cụ quan trọng trong các chương trình ổn định hóa (stabilization programs) của Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF), xem chi tiết trong M. Bahmani và I. Miteza.(2003), "Are Devaluations Expansionary or Contractionary" ? A survey article, *Economic Issues*, Vol. 8, Part 2.

[3] Xem chi tiết hơn trong M. Bahmani và I. Miteza.(2006), "Are Devaluations Contractionary ? Evidence from Panel Cointegration", *Economic Issues*, Vol. 8, Part 2.

[4] Đã trích dẫn.

[5] Tham khảo chi tiết ở Terasvirta (2004).

[6] Tham khảo Edwards, S.(1989b), *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment,* MIT Press, Cambridge, MA.

[7] Tham khảo chi tiết ở Terasvirta (2004).

[8] Báo cáo tình hình kinh tế xã hội năm 2012 của Tổng cục Thống kê.

[9] Thông cáo báo chí về đánh giá điều hành chính sách tiền tệ năm 2012, định hướng điều hành trong năm 2013.

[10] Theo báo cáo "Cập nhật tình hình phát triển kinh tế Việt Nam" của Ngân hàng Thế giới trình bày tại Viện Chiến lược Phát triển, Bộ Kế hoạch và Đầu tư tháng 1/2013.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

Ahmed, S., (2003), "Sources of Economic Fluctuations in Latin America and Implications for Choice of Exchange Rate Regimes," *Journal of Development Economics,* 72, 181-202.

Brüggemann, R. and Lütkepohl, H. (2001), "Lag Selection in Subset VAR Models with an Application to a U.S. Monetary System," in R. Friedmann, L. Knüppel and H. Lütkepohl (eds.), *Econometric Studies: A Festschrift in Honour of Joachim Frohn*, LIT Verlag, Münster, 107-128.

Chou, W.L, and Chao, C.-C., (2001), "Are Currency Devaluations Effective? A Panel Unit Root Test." *Economics Letters*, 72, 19-25.

Edwards, S.(1989b), *Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment*, MIT Press, Cambridge, MA.

Gács, J., (2003), "Transition, EU Accession and Structural Convergence," *Empirica*, 30, 271-303.

Halpern, L., and Wyplosz, C., (1997), "Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies," *IMF Staff Papers*, 44, December, 430-461.

Ilir Miteza (2006), "Exchange Rates and Non-Linear Dynamics in Output: Evidence from Bulgaria", *Journal of Economics and Business* Vol. IX - 2006, No 1 (91-115).

Lê Quốc Lý, (2004), *Tỉ giá hối đoái - những vấn đề lí luận và thực tiễn điều hành ở VN,* NXB Thống kê, Hà Nội.

Lê Văn Tư & Nguyễn Quốc Khanh (2000), *Một số vấn đề về chính sách tỉ giá hối đoái cho mục tiêu phát triển kinh tế ở VN,* NXB Thống kê, Hà Nội.

M. Bahmani và I. Miteza.(2003), "Are Devaluations Expansionary or Contractionary" ? A survey article, *Economic Issues*, Vol. 8, Part 2

M. Bahmani và I. Miteza.(2006), "Are Devaluations Contractionary ? Evidence from Panel Cointegration", *Economic Issues*, Vol. 8, Part 2.

Mejia-Reyes, P. Osborn, D. R. and Sensier, M. (July 2004), *Modeling Real Exchange Rate Effects on Growth in Latin America*, Vers. 35,University of Manchester, 25 Feb. 2006.

Nguyễn Khắc Minh (2009), "Cơ sở lí thuyết chuỗi thời gian phi tuyến và ứng dụng vào xây dựng mô hình phân tích lạm phát cho VN", Chương trình hỗ trợ kĩ thuật của châu Âu cho VN, Hợp phần 5: Phân tích thống kê, công cụ chính sách, *Bộ Kế hoạch và Đầu tư*.

Terasvirta, T. (2004), "Smooth Transition Regression Modelling," in H. Lütkepohl and M. Krätzig (eds.), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge, 222-242.

Vũ Quốc Huy & cộng sự (2011): *Tỉ giá hối đoái giai đoạn 2000-2011: Các nhân tố quyết định, và mức độ sai lệch tác động đối với xuất nhập khẩu*, Bản quyền Ủy ban kinh tế của Quốc hội và UNDP tại VN, 2011.