

Mối quan hệ giữa tỷ giá và lạm phát tại Việt Nam

ThS. TRẦN HUY TÙNG

Học viện Ngân hàng

Nhiều học giả cho rằng để cho một cuộc phá giá hay nâng giá thành công thì nền kinh tế phải đủ các điều kiện về dự trữ ngoại hối, tình trạng thất nghiệp, mức lạm phát hiện tại... Do đó, việc đánh giá mối quan hệ giữa tỷ giá và các biến số vĩ mô như tăng trưởng, lạm phát, cán cân thanh toán là vô cùng quan trọng. Nghiên cứu này tập trung phân tích, đánh giá mối quan hệ giữa tỷ giá và lạm phát tại Việt Nam thông qua mô hình thực nghiệm. Kết quả từ mô hình cho thấy ảnh hưởng của tỷ giá đối với lạm phát ở Việt Nam là tương đối lớn. Do đó, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (NHNN) cần thận trọng trong việc sử dụng công cụ tỷ giá. Nói cách khác, công cụ tỷ giá chỉ nên sử dụng như một biện pháp cuối cùng trong chính sách tiền tệ.

Cuộc khủng hoảng Mexico năm 1996 đã cho những nhà điều hành chính sách tiền tệ trên thế giới bài học lớn về tính hai mặt của việc sử dụng công cụ tỷ giá. Ban đầu, nhằm hạn chế lạm phát cao, Chính phủ Mexico đã nâng giá đồng peso lên 40%, dẫn tới khả năng cạnh tranh hàng hóa của Mexico giảm, cán cân thanh toán xấu đi và tăng trưởng kinh tế thụt lùi. Sau đó, nhằm kích thích tăng trưởng kinh tế trở lại, chính phủ lại phá giá mạnh đồng peso, khiến cho lạm phát năm 1995 của Mexico lên tới 35%. Gần đây hơn, Nhật Bản cũng ở vào hoàn cảnh tương tự như Mexico khi đồng Yên Nhật bị điều chỉnh lên 10% sau khi ký kết đồng thuận với Mỹ, khiến Nhật rơi vào tình trạng giảm phát kéo dài, nền kinh tế càng bị trì trệ hơn khi cuộc khủng hoảng

tài chính 2008 xuất hiện. Hai quốc gia Mexico và Nhật đã gặp phải cuộc khủng hoảng tiền tệ khi sử dụng công cụ tỷ giá mà chưa xem xét đánh giá kỹ các mức độ truyền dẫn của nó tới các biến số trong nền kinh tế, đặc biệt là lạm phát.

1. Tổng quan nghiên cứu về mối quan hệ giữa tỷ giá và lạm phát

Về mặt lý thuyết, nếu các yếu tố khác không đổi, khi đồng tiền của một nước giảm giá sẽ khiến giá cả hàng hóa nhập khẩu vào nước đó tăng, tạo áp lực lên lạm phát qua kênh chi phí đẩy. Theo hướng tác động ngược lại, một quốc gia có lạm phát cao sẽ dẫn đến sự giảm giá của đồng tiền quốc gia đó trong dài hạn. Trên thực tế, mối quan hệ giữa tỷ giá và lạm phát lại khá phức tạp và không đơn giản như trong



Như vậy, sự tác động của tỷ giá lên lạm phát cần được xem xét và đánh giá thận trọng ở các quốc gia khác nhau và trong mỗi thời kỳ khác nhau. Sử dụng công cụ tỷ giá trong điều hành CSTT có thể gây ra những hậu quả khó dự báo bởi nếu điều hành thiếu cẩn trọng, nguy cơ khủng hoảng tiền tệ có khả năng sẽ xảy ra.

lý thuyết. Sự tăng lên của tỷ giá có thể khiến cho giá hàng nhập khẩu tăng nhưng chưa chắc khiến cho lạm phát tăng, bởi các doanh nghiệp trong một thị trường cạnh tranh chưa hoàn hảo có thể chấp nhận một mức lợi nhuận biên thấp hơn khi chi phí đầu vào tăng (Krugman, 2012). Taylor (2000) đã chỉ ra rằng một quốc gia có lạm phát thấp thì các doanh nghiệp trong quốc gia đó khó thay đổi mức giá bán ra đầu cho chi phí đầu vào tăng; ngược lại ở quốc gia có mức lạm phát cao thì các doanh nghiệp dễ dàng đưa các chi phí liên quan tới việc đồng nội tệ giảm giá vào giá thành sản phẩm. Cùng đưa ra kết luận giống như Taylor (2000), Junttila và Korhonen (2012) đã sử dụng phương pháp ước lượng hồi quy phi tuyến tính để đo lường độ co giãn của giá cả các hàng hóa nhập khẩu đối với tỷ giá tại 9 nước quốc gia trong khối OECD. Các nghiên cứu của Minella và cộng sự (2003), Fraga (2003) và Junior (2007) đã kết luận kênh truyền dẫn tỷ giá lên lạm phát tại các quốc gia đang phát triển là mạnh hơn các quốc gia phát triển nên việc sử dụng công cụ tỷ giá sẽ là một thách thức không nhỏ đối với các quốc gia đang phát triển trong việc duy trì giá cả ổn định. Thậm chí, đối với các

quốc gia đang phát triển, mức độ tác động của tỷ giá lên lạm phát giữa các quốc gia là không giống nhau. Nghiên cứu của Bùi Thị Kim Thanh (2008) đã sử dụng mô hình dữ liệu bảng động rút ra nhận định tác động của tỷ giá lên lạm phát của Việt Nam là mạnh hơn 8 nước trong khu vực Châu Á mà nghiên cứu đã khảo sát. Xét trên phạm vi cùng một quốc gia, mối quan hệ giữa tỷ giá và lạm phát trong từng giai đoạn khác nhau cũng có thể không giống nhau.

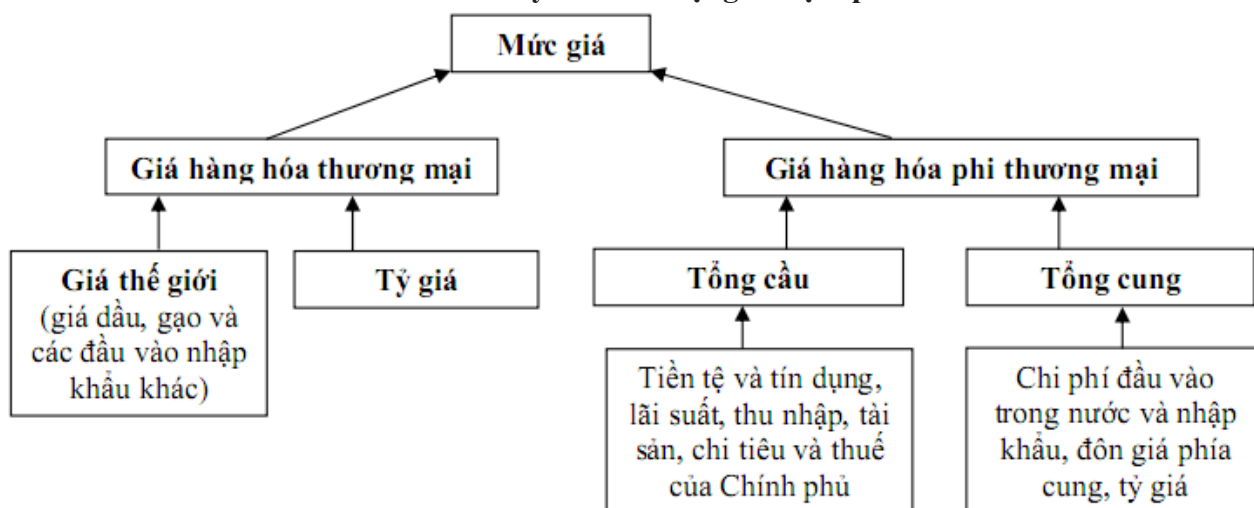
Như vậy, sự tác động của tỷ giá lên lạm phát cần được xem xét và đánh giá thận trọng ở các quốc gia khác nhau và trong mỗi thời kỳ khác nhau. Sử dụng công cụ tỷ giá trong điều hành CSTT có thể gây ra những hậu quả khó dự báo bởi nếu điều hành thiếu cẩn trọng, nguy cơ khủng hoảng tiền tệ có khả năng sẽ xảy ra.

2. Đánh giá về mối quan hệ giữa tỷ giá và lạm phát tại Việt Nam

Ảnh hưởng của tỷ giá đối với lạm phát tại Việt Nam được đánh giá là tương đối mạnh vì các nguyên nhân sau:

Thứ nhất, phần lớn các doanh nghiệp nhập khẩu ở Việt Nam và các đối tác có xu hướng áp dụng chiến lược giá thay đổi theo sự biến động

Hình 1. Các yếu tố tác động tới lạm phát



Nguồn: Nguyễn Thị Thanh Hằng (2011)



của tỷ giá thị trường (*mark-up price*), nên sự tăng lên của tỷ giá hầu như chuyển vào giá của các mặt hàng nhập khẩu (Goujon, 2006). Quan điểm của Goujon (2006) phù hợp với các nghiên cứu thực nghiệm của Ghei và Pritchett (1999), và của Feinberg (2000), các nghiên cứu này đã chỉ ra đối với các quốc gia nhỏ và đang phát triển, mức độ truyền dẫn của tỷ giá lên giá nhập khẩu là cao hơn các quốc gia lớn và phát triển. Hơn nữa, vì là một quốc gia nhỏ nên Việt Nam, trong quan hệ thương mại quốc tế, là nước dễ rơi vào thế bị động và bất lợi trong việc thỏa thuận giá. Do giá cả của hàng nhập khẩu ảnh hưởng từ giá thế giới nên khi có các cú sốc về giá cả thế giới thì Việt Nam thường là nước nhập khẩu lạm phát. Thực tế đã chứng minh trong đầu năm 2008, khi giá dầu trên thế giới tăng cao, lạm phát Việt Nam đã bị đẩy lên tới hai con số.

Thứ hai, Việt Nam được đánh giá là một nước có mức độ đô la hóa cao, một số mặt hàng không giao dịch trên thị trường quốc tế (hàng hóa phi thương mại) như bất động sản hay tài sản cố định có giá trị lớn thường được yết bằng đồng đô la (Goujon, 2006). Khi tiền đồng mất giá thì các mặt hàng này có xu hướng tăng giá và gián tiếp làm tăng lạm phát. Calvo và Vegh (1992) đã gọi hiện tượng này là sự thay thế đồng tiền bản địa để tranh thủ được sự lên giá của đồng ngoại tệ, tuy nhiên, sẽ tạo ra áp lực lạm phát.

Như vậy, ở Việt Nam, không chỉ yếu tố tỷ giá ảnh hưởng lên giá cả của các hàng hóa có thể giao dịch được (hàng hóa thương mại), mà nó còn ảnh hưởng gián tiếp lên giá của các hàng hóa không giao dịch (hàng hóa phi thương mại) trên thị trường quốc tế được. Một điểm nữa là, trong cách đo lường lượng cung tiền (M2) của Việt Nam, khoản tiền gửi tiết kiệm có kỳ hạn bằng ngoại tệ cũng là một bộ phận cấu thành M2. Khi đồng ngoại tệ lên giá sẽ khiến lượng cung tiền M2 qui ra giá trị tiền đồng tăng lên, trong khi các yếu tố khác chưa kịp thay đổi, nó sẽ tạo ra áp lực tăng giá cả mặt bằng chung tại Việt Nam.

Thứ ba, kỳ vọng về lạm phát đã góp phần khiến mối quan hệ giữa tỷ giá và lạm phát tại Việt Nam trở nên nhạy cảm hơn. Khi một chính sách phá giá đồng nội tệ được thực thi, tâm lý

của người dân về sự mất giá của tiền đồng tăng lên, và hiệu ứng này truyền thẳng vào chỉ số giá tiêu dùng hiện tại mà chưa kịp truyền qua kênh sản xuất. Nghiên cứu của Nguyễn Thị Thanh Hằng và Nguyễn Đức Thành (2011) đã chỉ ra, để làm giảm những hiệu ứng không tốt từ tâm lý người dân, chính phủ cần dành sự quan tâm tối đa cho mục tiêu kiềm chế lạm phát ngay cả khi lạm phát đang ở mức thấp. Kỳ vọng thái quá về lạm phát sẽ khiến cho các kết quả từ việc thực thi các chính sách khác không được như kế hoạch, gián tiếp làm giảm hiệu quả của các chính sách vĩ mô.

Thứ tư, mô hình thực nghiệm¹ lý giải sự biến động của lạm phát Việt Nam giai đoạn từ quý 1/1999 đến quý 2/2013 đã cho thấy sự khác biệt trong điều kiện lạm phát thấp, dưới 7.36%, với điều kiện lạm phát cao, từ 7.36% trở lên. Kết quả này phù hợp với nhận định của Nguyễn Văn Tiến (2007) rằng chính sách phá giá chỉ nên thực hiện khi lạm phát hiện tại ở mức thấp. Ngoài ra, kết quả mô hình cho thấy lạm phát ở Việt Nam có: (i) tính quán tính cao, (ii) chịu ảnh hưởng từ tăng trưởng tín dụng và (iii) chịu sự tác động đáng kể từ tỷ giá, kết quả này cũng trùng với nghiên cứu của Nguyễn Thị Thanh Hằng và Nguyễn Đức Thành (2011).

3. Mô hình thực nghiệm

Mô hình thực nghiệm kiểm tra ảnh hưởng của các yếu tố như tỷ giá bình quân liên ngân hàng, tăng trưởng tín dụng lên chỉ số lạm phát (CPI) tại Việt Nam giai đoạn từ quý 1/1999 đến quý 2/2013. Lý do chọn năm 1999 bởi bắt đầu từ năm 1999 cho tới nay, Việt Nam đã và đang duy trì chế độ tỷ giá thả nổi có điều tiết. Cụ thể, NHNN hàng ngày sẽ tính toán và thông báo tỷ giá bình quân liên ngân hàng để các ngân hàng thương mại (NHTM) lấy làm cơ sở cho việc xác định tỷ giá kinh doanh thông qua các biên độ cho trước. So với thời kỳ trước năm 1999, tỷ giá hiện nay đã phần nào phản ánh quan hệ cung cầu trên thị trường ngoại tệ (Nguyễn Văn Tiến, 2007). Mô hình không sử dụng các biến độc lập cung tiền M2 mà thay vào đó sử dụng tín dụng cho nền kinh tế. Khảo sát ban đầu cho thấy tín dụng cho

¹ Xem phần 3 về Mô hình thực nghiệm



nền kinh tế có tương quan với lạm phát lớn hơn lượng cung tiền M2 nên tốc độ tăng trưởng tín dụng được chọn làm biến đại diện. Các biến độc lập còn lại của mô hình bao gồm: CPI của thời kỳ trước (biến trễ), tỷ giá bình quân liên ngân hàng (OER), tín dụng cho nền kinh tế (CR).

Bảng 1. Mô tả thống kê các biến xét đến trong mô hình

Chỉ tiêu	CPI	CR	OER
Trung bình	152.5355	1115.958	16608.14
Trung vị	128.8207	617.1267	15910.79
Giá trị lớn nhất	275.8765	3381.183	21036.00
Giá trị nhỏ nhất	95.65647	79.92560	13311.23
Độ lệch chuẩn	59.14860	1088.112	2207.870
Số lượng quan sát	58	58	58
Nguồn số liệu	www.gso.gov.vn	Tác giả tổng hợp	www.sbv.gov.vn

Kiểm định tính dừng của các biến bằng kiểm định ADF (Augmented Dicker Fuller) thì thấy biến Logarit tự nhiên của CPI, CR và OER dừng ở bậc 1. Chi tiết kiểm định ADF cho kết quả ở Bảng 2.

Bảng 2. Kiểm định ADF

Biến	Hệ số kiểm định Tau	Quyết định	Kết luận
LCPI	-4.85	Bác bỏ Ho ở mức ý nghĩa 5%	Dừng bậc 1
LCR	-5.22	Bác bỏ Ho ở mức ý nghĩa 1%	Dừng bậc 1
LOER	-6.08	Bác bỏ Ho ở mức ý nghĩa 1%	Dừng bậc 1

Nguồn: tính toán của tác giả

Nhằm xem xét khả năng hội quy trực tiếp giữa biến LCPI, LCR và LOER, chúng tôi kiểm tra tính đồng liên kết của các biến thông qua kiểm định Johansen bằng phương pháp VAR được đề xuất bởi Soren (1995) với độ trễ là 3. Kết quả thu được thể hiện ở Bảng 3.

Kết quả từ Trace và Maximum Eigenvalue cho thấy mối quan hệ giữa LCPI, LCR và LOER là đồng liên kết hay chúng có mối quan hệ kinh tế dài hạn; do đó, nhóm nghiên cứu có thể hội quy các biến này trực tiếp với nhau bằng phương pháp VECM hoặc bình phương nhỏ nhất mà

không cần chuyển đổi sang dạng sai phân cấp 1 (do tính dừng bậc 1 của các biến) (Hill; et al., 2011). Vì mục đích xét mối quan hệ ngắn hạn trực tiếp từ các biến số độc lập đối với chỉ số giá tiêu dùng, nhóm nghiên cứu lựa chọn phương pháp bình phương nhỏ nhất để tiến hành hồi quy mô hình có dạng như sau:

$$LCPI = \beta_1 + \beta_2 \times LCPI(-1) + \beta_3 \times LCR + \beta_4 \times LOER + \beta_5 \times D \times LOER + \epsilon_t$$

Biến giả D nhận giá trị 1 nếu chỉ số lạm phát ở quý đó cao hơn 1.84% so với quý trước và nhận giá trị 0 nếu chỉ số lạm phát không vượt quá 1.84% so với quý trước. Giá trị 1.84% được tính toán từ giá trị trung bình của chỉ số lạm phát theo quý từ giai đoạn quý 1/1999 đến quý 2/2013.

Sử dụng phương pháp hồi quy bình phương bé nhất kết hợp với thủ tục AR(1) nhằm khắc phục hiện tượng tự tương quan, ta thu được kết quả sau:

$$LCPI = -1.572 + 0.644 \times L(CPI(-1)) + 0.101 \times L(CR) + 0.276 \times L(OER) + 0.002 \times D \times L(OER)$$

Nhận xét:

+ Trừ hệ số β_1 là không có ý nghĩa thống kê và hệ số β_4 có ý nghĩa thống kê dưới mức 5%, các hệ số β_i khác đều có mức ý nghĩa thống kê nhỏ hơn 1%.

+ Tất cả các dấu của các hệ số góc đều phản ánh đúng ý nghĩa kinh tế², cụ thể, với các yếu tố khác không thay đổi thì:

Lạm phát kỳ trước ảnh hưởng thuận chiều (với mức độ cao) tới lạm phát kỳ này, thể hiện lạm phát Việt Nam có tính quán tính cao;

Tín dụng cho nền kinh tế tăng khiến lạm phát tăng;

Tỷ giá tăng (đồng nội tệ bị mất giá) sẽ khiến lạm phát tăng; ảnh hưởng của việc phá giá đồng nội tệ tới lạm phát mạnh hơn từ ảnh hưởng của cung tín dụng;

Khi nền kinh tế trong điều kiện lạm phát cao hơn 1.84%/quý (tương đương 7.36%/năm) thì mức ảnh hưởng của tỷ giá lên lạm phát là mạnh hơn khi trong điều kiện lạm phát thấp dưới mức 1.84%/quý (hay 7.36%/năm).

² Kết quả hồi quy cụ thể cùng các kiểm định về lỗi của mô hình được trình bày trong phần phụ lục.



Bảng 3. Tính đồng liên kết bằng phương pháp VAR

Date: 10/02/13 Time: 10:56

Sample (adjusted): 5 58

Included observations: 54 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: CPI CR OER

Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized		Trace		0.05
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.475392	42.89481	29.79707	0.0009
At most 1	0.136868	8.059162	15.49471	0.4591
At most 2	0.002054	0.111043	3.841466	0.7390

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized		Max-Eigen		0.05
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.475392	34.83565	21.13162	0.0003
At most 1	0.136868	7.948119	14.26460	0.3840
At most 2	0.002054	0.111043	3.841466	0.7390

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

CPI	CR	OER
0.247379	-0.015417	0.001178
-0.006188	0.006044	-0.00284
-0.0467	0.006117	-0.00096

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(CPI)	-0.911937	-0.60387	0.029985
D(CR)	10.69344	1.628857	1.227732
D(OER)	-85.18262	34.52185	0.620640

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	-711.8743
------------------------------	----------------	-----------

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

CPI	CR	OER
1.000000	-0.06232	0.004762
	(0.00418)	(0.00187)

Nguồn: tính toán của tác giả

Từ 2012 đến gần cuối năm 2013, NHNN đã có những chính sách điều hành tỷ giá phù hợp, góp phần ổn định giá trị của tiền đồng và niềm tin của người dân về đồng nội tệ. Trong giai đoạn từ năm 2012 đến nay, tỷ giá bình quân liên ngân hàng được duy trì ổn định. Cụ thể, trong suốt

năm 2012 và quý 1/2013, tỷ giá bình quân liên ngân hàng nằm ở mức 20.828 VND/USD, sau đó từ ngày 28/6/2013 đến hết năm 2013, tỷ giá bình quân liên ngân hàng được điều chỉnh tăng lên mức 21.036 VND/USD, tuy nhiên, lúc này NHNN kết hợp với việc hạ lãi suất tiền gửi bằng



USD tại các tổ chức tín dụng nhằm cân đối cung cầu ngoại tệ. Để tạo được lòng tin của người dân, NHNN đã có những tuyên bố kịp thời, khẳng định quyết tâm duy trì ổn định thị trường ngoại tệ và tỷ giá theo đúng cam kết đã công bố từ đầu năm. Việc làm này có ý nghĩa rất lớn khi yếu tố tâm lý của người dân thường làm cho kênh truyền tải chính sách tỷ giá tới lạm phát nhanh hơn qua kênh sản xuất. Kết quả của một loạt những giải pháp điều hành đồng bộ và quyết liệt đó là tỷ giá bình quân liên ngân hàng được duy trì ổn định, chênh lệch giữa tỷ giá chính thức và phi chính thức giảm, chỉ số giá tiêu dùng ổn định và ở mức thấp. Lạm phát ổn định ở mức thấp, đổi lại, sẽ nâng cao được niềm tin của người dân vào đồng Việt Nam và giảm sức cầu từ ngoại tệ, giải quyết được căng thẳng ngoại tệ và áp lực phá giá đồng tiền.

4. Kết luận

Tỷ giá và lạm phát có mối quan hệ qua lại, ảnh hưởng lẫn nhau. Đặc biệt, các nghiên cứu trước đã chứng minh mối quan hệ giữa tỷ giá và lạm phát ở Việt Nam là nhạy cảm và mạnh bởi các yếu tố như đô la hóa, kỳ vọng về lạm phát của người tiêu dùng, chiến lược kinh doanh của doanh nghiệp; chính vì vậy, NHNN trong tương lai vẫn cần tiếp tục thận trọng trong việc điều hành CSTT nói chung và chính sách tỷ giá nói riêng. Những thành công trong thời gian qua trong việc kiềm chế lạm phát và ổn định thị trường ngoại tệ cho thấy, NHNN đã có những bước đi đúng đắn trong việc sử dụng các chính sách điều hành một cách nhất quán và đồng bộ. Trong năm 2014, NHNN cần cam kết thực hiện đúng những mục tiêu đặt ra ở thời điểm đầu năm nhằm tiếp tục duy trì niềm tin của người tiêu dùng vào các chính sách của NHNN. Kết quả từ mô hình thực nghiệm cho thấy, trước những thời điểm điều chỉnh tỷ giá, NHNN cần đánh giá kỹ lưỡng tình hình lạm phát hiện tại để có những bước điều chỉnh cùng với các chính sách đi kèm

phù hợp nhằm kích thích được xuất khẩu, đồng thời hạn chế tối đa những ảnh hưởng không mong muốn của việc phá giá đồng nội tệ lên lạm phát. ■

Tài liệu tham khảo

1. NGUYỄN VĂN TIẾN (2007), *Giáo trình Tài chính Quốc tế*, Hà Nội, NXB Thống kê.
2. NGUYỄN THỊ THANH HẰNG & NGUYỄN ĐỨC THÀNH (2011), *Nguồn gốc lạm phát ở Việt Nam giai đoạn 2000-2010: phát hiện mới từ những bằng chứng mới*, Hà Nội, VEPR.
3. BÙI THỊ KIM THANH (2008), *Inflation in Vietnam over the period 1990 – 2007*, Master of arts in development studies, The Hague.
4. CALVO, G. A. & VÉGH, C. A. (1992), *Currency Substitution in Developing Countries: An Introduction*. New York, IMF.
5. FEINBERG, & ROBERT, M. (2000), *The role of international discipline in three developing economies: Exchange rate effects on domestic prices in Colombia, Korea and Morocco*. *Review of International Economics*, 8, 126-133.
6. FRAGA, A., GOLDFAJN, I. & MINELLA, A. (2003), *Inflation targeting in emerging market economies*. *NBER Macroeconomic Annual*. America: MIT.
7. GHEI, NITA, PRITCHETT, & LANT (eds.) (1999), *The three pssimisms: Real exchange rates and trade flows in developing countries*, New York: Oxford Univ.Press.
8. GOUJON, M. (2006), *Fighting inflation in a dollarized economy: The case of Vietnam*. *Journal of Comparative Economics*, 34, 564-581.
9. HILL, R. C., E.GRIFFITHS, W. & LIM, G. C. (2011), *Principles of Econometrics*, America, Wiley.
10. JUNIOR, R. P. N. (2007), *Inflation targeting and exchange rate pass-through*. *Economic Application Sao Paulo*, 11, 189-208.
11. JUNTILA, J. & KORHONEN, M. (2012), *The role of inflation regime in the exchange rate pass-through to import prices*. *International Review of Economics and Finance*, 24, 88-96.



PHỤ LỤC Kết quả hồi quy

Dependent Variable: LOG(CPI)				
Method: Least Squares				
Date: 09/30/13 Time: 00:23				
Sample (adjusted): 3 58				
Included observations: 56 after adjustments				
Convergence achieved after 9 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.572277	1.106656	-1.420745	0.162
LOG(CPI(-1))	0.643694	0.075479	8.528142	0
LOG(CR)	0.100856	0.027033	3.730849	5E-04
LOG(OER)	0.276119	0.132293	2.087187	0.042
D*LOG(OER)	0.001775	0.000294	6.041907	0
AR(1)	0.831198	0.066077	12.57922	0
R-squared	0.953005	Mean dependent var		4.973
Adjusted R-squared	0.938905	S.D. dependent var		0.363
S.E. of regression	0.011997	Akaike info criterion		-5.907
Sum squared resid	0.007196	Schwarz criterion		-5.69
Log likelihood	171.4082	Hannan-Quinn criter.		-5.823
F-statistic	10036.09	Durbin-Watson stat		1.872
Prob(F-statistic)	0			
Inverted AR Roots	.83			

Nguồn: tính toán của tác giả

Kiểm tra các khuyết tật của mô hình hồi quy Kiểm định hiện tượng tự tương quan

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0.391748	Prob. F(2,48)	0.678
Obs*R-squared	0.899397	Prob. Chi-Square(2)	0.6378

Kiểm định hiện tượng phương sai sai số thay đổi

Heteroskedasticity Test: White			
F-statistic	1.851537	Prob. F(20,35)	0.054
Obs*R-squared	28.78939	Prob. Chi-Square(20)	0.092
Scaled explained SS	56.78243	Prob. Chi-Square(20)	0

Kiểm định tính phù hợp của mô hình lựa chọn

Ramsey RESET Test:			
F-statistic	1.45873	Prob. F(2,48)	0.243
Log likelihood ratio	3.304273	Prob. Chi-Square(2)	0.192

Nguồn: tính toán của tác giả

12. KRUGMAN; P. R., OBSTFELD; M. & MELITZ, M. J. (2012), *International Economics Theory and Policy*, England, Pearson.

13. MINELLA; A., FREITAS; P., GOLDFAJN; I. & MUINHOS, M. (2003), *Inflation targeting in Brazil: constructing credibility under exchange rate volatility*. *Journal of International Money and Finance*, 22, 1015-1040.

14. SOREN, J. (1995), *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, England, Oxford University Press.

15. TAYLOR, J. (2000), *Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms*. *European Economic Review*, 44, 1389-1408.