



XÂY DỰNG CHÍNH SÁCH TỶ GIÁ TỐI ƯU CHO VIỆT NAM TRONG GIAI ĐOẠN HỘI NHẬP KINH TẾ

✍ Nguyễn Hải An *

Mục tiêu của bài viết này nhằm lượng hóa một cách cụ thể các tác động của việc tăng tỷ giá tới lạm phát và cán cân thương mại (CCTM) trong trường hợp của Việt Nam. Người viết sử dụng số liệu theo quý trong giai đoạn 2000 - 2012 với mô hình tự hồi quy véc tơ để tính toán hàm phản ứng và phân rã phương sai của các biến số. Các kết quả tìm được tuân theo rất sát với các quy luật kinh tế được nêu ở phần cơ sở lý luận. Theo các kết quả của hàm phản ứng, việc tăng tỷ giá có tác động tiêu cực đáng kể lên lạm phát nhưng lại có tác động tích cực tương đối lên CCTM. Tuy nhiên, phân rã phương sai lại cho thấy tỷ giá không giải thích được nhiều sự thay đổi của CCTM. Từ những kết quả trên, người viết đề xuất việc giữ ổn định tỷ giá để kiểm chế lạm phát và nâng cao chất lượng hàng hóa xuất khẩu để tăng năng lực cạnh tranh, cải thiện CCTM.

1. Đặt vấn đề

Vấn đề tỷ giá là vấn đề khá nhạy cảm và rất được quan tâm bởi không chỉ các nhà quản lý kinh tế vĩ mô nói riêng mà còn bởi đại bộ phận dân chúng nói chung. Xét về mặt bản chất, tỷ giá đơn thuần là giá cả của một đồng tiền được biểu thị thông qua một đồng tiền khác. Trong một nền kinh tế có độ mở cao như Việt Nam thì

tỷ giá lại có tác động mạnh đến các biến số kinh tế vĩ mô, trong đó, rõ nét nhất là tác động tới lạm phát và cán CCTM. Tuy nhiên, xét về mặt lý thuyết, tác động của tỷ giá tới hai nhân tố này lại là mâu thuẫn nhau, nếu tỷ giá tăng sẽ có tác động tích cực tới CCTM, nhưng lại có tác động tiêu cực tới lạm phát. Vì vậy, việc xác định tác động của tỷ giá tới hai nhân tố này là rất cần thiết cho việc xây dựng chính sách tỷ giá tối ưu, vừa đảm bảo kiểm chế lạm phát vừa giúp cải thiện CCTM.

Trên thế giới đã có nhiều nghiên cứu về vấn đề này, điển hình như các nghiên cứu của Amit Ghosh (2008), Atish R. Ghosh (2006), Khim-Sen Liew(2005) và Michele Ca Zorzi (2007). Các nghiên cứu này đã cho một cái nhìn tổng quan về tình hình của các nước trong khu vực Đông Nam

Á cũng như các nền kinh tế mới nổi nói chung trong vấn đề này. Ngoài ra, các nghiên cứu của Carmen Ulrich (2006), Vo Tri Thanh (2011), Nguyễn Văn Tiến (2009), Nguyễn Thị Hiền, (2011) Nhật Trung (2011), Nguyễn Đức Thành, (2011) Nguyễn Thị Kim Thanh (2011) đã xét riêng trường hợp của Việt Nam. Tuy nhiên, các nghiên cứu kể trên đều chỉ xét vấn đề hoặc ở góc độ lạm phát hoặc ở góc độ CCTM chứ chưa xét ở khía cạnh đánh đổi giữa hai yếu tố này.

2. Cơ sở lý luận về tác động của tỷ giá tới lạm phát và CCTM

2.1. Tác động của tỷ giá tới lạm phát

Từ thập kỷ 90, các nhà kinh tế đã phát hiện rằng, tỷ giá có tác động tới lạm phát, được gọi là hiệu ứng truyền dẫn tỷ giá vào lạm phát (Exchange Rate Pass - Through - ERPT). Mức độ của ERPT phụ thuộc vào ba kênh dẫn truyền cơ bản, bao gồm kênh dẫn truyền trực tiếp, kênh dẫn truyền gián tiếp và kênh dẫn truyền tâm lý.

Theo kênh dẫn truyền trực tiếp, khi tỷ giá tăng làm cho giá hàng

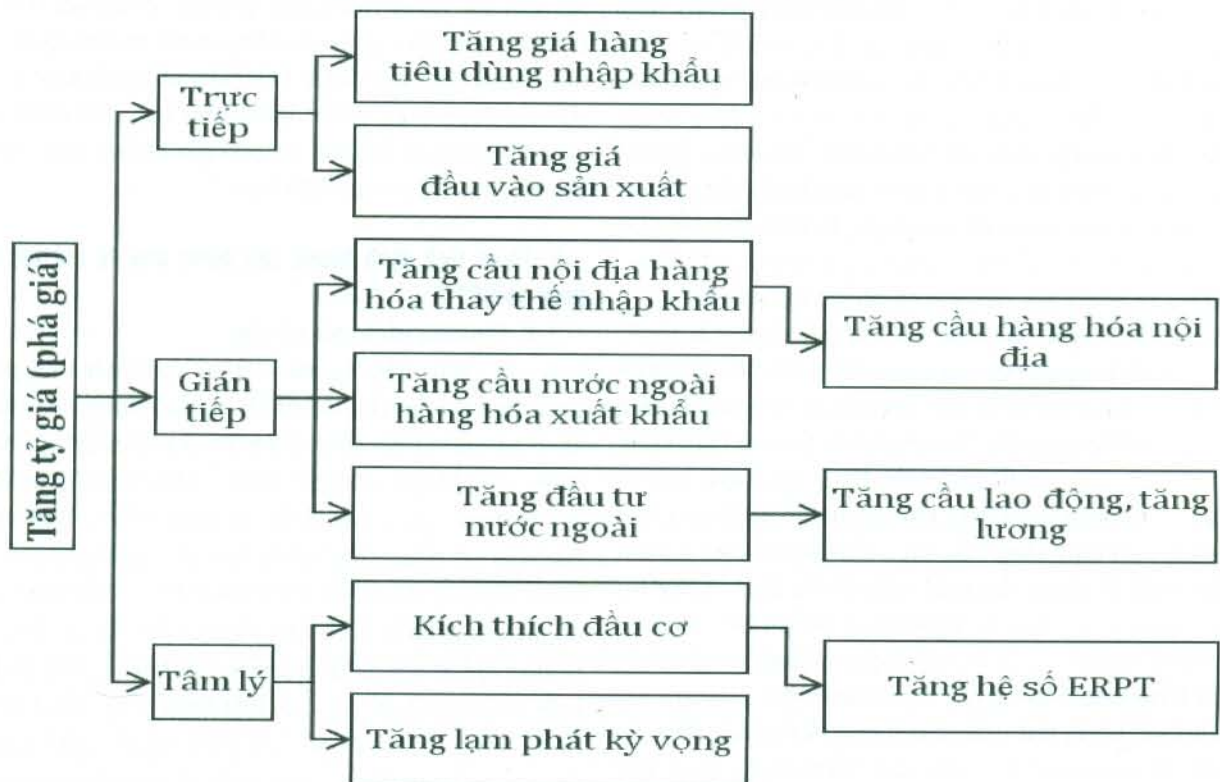


Tỷ giá có tác động mạnh đến các biến số vĩ mô, rõ nét nhất là lạm phát và CCTM

* Đại học Ngoại thương Hà Nội



Hình 1: Các kênh dẫn truyền tỷ giá vào lạm phát



hóa nhập khẩu tính bằng nội tệ tăng lên, dẫn đến tăng giá hàng tiêu dùng nhập khẩu, từ đó, dẫn đến mặt bằng giá trong nước tăng lên. Ngoài ra, một số hàng hóa nhập khẩu là nguyên liệu đầu vào cho các ngành sản xuất, khi giá hàng hóa này tăng lên làm cho giá hàng hóa sản xuất trong nước cũng bị đội lên và cũng đẩy mặt bằng giá trong nước tăng lên.

Theo kênh dẫn truyền gián tiếp, tỷ giá tăng làm giá hàng hóa nhập khẩu tính bằng nội tệ tăng, hàng hóa nội địa rẻ tương đối so với hàng nhập khẩu dẫn đến người dân sẽ có xu hướng chuyển sang dùng hàng nội địa (expenditure - switching). Đồng thời, tỷ giá tăng làm cho giá hàng hóa xuất khẩu tính bằng ngoại tệ giảm, do đó, hàng xuất khẩu có giá cạnh tranh với hàng hóa nước ngoài, từ đó, có thể tăng cầu nước ngoài đối với hàng sản xuất trong nước

(expenditure - changing). Hai nhân tố này làm tăng cầu hàng hóa nội địa gây ra sự tăng giá tiêu dùng. Bên cạnh đó, tỷ giá tăng và xu hướng mở cửa của nền kinh tế tăng lên làm hấp dẫn các nhà đầu tư nước ngoài. Điều này làm tăng cầu lao động trong nước và làm tăng lương, dẫn đến tăng chi phí sản xuất, từ đó, làm tăng giá hàng hóa sản xuất ra và tăng giá tiêu dùng.

Kênh dẫn truyền tâm lý, tại một số quốc gia đang phát triển với nền kinh tế có nhiều bất ổn, nhất là tỷ lệ lạm phát cao và không ổn định trong nhiều năm đã khiến cho người dân có xu hướng mất niềm tin vào đồng nội tệ. Đặc biệt là ở các quốc gia này, trình độ dân trí còn thấp nên các đối tượng đầu cơ càng có cơ hội làm giá. Nếu đồng nội tệ bị phá giá, thì sẽ càng bị phá giá sâu hơn với hiện tượng đầu cơ và điều này khiến cho ERPT tăng

lên. Ngoài ra, việc giảm giá đồng nội tệ là một tín hiệu rõ ràng rằng chính phủ không còn khả năng kiểm chế lạm phát và lạm phát sẽ tăng trong thời gian sắp tới. Vì vậy, người dân có cơ sở để kỳ vọng mức lạm phát cao hơn trong tương lai và lạm phát kỳ vọng là một yếu tố quan trọng cấu thành nên tỷ lệ lạm phát. (Hình 1)

2.2. Tác động của tỷ giá tới CCTM

Ba trường phái kinh tế lớn đã tiếp cận ảnh hưởng của phá giá tiền tệ lên CCTM ở ba góc độ khác nhau. Các cách tiếp cận này bổ sung cho nhau và giúp chúng ta hiểu hơn về ảnh hưởng của phá giá tiền tệ lên CCTM trong những điều kiện cụ thể.

Theo lý thuyết cơ bản, phá giá danh nghĩa đồng nội tệ có thể cải thiện CCTM trong điều kiện cầu hàng hóa xuất khẩu là cơ bản đối với giá. Tỷ giá tăng làm đồng



nội tệ giảm giá so với đồng ngoại tệ. Nếu giá bán hàng xuất khẩu bằng ngoại tệ vẫn giữ nguyên, thu nhập của nhà xuất khẩu quy ra đồng nội tệ sẽ tăng lên. Điều này kích thích khối lượng hàng xuất khẩu tăng lên và điều ngược lại xảy ra với hoạt động nhập khẩu. Tuy nhiên, mức độ ảnh hưởng của thay đổi tỷ giá tới cầu một loại hàng hoá xuất khẩu phụ thuộc vào mức độ co giãn của cầu hàng hoá đó đối với giá. Cung cầu ngoại hối càng nhạy cảm với tỷ giá thì tác động của tỷ giá tới việc cải thiện CCTM càng lớn.

Theo lý thuyết chi tiêu, CCTM chỉ được cải thiện khi thu nhập quốc dân vượt quá tổng chi tiêu của một quốc gia. Lý thuyết này đặc biệt phân tích ảnh hưởng của thay đổi tỷ giá lên thu nhập, chi tiêu và cuối cùng là CCTM. Khi chính phủ tiến hành phá giá, giá trị xuất khẩu tăng lên trong khi giá trị nhập khẩu giảm xuống, làm tăng tổng cầu. Nếu chính phủ phá giá khi nền kinh tế chưa đạt mức sản lượng tiềm năng thì nền kinh tế có đủ các nguồn lực dự trữ để sản xuất ra thêm hàng hóa và có thể đáp ứng được sự gia tăng của tổng cầu. Ngược lại, nếu chính phủ phá giá khi nền kinh tế đã đạt mức sản lượng tiềm năng thì nền kinh tế sẽ không thể sản xuất thêm hàng hóa. Khi tổng cầu tăng sẽ nhanh chóng đẩy giá và tiền lương tăng theo, khiến cho sức cạnh tranh quốc tế của nền kinh tế giảm sút và xuất khẩu ròng lại suy giảm. Khi giá cả và tiền lương cùng tăng theo một tỷ lệ bằng tỷ lệ phá giá lúc đầu của tỷ giá, thì mức độ cạnh tranh trở lại mức ban đầu của chúng.

Theo lý thuyết tiền tệ, CCTM là một hiện tượng tiền tệ nên nó phải được phân tích bằng cung cầu tiền. Sự mất cân bằng trong CCTM thể hiện sự mất cân bằng trên thị trường tiền tệ. Phá giá sẽ làm tăng mức giá trong nước, khiến các chủ thể trong nền kinh tế cắt giảm chi tiêu và CCTM được cải thiện. Tuy nhiên, đây chỉ là điểm cân bằng trong ngắn hạn. Do cung tiền trong nước cũng phải tăng để thỏa mãn cầu tiền cao hơn (do giá tăng) nên CCTM sẽ quay trở lại trạng thái cân bằng với mức giá thấp hơn, nhưng vẫn cao hơn mức giá ban đầu (overshooting effect). Mặc dù,

ảnh hưởng này chỉ diễn ra trong ngắn hạn nhưng nó vẫn rất quan trọng đối với các nhà hoạch định chính sách, cho phép họ tăng được dự trữ quốc gia mà không làm xấu đi CCTM. Nếu phá giá được người dân dự đoán trước một cách chính xác, giai đoạn này sẽ diễn ra ngay lập tức và phá giá không còn có tác dụng, ngay cả trong ngắn hạn.

3. Phân tích định lượng tác động của tỷ giá tới lạm phát và CCTM

3.1. Phương pháp và số liệu

Trong phần này, người viết sử dụng phương pháp định lượng hiện đại để đánh giá tác động của chính sách tỷ giá tới ổn định kinh tế vĩ mô của Việt Nam trong giai đoạn 2000 - 2012. Mốc thời gian năm 2000 được lựa chọn là do từ năm 1999, Việt Nam bắt đầu có động thái tự do hóa thị trường ngoại hối (theo Quyết định số 65/1999/QĐ - NHNN7 của Ngân hàng Nhà nước (NHNN)). Việc tự do hóa thị trường ngoại hối là rất quan trọng, bởi vì, đây là điều kiện tiên quyết để các quy luật kinh tế có thể được áp dụng trong mô hình. Số liệu được người viết lấy theo quý, tương ứng với 52 quan sát và tuân theo quy luật của mẫu số lớn (lớn hơn 30 quan sát).

Do các biến trong mô hình đều dưới dạng chuỗi thời gian và một số biến có tính chất tự tương quan, người viết sử dụng mô hình tự hồi quy véc tơ (Vector Autoregression - VAR) là một trong những mô hình tốt nhất trong việc xử lý hai vấn đề này. Mô hình VAR là sự khái quát hóa của mô hình AR thành các véc tơ của các biến số kinh tế. Mô hình VAR đặc biệt hữu dụng trong việc dự báo, do các mối quan hệ giữa các biến số kinh tế không đơn thuần chỉ theo một chiều (các biến độc lập ảnh hưởng tới biến phụ thuộc) mà trong nhiều trường hợp nó còn có ảnh hưởng ngược lại. Ngoài ra, mô hình VAR có một số ưu điểm như dễ tiến hành và suy diễn truyền thống, có tiêu chuẩn độ trễ, hàm phản ứng và phân rã phương sai. Mô hình VAR được sử dụng trong bài viết có dạng như sau:

$$CPI_t = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j * CPI_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j * MS2_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta_j * LEN_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta_j * EXR_{t-j} + \sum_{j=1}^k \omega_j * TBR_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$TBR_t = \alpha' + \sum_{j=1}^k \beta'_j * TBR_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma'_j * MS2_{t-j} + \sum_{j=1}^k \delta'_j * LEN_{t-j} + \sum_{j=1}^k \theta'_j * EXR_{t-j} + \sum_{j=1}^k \omega'_j * CPI_{t-j} + \varepsilon'_t$$

Trong đó:



- CPI là chỉ số giá tiêu dùng, được tính với thời điểm gốc là quý 1 năm 2000 ở mức 100.
 - TBR là tỷ số CCTM, được tính bằng tổng kim ngạch xuất khẩu chia cho tổng kim ngạch nhập khẩu. Tỷ số CCTM tăng tương đương với việc CCTM được cải thiện và ngược lại.
 - EXR là tỷ giá USD/VND, được lấy theo tỷ giá liên ngân hàng do NHNN công bố, số liệu được thu thập theo ngày và sau đó được lấy trung bình trong quý.
 - MS2 là cung tiền M2, được tính theo tổng phương tiện thanh toán gồm tổng tiền mặt cộng tiền gửi của các ngân hàng thương mại (NHTM) tại NHNN và tiền gửi tiết kiệm có kỳ hạn. Mặc dù, cung tiền có thể không tác động ngay đến tình hình lạm phát nhưng một trong những nguyên nhân căn bản nhất của lạm phát trong trung và dài hạn là do tăng trưởng cung tiền quá mức.
 - LEN là lãi suất cho vay ngắn hạn trong ba tháng, được lấy theo mức lãi suất bình quân của các NHTM do NHNN công bố. Lãi suất cho vay ngắn hạn có tác động lớn và trực tiếp đối với tình hình nhập khẩu do đa phần các doanh nghiệp nhập khẩu đều phải đi vay để nhập hàng hóa. Lãi suất ngắn hạn tăng cao sẽ khiến các doanh nghiệp nhập khẩu gặp nhiều khó khăn và làm giảm lượng nhập khẩu.
- Các số liệu được lấy theo quý, bắt đầu từ quý I năm 2000 đến hết quý IV năm 2012. Nguồn số liệu về lãi suất và tỷ giá được lấy từ NHNN, lạm phát và kim ngạch xuất nhập khẩu từ Tổng cục Thống kê Việt Nam, cung tiền từ Thống kê Tài chính Quốc tế của IMF và các số liệu khác từ Ngân hàng Dữ liệu của WB và các báo cáo thường niên của Ngân hàng Phát triển Châu Á. Tất cả các số liệu đều được xử lý yếu tố mùa vụ theo phương pháp hiệu chỉnh Concensus X12 (được xây dựng bởi Cục Thống kê Hoa Kỳ). Một số số liệu được lấy log, do đó, chênh lệch hai kỳ số liệu được xem là tốc độ tăng của biến số đó trong kỳ.

3.2. Kiểm định tính dừng của các biến và xác định độ trễ của mô hình

Nhằm tránh trường hợp hồi quy giả mạo trong các phương trình, người viết thực hiện kiểm định tính dừng Augmented Dickey - Fuller với tất cả các biến trong mô hình (bảng 2). Độ trễ trong kiểm định được lựa chọn theo tiêu chí Schwarz Information với độ trễ tối đa là 12 quý.

Bảng 2: Kiểm định tính dừng của các biến

Biến	Kiểm định ADF	Trạng thái dừng	Biến	Kiểm định ADF	Trạng thái dừng
CPI	4.480050	Không dừng	dlogCPI	-4.238069***	Dừng
TBR	-3.582007***	Dừng			
EXR	0.113497	Không dừng	dlogEXR	-1.640168**	Dừng
MS2	1.985719	Không dừng	dlogMS2	-4.281709***	Dừng
LEN	-1.351350**	Dừng			

***, **: có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 5%

Người viết sử dụng các tiêu chuẩn sequential modified Likelihood-Ratio test (LR), Final Prediction Error (FPE), Akaike Information Criterion (AIC), Schwarz information Criterion (SC) và Hannan - Quinn information criterion (HQ) để xác định độ trễ tối ưu cho các biến trong mô hình (bảng 3). Dấu '*' chỉ độ trễ tối ưu được lựa chọn bởi các tiêu chuẩn. Theo các tiêu chuẩn này thì một quý và ba quý là độ trễ hợp lý. Tuy nhiên, xét về ý nghĩa kinh tế thì một quý đối với các biến số kinh tế vĩ mô là không hợp lý. Ngoài ra, các nghiên cứu định lượng (Khim - Sen Liew, 2004) cho thấy, tiêu chí AIC và FPE là lựa chọn tối ưu cho những chuỗi số liệu có ít hơn 120 quan sát. Hơn nữa, AIC và FPE cũng cho thấy, có xác suất phạm phải sai lầm ước lượng quá thấp (under-estimate) là thấp nhất trong các tiêu chí lựa chọn. Tiêu chí LR thường được dùng để kiểm tra tính vững của các tiêu chí AIC và SC. Vì vậy, người viết lựa chọn độ trễ bằng ba quý theo tiêu chuẩn LR, FPE và AIC có độ tin cậy cao hơn, thay vì quý theo tiêu chuẩn SC và HQ.

Bảng 3: Lựa chọn độ trễ tối ưu của mô hình

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: DLOG_CPI TBR_SA D_MS2 LEN_SA DLOG_EXR

Exogenous variables: C

Sample: 2000Q1-2012Q4

Included observations: 52

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	657.0107	NA	1.09e-18	-27.16711	-26.97220	-27.09345
1	749.4069	161.6934	6.64e-20	-29.97529	-28.80579*	-29.53333*
2	771.4099	33.92126	7.79e-20	-29.85041	-27.70633	-29.04016
3	804.6235	44.28476*	6.06e-20*	-30.19265*	-27.07398	-29.01410
4	821.8628	19.39426	1.01e-19	-29.86928	-25.77603	-28.32244



4. Kết quả của mô hình

4.1. Các kết quả về tác động của tỷ giá tới lạm phát

Phân tích hàm phản ứng của lạm phát đối với tỷ giá cho ra kết quả khá hợp lý với các lý thuyết kinh tế và các ước lượng định tính trong trường hợp của Việt Nam (phụ lục 2). Với một cú sốc tỷ giá, lạm phát chịu ảnh hưởng gần như không đáng kể trong 3 quý đầu tiên. Khi tỷ giá tăng có tác dụng làm giảm cầu nhập khẩu và làm giảm tổng cầu, và khiến cho lạm phát giảm, tuy nhiên, đây là một hiệu ứng rất nhỏ. Lạm phát cũng không tăng ngay là do các hợp đồng trong quá khứ với mức giá cũ vẫn được tiến hành khiến cho mức giá bị cố định trong ngắn hạn. Sau quý 3 thì lạm phát bắt đầu tăng mạnh, đạt đỉnh vào quý 4 và áp lực tăng lạm phát biến mất vào quý 7. Tuy nhiên, từ quý 7 đến quý 10, lạm phát lại có xu hướng giảm không đáng kể. Lý giải cho điều này là thị trường không thể đạt mức cân bằng hoàn hảo trong các quý trước, lạm phát có thể phản ứng thái quá (overshooting), khiến cho thị trường phải có những điều chỉnh sau đó. Sau quý 10, tác động của cú sốc tỷ giá đối với lạm phát biến mất hoàn toàn. Một cách lượng hóa, tổng mức tác động của tỷ giá đối với lạm phát là 0,338, điều này có nghĩa là, nếu tỷ giá tăng 1% sẽ khiến cho lạm phát tăng 0,338% sau 10 quý. Theo một nghiên cứu của IMF (2007) thì ERPT của Đài Loan chỉ ở mức 0,02%, Trung Quốc chỉ ở mức 0,07%, Hàn Quốc ở mức 0,12%, và Thái Lan ở mức 0,28%. Việc ERPT của Việt Nam ở mức tương đối cao so với các nước trong khu vực là do các kênh ERPT như mức lạm phát trung bình cao, kim ngạch nhập khẩu trên GDP lớn,

người dân bị ảnh hưởng nhiều bởi yếu tố tâm lý...

Dựa vào bảng phân rã phương sai của lạm phát (phụ lục 3) ta có thể thấy tác động tương đối lớn của tỷ giá đối với lạm phát. Trong hai quý đầu tiên, khi cú sốc tỷ giá chưa tác động nhiều đến lạm phát, thì tỷ giá chỉ giải thích khoảng 8% sự thay đổi trong lạm phát. Bắt đầu từ quý thứ 3, sự biến động của lạm phát ngày càng được giải thích nhiều hơn bởi tỷ giá. Trong dài hạn, có thể kết luận là tỷ giá giải thích lên đến 19% sự thay đổi trong lạm phát. Ngoài yếu tố tỷ giá, yếu tố lạm phát trong quá khứ (tạo nên lạm phát kỳ vọng) và CCTM cũng có tác động quan trọng đối với lạm phát. Ngược lại với tỷ giá, lạm phát kỳ vọng có ảnh hưởng mạnh nhất đến lạm phát trong hai quý đầu (quý I là 100%, quý II là 88%), nhưng sau đó, mức độ ảnh hưởng giảm dần và trong dài hạn, ổn định ở mức 52%. Lý giải cho việc CCTM có tác động lớn đến lạm phát là do tỷ số CCTM có mối quan hệ chặt chẽ tới tổng thu nhập quốc dân. Khi CCTM được cải thiện có tác động làm tăng thu nhập quốc dân và tăng hiệu ứng cầu kéo đối với mức giá.

4.2. Các kết quả về tác động của tỷ giá đến tỷ số CCTM

Phân tích hàm phản ứng của tỷ số CCTM đối với tỷ giá cho ra kết quả khá hợp lý với các lý thuyết kinh tế và các ước lượng định tính trong trường hợp của Việt Nam (phụ lục 2). Với một cú sốc tỷ giá, CCTM được cải thiện không đáng kể trong 2 quý đầu tiên. Khi tỷ giá tăng, ngay lập tức có tác dụng kích thích xuất khẩu đang sẵn có (tăng xuất khẩu cận biên) và hạn chế những mặt hàng nhập khẩu dễ dàng thay thế (giảm nhập khẩu cận biên). Hiệu ứng này không có

bất kỳ tác động nào đến cơ cấu xuất nhập khẩu. Sau quý II thì tỷ số CCTM bắt đầu giảm tương đối và liên tục trong 3 quý. Lý giải cho sự đi xuống này là do hiệu ứng giá cả lẩn át hiệu ứng số lượng, trong đó bao gồm hai nguyên nhân (1) thu về từ xuất khẩu giảm trên mỗi đơn vị hàng hóa và (2) thâm hụt do giá nhập khẩu tăng mạnh. Kể từ quý thứ 5, CCTM mới được cải thiện trở lại. Điều này có được là do đến lúc này hiệu ứng số lượng mới được phát huy, cơ cấu xuất nhập khẩu đã có thời gian để dịch chuyển sang việc xuất khẩu nhiều hơn và nhập khẩu ít hơn. Sau quý thứ 9, tác động của cú sốc tỷ giá đối với tỷ số CCTM biến mất hoàn toàn. Một cách lượng hóa, tổng mức tác động của tỷ giá đối với tỷ số CCTM là 0,002545, điều này có nghĩa là, nếu tỷ giá tăng 1% sẽ khiến cho CCTM được cải thiện 0,255% sau 9 quý. Hàm phản ứng của tỷ số CCTM đối với tỷ giá có xu hướng khá sát với hiệu ứng tuyến J. Theo tính toán của người viết, trong trường hợp của Việt Nam, nếu VND giảm giá 1% thì Việt Nam sẽ phải trải qua một giai đoạn thâm hụt là gần 4 quý với tổng mức thâm hụt tương đương với 0,138% kim ngạch xuất khẩu trong một quý. Trong năm 2012, kim ngạch xuất khẩu quý đạt trung bình 28,448 tỷ USD, nghĩa là, thâm hụt sẽ ở mức 39,144 triệu USD, chỉ tương đương với khoảng 0,098% quỹ dự trữ ngoại hối của Việt Nam tính đến quý I năm 2013. Tuy nhiên, tổng mức thặng dư sau đó cũng không nhiều, chỉ đạt 0,362%. Trừ đi mức thâm hụt 0,138% trước đó thì xuất khẩu ròng trong một quý của Việt Nam chỉ tăng 0,224%, tương đương với 63,946 triệu USD.

Nghiên cứu phân rã phương



sai của tỷ số CCTM cho thấy tác động không nhiều như kỳ vọng tỷ giá đối với CCTM (phụ lục 3). Trong quý đầu tiên, cú sốc tỷ giá không có bất cứ tác động nào đến tỷ số CCTM xuất nhập khẩu. Trong ba quý tiếp theo, tỷ giá chỉ giải thích khoảng từ 7,67% đến 10,64% biến động của CCTM. Bắt đầu từ quý thứ 5, tỷ giá mới giải thích khoảng 13,44% đến 17,03% sự thay đổi trong tỷ số CCTM. Trong dài hạn, có thể kết luận là tỷ giá giải thích chỉ khoảng từ 14% đến 15% sự thay đổi trong tỷ lệ này. Trong khi đó, yếu tố tỷ số CCTM lại chịu tác động lớn nhất bởi chính tỷ số CCTM trong quá khứ mà không phải là tỷ giá theo lý luận thông thường. 85% sự biến động của tỷ số CCTM trong quý thứ 1 được giải thích bởi chính nó và mức giải thích này giảm dần trong các quý sau (61% trong quý thứ 2 và 50% trong quý thứ 3). Hiện tượng này có thể được hiểu một cách đơn giản là, nếu trong quá khứ, một mặt hàng đã được xuất khẩu tốt thì vẫn tiếp tục tăng được xuất khẩu, còn nếu đã không xuất khẩu được thì sẽ rất khó để tăng xuất khẩu. Cụ thể hơn, nếu hàng hóa của một quốc gia đạt tiêu chuẩn để được chấp nhận rộng rãi trên toàn thế giới thì thị trường cho hàng hóa đó sẽ rất lớn. Điều này đồng nghĩa với việc cầu của hàng hóa này cao hơn nhiều hơn với giá và việc giá hàng hóa rẻ đi tương đối sẽ làm tăng lượng hàng xuất khẩu. Tuy nhiên, điều ngược lại xảy ra trong trường hợp của Việt Nam, do hàng hóa xuất khẩu của Việt Nam chưa đủ chất lượng để trao đổi trên toàn thế giới. Vì vậy, đối với Việt Nam, chất lượng của hàng hóa là yếu tố quyết định cho việc hàng hóa của Việt Nam xuất khẩu được nhiều hay ít.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Có hai kết luận có thể rút ra như sau:

Thứ nhất, tăng tỷ giá có tác động tiêu cực tới lạm phát và tác động này là tương đối mạnh, đặc biệt khi so sánh với các quốc gia trong khu vực. Điều này là do nền kinh tế Việt Nam có những đặc thù khiến cho ERPT ở mức cao, trong đó, quan trọng nhất là hàng hóa nhập khẩu là đầu vào cho sản xuất chiếm tỷ trọng cao và người dân rất dễ bị tác động bởi yếu tố tâm lý.

Thứ hai, tăng tỷ giá có tác động tích cực lên CCTM, nhưng nếu xét các nhân tố có tác động tới CCTM thì tỷ giá lại không đóng vai trò đáng kể. Điều này có thể được lý giải là do Việt Nam chưa hội đủ điều kiện để phá giá thành công, trong đó, quan trọng nhất là việc hàng hóa chưa đủ điều kiện để trao đổi trên toàn thế giới (internationally tradable goods).

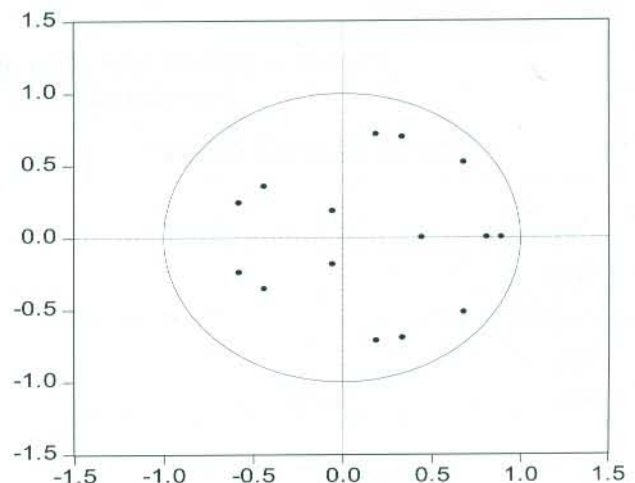
Một cách lượng hóa, nếu tỷ giá tăng 1% sẽ giúp cải

thiện CCTM 0,224% nhưng lại làm lạm phát tăng 0,338%. Vì vậy, trong giai đoạn này, với mục tiêu ưu tiên là ổn định kinh tế vĩ mô, người viết đề xuất giữ ổn định tỷ giá như một công cụ đặc lực trong việc kiểm chế lạm phát. Bên cạnh đó, người viết cũng đề xuất việc nâng cao chất lượng hàng hóa xuất khẩu để tăng tính cạnh tranh do chất lượng hàng hóa mới là yếu tố quyết định giúp cải thiện CCTM (giải thích lên đến 85% sự thay đổi trong CCTM). Còn việc phá giá để cải thiện CCTM nên được cân nhắc kỹ lưỡng do sự đóng góp của tỷ giá là không đáng kể (chỉ giải thích được 15% sự thay đổi trong CCTM).

Phụ lục 1: Kiểm định khuyết tật của mô hình

Kiểm định nghiệm đơn vị của mô hình cho thấy các nghiệm đều nhỏ hơn một. Vì vậy, có thể kết luận rằng mô hình ổn định về mặt thống kê. Kiểm định nghiệm đơn vị là một bước thử quan trọng giúp khẳng định chắc chắn việc các biến trong mô hình là có dừng hay không, để từ đó tránh trường hợp hồi quy giả mạo. Trong trường hợp hồi quy giả mạo, ước lượng hệ số có ý nghĩa thống kê cao và R^2 cao, nhưng nguyên nhân là do có ít nhất một biến độc lập không dừng và biến này có xu thế tăng (giảm) chứ không phải là các biến có mối quan hệ kinh tế.

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Kiểm định tự tương quan cho thấy không có tự tương quan giữa các biến sau 12 quý. Do các giá trị của LM-Stat đều có xác suất lớn hơn 0,05 nên không thể bác bỏ giả thuyết H_0 là không có tự tương quan. Giả thuyết này là rất quan trọng, bởi vì, nếu mô hình có hiện tượng tự tương quan thì (1) phương sai của



các hệ số ước lượng là chệch, (2) bài toán xây dựng khoảng tin cậy không còn đáng tin cậy và (3) bài toán kiểm định giả thuyết thống kê về các hệ số là không đáng tin cậy.

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Sample: 2000Q1 2012Q4

Included observations: 52

Lags	LM-Stat	Prob
1	27.98470	0.3086
2	24.94875	0.4652
3	12.81941	0.9786
4	31.05690	0.1871
5	16.04437	0.9135
6	17.26466	0.8720
7	21.61754	0.6577
8	29.35058	0.2495
9	16.60964	0.8955
10	19.19823	0.7875
11	25.15489	0.4537
12	37.13798	0.0560

Kiểm định phương sai sai số thay đổi cho kết luận là không thể bác bỏ giả thuyết H_0 là phương sai sai số không thay đổi. Đây cũng là một kiểm định có ý nghĩa quan trọng do hậu quả của phương sai sai số thay đổi là rất lớn, bao gồm (1) các ước lượng hệ số không còn là ước lượng tốt nhất và (2) khoảng tin cậy và kết luận kiểm định về các giả thuyết thống kê về hệ số hồi quy là không có giá trị.

VAR Residual Heteroskedasticity Tests:

No Cross Terms (only levels and squares)

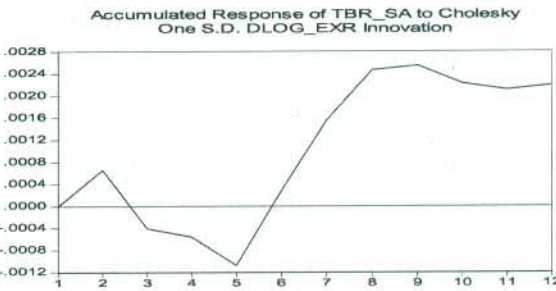
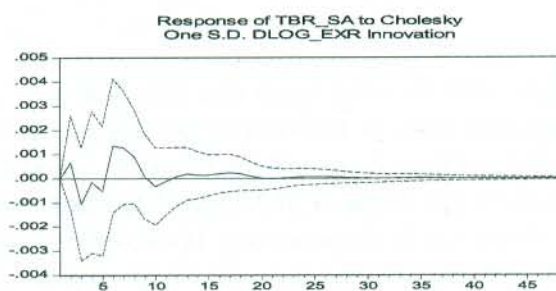
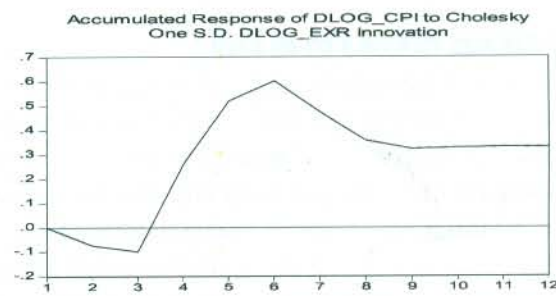
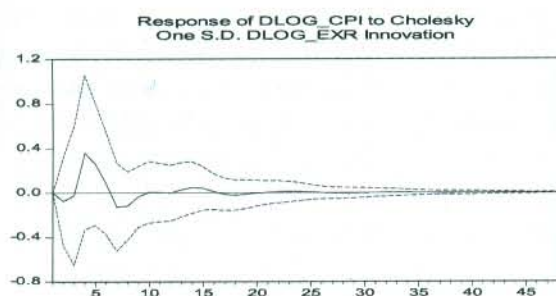
Sample: 2000Q1 2012Q4

Included observations: 52

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
466.1351	450	0.2899

Phụ lục 2: Biểu đồ hàm phản ứng và hàm phản ứng tích lũy của lạm phát và tỷ số CCTM đối với tỷ giá





Phụ lục 3: Bảng phân rã phương sai của lạm phát và tỷ số CCTM

Bảng phân rã phương sai của lạm phát

Variance Decomposition of DLOG_CPI:

Period	S.E.	DLOG_CPI	TBR_SA	DLOG_MS2	LEN_SA	DLOG_EXR
1	0.010533	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.015915	88.29226	1.713742	1.789966	0.092683	8.111351
3	0.020370	69.91496	8.171073	6.082558	1.337083	14.49433
4	0.022083	64.04432	11.87168	6.977521	3.187235	13.91924
5	0.023319	57.66264	15.03356	6.458203	3.985253	16.86034
6	0.024146	53.78640	18.30095	6.106606	3.790631	18.01541
7	0.024431	52.81520	19.06944	6.254073	3.811607	18.04968
8	0.024661	52.30823	19.18863	6.159269	3.750372	18.59350
9	0.024926	52.20429	18.80862	6.028836	4.006227	18.95203
10	0.024997	52.02956	18.87739	6.009689	4.236674	18.84668

Bảng phân rã phương sai của tỷ số CCTM

Variance Decomposition of TRBR_SA:

Period	S.E.	DLOG_CPI	TBR_SA	DLOG_MS2	LEN_SA	DLOG_EXR
1	0.005930	15.19949	84.80051	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.008107	24.31917	60.85745	5.328275	0.021810	9.473299
3	0.009947	27.18014	50.00318	3.767649	11.38391	7.665128
4	0.011059	22.30037	45.19291	3.322363	18.54690	10.63746
5	0.011566	20.46056	41.63579	4.571206	18.83397	14.49848
6	0.012065	24.92267	38.91863	5.073787	17.64353	13.44139
7	0.012158	24.54320	38.35485	5.234014	17.67861	14.18933
8	0.012396	25.01608	37.68825	5.035425	17.06537	15.19488
9	0.012610	24.56021	36.56387	5.059118	16.97743	16.83936
10	0.012682	24.28771	36.15923	5.187837	17.33902	17.02620

TÀI LIỆU THAM KHẢO:

1. Amit Ghosh et al. 2008. Exchange Rate Pass-Through in Korea and Thailand - Trends and determinants Japan and the World Economy, Vol. 662, pp. 1-16.
2. Atish R. Ghosh et al. 2006. Does the exchange rate regime matter for inflation and growth. IMF Working Paper No. WP/06/213.
3. Carmen Ulrich. 2006. Monetary Policy in Vietnam: The Case of a Transition Country. Graduate Institute of International Studies, Geneva, Switzerland, BIS Working Paper No. 31.
4. Khim-Sen Liew et al. 2005. Exchange Rate and Trade Balance Relationship - The Experience of Asean Countries.
5. Khim-Sen Liew. 2004. Which lag length selection criteria should we employ? Economics Bulletin, Vol. 3, No. 33.
6. Michele Ca Zorzi et al. 2007. Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets. European Central Bank, Working Paper Series No 739.
7. Pham Thị Hoàng Anh et al. 2009. Responding to the global financial crisis: Vietnamese exchange rate policy, 2008-2009. Journal of Asian Economics, Vol. 22, No.6, 507-517, December 2011.
8. Vo Tri Thanh et al. 2000. Exchange Rate Arrangement in Vietnam: Information Content and Policy Options. East Asian Development Network.
9. Vo Tri Thanh et al. 2011. Exchange Rate Pass-Through to Inflation in Vietnam. Vietnam Economic Management Review, issue No. 9.
10. Nguyễn Thị Hiền. 2011. Phân tích thâm hụt cán cân thương mại của Việt Nam giai đoạn hiện nay. Tạp chí Ngân hàng, số 24 năm 2011.
11. Nguyễn Văn Tiến. 2003. Giải pháp ứng phó với hiện tượng USD giảm giá đột biến thời gian qua. Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế, số 305 năm 2003.
12. Nguyễn Văn Tiến. 2009. Chính sách tỷ giá VND nhằm cải thiện cán cân thương mại trong thời kỳ khủng hoảng tài chính toàn cầu. Tạp chí Ngân hàng, số 16 năm 2009.
13. Nguyễn Thị Kim Thanh. 2010. Không chỉ đơn giản là phá giá đồng tiền. Tạp chí Khoa học và Đào tạo Ngân hàng, số 101, năm 2010.
14. Nguyễn Thị Kim Thanh. 2011. Điều hành chính sách tỷ giá của Việt Nam nhằm thúc đẩy xuất khẩu và hạn chế nhập khẩu. Tạp chí Ngân hàng, số 17 năm 2011.
15. Nhật Trung. 2011. Hiệu ứng trung chuyển tác động của tỉ giá đến giá cả và lạm phát. Tạp chí Ngân hàng, số 14 và số 16 năm 2011.

Abstract: The purpose of this paper is to measure precisely the effects of currency depreciation on inflation and trade balance in the case of Vietnam. The author utilizes the quarterly data from 2000 to 2012 for the Vector Autoregression model to build the impulse response functions and variance decompositions of inflation and trade balance. The results are remarkably consistent with economic principles in the theory revision part. According to the results of the impulse response functions, currency depreciation has considerably negative impacts on inflation while having fairly positive impacts on trade balance. However, variance decompositions of trade balance proves that exchange rate itself can hardly explain much about the change in trade balance. For these above results, the author proposes (2) stabilization of exchange rate to restrain inflation and (2) enhancement of export products to improve trade balance.

16. Keywords: exchange rate, inflation, trade balance, Vietnam, VAR model.