



# CHÊNH LỆCH TỶ GIÁ HỐI ĐOẠI THỰC ĐA PHƯƠNG VÀ TỶ GIÁ THỰC ĐA PHƯƠNG CÂN BẰNG CỦA VIỆT NAM

TS. Hạ Thị Thiệu Dao và ThS. Phạm Thị Tuyết Trinh\*

## 1. Đặt vấn đề

Tỷ giá thực cân bằng (EREER) là một trong những biến số kinh tế vĩ mô quan trọng trong nền kinh tế mở vì nó được định nghĩa là thước đo dẫn đến sự đạt được đồng thời của cân bằng bên trong và bên ngoài. IMF khuyến cáo các nền kinh tế nên giữ cho tỷ giá hối đoái thực đa phương thực tế (REER) gắn với tỷ giá thực cân bằng (EREER) để đạt được cân bằng đối nội và đối ngoại của nền kinh tế. Tỷ giá hối đoái thực bị định giá cao hay thấp đều không tốt cho cân bằng chung của nền kinh tế. Tỷ giá hối đoái thực bị định giá cao sẽ giảm sức cạnh tranh của hàng nội địa và giảm vị thế đối ngoại (ví dụ làm cân cân thương mại mất cân đối). Ngược lại, tỷ giá hối đoái thực bị định giá thấp sẽ gây ra lạm phát vì tăng giá hàng nhập khẩu sẽ làm tăng chỉ số giá tiêu dùng.

Để đánh giá mức chênh lệch của tỷ giá hối đoái thực so với cân bằng phải thực hiện các bước: (i) tính tỷ giá hối đoái thực đa phương; (ii) ước lượng phương trình cân bằng dài hạn của tỷ giá hối đoái thực đa phương; (iii) tính toán tỷ giá hối đoái thực đa phương cân bằng; (iv) xác định

chênh lệch tỷ giá hối đoái thực đa phương cân bằng và tỷ giá hối đoái thực.

Nghiên cứu này cũng thực hiện các bước trên nhằm: (i) xác định các nhân tố tác động đến tỷ giá thực đa phương của Việt Nam trong ngắn và dài hạn; (ii) xem xét diễn biến của tỷ giá thực đa phương cân bằng trong dài hạn; và (iii) xác định chênh lệch của tỷ giá hối đoái thực đa phương so với mức cân bằng dài hạn.

## 2. Cơ sở lý thuyết

### 2.1 Các biến số kinh tế vĩ mô tác động đến tỷ giá thực

Tỷ giá hối đoái thực đa phương chịu tác động bởi các biến số kinh tế vĩ mô cơ bản đại diện cho chính sách tài khóa, chính sách tiền tệ, chính sách ngoại thương và bao gồm các biến:

(1) *Độ mở nền kinh tế (OPEN) (+/-)*

Độ mở nền kinh tế được sử dụng làm biến đại diện cho chính sách ngoại thương, được tính bằng tỷ lệ tổng kim ngạch xuất nhập khẩu so với GDP. Chính sách ngoại thương càng theo hướng tự do hóa, thì độ mở của nền kinh tế càng lớn. Edwards (1994) và Elbadawi (1994) chỉ ra rằng khi ngoại thương được tự do hóa, tiêu dùng hàng nhập khẩu sẽ trở nên rẻ hơn trong tương lai, làm người

tiêu dùng trong nước có xu hướng thay thế hàng phi ngoại thương (non-tradables) sang hàng ngoại thương (tradables), theo đó, làm cân cân thương mại xấu đi. Kết quả là tự do hóa ngoại thương tăng sẽ làm tăng tỷ giá thực (trong bài viết này, tỷ giá hối đoái được yết theo giá của một đơn vị ngoại tệ được quy đổi thành nội tệ). Tuy nhiên, một số nhà nghiên cứu lại cho rằng độ mở nền kinh tế tăng sẽ dẫn đến giảm tỷ giá thực. Connolly và Devereux (1995) lý giải trong trường hợp độ mở nền kinh tế tăng do giảm thuế xuất khẩu thì REER sẽ giảm. Fernandez (2006) và Miyajima (2007) cũng cho rằng trong trường hợp độ mở nền kinh tế tăng lên được giải thích bởi tăng trưởng kinh tế (economic growth) do tăng hoạt động ngoại thương và ít phụ thuộc vào cơ chế bảo hộ cùng như tài khoản đối ngoại bị méo mó, thì tỷ giá thực sẽ giảm. Như vậy, tác động của độ mở nền kinh tế đến tỷ giá thực có thể là cùng chiều hoặc trái chiều.

(2) *Điều kiện thương mại (terms of trade- TOT) (+/-)*

Điều kiện thương mại của một nước được định nghĩa là tỷ số của chỉ số giá xuất khẩu so với chỉ số giá nhập khẩu. Biến số này được dùng để đại diện cho tác động của

\* Trường Đại học Ngân hàng TP.HCM



*Việc xem xét chính sách tỷ giá phải đổi trong tổng thể chính sách của Chính phủ và tối hạn có là Việt Nam đưa tỷ giá hối đoái thực về giá trị của nó bằng cách kiểm soát tốt lạm phát*

môi trường kinh tế quốc tế đến hoạt động ngoại thương của một quốc gia. Theo Edwards (1988), Edwards và Wijnbergen (1987), tác động của TOT đến REER phụ thuộc vào tác động của hiệu ứng thay thế (substitution effect) và hiệu ứng thu nhập (income effect). Hiệu ứng thu nhập: khi thu nhập tăng, TOT tăng làm tăng cầu đối với hàng hóa. Vì giá hàng ngoại thương chịu tác động bởi giá thế giới, giá hàng phi ngoại thương sẽ tăng lên tương ứng theo mức tăng của thu nhập. Nhờ đó, cân cán thương mại cải thiện, REER giảm. Hiệu ứng thay thế: TOT tăng làm giảm xuất khẩu do hàng xuất khẩu trong nước trở nên đắt hơn. Sản xuất trong nước sẽ chuyển sang hàng phi ngoại thương, làm giá các mặt hàng này giảm xuống tương ứng. Cân cán thương mại theo đó xấu đi, REER tăng. Như vậy, tùy thuộc vào đó lớn tác động của hiệu ứng

thu nhập và hiệu ứng thay thế mà tỷ giá thực sẽ giảm (tác động của hiệu ứng thu nhập lớn hơn tác động của hiệu ứng thay thế) hay tăng (tác động của hiệu ứng thu nhập nhỏ hơn tác động của hiệu ứng thay thế) khi TOT tăng.

### (3) Chỉ tiêu chính phủ (GOVEX) (+/-)

Chỉ tiêu chính phủ (GOVEX) được tính bằng tỷ lệ tổng chi tiêu chính phủ so với GDP, chỉ tiêu này đại diện cho chính sách tài khóa của chính phủ. Mối quan hệ giữa GOVEX và REER được Frenkel và Razin (1996) phân tích hoàn chỉnh. Theo đó, GOVEX tác động đến tiêu dùng tư nhân và REER thông qua 2 hướng: (i) Nếu chi chính phủ bao gồm phần lớn là hàng hóa phi ngoại thương, GOVEX tăng sẽ làm tăng áp lực cầu nội địa, gia tăng giá tương đối của hàng hóa phi ngoại thương (dẫn đến giảm REER). Theo hướng này, tác động của GOVEX đến

tiêu dùng tư nhân và REER phụ thuộc vào đặc điểm của hàm hữu dụng; (ii) Nếu phần lớn chỉ tiêu chính phủ là hàng hóa ngoại thương, GOVEX tăng sẽ làm cân cán thương mại xấu đi, REER tăng. Vì vậy, khó dự đoán hướng tác động của GOVEX lên REER (Ting, 2009).

### (4) Chênh lệch năng lực sản xuất (PROD) (+)

Hiệu ứng Balassa - Samuelson (Balassa, 1964; Samuelson, 1964) chỉ ra rằng năng lực sản xuất trong nước được tập trung vào khu vực sản xuất hàng hóa ngoại thương và khu vực sản xuất hàng hóa phi ngoại thương. Nếu năng lực sản xuất ở khu vực sản xuất hàng hóa ngoại thương tăng nhanh hơn (so với các nước đối tác ngoại thương), REER sẽ tăng (Feyzioğlu, 1997).

Nghiên cứu của Dibooglu và Kuntan (2001), Choudhi và Khan (2004) đã bổ sung các bằng chứng thực nghiệm cho thấy chênh lệch năng lực sản xuất là một nhân tố quan trọng xác định REER. Tuy nhiên, cũng có nhiều nghiên cứu kết luận không tồn tại mối quan hệ này (chẳng hạn Chinn và Johnston, 1999; Fitzgerald, 2003). Sự khác biệt này là do cách các nhà nghiên cứu đo lường năng lực sản xuất ở các quốc gia khác nhau (Lee và Tang, 2003). Thông thường, năng lực sản xuất của một nền kinh tế được tính từ năng lực sản xuất của mỗi khu vực trong nền kinh tế hay tỷ lệ GDP so với tổng lao động của mỗi khu vực. Tuy nhiên, do các loại số liệu này thường khó thu thập, Drine và Rault (2001), Goh và Kim (2006), Yang và các tác giả

(2007) đã sử dụng thu nhập bình quân đầu người để thay thế.

### (5) Tín dụng nội địa (DC) (-)

Tác động của chính sách tiền tệ đến tỷ giá thực được đại diện bằng DC. DC tăng khi ngân hàng trung ương (NHTW) thực hiện chính sách tiền tệ mở rộng, dẫn đến cung tiền trong nền kinh tế tăng, gây áp lực lên giá trong nước (thường là các mặt hàng phi ngoại thương), làm tăng giá hàng hóa phi ngoại thương làm REER giảm. Do vậy, DC được kỳ vọng tác động ngược chiều với REER.

### (6) Tài sản có ngoại tệ ròng (NFA) (-)

Tài sản có ngoại tệ ròng (NFA) bao gồm giá trị tính bằng đồng bản tệ của (i) dự trữ quốc tế chính thức ròng (bên tài sản có bao gồm vàng, ngoại tệ, ví thể dự trữ quốc gia tại IMF, SDRs); ở bên tài sản nợ bao gồm các khoản nợ ngắn hạn của các NHTW nước ngoài (tiền gửi của các ngân hàng nước ngoài, các giao dịch hoán đổi, các khoản thấu chi và một số khoản nợ nước ngoài trung và dài hạn, ví dụ việc sử dụng tín dụng IMF của quốc gia); (ii) các tài sản có và tài sản nợ ngoại tệ khác của NHTW mà không bao gồm trong định nghĩa về dự trữ chính thức.

Về nguyên tắc, phần thay đổi trong tài sản có ngoại tệ ròng dù lấy từ cân đối tiền tệ hay lấy từ các cấu phần của cán cân thanh toán đều phải bằng nhau. Do vậy, trên cân đối tiền tệ  $\Delta NFA = \Delta M2 - \Delta DC$ ; trên cán cân thanh toán,  $\Delta CAB + \Delta KI + \Delta RES = 0$ ;  $\Delta NFA = -\Delta RES^1$  nên  $\Delta NFA = \Delta CAB + \Delta KI$ . Tác động của tài sản có ngoại tệ ròng lên REER được xem xét từ hai góc độ. Theo quan điểm cán cân thanh toán, tình trạng thâm

hụt hoặc biến động theo chiều hướng giảm của cán cân vãng lai cần phải được tài trợ từ các nhà đầu tư nước ngoài. Trong trường hợp chênh lệch giữa lãi suất trong nước và lãi suất trên thị trường quốc tế là không đổi, để được tài trợ, tức NFA giảm, tỷ giá phải tăng để làm gia tăng lợi nhuận, thu hút các nhà đầu tư. Vì vậy, sự tăng lên của NFA thường tác động làm giảm REER và ngược lại.

### 2.2 Các mô hình nghiên cứu về tỷ giá hối đoái thực cân bằng trên thế giới

Trong các mô hình tỷ giá thực cân bằng, mô hình của Edward (1988) được xem là mô hình điển hình được sử dụng rộng rãi để ước lượng tỷ giá thực cân bằng của các nền kinh tế đang phát triển. Theo mô hình của Edward (1988), tỷ giá thực cân bằng được định nghĩa là giá tương đối của hàng hóa ngoại thương và phi ngoại thương, có khả năng cùng lúc đảm bảo cân bằng bên trong và cân bằng bên ngoài của nền kinh tế có sự lưu chuyển vốn. Theo đó, trong dài hạn, Edward (1988) cho rằng tỷ giá thực cân bằng chịu ảnh hưởng của các biến số kinh tế nền tảng như: điều kiện thương mại (terms of trade - TOT), độ mở của nền kinh tế (the openness of the economy - OPEN), chi tiêu công (public expenditure - GOVEX), phát triển công nghệ (technical progress - PROD) và lưu chuyển vốn (capital flows - CAPINF). Mô hình có dạng như sau:

$$REER = f(TOT, OPEN, GOVEX, PROD, CAPINF) \quad (*)$$

Khi ứng dụng mô hình (\*) vào ước lượng tỷ giá hối đoái thực cân bằng của một nền kinh tế

đang phát triển, các nhà nghiên cứu thường sử dụng đúng mô hình gốc với 5 biến giải thích, chẳng hạn như Cottani (1990), Krumm (1993), Elbadawi (1994), Chinn (1998), Hinkle và Montiel (1999), Lin (2002), Goh và Kim (2006). Bên cạnh đó, nhiều nhà nghiên cứu đã mở rộng mô hình (\*) theo hướng thay thế biến hoặc đưa thêm biến giải thích vào mô hình, điển hình là mô hình của Elbadawi (1998) và Montiel (1999). Elbadawi (1998) đã thêm các nhân tố quan trọng trong cân cân vãng lai và cán cân vốn của các nước đang phát triển vào mô hình (\*), bao gồm: hỗ trợ phát triển chính thức (ODA), dự trữ quốc tế (international reserve - RESV), đầu tư nước ngoài ròng (net foreign capital inflows - NFI), thu nhập nước ngoài ròng (net foreign income - NFI). Trong khi đó, Montiel (1999) phân chia các biến số nền tảng có tác động dài hạn đến biến động của tỷ giá hối đoái thực thành 4 nhóm, bao gồm: (i) chính sách tài khóa (được đại diện bởi chỉ tiêu chính phủ); (ii) chính sách ngoại thương (được đại diện bởi trợ cấp xuất khẩu - export subsidies - EXSUB); (iii) nhân tố cung nội địa (domestic supply side factors) (được đại diện bởi năng lực sản xuất) và (iv) môi trường kinh tế quốc tế (được đại diện bởi điều kiện thương mại hoặc lưu chuyển vốn). Theo đó, tùy thuộc vào tình hình cụ thể của mỗi nền kinh tế mà biến đại diện của mỗi nhóm có thể được lựa chọn. Như vậy, mô hình mở rộng cho phép thấy được cụ thể những nhân tố ảnh hưởng đến tỷ giá hối đoái thực cân bằng của một nền kinh tế đang phát

triển (Noor và Mohammed, 2009).

Các nghiên cứu thực nghiệm trong những năm gần đây về tỷ giá hối đoái thực cân bằng đã ứng dụng khá nhiều quan điểm mở rộng mô hình gốc của Edwards (1988). Nghiên cứu của Zulfiqar và Adil (2005) đã đưa thêm biến số tư thực (real investment - RIGDP), kiều hối (worker's remittances - REMG) để đo lường tỷ giá hối đoái thực cân bằng của Pakistan. Lý do là vì đầu tư và kiều hối là một trong những nguyên nhân quan trọng dẫn đến thâm hụt cán cân vãng lai của Pakistan. Mô hình của Plamen và Elena (2007) nghiên cứu cho trường hợp Gana thay thế biến chỉ tiêu chính phủ bằng cán cân tài khóa (financial balance - FBV), lưu chuyển vốn bằng tài sản có ngoại tệ ròng của hệ thống ngân hàng ngoài thương (net foreign assets of banking system - NFAB). Nghiên cứu tỷ giá hối đoái thực cân bằng của Trung Quốc (Ting, 2009), cũng đã đưa biến số cung tiền rộng (M2) vào mô hình đại diện cho chính sách tiền tệ và loại bỏ biến lưu chuyển vốn. Mô hình tỷ giá hối đoái thực cân bằng của Jamaica (James, 2010) đã thêm biến chênh lệch lãi suất thực đại diện cho tác động của thuyết ngang giá lãi suất (IRD), và nợ chính phủ (NGD) đại diện cho phần bù rủi ro phát sinh khi điều chỉnh trạng thái ngoại hối.

Từ đó có thể thấy, tỷ giá thực cân bằng được phần lớn các nhà nghiên cứu thừa nhận là có thể giải thích bởi các biến số kinh tế vĩ mô cơ bản. Tuy nhiên, không có một mô hình chuẩn cho tất cả mọi nền kinh tế đang phát triển khi muốn ước lượng tỷ giá thực cân bằng. Tùy thuộc vào tình hình cụ thể của mỗi nước mà các biến giải thích có thể được thay thế, được thêm vào, bị loại bỏ để đạt đến một mô hình tối ưu có thể giải thích nhiều nhất cho biến động của tỷ giá thực. Các mô hình nhóm tác giả đã nghiên cứu được tóm tắt trong bảng 1.

**Bảng 1. Mô hình tỷ giá thực cân bằng của một số nhà nghiên cứu**

Tác giả	Năm	Nước áp dụng	Mô hình
Edwards	1988	Các nước đang phát triển	REER = (TOT, OPEN, GOVEX, PROD, CAPINF)
Elbadawi	1998	Các nước đang phát triển	REER = (TOT, OPEN, GOVEX, PROD, ODA, RESV, NKL, NFI)
Montiel	1999	Các nước đang phát triển	REER = (TOT, OPEN, GOVEX, PROD, EXSUB)
Zulfiqar và Adil	2005	Pakistan	REER = (TOT, OPEN, GOVEX, RIGDP, REMG, CAPINF, PROD)
Plamen và Elena	2007	Gana	REER = (TOT, OPEN, FBV, NFI, PROD)
Ting	2009	Trung Quốc	REER = (TOT, OPEN, GOVEX, PROD, M2)
James	2010	Jamaica	REER = (TOT, NFA, PROD, NGD, IRD)

*Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả*

### 3. Xây dựng mô hình tỷ giá hối đoái thực đa phương cân bằng cho Việt Nam

#### 3.1 Mô hình các nhân tố tác động đến tỷ giá hối đoái thực đa phương

##### 3.1.1 Các nhân tố tác động trong dài hạn

Dựa vào mô hình của Edwards (1988), Elbadawi (1998), Montiel (1999) và phân tích các biến số kinh tế nền tảng của Việt Nam, nhóm tác giả xác định mô hình các nhân tố tác động đến tỷ giá thực đa phương của Việt Nam với các biến giải thích (bảng 2) như sau:

$$LREER_t = \alpha_0 + \beta_1 LOPEN_t + \beta_2 TOT_t + \beta_3 GOVEX_t + \beta_4 PROD_t + \beta_5 LDC_t + \beta_6 NFA_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Chi chú: L- logarithm tự nhiên của các biến

**Bảng 2. Mô tả biến giải thích sử dụng trong mô hình**

Biến số	Nội dung	Cách tính toán/Chỉ số đại diện	Thời gian	Tác động kỳ vọng đến REER	Nguồn số liệu
OPEN	Độ mở nền kinh tế	(Xuất khẩu + Nhập khẩu) / GDP	2000(1)-2010(4)	+/-	Xuất khẩu, nhập khẩu từ GSO, GDP từ Bloomberg
TOT	Điều kiện thương mại	Chỉ số giá xuất khẩu/giá nhập khẩu	2000-2010	+/-	UNCTAD
GOVEX	Chỉ tiêu chính phủ	Tổng chi tiêu chính phủ/GDP	2000-2010	+/-	Tổng chi tiêu chính phủ từ ADB
PROD	Năng lực sản xuất	GDP thực/dân số	2000(1)-2010(4)	+	Tính toán của nhóm tác giả từ số liệu IFS
DC	Tin dụng nội địa	Tin dụng nội địa/GDP	2000(1)-2010(3)	-	Tin dụng nội địa từ IFS
NFA	Tài sản Có ngoại tệ ròng	Tài sản Có ngoại tệ ròng/GDP	2000(1)-2010(3)	-	Tài sản Có ngoại tệ ròng từ IFS

*Nguồn: Nhóm tác giả*

Trong mô hình (2), biến phụ thuộc - tỷ giá hối đoái thực đa phương hiệu dụng, được tính theo phương pháp trung bình hình số học với rở tiền tệ của 17 quốc gia và vùng lãnh thổ có tổng tỷ trọng ngoại thương hai chiều chiếm đến 85 - 90% tổng kim ngạch xuất nhập khẩu hàng năm của Việt Nam.

TOT, GOVEX, PROD là số liệu năm. Chỉ số TOT của các nước so với năm gốc 2000 (2000 = 100), được Hội

**Bảng 3. Kết quả ước lượng cân bằng dài hạn**

	Hệ số ước lượng	Trị thống kê t	Giá trị p
C	6,154	15,386	0,000
LOPEN	0,293	4,900	0,000
LGOVEX	0,929	3,577	0,001
LDC	-0,237	-8,491	0,000
LNFA	-0,107	-3,863	0,000

*Chi chú: Các biến này là chuỗi dữ liệu luân dương, phân phối lệch phải, vì vậy, nhóm tác giả đã giảm bớt độ lệch bằng cách lấy logarit;  $R^2=0,84$ ;  $R^2$  hiệu chỉnh=0,82;  $F$ -stat=50,32, Prob=0,0000,*

*Mean Dependent var = 4,579, SD dependent var=0,0867, AIC = -3,682; SBC=-3,4772, DW=1,4311*

*Nguồn: Nhóm tác giả*

ngại Liên Hiệp Quốc về Thương mại và Phát triển (UNCTAD - United Nation Conference on Trade and Development) công bố hàng năm trên website. Để chuyển số liệu năm sang số liệu quý, nhóm tác giả sử dụng kỹ thuật chuyển theo phép nội suy tuyến tính (linear interpolation) của Eview. Số liệu chi tiêu chính phủ được lấy từ nguồn Ngân hàng Phát triển Châu Á (ADB).

Để so sánh năng lực sản xuất của Việt Nam với các đối tác ngoại thương, nghiên cứu tính toán chênh lệch năng lực sản xuất. Số liệu về chênh lệch năng lực sản xuất được tính toán theo các bước. Bước thứ nhất, tính GDP thực = GDP danh nghĩa/Chỉ số giảm phát GDP. Bước thứ hai, tính thu nhập bình quân đầu người = GDP thực/dân số. Bước thứ ba, quy đổi thu nhập bình quân đầu người ra USD bằng cách chia cho tỷ giá danh nghĩa trung bình của năm. Bước thứ tư, tính chênh lệch năng lực sản xuất bằng cách lấy thu nhập thực bình quân đầu người chia cho trung bình thu nhập bình quân đầu người tính theo năm của 17 đối tác ngoại thương.

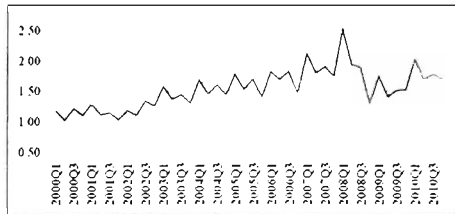
Sau khi loại bỏ yếu tố mùa và kiểm định tính dừng của các

chuỗi dữ liệu, với đặc điểm của các chuỗi thời gian sử dụng cho ước lượng là các chuỗi dừng sai phân bậc 1, I(1), chúng tôi sử dụng phương pháp phân tích đồng liên kết 2 bước của Engle-Granger (1987) để ước lượng tác động dài hạn và ngắn hạn của các biến số kinh tế vì mô đến tỷ giá thực đa phương. Kết quả ước lượng cân bằng dài hạn cuối cùng (sau khi đã loại bỏ các biến không có ý nghĩa) được trình bày trong *bảng 3*. Kiểm định phần dư từ kết quả ước lượng cũng cho thấy phần dư là chuỗi dừng I(0) ở mức ý nghĩa 1% (Trị thống kê ADF = -4,7107, giá trị p = 0,0004, trị bác bỏ = -3,5966). Như vậy, giữa REER và OPEN, GOVEX, DC, NFA có tồn tại mối

quan hệ đồng liên kết trong dài hạn. Ngoài ra, kết quả ước lượng hồi quy mô hình dài hạn trong *bảng 3* cũng vượt qua các kiểm định chẩn đoán (diagnostic test) trên phần dư, bao gồm: kiểm định phân phối chuẩn, phương sai thay đổi, tự tương quan và ổn định.

Kết quả ước lượng trong *bảng 3* cho thấy, GOVEX có tác động mạnh nhất đến REER, 1% tăng lên của GOVEX làm REER tăng lên 0,92%. Tương tự như GOVEX, OPEN cũng có tác động cùng chiều đối với REER, nhưng ở mức nhỏ hơn, 1% tăng lên của OPEN làm REER tăng lên 0,29%. Trong khi đó, DC và NFA có tác động ngược chiều đến REER, 1% tăng lên của DC và NFA làm REER giảm tương ứng là 0,23% và 0,1%.

Thứ nhất, độ mở nền kinh tế của Việt Nam ngày càng tăng, đỉnh điểm đạt được vào quý 2 năm 2008, tỷ lệ này lên đến 250% nhưng sau đó giảm mạnh và đến nay khoảng 170%. Độ mở nền kinh tế Việt Nam đạt được chủ yếu do tăng trưởng kinh tế mạnh mẽ kéo theo sự gia tăng hoạt động xuất nhập khẩu. Tuy nhiên, việc gia tăng độ mở

**Hình 1. Độ mở nền kinh tế giai đoạn 2000 - 2010**

*Nguồn: Tính toán từ số liệu IFS và Bloomberg*

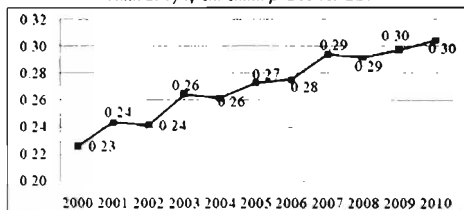
nền kinh tế không phải do thay đổi chính sách ngoại thương theo hướng tự do hóa, gia tăng tiêu dùng hàng ngoại thương. Trong cơ cấu nhập khẩu, vẫn chủ yếu là tư liệu sản xuất (bảng 4), do vậy, tỷ giá hối đoái thực tăng khi độ mở nền kinh tế của Việt Nam tăng. (Xem Hình 1)

**Bảng 4. Tỷ trọng tư liệu sản xuất và hàng tiêu dùng trong tổng giá trị nhập khẩu của Việt Nam qua các năm (đơn vị tính: %)**

Năm	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Sơ bộ 2010
<b>Tư liệu sản xuất</b>	93,8	92,1	92,1	92,2	93,3	89,6	88,0	90,5	88,8	90,2	90,0
Máy móc, thiết bị, dụng cụ, phụ tùng	30,6	30,5	29,8	31,6	28,8	25,3	24,6	28,6	28,0	29,3	29,2
Nguyên, nhiên, vật liệu	63,2	61,6	62,3	60,6	64,5	64,4	63,4	61,9	60,9	60,9	60,8
<b>Hàng tiêu dùng</b>	6,2	7,9	7,9	7,8	6,7	8,2	7,8	7,4	7,8	9,3	8,8
Lương thực	0,0		0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0		
Thực phẩm	1,9	3,0	2,5	2,4	2,4	3,0	2,8	2,5	2,7		
Hàng y tế	2,2	2,0	1,8	1,6	1,4	1,4	1,3	1,2	1,1		1,5
Hàng khác	2,1	3,0	3,6	3,8	2,9	3,7	3,7	3,7	4,0		...
<b>Hàng phi tiền tệ</b>						2,2	4,2	2,1	3,4	0,5	1,2

Nguồn: Tổng cục Thống kê

**Hình 2. Tỷ lệ chi chính phủ so với GDP**



Nguồn: IFS, Bloomberg và tính toán của nhóm tác giả

Thứ hai, chi tiêu chính phủ tăng dần với tốc độ nhanh, chính vì vậy, đã có tác động rất lớn đến tỷ giá hối đoái thực. Tác động của GOVEX lên REER phụ thuộc vào tỷ trọng hàng ngoại thương và hàng phi ngoại thương trong cơ cấu chi của chính phủ. Chi của ngân sách nhà nước bao gồm phần lớn là hàng ngoại thương, GOVEX tăng, cán cân thương mại sẽ xấu đi, REER tăng (VND giảm giá thực). Trong cơ

cấu chi tiêu của Việt Nam (bảng 5), nhóm tác giả không thể xác định chi tiêu của chính phủ lệch về phía hàng ngoại thương hay hàng phi ngoại thương. Tuy nhiên, từ mối quan hệ thuận giữa tăng chi tiêu chính phủ và tăng tỷ giá hối đoái thực có thể suy ra cơ cấu chi tiêu của chính phủ lệch về phía hàng ngoại thương nên không thể phân tích thêm. (Xem Hình 2)

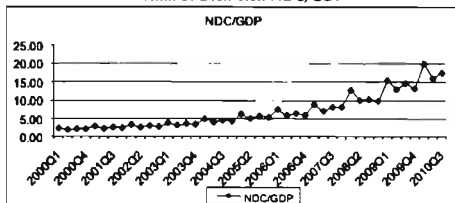
**Bảng 5. Cơ cấu chi của NSNN 2003 - 2010**

Lĩnh vực	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010*
Chi theo dự toán Quốc hội (bao gồm chi trả nợ gốc)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Chi đầu tư phát triển	36,5	32,9	30,9	30,1	28,7	27,4	26,4	34,1	25,9
Chi thường xuyên	63,0	52,8	50,4	50,4	52,5	53,8	55,7		
Chi trả nợ, viện trợ	0,0	14,0	16,0	15,4	15,6	15,2	12,9	12,1	13,7
Chi bổ sung quỹ dự trữ tài chính	0,4	0,1	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0		
Hỗ trợ tài chính cho doanh nghiệp kinh doanh xăng dầu	0,0	0,2	2,6	4,1	3,1	3,5	4,9		
Chi tình giãn biên chế	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0		

\*Năm 2010 tính toán từ cơ cấu chi theo chức năng số liệu quốc tế  
 Nguồn: BTC (2010), Công khai NSNN Số liệu trong nước và quốc tế

Thứ ba, những năm qua, tốc độ tăng quy mô tín dụng tương đối cao, đặc biệt năm 2007 và 2009 tốc độ tăng cao gần gấp đôi so với năm liền kề một phần do thị trường chứng khoán, thị trường bất động sản thăng hoa năm 2007 và gói kích thích kinh tế năm 2009 (bảng 6). Ngoài ra, tốc độ tăng trưởng tín dụng còn đáng lo ở chỗ tốc độ tăng khá lớn nhưng tốc độ tăng trưởng kinh tế cũng chỉ xoay quanh 6% / năm. Điều này đặt ra vấn đề về hiệu quả sử dụng vốn và gia tăng rủi ro tín dụng do việc nổi lòng tiền tệ. (Xem Hình 3, bảng 6)

Hình 3. Diễn biến NDC/GDP



Nguồn: IFS, Bloomberg và tính toán của nhóm tác giả

Bảng 6. Tốc độ tăng trưởng tín dụng của Việt Nam qua các năm

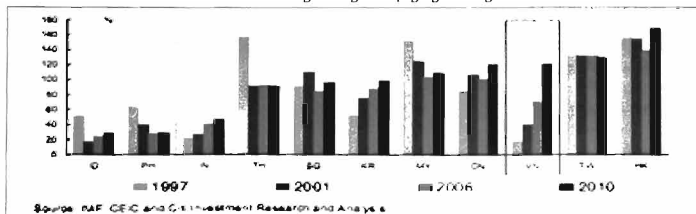
	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Tín dụng trong nước	316,9	435,2	585,6	730,3	1096,8	1400,7	2039,7
Tín dụng chính phủ	20,1	14,9	32,5	36,5	29,1	61,4	170,4
Tín dụng cho nền kinh tế	296,7	420,3	553,1	693,8	1067,7	1339,3	1869,3
Tín dụng cho doanh nghiệp nhà nước	105,4	142,9	181,3	218,5	334,2	413,8	-
Tín dụng cho khu vực khác	191,3	277,4	371,8	475,3	733,5	925,5	-
Tốc độ tăng quy mô tín dụng trong nước (%)		37,3	34,6	24,7	50,2	27,7	45,6
Tốc độ tăng quy mô tín dụng của nền kinh tế (%)		41,7	31,6	25,4	53,9	25,4	39,6

Nguồn: World Bank (2010)

Nếu xét quy mô tín dụng so với GDP, chỉ trong vòng 6 năm tỷ lệ tín dụng so với GDP đã tăng gấp hơn hai lần, từ trên 40% lên trên 110% và tốc độ này khá cao trong tương quan so sánh với các nước trong khu vực (hình 4). Kết quả này cũng phù hợp với nghiên cứu của Guo và Stepanyan (2011): trước khủng hoảng 1997, các nước Philippines, Thái Lan, Malaysia và Hàn Quốc có tốc độ tăng trưởng tín dụng tương đối; Việt Nam, Indonesia và Trung Quốc có tốc độ tăng trưởng tín dụng khoảng 15-33%. Nhưng sau khủng hoảng, các nước Trung Quốc, Malaysia, Philippines, Việt Nam đều mở rộng tín dụng, trong đó Việt Nam duy trì tốc độ này ở mức khá cao trên 30%.

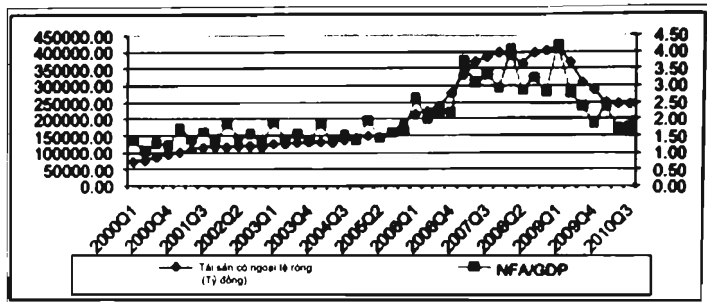
Thứ tư, trong những năm gần đây, cán cân thanh toán của Việt Nam biến động mạnh. Đặc biệt trong năm 2007 dòng vốn FPI vào tăng đột biến; năm 2008, thặng dư cán cân thanh toán giảm mạnh; năm 2009, thâm hụt trên 8 tỷ USD và năm 2010, thâm hụt trên 3 tỷ USD. Sự biến động của cán cân thanh toán kéo theo sự biến động của tài sản có ngoại tệ ròng (vì thay

Hình 4. So sánh tăng trưởng tín dụng ngân hàng so với GDP



Nguồn: Trích lại từ Johanna Chua (2011)

Hình 5. Diễn biến NFA và NFA/GDP



Nguồn: IFS, Bloomberg và tính toán của nhóm tác giả

Bảng 7. Cơ cấu tăng cung tiền M2 (tỷ VND)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010*
ΔM2	80236	56899	49369	82082	121114	158306	232020	425572	273886	470317	414433
ΔNFA/ΔM2 (%)	42,5	38,5	-0,4	17,0	12,0	28,5	41,7	28,8	6,8	-24,8	-11,8
ΔNDC/ΔM2 (%)	57,5	61,5	100,4	83,0	88,0	71,5	58,3	71,2	93,2	124,8	111,8

\*9 tháng đầu năm 2010

Nguồn: IFS và tính toán của nhóm tác giả

đổi trong dự trữ bằng thay đổi trong tài sản có ngoại tệ ròng). (Hình 5) (Bảng 7)

Ngoại trừ năm 2002 và 2009, NFA giảm, các năm còn lại NFA tăng trung bình 25%/năm, đóng góp trung bình 27% trong tăng trưởng cung tiền của nền kinh tế hàng năm, NFA tăng làm tỷ giá hối đoái thực giảm. Mức giảm tỷ giá gây ra do tăng NFA và giảm tỷ giá do tăng tín dụng nội địa tương đối tương đồng với nhau về quy mô.

### 3.1.2 Các nhân tố tác động trong ngắn hạn

Từ kết quả ước lượng và kiểm định ở bước 1, mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) cho phép phân tích tác động ngắn hạn của các biến độc lập lên biến phụ thuộc REER. Mô hình (2) được viết lại như sau:

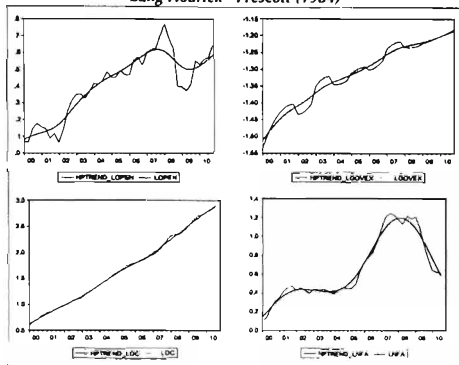
$$DLREER_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i DOPEN_{t-i} + \gamma \sum_{i=1}^q D LGOVEX_{t-i} + \sum_{i=1}^s D LDC_{t-i} + \sum_{i=1}^r D NFA_{t-i} + \theta EC_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

Ghi chú:  $p$  là bậc trễ tối ưu, và  $EC = REER - 6,15 - 0,29LOPEN - 0,92LGOVEX + 0,23LDC + 0,10NFA$ .

Với bậc trễ tối ưu là 2 theo tiêu chuẩn lựa chọn của AIC (Akaike Information Criterion), SC (Schwarz Information Criterion) và HQ (Hannan-Quinn Information Criterion) (bảng 8). Chúng tôi tiến hành ước lượng mô hình (3) với  $p = 2$ , loại bỏ các biến không có ý nghĩa, kết quả cuối cùng được trình bày trong bảng 9.



**Hình 6. Biến số kinh tế vì mô sau khi đã xử lý lọc bằng Hodrick - Prescott (1984)**



Chi chú: HPTREND\_... đã xử lý lọc bằng Hodrick - Prescott  
 Nguồn: Tính toán và vẽ từ dữ liệu nghiên cứu

**Bảng 8. Kết quả lựa chọn bước trễ tối ưu**

Bước trễ	AIC	SC	HQ
0	-8,6685	-8,4574	-8,5922
1	-19,3947	-18,1280	-18,9367
2	-20,4647*	-18,1425*	-19,6251*
3	-20,3737	-16,9959	-19,1524

\* Bước trễ tối ưu lựa chọn bởi các tiêu chuẩn  
 Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ dữ liệu nghiên cứu

**Bảng 9. Kết quả ước lượng mô hình ECM (3)**

	Hệ số ước lượng	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Giá trị p
EC	-0,7512	0,1477	-5,0846	0,0000
D(LOPEN)	0,3560	0,0797	4,4670	0,0001
D(LOPEN <sub>t-1</sub> )	0,0267	0,0149	1,7953	0,0815
D(LOPEN <sub>t-2</sub> )	-0,2517	0,0763	-3,2976	0,0023
D(LGOVEX)	0,6913	0,3748	1,8443	0,0739
D(LGOVEX <sub>t-1</sub> )	-0,4853	0,3567	-1,3604	0,1827
C	-0,0059	0,0054	-1,1046	0,2771

Chi chú:  $R^2 = 0,62$ ;  $R^2$  hiệu chỉnh = 0,55;  $F_{stat} = 9,34$  (Prob = 0,000), Mean Dependent var = -0,00; SD dependent var = 0,04, AIC = -4,0957; SBC = -3,81; DW = 1,89

Nguồn: Tính toán từ dữ liệu nghiên cứu

Theo kết quả ước lượng, trong ngắn hạn, DC và NFA không có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy trong ngắn hạn, biến ảnh hưởng có ý nghĩa đến REER không phải là tín dụng nội địa và chênh lệch tài sản có ngoại tệ ròng. Tuy nhiên, OPEN và GOVEX lại có tác động khá mạnh. OPEN tác động mạnh, cùng chiều lên REER khi  $p = 0$ ,  $p = 1$ , nhưng lại đối chiều tác động khi  $p = 2$ . GOVEX thì tác động rất mạnh, cùng chiều lên REER khi  $p = 0$  và đối chiều tác động khi  $p =$

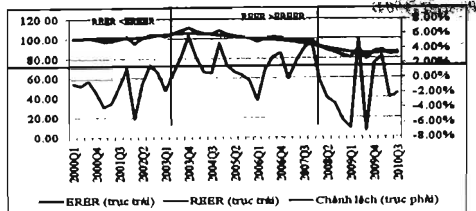
1. Bảng 9 cũng cho thấy, sai số hiệu chỉnh EC có giá trị -0,75, hệ số ước lượng nhỏ hơn 1 cũng có thêm cơ sở để khẳng định của mô hình ước lượng dài hạn và phản ánh sự điều chỉnh hướng về mức cân bằng của tỷ giá thực đa phương là khá cao. EC trong hàm REER ngắn hạn có dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% cho thấy nếu tác động của các biến số kinh tế nền tảng đẩy REER tăng (giảm) ở quý này thì REER sẽ điều chỉnh giảm (tăng) hướng về mức cân bằng khoảng 75% ở quý sau. Đây là mức điều chỉnh khá cao của tỷ giá thực đa phương so với các nước đang phát triển khác (Theo Edwards (1989) và Elbadawi (1994), mức điều chỉnh về cân bằng của tỷ giá thực ở các nước đang phát triển trong khoảng 40-45%) vì tỷ giá và các biến tiền tệ rất nhạy cảm ở các nước có thị trường tiền tệ chưa hoàn chỉnh và nhiều biến động do ảnh hưởng tâm lý. Ngoài ra, kết quả ước lượng (trong bảng 9) cũng vượt qua các kiểm định chẩn đoán.

### 3.2 Tỷ giá hối đoái thực cân bằng của Việt Nam

Dựa vào kết quả ước lượng cân bằng dài hạn (Bảng 3), chúng tôi tính toán tỷ giá thực cân bằng EREER của Việt Nam theo các bước sau:

Bước 1: Sử dụng bộ lọc Hodrick - Prescott (1984) loại bỏ biến động ngắn hạn của 4 chuỗi OPEN, GOVEX, DC, NFA (dưới dạng logarithm cơ số tự nhiên). Thông số làm nhẵn (smoothing parameter) được lựa chọn là 50 (John, 2003). Chúng tôi thu được các đường biểu diễn biến động của các yếu tố kinh tế nền tảng

Hình 7. Diễn biến của REER so với EREER



Nguồn: Tính toán từ dữ liệu nghiên cứu

trong dài hạn được mô tả trong hình 6.

Bước 2: Sử dụng các hệ số ước lượng trong mô hình cân bằng dài hạn, bao gồm cả hệ số chặn (constant) và các số liệu thu thập được của các biến số sau khi đã lọc Hodrick - Prescott để tính EREER dưới dạng logarithm cơ số tự nhiên.

Bước 3: Chuyển EREER dưới dạng logarithm cơ số tự nhiên sang dạng số tuyệt đối bằng hàm @exp của excel. Chênh lệch REER và EREER được biểu diễn trong hình 7.

Dựa vào mức chênh lệch của tỷ giá hối đoái thực khỏi tỷ giá hối đoái thực cân bằng, nghiên cứu chia thành 3 giai đoạn: quý 1/2000 - quý 4/2002, quý 4/2002 - quý 2/2008 và quý 1/2008 - quý 3/2010.

Trong giai đoạn đầu, REER nhỏ hơn EREER, giai đoạn 2 REER lớn hơn EREER và giai đoạn 3, mức chênh lệch biến động nhanh và đổi chiều liên tục. Trong hình 7, độ lệch âm thể hiện giá trị của REER thấp hơn EREER và ngược lại, hay VND bị đánh giá cao so với giá trị cân bằng. Nhìn chung, giá trị của REER xoay quanh EREER và theo xu hướng EREER giảm giá trị dẫn trong giai đoạn nghiên cứu. Năm 2010, giá trị của REER thấp hơn giá trị EREER khoảng 2% cho thấy REER đã xoay xung quanh giá trị cân bằng và ít hay nhiều cũng phản ánh được các yếu tố kinh tế vĩ mô nền tảng.

Để đánh giá các nhân tố đóng góp vào thay đổi của REER, nhóm tác giả phân tích độ lệch (deviation).

Bảng 10. Đóng góp của các nhân tố nền tảng vào REER

	2000Q1-2002Q4		2002Q4-2008Q1		2008Q1-2010Q3	
	Tác động lên REER	Đóng góp (%)	Tác động lên REER	Đóng góp (%)	Tác động lên REER	Đóng góp (%)
REER thay đổi	0,04		-0,12		-0,08	
LOPEN	0,62	1446,20	0,39	-33,95	-0,02	26,75
LGOVEX	-0,08	-189,30	-0,10	85,97	-0,03	40,17
LNDC	-0,19	-438,40	-0,24	208,58	-0,07	87,72
LNFA	-0,23	-529,40	-0,9	161,99	0,06	-71,72
Không giải thích được		-189,00		-26,00		17,00
Tổng cộng		100,00		100,00		100,00

(Ghi chú: VND lên giá (-)/ Xuống giá (+)

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Biến động REER mang dấu dương thể hiện sự xuống giá của VND và biến động âm thể hiện sự lên giá của VND.

Bảng 10 cho thấy sự xuống giá của VND trong giai đoạn này chủ yếu là do độ mở nền kinh tế. Tác động của biến số này lấn át hoàn toàn tác động của chỉ tiêu chính phủ, tín dụng nội địa và tài sản có ngoại tệ ròng. Ngoài ra, nếu nhìn từ cách tính toán, REER tăng trong giai đoạn này còn nhờ vào tỷ lệ lạm phát thấp.

Trong giai đoạn 2, thay đổi trong REER chuyển từ dương sang âm thể hiện VND trong tương quan so sánh với các đối tác ngoại thương chính đã bị đánh giá cao so với giai đoạn trước. Độ mở ngoại thương cũng tác động khá lớn lên REER, tuy nhiên, tác động tổng hợp của các biến chỉ tiêu chính phủ, tín dụng nội địa và tài sản có ngoại tệ ròng có ảnh hưởng nhiều hơn đến sự thay đổi của REER. Giá trị của VND so với năm 2000 bắt đầu bị lên giá từ thời điểm cuối năm 2005 dẫn đến chênh lệch lớn giữa REER và EREER. Xem xét biến động của tỷ giá hối đoái danh nghĩa và tỷ lệ lạm phát, nghiên cứu cho thấy trong khoảng thời gian này, tỷ giá hối đoái danh nghĩa đã tăng khá nhanh, tuy nhiên, không đủ để bù đắp lạm phát nên tỷ giá hối đoái thực giảm.

Dao động trong chênh lệch REER và EREER trong giai đoạn ba biến động liên tục không rõ xu hướng âm hay dương. Tuy nhiên, tính toán trong bảng 10 cho thấy REER đã tăng giá 0,08 mà nguyên nhân phần lớn là do

tín dụng nội địa và chỉ tiêu chính phủ.

Hiện tại, REER đang thấp hơn EREER, theo nghiên cứu của ADB (Jongwanich, 2009) sẽ tác động làm giảm xuất khẩu.

Chênh lệch giữa REER và EREER còn là một trong những dấu hiệu cảnh báo nguy cơ một nước có thể bị tấn công tiền tệ dẫn đến khủng hoảng. Nghiên cứu của ADB (Jongwanich, 2009) trên các nền kinh tế Đông Á chỉ ra rằng, trước khủng hoảng năm 1997, phần lớn REER của các nước Đông Á đều lệch âm so với EREER (đồng tiền bị định giá cao) và những nước có mức lệch lớn là những nước bị tấn công tiền tệ mạnh nhất. Nếu mức lệch của Indonesia trước năm 1997 là 20% thì ở Thái Lan chỉ là 15%, Malaysia là 10% và Hàn Quốc chỉ khoảng 7%. Chênh lệch của Việt Nam cũng khoảng 7% và dao động đổi chiều khá nhanh. Điều này cũng gợi ra một câu hỏi: Vấn đề đáng quan tâm ở đây là mức độ lệch bao nhiêu là đáng cảnh báo cho một cuộc tấn công tiền tệ? Câu hỏi này đòi hỏi phải có một nghiên cứu sâu hơn nhưng biến động khá nhanh của chênh lệch giữa REER và EREER gây ra sự không ổn định về tình hình kinh tế vĩ mô của Việt Nam.

#### 4. Kết luận và gợi ý chính sách

Thứ nhất, tỷ giá hối đoái thực của Việt Nam đã bị đánh giá cao so với các đối tác ngoại thương chính trong tương quan với thời điểm gốc của giai đoạn nghiên cứu, năm 2000; cho thấy sự cạnh tranh của hàng hóa Việt Nam so với các đối tác ngoại thương chính ngày càng giảm. Diễn biến này càng làm cho mục tiêu cân bằng cán cân thương mại

bằng cách đẩy mạnh xuất khẩu càng khó được thực hiện.

Về lý thuyết, việc cải thiện cán cân thương mại bằng cách tăng tỷ giá hối đoái thực, có thể được thực hiện bằng cách điều chỉnh tăng tỷ giá hối đoái danh nghĩa thông qua can thiệp vào thị trường ngoại tệ liên ngân hàng hoặc kiểm soát lạm phát ở mức thấp so với các đối tác ngoại thương. Theo chúng tôi, hướng điều chỉnh bằng cách tăng tỷ giá hối đoái danh nghĩa không nên quá hỗ trợ áp dụng vì: (i) Cán cân thương mại chỉ được cải thiện một thời gian sau khi áp dụng điều chỉnh tỷ giá, chứ không giảm ngay. Điều này đã được giải thích thông qua hiệu ứng tuyền J về tác động của hiệu ứng giá cả và hiệu ứng khối lượng lên cán cân thương mại, được thể hiện trong các nghiên cứu thực nghiệm ở các quốc gia Đông Nam Á khác về tác động trực của thay đổi tỷ giá đến xuất khẩu, nhập khẩu và mối quan hệ này của Việt Nam cũng đã được chứng minh trong các nghiên cứu của tác giả Phan Thanh Hoàn và Nguyễn Đăng Hào (2007); Phạm Thị Tuyết Trinh (2011); Nguyễn Hữu Tuấn (2011); (ii) chính sách tỷ giá được vận dụng trong trường hợp Việt Nam thường tương đối nhạy cảm về mặt tâm lý nên dễ gây những biến động không đáng có hoặc những tác động ngoài dự kiến hoặc tác động ngược. Do đó, việc xem xét chính sách tỷ giá phải được đặt trong một tổng thể chính sách của Chính phủ và cách tốt hơn cả là Việt Nam đưa tỷ giá hối đoái thực về giá trị của nó bằng cách kiểm soát tốt lạm phát. Hướng điều chỉnh bằng cách giảm lạm phát sẽ khả thi hơn vì trên thực tế đây là vấn đề

cấp bách và có tác động lớn đối với đời sống kinh tế - xã hội của Việt Nam. Hơn nữa, so với các đối tác ngoại thương chính lạm phát của Việt Nam hiện ở mức khá cao.

Thứ hai, kết quả ước lượng cũng cho thấy, trong dài hạn, các nhân tố tác động đến tỷ giá thực bao gồm: độ mở nền kinh tế, chỉ tiêu của chính phủ, tín dụng nội địa và tài sản có ngoại tệ ròng. Xét về mức độ tác động và hướng tác động: chỉ tiêu chính phủ và độ mở nền kinh tế có tác động mạnh nhất và có xu hướng làm tăng tỷ giá hối đoái thực, giảm giá trị nội tệ. Tín dụng nội địa và tài sản có ngoại tệ ròng lần lượt có tác động giảm dần và ngược chiều với tỷ giá hối đoái thực (tăng giá trị nội tệ). Xét về khả năng điều chỉnh chính sách để thay đổi: Độ mở nền kinh tế khó kiểm soát vì xuất khẩu chịu ảnh hưởng rất lớn từ môi trường kinh tế quốc tế; tài sản có ngoại tệ ròng khó kiểm soát vì phải điều chỉnh các bộ phận cấu thành cán cân thanh toán như xuất nhập khẩu, chuyển giao một chiều, dòng vốn vào, đặc biệt là dòng vốn gián tiếp... và tùy thuộc vào tương tác giữa nền kinh tế với phần còn lại của thế giới. Ngược lại, tín dụng nội tệ có thể kiểm soát thông qua chính sách tiền tệ, quy mô và cơ cấu chỉ tiêu của chính phủ có thể điều chỉnh thông qua chính sách tài khóa.

Thứ ba, trong ngắn hạn các nhân tố giải thích cho tỷ giá thực bao gồm độ mở nền kinh tế và chỉ tiêu của chính phủ. Tốc độ điều chỉnh về cân bằng của tỷ giá thực cũng rất nhanh, phù hợp với một thị trường tiền tệ và ngoại hối bị tác động mạnh bởi yếu tố tâm lý thường thấy ở các nước đang

phát triển.

Thứ tư, tỷ giá hối đoái thực của Việt Nam đã bị đánh giá cao so với tỷ giá hối đoái thực cân bằng. Tỷ giá hối đoái thực bị đánh giá cao có nguyên nhân từ lạm phát cao. Phân tích sâu hơn các biến số vi mô tác động đến REER trong giai đoạn 2000 - 2010, nghiên cứu nhận thấy REER bị đánh giá cao là do tác động của tín dụng nội địa và tài sản có ngoại tệ ròng.

Thứ năm, biến động liên tục của tỷ giá thực trong 3 năm cuối của giai đoạn nghiên cứu là do sự biến động mạnh của tín dụng nội địa và độ mở nền kinh tế.

Thứ sáu, Việt Nam đã có những điều chỉnh để giảm bớt chênh lệch giữa tỷ giá hối đoái thực và tỷ giá hối đoái thực cân bằng. Đến quý 4/2010, chênh lệch giữa REER và EREER đã giảm xuống còn trên 2%. Tuy nhiên, chưa có bằng chứng cho thấy chênh lệch này là bền vững.

*Đối với các quốc gia, dự trữ quốc tế chính thức ròng chỉ gồm dự trữ quốc tế chính thức ròng do NHTW nắm giữ thì DNFA bằng dự trữ quốc tế ròng do NHTW nắm giữ mà không bằng NFA của toàn hệ thống ngân hàng. Đối với các quốc gia mà vị thế ngoại tệ ròng của các ngân hàng thương mại chịu sự kiểm soát hữu hiệu của NHTW thì ΔRES bằng ΔNFA của toàn hệ thống ngân hàng.*

$REER_t = \prod_{i=1}^t REER_t$

Trong đó REER<sub>t</sub> là tỷ giá hối đoái thực của đồng nội tệ so với ngoại tệ và được tính theo công thức  $REER = \frac{P_{in}}{P_{ex}} = \frac{NER}{NER^*} \cdot w$ ,  $w$  đại diện cho phần trọng số gán với đồng tiền i, t là khoảng thời gian

Paper Rep. No. 6491, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, Inc.

3. Chinn, M. D., and Johnston, L. D. (1999). The Impact of productivity differentials on real exchange rates: Beyond the Balassa-Samuelson framework. University of California: Santa Cruz, mimeo.

4. Choudhri, E.U., and Khan, M.S. (2004). Real exchange rates in developing countries: Are Balassa-Samuelson effects present?. IMF Working Paper WP/04/186.

5. Connolly, M., and Devereux, J. (1995). The equilibrium real exchange rate: Theory and Evidence for Latin America. In Stiel, J. J. and Allen, P. R. and Associates (eds). Fundamental determinants of exchange rates (pp. 154 - 181). NewYork: Oxford University Press.

6. Cottari, J.A., Cavallo, F. and Shahbaz, K. (1990). Real exchange rate behavior and economic performance in LDCs. Economic Development and Cultural Change, 39, 61-76.

7. Dibooglu, S., and Kutan, A. M. (2001). Sources of Real Exchange Rate Fluctuations in Transition Economies: The Case of Poland and Hungary. Journal of Comparative Economics, vol. 29, pp. 257-275.

8. Drine, I. and Rault, C. (2001). Long-Run Determinants of Real Exchange Rate. Unpublished manuscript.

9. Edward, S. (1989). Real exchange rate, Devaluation and Adjustment exchange rate policy in Development countries. Cambridge, Mass: MIT press.

10. Edwards, S. (1988). Exchange rate misalignment in Developing countries. World Bank Occasional papers, New Series. Published for the World Bank by the Johns Hopkins University Press.

11. Edwards, S., and Wijnbergen, S. V. (1987). Tariff, the real exchange rate and the terms of trade. Oxford Economics papers 39, 458-564.

12. Elbadawi, I. A. (1998). Real exchange rate policy, and non-traditional exports in developing countries. Research for Action 46. The United Nations World Institute for Development Economic Research. Helsinki: UNU/WIDER.

13. Elbadawi, I. A. (1994). Estimating long-run equilibrium real exchange rates. In Williamson, J. (Ed.). Estimating equilibrium exchange rates (pp. 93-133). Washington, DC: Institute for International Economics.

14. Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction representation, estimation and testing. Econometrica, 55, 251-276.

15. Feyzioglu, T. (1997). Estimating the equilibrium real exchange rate: An application to Finland. IMF Working Paper WP/97/109.

16. Filzergald, D. (2003). Terms-of-Trade effects, interdependence and cross-country differences in price levels. Harvard University, mimeo.

17. Frenkel, J., Razin, A. and Yuen, C. (1996). Fiscal policies and growth. In

18. Goh, M., and Kim, Y. (2006). Is the Chinese Renminbi undervalued?. Contemporary Economic Policy, 24(1), 116-126.

19. Hinkle, L. E., and Montiel, P. J. (1999). Exchange rate misalignment: Concepts and measurement for developing countries. Oxford, UK: Oxford University Press.

20. James S. J. R. (2010). Determining the Equilibrium Exchange Rate for Jamaica: A fundamentalist approach for deferring time horizons. Research and Economic Programming Division, Bank of Jamaica.

21. Johanna, C. (2011). Vietnam Macro View Trip Takeaways: Short-Term Positive Unsolved Longer Term Issues, Citi Investment Research & Analysis, Citigroup Global Market Inc.

22. Johny, C. (2003). The equilibrium real exchange rate of the Malagasy Franc: Estimation and Assessment. IMF Working Papers 03/28, International

Monetary Fund.

23. Jongwanich, J. (2009). Equilibrium real exchange rate, misalignment, and export performance in developing Asia. ADB Economics Working Paper Series 151, Asian Development Bank.

24. Kal, G. and Vahram, S. (2011). Determinants of Bank Credit in Emerging Market Economies. IMF Working Paper European Department.

25. Krumm, K. (1993). A Medium-Term Framework for Analysing the Real Exchange Rate, with Applications to the Philippines and Tanzania. World Bank Economic Review, Vol. 7 : 219-49.

26. Lee, J. and Tang, M. (2003). Does Productivity Growth Lead to Appreciation of the Real Exchange Rate?. IMF Working Paper, WP/03/154.

27. Lin, B. Q. (2002). Estimating RMB equilibrium real exchange rate and measuring real exchange rate misalignment. Journal of Economic Research, 12, 60-69.

28. Maeso-Fernandez, F., Osbat, C. and Schnatz, B. (2006). Towards the estimation of equilibrium exchange rates for transition economies: Methodological issues and a panel cointegration perspective. Journal of Comparative Economics, 34, 499-517.

29. Miyajima, K. (2007). What do We Know About Namibia's Competitiveness?. IMF Working Paper WP/07/191.

30. Montiel, P. J. (1999). Determinants of the long-run equilibrium exchange rate: An analytical model. In Hinkle, L. E. and Montiel, P. J. (Eds.) Exchange rate misalignment: Concepts and measurements for developing countries (pp. 264-293). Oxford, London: Oxford University Press.

31. Nguyễn Hữu Tuấn (2011). Phân tích tác động của các biến số vi mô đến cán cân thương mại của Việt Nam. Tạp chí Công nghệ Ngân hàng, số 62, tháng 05/2011.

32. Noor, Z. S. and Mohammed, Y. B. (2009). An Empirical Analysis of Malaysian Ringgit Equilibrium Exchange Rate and Misalignment. Global Economy and Finance Journal, 2, No. 2: 104-126.

33. Phạm Thị Tuyết Trinh (2011). The impact of exchange rate fluctuation on trade balance in short- and long-run. unpublished thesis of master in Economics, University of Economics Ho Chi Minh City.

34. Phan Thanh Hoàn và Nguyễn Đăng Hộ (2007). Mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và cán cân thương mại Việt Nam thời kỳ 1995-2004. Tạp chí khoa học, Đại học Huế, số 43, 2007.

35. Plamen, I. and Elena, L. (2007). Estimation of a Behavioral Equilibrium Exchange Rate Model for Ghana. IMF Working Paper, WP/07/155.

36. Samuelson, P. (1964). Theoretical notes on trade problems. Review of Economic and Statistics, 46(2), 145-164.

37. Ting, T. S. (2009). An Empirical Analysis of China's Equilibrium Exchange Rate: A Co-integration Approach. Thesis submitted in partial fulfillment of the requirements for the Degree of Masters of Commerce and Management, Lincoln University.

38. World Bank (2011). Selected Indicators 2011. wdr2011.worldbank.org/sites/default/files/WDR2011\_Indicators.pdf

39. Zulfqar, H. and Adil, M. (2005). Equilibrium Real Effective Exchange Rate and Exchange Rate Misalignment in Pakistan. Paper for SBP conference 2005, State Bank of Pakistan

Tài liệu tham khảo

1. Balassa, B. (1964) The purchasing power parity: A reappraisal. Journal of Political Economy, 72(6), 584-596

2. Chinn, M. D. (1998) Before the fall Were East Asian currencies overvalued? Working