

MÔ HÌNH ĐO LƯỜNG SAI LỆCH TỶ GIÁ - ỨNG DỤNG TẠI VIỆT NAM

TS. Lê Tài Thu *

ThS. Đinh Thị Thanh Long *

Sau Hiệp định Smithsonian Agreement 1973, nhiều quốc gia trên thế giới chuyển sang chế độ tỷ giá linh hoạt hơn. Có nghĩa là, các quốc gia phải tìm một mức tỷ giá danh nghĩa thích hợp, và vai trò điều tiết tỷ giá của Ngân hàng Trung ương ngày càng nặng nề. Hàng loạt sự kiện điều chỉnh tỷ giá danh nghĩa cho phù hợp với các biến số kinh tế trên thế giới là một câu hỏi khó đối với các nhà hoạch định chính sách: tỷ giá ở mức nào cho phù hợp, đồng thời thể hiện tỷ giá thực của các đồng tiền đã bị lệch khỏi mức cân bằng dài hạn (sai lệch tỷ giá).

Trong vòng 14 năm, Việt Nam đã 10 lần điều chỉnh biên độ tỷ giá và 6 lần điều chỉnh tỷ giá bình quân liên ngân hàng, chứng minh sự cần thiết phải điều chỉnh tỷ giá cho phù hợp với các biến số kinh tế vĩ mô quan trọng của nền kinh tế, phù hợp với diễn biến thị trường tài chính quốc tế, và phần nào phản ánh mức độ sai lệch của tỷ giá với giá trị thực cân bằng dài hạn. Mặc dù trong ba năm gần đây 2012 - 2014, Ngân hàng Nhà nước (NHNN) có xu hướng ổn định tỷ giá, song không phải là không có sự điều chỉnh. Vì vậy, hiểu và đo lường mức độ sai lệch của tỷ giá USD/VND là hết sức cần thiết. **Trọng tâm bài viết sẽ trình bày hai vấn đề: (i) các mô hình được sử dụng để đo lường sai lệch tỷ giá; (ii) ứng dụng mô hình VECM đo lường mức độ sai lệch tỷ giá ở Việt Nam.**

1. Các mô hình được sử dụng đo lường sai lệch tỷ giá

1.1. Khái niệm sai lệch tỷ giá

Sai lệch tỷ giá là vấn đề được nhiều nghiên cứu đề cập trong những năm gần đây, nhất là trong bối cảnh các quốc gia tìm hướng đi cho mình để ổn định, phát triển kinh tế và ổn định nền kinh tế toàn cầu.

Có nhiều khái niệm về sai lệch tỷ giá. Theo Peter J. Montiel (1999): “sai lệch tỷ giá là tình trạng tỷ giá thực bị lệch tương đối lớn so với giá trị cân bằng dài hạn”. Còn Couharde, Cécile (2013) định nghĩa: “sai lệch tỷ giá là chênh lệch giữa mức tỷ giá thực hiện tại với mức cân bằng, với điều kiện mức cân bằng được xác định theo mô hình tỷ giá cân bằng hành vi (behavioural equilibrium exchange rate - BEER)”.

Như vậy, các định nghĩa đều có điểm chung giống nhau, đó là sai lệch tỷ giá xuất hiện khi tỷ giá thực khác biệt so với tỷ giá thực ở mức cân bằng. Với mỗi

phương pháp tính tỷ giá thực khác nhau, tỷ giá thực tại mức cân bằng sẽ có kết quả khác nhau. Hiểu một cách giản đơn hơn, khi đồng tiền bị định giá danh nghĩa cao hay thấp so với mức tỷ giá cân bằng của thị trường, thì hiển nhiên là đồng tiền đó có giá trị thực sai lệch so với mức cân bằng.

1.2. Mô hình đo lường sai lệch tỷ giá

Có nhiều mô hình được sử dụng để đo lường sai lệch tỷ giá trên thế giới. Bài viết đề cập tới ba mô hình, với cách tiếp cận khác nhau, đo lường sai lệch tỷ giá đối với Trung Quốc được coi là có nội tệ bị định giá thấp và Botswana được coi là có nội tệ định giá cao.

1.2.1. Mô hình đo lường sai lệch tỷ giá của Trung Quốc

1.2.1.1. Mô hình tỷ giá thực cân bằng hành vi - phương pháp multivariate cointegration Johansen (1995)

Michael Funke and Jörg Rahn, trong bài viết “Just How Undervalued is the Chinese Renminbi?”, đã sử dụng mô hình “tỷ giá thực cân bằng hành vi **Behavior Equilibrium Exchange Rate - BEER**” và “tỷ giá thực cân bằng dài hạn **Permanent Equilibrium Exchange Rate - PEER**”. Hai mô hình gần như không có sự khác biệt về lý thuyết, nhưng tương đối khác nhau về kỹ thuật thực hiện. Mô hình được sử dụng để đo lường sai lệch tỷ giá đồng Nhân dân tệ - RMB giai đoạn quý 1 năm 1985 tới quý 4 năm 2002.

Mô hình 1: Mô hình tỷ giá thực cân bằng hành vi

$$\text{Mô hình: } q_t = \delta_0 + \delta_1 Z_t + \varepsilon_t \quad (1.1)$$

Trong đó Z_t là vector các biến số vĩ mô cơ bản có ảnh hưởng tới tỷ giá thực trong trung hạn và dài hạn. Bất cứ sai lệch nào so với tỷ giá thực cân bằng đều được thể hiện qua phần dư ε_t , bao gồm những tác động của các biến số vĩ mô cơ bản lên tỷ giá thực trong ngắn hạn và sai số ngẫu nhiên. Do vậy, tỷ giá thực cân bằng hành vi $\bar{q}_t$ được xác định là: $\bar{q}_t = \delta_0 + \delta_1 Z_t$ (1.2)

Trong các nghiên cứu thực nghiệm với các nước, các biến số kinh tế vĩ mô cơ bản trong vector Z_t có thể là chênh lệch năng suất lao động của hai nước, tài sản có ngoại tệ ròng (NFA), và cầu hàng hóa có thể tham gia thương mại quốc tế giữa hai quốc gia (Tradable good). Nhưng yếu tố cầu hàng hóa có thể tham gia thương mại quốc tế giữa hai quốc gia rất khó đo lường, nên thường bỏ qua biến số này, vì vậy, mô hình (1.2) viết lại là:

$$q_t = f(\text{PROD}_d - \text{PROD}_f; \text{NFA}) \quad (1.3)$$

Tác giả đã sử dụng phương pháp multivariate cointegration của Johansen (1995), bắt đầu bằng mô hình hiệu chỉnh sai số (VECM):

$$\Delta x_t = \eta + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.4)$$

Trong đó: $x_t = [\text{RER}_t; \text{PROD}_{dt} - \text{PROD}_{ft}; \text{NFA}_t]'$ là ma

trận (3x1); η là ma trận (3x1) của các hằng số; Δ là sai phân bậc nhất; ε_t là ma trận (3x1) vector sai số Gaussian; Φ là ma trận 3x (p-1) các hệ số ngắn hạn; Π là ma trận (3x3) hệ số hồi quy. Nếu Π có hạng ma trận $r < 3$ thì sẽ tồn tại hai ma trận α, β sao cho: $\Pi = \alpha\beta'$ với α là ma trận hiệu chỉnh và β là vector tuyến tính độc lập đồng tích hợp của mô hình VECM. Vector tuyến tính độc lập đồng tích hợp chính là BEER.

Mô hình 2: Tỷ giá thực cân bằng dài hạn

Các biến số của mô hình tỷ giá thực cân bằng dài hạn có thể gặp vấn đề là chuỗi số liệu không dừng. Nếu các chuỗi số liệu là đồng tích hợp và ma trận Π có hạng ma trận $r < n$, và có $n - r$ các biến số chung f_t . Giả định f_t là các tổ hợp tuyến tính, thì f_t có thể viết dưới dạng: $f_t = \alpha_{\perp} \cdot x_t$ (1.5)

Với đặc tính của các biến số chung f_t , ta có thể phân rã chuỗi số liệu $x_t = [RER_t; PROD_{dt} - PROD_{ft}; NFA_t]$ thành ma trận permanent

$x_t^p = [RER_t^{perm}; PROD_{dt}^{perm} - PROD_{ft}^{perm}; NFA_t^{perm}]$ và ma trận chuyển vị

$x_t^T = [RER_t^T; PROD_{dt}^T - PROD_{ft}^T; NFA_t^T]$ các phần tử theo:

$$x_t^{\perp P} = A_1 \alpha_{\perp}' x_t = \beta_{\perp} (\alpha_{\perp}' \beta_{\perp})^{-1} \alpha_{\perp}' x_t \quad (1.6)$$

$$\text{và } x_t^{\perp T} = A_1 \beta_{\perp}' x_t = \alpha (\beta_{\perp}' \alpha)^{-1} \beta_{\perp}' x_t \quad (1.7)$$

Trong đó: $\alpha_{\perp}, \beta_{\perp}$ là the orthogonal complements cho α, β , nghĩa là $\alpha' \alpha_{\perp} = 0; \beta' \beta_{\perp} = 0$. $\alpha_{\perp}$ quy định vector xác định khoảng cách của xu hướng biến động hỗn loạn chung, do vậy, xác định các lực lượng tác động mạnh. Còn $\beta_{\perp}$ là các biến số bị điều chỉnh theo xu hướng chung.

1.2.1.2. Mô hình tỷ giá thực cân bằng hành vi - phương pháp Markov Switching

Cũng xuất phát từ mô hình "tỷ giá thực cân bằng hành vi - BEER", tác giả ứng dụng phương pháp "Markov switching". Bài viết sử dụng kết quả nghiên cứu của Shinji Takagi and Zongying Shi, trong bài viết "Dynamics of Renminbi Misalignment: A Markov Switching Approach" đo lường sai lệch tỷ giá của Trung quốc theo quý giai đoạn 1992 - 2009. Trong cùng giai đoạn nghiên cứu, tỷ giá thực đa phương RMB không phải lúc nào cũng ở cùng một trạng thái, mà nó có thể chuyển hóa từ trạng thái định giá thực cao ở thời gian này nhưng lại có thể định giá thực thấp ở thời gian khác.

$$\text{Mô hình: } q_t = \delta_0 + \delta_1 Z_t + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

Cũng như mô hình nguyên thủy xác định BEER, đầu tiên Shinji Takagi hồi quy tỷ giá thực đa phương với các biến số vĩ mô cơ bản có ảnh hưởng tới tỷ giá thực trong trung hạn và dài hạn: điều kiện thương mại (TOT), tài sản có ngoại tệ ròng (NFA), độ mở cửa nền kinh tế (OPEN), chi tiêu của chính phủ (GOV), và chênh lệch lãi suất của hai đồng tiền (INT). Sau đó, tác giả cũng

đo lường mức độ sai lệch tỷ giá của mỗi giai đoạn theo công thức: $m_t = q_t - \bar{q}_t$

Cuối cùng, tác giả sử dụng mức độ sai lệch tỷ giá đã được đo lường ở bước 2 là đầu vào cho mô hình hai giai đoạn, 4 bước hồi quy (two-state, fourth-order autoregression (AR)) Markov Switching theo lý thuyết của Hamilton (1989) and Terra and Valladares (2010)

$$m_t - \mu_{st} = \sum_{i=1}^4 \phi_i (m_{t-i} - \mu_{st-1}) + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \delta^2) \quad S_t = 0 \text{ hoặc } 1$$

$$\mu_{st} = \mu_1 S_{1t} + \mu_2 S_{2t}$$

Trong đó: μ là giá trị trung bình; δ^2 là phương sai; ϕ là hệ số AR và ε là sai số.

CNY được coi là định giá thực cao khi $S_t = 0$ và CNY định giá thực thấp khi $S_t = 1$. Để phân biệt trạng thái định giá thực cao và định giá thực thấp, ta có thể viết lại ma trận chuyển đổi thành: $P = \begin{pmatrix} P_{00} & P_{01} \\ P_{10} & P_{11} \end{pmatrix}$

Trong đó: P_{00} là xác suất duy trì trạng thái CNY định giá thực cao cho hai giai đoạn liên tục; P_{01} là xác suất duy trì trạng thái định giá thực thấp cho hai giai đoạn liên tục; P_{10} là xác suất chuyển từ trạng thái định giá thực cao sang trạng thái định giá thực thấp; P_{11} là xác suất chuyển từ trạng thái định giá thực thấp sang định giá thực cao.

1.2.2. Mô hình đo lường sai lệch tỷ giá của Botswana

Cũng giống như các mô hình đo lường sai lệch tỷ giá khác, việc đầu tiên của mô hình là tính toán tỷ giá thực. Nhưng với đặc điểm Botswana cực kỳ chú trọng tới hoạt động thương mại và phân bổ nguồn lực trong nước, nên khi lựa chọn tỷ giá thực (tạm dịch là tỷ giá thực đối nội internal real exchange rate - IREER) được tính bằng tổng mức giá hàng hóa có thể tham gia thương mại quốc tế và không thể tham gia thương mại quốc tế. Nếu ta ký hiệu P_T là giá hàng hóa có thể tham gia thương mại quốc tế và P_{NT} là giá hàng hóa không thể tham gia thương mại quốc tế, thì mức giá hàng hóa trong nước sẽ là:

$$P = P_{NT}^{\alpha} P_T^{1-\alpha} \quad (1.10)$$

Tính tương tự cho nước đối tác: mức giá hàng hóa nước ngoài:

$$P^* = P_{NT}^{*\alpha} P_T^{*1-\alpha} \quad (1.11)$$

Theo quy luật một giá, tỷ giá thực REER được xác định bằng:

$$REER = \frac{IREER^{\alpha}}{IREER^{*\alpha}} \quad (1.12)$$

Trong đó, tỷ giá IREER của hai quốc gia được xác định theo công thức:

$$IREER = \frac{P_{NT}}{P_T} \text{ và } IREER^* = \frac{P_{NT}^*}{P_T^*} \quad (1.13)$$

Công thức (1.13) cho phép so sánh mức giá tương đối của khu vực sản xuất hàng có thể tham gia thương mại quốc tế và không thể tham gia thương mại quốc tế. Nếu năng suất lao động tương đối giữa khu vực sản xuất hàng có thể tham gia thương mại quốc tế và không thể tham gia thương mại quốc tế của một quốc gia tăng nhanh hơn nước đối tác, thì nội tệ lên giá thực (Balassa-Samuelson hiệu ứng);

Nếu mức giá hàng hóa trong nước được ký hiệu là: $P = P_{NT}^{\alpha} P_{IM}^{\beta} P_{EX}^{1-\alpha-\beta}$ (1.14)

Và giá hàng hóa nước ngoài là: $P = P_{NT}^{*a} P_{IM}^{*b} P_{EX}^{*1-a-b}$
Thì tỷ giá thực đối ngoại (the external REER) được xác định bằng:

$$REER = \frac{IERM^{\alpha}}{IERM^{*\alpha}} \cdot TOT^{1-\alpha-\beta-a-b} \quad (1.15)$$

$$\text{trong đó: } IERM = \frac{P_{NT}}{P_{IM}} \quad (1.16)$$

$$\text{và điều kiện thương mại } TOT = \frac{P_{EX}}{P_{IM}} \quad (1.17)$$

Để cho đơn giản, tác giả bỏ qua thuế suất nhập khẩu hàng hóa và giả định IER ở nước ngoài là ổn định. Như vậy, nội tệ lên giá thực với ngoại tệ sẽ giải thích bởi tổ hợp lên giá của IER và cải thiện điều kiện trao đổi thương mại. Tuy nhiên, hoạt động nhập khẩu hàng hóa (chủ yếu là lương thực và nhiên liệu), xuất khẩu kim cương sẽ chịu ảnh hưởng lớn khi giá cả thay đổi, nên điều kiện thương mại quốc tế có thể thay đổi theo thời gian.

Mô hình rút gọn:

$$REER_t = f(r_t - r_t^*, ltot_t, ltnt_t, nfa_t, \lambda_t) \quad (1.18)$$

Trong đó:

$r - r^*$ là chênh lệch lãi suất của hai quốc gia;

$ltnt$ là mức giá tương đối của hàng hóa không thể tham gia thương mại quốc tế và hàng hóa có thể tham gia thương mại quốc tế (ở dạng logarit);

nfa là tài sản có ngoại tệ ròng, thể hiện số dư ròng về giá trị vốn chu chuyển của quốc gia với thế giới, cho thấy tác động của biến số bên ngoài tới tỷ giá thực cân bằng; nfa có thể ở dạng giá trị hoặc sai phân.

λ cho thấy nguy cơ rủi ro, có thể gây biến động tỷ giá thực trong ngắn hạn và giả định phụ thuộc vào chi tiêu chính phủ.

Mô hình (1.18) dựa trên khuôn khổ lý thuyết về: (i) điều kiện ngang giá lãi suất không bảo hiểm; (ii) hiệu ứng Fisher quốc tế;

Tỷ giá thực tại thời điểm t được tính theo kỳ vọng tỷ giá thực ở thời điểm $t+k$, có thể được viết dưới dạng: $\ln REER_t = E_t[\ln REER_{t+k}] + (r_t - r_t^*) - \lambda_t$ (1.19)

Để kiểm định đơn vị, tác giả sử dụng vector hiệu chỉnh sai số VEC 7x1 bao gồm các tham số:

$$z = (\ln REER, r - r^*, ltot, ltnt, nfa, \lambda, \text{constant})' \quad (1.20)$$

Mô hình cơ bản là:

$$\Delta z_t = \alpha \beta' z_t + \left[\sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta z_{t-i} \right] + \mu + \varepsilon_t \quad (1.21)$$

Với α và β là ma trận $n \times r$ matrices, A_i là ma trận $n \times n$ Vector z_t có mối quan hệ đồng tích hợp với β (hạng ma trận r).

2. Ứng dụng mô hình hiệu chỉnh sai số VECM đo lường mức độ sai lệch tỷ giá ở Việt Nam

2.1. Mô hình đo lường

$$\text{Mô hình: } q_t = \delta_0 + \delta_1 Z_t + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

Trong đó Z_t là vector các biến số vĩ mô cơ bản có ảnh hưởng tới tỷ giá thực trong trung hạn và dài hạn. Bất cứ sai lệch nào so với tỷ giá thực cân bằng đều được thể hiện qua phần dư ε_t , bao gồm những tác động của các biến số vĩ mô cơ bản lên tỷ giá thực trong ngắn hạn và sai số ngẫu nhiên. Do vậy, tỷ giá thực cân bằng q_t được xác định là: $q_t = \delta_0 + \delta_1 Z_t$ (2.2)

Ở đây, chúng tôi sử dụng phương pháp multivariate cointegration của Johansen (1995), bắt đầu bằng mô hình hiệu chỉnh sai số (VECM):

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \Phi_1 \Delta x_{t-1} + \Phi_2 \Delta x_{t-2} + \dots + \Phi_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \eta + \psi_t \quad (2.3)$$

Trong đó: $x_t = [\ln REER, \ln GDPVN, \ln RVNDUSD, \ln NFA, \ln OPEN, \ln M2, \ln RR]'$ là ma trận cấp (7x1); η là ma trận cấp 7x1 các hằng số; Δ là sai phân bậc nhất; ε_t là ma trận cấp 7x1 véc tơ sai số Gaussian; Φ là ma trận các hệ số ngắn hạn cấp 7x(p-1); Π là ma trận cấp 7x7 hệ số hồi quy. Trong đó:

REER: tỷ giá thực đa phương VND, tính theo công thức (1.2a) và (1.2b)

GDPVN: Tổng sản phẩm quốc nội của Việt Nam

RVNDUSD: chênh lệch lãi suất USD và VND. Nếu chênh lệch dương thể hiện đầu tư VND hấp dẫn hơn, sẽ làm cho VND lên giá.

NFA: tài sản có ngoại tệ ròng; thể hiện mối quan hệ nghịch biến với tỷ giá

OPEN: độ mở cửa nền kinh tế được đo bằng tỷ số giữa tổng kim ngạch xuất nhập khẩu với GDP. Độ mở cửa nền kinh tế được kỳ vọng có quan hệ đồng biến với REER.

RR: thay đổi dự trữ ngoại hối. Với một nước có nền kinh tế nhỏ, chế độ tỷ giá cố định và chính phủ can thiệp nhiều vào tỷ giá, do đó, thay đổi dự trữ ngoại hối sẽ có tác động lớn tới sự ổn định tỷ giá.

M2: mức cung tiền, được cho là có mối quan hệ nghịch biến với tỷ giá.

Mô hình chứa số hạng ΠY_{t-1} , đây chính là phần hiệu chỉnh sai số. Grange đã chứng tỏ rằng nếu hạng của ma trận Π là $r(\Pi) = r < k$ thì sẽ tồn tại hai ma trận α cấp $m \times r$ và β cấp $r \times m$ sao cho $\Pi = \alpha \beta'$ và $\beta' Y_t$ là $I(0)$, r là số quan hệ đồng tích hợp; mỗi cột của β là một véc

Bảng 1: Mô tả dữ liệu

	LNGDPVN	LNLM2	LNNFA	LNOPEN	LNREER	LNRR	LNRVNDUSD
Mean	13,02449	14,28724	13,71740	3,926941	-0,233661	22,61484	1,745694
Median	13,01228	14,27981	13,78010	3,905466	-0,070145	22,60441	1,743774
Maximum	13,81304	17,07425	15,57113	5,442277	0,114579	24,17124	2,714695
Minimum	12,16220	11,00095	11,16369	2,675631	-0,892111	20,68435	-0,356675
Std. Dev.	0,390322	1,842309	1,281686	0,752884	0,308805	1,005118	0,629292
Skewness	0,061636	-0,063704	-0,276936	0,172090	-0,891218	-0,136440	-0,807027
Kurtosis	2,034034	1,676184	1,777375	1,873756	2,223450	1,680209	3,999865
Jarque-Bera	3,002905	5,600953	5,705019	4,391804	11,97034	5,751652	11,41552
Probability	0,222806	0,060781	0,057699	0,111258	0,002516	0,056370	0,003320
Sum	989,8610	1085,830	1042,522	298,4475	-17,75826	1718,728	132,6727
Sum Sq. Dev.	11,42637	254,5576	123,2039	42,51263	7,152027	75,76968	29,70060
Observations	76	76	76	76	76	76	76

tơ đồng tích hợp; α là ma trận các tham số hiệu chỉnh, $r(\alpha) = r$. Nếu $\alpha = 0$ thì mô hình VAR không tồn tại quan hệ đồng tích hợp nào. Nếu $\alpha = m$ thì các biến số đều dừng.

Vector tuyến tính độc lập đồng tích hợp chính là BEER.

2.2. Nguồn số liệu

Các số liệu được lấy từ quý 1 năm 1995 tới quý 4 năm 2013. GDPVN được lấy từ nguồn Tổng cục Thống kê. Các số liệu khác lấy từ nguồn Thống kê Tài chính quốc tế - IFS.

2.3. Kết quả thực nghiệm

Bước 1: Mô tả số liệu (Bảng 1)

Bước 2: Kiểm định tính dừng của các chuỗi số liệu

Các chuỗi số liệu là chuỗi không dừng (tính theo giá trị tuyệt đối). Đồ thị dưới đây của 6 chuỗi chỉ ra các chuỗi đều không dừng. Vì vậy, đề tài sử dụng kiểm định Dickey - Fuller (ADF) áp dụng cho chuỗi ln và chuỗi sai phân. Kết quả kiểm định như sau:

Bảng 2: Kiểm định tính dừng của các biến

Biến số	Thống kê kiểm định (ADF Test Statistic)	Giá trị tới hạn (Critical Value)		
		1%	5%	10%
LNREER	-2.558149	-3.5213	-2.9012	-2.5876
Δ LNREER	-3.993872	-3.5226	-2.9017	-2.5879
LNGDPVN	0.086828	-3.5213	-2.9012	-2.5876
Δ LNGDPVN	-5.643279	-3.5226	-2.9012	-2.5876
LNRVNDUSD	-1.026828	-3.5213	-2.9012	-2.5876
Δ LNRVNDUSD	-3.337913	-3.5226	-2.9017	-2.5879
LNNFA	-1.318140	-3.5213	-2.9012	-2.5876
Δ LNNFA	-3.551128	-3.5226	-2.9017	-2.5879
LNOPEN	-2.148749	-3.5213	-2.9012	-2.5876
Δ LNOPEN	-3.264547	-3.5226	-2.9017	-2.5879
LNLM2	-1.448250	-3.5213	-2.9012	-2.5876
Δ LNLM2	-4.519598	-3.5226	-2.9017	-2.5879
LNRR	-0.645500	-3.5213	-2.9012	-2.5876
Δ LNRR	-3.487338	-3.5226	-2.9017	-2.5879

Các chuỗi LNREER, LNGDPVN, LNRVNDUSD, LNNFA, LNOPEN, LNM2, LNRR đều không dừng ở mức ý nghĩa 1%, sai phân của 4 biến LNREER, LNGDPVN, LNNFA, LNOPEN, LNM2 dừng ở mức ý

nghĩa 1%, sai phân biến LNRVNDUSD, LNRR dừng ở mức ý nghĩa 5%.

Bước 3: Kiểm định tính đồng liên kết (Bảng 3 và 4)

Theo kiểm định Trace chỉ ra có 1 quan hệ đồng liên kết với mức ý nghĩa cả 5% và 1%. Còn kiểm định bằng tỷ số hàm hợp lý chỉ ra có 1 quan hệ đồng liên kết với mức ý nghĩa cả 5% và 1%. Như vậy cả 2 kiểm định trên khẳng định số quan hệ đồng liên kết $r = 1$ với mức ý nghĩa cả 5% và 1%.

Bảng 3: Kiểm định tính đồng liên kết bằng kiểm định Trace

Date: 05/22/14 Time: 07:10
Sample(adjusted): 1995:4 2013:4
Included observations: 73 after adjusting endpoints
Trend assumption: No deterministic trend
Series: LNGDPVN LNLM2 LNNFA LNOPEN LNREER LNRR LNRVNDUSD
Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesize	Trace	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value
None **	0.673556	158.3280	109.99
At most 1	0.258918	76.60475	82.49
At most 2	0.237963	54.73076	59.46
At most 3	0.194080	34.89224	39.89
At most 4	0.152405	19.14096	24.31
At most 5	0.082581	7.070204	12.53
At most 6	0.010604	0.778239	3.84

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Bảng 4: Kiểm định tính đồng liên kết bằng tỷ lệ hàm hợp lý

Hypothesize	Max-Eigen	5 Percent	1 Percent
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value
None **	0.673556	81.72324	41.51
At most 1	0.258918	21.87399	36.36
At most 2	0.237963	19.83852	30.04
At most 3	0.194080	15.75127	23.80
At most 4	0.152405	12.07076	17.89
At most 5	0.082581	6.291965	11.44
At most 6	0.010604	0.778239	3.84

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5% (1%) level

Bước 4: Ước lượng mô hình hiệu chỉnh sai số của LNREER, LNLM2, LNGDPVN, LNOPEN, LNNFA, LNM2

Bảng 5: Ma trận hiệu chỉnh sai số α

	Coef.	Std. Err
InREER	-0.053702	0.11505
InOPEN	0.118752	0.23836
InGDPVN	-0.324126	0.16573
InRVNDUSD	-0.611806	0.71049
InM2	-0.236904	0.18359
InNFA	0.805668	0.26982
InRR	0.862284	0.28089

Bước 5: Kiểm định mô hình tính ổn định thông qua tính nghiệm của đa thức đặc trưng các biến. Dùng AR root table. (Đồ thị 1)

Bước 6: Tính mức độ sai lệch tỷ giá

Bảng 6: Mức độ sai lệch tỷ giá VND giai đoạn 1995 - 2013

Quý (1)	Actual (2)	Fitted (3)	Residual (%) (4)
1996 Q1			
1996 Q2	0.414314	0.418478	-0.41639
1996 Q3	0.442081	0.435626	0.645542
1996 Q4	0.47016	0.458392	1.176877
1997 Q1	0.435221	0.414708	2.05133
1997 Q2	0.484179	0.436494	4.768495
1997 Q3	0.483028	0.449297	3.373077
1997 Q4	0.470485	0.45224	1.824452
1998 Q1	0.462037	0.439824	2.221284
1998 Q2	0.485643	0.454876	3.07675
1998 Q3	0.536563	0.493535	4.30279
1998 Q4	0.574905	0.520138	5.476662
1999 Q1	0.507544	0.499888	0.765634
1999 Q2	0.549146	0.532586	1.656002
1999 Q3	0.610687	0.590337	2.03494
1999 Q4	0.644384	0.602389	4.199412
2000 Q1	0.665464	0.630293	3.517114
2000 Q2	0.697173	0.643591	5.358193
2000 Q3	0.726315	0.667557	5.875867
2000 Q4	0.758076	0.694001	6.407486
2001 Q1	0.741195	0.695141	4.605468
2001 Q2	0.770889	0.688747	8.214171
2001 Q3	0.774544	0.693218	8.132601
2001 Q4	0.784702	0.701257	8.344529
2002 Q1	0.80312	0.716648	8.647246
2002 Q2	0.847121	0.743333	10.37885
2002 Q3	0.886529	0.73231	15.42191
2002 Q4	0.910782	0.72841	18.23725
2003 Q1	0.903896	0.723604	18.02919
2003 Q2	0.926945	0.730964	19.5981
2003 Q3	0.964041	0.745977	21.80648
2003 Q4	0.997063	0.764655	23.24086
2004 Q1	0.979159	0.774311	20.48477
2004 Q2	0.967973	0.785487	18.24858
2004 Q3	0.959895	0.794819	16.50764
2004 Q4	0.983644	0.811849	17.17953
2005 Q1	0.966097	0.81819	14.79073
2005 Q2	0.966072	0.811557	15.45152
2005 Q3	0.942436	0.81034	13.20959
2005 Q4	0.937595	0.835628	10.19665
2006 Q1	0.97209	0.843352	12.8738
2006 Q2	0.990805	0.875884	11.4921
2006 Q3	0.997456	0.875543	12.19132
2006 Q4	0.95733	0.871795	8.553512
2007 Q1	0.988786	0.880125	10.8661
2007 Q2	1.013108	0.907174	10.59341
2007 Q3	1.054791	0.920902	13.38888
2007 Q4	1.055192	0.902451	15.27414
2008 Q1	1.016569	0.8762	14.03688
2008 Q2	0.911597	0.837385	7.421195

2008 Q3	0.880446	0.820631	5.981412
2008 Q4	0.875914	0.800434	7.548015
2009 Q1	0.910568	0.868454	4.211401
2009 Q2	0.962783	0.906666	5.611708
2009 Q3	0.976581	0.947052	2.95293
2009 Q4	0.992521	0.95237	4.015047
2010 Q1	0.993176	0.96003	3.314663
2010 Q2	1.019837	0.983772	3.606507
2010 Q3	1.04669	0.98894	5.774959
2010 Q4	1.060715	1.010665	5.004929
2011 Q1	1.121406	0.99869	12.27158
2011 Q2	1.103021	1.025642	7.737898
2011 Q3	1.048597	0.981453	6.714375
2011 Q4	1.037447	1.012031	2.541632
2012 Q1	1.024621	1.011292	1.332893
2012 Q2	1.021593	0.997791	2.380138
2012 Q3	1.034308	1.017287	1.702169
2012 Q4	1.001594	1.034821	-3.32273
2013 Q1	0.991281	1.007104	-1.58229
2013 Q2	0.985874	0.987517	-0.16438
2013 Q3	0.990815	0.996226	-0.54107
2013 Q4	0.972294	0.9723	-0.00058

(Giá trị cột 4 dương thể hiện VND lên giá thực)

Đồ thị 2: Mức độ sai lệch tỷ giá VND giai đoạn 1995 - 2013



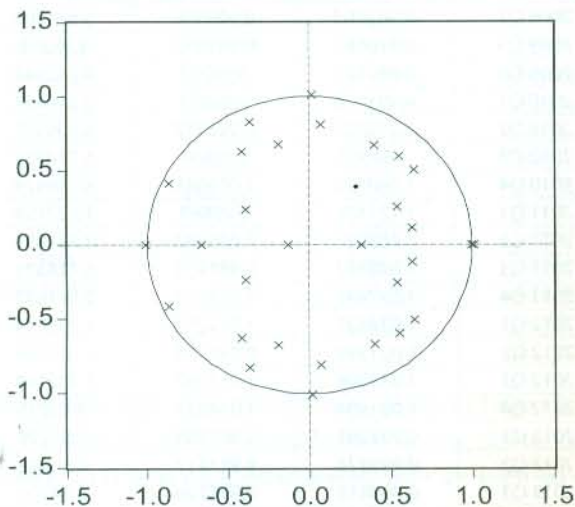
(Nguồn: Tác giả tự tính toán)

Quan sát bảng 6 và đồ thị 2 thể hiện mức độ sai lệch tỷ giá VND (cột 4 bảng 6). Actual là giá trị tỷ giá thực. Fitted là giá trị cân bằng dài hạn BEER. Residual thể hiện mức độ sai lệch tỷ giá. Trong suốt giai đoạn nghiên cứu, tỷ giá thực và BEER luôn có xu hướng biến động giống nhau. Tỷ giá thực lệch khỏi giá trị cân bằng dài hạn tương đối lớn giai đoạn 2002 - 2008, tương ứng với mức độ sai lệch luôn cao hơn 10%. Mức độ sai lệch tỷ giá cao nhất là 23% vào quý 4/2003. Ngoại trừ năm 2013, những năm còn lại, tỷ giá thực luôn bị định giá cao so với BEER.

Nhưng kết quả thực nghiệm chưa cho thấy, về giá trị danh nghĩa thì VND bị định giá cao hay thấp? Để tài lập lại 6 bước như trên để đo lường sai lệch tỷ giá giữa tỷ giá danh nghĩa song phương USD/VND với giá trị cân bằng dài hạn. Đồ thị 3 cho thấy mức độ sai lệch tỷ giá giữa tỷ giá danh nghĩa USD/VND với giá trị cân bằng dài hạn (mức độ được tính theo đơn vị VND). Các giá trị Residual dương cho thấy VND bị định giá danh nghĩa cao trong giai đoạn quý 2/2005 tới quý 1/2009.

Đồ thị 1: Kiểm định tính ổn định của mô hình

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Đồ thị 3: Mức độ sai lệch tỷ giá VND danh nghĩa giai đoạn 1995 - 2013



(Nguồn: Tác giả tự tính toán)

Đồ thị 2 và 3 cho thấy kết quả trực quan đáng thú vị. Ngoại trừ giai đoạn quý 2/2005 tới quý 1/2009, VND bị định giá danh nghĩa cao, còn các giai đoạn khác, bị định giá thấp. Như vậy, xu hướng biến động định giá cao, thấp của VND cả về giá trị danh nghĩa và giá trị thực không giống nhau.

2.4. Gợi ý chính sách

Từ kết quả thực nghiệm, mức độ sai lệch tỷ giá trong năm 2013 tương đối nhỏ, VND bị định giá thực thấp, thể hiện những nỗ lực của NHNN Việt Nam trong điều hành tỷ giá, và định hướng hoạt động thị trường ngoại hối. Tuy rằng các yếu tố hỗ trợ ổn định tỷ giá tương đối thuận lợi, song trong bối cảnh kinh tế thế giới bất ổn và tình hình kinh tế Việt Nam cũng chưa hẳn đã thoát khỏi suy giảm, lạm phát vẫn là mối lo thường xuyên, thêm diễn biến bất ổn trên biển Đông ít nhiều tác động tới hoạt động kinh tế, tác động tới tâm lý nắm giữ tài sản khác thay vì VND, nên trong ngắn hạn, chúng tôi cho rằng NHNN nên tiếp tục điều hành ổn định tỷ giá, neo cố định giá trị VND với USD. Ổn định tỷ giá sẽ thúc đẩy hoạt động đầu tư nước ngoài và định hướng hoạt động thị trường ngoại hối, tiếp tục tạo niềm tin cho nền kinh tế vào giá trị VND. Ổn định tỷ giá còn là tín

hiệu phát đi từ NHNN cho thấy khả năng can thiệp, chi phối của Chính phủ vào thị trường ngoại hối và thị trường tiền tệ, là mỏ neo cần thiết khi yếu tố tâm lý của nền kinh tế chưa vững vàng mỗi khi có tác động từ bên ngoài.

Trong dài hạn, tỷ giá thực sẽ bị điều chỉnh bởi các yếu tố vĩ mô cơ bản, sai lệch tỷ giá có thể có mức độ lớn hơn và tần suất thể hiện nhiều hơn, cũng có thể xu thế VND định giá thực cao không chiếm ưu thế nữa, mà xen vào đó sẽ có giai đoạn định giá thực cao đi cùng với định giá thực thấp, trong khi thị trường tài chính chưa phát triển, và ít hay nhiều thì Việt Nam cũng đã thực hiện một phần tự do hóa cán cân vốn, thì sai lệch tỷ giá sẽ trở thành vấn đề tương đối trầm trọng với Việt Nam. Thêm vào đó, cũng giống như các nước đang phát triển khác, cơ chế dẫn truyền các cú sốc bên ngoài vào tỷ giá chủ yếu thông qua kênh xuất nhập khẩu và kiều hối là chủ yếu, chứ không phải chủ yếu qua kênh chu chuyển vốn quốc tế, do đó, sẽ tác động ngược lại tới các yếu tố cân bằng dài hạn. Do vậy, chế độ tỷ giá sẽ được coi là công cụ hạn chế mức độ và xu thế sai lệch tỷ giá. Tuy rằng chế độ tỷ giá thả nổi có thể khắc phục những đặc tính cứng nhắc, hỗ trợ nền kinh tế, và chế độ tỷ giá cố định tạo nên niềm tin kiềm chế lạm phát, nhưng sự lựa chọn hợp lý vẫn là chế độ tỷ giá trung gian mà Việt Nam vẫn đang sử dụng. Cụ thể hơn, cơ chế điều hành tỷ giá thả nổi có điều tiết cho phép cơ quan quản lý tiền tệ khung hoạt động rộng hơn trong việc hạn chế mức độ sai lệch tỷ giá. Tùy thuộc vào mức độ và xu thế sai lệch tỷ giá, NHNN có thể cân nhắc sử dụng yếu tố thị trường hay yếu tố can thiệp nhiều hơn để duy trì mức độ sai lệch tỷ giá cũng như xu thế sai lệch tỷ giá hợp lý tùy theo mục tiêu theo đuổi từng thời kỳ. ■

TÀI LIỆU THAM KHẢO:

1. Aizenman, J., Sun, Y., 2010. Globalization and the sustainability of large current account imbalances: Size matters. *Journal of Macroeconomics*, 32(1), 35 - 44.
2. Atsushi Iimi, Exchange Rate Misalignment: An Application of the Behavioral Equilibrium Exchange Rate (BEER) to Botswana, IMF working paper, WP/06/140.
3. Blaise Gnimassoun & Valérie Mignon (2013), How macroeconomic imbalances interact? Evidence from a panel VAR analysis, CEPII Working Paper
4. Cécile Couharde, Audrey Sallenave (2013), How do currency misalignments' threshold affect economic growth? *Journal of Macroeconomics* 36 (2013) 106 - 120
5. Cécile Couharde (2007), Currency Misalignments and Exchange Rate Regimes in Emerging and Developing Countries, CEPII, No 2008 - 07
6. Chen, S. W., 2011. Current account deficits and sustainability: Evidence from the OECD countries. *Economic Modelling*, 28(4), 1455-1464.
7. Gnimassoun, B., Mignon, V., 2013. Current-Account Adjustments and Exchange-Rate Misalignments, CEPII Working Paper 2013- 29, September 2013, CEPII.
8. Lawrence E. Hinkle, Peter J. Montiel (1999), *Exchange rate Misalignment: Concepts and Measurement for Developing Countries*, Oxford University Press.
9. Michael Funke and Jörg Rahn, Just How Undervalued is the Chinese Renminbi? *The World economy*, Vo. 28, 2005, p. 465 - 489
10. Shinji Takagi and Zongying Shi (2010), "Dynamics of Renminbi Misalignment: A Markov Switching Approach".