

Mở đầu

Mulldell Trilemma phát hiện ra rằng các nhà hoạch định chính sách không thể chọn cùng một lúc ba mục tiêu chính sách kinh tế vĩ mô, đó là chính sách tiền tệ độc lập; ổn định tỷ giá và tự do hóa dòng vốn, theo lý thuyết bộ ba bất khả thi (impossible trinity). Trong trường hợp ở Malaysia, tự do hóa dòng vốn đã bị hy sinh để đổi lấy sự độc lập trong chính sách tiền tệ và ổn định tỷ giá. Mặc dù dư luận vẫn còn đang xem xét liệu có phải kiểm soát vốn là yếu tố quyết định sự hồi phục của nhanh chóng của Malaysia sau cuộc khủng hoảng hay không? (IMF, 2000), các chứng cứ thực nghiệm gần đây cho thấy ở các nước đang phát triển, do thiếu niềm tin của nhà đầu tư và thị trường vốn không phát triển, nên thường phải gánh chịu "nỗi lo về thả nổi" (Calvo và Reinhart, 1998) khi các nước này chọn ổn định tỷ giá trong khi theo đuổi tự do hóa dòng vốn và chính sách tiền tệ độc lập.

Phân tích dòng vốn quốc tế trong các năm vừa qua có nhiều tiến triển đáng kể khi khối lượng dòng vốn quốc tế và đặc biệt là chu chuyển dòng vốn tư nhân, đã gia tăng một cách nhanh chóng và nhiều nước công nghiệp phát triển đã tháo gỡ kiểm soát vốn vào thập niên 1980. Frankel (1992) đã xem xét tài liệu về phân tích biến động dòng vốn quốc tế trong thập niên 1970 và 1980, và kết luận rằng lý thuyết ngang giá lãi suất (IRP) là một trong những khuôn khổ hữu hiệu nhất để định lượng sự biến động của dòng vốn. Theo các nghiên cứu này, lệch chuẩn khỏi ngang giá lãi suất IRP và không ngang giá lãi suất (UIP) đều thể hiện chi phí giao dịch. Các chi phí giao dịch bao gồm rủi ro quốc gia, rủi ro tỷ giá và chi phí giao dịch thuần mà Frankel gọi là "phần bù quốc gia". Chính các chi phí này đã hạn chế dịch chuyển tự do của dòng vốn xuyên biên giới. Ông ta cũng lưu ý rằng, bằng định lượng chu chuyển vốn quốc tế, ta có thể tính toán mức độ hội nhập của thị trường tài chính của một quốc gia với phần còn lại của thế giới.

Phân tích trong bài viết này được chúng tôi xây dựng trên các tài liệu nghiên cứu của các tác giả này và ứng dụng phương pháp luận của Cheung

Kiểm định kiểm soát vốn ở Việt Nam

TS. NGUYỄN THỊ NGỌC TRANG

(2003), Otani và Tiwari (1981) và Otani (1983) để tính toán tính hiệu quả của kiểm soát vốn ở VN và đánh giá mức độ hội nhập thị trường tài chính của VN với thế giới. Thực ra, có một vài điểm giống nhau giữa những gì mà VN đang trải qua với Trung Quốc trong vài năm gần đây và với Nhật Bản đã trải qua vào cuối thập niên 1970 và đầu thập niên 1980 (Fukao, 2003).

Như vậy, đây là thời điểm tốt nhất để áp dụng lý thuyết IRP đối với VN hiện nay. Kết quả nghiên cứu như vậy sẽ cung cấp các bằng chứng thực nghiệm về tính hiệu quả của chính sách kiểm soát vốn hiện nay của VN, và kết quả này là cơ sở hữu ích cho việc hoạch định các chính sách tài chính tiền tệ và lựa chọn chế độ tỷ giá cho VN trong thời kỳ hội nhập.

VN đã kiểm soát vốn như thế nào?

Chế độ kiểm soát vốn của VN đã có nhiều đổi mới trong những năm gần đây. Trong suốt thời kỳ mở cửa cho đến nay, VN chủ yếu thực hiện phương pháp khuyến khích dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào trong nước. Sau cuộc khủng hoảng tài chính năm 1997, dòng vốn FDI đã tăng trở lại, tuy vẫn đứng ở mức thấp so với tổng số đầu tư FDI vào VN: 1,2% năm 2002, 2,3% năm 2003 và 3,7% năm 2004. Trong khi đó tỉ lệ này ở Thái Lan, Malaysia & Trung Quốc là từ 30-40%. Tuy vậy, xu hướng này chắc chắn sẽ mạnh lên trong tương lai khi chính phủ phát hành loạt trái phiếu quốc tế đầu tiên vào tháng 10 năm 2005 và kéo theo hàng loạt phương án phát hành trái phiếu quốc tế của các tổng công ty lớn như Vinashin, EVN và hàng loạt công ty khác. Dòng vốn này cùng với dòng vốn FDI, theo dự đoán, sẽ tăng lên trong những năm sắp

đến và tạo sức ép lên VND. Để đối phó với dòng vốn này, thường là các cơ quan chức năng sẽ thực hiện các phương pháp nới lỏng thị trường đối với các dòng chu chuyển vốn ra nước ngoài. Trong thực tế, Nhật Bản cũng đã từng thực hiện các phương pháp tương tự như vậy trước khi tự do hóa hoàn toàn cán cân tài khoản vốn vào cuối thập niên 1970 và đầu thập niên 1980.

Những đổi mới trong kiểm soát vốn được tiến hành nhanh và hiệu quả như thế nào rất khó có thể nhận biết được, nếu chỉ bằng cách tiếp cận thông qua các thay đổi trong các luật lệ và các chính sách mà các cơ quan chức năng công bố. Hoặc chỉ bằng cách so sánh các chỉ số kinh tế trước và sau khi đổi mới kiểm soát vốn.

Chúng ta hay có quan niệm (thường là sai lầm) là chỉ cần nhìn vào những quy định nới lỏng kiểm soát vốn, ví dụ như chính phủ nới lỏng tỷ lệ sở hữu cho người nước ngoài nắm giữ lên đến 49%, là đã kết luận được về tính hiệu quả kiểm soát vốn.

Trong thực tế, chỉ bằng cách tiếp cận thông qua các luật lệ và những chính sách, hầu như không thể nào biết được những thay đổi trong luật và các chính sách này đã tác động đến những khó khăn phát sinh trong quá trình quản lý các giao dịch tài chính như thế nào. Những phức tạp này chủ yếu là do có quá nhiều nhân tố tác động, chẳng hạn như nhân tố rủi ro quốc gia, các ưu đãi thuế, rủi ro tỷ giá v.v.

Từ những nhận định trên, chúng tôi sẽ đưa ra những phân tích riêng của mình để giải thích những thay đổi trong luật lệ và chính sách có ảnh hưởng như thế nào đến các giao dịch tài chính.

Đánh giá kiểm soát vốn tại VN thông qua kiểm định ngang giá lãi suất IRP

Theo lý thuyết ngang giá lãi suất IRP, nếu tồn tại các điều kiện để nghiệp vụ kinh doanh chênh lệch phi rủi ro khả thi thì tỷ lệ giữa tỷ giá kỳ hạn và tỷ giá giao ngay sẽ bằng chênh lệch lãi suất của các tài sản định danh bằng ngoại tệ và các tài sản tương đương định danh bằng nội tệ, nghĩa là:

$f_{t,t+k} - S_t = (i_{t,k} - i^*_{t,k})$ (1)
với S_t : Tỷ giá giao ngay của ngoại tệ tại thời điểm t

$f_{t,t+k}$: Tỷ giá kỳ hạn cho thời kỳ k
 $i_{t,k}$: là lãi suất của các sản phẩm tài chính định danh bằng đồng nội tệ
 $i^*_{t,k}$: là lãi suất của các sản phẩm tài chính định danh bằng ngoại tệ (các giá trị trên được biểu thị dưới dạng log)

Công thức (1) là điều kiện của nghiệp vụ kinh doanh chênh lệch phi rủi ro chưa xét đến khẩu vị rủi ro của nhà đầu tư. Tuy nhiên, để mở rộng mô hình này cho các nhà đầu tư không chấp nhận rủi ro thì tỷ giá kỳ hạn sẽ chênh lệch với tỷ giá giao ngay kỳ vọng một phần bù để bù đắp cho phần phi rủi ro nhận được do đầu tư vào tài sản bằng nội tệ thay vì đầu tư vào tài sản ngoại tệ. Chúng ta định nghĩa phần bù rủi ro, η :

$f_{t,t+k} = S^e_{t,t+k} + \eta_{t,t+k}$ (2)
Thay (2) vào (1) và biểu diễn sự biến động tỷ giá từ thời điểm t đến thời điểm $t+k$ bằng một hàm số theo chênh lệch lãi suất và phần bù rủi ro, chúng ta có:

$\Delta S^e_{t,t+k} = (i_{t,k} - i^*_{t,k}) - \eta_{t,t+k}$ (3)
Ngang giá lãi suất không phòng ngừa (UIP) được thể hiện trong phương trình (3) khi phần bù rủi ro bằng 0, kết quả này phù hợp với giả định rằng các nhà đầu tư là chấp nhận rủi ro. Trong trường hợp này thì biến động trong tỷ giá giao ngay kỳ vọng sẽ bằng với chênh lệch lãi suất hiện tại. Tuy nhiên, phương trình (3) không thể được kiểm định một cách trực tiếp vì không có số liệu về biến động của tỷ giá giao ngay tương lai. Để các nghiên cứu này khả thi thì UIP thường được kiểm định kèm theo giả định kỳ vọng hợp lý trên thị trường ngoại hối. Khi đó, giá trị tương lai của S_{t+k} sẽ bằng giá trị kỳ

vọng tại thời điểm t cộng với một sai số ký hiệu là $\xi_{t,t+k}$, sai số này không tương quan với bất kỳ một thông tin nào tại thời điểm t , bao gồm cả chênh lệch lãi suất và tỷ giá giao ngay hiện tại:

$S_{t+k} = S^e_{t,t+k} + \xi_{t,t+k}$ (4)
Thay (4) vào phương trình (3) chúng ta có được mối quan hệ:

$\Delta S_{t,t+k} = (i_{t,k} - i^*_{t,k}) - \eta_{t,t+k} + \xi_{t,t+k}$ (5)

Về trái của phương trình (5) chính là biến động của tỷ giá từ thời điểm t đến $t+k$. Theo lý thuyết kỳ vọng không thiên lệch, hai giá trị cuối trong phương trình (5) được giả định là trực giao với chênh lệch lãi suất. Do đó, trong điều kiện hồi quy, tham số ước lượng của chênh lệch lãi suất sẽ có một phân phối xác suất theo hàm hồi quy sau:

$\Delta S_{t,t+k} = \alpha + \beta(i_{t,k} - i^*_{t,k}) + \epsilon_{t,t+k}$ (6)

Sử dụng phương trình (6) để kiểm định mối quan hệ giữa chênh lệch lãi suất và biến động tỷ giá hối đoái, theo đó chênh lệch giữa lãi suất VND và lãi suất USD có phải là một dự báo không thiên lệch cho biến động trong tỷ giá giao ngay tương lai của đôla Mỹ hay không. Nếu đúng như vậy, thì các nhà kinh doanh chênh lệch sẽ không có cơ hội để đầu tư kiếm lời do chênh lệch lãi suất. Và có nghĩa là chính phủ đã không thực hiện bất cứ một kiểm soát vốn nào và thị trường là cân bằng.

Dữ liệu quan sát được thể hiện trên bảng số liệu trong bài viết này. Lãi suất VND và USD là lãi suất tiền gửi kỳ hạn 3 tháng tại thị trường VN, nguồn số liệu từ các NHTMCP của VN. Tỷ giá giao ngay (S_t) giữa VND và USD được quan sát theo biến động mỗi quý tại thời điểm cuối mỗi quý. Tỷ giá kỳ hạn (F_n) giữa VND và USD là tỷ giá kỳ hạn 90 ngày do chúng tôi tính toán dựa theo các văn bản của NHNN VN quy định và hướng dẫn về cách tính tỷ giá kỳ hạn. Tất cả số liệu được quan sát trong giai đoạn từ Quý 1 năm 1999 (thời điểm NHNN bắt đầu cho phép giao dịch ngoại tệ kỳ hạn) đến Quý 3 năm 2005, bao gồm 28 kỳ quan sát.

Lãi suất, tỷ giá giao ngay và tỷ giá kỳ hạn của VND và USD từ Q1/1999 đến Q3/2005 (Nguồn:

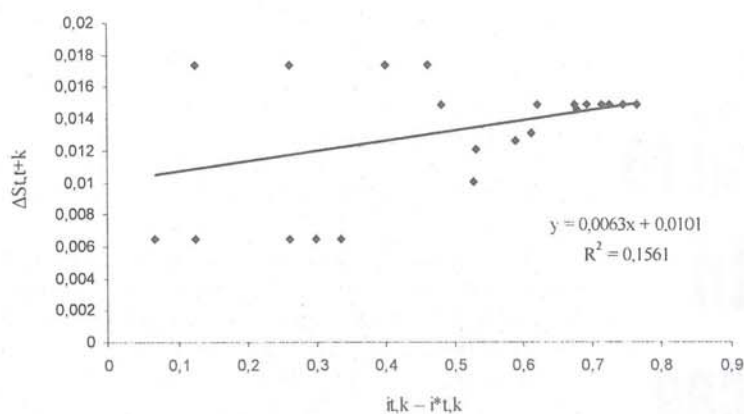
NHNN và từ trang web của một số NHTMCP)

Lãi suất VND (%/3 tháng)	Lãi suất USD (%/3 tháng)	Tỷ giá kỳ hạn VND/USD	Tỷ giá giao ngay VND/USD
$i_{t,k}$	$i^*_{t,k}$	$f_{t,t+k}$	S_t
2,49	1,20	14145	13902
2,28	1,20	14175	13931
1,68	1,06	14238	13993
1,35	1,08	14273	14028
1,35	1,08	14308	14062
1,35	1,20	14177	14085
1,35	1,08	14307	14215
1,80	1,08	14608	14514
1,50	0,93	14640	14545
1,50	0,79	14941	14845
1,71	0,68	15228	15003
1,65	0,43	15310	15084
1,80	0,43	15479	15250
1,80	0,40	15551	15321
1,89	0,40	15577	15347
1,95	0,40	15634	15403
2,01	0,40	15675	15443
2,01	0,40	15731	15499
2,01	0,40	15790	15557
1,89	0,40	15881	15646
1,80	0,40	15960	15724
1,86	0,40	15959	15723
1,86	0,45	15986	15755
1,86	0,55	15985	15777
1,86	0,59	16024	15823
1,89	0,70	16050	15857
2,01	0,78	16058	15897

Từ nguồn số liệu thu thập được, sử dụng phương trình hồi quy (6), chúng tôi biểu diễn mối quan hệ giữa chênh lệch lãi suất VND – USD và biến động trong tỷ giá giao ngay tương lai kỳ vọng, được thể hiện trên hình (quan hệ tương quan giữa chênh lệch lãi suất VND-USD và biến động trong tỷ giá giao ngay tương lai của USD).

Quan hệ tương quan giữa chênh lệch lãi suất VND – USD và biến động trong tỷ giá giao ngay tương lai của USD

Tiếp theo chúng tôi tiến hành kiểm định mối quan hệ giữa chênh lệch lãi suất VND – USD và biến động trong tỷ giá giao ngay tương lai theo phương trình hồi quy (6) và cho ra kết quả sau:



Regression Statistics	
Multiple R	0,39509546
R Square	0,15610042
Adjusted R Square	0,12234444
Standard Error	0,00347987
Observations	27

	Intercept	X Variable 1
Coefficients	0,010111675	0,006336797
Standard Error	0,001644979	0,002946749
t Stat	6,146993	2,150437
P-value	1,99E-06	0,041383
Lower 95%	0,0067238	0,0002679
Upper 95%	0,01349957	0,01240574

Ý nghĩa của mô hình là 15,61%, nghĩa là mối quan hệ tuyến tính giữa chênh lệch lãi suất giữa VND – USD và biến động trong tỷ giá giao ngay tương lai kỳ vọng của đô la Mỹ là 15,61%. Nói cách khác, chỉ có 15,61% biến động trong tỷ giá giao ngay tương lai kỳ vọng của đô la Mỹ được giải thích bởi mối tương quan tuyến tính này.

Chúng tôi tiến hành kiểm định mối quan hệ này, giả thiết:

* $H_0: \beta = 0$ (giữa X và Y không có quan hệ nghĩa là giữa chênh lệch lãi suất giữa VND – USD và biến động trong tỷ giá giao ngay tương lai kỳ vọng của đô la Mỹ là không tương quan).

* $H_1: \beta \neq 0$ (giữa X và Y có quan hệ nghĩa là giữa chênh lệch lãi suất giữa VND – USD và biến động trong tỷ giá giao ngay tương lai kỳ vọng của đô la Mỹ là có tương quan).

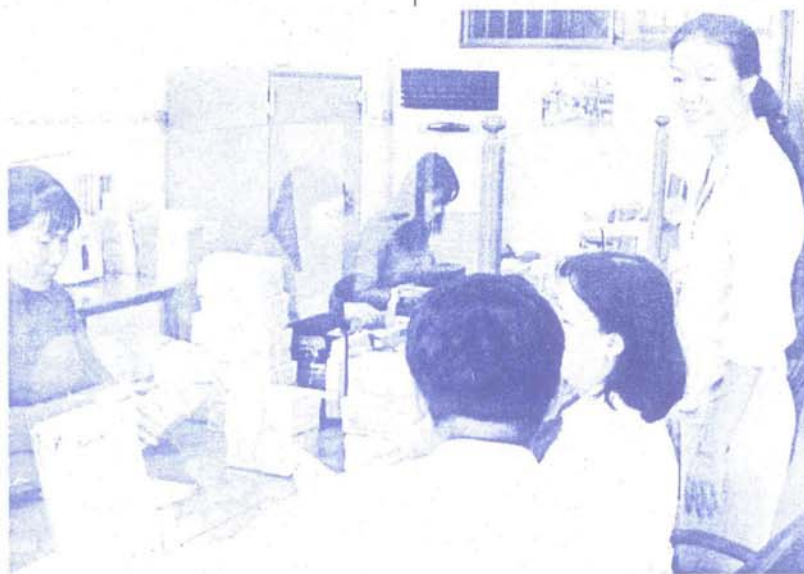
Quy tắc kiểm định: bác bỏ giả thuyết H_0 nếu giá trị thống kê t (t Stat) > $t_{n-2, \alpha/2}$.

Nhìn vào kết quả kiểm định chúng ta nhận thấy hệ số góc của mô hình (β) bằng 0,0063 với giá trị thống kê t bằng 2,1504 > $t_{n-2, \alpha/2} = 2,0555$. Như vậy, giả thuyết H_0 bị bác bỏ, nghĩa là giữa chênh lệch lãi suất giữa VND – USD và biến động trong tỷ giá giao ngay tương lai kỳ vọng của đô la Mỹ là có mối quan hệ tương quan.

Tuy nhiên, như đã nói ở trên, mối quan hệ tương quan này là rất yếu, hệ số góc chỉ bằng 0,0063, trong khi nếu ngang giá lãi suất tồn tại thì giá trị này phải bằng 1. Lưu ý rằng khi xây dựng mô hình, chúng ta dựa vào giả định không thiên lệch trong kỳ vọng hợp lý của nhà đầu tư về tỷ giá giao ngay tương lai ($S^e_{t,t+k}$) trong phương trình (4). Khi đó tỷ giá kỳ hạn $f_{t,t+k}$ được sử dụng như là một

dự báo không thiên lệch cho tỷ giá giao ngay tương lai kỳ vọng ($S^e_{t,t+k}$) theo phương trình (2) và (3) với giả định là $\xi_{t,t+k}$ là nhiễu trắng (white – noise error) và sai số này không tương quan với bất kỳ một thông tin nào tại thời điểm t, bao gồm cả chênh lệch lãi suất và tỷ giá giao ngay hiện tại. Tuy nhiên, trong thực tế ở VN giả định này đã bị vi phạm khi NHNN VN ấn định một biên độ giới hạn cho tỷ giá kỳ hạn theo tỷ giá giao ngay. Theo đó, các NHTM tính toán tỷ giá kỳ hạn giao dịch bằng cách lấy tỷ giá giao ngay cộng thêm điểm kỳ hạn (do NHNN) quy định chứ không phải tính toán tỷ giá kỳ hạn trên cơ sở ngang giá lãi suất IRP.

Như vậy có thể kết luận rằng ngang giá lãi suất ở VN đã không tồn tại vì chênh lệch lãi suất giữa VND và USD chỉ giải thích được phần rất nhỏ trong biến động tỷ giá giao ngay tương lai của đô la Mỹ. Điều này cho thấy kiểm soát vốn ở VN trong thời gian qua là rất chặt chẽ, ngang giá lãi suất IRP đã không xảy ra, một mặt là do tỷ giá kỳ hạn được tính toán một cách chủ quan như đã trình bày trên, mặt khác chi phí giao dịch do kiểm soát vốn và những quan ngại tiềm ẩn về rủi ro quốc gia đã làm cho thị trường VN không thể nào đạt được thế cân bằng ■



Ảnh Hoà Tấn