

TÁC ĐỘNG CỦA TỶ GIÁ ĐẾN CÁN CÂN THƯƠNG MẠI VIỆT NAM TRONG NGẮN VÀ DÀI HẠN

TS. Nguyễn Văn Phúc¹

ThS. Phạm Thị Tuyết Trinh²

TÓM TẮT

Bài viết đo lường tác động trong ngắn và dài hạn của tỷ giá đến cán cân thương mại Việt Nam, giai đoạn 2000-2010. Phân tích đồng liên kết dựa trên tiếp cận trễ phân phối tự hồi qui (autoregressive distributed lag) được sử dụng để đo lường tác động dài hạn, cho thấy cán cân thương mại được cải thiện khi đồng tiền Việt Nam (VND) giảm giá thực. Mô hình hiệu chỉnh sai số (error correction model) dựa trên phương trình cân bằng dài hạn được sử dụng để đo lường tác động ngắn hạn, cho thấy cán cân thương mại xấu đi ngay khi VND giảm giá thực. Hàm phản ứng đẩy (impulse response function) dựa trên mô hình hiệu chỉnh sai số cho thấy tác động phá giá Việt Nam đồng đến cán cân thương mại có dạng tuyến J: cán cân thương mại xấu đi trong 3 quý sau khi phá giá, bắt đầu được cải thiện từ quý thứ 4 và thiết lập mức cân bằng mới sau 12 quý.

ABSTRACT

This article measures the impact of exchange rate on Vietnam trade balance in the short and long term during the period of 2000-2010. Correlation analysis based on the approach of autoregressive distributed lag method has been used to measure long-term effects. This analysis indicates that the trade balance has been enhanced as Vietnam Dong (VND) depreciated. Error Correction Model based on the long-term balance equation is used to measure short-term effects, which suggests that the trade balance deteriorated as soon as VND depreciated. Impulse response function based on the error correction model indicates that Vietnam Dong's devaluation to the trade balance behaved like J shape: The trade balance deteriorates in three quarters after the devaluation, it commences to be improved from the 4th quarter and set a new equilibrium point after 12 quarters.

1. Đặt vấn đề

Một trong những động lực quan trọng tạo nên thành công của nền kinh tế Việt Nam trong giai đoạn *đổi mới* là phát triển hướng vào xuất khẩu. Xuất khẩu của Việt Nam đã tăng trưởng ấn tượng, đạt trung bình hơn 20%/năm trong 20 năm qua. Với mức thu nhập trên đầu người còn thấp, tiêu dùng nội địa còn thấp, thì xuất khẩu là nhân tố quan trọng để thúc đẩy tăng trưởng nhanh. Xuất khẩu đã giúp có nguồn ngoại tệ để đáp ứng nhu cầu nhập khẩu máy móc, thiết bị, nguyên

nhiên vật liệu phục vụ cho quá trình công nghiệp hóa. Tuy nhiên, mặc dù xuất khẩu tăng nhanh nhưng nhập khẩu lại tăng nhanh hơn xuất khẩu đã làm cho cán cân thương mại (CCTM) rơi vào thâm hụt triền miên. Trước năm 2006, thâm hụt thương mại tương đối nhỏ khoảng 5 tỉ đô la Mỹ (USD). Tỷ lệ thâm hụt cán cân vãng lai so với GDP, nhờ đó, cũng ở mức an toàn, dưới 5%. Thâm hụt thương mại chuyển sang nghiêm trọng từ năm 2007, khoảng 14 tỉ USD, và đạt đỉnh vào năm 2008, khoảng 18 USD, làm tỷ lệ thâm hụt

¹ Phó Hiệu trưởng trường Đại học Mở Tp.HCM.

² Trường Đại học Ngân hàng Tp.HCM.

cán cân vãng lai so với GDP tăng trên 10%, vượt xa mức cảnh báo của Quỹ tiền tệ quốc tế (IMF).

Diễn biến theo chiều hướng xấu đi của CCTM Việt Nam đã được nhiều nhà nghiên cứu tìm hiểu. Trong các nhân tố tác động lên CCTM thì tỷ giá được xem là một nhân tố có vai trò quan trọng. Tuy nhiên, nhận định về tỷ giá tác động lên CCTM của Việt Nam còn có nhiều ý kiến khác nhau. Có quan điểm ủng hộ việc tăng tỷ giá (VNĐ giảm giá) để tăng xuất khẩu, hạn chế nhập khẩu. Quan điểm này được lý thuyết ủng hộ vì khi tăng tỷ giá thì hàng hóa Việt Nam sẽ rẻ hơn ở nước ngoài nên kích thích xuất khẩu và làm cho hàng nhập khẩu trở nên đắt đỏ hơn nên hạn chế nhập khẩu. Tuy nhiên, quan điểm không ủng hộ cho rằng việc tăng tỷ giá không giúp ích nhiều cho xuất khẩu mà chỉ làm gia tăng lạm phát do các ngành sản xuất của Việt Nam phụ thuộc quá lớn vào nhập khẩu. Ngoài ra, nhiều mặt hàng xuất khẩu chủ yếu của Việt Nam là nông sản và khoáng sản nên độ co giãn của cung theo giá khá thấp. Nhược điểm của các quan điểm trên là cho rằng mối quan hệ giữa tỷ giá và cán CCTM luôn tuyến tính một chiều. Trong thực tế, mối quan hệ này có thể thay đổi theo thời gian. Từ đó, mục đích của bài viết này nhằm đo lường tác động của tỷ giá đến CCTM Việt Nam trong ngắn và dài hạn.

2. Sơ lược lý thuyết và các nghiên cứu trước

Lý thuyết chung về thương mại quốc tế cho thấy rằng việc tăng tỷ giá (đồng tiền nội địa giảm giá) sẽ làm tăng xuất khẩu, hạn chế nhập khẩu. Điều này được lý giải là khi tăng tỷ giá thì hàng hóa của nước đó sẽ rẻ hơn ở nước ngoài nên kích thích xuất khẩu và làm cho hàng nhập khẩu trở nên đắt đỏ hơn nên hạn chế nhập khẩu (xem Salvatore, 1999, tr. 510-511). Tuy nhiên, trong thực tế ảnh hưởng lúc nào cũng không phải vậy. Một số nhà kinh tế

cho rằng ảnh hưởng của tăng tỷ giá có thể theo hình **J-curve** (xem Salvatore, 1999, tr. 521-522). Theo đó, khi tỷ giá tăng lên (đồng tiền nội địa giảm giá), ngay lập tức giá cả trong nước của hàng nhập khẩu tăng nhanh hơn giá hàng xuất khẩu, làm cho thâm hụt thương mại trở nên trầm trọng hơn trong ngắn hạn. Về dài hạn, lượng xuất khẩu dần tăng lên (do giá cả giảm) và lượng nhập khẩu dần giảm xuống (do giá cả tăng), giá xuất khẩu cũng dần tăng lên, làm cho cán cân thương mại dần cải thiện. Như vậy, theo mô hình này thì khi tăng tỷ giá thì trong ngắn hạn CCTM sẽ xấu đi và trong dài hạn CCTM sẽ tốt lên. Dưới đây là tóm tắt các nghiên cứu thực nghiệm trước về mối quan hệ giữa tỷ giá thực và CCTM ở các nền kinh tế đang phát triển khác và ở Việt Nam.

Nghiên cứu của Upadhyaya and Dhakal (1997) kiểm định tác động của việc phá giá nội tệ lên CCTM của 8 nền kinh tế đang phát triển (Colombia, Cyprus, Hy Lạp, Guatemala, Mexico, Morocco, Singapore và Thái Lan). Kết quả nghiên cứu chỉ tìm thấy tác động cải thiện CCTM của phá giá trong trường hợp Mexico. Bahmani and Kanitpong (2001) sử dụng phương pháp đồng liên kết dựa trên tiếp cận ARDL cho CCTM song phương của Thái Lan và 5 đối tác thương mại chính trong giai đoạn quý 1/1973-quý 3/1990 và đã tìm thấy tác động của tỷ giá trong ngắn và dài hạn lên CCTM song phương của Thái Lan với Mỹ và Nhật Bản. Nghiên cứu của hai tác giả cũng chứng minh sự tồn tại của hiệu ứng tuyến J, phá giá làm thâm hụt CCTM trong ngắn hạn và cải thiện CCTM trong dài hạn. Bahmani (2001) sử dụng phương pháp phân tích đồng liên kết của Engle-Ganger và Johansen-Juselius cũng cho thấy phá giá nội tệ làm cải thiện CCTM của 7 nền kinh tế khu vực Trung Đông trong dài hạn. Tihomir (2004) sử dụng phương pháp đồng liên kết ARDL cũng tìm thấy mối quan hệ giữa tỷ giá và CCTM của Croatia trong ngắn và dài

hạn. Trong dài hạn, nội tệ giảm giá 1% sẽ cải thiện CCTM từ 0,9%-1,3% và mức cân bằng mới được thiết lập sau 10 quý. Trong ngắn hạn, nội tệ giảm giá 1% ngay lập tức làm CCTM xấu đi 2,0-3,3%. Pavle and Mirjana (2010) sử dụng phương pháp đồng liên kết của Johansen, ARDL và mô hình hiệu chỉnh sai số cũng chỉ ra rằng phá giá nội tệ làm CCTM của Serbia xấu đi trong ngắn hạn và cải thiện trong dài hạn.

Các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa tỷ giá và CCTM cho trường hợp Việt Nam tính đến nay không nhiều. Lord (2002) sử dụng phương pháp đồng liên kết và mô hình ECM nghiên cứu trong giai đoạn 1990-2001 cho thấy, tác động của tỷ giá thực đa phương (REER) của Việt Nam đến tính cạnh tranh quốc tế và cầu xuất khẩu có ý nghĩa thống kê cao trên thị trường toàn cầu và một số thị trường khu vực. Đối với thị trường toàn cầu, hệ số co giãn của cầu xuất khẩu dưới tác động của REER là -1,8 trong ngắn hạn và -2,0 trong dài hạn. Đối với thị trường khu vực 5

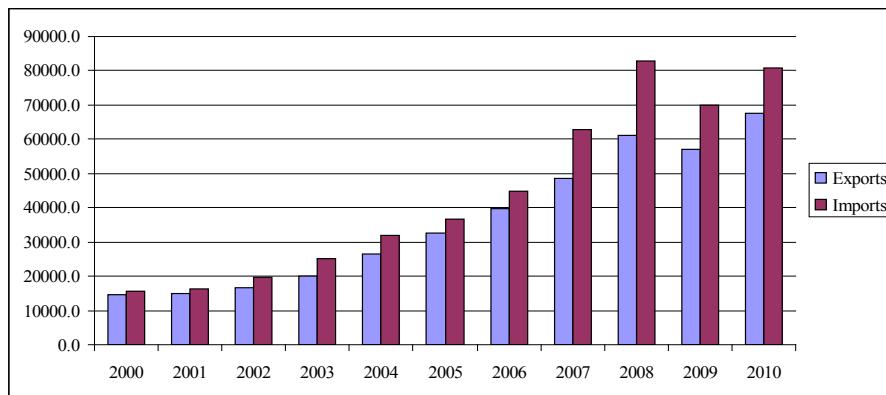
nước ASEAN và thương mại song phương với Mỹ, hệ số co giãn ngắn hạn của cầu xuất khẩu lần lượt là -0,1 và -0,3, trong dài hạn lần lượt là 0,4 và 1,9. Nghiên cứu của Phan Thanh Hoan và Nguyen Dang Hao (2007), sử dụng phương pháp đồng liên trên số liệu của giai đoạn quý 1/1995 – quý 4/2005, cũng cho thấy tỷ giá thực có tác động khá mạnh đến CCTM Việt Nam trong dài hạn, VNĐ giảm giá thực 1% sẽ làm CCTM tăng 0,7%.

3. Diễn biến CCTM và tỷ giá của Việt Nam giai đoạn 2000-2010

Diễn biến CCTM

Xét về mặt giá trị, trong giai đoạn 2000-2010, cả xuất khẩu và nhập khẩu đều tăng qua từng năm, ngoại trừ năm 2009 do tác động của khủng hoảng toàn cầu (Hình 1). Nếu không tính năm 2009, mức tăng trung bình hàng năm của xuất khẩu và nhập khẩu lần lượt là 20,6% và 24,6%. Điều này giải thích tại sao CCTM càng lúc càng thâm hụt.

Hình 1 – Kim ngạch xuất khẩu và nhập khẩu giai đoạn 2000-2010



Nguồn: Tổng cục thống kê

Xét về mặt cơ cấu, xuất khẩu và nhập khẩu của Việt Nam bộc lộ hai điểm yếu khó có thể cải thiện trong thời gian ngắn như sau:

Thứ nhất, cơ cấu xuất khẩu chậm thay đổi theo hướng tăng tỷ trọng các mặt hàng giá trị gia tăng cao. Bảng 1 cho thấy, nền kinh tế mất gần 10 năm

để điều chỉnh tỷ trọng hàng chế biến và sơ chế trong tổng kim ngạch xuất khẩu tăng từ 45%-55%. Như vậy, trung bình mỗi năm tốc độ chuyển dịch là 1%. Sự chuyển dịch chậm này cho thấy việc cải thiện CCTM bằng cách điều chỉnh cơ cấu xuất khẩu sẽ khó có thể đạt được trong ngắn hạn.

Bảng 1 – Cơ cấu xuất khẩu theo phân loại tiêu chuẩn ngoại thương 2000-2010

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Tổng số	100	100	100	100	100	100	100	100	100
Hàng thô hoặc mới sơ chế	55,8	53,3	49,6	46,6	47,4	49,6	48,3	44,6	44,2
Hàng chế biến hoặc đã tinh chế	44,2	46,7	50,4	53,3	52,6	50,4	51,7	55,4	55,2
Hàng hóa không thuộc các nhóm trên	0,04	0,00	0,01	0,02	0,01	0,02	0,02	0,04	0,58

Nguồn: Tổng cục thống kê

Thứ hai, cơ cấu hàng nhập khẩu nhìn chung không thay đổi với tỷ trọng tuyệt đối của các mặt hàng tư liệu sản xuất (khoảng 90%). Cơ cấu này đã chỉ ra sự phụ thuộc lớn của sản xuất nội địa, bao gồm cả sản xuất hàng xuất khẩu vào nguyên vật liệu nhập khẩu mà nguyên nhân là do sự thiếu hụt của các ngành công nghiệp phụ trợ cho sản xuất trong nền kinh tế.

Bảng 2 – Cơ cấu nhập khẩu phân theo nhóm hàng giai đoạn 2000-2009

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Tư liệu sản xuất	93,8	92,1	92,1	92,2	93,3	89,6	88,0	90,5	88,8	90,2
- 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
- Nguyên nhiên vật liệu	63,2	61,6	62,3	60,6	64,5	64,4	63,4	61,9	60,9	60,9
Hàng tiêu dùng	6,2	7,9	7,9	7,8	6,7	10,4	12,0	9,5	11,2	9,8
- Lương thực thực phẩm	1,9	3,0	2,5	2,4	2,4	3,0	2,8	2,5	2,7	n.a
- Hàng y tế	2,2	2,0	1,8	1,6	1,4	1,4	1,3	1,2	1,1	n.a
- Khác	4,1	5,0	4,3	4,0	3,8	6,6	8,3	5,8	7,2	n.a

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ số liệu của tổng cục thống kê

Diễn biến tỷ giá

Mặc dù cơ chế điều hành tỷ giá đã được Ngân hàng Nhà nước (NHNN) thay đổi theo hướng linh hoạt từ đầu năm 1999 với tỷ giá giao dịch tại các Ngân hàng Thương mại (NHTM) được xác định dựa

trên (i) tỷ giá bình quân liên ngân hàng do NHNN công bố và (ii) biên độ dao động áp dụng cho mỗi thời kỳ. Trong giai đoạn này, VNĐ giảm giá danh nghĩa trong ổn định với USD ở mức trung bình 1,12%/năm trước 2007, và 5,5%/năm từ 2008 (bảng 3).

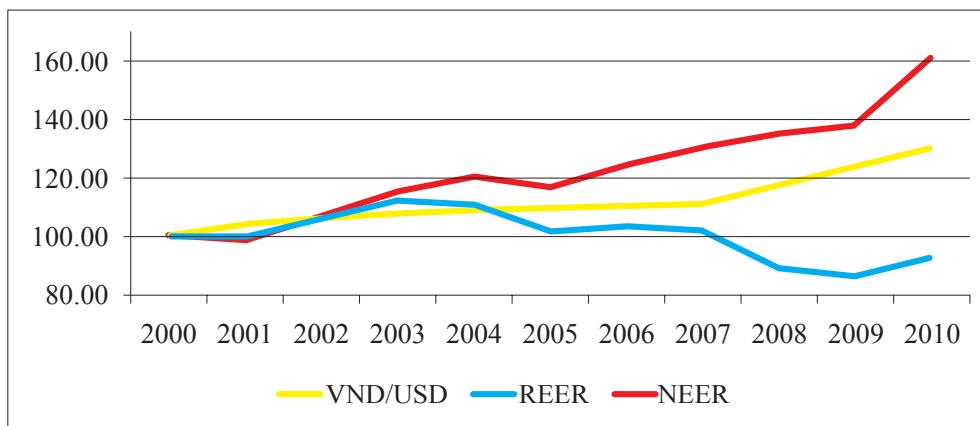
Bảng 3. Biến động tỷ giá danh nghĩa VNĐ/USD giai đoạn 2000-2010

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Tỷ giá bình quân liên ngân hàng*	15070	15368	15608	15737	15875	16054	16114	16977	17941	18930
Thay đổi(%)		1,98	1,56	0,84	0,86	1,13	0,37	5,36	5,68	5,51
Giá NHTM**	15195	15406	15647	15778	15915	16051	16021	17486	18479	19495

Nguồn: * NHNN, giá cuối năm; ** Giá bán tại Hội sở Ngân hàng Vietcombank, giá cuối năm.

Với diễn biến trên của VNĐ/USD, tỷ giá danh nghĩa đa phương (NEER) cũng có biến động theo xu hướng tăng khá đều. Tính đến cuối năm 2010, NEER đã tăng khoảng 60% so với thời điểm 2000. Trong khi đó, biến động của tỷ giá thực đa phương (REER) hoàn toàn trái chiều với tỷ giá danh nghĩa mặc dù REER được tính dựa trên tỷ giá danh nghĩa. REER bắt đầu

giảm khá mạnh từ 2003, và đạt mức thấp nhất trong giai đoạn vào năm 2009, giảm khoảng 18% so với năm 2000. Diễn biến như trên của tỷ giá danh nghĩa và tỷ giá thực cho thấy giá trị danh nghĩa của VNĐ trên thị trường đang dần thoát ra khỏi giá trị thực của nó, đồng thời, phần nào cho thấy, NHNN đang điều hành tỷ giá nhằm ổn định giá trị danh nghĩa của VNĐ.

Hình 2. Diễn biến tỷ giá giai đoạn

Ghi chú: Năm gốc 2000, Tỷ giá tăng, VND giảm giá; tỷ giá giảm, VND tăng giá.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả dựa trên số liệu của Tổng cục thống kê và Thống kê tài chính quốc tế (IFS)

4. Ước lượng tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại Việt Nam

Mô hình ước lượng

Bài viết sử dụng mô hình được phát triển bởi Tihomir (2004) dựa trên mô hình chuẩn của Goldstein và Kahn (1985), Rose và Yellen (1989). Đây đồng thời cũng là mô hình ước lượng được sử dụng trong hầu hết các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa tỷ giá và CCTM. Mô hình như sau:

$$TB = \beta_1 + \beta_2 REER + \beta_3 GDP + \beta_4 GDP^* + \varepsilon \quad (1)$$

Trong đó, TB đại diện cho CCTM, REER đại diện cho tỷ giá thực đa phương, GDP đại diện cho sản lượng trong nước, GDP* đại diện cho sản lượng nước ngoài.

REER được chọn đại diện cho tỷ giá bởi vì REER phản ánh giá trị của đồng tiền nội tệ đã điều chỉnh tác động của lạm phát, trong tương quan so sánh với giá trị đồng tiền các nước có quan hệ thương mại. GDP

và GDP* được lựa chọn bởi vì chúng là đại diện tốt nhất cho thu nhập trong nước và thu nhập nước ngoài.

Tất cả các biến số trong mô hình (1) đều có dạng logarit tự nhiên. Theo Khan and Hossain (2010), điểm hấp dẫn của mô hình log-tuyến tính là do các hệ số độ nghiêng đo lường độ co giãn của biến phụ thuộc dưới tác động của các biến độc lập. Ngoài ra, do các biến số trong mô hình đều dương, lấy logarit các chuỗi số liệu cũng giúp các chuỗi số liệu có phân phối chuẩn.

Trong mô hình (1), REER được kỳ vọng có tác động cùng chiều ($\beta_2 > 0$) đối với TB, tức nội tệ giảm giá thực sẽ cải thiện CCTM, nội tệ tăng giá thực sẽ làm xấu đi CCTM. GDP* cũng được kỳ vọng tác động cùng chiều ($\beta_4 > 0$) đối với TB bởi vì khi thu nhập nước ngoài tăng, cầu xuất khẩu sẽ tăng. Tác động của GDP lên TB có thể là cùng chiều hoặc ngược chiều vì thu nhập trong nước tăng có thể làm tăng nhập khẩu và cũng có thể thúc đẩy xuất khẩu. Chiều hướng tác động của GDP lên TB, theo đó, có thể cùng chiều ($\beta_3 > 0$) khi tác động của GDP lên xuất khẩu lớn hơn lên nhập khẩu hoặc ngược chiều ($\beta_3 < 0$) khi tác động của GDP lên nhập khẩu lớn hơn lên xuất khẩu (Caves, Frankel, and Jones, 2001).

Mô tả số liệu

Mô tả đặc điểm kỹ thuật của số liệu

Bài viết sử dụng số liệu từ quý 1/2000 đến quý 4/2010, theo tần suất quý. Lý do cho sự lựa chọn này là: (i) số liệu GDP theo quý của Việt Nam không thể thu thập từ trước năm 2000; (ii) từ năm 1999, NHNN

chuyển sang cơ chế điều hành tỷ giá dựa trên cung cầu, đồng thời điều chỉnh lại tỷ giá danh nghĩa VNĐ/USD cho sát với giá trị thực; (iii) năm 2000 là thời điểm CCTM Việt Nam tương đối cân bằng.

TB được tính là tỷ số của xuất khẩu so với nhập khẩu (X/M). Dạng chỉ số của TB được sử dụng phổ biến trong rất nhiều nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa CCTM và tỷ giá vì nó không bị tác động bởi đơn vị đo lường và có thể được hiểu như là CCTM danh nghĩa hoặc thực (Bahmani, 1999). Thêm vào đó, dạng chỉ số của TB có thể loại trừ được vấn đề về dấu khi sử dụng dạng logarit tự nhiên.

REER được tính toán theo trung bình hình học có trọng số giữa tỷ giá song phương, có điều chỉnh theo chỉ số giá, giữa VNĐ và đồng tiền của 17 đối tác thương mại chính (rõ tiền tệ lựa chọn). Trong đó, trọng số của mỗi đồng tiền trong rõ là tỷ trọng thương mại (xuất khẩu và nhập khẩu) của đối tác thương mại tương ứng. Tổng giá trị xuất nhập khẩu của các đối tác thương mại được chọn trong rõ tiền chiếm 85%-90% tổng kim ngạch xuất nhập khẩu của Việt Nam hàng năm.

GDP* được tính theo trung bình có trọng số từ chỉ số GDP thực của 17 đối tác thương mại với tỷ trọng thương mại là trọng số.

Số liệu sử dụng cho tính toán và ước lượng được lấy từ nhiều nguồn khác nhau, chủ yếu là từ thống kê tài chính quốc tế của Quỹ tiền tệ quốc tế (IFS). Cụ thể về các nguồn số liệu được trình bày trong bảng 4.

Bảng 4. Mô tả nguồn số liệu sử dụng

Loại số liệu	Mô tả	Thời gian	Nguồn
Tỷ giá danh nghĩa VNĐ/USD	Số trung bình quý	2000(1)-2008(4) 2009(1)-2010(4)	NHNN
Tỷ giá danh nghĩa giữa USD và các ngoại tệ khác	Số trung bình quý	2000(1)-2008(4) 2009(1)-2010(4)	IFS Trang web IMF

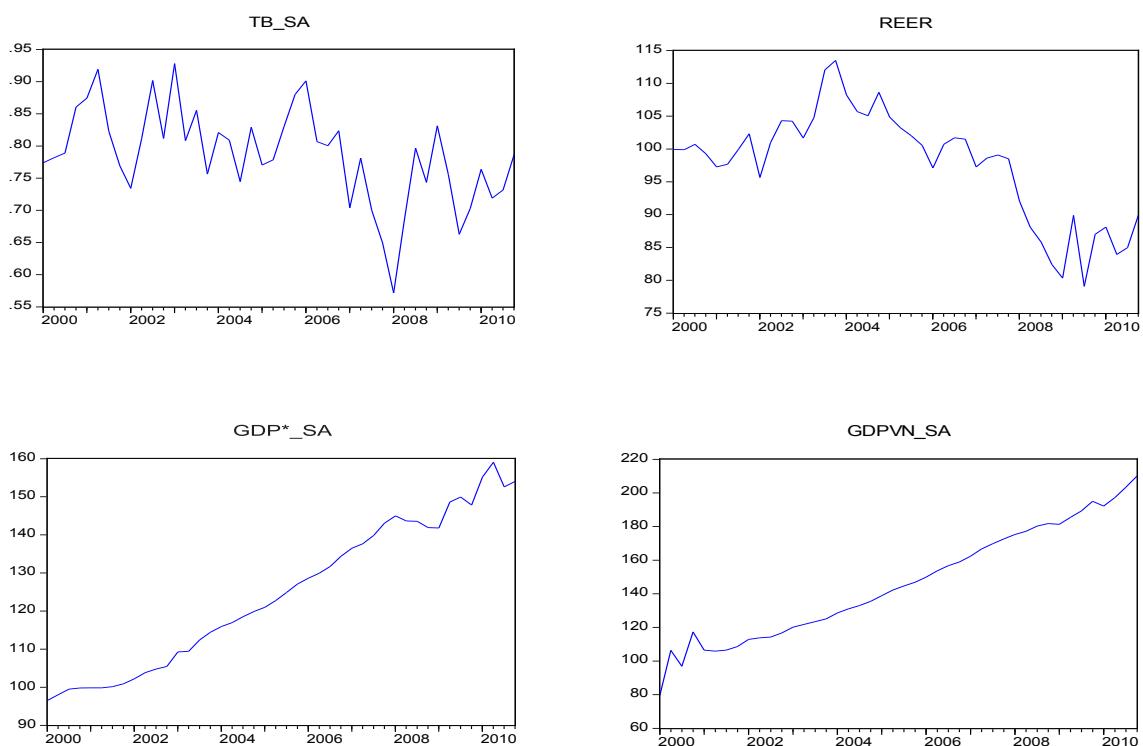
Chỉ số giá CPI của VN		2000(1)-2008(4) 2009(1)-2010(4)	IFS OECD
Chỉ số giá WPI của các nước		2000(1)-2008(4) 2009(1)-2010(4)	IFS OECD
Kim ngạch xuất khẩu, nhập khẩu song phương giữa Việt Nam và các đối tác thương mại chính		2000(1)-2010(4)	Tổng cục thống kê
GDP Việt Nam	Dạng chỉ số (2000=100)	2000(1)-2010(4)	Bloomberg
GDP các đối tác thương mại chính	Dạng chỉ số (2000=100)	2000(1)-2008(4) 2009(1)-2010(4)	IFS OECD

*Đặc điểm kinh tế lượng của số liệu
- Tác động của nhân tố mùa*

Nhóm tác giả không kiểm định tác động của nhân tố mùa đối với các số liệu chuỗi thời gian sử dụng cho ước lượng. Tuy nhiên, CCTM và sản lượng thường bị ảnh hưởng bởi nhân tố mùa. Bằng chứng là các nghiên cứu thực nghiệm trước về vấn đề này đều điều chỉnh yếu tố mùa cho

các chuỗi số liệu này. Ngoài ra, khi sử dụng các chuỗi số liệu có điều chỉnh yếu tố mùa, kết quả ước lượng có ý nghĩa thống kê cao hơn hẳn so với trường hợp sử dụng các chuỗi số liệu không điều chỉnh yếu tố mùa. Vì vậy, sử dụng công cụ Census X12 để loại bỏ yếu tố mùa khỏi chuỗi TB, GDP và GDP*, nghiên cứu có được các chuỗi số liệu cho ước lượng như sau:

Hình 3. Các chuỗi số liệu sau khi đã loại bỏ yếu tố mùa



Ghi chú: _SA: đã điều chỉnh yếu tố mùa

Tính dừng

Để xác định phương pháp ước lượng phù hợp, bài viết kiểm định đặc điểm dừng của các chuỗi số liệu sử dụng cho ước lượng bằng phương pháp kiểm định nghiệm đơn

vị của Augmented Dickey-Fuller (ADF) và Phillips-Perron (PP). Bảng 5 trình bày các kết quả kiểm định, cho thấy các chuỗi số liệu đều là chuỗi không dừng, $I(0)$, và là chuỗi dừng sai phân bậc 1, $I(1)$.

Bảng 5. Kết quả kiểm định ADF và PP

Biến số	Trị thống kê ADF	Giá trị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1%	Trị thống kê PP	Giá trị bác bỏ ở mức ý nghĩa 1%
TB	-3.4324	-3.5924	-3.3860	-3.5924
REER	-1.3254	-3.5924	-1.2121	-3.5924
GDP	0.2430	-3.6104	-2.2450	-3.5924
GDP*	-0.0666	-2.6240	-0.6596	-3.5924
DTB	-8.4671	-3.5966	-10.9696	-3.5966
DREER	-8.5292	-3.5966	-8.5129	-3.5966
DGDP	-5.3708	-3.6104	-64.6827	-3.5966
DGDP*	-2.8089	-3.6055	-6.8161	-3.5966

Ghi chú: các biến số đều dưới dạng logarit, D_{-} : sai phân bậc 1

Ma trận tương quan

Ma trận tương quan giữa các biến số cho thấy GDP và GDP* có hệ số tương quan rất cao (0,98) vì chúng đều là các chuỗi thời gian có tính xu hướng. Nếu sử

dụng cả hai biến số này trong mô hình ước lượng, khả năng xảy ra đa cộng tuyến là rất lớn vì vậy 1 trong 2 biến số cần được loại bỏ. GDP được chọn giữ lại do có ảnh hưởng đến cầu nhập khẩu và cung xuất khẩu.

Bảng 6. Ma trận tương quan

	TB	REER	GDP	GDP*
TB	1.000	0.407	-0.479	-0.525
REER	0.407	1.000	-0.676	-0.659
GDP	-0.479	-0.676	1.000	0.980
GDP*	-0.525	-0.659	0.980	1.000

Như vậy, mô hình ước lượng cuối cùng như sau:

$$TB_t = \beta_1 + \beta_2 REER_t + \beta_3 GDP_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Phương pháp ước lượng

Pesaran, Shin, and Smith (2001) đã phát triển một dạng kiểm định ranh giới (bound test) cho phép kết hợp đồng thời

phương trình dài hạn (2) trong một mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM). Như vậy, phương pháp này cho phép đồng thời ước lượng các hệ số tác động dài hạn và ngắn hạn.

Với $X_t = (TB_t, REER_t, GDP_t) = (TB_t, x_t)$.

Khi đó mô hình ADRL của phương trình (2) có thể được viết lại như sau:

$$\Delta TB_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 \Delta x_t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta TB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta REER_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta GDP_{t-i} + \lambda_1 TB_{t-1} + \lambda_2 REER_{t-1} + \lambda_3 GDP_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Trong đó: Δ là sai phân bậc 1, t là xu hướng, p là bước trễ tối ưu

Để ước lượng mối quan hệ dài hạn, phương pháp này bao gồm 2 bước:

Bước 1: Kiểm định sự tồn tại mối quan hệ cân bằng dài hạn (đồng liên kết) giữa các biến quan sát, cụ thể là các vector đồng liên kết ($\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3$) với các giả thuyết kiểm định

- H_0 : không tồn tại quan hệ đồng liên kết: $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0$
- H_1 : có tồn tại quan hệ đồng liên kết: $\lambda_1 \neq 0, \lambda_2 \neq 0, \lambda_3 \neq 0$.

Kiểm định giả thuyết H_0, H_1 bằng kiểm định Wald dưới dạng kiểm định F phụ thuộc vào: (i) các biến số trong mô hình là $I(0)$ hoặc $I(1)$; (ii) số lượng các nhân tố hồi qui (regressors) trong mô hình; (iii) mô hình có hệ số chặn hay không. Mặc dù Pesaran, Shin, and Smith (2001) có đưa ra các giá trị bác bỏ (critical value), các giá trị này thường được áp dụng cho cỡ mẫu lớn từ 500-1000 quan sát. Nghiên cứu có cỡ mẫu nhỏ (44 quan sát), giá trị bác bỏ, vì vậy, được sử dụng theo Narayan (2004), với giá trị bác bỏ cao hơn so với Pesaran, Shin, and Smith (2001). Theo đó:

- Bác bỏ giả thuyết H_0 nếu giá trị tính toán cao hơn giới hạn trên (upper limit) của khung ranh giới (band), tức chấp nhận giả thuyết

H_1 , có tồn tại quan hệ cân bằng dài hạn giữa TB, REER, GDP.

- Chấp nhận giả thuyết H_0 nếu giá trị tính toán thấp hơn giới hạn dưới (upper limit) của khung ranh giới (band), tức bác bỏ giả thuyết H_1 , không tồn tại quan hệ cân bằng dài hạn.
- Không thể đưa ra kết luận nếu giá trị tính toán rơi vào giữa giới hạn trên và giới hạn dưới.

Bước 2: Khi đồng liên kết đã được khẳng định là có tồn tại, bước kế tiếp là ước lượng các vector đồng liên kết bằng cách sử dụng phương trình (3).

Kết quả ước lượng

Để thực hiện các bước kiểm định như trên, nghiên cứu thực hiện các thủ tục như Pavle và Mirjana (2010). Nghiên cứu ước lượng phương trình (3) bằng phương pháp bình phương thông thường bé nhất (OLS) có ($\alpha_1 \neq 0$) và không có ($\alpha_1 = 0$) xu hướng, và có ($\alpha_2 \neq 0$) và không có ($\alpha_2 = 0$) Δx_t . Ở bước đầu tiên này, số lượng các bước trễ là giống nhau cho các biến số. Nghiên cứu lần lượt thay đổi số bước trễ từ 1 cho đến 5. Số bước trễ tối ưu sẽ được chọn dựa vào chuẩn thông tin Schwarz Bayesian (SBC) hoặc Akaike (AIC). Kết quả được trình bày trong bảng 7.

Bảng 7. Thống kê lựa chọn bước trễ (AIC và SBC) và trị thống kê F

	$\alpha_1=0$			$\alpha_1 \neq 0$		
	$\alpha_2=0$					
p	SBC	AIC	F-stat	SBC	AIC	F-stat
1	-1,851*	-2,141*	4,925 ^a	-1,776*	-2,107*	5,005 ^b
2	-1,699	-2,117	4,254	-1,612	-2,072	4,174
3	-1,422	-1,971	2,083	-1,402	-1,993	2,811

4	-1,190	-1,873	0,551	-1,334	-2,059	2,629
5	-0,961	-1,780	0,783	-1,041	-1,903	2,030
$\alpha_2 \neq 0$						
1	-1,702*	-2,075	4,817^a	-1,630*	-2,044	4,932^b
2	-1,604	-2,106*	4,925^a	-1,524	-2,067*	4,889^b
3	-1,305	-1,938	2,276	-1,261	-1,936	2,662
4	-1,124	-1,892	0,658	-1,218	-2,028	2,124
5	-0,885	-1,790	0,887	-0,964	-1,912	1,996

Ghi chú: * giá trị SBC và AIC nhỏ nhất (bước trở tối ưu); a và b lần lượt cho biết ý nghĩa ở mức 5% và 10%

Trường hợp $\alpha_1=0$ và $\alpha_2=0$, cả SBC và AIC đều cho thấy bước trở tối ưu là 1 ($p=1$). Giá trị F tương ứng là 4,925 cao hơn giới hạn trên ở mức ý nghĩa 5% là 4,203. Như vậy, giả thuyết H_0 bị bác bỏ, nói cách khác, tồn tại quan hệ đồng liên kết giữa TB, REER và GDP.

Trường hợp $\alpha_1 \neq 0$ and $\alpha_2=0$ cũng cho kết quả tương tự. Bước trở tối ưu được lựa chọn theo SBC và AIC là 1. Giá trị F tương ứng là 5,005 cao hơn giới hạn trên ở mức ý nghĩa 10% là 4,347.

Trường hợp $\alpha_1=0$ và $\alpha_2 \neq 0$, $\alpha_1 \neq 0$ và $\alpha_2 \neq 0$, kết quả cũng tương tự. Trong cả 2 trường hợp, SBC và AIC lựa chọn bước trở tối ưu lần lượt là 1 và 2. Giá trị F tương ứng cũng cao hơn giới hạn trên.

Như vậy, kết quả kiểm định khẳng định có tồn tại quan hệ đồng liên kết giữa TB, REER và GDP. Các vector đồng liên kết theo đó được ước lượng trong bước tiếp theo.

Ở bước này, mô hình (3) được sử dụng với bước trở tối ưu của từng biến số. SBC và AIC tiếp tục được sử dụng để lựa chọn bước trở tối ưu. Trường hợp $\alpha_1=0$ and $\alpha_2=0$, cả SBC và AIC đều đề nghị dạng mô hình tối ưu là ARDL(2,3,0), tức 1 bước trở cho ΔTB , 2 bước trở cho $\Delta REER$, không bước trở cho ΔGDP . Như vậy, mô hình ARDL đạt được như sau (Bảng 8). Tất cả các kiểm định chẩn đoán đều cho thấy phần dư có phân phối chuẩn, không có tự tương quan, phương sai không đổi, và ổn định.

Bảng 8. Kết quả mô hình ARDL(2,3,0)

Biến số	Hệ số ước lượng	Giá trị thống kê t
TB_{t-1}	-0,50	-2,69
$REER_{t-1}$	0,10	1,87
GDP_{t-1}	-0,12	-2,16
ΔTB_{t-1}	-0,10	-1,60
$\Delta REER_{t-1}$	-0,75	-2,13
$\Delta REER_{t-2}$	-0,79	-2,19

Ghi chú: $R^2=0,41$; R^2 hiệu chỉnh 0,35; Tổng bình phương phần dư=0,21, Sai số chuẩn phần dư=0,09; Log likelihood=49,81, AIC=-2,13, SBC=-1,88, Trung bình biến phụ thuộc=0,00, Giá trị Durbin-Watson=1,87.

Chúng tôi tiếp tục với các trường hợp khác, bao gồm $\alpha_1 \neq 0$ và $\alpha_2 = 0$, $\alpha_1 = 0$ và $\alpha_2 \neq 0$, $\alpha_1 \neq 0$ và $\alpha_2 \neq 0$. Kết quả cho thấy: (i) không có sự khác biệt giữa $\Delta x_t = 0$ và $\Delta x_t \neq 0$ vì hệ số ước lượng của Δx_t không có ý nghĩa thống kê; (ii) hệ số ước lượng của xu hướng (t) không có ý nghĩa thống kê.

Như vậy, tất cả các trường hợp đều đi đến mô hình ARDL(2,3,0) như trong bảng 8 với các hệ số đồng liên kết như sau (giá trị t trong ngoặc): $\lambda_1 = -0,5$ (-2,9), $\lambda_2 = 0,1$ (1,87), $\lambda_3 = -0,12$ (-2,16). Các hệ số co giãn dài hạn theo đó được xác định bằng cách chuẩn hóa các vectơ đồng liên kết, bằng cách chia cho λ_1 (-0.5). Như vậy, hệ số co giãn của REER và GDP lần lượt là 0,20 và 0,24. Kết quả cho thấy, REER có tác động đúng như kỳ vọng, nội tệ giảm giá thực trong dài hạn (REER tăng) cải thiện CCTM và ngược lại, nội tệ tăng giá thực (REER giảm) làm xấu đi CCTM. Hệ số ước

lượng 0,20 chỉ ra rằng 1% giảm giá/ tăng giá nội tệ sẽ làm CCTM cải thiện/ xấu đi 0,20%. Trong giai đoạn 2000-2010, VND lên giá thực khá mạnh so với các đồng tiền trong rổ tiền tệ, điều đó phần nào lý cho sự xấu đi của CCTM Việt Nam. Trong khi đó, GDP có tác động ngược chiều đến TB, cho thấy thu nhập nội địa tăng làm xấu đi CCTM trong dài hạn và ngược lại. Kết quả này cho thấy vai trò của tăng trưởng thu nhập đối với thâm hụt thương mại vì tăng trưởng GDP của Việt Nam khá nhanh so với các đối tác thương mại trong giai đoạn nghiên cứu.

Tác động ngắn hạn của tỷ giá đến CCTM được ước lượng theo các thủ tục của Engle and Granger (1987) bằng mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM). Dựa trên mô hình cân bằng dài hạn, mô hình ECM như sau:

$$\Delta TB_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 \beta_i \Delta TB_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \gamma_i \Delta REER_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \delta_i \Delta GDP_{t-i} + \phi EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Trong đó, EC là sai số hiệu chỉnh.

Ước lượng mô hình (4) bằng OLS, kết quả được trình bày trong bảng 9, cho thấy trong ngắn hạn REER có tác động ngược chiều lớn đến TB, GDP không gây ra tác động đến TB. Theo đó, tỷ giá thực tăng 1% sẽ làm CCTM xấu đi trong liên tiếp 2 quý lần lượt là 0,79% và 0,83%. Kết quả kiểm định chẩn đoán trên phần dư cũng

cho thấy không có tự tương quan, phương sai không đổi, phần dư có phân phối chuẩn và ổn định. Ngoài ra, hệ số ước lượng của sai số hiệu chỉnh (EC) là âm và có giá trị nhỏ hơn 1 (<1) cũng góp phần khẳng định tính ổn định của phương trình cân bằng dài hạn trong bảng 8.

Bảng 9. Kết quả ước lượng ECM dựa trên ARDL(2,3,0)

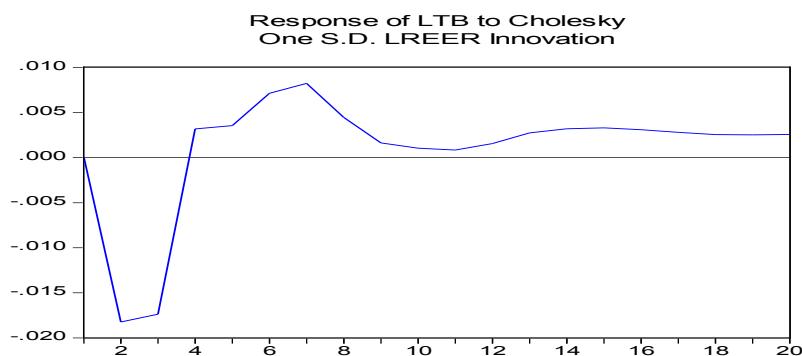
Biến số	Hệ số ước lượng	Giá trị thống kê t
EC_{t-1}	-0,454	-2,846
ΔTB_{t-1}	-0,135	-1,516
$\Delta REER_{t-1}$	-0,797	-2,478
$\Delta REER_{t-2}$	-0,839	-2,506

Ghi chú: $R^2=0,40$; R^2 hiệu chỉnh=0,35; Tổng bình phương phần dư=0,21; Sai số chuẩn của phần dư=0,07; Log likelihood=49,56; AIC=-2,22; SBC=-2,05.

Để xem xét phản ứng của CCTM khi phá giá VND, nghiên cứu sử dụng hàm phản ứng đẩy dựa trên kết quả ECM. Kết quả cho thấy, sau khi phá giá VND, CCTM xấu đi trong 3 quý tiếp theo. CCTM bắt đầu được cải thiện từ quý thứ 4 và mức

cân bằng mới sẽ được thiết lập sau 12 quý. Như vậy, kết quả phản ứng đẩy cho thấy tác động của hiệu ứng tuyến J có tồn tại trong mối quan hệ giữa tỷ giá và CCTM của Việt Nam.

Hình 4. Phản ứng của CCTM khi phá giá VND



Kết luận

Thứ nhất, tỷ giá thực có tác động cùng chiều đối với CCTM trong dài hạn, nói cách khác, giảm giá thực VND có thể cải thiện CCTM và tăng giá thực VND sẽ làm xấu đi CCTM. Do REER đã giảm khá mạnh trong giai đoạn nghiên cứu, hay VND đã lên giá khá nhiều so với các đồng tiền khác trong rổ tiền tệ, diễn biến tỷ giá chính là một trong những nguyên nhân làm cho CCTM Việt Nam thâm hụt nghiêm trọng. Tuy nhiên, tác động của tỷ giá thực lên CCTM rất hạn chế (hệ số co giãn là 0,20) mà nguyên nhân có thể được giải thích phần nào qua: (i) sự phụ thuộc của sản xuất hàng xuất khẩu vào nguyên vật liệu nhập khẩu do sự thiếu hụt các ngành công nghiệp phụ trợ; (ii) cơ cấu xuất khẩu với phần lớn các mặt hàng giá trị gia tăng thấp. Vì vậy, phá giá VND ở thời điểm hiện tại để cải thiện CCTM sẽ có hiệu quả không cao.

Thứ hai, tỷ giá thực có tác động đến CCTM trong ngắn hạn. Tỷ giá thực tăng, ngay lập tức sẽ làm CCTM xấu đi rất nhiều. Tuy nhiên, tác động ngược chiều của tỷ giá thực lên CCTM sẽ không kéo dài lâu. CCTM sẽ được cải thiện từ quý thứ

tư sau khi phá giá và mức cân bằng mới (cao hơn mức cân bằng cũ) sẽ được thiết lập sau quý thứ 12.

Thứ ba, biến động của tỷ giá thực và tỷ giá danh nghĩa đã đi theo hai hướng khác nhau từ năm 2003 (tỷ giá danh nghĩa VND/USD tăng, REER giảm). Như vậy, giá trị danh nghĩa của VND trên thị trường đang được điều hành trong ổn định nhưng không gắn với giá trị thực của nó. Do tỷ giá thực được chứng minh là có tác động đến CCTM trong ngắn và dài hạn, nếu NHNN kiểm soát giá trị của VND không gắn với giá trị thực nó, NHNN sẽ không theo dõi được khả năng cạnh tranh đối ngoại của nền kinh tế. Vì vậy, quản lý tỷ giá nên tính đến giá trị thực của VND.

Thứ tư, kết quả ước lượng khẳng định tác động của tỷ giá thực lên CCTM nhưng cũng chỉ có thể giải thích được khoảng 40% biến động của CCTM. Điều đó có nghĩa là còn các biến số khác có tác động rất lớn đến CCTM nằm ngoài mô hình nghiên cứu.

Cuối cùng, kết quả nghiên cứu khẳng định phá giá VND có thể cải thiện CCTM. Tuy nhiên, việc phá giá một đồng tiền có thể có các tác động khác lên nền kinh tế.

Vì vậy, chính sách tỷ giá nhằm cải thiện CCTM nên cần trọng cân nhắc trong bối cảnh chung của nền kinh tế.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Bahmani-Oskooee, Mohsen (2001), *Nominal and Real Exchange Rates of Middle Eastern Countries and Their Trade Performance*, Applied Economics, 33(1): 103-111.
2. Bahmani-Oskooee, M. and T.J Brooks (1999), *Bilateral J-curve between US and her trading partners*, Weltwirtschaftliches Arch., 135: 156-165.
3. Bahmani-Oskooee, Mohsen, and Tatchawan Kantipong (2001), *Bilateral J-Curve Between Thailand and Her Trading Partners*, Journal of Economic Development, 26(2): 107-116.
4. Caves, Richard E., Jeffrey A. Frankel, and Ronald W. Jones (2001), *World Trade and Payment: An Introduction*, Boston: Addison-Wesley.
5. Goldstein, M. and M.Kahn (1985), *Income and Price effects in International trade*, in Jones, R., and P. Kenen, eds., *Handbook of International Economics*, Vol. II (Amsterdam: Elsevier), pp. 1042-99.
6. Khan, M. Zakir Saadullah and Hossain, M. Ismail (2010), *A model of Bilateral Trade Balance: Extension and Empirical Test*, Economic Analysis and Policy, Vol. 40, No. 3, December 2010.
7. Lord, Montague (2002), *Vietnam's export competitiveness: Trade and Macroeconomic policy Linkages*, Reported submitted to the World Bank.
8. Narayan, Paresh Kumar (2004), *Reformulating critical values for the Bounds F-statistics approach to cointegration: An application to the tourism demand model for Fiji*, Discuss paper, Monash University.
9. Pavle Petrović and Mirjana Gligorić (2001), *Exchange rate and trade balance: J-curve effect*, Panoeconomicus, 2010, 1, pp. 23-41.
10. Pesaran, Hashem M., Yongcheol Shin, and Richard J. Smith (2001), *Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships*, Journal of Applied Econometrics 16: 289-326.
11. Phan Thanh Hoan va Nguyen Dang Hao (2007), *Moi quan he giua ty gia hoi doai va can can thuong mai Viet Nam thoi ky 1995-2004*, Tap chi khoa hoc, Dai hoc Hue, So 43, 2007.
12. Rose, A. and J. Yellen (1989), *Is there a J-curve?*, Journal of Monetary Economics, 24, pp 53-68.
13. Salvatore, D. (1999), *International Economics*, New York: John Wiley and Sons, Inc.
14. Tihomir Stučka (2004), *The effects of exchange rate change on the trade balance of Croatia*, IMF working paper, WP/04/65.
15. Upadhyaya, K.P. and Dhakal, D. (1997), *Devaluation and trade balance: Estimating the long run effect*, Applied Economic Letters, 4(6): 343-345.