

PHÂN TÍCH TÁC ĐỘNG CỦA CÁC BIẾN SỐ KINH TẾ VĨ MÔ ĐẾN CÁN CÂN THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Nguyễn Hữu Tuấn
CTCP Chứng khoán Sài Gòn

Mục tiêu của nghiên cứu này là đo lường tác động của các biến số kinh tế vĩ mô đến cán cân thương mại (CCTM) Việt Nam. Các biến số vĩ mô trong mô hình nghiên cứu bao gồm tỷ giá thực đa phương, chỉ số CPI và GDP thực của Việt Nam, chỉ số CPI trung bình và GDP thực trung bình của các đối tác thương mại và quy mô vốn FDI. Nghiên cứu sử dụng phương pháp phân tích đồng liên kết của Engle – Granger (1987) và Johansen (1990) để đo lường các mối quan hệ trong dài hạn giữa các biến. Kết quả phân tích cho thấy trong dài hạn CCTM đồng biến với thu nhập quốc dân thực và chỉ số giá tiêu dùng của đối tác thương mại, nghịch biến với tỷ giá hối đoái thực đa phương và thu nhập quốc dân thực, chỉ số giá tiêu dùng và quy mô vốn FDI.

Giới thiệu

Trong nhiều năm qua thâm hụt thương mại của Việt Nam ngày càng gia tăng, từ năm 2007 đến nay mức thâm hụt thương mại đã vượt 10%GDP. Theo IMF mức độ thâm hụt tài khoản vãng lai so với GDP nếu vượt 5% thì được xem là nghiêm trọng, vì vậy vấn đề thâm hụt thương mại của Việt Nam cần được xem xét thấu đáo. Có nhiều nguyên nhân ảnh hưởng đến thâm hụt thương mại như mất cân đối giữa xuất khẩu và nhập khẩu, mức đầu tư cao, tiết kiệm thấp và tác động của các biến số kinh tế vĩ mô. Trong nghiên cứu này tác giả sử dụng mô hình định lượng để tìm hiểu tác động của các biến số vĩ mô đến CCTM. Bằng kỹ thuật phân tích đồng liên kết nghiên cứu đo lường tác động của các biến vĩ mô như tỷ giá thực đa phương, thu nhập quốc dân thực, lạm phát, quy mô vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài đến CCTM Việt Nam giai đoạn 1999-2010.

Phương pháp nghiên cứu

Để đo lường các nhân tố tác động đến CCTM trong mô hình thực nghiệm, tác giả thực hiện theo các trình tự như sau: (i) Kiểm định tính dừng và không dừng của các chuỗi thời gian sử dụng trong mô hình thực nghiệm.



Các chuỗi này đều ở dạng logarit cơ số tự nhiên; (ii) Đo lường các mối quan hệ trong dài hạn giữa các biến bằng cách sử dụng phương pháp phân tích đồng liên kết của Engle – Granger (1987) và Johansen (1990); (iii) Tính toán mức độ tác động của các nhân tố đến biến động của CCTM trong ngắn hạn với mô hình ECM.

Sơ lược các nghiên cứu thực nghiệm về CCTM

Trong những năm gần đây, các tác giả của nhiều nước trên thế giới đã có nhiều nghiên cứu về CCTM. Họ tập trung vào việc đo lường ảnh hưởng của các nhân tố vĩ mô tác động như thế nào đến CCTM, phổ biến là đo lường ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái thực đa phương, thu nhập quốc dân thực trong nước và thu nhập quốc dân thực của các đối tác thương mại. Dưới đây, tác giả giới thiệu một vài nghiên cứu điển hình về CCTM của một số quốc gia châu Á.

Singh (2002) đã nghiên cứu ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái thực (REER), thu nhập quốc dân thực trong nước và thu nhập quốc dân thực của đối tác thương mại tác động lên CCTM của Ấn Độ bằng cách sử dụng lý thuyết đồng liên kết (Cointegration theory), mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM – Error Correction Model) với số liệu thống kê từ năm 1960-1995. Kết quả nghiên cứu cho thấy tỷ giá hối đoái thực và thu nhập thực trong nước có một ảnh hưởng đáng kể, trong khi thu nhập của đối tác thương mại tác động không mạnh đến CCTM nước này. Hệ số tương quan được tìm thấy trong trường hợp này là (+2,33) đối với ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái thực và (-1,87) đối với GDP thực trong nước.

Nghiên cứu của Qnaforowa's (2003) đo lường CCTM của ba nước ASEAN là Malaysia, Indonesia và Thái Lan trong thương mại song phương với Hoa Kỳ và Nhật Bản bằng cách sử dụng lý thuyết đồng liên kết với mô hình sửa lỗi đồng liên kết (Vector Error Correction

Model (VECM)), sử dụng nguồn số liệu do Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF) công bố từ quý 1 năm 1980 đến quý 4 năm 2001. Kết quả nghiên cứu cho thấy trong dài hạn tỷ giá thực tác động tỷ lệ thuận lên CCTM. Trong các trường hợp hệ số tương quan được tìm thấy như sau: Indonesia - Nhật Bản (+0,351), Indonesia - Mỹ (+0,243), Malaysia - Nhật Bản (+1,252), Malaysia - Mỹ (+0,644), Thái Lan - Nhật Bản (+1,082) và Thái Lan - Mỹ (+1,665).

Nghiên cứu của Nusrate Aziz thuộc Trường Đại học Birmingham, Vương quốc Anh công bố tháng 6/2008 cũng sử dụng lý thuyết đồng liên kết và mô hình hiệu chỉnh sai số. Nghiên cứu này đo lường ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái thực đa phương, thu nhập quốc gia thực trong nước và thu nhập quốc gia thực của đối tác thương mại tác động đến CCTM Bangladesh như thế nào. Tác giả đã sử dụng dữ liệu hằng năm từ năm 1972 đến năm 2005 để thực hiện nghiên cứu. Kết quả cho thấy tỷ giá hối đoái thực đa phương, thu nhập quốc gia thực trong nước và thu nhập quốc gia thực của đối tác thương mại có ảnh hưởng đến CCTM Bangladesh cả trong ngắn hạn lẫn dài hạn. Hệ số tương quan của các biến như đã nêu trong dài hạn lần lượt là (+1,07), (-0,75) và (+0,27).

Tại Việt Nam hầu hết các nghiên cứu đều sử dụng phương pháp bình phương bé nhất (OLS) để ước lượng như nghiên cứu của Trần Ngọc Thơ (2006) về "Phương pháp tiếp cận cơ chế điều hành tỷ giá ở Việt Nam", nghiên cứu của Phạm Hồng Phúc (2009) về "Tỷ giá hối đoái thực và CCTM Việt Nam". Một số ít các nghiên cứu sử dụng lý thuyết đồng liên kết và cơ chế hiệu chỉnh sai số với mô hình đơn biến như nghiên cứu của Phan Thanh Hoàn và Nguyễn Đăng Hào (2007) về "Mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và CCTM Việt Nam thời kỳ 1995 -2004". Trong nghiên cứu này, tác giả không dừng lại ở mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và CCTM mà còn mở rộng ra nhiều biến số kinh tế vĩ mô khác.

Phân tích thực nghiệm ảnh hưởng của các yếu tố vĩ mô đến CCTM Việt Nam giai đoạn 1999 - 2010

Mô hình nghiên cứu

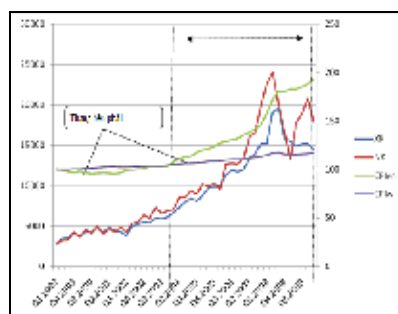
Dựa vào số liệu thống kê của IMF, Tổng cục Thống kê Việt Nam (GSO) và Ngân hàng Phát triển châu Á (ADB), tác giả thực hiện mô hình tương tự như Nusrate Aziz (2008) đã thực hiện khi nghiên cứu về các yếu tố vĩ mô tác động đến CCTM Bangladesh. Theo đó, đầu tiên CCTM Việt Nam (TB) được giả định chịu ảnh hưởng của ba yếu tố cơ bản chính là tỷ giá hối đoái thực đa phương (REER), thu nhập quốc gia thực trong nước (GDP_{VN}) và thu nhập quốc gia thực của các đối tác thương mại (GDP_W). REER được tính theo số liệu hàng quý từ quý 1 năm 1999 đến quý 1 năm 2010, kỳ gốc được xác định là quý 1 năm 1999 và dựa trên rổ tiền tệ gồm 9 đồng tiền của các nước có quan hệ thương mại với Việt Nam gồm: Singapore, Nhật Bản, Mỹ, Đức, Úc, Trung Quốc, Hồng Kông, Thái Lan và Hàn Quốc. GDP thực được điều chỉnh bởi chỉ số giá tiêu dùng, GDP_W là trung bình cộng GDP thực của các quốc gia đối tác thương mại. Khi đó, mô hình nghiên cứu được thể hiện:

$$\ln TB_t = \beta_0 + \beta_1 \ln REER_t + \beta_2 \ln GDP_{VN_t} + \beta_3 \ln GDP_{W_t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Sau đó mô hình được mở rộng với một số yếu tố vĩ mô khác như lạm phát trong nước (CPI_{VN}), lạm phát thế giới (CPI trung bình của các đối tác thương mại trong rổ tiền tệ xác định REER (CPI_W)), quy mô vốn đầu tư nước ngoài ròng (FDI). Đây là điểm khác biệt của nghiên cứu này so với nghiên cứu của Nusrate Azia đã thực hiện. Việc mở rộng mô hình nhằm giải thích hợp lý hơn tác động của các biến vĩ mô đến CCTM Việt Nam.

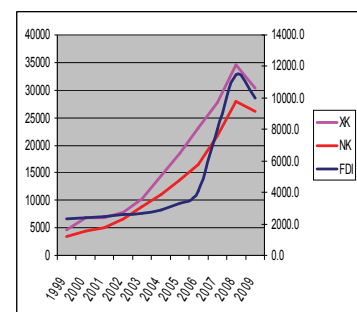
Qua phân tích số liệu thống kê, ta thấy có mối liên hệ giữa hoạt động xuất nhập khẩu với diễn biến của lạm phát và quy mô vốn đầu tư nước ngoài trực tiếp. Từ giữa năm 2004 đến đầu năm 2010 khi CPI trong nước tăng cao hơn trung bình CPI của một số quốc gia đối tác thương mại thì hoạt động nhập khẩu cũng có xu hướng tăng rất mạnh (Biểu đồ 1). Theo số liệu của GSO, khu vực FDI chiếm trung bình 51% tỷ trọng giá trị xuất khẩu và 30% tỷ trọng giá trị nhập khẩu trong giai đoạn 1999 – 2009. Xu hướng gia tăng kim ngạch xuất nhập khẩu khu vực FDI cùng chiều với xu hướng gia tăng quy mô FDI trong suốt thời gian từ năm 1999 – 2009 (Biểu đồ 2). Chiếm tỷ trọng cao trong nhập khẩu và xuất khẩu nên những biến động trong dòng vốn FDI vào Việt Nam sẽ tác động mạnh đến CCTM. Nếu FDI gia tăng và kết hợp với sự thay đổi lĩnh vực kinh doanh của nhà đầu tư khi giảm đầu tư vào khu vực sản xuất và gia tăng đầu tư vào các lĩnh vực phi sản xuất sẽ làm cho giá trị xuất khẩu khu vực FDI giảm dẫn đến thặng dư thương mại khu vực này cũng giảm mà điều này không tốt cho CCTM Việt Nam. Thực tế, số liệu thống kê của GSO cho thấy tỷ trọng FDI đầu tư vào khu vực sản xuất chế biến đang có xu hướng giảm dần, nếu đầu những năm 2000 tỷ lệ vốn FDI đầu tư vào khu vực này duy trì ở mức trung bình gần 50% tổng vốn FDI giải ngân đã giảm còn khoảng 40% trong những năm 2007-2009. Tóm lại, thực tế

Biểu đồ 1: Diễn biến CPI_{VN}, CPI_W và xuất nhập khẩu Việt Nam giai đoạn quý 1 năm 1999 – quý 1 năm 2010



Nguồn: IFS - Tài chính Thống kê Quốc tế và tính toán của tác giả

Biểu đồ 2: Quy mô FDI và xuất nhập khẩu khu vực FDI giai đoạn 1999 - 2009



Nguồn: GSO



cho thấy CCTM Việt Nam không chỉ chịu tác động của tỷ giá hối đoái, thu nhập quốc dân thực Việt Nam, thu nhập quốc dân thực của các đối tác thương mại mà còn chịu ảnh hưởng của các yếu tố khác như lạm phát, quy mô vốn đầu tư nước ngoài trực tiếp.

Về lý thuyết khi ước lượng mô hình với các biến mở rộng $\ln\text{CPI}_{vn}$, $\ln\text{CPI}_{w}$ và $\ln\text{FDI}$ có thể có hiện tượng đa cộng tuyến do tồn tại mối quan hệ giữa biến $\ln\text{GDP}$ với $\ln\text{FDI}$ và $\ln\text{REER}$ với $\ln\text{CPI}_{vn}$, $\ln\text{CPI}_{w}$. Tuy nhiên, với kết quả xử lý sơ bộ ban đầu tác giả nhận thấy hệ số tương quan giữa các cặp biến $\ln\text{GDP}$ với $\ln\text{FDI}$, $\ln\text{REER}$ với $\ln\text{CPI}_{vn}$, $\ln\text{REER}$ với $\ln\text{CPI}_{w}$ đều nhỏ hơn 0,9 cho thấy các biến có mối liên hệ không cao. Hệ số tương quan của các cặp biến này lần lượt là (+0,065), (-0,69), (-0,81). Kết quả của mô hình hồi quy chính thức cho thấy dấu của hệ số tương quan giữa biến giải thích và biến độc lập là phù hợp,

đồng thời R^2 mô hình mở rộng lớn hơn R^2 mô hình ban đầu. Điều này cho thấy mô hình mở rộng là đáng tin cậy. Mặt khác, theo Nguyễn Trọng Hoài (2009) không cần thiết phải loại trừ đa cộng tuyến khi xây dựng mô hình sử dụng để dự báo chứ không phải kiểm định. Hơn nữa, Muhammad Amir Hossain (2008) cũng từng sử dụng đồng thời biến GDP và FDI trong một mô hình khi phân tích tác động của FDI đến xuất khẩu thực và nhập khẩu thực của Bangladesh. Yongqing Wang và Guanghua Wan (2008) cũng sử dụng đồng thời biến GDP và FDI khi nghiên cứu vai trò của FDI đối với mất cân bằng về thương mại của Trung Quốc. Sandeep Ramesh, Deepak Garg (2005) khi tính độ co giãn của xuất khẩu và nhập khẩu của Ấn Độ đối với thu nhập (GDP) và tỷ giá thực đa phương cũng cho rằng xuất khẩu và nhập khẩu nước này ít phụ thuộc vào thu nhập và tỷ giá thực đa phương mà nó còn phụ thuộc nhiều vào những biến số vĩ mô khác như tỷ giá danh nghĩa, thu nhập cá nhân sau thuế. Như vậy có thể thấy trong một số trường hợp ngoài biến GDP và tỷ giá thực còn phải sử dụng thêm một số biến khác khi ước lượng tác động của biến số vĩ mô đến CCTM để có mô hình tốt nhất. Trong nghiên cứu này, mô hình mở rộng sẽ giải thích tác động của các biến số vĩ mô đến CCTM Việt Nam tốt hơn. Kết quả tính toán phù hợp với tình hình thực tế của nước ta trong thời gian qua. Mô hình mở rộng như sau:

$$\ln(\text{TB})_t = \beta_0 + \beta_1 \ln\text{REER}_t + \beta_2 \ln\text{GDP}_{vn_t} + \beta_3 \ln\text{GDP}_{w_t} + \beta_4 \ln\text{CPI}_{w_t} + \beta_5 \ln\text{CPI}_{vn_t} + \beta_6 \ln\text{FDI}_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Theo lý thuyết kinh tế học, CCTM sẽ thâm hụt khi thu nhập quốc dân thực trong nước tăng và thặng dư khi thu nhập thực tế của các đối tác thương mại tăng và ngược lại. Trong trường hợp đó, có thể mong đợi $\beta_2 < 0$ và $\beta_3 > 0$. Tuy nhiên, nhập khẩu có thể giảm vì tăng thu nhập quốc dân thực tế. Nếu thu nhập tăng do tăng sản xuất hàng hóa thay thế nhập khẩu, trong trường hợp đó, tác giả mong đợi $\beta_2 > 0$ và $\beta_3 < 0$. Ảnh hưởng của các biến tỷ giá

thực, CPI_{Vn}, CPI_w và FDI trong CCTM chưa rõ ràng vì còn tùy thuộc vào cơ cấu hàng hóa xuất nhập khẩu và mức độ phụ thuộc của xuất khẩu vào nhập khẩu. Ví dụ, đồng nội tệ mất giá sẽ khuyến khích xuất khẩu hạn chế nhập khẩu, như vậy CCTM thặng dư nhưng điều này sẽ không có hiệu quả khi có sự phụ thuộc quá nhiều của xuất khẩu vào nhập khẩu hoặc cơ cấu hàng xuất khẩu có tỷ trọng lớn như hàng nông lâm thủy sản. Đối với β_1 , β_4 , β_5 , β_6 thì có thể là tích cực hay tiêu cực.

Để xác thực điều này, tác giả đã tiến hành thực hiện kiểm định ràng buộc tuyến tính các hệ số trong mô hình (kiểm định Wald) ở mức ý nghĩa 5%, kiểm định khả năng bỏ sót biến quan trọng của mô hình (1) và đã đưa vào các biến chỉ số CPI bình quân của các đối tác thương mại (LnCPI_w), chỉ số CPI của Việt Nam (LnCPI_{Vn}) và biến đầu tư trực tiếp nước ngoài ròng của Việt Nam (LnFDI) để có mô hình phù hợp.

Kiểm định nghiệm đơn vị

Trước khi thực hiện hồi quy đồng liên kết và mô hình ECM, tác giả đã tiến hành kiểm định nghiệm đơn vị của từng biến riêng biệt để xác định thuộc tính dừng; sử dụng hai phương pháp phổ biến để kiểm định nghiệm đơn vị là phương pháp ADF (Augmented Dickey-Fuller) và KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin).

Kết quả kiểm định ở hai phương pháp (Bảng 1) đều cho thấy các biến LnTB, LnREER, LnGDP_w và LnGDP_{Vn}, LnCPI_{Vn}, LnCPI_w và LnFDI là chuỗi thời gian không dừng (không xu hướng) I(0) và chuỗi dừng I(1).

Bảng 1: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị

ADF		Mức ý nghĩa 1%	Mức ý nghĩa 5%	Mức ý nghĩa 10%	Kết quả
LnTB	-3.245	-3.597	-2.933	-2.605	không dừng mức 1%
LnREER	-1.336	-3.592	-2.931	-2.604	không dừng
LnGDP _w	-0.219	-3.589	-2.930	-2.603	không dừng
LnGDP _{Vn}	0.303	-3.627	-2.946	-2.612	không dừng
LnCPI _w	0.417	-3.597	-2.933	-2.605	không dừng
LnCPI _{Vn}	1.928	-3.610	-2.939	-2.608	không dừng
LnFDI	-4.574	-3.589	-2.930	-2.603	dừng
KPSS					
LnTB	0.695	0.739	0.463	0.347	không dừng mức 5%, 10%
LnREER	0.457	0.739	0.463	0.347	không dừng mức 5%, 10%
LnGDP _w	0.829	0.739	0.463	0.347	không dừng
LnGDP _{Vn}	0.542	0.739	0.463	0.347	không dừng mức 5%, 10%
LnCPI _w	0.836	0.739	0.463	0.347	không dừng
LnCPI _{Vn}	0.783	0.739	0.463	0.347	không dừng
LnFDI	0.546	0.739	0.463	0.347	không dừng mức 5%, 10%
ADF					
ΔLnTB	-5.223	-3.61	-2.939	-2.608	dừng
ΔLnREER	-4.447	-3.592	-2.931	-2.604	dừng
ΔLnGDP _w	-6.476	-3.592	-2.931	-2.604	dừng
ΔLnGDP _{Vn}	-0.408	-3.627	-2.946	-2.612	không dừng
ΔLnCPI _w	-5.108	-3.597	-2.933	-2.605	dừng
ΔLnCPI _{Vn}	-1.384	-3.639	-2.951	-2.614	không dừng
ΔLnFDI	-7.618	-3.601	-2.935	-2.606	dừng
KPSS					
ΔLnTB	0.2381	0.739	0.463	0.347	dừng
ΔLnREER	0.2035	0.739	0.463	0.347	dừng
ΔLnGDP _w	0.0856	0.739	0.463	0.347	dừng
ΔLnGDP _{Vn}	0.3472	0.739	0.463	0.347	dừng mức 5%
ΔLnCPI _w	0.1584	0.739	0.463	0.347	dừng
ΔLnCPI _{Vn}	0.6383	0.739	0.463	0.347	dừng mức 1%
ΔLnFDI	0.1482	0.739	0.463	0.347	dừng

Nguồn: Kết quả tính toán từ Eview 5.1

Phân tích cân bằng dài hạn

Phân tích đồng liên kết theo phương pháp Engle-Granger

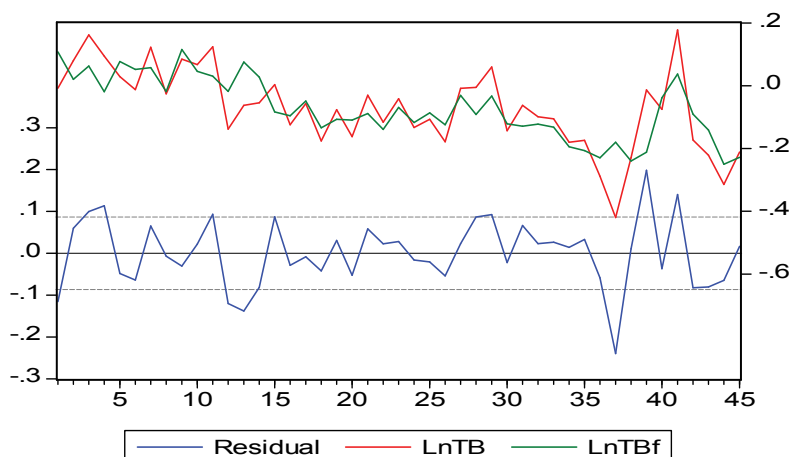
Kết quả hồi quy phương trình (2)

$$\begin{aligned} \text{LnTB}_t = & 0.1445 - 2.1544\text{LnREER}_t - 0.1075\text{LnGDP}_{Vn,t} + 1.3075\text{LnGDP}_{w,t} \\ & (0.2234) \quad (-3.5298) \quad (-0.9710) \quad (1.6469) \\ & + 1.1695\text{LnCPI}_{w,t} - 1.6146\text{LnCPI}_{Vn,t} - 0.0771\text{LnFDI}_t + \epsilon_t \quad (3) \\ & (0.6618) \quad (-2.3052) \quad (-2.0274) \end{aligned}$$

$R^2 = 0.6046$, R^2 điều chỉnh = 0.5422, DW = 1.84, mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$.

$R^2 = 0.6046$ cho biết mô hình giải thích được 60.46% sự phụ thuộc của CCTM vào tỷ giá hối đoái thực đa phương, thu nhập quốc dân thực và chỉ số giá tiêu dùng của đối tác thương mại và thu nhập thực, chỉ số giá trong nước, quy mô vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài. DW = 1,84 cho thấy mô hình không xảy ra hiện tượng tương quan chuỗi (tự tương quan).

Biểu đồ 3: Giá trị CCTM thực tế (LnTB), Giá trị dự báo (LnTBf) và phần dư của mô hình (3)



Nguồn: Kết quả tính toán từ Eview 5.1

Bảng 2: Kết quả kiểm định đồng liên kết

Kiểm định vết ma trận (Trace)

Giả thuyết H_0	Giả thuyết H_1	Giá trị riêng của ma trận (Eigenvalue)	Giá trị Trace (Trace Statistic)	$\alpha=0.05$	Giá trị xác suất p (Prob.)
				Giá trị tới hạn (Critical Value)	
None *	R=1	0.984460	372.4024	125.6154	0.0000
$R \leq 1$ *	R=2	0.841213	201.6658	95.75366	0.0000
$R \leq 2$ *	R=3	0.745327	126.2179	69.81889	0.0000
$R \leq 3$ *	R=4	0.603430	70.13906	47.85613	0.0001
$R \leq 4$	R=5	0.374184	32.21804	29.79707	0.0258
$R \leq 5$	R=6	0.269919	13.00139	15.49471	0.1148
$R \leq 6$	R=7	0.002505	0.102829	3.841466	0.7485

* Bác bỏ giả thuyết H_0 (Không tồn tại vectơ đồng liên kết) ở mức ý nghĩa 5%

Kiểm định giá trị riêng cực đại của ma trận (Maximum Eigenvalue)

Giả thuyết H_0	Giả thuyết H_1	Giá trị riêng của ma trận (Eigenvalue)	Giá trị riêng cực đại của ma trận (Max-Eigen Statistic)	$\alpha=0.05$	Giá trị xác suất p (Prob.)
				Giá trị tới hạn (Critical Value)	
None *	R=1	0.984460	170.7366	46.23142	0.0000
$R \leq 1$ *	R=2	0.841213	75.44791	40.07757	0.0000
$R \leq 2$ *	R=3	0.745327	56.07880	33.87687	0.0000
$R \leq 3$ *	R=4	0.603430	37.92102	27.58434	0.0017
$R \leq 4$	R=5	0.374184	19.21664	21.13162	0.0907
$R \leq 5$	R=6	0.269919	12.89856	14.26460	0.0812
$R \leq 6$	R=7	0.002505	0.102829	3.841466	0.7485

* Bác bỏ giả thuyết H_0 (Không tồn tại véc tơ đồng liên kết) ở mức ý nghĩa 5%

Nguồn: Kết quả tính toán từ Eview 5.1

Hệ số tương quan cho thấy, CCTM đồng biến với thu nhập quốc dân thực và chỉ số giá tiêu dùng của đối tác thương mại, nghịch biến với

tỷ giá hối đoái thực đa phương và thu nhập quốc dân thực, chỉ số giá tiêu dùng và quy mô vốn FDI.

Kiểm tra phần dư:

$$\varepsilon_t = \text{LnTB}_t - 0.1445 + 2.1544 \text{LnREER}_t + 0.1075 \text{LnGDPvnt}_t - 1.3075 \text{LnGDPw}_t$$

Kết quả kiểm định cho thấy trị tuyệt đối giá trị thống kê ADF (6,2707) lớn hơn trị tuyệt đối giá trị tới hạn ở các mức ý nghĩa thống kê nên phần dư là chuỗi dừng. Như vậy, việc phần dư là một chuỗi dừng khẳng định các biến trong phương trình (4) là đồng liên kết, nghĩa là các biến trong mô hình này có tồn tại quan hệ cân bằng về dài hạn.

Biểu đồ 3 thể hiện đường giá trị dự báo mô hình bám sát đường giá trị thực tế và giá trị phần dư biến động xung quanh trục nằm ngang, điều này củng cố thêm tính hợp lý và đáng tin cậy của mô hình.

Phân tích đồng liên kết theo phương pháp Johansen

Do các biến số sử dụng trong mô hình hồi quy đều không dừng nên có thể xảy ra khả năng các véc tơ đồng liên kết. Tác giả sử dụng phương pháp Johansen và Juselius (1990) để

thực hiện kiểm định giả thuyết này, với sự hỗ trợ của phần mềm thống

kê Eviews, kết quả cho thấy cả hai kiểm định mà Johansen và Juselius (1990) đưa ra là kiểm định vết ma trận (Trace) và kiểm định

giá trị riêng cực đại của ma trận (maximal eigenvalue) đều bác bỏ giả thuyết không tồn tại véc tơ đồng liên kết và khẳng định có tồn tại ít nhất một mối quan hệ đồng liên kết của các biến trong mô hình (Bảng 2).

Như vậy, có tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến lựa chọn trong mô hình (3).

Dựa trên các kết quả thu được từ mô hình VECM (mô hình hiệu chỉnh sai số dạng véc tơ) chúng ta có hàm hồi quy:

Phương pháp phân tích đồng liên kết của

$$\begin{aligned} \text{LnTB}_t = & -24.0855 - 4.5071\text{LnREER}_t - 2.3126\text{LnGDPv}_{t-1} + 2.8284\text{LnGDPw}_t \\ & (14.5786) \quad (11.6869) \quad (-7.5411) \\ & + 11.2851\text{LnCPIw}_{t-1} - 5.3529\text{LnCPIv}_{t-1} - 0.1960\text{LnFDI}_t \quad (5) \\ & (-9.5312) \quad (11.9087) \quad (11.8772) \end{aligned}$$

Johansen và Juelius cũng cho kết quả tương đồng với phương pháp hồi quy hai bước của Engle – Granger nhưng hệ số tương quan lớn hơn nhiều do mô hình VECM quan tâm tới độ trễ của các biến và cơ chế hiệu chỉnh sai số khi tính toán hệ số tương quan trong khi kỹ thuật Engle-Granger không chú ý đến điều này.

Mối tương quan giữa các biến vĩ mô với CCTM có thể được giải thích như sau:

- Trong dài hạn tỷ giá hối đoái thực đa phương có tác động mạnh hơn đến CCTM trong các yếu tố được xem xét, sự tác động là theo hướng ngược chiều. Điều này cũng phù hợp với thực tế là xuất khẩu phụ thuộc vào nhập khẩu rất lớn về nguyên - nhiên - vật liệu, máy móc thiết bị nên khi tỷ giá tăng, xuất khẩu tăng đồng thời nhập khẩu cũng tăng theo, tổng hợp tác động này làm CCTM giảm.

- Sự gia tăng thu nhập của đối tác thương mại làm cải thiện CCTM nhưng một sự gia tăng của GDP trong nước lại gây ra thâm hụt CCTM nhiều hơn. Lý do là khi thu nhập tăng các quốc gia đối tác thương mại gia tăng nhập khẩu từ Việt Nam trong khi thu nhập trong nước tăng, người dân tăng nhu cầu hàng nhập khẩu, điều này hoàn toàn phù hợp với lý thuyết tài chính và giải thích ban đầu.

- Mối tương quan giữa chỉ số giá tiêu dùng trong nước và của các quốc gia đối tác thương

mại với CCTM cũng phù hợp với giải thích ban đầu. Khi chỉ số giá tiêu dùng trong nước tăng sẽ làm gia tăng thâm hụt thương mại vì khi đó giá hàng hóa nhập khẩu rẻ hơn so với hàng hóa trong nước. Ngược lại, khi chỉ số giá tiêu dùng của các đối tác thương mại tăng, CCTM sẽ giảm thâm hụt vì khi đó hàng nhập khẩu có mức giá cao hơn.

- Tương quan nghịch giữa quy mô vốn FDI với CCTM có thể được giải thích do đặc thù của hoạt động khu vực này. Các doanh nghiệp FDI khi đầu tư vào Việt Nam thường nhập khẩu máy móc thiết bị phục vụ sản xuất, xây dựng nhà xưởng, nhập khẩu nguyên nhiên vật liệu để sản xuất. Trong khi đó, giá trị xuất khẩu chưa vượt xa giá trị nhập khẩu nên sự gia tăng quy mô vốn FDI chưa đủ tác động tích cực lên CCTM Việt Nam.

- Cả hai mô hình đều có hệ số chặn mang dấu đối nghịch nhau, hàm ý rằng ngoài các biến trong mô hình còn những nhân tố khác tác động đến CCTM nhưng hiệu quả tác động chưa rõ ràng, có thể là tích cực cũng có thể là tiêu cực.

Phân tích cân bằng ngắn hạn – Mô hình ECM

Tác giả đã tính toán bước trễ tối ưu theo các tiêu chuẩn khác nhau (Bảng 3). Vì độ trễ của các biến chính sách vĩ mô thường phải hơn 1 quý nên tác giả chọn độ trễ là 3.

Tác giả thực hiện cùng lúc hai mô hình ECM với phần hiệu chỉnh sai số lần lượt của phương trình (5) và (6) mục đích là để so sánh sự khác biệt giữa hai phương pháp đồng thời xem xét ảnh hưởng của biến mùa vụ (theo quý) đến CCTM và đưa vào mô hình biến giả D_1 , D_2 và D_3 với $D_1 = 1$: quý 1 và $D_1 = 0$: quý khác; $D_2 = 1$ quý 2 và $D_2 = 0$: quý khác; $D_3 = 1$: quý 3 và $D_3 = 0$: quý khác. Mô hình cụ thể:

$$\begin{aligned} \epsilon_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \Delta \text{LnTB}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta \text{LnREER}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \delta_i \Delta \text{LnGDPw}_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^3 \epsilon_i \Delta \text{LnGDPv}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \varphi_i \Delta \text{LnCPIw}_{t-i} - \sum_{i=1}^3 \rho_i \Delta \text{LnCPIv}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \mu_i \Delta \text{LnFDI}_{t-i} \\ & + \lambda \text{EC}_{t-1} + \sum_{i=1}^3 \gamma_i D_{i,t} + u_t \end{aligned} \quad (6a)$$

Bảng 3: Xác định bước trễ tối ưu của mô hình ECM

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	483.0263	NA	1.09e-19	-23.80131	-23.50576	-23.69445
1	593.3128	176.4585	5.27e-21	-26.86564	24.50121*	-26.01074
2	658.1246	81.01466	3.01e-21	-27.65623	-23.22292	-26.05328
3	761.2195	92.78543*	4.01e-22*	30.36098*	-23.85879	28.00999*

* Bước trễ được lựa chọn theo tiêu chuẩn (indicates lag order selected by the criterion)

LR: Likelihood ratio tại mỗi lần kiểm định (sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Sai số dự báo cuối cùng (Final Prediction Error)

AIC: Tiêu chuẩn thông tin Akaike (Akaike Information Criterion)

SC: Tiêu chuẩn thông tin Schwarz (Schwarz Information Criterion)

HQ: Tiêu chuẩn thông tin Hannan-Quinn (Hannan-Quinn Information Criterion)

Nguồn: Kết quả tính toán từ Eview 5.1

căn cứ vào xác suất khả năng của các hệ số hồi quy thì các hệ số này chưa đáng tin cậy về mặt thống kê ($\text{Prob} > \alpha = 10\%$). Về độ tin cậy của mô hình thì cả hai mô hình đều có hệ số R^2 khá cao, lần lượt là 91% và 90%; các kiểm định khác cũng cho thấy giả thuyết mô hình hồi quy là đúng, phương sai không đổi và phần dư có phân phối chuẩn được chấp nhận ở mức ý nghĩa 5%. Hệ số phần điều chỉnh sai số EC_{t-1} của hai mô hình đều mang dấu âm, hệ số mang dấu âm cho biết: (i) Các nhân tố ở thời kỳ này có chịu ảnh hưởng bởi những bất cân bằng thời kỳ trước; (ii) Hệ số EC_{t-1} đảm bảo mối quan hệ đồng liên kết đã tìm ra ở phần trước. Hệ số EC_{t-1} có giá trị -0.9324 với phương pháp hồi quy của Engle-Granger và -1.0546 với phương pháp hồi quy của Johansen cho thấy tốc độ điều chỉnh về cân bằng khá nhanh.

Kết quả mô hình ECM trong nghiên cứu này không như kỳ vọng nhưng chưa có một lý do giải thích phù hợp. Nếu quan sát số liệu thống kê của IFS trong khoảng thời gian từ quý 1 năm 1999 đến quý 1 năm 2010 có thể nhận thấy: sau khi điều chỉnh tỷ giá VND/USD hoặc tăng biên độ giao dịch từ 1-2 quý giá trị xuất khẩu và nhập khẩu có thay đổi đáng kể. Ví dụ sau lần điều chỉnh tỷ giá quý 1 năm 1999 giá trị nhập khẩu và xuất khẩu quý 4 tăng lần lượt 52%, 37% so với quý 1; trong lần điều chỉnh quý 3 năm

2008 CCTM đã đạt thăng dư trong quý 1 năm 2009. Như vậy, trên thực tế biến tỷ giá có tác động đến CCTM ở mức trễ 1-2 quý. Tác giả đã thực hiện một đo lường phụ, theo đó mô hình ECM chỉ có các biến có quan hệ nhân quả với CCTM (bao gồm biến LnREER_t , $\text{LnGDP}_{\text{vn}_t}$, LnCPIw_t) số bước trễ được giảm đi 1 (chỉ còn 2 biến trễ). Biến EC_{t-1} vẫn giữ nguyên.

Mô hình cụ thể:

Kết quả kiểm định cho thấy

với mức ý nghĩa 5% hoặc 10% các biến động của tỷ giá thực (REER), GDP_{vn} và CPIw ở



quý 2 về trước sẽ có tác động đến CCTM ở

$$\Delta \ln Tbt = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \ln TB_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \ln REER_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta \ln CPI_{t-i} + \lambda EC_{t-1} + u_t \quad (6b)$$

thời điểm hiện tại. Hệ số phần điều chỉnh sai số EC_{t-1} của hai mô hình đều mang dấu âm. Hệ số EC_{t-1} có ý nghĩa thống kê và có giá trị -0.3183 với phương pháp hồi quy của Engle-Granger và -1.1346 với phương pháp hồi quy của Johansen cho thấy tốc độ điều chỉnh về cân bằng là khá nhanh.

Ngoài ra, dựa trên kết quả hồi quy mô hình (5), tác giả tiến hành phân tích mối quan hệ giữa CCTM với tỷ giá thực đa phương bằng cách sử dụng kỹ thuật IRF (Impulse Response Function), phân tích này thực hiện tương

tự như Onafowora (2003). Kết quả cho thấy CCTM xấu đi ngay khi tăng tỷ giá VND/USD và bắt đầu cải thiện từ quý 2 và đạt trạng thái cân bằng sau quý 4, nhưng mức độ cải thiện không kéo dài như mong muốn, CCTM xấu đi sau khi đạt đến trạng thái cân bằng khoảng hơn 1 quý sau khi tăng tỷ giá VND/USD. Như vậy, biến động của CCTM Việt Nam sau khi tăng tỷ giá VND/USD có hình dạng chữ W hơn là dạng chữ J.

Kết quả tính toán hệ số Pearson của Việt Nam trong giai đoạn 1999 – 2010 là $r = 97.37\%$ cho thấy xuất khẩu và nhập khẩu có quan hệ tuyến tính đồng biến rất cao. Kết quả tính toán này cũng phù hợp với kết quả mà các chuyên gia trong Dự án hỗ trợ thương mại đa biên đã tính toán năm 2009 và phù hợp với số liệu thống kê của GSO về cơ cấu nhập khẩu của Việt Nam trung bình giai đoạn năm 1999-2010 tỷ trọng nhóm hàng tư liệu sản xuất chiếm khoảng 92% tổng giá trị nhập khẩu nên để gia tăng hoạt động xuất khẩu (khi tăng tỷ giá) doanh nghiệp phải gia tăng nhập khẩu tương ứng và giá cả hàng nhập khẩu cũng đắt hơn. Chính sự phụ thuộc này khiến CCTM Việt Nam không thể có thẳng dư lâu dài khi điều chỉnh tăng mạnh tỷ giá VND/USD.

Kết luận

Kết quả nghiên cứu định lượng cho thấy trong các biến số vĩ mô thì tỷ giá hối đoái thực đa phương có tác động mạnh đến CCTM Việt Nam. Phá giá VND có thể cải thiện đôi chút thâm hụt thương mại nhưng sự duy trì hiệu quả cải thiện không như mong đợi, vì vậy phá giá VND không phải là chính sách hữu hiệu hiện nay để cải thiện CCTM. Phá giá giúp cải thiện xuất khẩu nhưng cũng làm nhập khẩu gia tăng vì ở Việt Nam có sự phụ thuộc cao (đồng biến) của xuất khẩu vào nhập khẩu. Do đó việc chuyển đổi cơ cấu hàng hóa xuất nhập khẩu là hết sức quan trọng và cần thực hiện theo hướng gia tăng khả năng sản xuất



nguyên nhiên vật liệu phục vụ cho sản xuất hàng xuất khẩu. Trong những năm tới, Việt Nam cần tập trung đầu tư cho các ngành xuất khẩu chủ lực với các dự án đổi mới công nghệ, nâng cao cấp độ chế biến hàng tinh chế, tạo nguồn nguyên phụ liệu cho các mặt hàng xuất khẩu chủ lực, từ đó nâng cao năng lực và hiệu quả hoạt động cạnh tranh. Để làm được điều này cần thực hiện một số giải pháp như quy hoạch, phát triển các cụm, khu công nghiệp phụ trợ bên cạnh các khu công nghiệp chuyên ngành, chuyên sản xuất nguyên phụ liệu, vật tư sản xuất để cung ứng cho các doanh nghiệp hoạt động xuất khẩu; chuyển hướng sản xuất và hình thành vùng nguyên liệu cho các ngành đang có thế mạnh như dệt may, xuất khẩu gỗ...

Mô hình định lượng trong nghiên cứu này có một số điểm hạn chế: (i) Còn tồn tại các biến có hệ số tương quan có xác suất khả năng lớn hơn 10%; (ii) Biến trễ tối ưu đã được chọn theo hỗ trợ của phần mềm thống kê Eview 5.1 nhưng kết quả vẫn chưa tốt đối với mô hình ECM; (iii) Sử dụng CPI để tính GDP thực vì sử dụng chỉ số điều chỉnh GDP ■

Tài liệu tham khảo

1. Dự án hỗ trợ thương mại đa biên (MUTRAP, 2009), Báo cáo phân tích thâm hụt thương mại và các điều khoản về cán cân thanh toán của WTO, WTO-8
2. Phạm Trí Cao, Vũ Minh Châu (2009), Kinh tế lượng ứng dụng, Nhà xuất bản Thống kê.
3. Nguyễn Hồng Phúc (2009), Tỷ giá hối đoái thực và cán cân thương mại của Việt Nam, Luận văn cao học Trường Đại học Kinh tế Tp. Hồ Chí Minh.
4. Nguyễn Trọng Hoài (2009), Dự báo và phân tích dữ liệu trong kinh tế và tài chính, Nhà xuất bản Thống kê.
5. Phan Thanh Hoàn, Nguyễn Đăng Hào (2007), Mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và cán cân thương mại Việt Nam giai đoạn 1995-2004, Tạp chí Khoa học số 43 năm 2007.
6. Trần Ngọc Thơ (2006), Phương pháp tiếp cận cơ chế điều hành tỷ giá ở Việt Nam, Đề tài nghiên cứu khoa học cấp Bộ Trường Đại học Kinh tế Tp. Hồ Chí Minh.
7. Trần Ngọc Thơ, Nguyễn Ngọc Định (2008), Tài chính Quốc tế, Nhà xuất bản Thống kê, trang 125 - 160.

8. Nusrate Aziz (2008), *The Role of Exchange Rate in Trade Balance: Empirics from Bangladesh*, University of Birmingham, UK.
9. Muhammad Amir Hossain (2008), *Impact of Foreign Direct Investment on Bangladesh's Balance of Payments: Some Policy Implications*, Central Bank of Bangladesh.
10. Olugbenga Onafowora (2003), *Exchange rate and trade balance in east asia: is there a J-curve?*, Susquehanna University, *Economics Bulletin*, Vol. 5, Issue 18, 1-13.
11. Sandeep Ramesh, Deepak Garg (2005), *Income and Exchange Rate Elasticity of Imports and Export*, Indian Institute of Management, Lucknow.
12. Sulaiman D. Mohammad, Adnan Hussain (2010), *The Role of Exchange Rate on Trade Balance: Empirical from Pakistan*, *European Journal of Social Sciences*, Vol. 14, No. 1, p. 150, 2010.
13. Tarlok Singh (2002), *India's trade balance: the role of income and exchange rates*, School of Economics, The University of New South Wales, Sydney 2052, Australia.
14. Yongqing Wang and Guanghua Wan (2008) *China's Trade Imbalances The Role of FDI*, UNU-WIDER 2008, Research Paper No. 2008/103

