

ỨNG DỤNG MÔ HÌNH TỰ HỒI QUY VÉC TƠ (VAR) PHÂN TÍCH TÁC ĐỘNG CỦA TỶ GIÁ HỐI ĐOẠI ĐẾN CÁN CÂN THƯƠNG MẠI CỦA VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2000 – 2016

Đỗ Thị Mẫn

Khoa Kinh tế - Quản trị kinh doanh, Trường Đại học Hồng Đức

Email: hueman1510@yahoo.com

Ngày nhận: 24/3/2017

Ngày nhận bản sửa: 20/7/2017

Ngày duyệt đăng: 25/8/2017

Tóm tắt:

Bài viết nghiên cứu mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái thực đa phương và tỷ lệ xuất - nhập khẩu của Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2016 thông qua ước lượng mô hình tự hồi quy véctơ (VAR). Kết quả nghiên cứu cho thấy việc Việt Nam giảm giá đồng nội tệ không có tác dụng cải thiện cán cân thương mại trong thời gian đầu, thậm chí còn có ảnh hưởng ngược lại, chỉ đến kỳ nghiên cứu thứ 5 chỉ tiêu này mới được cải thiện đáng kể, trong dài hạn tác động cải thiện tỷ lệ xuất - nhập khẩu của tỷ giá hối đoái cũng không được ổn định. Tuy nhiên, theo kết quả kiểm định nhân quả và phân tích bảng phân rã phương sai thì từ kỳ thứ 5 trở đi, tỷ giá hối đoái là nguyên nhân và đồng thời đóng vai trò quan trọng nhất trong việc giải thích cho sự thay đổi của tỷ lệ xuất - nhập khẩu.

Từ khóa: Cán cân thương mại; REER; VAR.

Applying vector autoregressive model (VAR) to analyze the effect of exchange rate on trade balance in Vietnam in the period 2000-2016

Abstract

This paper examines the relation between the Real Effective Exchange Rate (REER) and the Export-Import ratio in Vietnam during 2000 - 2016, based on Vector Autoregressive Model (VAR) estimation. The results show that depreciation of Vietnam Dong does not improve the export-import ratio in the short run, and it even has negative effect. The ratio then is found to be significantly improved in the fifth period, however, this positive effect is not stable in the long run. Besides, according to the results of causality test and Variance Decomposition analysis, from the fifth period, the exchange rate is the cause and also is the most important determinant of export-import ratio change.

Keywords: Trade balance; REER; VAR.

1. Đặt vấn đề

Trong nền kinh tế mở, tỷ giá hối đoái có vai trò quan trọng trong việc nâng cao tính cạnh tranh của hàng hóa ngoại thương cũng như ảnh hưởng đến các biến số kinh tế vĩ mô của quốc gia, khi tỷ giá hối đoái thay đổi sẽ làm thay đổi mức giá tương đối của hàng hóa và dịch vụ bằng đồng tiền trong nước và ngoại tệ, do đó có ảnh hưởng nhất định đến giá trị

xuất, nhập khẩu (Nguyễn Văn Tiến, 2012). Những năm gần đây, đã có nhiều nghiên cứu về ảnh hưởng của việc thay đổi tỷ giá hối đoái đến cán cân thương mại ở các nước đang phát triển và ở Việt Nam, được tiến hành bằng cả phân tích định tính và định lượng, mặc dù vậy vẫn còn tồn tại đáng kể những bất đồng quan điểm liên quan đến các mối quan hệ giữa những biến số kinh tế vĩ mô này và việc sử dụng

phá giá tiền tệ như một công cụ cho việc tăng trưởng cán cân thương mại của một quốc gia. Ở Việt Nam, hiện nay Ngân hàng Nhà nước vẫn giữ vai trò điều tiết tỷ giá hối đoái nhằm mục đích giữ ổn định nền kinh tế, cải thiện cán cân thương mại, tuy nhiên việc đánh giá hiệu quả thực sự của chính sách tỷ giá vẫn là câu hỏi lớn cho các nhà nghiên cứu. Mục đích của bài viết này là kiểm tra mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái thực đa phương (REER) và cán cân thương mại tại Việt Nam trong thương mại song phương với các đối tác thương mại lớn trong giai đoạn từ quý 1 năm 2000 đến quý 4 năm 2016 thông qua mô hình tự hồi quy véc tơ (VAR), từ đó tìm ra mối quan hệ thực sự giữa tỷ giá hối đoái và cán cân thương mại cả trong ngắn hạn và dài hạn.

2. Tổng quan nghiên cứu thực nghiệm về ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái đến cán cân thương mại

Trong những năm gần đây, đã có nhiều nghiên cứu của các tác giả trong và ngoài nước về mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và cán cân thương mại, các tác giả đã tập trung vào việc đo lường ảnh hưởng của các nhân tố vĩ mô đến cán cân thương mại, như đánh giá ảnh hưởng của REER, tổng sản phẩm quốc nội (GDP), chỉ số giá tiêu dùng (CPI) và dòng tiền đầu tư trực tiếp nước ngoài vào trong nước (FDI) đến sự biến động của cán cân thương mại. Trên thế giới phải kể đến một số nghiên cứu sau đây: Sugema (2005) đã tập trung nghiên cứu ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái thực và các cú sốc xuất, nhập khẩu trong nền kinh tế Indonesia. Tác giả đã sử dụng dữ liệu quý từ 1984 đến 1997 để phân tích thông qua mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) và phương pháp bình phương bé nhất (OLS). Kết quả nghiên cứu cho thấy cán cân thương mại của Indonesia có thể được cải thiện bằng cách phá giá đồng nội tệ và việc cán cân thương mại được cải thiện phần lớn đến từ nhập khẩu. Wang & cộng sự (2012) nghiên cứu ảnh hưởng của việc phá giá đồng nhân dân tệ đối với cán cân thương mại song phương với 18 đối tác thương mại chính của Trung Quốc. Nhóm tác giả đã sử dụng dữ liệu giai đoạn 2005-2009 để nghiên cứu và kết quả chỉ ra rằng trong dài hạn, tỷ giá hối đoái thực song phương có mối tương quan dương với cán cân thương mại song phương giữa Trung Quốc và hầu hết các nước đối tác chính. Shah & Majeed (2014) sử dụng phương pháp kiểm định đồng liên kết và mô hình ECM trong bài nghiên cứu về mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái thực và cán cân thương mại ở Pakistan từ năm 1980 đến năm 2011. Kết quả nghiên cứu đã chỉ ra có mối quan hệ trong dài hạn giữa cán

cân thương mại, tổng thu nhập quốc dân, REER và mức cung tiền, kết quả ước lượng từ mô hình cho thấy một sự giảm giá đồng nội tệ đã có tác động ngược đến cán cân thương mại kể cả trong ngắn hạn và dài hạn. Một nghiên cứu gần đây của Matlasedi & cộng sự (2015) thì chỉ ra rằng có tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa tỷ giá hối đoái thực và cán cân thương mại của Nam Phi. Kết quả nghiên cứu cho thấy khi đồng Rand của Nam Phi giảm giá đã giúp cải thiện cán cân thương mại trong dài hạn tuy nhiên lại làm cán cân thương mại xấu đi trong ngắn hạn.

Trong nước, nghiên cứu của Dương Thị Thanh Mai (2002) cho thấy kết quả của hệ số co giãn của cầu xuất nhập khẩu tại Việt Nam với tỷ giá hối đoái là nhỏ hơn 1, cụ thể độ co giãn của cầu xuất nhập khẩu đối với tỷ giá hối đoái thực bằng 0,227. Do vậy, sự thay đổi của tỷ giá hối đoái thực trong giai đoạn 1989 - 2000 không có tác động đến xuất nhập khẩu. Nghiên cứu của hai tác giả Phan Thanh Hoàn & Nguyễn Đăng Hào (2007) về các hiệu ứng ngắn hạn và dài hạn khi tỷ giá hối đoái tác động đến cán cân thương mại bằng cách sử dụng lý thuyết đồng liên kết và mô hình VECM thì cho thấy trong dài hạn REER có tác động tích cực đến cán cân thương mại, hệ số tương quan được tìm thấy là 0,70. Một nghiên cứu của khác của tác giả Phạm Hồng Phúc (2009) cũng đã đo lường tác động của REER đến hoạt động xuất, nhập khẩu của Việt Nam và chỉ ra rằng sự biến động của tỷ số xuất khẩu trên nhập khẩu chịu sự tác động cùng chiều với REER. Đặng Thị Huyền Anh (2012) thì đã tính toán độ co giãn của cầu xuất nhập khẩu khi tỷ giá hối đoái biến động theo điều kiện Marschall – Lerner, tuy nhiên, tại thời điểm tác giả lấy làm mốc để thu thập số liệu thì Việt Nam chưa gia nhập WTO, do đó, nghiên cứu chưa đưa những đối tác thương mại chính của Việt Nam sau khi gia nhập WTO vào để tính REER tại Việt Nam. Bài nghiên cứu của tác giả Hoàng Đình Minh (2014) đã sử dụng mô hình VAR để phân tích sự tác động giữa các biến số kinh tế vĩ mô là tỷ giá hối đoái, cán cân thương mại, CPI, GDP, lãi suất, giá gạo và giá dầu từ thị trường thế giới. Kết quả nghiên cứu đã chỉ ra rằng tỷ giá hối đoái và lạm phát có quan hệ thuận chiều trong cả ngắn hạn và dài hạn, ngoài ra tỷ giá hối đoái cũng tác động lên cán cân thương mại, GDP và lãi suất. Gần đây có nghiên cứu của Nguyen Hai An (2015) về ảnh hưởng thực nghiệm của việc phá giá đồng nội tệ đến lạm phát và cán cân thương mại của Việt Nam giai đoạn 2000 - 2012. Thông qua kết quả nghiên cứu của mô hình VAR, tác giả chỉ ra rằng

việc phá giá đồng nội tệ có ảnh hưởng tích cực đến cán cân thương mại tuy nhiên tỷ giá hối đoái, bản thân nó rất khó để giải thích việc cán cân thương mại có thể thay đổi bao nhiêu.

Như vậy, có thể thấy tính đến thời điểm hiện tại cũng đã có rất nhiều công trình nghiên cứu về tác động của tỷ giá hối đoái đến cán cân thương mại trên thế giới và cả ở Việt Nam, tại những thời điểm khác nhau bằng các phương pháp nghiên cứu khác nhau. Tuy nhiên, do đặc thù kinh tế, chính trị và văn hóa xã hội của mỗi quốc gia khác nhau, nên tại mỗi thời điểm diễn biến của tỷ giá và cán cân thương mại tại các quốc gia này cũng khác nhau. Do đó, các nghiên cứu bằng phương pháp định tính, định lượng hay kết hợp cả hai phương pháp về mối quan hệ giữa hai biến số kinh tế vĩ mô trên trong mỗi nền kinh tế luôn luôn là cần thiết. Tại Việt Nam, trong khoảng thời gian từ năm 2000 đến năm 2016, nền kinh tế đã có nhiều biến động tích cực và tiêu cực, hướng đến hội nhập với nền kinh tế thế giới. Nhận thấy, trong khoảng thời gian này vẫn còn một khoảng trống trong nghiên cứu về tác động của chính sách tỷ giá hối đoái đến cán cân thương mại, liệu sự thay đổi trong chính sách tỷ giá có thực sự cải thiện được cán cân thương mại của Việt Nam? Nghiên cứu này sẽ cho người đọc cái nhìn khái quát nhất về vai trò thực nghiệm của tỷ giá hối đoái trong việc cải thiện cán cân thương mại của Việt Nam.

3. Mô hình định lượng và kết quả nghiên cứu

3.1. Mô hình định lượng và các biến số

Từ tổng quan tình hình nghiên cứu trong và ngoài nước về mối quan hệ giữa các biến số kinh tế vĩ mô nói chung cũng như nói riêng về ảnh hưởng của tỷ giá hối đoái lên cán cân thương mại, đồng thời xuất phát từ ý nghĩa của phân tích định lượng mô hình VAR ứng dụng trong nghiên cứu và dự báo kinh tế vĩ mô, trong nghiên cứu này, tác giả đã sử dụng mô

hình VAR để xác định sự tác động qua lại của các nhân tố vĩ mô được lựa chọn gồm: CPI, GDP, FDI, tỷ lệ tổng giá trị xuất khẩu/tổng giá trị nhập khẩu của 20 đối tác thương mại lớn của Việt Nam trong thời kỳ nghiên cứu (XM) và REER. Để hướng đến mục tiêu là xác định tác động của tỷ giá hối đoái đến cán cân thương mại của Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2016 thông qua kết quả thực nghiệm của mô hình VAR, tác giả đã tiến hành kiểm định và ước lượng theo trình tự các bước sau: Thứ nhất, kiểm tra tính dừng của các chuỗi số liệu được đưa vào mô hình bằng kiểm định ADF (Augmented Dickey - Fuller), tiếp theo, để tìm được độ trễ phù hợp cho mô hình, tác giả sử dụng hai tiêu chuẩn là Akaike Information Criterion (AIC) và tiêu chuẩn Schwarz Bayesian Criterion (SBC), mô hình VAR với mức trễ cho giá trị AIC và SBC nhỏ nhất sẽ được chọn. Tiếp đó, tác giả kiểm tra các mối quan hệ dài hạn giữa các biến trong mô hình với hai nội dung: Kiểm tra tính ổn định của mô hình thông qua bảng AR Roots Table và Kiểm tra tính đồng liên kết của các chuỗi dữ liệu bằng kiểm định Johansen, nếu các chuỗi dữ liệu có quan hệ đồng liên kết thì kết quả sau đó sẽ được ước lượng bằng mô hình Véc tơ hiệu chỉnh sai số (VECM), trong trường hợp không có quan hệ đồng liên kết giữa các biến số thì kết quả tiếp tục được ước lượng bằng mô hình VAR (Johansen, 1991). Cuối cùng, tác giả sẽ phân tích sự tương tác giữa các biến số được đưa vào mô hình thông qua hàm phản ứng đẩy và bảng phân tích phương sai. Ngoài ra, tác giả cũng đã sử dụng kiểm định nhân quả Ranger Causality để phát hiện mối quan hệ nhân quả giữa REER và XM, xem xét liệu tỷ giá hối đoái có thực sự là nguyên nhân gây ra sự biến động của cán cân thương mại hay không.

Các biến số được sử dụng trong mô hình gồm 5 chuỗi dữ liệu theo thời gian, được tập hợp theo quý, từ quý I năm 2000 đến quý 4 năm 2016, các số liệu

Bảng 1: Dữ liệu và nguồn dữ liệu cho nghiên cứu

Biến	Mô tả	Nguồn
REER ¹	Tỷ giá hối đoái thực đa phương	Tác giả tự tính toán từ nguồn số liệu về giá trị xuất, nhập khẩu, tỷ giá hối đoái danh nghĩa song phương và chỉ số giá tiêu dùng từ IMF
GDP	Tổng sản phẩm quốc nội của Việt Nam, ĐVT: triệu USD	Tổng cục thống kê
CPI	Chỉ số giá tiêu dùng	IMF
XM	Tỷ lệ giữa giá trị xuất khẩu và nhập khẩu (X/M)	IMF, Tổng cục thống kê
FDI	Đầu tư trực tiếp nước ngoài vào Việt Nam (ĐVT: Triệu USD)	IMF

được công bố từ Tổng cục Thống kê, Ngân hàng Nhà nước, trang web của Quỹ tiền tệ thế giới (IMF) có so sánh thêm với số liệu được công bố của Bộ Tài chính và Tổng cục Hải quan. CPI và REER được tính toán theo kỳ gốc là quý 1 năm 2000.

Phần mềm Eviews 8.0 được sử dụng để tiến hành các ước lượng và kiểm định, tác giả cũng đã biến đổi các biến dưới dạng Ln để giải thích sự thay đổi của các biến theo tỷ lệ %, tránh hiện tượng đơn vị tính của các biến là khác nhau. Mối quan hệ giữa các biến nghiên cứu được kiểm định với độ tin cậy 95%.

Bảng 2 (phần phụ lục) mô tả về mặt thống kê các biến được sử dụng trong mô hình dưới dạng Ln, các biến LnXM và LnREER đều có phân phối chuẩn ở độ tin cậy 95% (giá trị xác suất của thống kê Jarque-Bera đều lớn hơn 0,05), như vậy, dữ liệu của hai biến số kinh tế vĩ mô mà tác giả lựa chọn nghiên cứu là tin cậy về mặt thống kê.

3.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Mô hình kiểm định VAR để phân tích mối quan hệ trên được xây dựng như sau:

$$Y_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^n B_i Y_{t-i} + u_t$$

Trong đó: Y_t là véc tơ ma trận của các biến, trong nghiên cứu này là 5 biến (LnREER, LnCPI, LnXM, LnFDI, LnGDP); Γ_0 là ma trận hệ số chặn, B_i là ma trận các hệ số hồi quy tương ứng với các biến trễ; u_t là các sai số ngẫu nhiên.

Điều kiện đầu tiên để tiến hành kiểm định mô hình VAR là kiểm tra tính dừng của chuỗi số liệu được sử dụng trong mô hình, bảng 3 (phần phụ lục) trình bày kết quả kiểm định ADF cho tất cả các chuỗi số liệu tại sai phân 0 và sai phân 1. Kết quả cho thấy các biến không dừng ở sai phân 0 (trừ LnFDI), ở sai phân 1 tất cả các biến đều dừng (các giá trị P-value của thống kê t ở sai phân bậc 1 đều nhỏ hơn mức ý nghĩa $\alpha = 5\%$). Tiếp theo, tác giả sẽ xác định độ trễ tối ưu cho mô hình VAR thông qua tiêu chuẩn lựa chọn AIC (Bảng 4 phần phụ lục), kết quả thấy độ trễ tối ưu cho các biến là 4, không chỉ tiêu chuẩn AIC mà tiêu chuẩn HQ cũng là nhỏ nhất, các tiêu chuẩn LR và FPE cũng là tối ưu. Như vậy, mô hình VAR sẽ được ước lượng với độ trễ tương ứng của các biến là 4.

Do các biến số được đưa vào mô hình dừng ở sai phân 1, tên mới của các biến trong mô hình sẽ là D(LNCPI), D(LNREER), D(LNFDI), D(LNGDP),

D(LNXM). Kết quả kiểm tra sự ổn định của mô hình cho thấy mô hình VAR lựa chọn thỏa mãn điều kiện về sự ổn định. (Bảng 5 phần phụ lục). Vì các biến đều dừng ở sai phân bậc 1 nên tác giả kiểm tra tính đồng liên kết giữa chúng bằng kiểm định Johansen. Kết quả kiểm định cho thấy không có sự tồn tại mối quan hệ đồng liên kết giữa các biến (Phụ lục, bảng 6), do đó không thể sử dụng mô hình VECM để ước lượng, vì vậy nghiên cứu này sẽ tiếp tục với việc ước lượng bằng mô hình VAR với các biến được dùng ở sai phân bậc 1 và độ trễ tối ưu là 4.

Kết quả kiểm định mô hình VAR cho thấy, các hệ số xác định bội R^2 là trên 81% đối với mô hình của D(LNXM), trên 58% đối với mô hình của D(LnFDI), 90,7% đối với mô hình của D(LnGDP), 28,5% đối với mô hình của D(LnREER) và 69,9% đối với mô hình của D(LnCPI), giá trị của các thống kê F (F-statistics) đều lớn hơn giá trị thống kê F tra bảng ở mức ý nghĩa 5% và bậc tự do là (k-1, n-k) (F Critical = 1,9), trừ mô hình của D(REER), như vậy có thể khẳng định rằng mô hình lựa chọn để ước lượng là phù hợp ở mức ý nghĩa 5%, trong đó mô hình hồi quy của tỷ lệ xuất – nhập khẩu phù hợp ở mức trên 81%, điều đó cho thấy các biến lựa chọn để giải thích cho sự biến động của cán cân thương mại trong nghiên cứu này là phù hợp. Bằng phương pháp bình phương nhỏ nhất (OLS), kết quả mô hình hồi quy với tỷ lệ xuất nhập khẩu được trình bày như sau:

$$\begin{aligned} D(LNXM) = & - 0,295 * D(LNXM(-1)) + 0,025 * D(LNXM(-2)) - 0,232 * D(LNXM(-3)) - \\ & 0,053 * D(LNXM(-4)) + 0,007 * D(LNFDI(-1)) + 0,007 * D(LNFDI(-2)) + 0,006 * D(LNFDI(-3)) - \\ & 0,009 * D(LNFDI(-4)) - 0,070 * D(LNGDP(-1)) - 0,071 * D(LNGDP(-2)) + 0,011 * D(LNGDP(-3)) - \\ & 0,098 * D(LNGDP(-4)) - 0,152 * D(LNREER(-1)) - 0,178 * D(LNREER(-2)) + 0,008 * D(LNREER(-3)) - \\ & 0,362 * D(LNREER(-4)) - 0,381 * D(LNCPI(-1)) + 2,554 * D(LNCPI(-2)) - 0,383 * D(LNCPI(-3)) - \\ & 0,110 * D(LNCPI(-4)) - 0,029. \end{aligned}$$

Kết quả cụ thể của các ước lượng và kiểm định thể hiện trong Bảng 7 (phần phụ lục) cũng cho thấy rằng tỷ lệ xuất – nhập khẩu chịu tác động chính từ sự thay đổi của REER trước đó 4 kỳ nghiên cứu (giá trị t statistic = 2,8967 > t critical value) và giá trị xuất, nhập khẩu trước đó 1 kỳ nghiên cứu (t statistic = -2,01, có trị tuyệt đối lớn hơn t critical value), theo kết quả ước lượng nếu tỷ giá hối đoái thực địa phương tăng 1% (tức là VNĐ giảm giá 1% so với ngoại tệ) thì tỷ lệ giá trị xuất nhập khẩu ở kỳ nghiên

Bảng 8: Kiểm định nhân quả Granger Causality trong mô hình VAR

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 05/28/17 Time: 07:10

Sample: 2000Q1 2016Q4

Included observations: 63

Dependent variable: D(LNXM)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LNFDI)	1.125602	4	0.8902
D(LNGDP)	8.906809	4	0.0635
D(LNREER)	13.18184	4	0.0104
D(LNCPI)	8.757317	4	0.0675
All	36.24911	16	0.0027

Nguồn: Kết quả ước lượng được từ mô hình

cứu thứ tư sẽ giảm trung bình 0,36%. Như vậy, việc giảm giá VNĐ chưa cải thiện được tỷ lệ xuất – nhập khẩu tương đối trong ngắn hạn thậm chí còn làm tỷ lệ này giảm, đây có thể là phản ứng trễ thường thấy của các chính sách kinh tế vĩ mô của Chính phủ.

Để kiểm tra mối quan hệ nhân quả giữa REER và XM, tác giả sử dụng thêm kiểm định Granger Causality với kết quả được trình bày ở Bảng 8.

Kết quả cho thấy trong số các biến độc lập thì chỉ có biến tỷ giá là có ảnh hưởng đến biến phụ thuộc là tỷ lệ giá trị xuất - nhập khẩu ở mức ý nghĩa 5% (P-value = 0,0104 < 0,05), như vậy theo kết quả kiểm định trên rõ ràng sự thay đổi của REER là một nguyên nhân gây nên sự biến động trong giá trị xuất – nhập

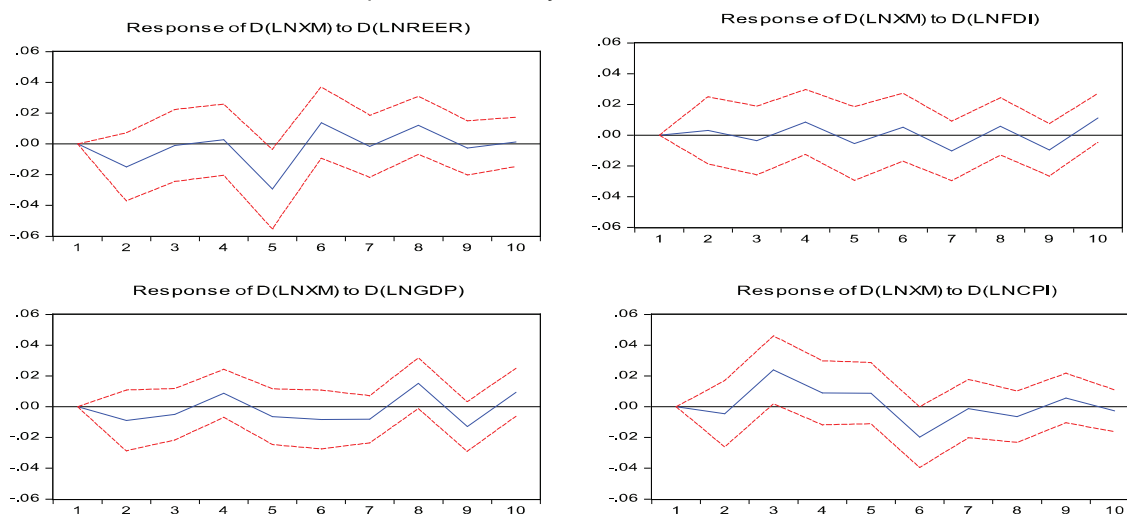
khẩu của Việt Nam sang các nước khác trong thời kỳ tác giả nghiên cứu.

Để phân tích kết quả cụ thể hơn có được từ mô hình, hai công cụ điển hình nhất được sử dụng là hàm phản ứng đẩy và bảng phân rã phương sai. Hàm phản ứng đẩy sẽ cho thấy sự biến động qua lại giữa các biến, hình 1 mô tả biến động của tỷ lệ xuất nhập khẩu khi các biến còn lại thực hiện một cú sốc tương ứng là một độ lệch tiêu chuẩn.

Kết quả Hình 1 cho thấy, khi thực hiện một cú sốc ở REER thì tỷ lệ giá trị xuất khẩu/ nhập khẩu của Việt Nam sang 20 đối tác thương mại lớn sẽ được cải thiện bắt đầu ở quý thứ 2 của năm đó, các quý thứ 1, thứ 3 của năm kế tiếp và quý 1 của năm sau

Hình 1: Biểu đồ hàm phản ứng đẩy của mô hình VAR

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Nguồn: Kết quả ước lượng được từ mô hình

đó (kỳ thứ 5). Như vậy, trong trường hợp này chính sách tỷ giá đã có những hiệu quả nhất định trong việc cải thiện tỷ lệ xuất - nhập khẩu xong không liên tục và phải sau thậm chí 4 kỳ nghiên cứu giá trị này mới được cải thiện đáng kể, thậm chí có những kỳ sự thay đổi trong tỷ giá còn làm cho tỷ lệ này giảm mạnh, như từ quý thứ 4 của năm nghiên cứu sang quý 1 của năm kế tiếp.

Sự biến động này của tỷ lệ xuất - nhập khẩu phản ánh mối quan hệ không rõ ràng giữa REER và X/M trong ngắn hạn. Trong dài hạn biến động của tỷ giá đã tạo ra ảnh hưởng tích cực song không liên tục đối với X/M (đồ thị thứ nhất trong Hình 1), điều này một lần nữa khẳng định mối liên hệ không thực sự rõ ràng giữa REER và X/M trong dài hạn tương tự như phần kiểm định đồng liên kết đã được trình bày ở phần trên. Ngoài ra, kết quả ở Hình 1 cũng cho thấy sự thay đổi của X/M là không đáng kể trước cú sốc từ phía FDI và GDP, riêng kết quả từ cú sốc về phía CPI thì rõ ràng hơn, trong 5 kỳ nghiên cứu đầu, tỷ lệ xuất - nhập khẩu được cải thiện đáng kể khi CPI thực hiện một cú sốc, tuy nhiên ở những kỳ tiếp theo phản ứng của tỷ lệ này lại theo chiều hướng không tích cực.

Về mặt lý thuyết khi REER tăng lên (VND được định giá thấp) sẽ làm hàng xuất khẩu có sức cạnh tranh hơn. Trong khi đó, sức mua của đồng nội tệ giảm xuống nên hạn chế người dân nhập khẩu hàng tiêu dùng. Hiệu ứng này có thể làm cán cân thương mại gia tăng. Tuy nhiên, phần lớn hàng xuất khẩu của Việt Nam là gia công, theo đó, xuất khẩu tăng cũng đồng nghĩa với nguyên, nhiên vật liệu nhập khẩu cũng tăng theo, làm triệt tiêu hiệu ứng hàng xuất khẩu cạnh tranh của REER, như vậy, về dài hạn, tương quan

giữa REER và cán cân cân thương mại là không chặt chẽ.

Tuy hàm phản ứng đầy cung cấp những nhận định tổng quát về mức độ tác động truyền dẫn của REER và các biến còn lại đến tỷ lệ xuất - nhập khẩu, nhưng nó lại không thể hiện được biến động cụ thể là đóng góp bao nhiêu trong việc giải thích biến động đó, do đó, để đánh giá tầm quan trọng những biến động của các biến số đến sự thay đổi của cán cân thương mại, tác giả đã thực hiện phương pháp phân tích phương sai cho các biến số. Dựa vào kết quả phân tích phương sai của tỷ lệ xuất - nhập khẩu ở Bảng 9 ta thấy, trong ngắn hạn, ví dụ ở quý thứ 2, 100% sự thay đổi của tỷ lệ xuất - nhập khẩu được giải thích bởi 94,53% sự thay đổi từ chính nó, tiếp đó là 3,68% sự thay đổi từ REER, 1,29% sự thay đổi từ GDP, 0,32% sự thay đổi từ CPI và cuối cùng là sự thay đổi ít nhất, chỉ 0,16% từ FDI. Ở quý thứ 3, sự thay đổi từ tỷ lệ xuất - nhập khẩu vẫn được giải thích chủ yếu từ chính nó (chiếm 85,8%), tiếp đến là gần 9% từ CPI và 3,36% từ sự thay đổi của REER. Từ quý thứ 5 trở đi, sự thay đổi từ phía REER đóng vai trò quan trọng hơn trong việc giải thích sự biến động của tỷ lệ xuất - nhập khẩu (trên 11%), tỷ lệ giải thích lớn nhất là ở kỳ nghiên cứu thứ 8, chiếm 13,6%. Như vậy, từ bảng phân rã phương sai có thể thấy rằng từ kỳ thứ 5 trở đi, đóng vai trò quan trọng nhất trong việc giải thích cho sự thay đổi của tỷ lệ xuất - nhập khẩu chính là sự thay đổi từ phía REER, tiếp đến là CPI và ảnh hưởng nhỏ nhất là từ phía biến động của FDI.

Trong nghiên cứu này, độ trễ của mô hình là 4, điều này đồng nghĩa với việc những thay đổi của các nhân tố trong mô hình trong chu kỳ này sẽ ảnh

Bảng 9: Bảng phân tích phương sai của các biến

Variance Decomposition of D(LNXM):

Period	S.E.	D(LNXM)	D(LNFDI)	D(LNGDP)	D(LNREER)	D(LNCPI)
1	0.074161	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.077805	94.53079	0.162217	1.295312	3.686691	0.324986
3	0.081657	85.84689	0.330484	1.534099	3.362201	8.926327
4	0.089995	85.36933	1.187595	2.209104	2.863723	8.370244
5	0.095885	76.11140	1.372385	2.397499	11.88289	8.235830
6	0.099856	71.18317	1.536290	2.901943	12.87509	11.50351
7	0.102085	70.75779	2.468494	3.411671	12.34281	11.01924
8	0.104303	67.78982	2.670970	5.421105	13.17574	10.94236
9	0.105790	66.06096	3.404637	6.732683	12.86935	10.93237
10	0.106945	64.84195	4.428441	7.363486	12.60791	10.75821

Nguồn: Kết quả ước lượng được từ mô hình

hưởng đến 4 chu kỳ tiếp theo (dữ liệu trong mô hình tính theo quý). Đây cũng là đặc trưng cơ bản của các chính sách vĩ mô, chúng sẽ phát huy tác dụng sau một độ trễ nhất định. Do đó, chính sách tiền tệ thực hiện ngày hôm nay thì phải sau một thời gian nhất định mới có thể phát huy được hiệu quả đối với nền kinh tế. Đây cũng là một phần cơ sở của kết quả thực nghiệm để nghiên cứu đưa ra những khuyến nghị trong việc quản lý và điều hành chính sách tỷ giá trong thời gian tới.

Từ các kết quả phân tích ở trên về tác động của tỷ giá hối đoái thực đa phương đến tỷ lệ xuất nhập khẩu của Việt Nam sang 20 đối tác thương mại chính trong giai đoạn từ năm 2000 đến năm 2016 có thể thấy kết quả phân tích trong bài nghiên cứu này tương tự với phần lớn các nghiên cứu trước đó ở Việt Nam, đó là trong ngắn hạn tỷ giá hối đoái không thể hiện được vai trò là công cụ giúp cải thiện cán cân thương mại. Trong dài hạn, tuy tỷ giá có thể hiện được vai trò là nhân tố chính tác động đến sự thay đổi tích cực của cán cân thương mại song ảnh hưởng này không liên tục và ổn định. Thực tế là hàng hóa xuất khẩu của Việt Nam thường có giá trị gia tăng thấp, phụ thuộc nhiều vào nguyên liệu nhập khẩu, khiến cho việc giảm giá tiền tệ gần như không có khả năng giải quyết bài toán nhập siêu tại Việt Nam. Bên cạnh đó, với cơ cấu hàng xuất khẩu hiện tại, Việt Nam cũng chưa chắc đã được lợi nếu đồng tiền cứ tiếp tục mất giá, phần lớn hàng xuất khẩu là sản phẩm chưa qua chế biến như dầu thô, cà phê, gạo, ngay cả các sản phẩm hoàn thiện, giá trị cao thì cũng có phần lớn các chi tiết hoặc nguyên liệu được nhập từ nước ngoài, do đó, lợi ích mà doanh nghiệp có được từ sản phẩm xuất khẩu chưa hẳn đã bù đắp được chi phí trong điều kiện đồng Việt Nam giảm giá.

4. Kết luận

Nghiên cứu này đã trình bày những phân tích về

tác động của các yếu tố kinh tế vĩ mô cơ bản gồm tỷ giá hối đoái thực đa phương, tổng sản phẩm quốc nội, chỉ số giá tiêu dùng và giá trị đầu tư trực tiếp nước ngoài vào Việt Nam đến tỷ lệ xuất - nhập khẩu song phương của Việt Nam với các đối tác thương mại lớn, đặc biệt là phân tích mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái thực đa phương và tỷ lệ xuất - nhập khẩu của Việt Nam từ năm 2000 đến năm 2016. Kết quả nghiên cứu đã chỉ ra rằng việc Việt Nam giảm giá đồng nội tệ không có tác dụng cải thiện cán cân thương mại trong thời gian đầu, thậm chí còn có ảnh hưởng ngược lại, chỉ đến kỳ nghiên cứu thứ 5 chỉ tiêu này mới được cải thiện đáng kể, trong dài hạn tác động cải thiện tỷ lệ xuất - nhập khẩu của tỷ giá hối đoái cũng không được ổn định, tuy nhiên kết quả kiểm định nhân quả cũng đã chỉ ra tỷ giá hối đoái chính là một trong những nguyên nhân gây nên sự biến động trong tỷ lệ xuất - nhập khẩu. Trong kết quả phân tích từ bảng phân rã phương sai của mô hình VAR thì cho thấy từ kỳ thứ 5 trở đi, tỷ giá hối đoái đóng vai trò quan trọng nhất trong việc giải thích cho sự thay đổi của tỷ lệ xuất - nhập khẩu, tiếp đến là chỉ số giá tiêu dùng và ảnh hưởng nhỏ nhất là từ phía biến động của nguồn vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài vào Việt Nam.

Như vậy, để cải thiện cán cân thương mại của Việt Nam thì không đơn thuần chỉ là sự điều chỉnh từ chính sách tỷ giá, mặt khác, tỷ giá cũng là một biến số kinh tế vĩ mô rất nhạy cảm, có tác động đến nhiều biến số vĩ mô khác như thương mại, cán cân thanh toán, ngân sách chính phủ, nợ nước ngoài... Do đó, việc xem xét chính sách tỷ giá phải được đặt trong một tổng thể chính sách của Chính phủ, ví dụ như chính sách tiền tệ nhằm ổn định giá cả, việc giảm giá Việt Nam đồng làm tăng tỷ lệ lạm phát và trong dài hạn kết quả cũng cho thấy điều này không giúp cải thiện tỷ lệ xuất - nhập khẩu của Việt Nam.

Ghi chú:

1. REER được tính theo công thức: $REER_i = NEER_i \cdot (CPI_i^{VN} / CPI_0^{VN}) / (CPI_i^w / CPI_0^w)$,

trong đó, CPI_i^w là chỉ số giá của nước w trong thời kỳ i; CPI_i^{VN} là chỉ số giá của Việt Nam thời kỳ i.

$$NEER_i = \sum_{j=1}^n \alpha_{ij} e_{ij} / e_{0j} .$$

Trong đó, e_{ij} là tỷ giá danh nghĩa song phương của nước j trong thời kỳ i với Việt Nam (Ngoại tệ/VNĐ), e_{0j} là tỷ giá danh nghĩa song phương của nước j với Việt Nam trong thời kỳ gốc, được tính theo tỷ giá hai nước với USD

(NEER là chỉ số), α_{ij} là tỷ trọng thương mại của Việt Nam tới nước j trong thời kỳ i ($\alpha_{ij} = (X_{ij} + M_{ij}) / (X_j + M_j)$). M_{ij}

là giá trị nhập khẩu của Việt Nam từ nước j trong thời kỳ i , X_{ij} là giá trị xuất khẩu của Việt Nam tới nước j trong thời kỳ i , M_i , X_i là tổng giá trị xuất nhập khẩu của Việt Nam tới các nước ở thời kỳ i . Thời kỳ gốc để tính REER là quý 1 năm 2000, các nước bạn hàng lớn được lựa chọn là Australia, Bỉ, Trung Quốc, Hồng Kong, Pháp, Đức, Ấn Độ, Indonesia, Ý, Nhật Bản, Hàn Quốc, Malaysia, Thụy sĩ, Philippine, Nga, Singapore, Thủy Điển, Thái Lan, Anh và Mỹ (Là các nước có tổng thương mại đối với Việt Nam khoảng 95% trong thời kỳ nghiên cứu).

Phụ lục

Bảng 2: Thống kê mô tả dữ liệu nghiên cứu

	LNXM	LNFDI	LNGDP	LNREER	LNCPI
Mean	-0.081809	8.425676	10.08718	4.635544	5.139103
Median	-0.078500	8.329000	10.18050	4.614500	5.187000
Maximum	0.154000	12.08700	10.92100	5.040000	5.744000
Minimum	-0.382000	5.762000	8.764000	4.356000	4.579000
Std. Dev.	0.129432	1.138835	0.523746	0.144156	0.426870
Skewness	-0.144552	0.655487	-0.734108	-0.002515	0.062271
Kurtosis	2.241452	4.889490	2.872390	2.837691	1.418114
Jarque-Bera	1.867101	14.98500	6.153840	0.074714	7.133976
Probability	0.393155	0.000557	0.046101	0.963332	0.028241
Sum	-5.563000	572.9460	685.9280	315.2170	349.4590
Sum Sq. Dev.	1.122419	86.89534	18.37878	1.392321	12.20861
Observations	68	68	68	68	68

Nguồn: Kết quả mô tả bằng phần mềm Eviews 8.0

Bảng 3. Kết quả kiểm định ADF

Chuỗi số liệu	P-value (Level)	P-value (1 st difference)	P-value criticle
LnREER	0.1551	0.0000	0.05
LnCPI	0.9260	0.0002	0.05
LnFDI	0.0089	0.0011	0.05
LnGDP	0.7376	0.0039	0.05
LnXM	0.3346	0.0000	0.05

Nguồn: Kết quả ước lượng từ kiểm định ADF

Bảng 4: Kiểm tra độ trễ thích hợp cho các biến trong mô hình VAR

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: D(LNXM) D(LNFDI) D(LNGDP)
 D(LNREER) D(LNCPI)
 Exogenous variables: C
 Date: 05/28/17 Time: 06:18
 Sample: 2000Q1 2016Q4
 Included observations: 63

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	164.7311	NA	4.32e-09	-5.070827	-4.900737	-5.003930
1	229.8783	117.8854	1.21e-09	-6.345342	-5.324801*	-5.943958
2	276.5465	77.03965	6.18e-10	-7.033223	-5.162232	-6.297353
3	319.0937	63.48311	3.68e-10	-7.590276	-4.868835	-6.519920*
4	347.9724	38.50492*	3.51e-10*	-7.713409*	-4.141518	-6.308567

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Nguồn: Kết quả ước lượng được từ mô hình

Bảng 5: Kiểm định sự ổn định của mô hình VAR

Roots of Characteristic Polynomial
 Endogenous variables: D(LNXM) D(LNFDI)
 D(LNGDP) D(LNREER) D(LNCPI)
 Exogenous variables: C
 Lag specification: 1 2
 Date: 05/28/17 Time: 06:22

Root	Modulus
-0.889212	0.889212
-0.064655 - 0.798433i	0.801047
-0.064655 + 0.798433i	0.801047
0.558055 - 0.403250i	0.688502
0.558055 + 0.403250i	0.688502
-0.138920 - 0.536924i	0.554604
-0.138920 + 0.536924i	0.554604
-0.218509 - 0.385311i	0.442957
-0.218509 + 0.385311i	0.442957
0.228143	0.228143

No root lies outside the unit circle.

VAR satisfies the stability condition.

Nguồn: Kết quả ước lượng được từ mô hình

Bảng 6: Kiểm định đồng liên kết Johansen

Date: 05/28/17 Time: 17:13
 Sample (adjusted): 2001Q2 2016Q4
 Included observations: 63 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LNXM LNFDI LNGDP LNREER LNCPI
 Lags interval (in first differences): 1 to 4
 Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.371170	65.97409	69.81889	0.0975
At most 1	0.240490	36.74876	47.85613	0.3595
At most 2	0.211695	19.41864	29.79707	0.4631
At most 3	0.066742	4.432800	15.49471	0.8657
At most 4	0.001288	0.081189	3.841466	0.7757

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.371170	29.22533	33.87687	0.1625
At most 1	0.240490	17.33012	27.58434	0.5517
At most 2	0.211695	14.98584	21.13162	0.2899
At most 3	0.066742	4.351611	14.26460	0.8205
At most 4	0.001288	0.081189	3.841466	0.7757

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Nguồn: Kết quả ước lượng được từ mô hình

Bảng 7: Kết quả ước lượng mô hình hồi quy của D(LnXM)

System: UNTITLED
 Estimation Method: Least Squares
 Date: 08/20/17 Time: 22:36
 Sample: 2001Q2 2016Q4
 Included observations: 63
 Total system (balanced) observations 315

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.295806	0.146737	-2.015891	0.0451
C(2)	0.025709	0.167081	0.153871	0.8779
C(3)	-0.232306	0.155497	-1.493958	0.1367
C(4)	-0.053889	0.145126	-0.371324	0.7108
C(5)	0.007358	0.017061	0.431295	0.6667
C(6)	0.007195	0.017986	0.400044	0.6895
C(7)	0.006705	0.017272	0.388181	0.6983
C(8)	-0.009918	0.016459	-0.602587	0.5474
C(9)	-0.070832	0.054485	-1.300036	0.1950
C(10)	-0.071462	0.054711	-1.306176	0.1929
C(11)	0.011733	0.051258	0.228910	0.8192
C(12)	-0.098539	0.050935	-1.934612	0.0544
C(13)	-0.152593	0.123912	-1.231461	0.2195
C(14)	-0.178051	0.137485	-1.295058	0.1967
C(15)	0.008013	0.139114	0.057601	0.9541
C(16)	-0.362487	0.125135	-2.896770	0.0042
C(17)	-0.381421	0.927450	-0.411258	0.6813
C(18)	2.554334	1.329758	1.920902	0.0561
C(19)	-0.383464	1.329860	-0.288349	0.7734
C(20)	-0.110221	0.997526	-0.110494	0.9121
C(21)	-0.029940	0.018380	-1.628962	0.1048

Observations: 63

R-squared	0.812675	Mean dependent var	-0.000937
Adjusted R-squared	0.723473	S.D. dependent var	0.141028
S.E. of regression	0.074161	Sum squared resid	0.230994
Durbin-Watson stat	1.929839		

$$\text{Equation: } D(\text{LNXM}) = C(1)*D(\text{LNXM}(-1)) + C(2)*D(\text{LNXM}(-2)) + C(3)*D(\text{LNXM}(-3)) + C(4)*D(\text{LNXM}(-4)) + C(5)*D(\text{LNFDI}(-1)) + C(6)*D(\text{LNFDI}(-2)) + C(7)*D(\text{LNFDI}(-3)) + C(8)*D(\text{LNFDI}(-4)) + C(9)*D(\text{LNGDP}(-1)) + C(10)*D(\text{LNGDP}(-2)) + C(11)*D(\text{LNGDP}(-3)) + C(12)*D(\text{LNGDP}(-4)) + C(13)*D(\text{LNREER}(-1)) + C(14)*D(\text{LNREER}(-2)) + C(15)*D(\text{LNREER}(-3)) + C(16)*D(\text{LNREER}(-4)) + C(17)*D(\text{LNCPI}(-1)) + C(18)*D(\text{LNCPI}(-2)) + C(19)*D(\text{LNCPI}(-3)) + C(20)*D(\text{LNCPI}(-4)) + C(21)$$

Nguồn: Kết quả ước lượng được từ mô hình

Tài liệu tham khảo

- Dương Thị Thanh Mai (2002), 'Vận dụng mô hình phân tích chính sách tỷ giá ở Việt Nam', Luận án tiến sĩ, Đại học Kinh tế Quốc dân.
- Đặng Thị Huyền Anh (2012), 'Tác động tỷ giá thực tế đến cán cân thương mại Việt Nam trong điều kiện hội nhập kinh tế quốc tế', Luận án Tiến sĩ kinh tế, Học viện Ngân hàng.
- Hoàng Đình Minh (2014), 'Mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và lạm phát trong nền kinh tế Việt Nam', Luận án tiến sĩ, Đại học Bách khoa Hà Nội.
- Johansen Soren (1991), 'Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models', *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Matlasedi, Tony, Ilorah, Richard & Zhanje, Stephen (2015), 'The impact of the real effective exchange rate on South Africa's trade balance', *Conference of the Economic Society of South Africa*, University of Cape Town, South Africa, 1-22.
- Nguyễn Văn Tiến (2012), *Giáo trình Tiền tệ Ngân hàng*, Nhà xuất bản Thống kê, Thành phố Hồ Chí Minh
- Nguyen Hai An (2015), 'Exchange Rate Management in Vietnam for Sustaining Stable and Long-Term Economic Growth', *Review of Business and Economics Studies*, 3(2), 58-62.
- Phan Thanh Hoàn & Nguyễn Đăng Hào (2007), 'Mối quan hệ giữa tỷ giá hối đoái và cán cân thương mại Việt Nam thời kỳ 1995 – 2004', *Tạp chí Khoa học*, Đại học Huế, 43, 61-71.
- Phạm Hồng Phúc (2009), 'Tỷ giá hối đoái thực và cán cân thương mại Việt Nam', Luận văn thạc sĩ kinh tế, Trường Đại học Kinh tế Thành phố Hồ Chí Minh.
- Shah, Anwar & Majeed, M. Tariq (2014), *Real Exchange Rate and Trade Balance in Pakistan: An ARDL Co-integration Approach*, Munich Personal RePEc Archive.
- Sugema, I. (2005), 'The Determinants of trade balance and adjustment to the crisis in Indonesia', *Discussion Paper*, Centre for International Economic Studies, Australia, 1-28.
- Wang, Chun-Hsuan, Lin, Chun-Hung A. & Yang, Chih-Hai (2012), 'Short-run and long-run effects of exchange rate change on trade balance: Evidence from China and its trading partners', *Japan and The World Economy*, 24(4), 227-332.