

TÁC ĐỘNG CỦA ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI, CHI TIÊU CHÍNH PHỦ VÀ TỶ GIÁ ĐỐI VỚI XUẤT KHẨU CỦA VIỆT NAM: TIẾP CẬN MÔ HÌNH ARDL

IMPACT OF FOREIGN DIRECT INVESTMENT, GOVERNMENT

SPENDING AND EXCHANGE RATE ON THE EXPORT PERFORMANCE OF VIETNAM: ARDL APPROACH

Lê Hoàng Phong¹, Đặng Thị Bạch Vân², Phạm Đức Huy³

Ngày nhận: 24/8/2017

Ngày nhận bản sửa: 15/11/2017

Ngày đăng: 5/2/2018

Tóm tắt

Mục đích của nghiên cứu này là nhằm phân tích tác động của một số nhân tố đến xuất khẩu của Việt Nam trong giai đoạn 1986 – 2015 như: đầu tư trực tiếp nước ngoài, chi tiêu của Chính phủ và tỷ giá. Trên cơ sở mô hình đa biến, bằng cách tiếp cận mô hình phân phối độ trễ tự hồi quy (Autoregressive Distributed Lag: ARDL) nhóm tác giả kiểm định mối quan hệ đồng liên kết (ĐLK) giữa các biến với kiểm định bound test và tính toán tác động dài hạn của các biến. Bên cạnh, mô hình UECM-ARDL được sử dụng để đánh giá các tác động ngắn hạn. Thông qua kết quả nghiên cứu, bài viết đề xuất một vài khuyến nghị chính sách xuất khẩu của Việt Nam trong thời gian tới.

Từ khóa: ARDL, FDI, chi tiêu chính phủ, tỷ giá

Abstract

This paper investigates the impact of foreign direct investment, government spending and exchange rate on the export performance of Vietnam over the period of 1986–2015. Using the bound testing approach to cointegration developed within an autoregressive distributed lag (ARDL) framework, we investigate whether a long-run equilibrium relationship exists between export and the determinants as the basis for calculating the long-term effects. Additionally, using unrestricted error correction model based on ARDL approach (UECM-ARDL), we find evidences of the short-run impact. From the study findings, the paper also suggests few solutions to enhance the export policies of Vietnam.

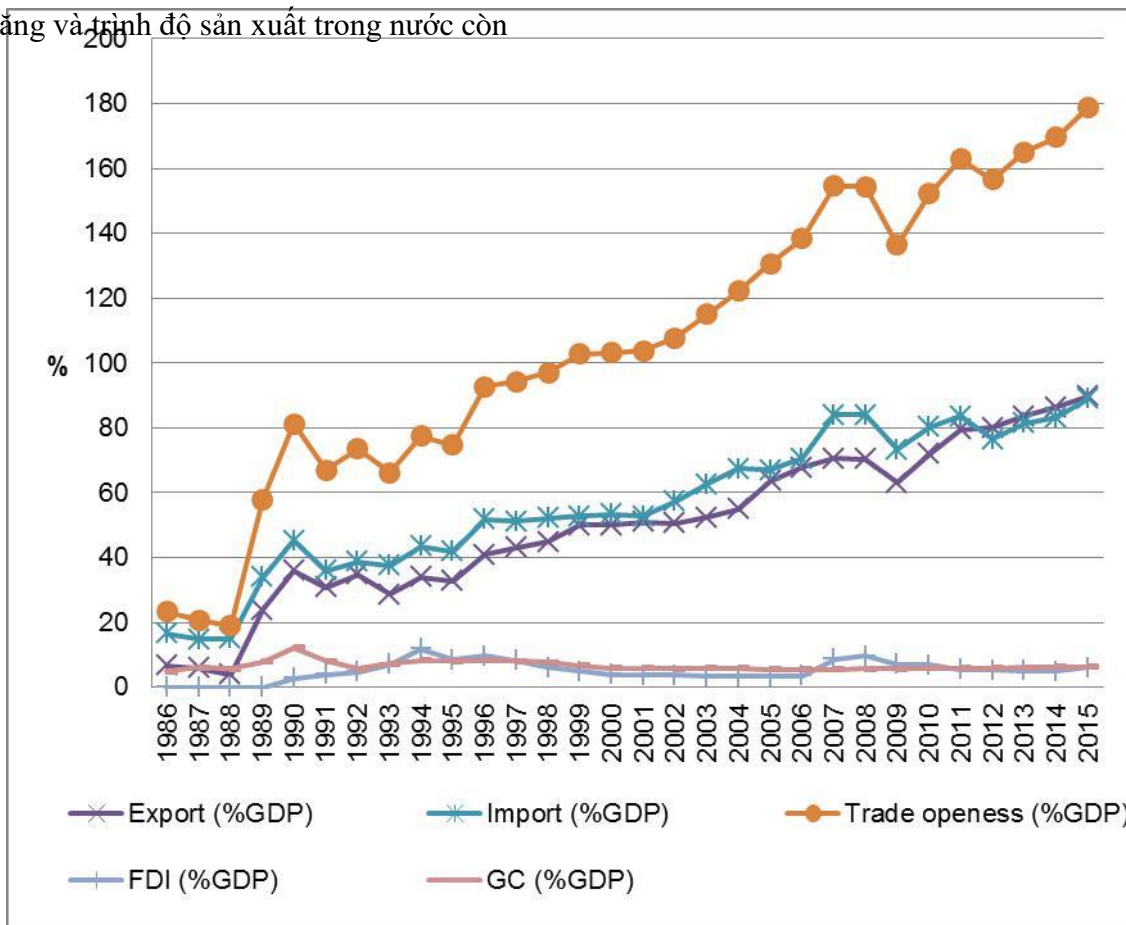
Keywords: ARDL, FDI, government spending, exchange

- ¹ Trường Đại học Luật TP.HCM
- ² Trường Đại học Kinh tế TP.HCM
- ³ Trường Đại học Tài chính - Marketing

1. Giới thiệu

Từ khi bắt đầu đổi mới năm 1986, Việt Nam đã thực hiện nhiều cải cách theo hướng thị trường, hội nhập với kinh tế thế giới và khu vực nhằm tạo thêm cơ hội cũng như nâng cao khả năng tận dụng các cơ hội cho phát triển kinh tế. Đây chính là tiền đề quan trọng để Việt Nam thu được những thành tựu quan trọng trong tăng trưởng kinh tế và giảm nghèo, đưa Việt Nam từ một nước thu nhập thấp sang một nước có thu nhập trung bình thấp. Cũng trong giai đoạn 1986 – 2011, Việt Nam luôn trong tình trạng thâm hụt thương mại do nhu cầu lớn đối với nguyên vật liệu, thiết bị máy móc hay công nghệ của nước ngoài trong khi khả năng và trình độ sản xuất trong nước còn

thấp kém, điều kiện nguồn vốn trong nước còn hạn chế và giá trị xuất khẩu chưa đủ bù đắp cho chi tiêu nhập khẩu. Xét về mặt tổng thể, Việt Nam đối diện với tình trạng nhập siêu dai dẳng, tuy nhiên, nếu xét riêng về giá trị xuất khẩu hàng năm, dữ liệu cho thấy có một sự nỗ lực đáng kể trong việc đẩy mạnh xuất khẩu qua các năm (Hình 1). Tỷ lệ đóng góp xuất khẩu/GDP không ngừng tăng qua các năm. Đặc biệt, giai đoạn từ 2012 cho đến nay, xuất khẩu của Việt Nam đã tăng mạnh mẽ đưa Việt Nam vượt qua giai đoạn nhập siêu trở thành quốc gia xuất siêu. Dấu hiệu này tạo nên kỳ vọng và những nỗ lực nhằm đẩy mạnh xuất khẩu hơn nữa.



Hình 1: Cán cân thương mại, FDI và chi tiêu Chính phủ của Việt Nam 1986 – 2015

Nguồn: World bank

Trong phạm vi bài viết này, tác giả sử dụng mô hình phân phối trễ tự hồi quy (ARDL) kiểm định trên dữ liệu của Việt Nam giai đoạn

(WB). 1986 – 2015 về tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài, chi tiêu của Chính phủ và tỷ giá đến xuất khẩu của Việt Nam.

2. Khung phân tích

Hoạt động xuất khẩu của một quốc gia trở thành chủ đề quan tâm đối với các nhà nghiên cứu lẫn các nhà hoạch định chính sách vì một số lý do cơ bản sau: tăng xuất khẩu được kỳ vọng cải thiện cán cân thương mại; giải quyết việc làm; cải thiện GDP quốc gia; sự năng động của các ngành xuất khẩu được kỳ vọng tạo động lực cho sáng tạo và đổi mới, trong một số tình huống nhất định tập trung đổi mới và đẩy mạnh xuất khẩu được xem là giải pháp chiến lược để phục hồi kinh tế,... (Bournakis & Tsoukis, 2016).

Vì thế, nghiên cứu thực nghiệm về tác động của các yếu tố vĩ mô đến hoạt động xuất khẩu được nhiều tác giả tiến hành, như: Arize (1996), Arize và ctg (2000), F.S.T.Hsiao và M.C.W.Hsiao (2006), Sahoo (2006), Mortaza và Narayan (2007), Njong (2008), Wong (2008), Duasa (2009), Babatunde (2009), Chimobi và Uche (2010), Martinez-Martín (2010), Adhikary (2012),...

Về tác động của FDI đến xuất khẩu nhận được sự quan tâm tương đối ít trong các nghiên cứu trước. Về mặt khái niệm, mối quan hệ nhân quả hai chiều tồn tại giữa xuất khẩu và FDI: xuất khẩu tạo ra FDI và sau đó FDI có thể kích thích xuất khẩu. Trong trường hợp FDI tìm kiếm thị trường, xuất khẩu và FDI có xu hướng thay thế cho nhau nhưng trong trường hợp FDI đầu tư để gia tăng năng suất, xuất khẩu và FDI có xu hướng bổ sung (Dunning, 1988; Markusen & Venables, 1998). Các tài liệu nghiên cứu thực nghiệm cho thấy, khi xuất khẩu sang một thị trường nước ngoài dễ dàng hơn và ít nguy hiểm hơn là đầu tư vào một thị trường nước ngoài (tức là FDI). Các công ty có xu hướng ban đầu để xuất khẩu trong một thị trường nước ngoài và thành lập công ty con hoặc công ty hợp danh

trên thị trường chỉ sau khi có được kinh nghiệm và kiến thức cần thiết về môi trường kinh tế, chính trị và xã hội của một đất nước (Liu, Wang, & Wei, 2001; Vernon, 1999). Bằng chứng thực nghiệm cho thấy rằng các doanh nghiệp địa phương trong các nền kinh tế chủ nhà được hưởng lợi từ những ảnh hưởng lan truyền phát sinh từ các công ty con nước ngoài theo định hướng xuất khẩu (Aitken, Hanson & Harrison, 1997; Anwar và Nguyen, 2011; Nguyen và Sun, 2012).

Ở Việt Nam, theo Nguyen, Sun, & Anwar (2017), trong khi FDI và xuất khẩu đóng vai trò quan trọng đối với tăng trưởng kinh tế Việt Nam, mối quan hệ này vẫn không nhận được nhiều sự chú ý trong các nghiên cứu. Nhiều nghiên cứu chỉ mang tính chất thống kê mô tả. Trong nghiên cứu của mình, Nguyen, Sun, & Anwar tìm thấy rằng FDI tác động mạnh đến xuất khẩu hơn là nhập khẩu, tuy nhiên, tác động này là rất nhỏ (Nguyen, Sun, & Anwar, 2017).

Về tác động của tỷ giá hối đoái đối với xuất khẩu: theo lý thuyết về tỷ giá hối đoái trong nền kinh tế mở, khi tỷ giá hối đoái thực tăng (đồng nội tệ được coi là giảm giá thực tế so với đồng tiền nước ngoài) làm cho xuất khẩu hàng hóa trong nước tăng, nhập khẩu hàng hóa từ nước ngoài giảm và ngược lại (Krugman, Obstfeld và Melitz, 2012). Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã tiến hành kiểm tra tác động của tỷ giá hối đoái đến xuất khẩu hàng hóa giữa hai hay nhiều quốc gia với nhau với nhiều kết quả khác biệt. Trong khi Haleem và cộng sự (2005), Mwinuka và Mlay (2015), Phạm Thị Ngân và Nguyễn Thanh Tú (2015), Trần Nhuận Kiên và Ngô Thị Mỹ (2015) chỉ ra rằng tỷ giá hối đoái tác động dương lên xuất khẩu; Nghiên cứu của Amoro và Shen (2013), Yusoff và Sabit (2015), Trần Thanh Long và

Phạm Thị Quỳnh Hoa (2015) thì cho thấy tỷ giá hối đoái tác động âm lên xuất khẩu.

Các nghiên cứu tác động của tỷ giá đối với xuất khẩu cho trường hợp Việt Nam như Phạm Thị Ngân và Nguyễn Thanh Tú (2015), Trần Nhuận Kiên và Ngô Thị Mỹ (2015), Trần Thanh Long và Phạm Thị Quỳnh Hoa (2015) chỉ đo lường tác động của tỷ giá và các nhân tố có ảnh hưởng đến xuất khẩu của Việt Nam trong phạm vi một ngành xuất khẩu mà không đo lường tổng thể tác động của tỷ giá đối với tổng giá trị xuất khẩu. Một số nghiên cứu khác chỉ ra vai trò của tỷ giá đối với cán cân thương mại Việt Nam (sự chênh lệch giữa tổng giá trị xuất khẩu và tổng giá trị nhập khẩu). Nghiên cứu của Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân (2016, 2017) cho thấy tỷ giá có tác động tích cực đến cán cân thương mại cả trong ngắn hạn và dài hạn. Nghiên cứu của Hạ Thị Thiều Dao và Phạm Thị Tuyết Trinh (2013) cho thấy tỷ giá có tác động đối với cán cân thương mại theo hiệu ứng tuyến J, tức là tỷ giá có tác động làm thâm hụt cán cân thương mại trong ngắn hạn nhưng có tác động cải thiện trong dài hạn.

Ngoài ra, Bournakis và Tsoukis (2016) đã tìm thấy vai trò đáng kể của Chính phủ trong việc hỗ trợ và đẩy mạnh xuất khẩu của một quốc gia. Bên cạnh đó, Morrison (1977)

nghiên cứu về các yếu tố tác động đến xuất khẩu của các quốc gia đang phát triển cũng tìm thấy mối quan hệ chặt chẽ với mật độ dân số, các quốc gia có mật độ dân số cao có xu hướng vươn ra thế giới nhiều hơn (Yanikkaya, 2003; Adhikary, 2012).

Nhìn chung, việc có tồn tại mối quan hệ giữa các biến số vĩ mô như FDI, tỷ giá, chi tiêu Chính phủ và xuất khẩu hay không trong các nghiên cứu thực nghiệm trên vẫn chưa đạt sự đồng thuận trong kết quả nghiên cứu xuất phát từ sự khác biệt trong mẫu nghiên cứu, các biến đại diện, các công cụ kinh tế lượng cũng như đặc thù công nghệ, cấu trúc riêng của mỗi quốc gia. Vì vậy, mối quan hệ giữa chúng vẫn là nguồn cảm hứng cho tác giả tiến hành nghiên cứu thực nghiệm đối với dữ liệu của Việt Nam.

3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu được sử dụng trong nghiên cứu này là dữ liệu hàng năm trong khoảng thời gian 1986 – 2015. Dữ liệu các biến được thu thập từ World bank (WB), gồm biến phụ thuộc là xuất khẩu (EXP), các biến giải thích gồm: Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI), mật độ dân số (PD), chi tiêu tiêu dùng cuối cùng của Chính phủ (GC), tỷ giá (E). Các biến được thể hiện ở dạng logarit cơ số tự nhiên.

Bảng 1: Tóm tắt các biến trong mô hình

| S TT | Biến | Giải thích biến |
|------|-------|---|
| 1 | LEX P | Logarit tự nhiên của giá trị Xuất khẩu trên GDP |
| 2 | LFDI | Logarit tự nhiên của Đầu tư trực tiếp nước ngoài trên GDP. |
| 3 | LPD | Logarit tự nhiên của mật độ dân số. |
| 4 | LGC | Logarit tự nhiên của chi tiêu tiêu dùng cuối cùng của Chính phủ trên GDP. |
| 5 | LE | Logarit tự nhiên của tỷ giá USD/VND (E). |

4. Phương pháp nghiên cứu

Một yêu cầu khi hồi quy dữ liệu chuỗi thời

gian là tính dừng của dữ liệu. Khi các biến tích hợp ở các mức I (0) và I(1), các phương pháp

kiểm định đồng liên kết như phương pháp Engle and Granger (1987) dựa vào phần dư 2 giai đoạn và maximum likelihood của Johansen (1988) có thể thiên lệch kết quả về sự tương tác giữa các biến trong dài hạn. Liên quan tới vấn đề này, phương pháp phân phối trễ tự hồi quy (ARDL: Autoregressive distributed lag) được đề xuất bởi Pesaran, Shin và Smith (1996) cho kết quả ước lượng không thiên lệch ngay cả khi các biến tích hợp ở các mức I(0) và I(1) trong mô hình (Nieh và Wang, 2005). Vì vậy, một điểm thuận lợi của ARDL là không cần thiết xem xét mức tích hợp của các biến trong mô hình (Ahmed, Muzib, và Roy, 2013).

Cũng theo Pesaran và cộng sự (1996) và Hamuda và cộng sự (2013), nếu như chúng ta không đảm bảo về thuộc tính về nghiệm đơn vị hay tính dừng của hệ thống dữ liệu, các biến không cùng mức liên kết I(1) hoặc I(0) thì áp dụng thủ tục ARDL là thích hợp nhất cho nghiên cứu thực nghiệm. Bên cạnh, theo Pesaran và cộng sự (1996), Hamuda và cộng sự (2013), phương pháp ARDL còn có nhiều ưu điểm hơn so với các phương pháp ĐLK khác:

Thứ nhất, trong trường hợp số lượng mẫu nhỏ, mô hình ARDL là cách tiếp cận có ý nghĩa thống kê hơn để kiểm định tính ĐLK,

$$LEXP_{t1,i} = \sum_{i=1}^{p_1} LEXP_{t,i} + \sum_{j=0}^{p_2} LE_{t,j} + \sum_{k=0}^{p_3} LFDI_{t,k} + \sum_{l=0}^{p_4} LPD_{t,l} + \sum_{m=0}^{p_5} LGC_{t,m} \quad (1)$$

Ký hiệu p_1, p_2, p_3, p_4, p_5 là các độ trễ tối

ưu của các biến trong mô hình. Việc lựa chọn độ trễ tối ưu cho các biến có thể được thực hiện bằng việc dựa vào các tiêu chuẩn AIC hay SBC.

Theo Pesaran và Pesaran (1997), kiểm định

trong khi đó kỹ thuật ĐLK của Johansen yêu cầu số mẫu lớn hơn để đạt được độ tin cậy.

Thứ hai, trái với các phương pháp thông thường để tìm mối quan hệ dài hạn, phương pháp ARDL không ước tính hệ phương trình, mà nó chỉ ước tính một phương trình duy nhất.

Thứ ba, các kỹ thuật ĐLK khác yêu cầu các biến hồi quy được đưa vào liên kết có độ trễ như nhau thì trong cách tiếp cận ARDL, các biến hồi quy có thể dung nạp các độ trễ tối ưu khác nhau.

Thứ tư, cách tiếp cận ARDL cung cấp các ước lượng dài hạn không thiên lệch nếu một số các hồi quy mô hình là nội sinh.

Dựa trên những thuận lợi của phương pháp ARDL, nhóm tác giả tiến hành sử dụng phương pháp này cho bài nghiên cứu của mình.

Mô hình phân phối trễ tự hồi quy (ARDL) trong phân tích dữ liệu chuỗi thời gian bao gồm hai thành phần: (i) Thành phần trễ (DL: Distributed Lag) - biến giải thích có thể ảnh hưởng đến biến phụ thuộc với độ trễ; (ii) Thành phần tự hồi quy (AR: Autoregressive) - biến phụ thuộc cũng có thể liên quan đến giá trị của thời kỳ trước (độ trễ) của chúng. Mô hình phân phối trễ tự hồi quy ARDL p_1, p_2, p_3, p_4, p_5 cho bài nghiên cứu có thể viết dưới dạng sau:

đường bao (Bound test) là bước đầu tiên của thủ tục ARDL, để xác định việc tồn tại hay không tồn tại mối quan hệ ĐLK giữa các biến, tức là xác định việc có tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến hay không.

$$\begin{matrix}
 p_1 & & & & & p_2 \\
 LEXP_{t1,i} & LEXP_{t2,j} & LE_{t,j} & & & \\
 i-1 & & j-0 & & & \\
 p_3 & & & & & p_5 \\
 LFDI_{t,k} & & LPD_{t,l} & & & LGC_{t,m} \\
 3,k & & 4,l & & & 5,m \\
 k-0 & & l-0 & & & m-0 \\
 1 LEXP_{t-1} & 2 LE_{t-1} & 3 LFDI_{t-1} & 4 LPD_{t-1} & 5 LGC_{t-1} & t.
 \end{matrix} \quad (2)$$

Các giả thuyết kiểm định mối quan hệ ĐLK giữa các biến như sau: Giả thuyết H0:

1 2 3 4 5 0 : không tồn tại mối quan hệ ĐLK giữa các biến, tức là không tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến. Giả thuyết H1:

1 2 3 4 5 0 : tồn tại mối quan hệ ĐLK giữa các biến, tức là tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến.

Để kiểm định giả thuyết H0, tác giả so sánh giá trị của thống kê F (F-statistic) tính toán với giá trị giới hạn của hai đường bao ứng với các mức ý nghĩa chuẩn (đường bao dưới ứng với I(0), đường bao trên ứng với I(1)): Nếu giá trị

$$\overline{LEXP}_{12} \quad \overline{LE}_{34} \quad \overline{LFDI}_4 \quad \overline{LPD}_5 \quad \overline{LGC}_5 \quad (3)$$

Trong đó, các hệ số dài hạn 1, 2, 3, 4, 5 được xác định như sau:

$$\begin{matrix}
 p_1 & & p_2 & & p_3 & & p_4 & & p_5 \\
 \frac{1}{LEXP_{1,i}} & ; & \frac{2}{LEXP_{2,j}} & ; & \frac{3}{LFDI_{3,k}} & ; & \frac{4}{LPD_{4,l}} & ; & \frac{5}{LGC_{5,m}} \\
 i-1 & & i-1 & & i-1 & & i-1 & & i-1
 \end{matrix} \quad (4)$$

Mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM - ARDL) với độ trễ p1, p2, p3, p4, p5 theo phương pháp

Engle - Granger như sau:

$$\begin{matrix}
 LEXP_t & p_1 & p_1 & & LEXP_{(i-1)} \\
 i-2 & & i & & \\
 2,0 LE_t & & p_2 & p_2 & LE_{2,j,t(j-1)} \\
 & & j-2 & j & p_3 \\
 3,0 LFDI_{\beta,k} & & & p_4 & LFDI_{t(k-1)} \\
 & & & k-2 & k \\
 4,0 LPD_t & & & p_4 & LPD_{4,l,t(l-1)} \\
 & & & l-2 & l \\
 5,0 LGC_t & & & p_5 & p_5 \\
 & & & m-2 & m \\
 (1, i) ECM_t & 1 & t. \\
 i-1
 \end{matrix}$$

của thống kê F (F-statistic) lớn hơn giá trị giới hạn của đường bao trên ứng với I(1) thì bác bỏ giả thuyết H0. Kết luận tồn tại mối quan hệ ĐLK giữa các biến. Nếu giá trị của thống kê F (F-statistic) nhỏ hơn giá trị giới hạn của đường bao dưới ứng với I(0) thì chấp nhận giả thuyết H0. Kết luận không tồn tại mối quan hệ ĐLK giữa các biến.

Nếu giá trị của thống kê F (F-statistic) nằm giữa hai đường bao thì không rút ra được kết luận. Hiệu chỉnh sai số (Error correction term) sẽ được dùng xác định ĐLK (Kremers và cộng sự, 1992).

Phương trình cân bằng dài hạn được viết dưới dạng sau:

(5)

Trong đó ECM_{t-1} là sai số hiệu chỉnh, phản ánh tốc độ điều chỉnh hướng tới cân bằng dài hạn.

$$ECM_{t-1} = \sum_{i=1}^{p_1} \alpha_i LEXP_{t-1} + \sum_{j=0}^{p_2} \beta_j LE_{t-j} \quad (6)$$

$$LFDI_{t-k} = \sum_{k=0}^{p_3} \gamma_k LFDI_{t-k} + \sum_{l=0}^{p_4} \delta_l LPD_{t-l} + \sum_{m=0}^{p_5} \epsilon_m LGC_{t-m}$$

Để đảm bảo mô hình ARDL đáng tin cậy và ổn định, cần thực hiện các kiểm định chẩn đoán liên quan như: kiểm định Wald, kiểm định dạng sai mô hình thông qua kiểm định RESET của Ramsey, kiểm định Larange multiplier (LM) để kiểm tra tính tự tương quan, kiểm định phương sai sai số thay đổi, định tính ổn định của phần dư của mô hình thông qua kiểm định tổng tích lũy của phần dư (CUSUM: Cumulative Sum of Recursive Residuals) và tổng tích lũy hiệu chỉnh của

phần dư (CUSUMSQ: Cumulative Sum of Square of Recursive Residuals).

5. Kết quả nghiên cứu

5.1. Kiểm định nghiệm đơn vị

Kiểm định nghiệm đơn vị để chắc chắn rằng không có biến nào tích hợp ở bậc 2, bởi vì hồi quy có thể là giả mạo nếu các biến dừng ở sai phân bậc 2. Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị của các biến theo phương pháp ADF của Dickey và Fuller (1979) như sau:

Bảng 2: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị của các biến:

| Biến | Giá trị thống kê t | Kết luận | Bậc tích hợp |
|------|--------------------|------------------|--------------|
| LEXP | -3,417** | Chuỗi dừng | I(0) |
| LE | -6,455*** | Chuỗi dừng | I(0) |
| LFDI | -6,329*** | Chuỗi dừng | I(0) |
| LPD | -0,965 | Chuỗi không dừng | |
| ΔLPD | -5,346*** | Chuỗi dừng | I(1) |
| LGC | -2,677 | Chuỗi không dừng | |
| ΔLGC | -8,430*** | Chuỗi dừng | I(1) |

Ghi chú: ***, **, * tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Bảng 2 cho thấy ở mức ý nghĩa 5%, các biến LEXP, LE và LFDI cùng tích hợp bậc 0, riêng LPD VÀ LGC tích hợp bậc 1. Điều này cho thấy việc sử dụng phương pháp ARDL là thích hợp theo phương pháp nghiên cứu được trình bày ở mục 4 (Theo Pesaran và Shin (1999), Hamuda và cộng sự (2013), các biến

không cùng mức liên kết I(1) hoặc I(0) thì áp dụng thủ tục ARDL là thích hợp nhất cho nghiên cứu thực nghiệm).

5.2. Kiểm định đường bao (bound test)

Kiểm định đường bao nhằm xác định mối quan hệ ĐLK giữa các biến cho kết quả như Bảng 3.

Bảng 3: Kết quả kiểm định đường bao (bound test)

| Intercept and no trend | | | | | | | | | |
|------------------------|--------------------|------------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Số biến | Giá trị thống kê F | Giá trị giới hạn của các đường bao | | | | | | | |
| k | F-statistic | 90% | | 95% | | 97,5% | | 99% | |
| | | I(0) | I(1) | I(0) | I(1) | I(0) | I(1) | I(0) | I(1) |
| 4 | 17,965 | 2,425 | 3,574 | 2,850 | 4,049 | 3,292 | 4,518 | 3,817 | 5,122 |

Kết quả Bảng 3 cho thấy giá trị F-statistic lớn hơn giá trị giới hạn đường bao trên ứng với mức ý nghĩa 1% được cung cấp ở phần phụ lục trang 478, Pesaran và Pesaran (1997). Như vậy có thể bác bỏ giả thuyết H0, chấp nhận giả thuyết H1: có sự tồn tại mỗi quan hệ ĐLK

giữa các biến, hay nói cách khác là tồn tại mối quan hệ dài hạn giữa các biến trong mô hình.

5.3. Lựa chọn độ trễ của mô hình ARDL

Dựa vào tiêu chí SBC, độ trễ tối ưu của mô hình ARDL là ARDL (1, 1, 2, 0, 1) (Bảng 4).

Bảng 4: Ước lượng mô hình ARDL với biến phụ thuộc LEXP

| Biến | Hệ số | Độ lệch chuẩn | Thống kê t | Xác suất |
|---------------|-------------|----------------------------|------------|----------|
| LEXP(-1) | 0,06593 | 0,17118 | 0,3852 | 0,705 |
| LE | 0,97502*** | 0,18373 | 5,3069 | 0,000 |
| LE(-1) | -0,35007* | 0,17790 | -1,9679 | 0,065 |
| LFDI | 0,19449*** | 0,05303 | 3,6678 | 0,002 |
| LFDI(-1) | -0,24133*** | 0,04214 | -5,7265 | 0,000 |
| LFDI(-2) | 0,08931*** | 0,03027 | 2,9506 | 0,009 |
| LPD | 1,78940*** | 0,61100 | 2,9286 | 0,009 |
| LGC | -0,17956 | 0,15897 | -1,1295 | 0,274 |
| LGC(-1) | 0,43655** | 0,16996 | 2,5686 | 0,019 |
| INPT | -12,7470*** | 2,84560 | -4,4795 | 0,000 |
| R-Squared | 0,99 | DW-statistic | | 1,680 |
| R-Bar-Squared | 0,98 | Schwarz Bayesian Criterion | | 27,204 |
| F-statistic | 277,883 | Prob (F-statistic) | | 0,000 |

Ghi chú: ***, **, * tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Mô hình ARDL vừa tìm được có R² hiệu chỉnh bằng 0,98, tức là mô hình giải thích đến 98% sự biến động của biến xuất khẩu theo các biến: tỷ giá, đầu tư trực tiếp nước ngoài, mật độ dân số và chi tiêu tiêu dùng của Chính phủ.

5.4. Các kiểm định tính phù hợp của mô hình

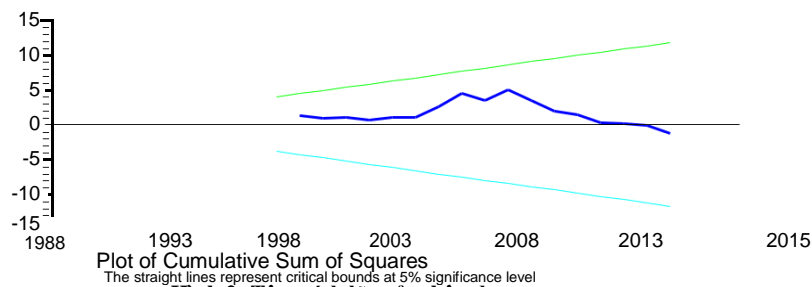
Tác giả đã tiến hành các kiểm định liên quan như: kiểm định Wald, kiểm định dạng sai mô hình thông qua kiểm định RESET của Ramsey, kiểm định Larange multiplier (LM) để kiểm tra tính tự tương quan, kiểm định phương sai sai số thay đổi (Bảng 5).

Bảng 5: Các kiểm định chẩn đoán

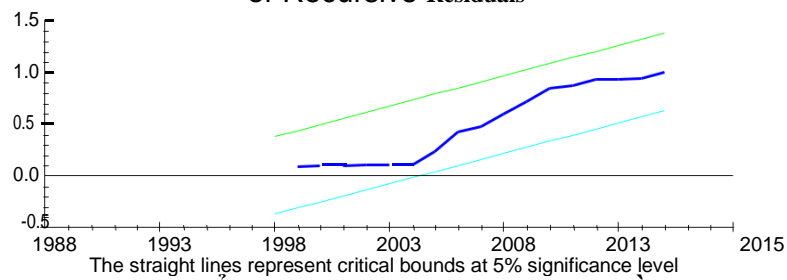
| STT | Kiểm định | Thống kê | Giá trị thống kê | Xác suất |
|-----|----------------------------|-----------|------------------|----------|
| 1 | Wald | CHSQ(9) | 2500,949 | 0,000 |
| | | F(9, 18) | 277,883 | 0,000 |
| 2 | Dạng hàm | CHSQ(1) | 0,003 | 0,955 |
| | | F(1, 17) | 0,002 | 0,964 |
| 3 | Tự tương quan | CHSQ(1) | 0,534 | 0,465 |
| | | F(1, 17) | 0,330 | 0,573 |
| 4 | Phương sai sai số thay đổi | CHSQ(1) | 0,891 | 0,345 |
| | | F(1, 26) | 0,854 | 0,364 |

Bên cạnh, tác giả kiểm định tính ổn định của phần dư của mô hình thông qua kiểm định tổng tích lũy của phần dư (CUSUM: Cumulative Sum of Recursive Residuals) (Hình 2) và tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư (CUSUMSQ: Cumulative Sum of Square

of Recursive Residuals) (Hình 3) đều cho thấy tổng tích lũy của phần dư và tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư đều nằm trong dải tiêu chuẩn ứng với mức ý nghĩa 5% nên có thể kết luận phần dư của mô hình có tính ổn định và vì thế mô hình là ổn định.



Hình 2: Tổng tích lũy của phần dư.



Hình 3: Tổng tích lũy hiệu chỉnh của phần dư.

Kết quả các kiểm định cho thấy mô hình đáng tin cậy và ổn định, đảm bảo để ước lượng các hệ số dài hạn và ngắn hạn.

5.5. Ước lượng các hệ số dài hạn của mô hình ARDL:

Bảng 6 trình bày kết quả ước lượng các hệ số dài hạn của mô hình ARDL với độ trễ (1, 1, 2, 0, 1). Với kết quả tính toán từ mô hình ARDL cho thấy: trong dài hạn các biến đều có tác động tích cực đến xuất khẩu của Việt Nam

(LEXP).

5.6. Ước lượng các hệ số ngắn hạn của mô hình ARDL:

Để phân tích ảnh hưởng của xu hướng thay đổi ngắn hạn lên cân bằng trong dài hạn, nghiên cứu sử dụng mô hình hiệu chỉnh sai số ECM. Bảng 7 trình bày kết quả ước lượng các hệ số ngắn hạn từ mô hình ARDL với các độ trễ được lựa chọn.

Bảng 6: Ước lượng các hệ số dài hạn của mô hình ARDL với các độ trễ (1, 1, 2, 0, 1) với biến phụ thuộc LEXP

| Biến | Hệ số | Độ lệch chuẩn | Thống kê t | Xác suất |
|------|------------|---------------|------------|----------|
| LE | 0,669*** | 0,136 | 4,929 | 0,000 |
| LFDI | 0,045** | 0,076 | 2,676 | 0,015 |
| LPD | 1,915*** | 0,365 | 5,248 | 0,000 |
| LGC | 0,275* | 0,152 | 1,810 | 0,087 |
| INPT | -13,647*** | 1,332 | -10,241 | 0,000 |

Ghi chú: ***, **, * tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Kết quả cho thấy trong ngắn hạn, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, biến tỷ giá hối đoái và mật độ phân bố dân số có tác động dương đến biến thiên của xuất khẩu của Việt Nam. Còn biến thiên của đầu tư trực tiếp nước ngoài có tác động cùng chiều với biến thiên xuất khẩu ở hiện tại, nhưng giá trị biến thiên một năm trước đó có tác động trái chiều. Trong khi sự tác động của chỉ tiêu Chính phủ không có ý nghĩa về mặt thống kê.

Bảng 7: Kết quả tính toán tác động ngắn hạn bằng mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) dựa trên cách tiếp cận ARDL với biến phụ thuộc ΔLEXP

| Biến | Hệ số | Độ lệch chuẩn | Thống kê t | Xác suất |
|----------------------|------------|----------------------------|------------|----------|
| ΔLE | 0,975*** | 0,184 | 5,307 | 0,000 |
| ΔLFDI | 0,194*** | 0,053 | 3,668 | 0,001 |
| ΔLFDI (-1) | -0,089*** | 0,030 | -2,951 | 0,008 |
| ΔLPD | 1,789*** | 0,611 | 2,929 | 0,008 |
| ΔLGC | -0,179 | 0,159 | -1,130 | 0,271 |
| INPT | -12,747*** | 2,846 | -4,480 | 0,000 |
| ECM(-1) | -0,934*** | 0,171 | -5,456 | 0,000 |
| R-Squared | 0,97 | DW-statistic | | 1,731 |
| R-Bar-Squared | 0,96 | Schwarz Bayesian Criterion | | 27,204 |
| F-statistic | 146,723 | Pob (F-statistic) | | 0,000 |

Ghi chú: ***, **, * tương ứng với mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Với:

$$ECM \ LEXP \ 0,669 \ LE \ 0,045 \ LFDI \ 1,916 \ LPD \ 0,275 \ LGC \ 13,647 \ INPT. \quad (7)$$

Phần sai số hiệu chỉnh cung cấp thông tin phản hồi hay tốc độ điều chỉnh của các hệ số ngắn hạn quy tụ về cân bằng dài hạn trong mô hình. Hệ số của phần sai số hiệu chỉnh ECM(-1) có ý nghĩa thống kê ở mức 1% đã đảm bảo rằng nghiên cứu có tồn tại mối quan hệ đồng tích hợp như đã tìm ra ở phần kiểm định đường bao theo Pesaran (1997). Phần sai số hiệu chỉnh nằm trong khoảng $[-1 < -0,934 < 0]$. Điều này cho thấy mức độ điều chỉnh tới 93% sự sai lệch giữa giá trị ngắn hạn để đạt cân bằng dài hạn. Mô hình ECM giải thích được 96% sự biến động của chỉ số xuất khẩu

của Việt Nam trong ngắn hạn.

6. Kết luận

Kết quả thực nghiệm cho thấy trong dài hạn, sự biến động của xuất khẩu của Việt Nam được giải thích bởi sự biến động của các biến: tỷ giá, đầu tư trực tiếp nước ngoài, mật độ dân số và chỉ tiêu tiêu dùng cuối cùng của Chính phủ. Chúng đều có tác động một cách tích cực và có ý nghĩa thống kê đến xuất khẩu (LEXP) của Việt Nam.

Với thị trường nội địa tương đối nhỏ, Việt Nam theo đuổi các chính sách kinh tế mở cửa và khuyến khích với hoạt động FDI, đã thu hút

được nhiều FDI định hướng xuất khẩu quan trọng. Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, mặc dù trong ngắn hạn tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài đối với xuất khẩu không rõ ràng nhưng trong dài hạn lại có tác động tích cực, khi cứ 1% tăng lên của đầu tư trực tiếp nước ngoài trên GDP làm cho EXP tăng 0,045% với mức ý nghĩa 5%. Tuy nhiên, tác động này là rất thấp. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của Nguyen, Sun, & Anwar (2017).

Theo báo cáo của Viện Nghiên cứu Chính sách và Kinh tế (VEPR), sở dĩ FDI tăng là do Việt Nam là nước có lợi thế xuất khẩu khi giá nhân công rẻ, chi phí đầu vào trung bình rẻ hơn so với nhiều nước khác, nguyên liệu nhiều ngành như nông sản, thủy sản có tại chỗ,... (Quốc Hùng và Hồng Phúc, 2015). Vì thế, để tận dụng cơ hội với nguồn vốn FDI, khi đưa ra các ưu đãi đầu tư, Việt Nam cần phải có chọn lọc đối với ngành, lĩnh vực nhất định phù hợp với chính sách xuất khẩu, nhằm đạt mục tiêu và định hướng phát triển theo từng giai đoạn.

Trong mô hình, biến tỷ giá có tác động tích cực đến EXP, cứ 1% tăng lên của tỷ giá thì EXP tăng 0,669% với mức ý nghĩa 1%. Để cải thiện xuất khẩu, đối với cơ chế điều hành tỷ giá hiện thời, Chính phủ cần có những biện pháp nhằm giảm thiểu những rủi ro, đặc biệt là

Tài liệu tham khảo

Adhikary, B. K. (2012). Impact of foreign direct investment, trade openness, domestic demand, and exchange Rate on the export performance of Bangladesh: A VEC Approach. *Economics Research International*, 2012.

Ahmed, M.U., Muzib, M. and Roy, A. (2013). Price-Wage Spiral in Bangladesh: Evidence from ARDL Bound Testing Approach. *International Journal of Applied Economics*, 10(2), pp. 77-103.

Amoro, G., Shen. Y. (2013). The Determinants of Agricultural Export: Cocoa and Rubber in Cote d'Ivoire. *International Journal of Economics and Finance*. 5(1), pp. 77-103.

Anwar, S., & Nguyen, L. P. (2011). Foreign direct investment and export spillovers: Evidence from Vietnam. *International Business Review*, 20(2), pp. 177-193.

tăng cường tính linh hoạt của tỷ giá trong giới hạn ổn định cho phép, theo hướng ổn định vĩ mô. Để ổn định tỷ giá, một điểm tựa vững chắc để ổn định kinh tế vĩ mô, Chính phủ cũng cần kiểm soát chặt chẽ cung tiền. Điều hành chính sách tiền tệ chủ động, linh hoạt và thận trọng nhằm ổn định thị trường tiền tệ, bảo đảm khả năng thanh khoản của hệ thống ngân hàng và đáp ứng nhu cầu vốn phục vụ sản xuất, kinh doanh, trong đó ưu tiên lĩnh vực xuất khẩu.

Trong dài hạn, khi các điều kiện vĩ mô đã chín muồi, thị trường tài chính trong nước được cải thiện cùng với các cơ chế giám sát hữu hiệu, mở cửa tài chính là bắt buộc và tất yếu theo lộ trình cam kết mở cửa tài khoản vốn, thì cơ chế thả nổi tỷ giá có quản lý là một lựa chọn hợp lý.

Mặc khác, kết quả thực nghiệm minh chứng tác động của chi tiêu tiêu dùng Chính phủ đối với xuất khẩu của Việt Nam trong ngắn hạn không có ý nghĩa thống kê nhưng có tác động thúc đẩy xuất khẩu trong dài hạn, khi mà cứ 1% tăng lên của chi tiêu tiêu dùng Chính phủ thì EXP tăng 0,275% với mức ý nghĩa 10%. Điều này hàm ý: Chính phủ cần điều tiết chi tiêu tiêu dùng, quan tâm để đạt được cân bằng cán cân ngân sách trung và dài hạn, đồng thời để tạo cú hích cho xuất khẩu hướng đến mục tiêu tăng trưởng bền vững.

Aitken, B., Hanson, G. H., & Harrison, A. E. (1997). Spillovers, foreign investment, and export behavior. *Journal of International Economics*, 43(1), pp. 103-132.

Arize, A. C. (1996). The effects of exchange-rate volatility on U.S.exports: an empirical investigation. *Southern Economic Journal*, vol. 62, no. 1, pp. 34-43.

Arize, A. C., Osang, T., & Slottje, D. J. (2000). Exchange-rate volatility and foreign trade: evidence from thirteen LDC's. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 18, no. 1, pp. 10-17.

Babatunde, M. A. (2009). Can trade liberalization stimulate export performance in Sub-Saharan Africa?. *Journal of International and Global Economic Studies*, vol. 2, no. 1, pp. 68-92.

Bournakis, I., and Tsoukis, C. (2016). Government size, institutions, and export performance among OECD economies. *Economic Modelling*, 53, 37-47.

Chimobi, O. P. and Uche, U. C. (2010). Export, domestic demand and economic growth in Nigeria: granger causality analysis. *European Journal of Social Sciences*, vol. 13, no. 2, pp. 211-218.

Dickey, D. and Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* (74), pp. 427-431.

Duasa, J. (2009). Asymmetric cointegration relationship between real exchange rate and trade variables: the case of Malaysia. MPRA Paper 1453.

Dunning, J. H. (1988). The eclectic paradigm of international production: A restatement and some possible extensions. *Journal of International Business Studies*, 19(1), pp. 1-31.

Engle, R. F., and C. W. J. Granger. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, pp. 251-276.

Haleem, U. et al. (2005). Estimation of Export Supply Function for Citrus Fruit in Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 44 (4), pp. 659-672.

Hamuda, A. M., Suliková, V., Gazda, V. & Horváth, D. (2013). ARDL investment model of Tunisia. *Theoretical and Applied Economics*. (20:2), pp. 57-68.

Hà Thị Thiệu Dao và Phạm Thị Tuyết Trinh. (2013). Mối quan hệ tỷ giá hối đoái và cán cân thanh toán. *Tạp chí Khoa học đào tạo ngân hàng*, số 103, trang 17-24.

Hsiao, F. S. T. and Hsiao, M. C. W. (2006). FDI, exports, and GDP in East and Southeast Asia-Panel data versus time-series causality analyses. *Journal of Asian Economics*, vol. 17, no. 6, pp. 1082-1106.

Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, pp. 231-254.

Krugman, P. R., Obsfeld, M., Melitz, M. (2012). *International economic*. 9th ed, Addison Wesley Pearson.

Le Hoang Phong and Dang Thi Bach Van. (2017). The impact of macroeconomic factors on trade balance in Vietnam. *Banking Technology Review*. No.1, September, 2017

Lê Hoàng Phong và Đặng Thị Bạch Vân. (2016). Tác động của các nhân tố kinh tế vĩ mô đối với cán cân thương mại tại Việt Nam. *Tạp chí Công nghệ Ngân hàng*, số 123, trang 25-35.

Liu, X., Wang, C., & Wei, Y. (2001). Causal links between foreign direct investment and trade in China. *China Economic Review*, 12(2), pp. 190-202.

Markusen, J. R., & Venables, A. J. (1998). Multinational firms and the new trade theory. *Journal of International Economics*, 46(2), pp. 183-203.

Martinez-Martin, J. (2010). On the dynamics of exports and FDI: the Spanish internationalization process. Working Paper 2010/10, Research Institute of Applied Economics, Barcelona, Spain.

Mwinuka, L., and Mlay, F. (2015). Determinants and Performance of Sugar Export in Tanzania. *Journal of Finance and Economics*, 3(1), pp. 6-14.

Mortaza, M. G. and Narayan, C. D. (2007). Foreign direct investment, trade liberalization and economic growth: empirical evidence from South Asia and implications for Bangladesh. Working Paper Series 0712, Policy Analysis Unit, Bangladesh Bank, Dhaka, Bangladesh.

Morrison, T. K. (1977). The Effects of Population Size and Population Density on the Manufactured Exports of Developing Countries. *Southern Economic Journal*, pp. 1368-1371.

Nieh, C. C., Wang, Y. S. (2005). ARDL Approach to the Exchange Rate Overshooting in Taiwan. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 25, pp. 55–71.

Njong, A. M. (2008). Investigating the effects of foreign direct investment on export growth in Cameroon. In Proceedings of the UNECA Ad-hoc Expert Group Meeting Paper, Addis Ababa, Ethiopia.

Nguyen, D. T. H., & Sun, S. (2012). FDI and Domestic Firms' Export Behaviour: Evidence from Vietnam. *Economic Papers: A journal of applied economics and policy*, 31(3), pp. 380-390.

Nguyen, D. T. H., Sun, S., & Anwar, S. (2017). A long-run and short-run analysis of the macroeconomic interrelationships in Vietnam. *Economic Analysis and Policy*, Vol. 54, pp. 15-25.

Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (1996). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. DEA Working Paper 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

Pesaran, M.H. and Pesaran B. (1997). Working with Microfit 4.0 - Interactive Econometric Analysis. Oxford University Press, pp. 478.

Phạm Thị Ngân và Nguyễn Thanh Tú. (2015). Các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu thủy sản của VN sang thị trường Âu Mỹ. *Tạp chí Khoa học thương mại*, Số 80, trang 10 – 19.

Quốc Hùng – Hồng Phúc. (2015). Liệu có làn sóng lớn đầu tư nước ngoài vào Việt Nam hậu TPP, truy cập từ <http://www.thesaigontimes.vn/136616/Lieu-co-lan-song-lon-dau-tu-nuoc-ngoai-vao-Viet-Nam-hau-TPP.html>

Sahoo, P. (2006). Foreign direct investment in South Asia: policy, trends, impact and determinants. ADB Institute Discussion Paper 56, 2006.

Trần Nhuận Kiên và Ngô Thị Mỹ. (2015). Các yếu tố ảnh hưởng đến kim ngạch xuất khẩu nông sản VN: Phân tích bằng mô hình trọng lực. *Chuyên đề Kinh tế & Chính trị thế giới*, Số 3, trang 47 – 52.

Trần Thanh Long và Phan Thị Quỳnh Hoa. (2015). Phân tích các yếu tố tác động đến xuất khẩu thủy sản của VN. Tạp chí Kinh tế và Dự báo, Số 13, trang 32– 34.

Vernon, R. (1999). International investment and international trade in the product cycle. The Internationalization of the Firm: A Reader, pp. 14-26.

Wong, H.-T. (2008). Exports and domestic demand: some empirical evidence in ASEAN 5. Labuan Bulletin of International Business and Finance, vol. 6, pp. 39–55.

Yanikkaya, H. (2003). Trade openness and economic growth: a cross-country empirical investigation. Journal of Development economics, 72(1), 57-89.

Yusoff, M. B., and Sabit, A. H. (2015). The Effects of Exchange Rate Volatility on ASEAN-China Bilateral Exports. Journal of Economics, Business and Management, 3(5), pp. 479-482.