

TÁC ĐỘNG CỦA HIỆP ĐỊNH THƯƠNG MẠI TỰ DO VỚI XUẤT NHẬP KHẨU VIỆT NAM: ÁP DỤNG MÔ HÌNH LỰC HẤP DẪN VỚI CÁC NHÂN TỐ CỐ ĐỊNH

Huỳnh Thị Diệu Linh

Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng

Email: linhhtd@due.edu.vn

Hoàng Thanh Hiền

Đại học Duy Tân, Đà Nẵng

Email: hthoang77@gmail.com

Ngày nhận: 24/2/2019

Ngày nhận bản sửa: 20/3/2019

Ngày duyệt đăng: 05/8/2019

Tóm tắt:

Từ sau công cuộc đổi mới kinh tế năm 1986, Việt Nam đã tích cực tham gia và hội nhập vào hoạt động kinh tế toàn cầu thông qua việc đàm phán và kí kết các Hiệp định thương mại tự do (FTA). Một trong các mô hình thường được sử dụng trong các nghiên cứu trên thế giới để đánh giá tác động của các hiệp định thương mại đối với nền kinh tế các nước thành viên là mô hình lực hấp dẫn (Gravity Model – GM). Bài viết này nhằm giải quyết 3 vấn đề: (i) Bài viết cung cấp mô hình GM với hệ thống các biến phù hợp và đã được kiểm nghiệm bằng những nghiên cứu trên các tạp chí có uy tín trên thế giới; (ii) Bài viết đưa ra phương pháp ước lượng phù hợp với dữ liệu có thể thu thập được và đảm bảo cung cấp một kết quả vững và không chệch; (iii) Cuối cùng bài viết cung cấp kết quả ước lượng với số liệu xuất nhập khẩu (XNK) của Việt Nam trong giai đoạn 2005 – 2017 để minh chứng cho mô hình lý thuyết được đưa ra.

Từ khóa: FTA, mô hình lực hấp dẫn, dữ liệu bảng, xuất nhập khẩu, Việt Nam.

Mã JEL: C2; C5; F1; F3; F4

Impact of free trade agreement on export and import of Vietnam: Structural gravity model and fixed effects approach

Abstract :

Since the economic reform in 1986, Vietnam has actively participated and integrated into global economic activities through negotiating and signing of free trade agreements (FTAs). The Gravity model (GM) for examining effects of FTAs is one of the most successful empirical models in economic and played a central role in the trade literature around the world. This study aims at doing three things: (i) Reviewing the theoretical GM with key variables based on existing studies; (ii) Providing appropriate econometrics methods that ensure consistent and unbiased results; (iii) Estimating GM using export and import panel data of Vietnam for the period of 2005 – 2017 in order to provide empirical evidence for the theoretical GM.

Keywords: FTA, gravity model, export and import, panel data, Vietnam.

JEL code: C2; C5; F1; F3; F4

1. Giới thiệu

Kể từ sau giai đoạn đổi mới năm 1986, Chính phủ Việt Nam đã và luôn ủng hộ việc tự do hóa thương mại gắn với hội nhập kinh tế toàn cầu. Một trong những bước đi đầu tiên là việc đưa ra Luật Đầu tư nước ngoài vào Việt Nam trong năm 1987, tiếp theo đó là việc tham gia vào các hiệp định thương mại song phương và đa phương. Điển hình như: gia nhập Hiệp hội các quốc gia Đông Nam Á (ASEAN) năm 1995, Hợp tác kinh tế Châu Á - Thái Bình Dương năm 1998 và Hội nghị Á - Âu vào năm 2001. Đến năm 2007, Việt Nam chính thức trở thành thành viên của Tổ chức Thương mại Thế giới (WTO). Tính đến cuối năm 2017, các hiệp định thương mại Việt Nam đã ký kết, thực thi và đang đàm phán tổng cộng là 16 FTA, đây là một con số rất ấn tượng đối với một nước Châu Á đang trên đà phát triển.¹

Mặc dù về mặt lý thuyết cũng như nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra việc tự do hóa thương mại tạo ra tiền đề cho tăng trưởng và phát triển kinh tế, tuy nhiên những bằng chứng từ các hiệp định thương mại khu vực vẫn chưa rõ ràng. Do vậy, vẫn cần có thêm nhiều nghiên cứu về tác động và hiệu quả của một số FTA, thông qua việc đánh giá những biến chuyển về thương mại song phương trước và sau khi tham gia các hiệp định thương mại này. Một trong các phương pháp luận thường được sử dụng trong nghiên cứu về tác động của FTA là sử dụng mô hình lực hấp dẫn, Gravity Model (GM), trong việc đánh giá quan hệ thương mại song phương dựa trên quy mô của 2 nền kinh tế, khoảng cách giữa 2 nền kinh tế, và các biến số khác. Mô hình GM được coi là một trong những mô hình thành công nhất và nhận được sự coi trọng từ các học giả quốc tế trong nghiên cứu về thương mại, đặc biệt là thương mại song phương (Feenstra, 2002; Anderson & Van Wincoop, 2003; Head & Mayer, 2014; Fally, 2015).

Tại Việt Nam, cũng đã có một vài nghiên cứu thực nghiệm sử dụng mô hình GM để đánh giá tác động của FTA đến sự thay đổi trong luồng thương mại hàng hóa và dịch vụ (Cassing & cộng sự, 2010; Nguyễn Tiến D, 2011; Võ Thy T, 2014; Nguyễn Anh T & cộng sự, 2015). Các nghiên cứu này đều cho thấy FTA có tác động tích cực đến trao đổi thương mại hàng hóa và dịch vụ giữa Việt Nam và các đối

tác thương mại. Tuy nhiên, các kết quả nghiên cứu này cần phải được đánh giá lại khi hầu hết đều sử dụng phương pháp ước lượng bình quân nhỏ nhất (Ordinary least squares - OLS). Phương pháp OLS chỉ cho kết quả vững (consistent) và không chệch (unbiased) khi thỏa mãn đầy đủ các điều kiện đã đặt ra. Tuy nhiên trong nghiên cứu kinh tế, các điều kiện này rất khó thực hiện do các biến nội sinh (endogenous variables) thường xuất hiện trong mô hình ước lượng. Ngoài ra, kết quả của các nghiên cứu này cũng không mang tính thời sự khi mà dữ liệu được sử dụng đều trước năm 2012, trong khi đó trong các năm gần đây Việt Nam đã liên tục kí kết các FTA mới và quan trọng.

Trong bài viết này, nhóm tác giả sẽ đóng góp cho các nghiên cứu về tác động của FTA: (i) cung cấp kết quả ước lượng bằng phương pháp kinh tế lượng phù hợp với dữ liệu dạng bảng tại Việt Nam theo cách tiếp cận của Anderson & Van Wincoop (2003) và Anderson & Yotov (2010); (ii) Nghiên cứu sử dụng dữ liệu mới nhất có thể thu thập được, 2005 – 2017, và từ các nguồn có độ tin cậy cao như UNCTAD, VCCI; (iii) Cung cấp thêm cách sử dụng các biến phù hợp đại diện cho chi phí thương mại (trade costs) trong quá trình ước lượng mô hình GM.

Bài viết gồm 4 phần, phần thứ nhất sẽ trình bày về nội dung của mô hình lý thuyết GM. Phần thứ 2 sẽ trình bày về các số liệu, phương pháp phân tích, cũng như những vấn đề trong nghiên cứu mô hình kinh tế định lượng. Kết quả ước lượng của mô hình GM với dữ liệu xuất khẩu (XK) và nhập khẩu (NK) của Việt Nam và 29 đối tác thương mại trong giai đoạn 2005 – 2017 sẽ được trình bày trong phần 3. Cuối cùng sẽ là phần kết luận.

2. Mô hình lý thuyết lực hấp dẫn (GM)

Mô hình lực hấp dẫn được sử dụng lần đầu tiên bởi Tinbergen (1962) trong việc giải thích kim ngạch trao đổi thương mại song phương giữa các quốc gia dựa trên số liệu về GDP và khoảng cách địa lý. Từ nghiên cứu cơ bản của Tinbergen (1962), các học giả sau này đã thêm vào mô hình các nhân tố khác có ảnh hưởng đến kim ngạch xuất nhập khẩu như: dân số, biên giới chung, các hiệp định thương mại khu vực, thuế quan và các chính sách phi thuế quan... Trong

những năm gần đây mô hình GM đã được phát triển dựa trên nhiều lý thuyết kinh tế bao gồm Ricardian, Hecksher-Ohlin, và gần đây nhất là mô hình cạnh tranh độc quyền (monopolistic competition models) (Helpman & Krugman, 1985; Bergstrand, 1989; Markusen & Wigle, 1990; Deardorff, 1998; Evenett & Keller, 2002). Dựa trên kinh nghiệm từ các nghiên cứu về tác động của FTA trên thế giới, bài viết này áp dụng mô hình lý thuyết được phát triển bởi Anderson & Van Wincoop (2003):

$$F_{ij} = \frac{Y_i Y_j}{Y_w} \left[\frac{T_{ij}}{P_i P_j} \right]^{1-\sigma} \quad (1)$$

Trong đó F_{ij} là kim ngạch thương mại giữa quốc gia i (Việt Nam) và quốc gia đối tác, j . Y_i , Y_j và Y_w tương ứng là GDP của i , j , và của thế giới. Chi phí thương mại giữa 2 quốc gia là T_{ij} .

P_i và P_j lần lượt là chỉ số giá cân bằng tổng thể của quốc gia i và quốc gia j .² Cuối cùng, $\sigma > 1$ là hệ số co giãn thay thế của tất cả các hàng hóa, thể hiện việc chi phí thương mại giữa 2 quốc gia sẽ có ảnh hưởng tiêu cực đến kim ngạch thương mại song phương.

Sử dụng phương pháp tiếp cận của Pédry (2005), chi phí thương mại trong phương trình (1) sẽ bao gồm các biến đại diện mà số liệu có thể thu thập được như sau:

- Biến về khoảng cách địa lý, D_{ij} , là khoảng cách giữa thủ đô của 2 quốc gia i và j .
- Các biến giả (dummy variables) đo lường tác động của các hiệp định FTA tới xuất khẩu và nhập khẩu của các nước thành viên. Các biến giả nhận giá trị là 0 nếu nước đối tác không phải là thành viên của một hiệp định thương mại tự do và nhận giá trị 1 khi nước đối tác thương mại là thành viên của khu vực thương mại tự do tính từ khi hiệp định có hiệu lực. Cụ thể ở đây, chúng tôi đặt giả thuyết là biến FTA có ý nghĩa thống kê và có tác động thuận chiều tới xuất nhập khẩu Việt Nam.
- Biến giả, $DB_{ij} = 1$ nếu quốc gia j có chung đường biên giới với i (Việt Nam), do việc có chung đường biên giới có thể sẽ làm giảm chi phí vận chuyển giữa 2 quốc gia.

• Biến thể hiện sự thiếu sót trong bổ sung thương mại song phương, được tính theo công thức: $LTC_{ij} = 1 - ITC_{ij}$. Trong đó ITC_{ij} là chỉ số bổ sung về thương mại (Index of trade complementarity – ITC) và được tính bằng công thức:

$$ITC_{ij} = 1 - \frac{\sum_k \left| \frac{M_i^k}{M_i} - \frac{X_j^k}{X_j} \right|}{2} \quad (2)$$

Trong đó $0 < ITC < 1$, i và j lần lượt là nước nhập khẩu và nước xuất khẩu, k là kí hiệu của chủng loại hàng hóa. Chỉ số ITC cho ta biết cơ cấu xuất khẩu và nhập khẩu của 2 quốc gia phù hợp với nhau như thế nào. Giá trị bằng 0 nghĩa là không có hàng hóa nào do nước xuất khẩu j lại có thể được nhập khẩu bởi nước i . Ngược lại, khi $ITC = 1$, tỷ trọng xuất khẩu và nhập khẩu hoàn toàn phù hợp với nhau.

Trong phương trình (1) có các biến về quy mô nền kinh tế, chúng ta sẽ sử dụng những biến sau làm đại diện:

GDP của Việt Nam, GDP_i , và của quốc gia đối tác, GDP_j .

Tổng dân số của Việt Nam, POP_i và quốc gia j , POP_j . Các biến này giúp đánh giá quy mô của 2 nền kinh tế.

Ngoài ra, dựa trên các nghiên cứu thực nghiệm trước đây, bài viết này cũng đưa ra một số giả định bổ sung nhằm giúp cho việc thực hiện ước lượng mô hình:

- Đầu tiên do các chỉ số giá cân bằng tổng thể, P_i và P_j , là không thể thu thập được số liệu, nên chúng tôi cân nhắc đưa vào thành hiệu ứng ngẫu nhiên (random effect) trong mô hình kinh tế lượng.

- Dựa trên các nghiên cứu của Feenstra (2002) và Anderson & Van Wincoop (2003), GDP của thế giới, Y_w , sẽ được đưa vào trong hệ số chặn (constant term).

Dựa trên các giả định và các biến giải thích đã được nêu trên, lấy logarit phương trình (1), ta có mô hình trọng lực cho xuất khẩu và nhập khẩu của Việt Nam như sau:

$$\ln EX_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ijt} + \beta_2 \ln D_{ij} + \beta_3 DB_{ij} +$$

Bảng 1: Thông tin các biến sử dụng

Biến	Chú thích	Số quan sát	Giá trị lớn nhất	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn
EX	Xuất khẩu của Việt Nam đến quốc gia đối tác	377	13.53	2.26	-6.91	17.32
IM	Nhập khẩu của Việt Nam từ quốc gia đối tác	377	13.48	2.54	-6.91	17.65
lnY	GDP song phương	377	13.09	1.89	8.50	16.67
lnD	Khoảng cách giữa thủ đô 2 nước	377	8.25	0.95	6.18	9.83
POP	Dân số song phương	377	10.48	1.69	5.90	14.16
LCTXK	Chỉ số thiếu sót thương mại dành cho xuất khẩu của Việt Nam	377	-1.01	0.26	-1.67	-0.49
LCTNK	Chỉ số thiếu sót thương mại dành cho nhập khẩu của Việt Nam	377	-0.96	0.43	-2.02	-0.11
DB	Biến giả đường biên giới	377	0.34	0.48	0	1
FTA	Biến giả FTA	377	0.47	0.50	0	1

Ghi chú: Các biến không phải là biến giả đều được chuyển về dạng logarit.

Nguồn: tính toán của tác giả.

$$\beta_4 \ln LCTXK_{ijt} + \beta_5 FTA_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$\ln IM_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_{ijt} + \beta_2 \ln D_{ij} + \beta_3 DB_{ij} +$$

$$\beta_4 \ln LCTNK_{ijt} + \beta_5 FTA_{ij} + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

Trong đó:

i : Việt Nam, j : các nước là đối tác thương mại; $t = 1, 2, \dots, T$ là số năm;

EX_{ijt} và IM_{ijt} : tương ứng là xuất khẩu và nhập khẩu của Việt Nam với nước j trong năm t ;

FTA_{ij} : là các biến giả đo lường tác động của các

khu vực thương mại tự do tới xuất khẩu và nhập khẩu của Việt Nam.

Cuối cùng ε_{ijt} là sai số ngẫu nhiên bao gồm: (i) sai số về mặt không gian, (μ_i); (ii) sai số về mặt thời gian, (η_t); và (iii) số dư riêng, (u_{ijt}).

3. Dữ liệu và phương pháp ước lượng

3.1. Dữ liệu

Dữ liệu dùng trong nghiên cứu này có dạng bảng bao gồm 377 quan sát từ 29 quốc gia đối tác thương mại chính của Việt Nam trong giai đoạn 2005 – 2017. Trong đó bao gồm nhóm 19 quốc gia đã có

Bảng 2: Ma trận tương quan giữa các biến

Biến	EX	IM	lnY	lnD	POP	LCTXK	LCTNK	DB	FTA
EX	1.00								
IM	0.78	1.00							
lnY	0.61	0.51	1.00						
lnD	0.02	-0.05	0.56	1.00					
POP	0.53	0.51	0.70	0.12	1.00				
LCTXK	-0.22	-0.09	-0.20	-0.30	0.05	1.00			
LCTNK	-0.32	-0.42	-0.38	-0.02	-0.33	0.00	1.00		
DB	0.03	0.08	-0.41	-0.67	-0.11	0.21	-0.01	1.00	
FTA	0.03	0.04	-0.40	-0.57	-0.06	0.04	0.16	0.57	1.00

Nguồn: tính toán của tác giả.

kí kết các FTA trong giai đoạn này, và 10 quốc gia thuộc nhóm 30 đối tác thương mại chính của Việt Nam mà chưa hề có kí kết FTA cho đến cuối năm 2017.³ Như vậy sau khi gộp 2 nhóm quốc gia lại với nhau sẽ có mẫu nghiên cứu là 29 quốc gia đối tác thương mại dùng cho nghiên cứu này.

Các số liệu dạng tiền tệ được tính theo đô la Mỹ (USD) và đều được chuyển về giá cố định năm 2010. Các số liệu về xuất khẩu, nhập khẩu, GDP, dân số, được lấy từ cơ sở dữ liệu của UNCTAD (United Nations Conference on Trade and Development). Dữ liệu về FTA được lấy từ trang www.trungtamwto.vn của Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam (VCCI). Cuối cùng dữ liệu về khoảng cách song phương được lấy từ trang web của Time and Date AS (<http://www.timeanddate.com>).

Riêng dữ liệu về chỉ số bổ sung thương mại song phương, ITC_{ijt} , được nhóm tác giả tính toán dựa trên công thức và số liệu xuất nhập khẩu theo ngành giữa Việt Nam và các đối tác thương mại trong mẫu nghiên cứu. Do trong nghiên cứu này nhóm tác giả đánh giá tác động của FTA lên xuất khẩu và nhập khẩu nên cũng cần tính riêng 2 chỉ số bổ sung thương mại dành cho xuất khẩu và nhập khẩu. Cụ thể ở đây, nhóm tác giả sử dụng số liệu xuất nhập khẩu theo ngành của Việt Nam và 29 quốc gia đối tác trong mẫu nghiên cứu từ cơ sở dữ liệu của UNCTAD và áp dụng công thức từ phương trình (2).⁴

Bảng 1 cung cấp thông tin tổng quan về dữ liệu, Bảng 2 cung cấp chỉ số tương quan giữa các biến sử dụng trong mô hình. Từ hệ số tương quan trong Bảng 2 cho thấy các cặp biến giải thích đều có hệ số tương quan nhỏ hơn 0,6, như vậy ở đây ít có khả năng xuất hiện các hiện tượng đa cộng tuyến (multicollinearity) (Wooldridge, 2009). Tuy nhiên, để đảm bảo chắc chắn rằng mô hình ước lượng sẽ không bị ảnh hưởng bởi hiện tượng đa cộng tuyến, chúng tôi tiếp tục sử dụng phương pháp nhân tử phóng đại phương sai (VIF) để kiểm định. Theo đề xuất của Wooldridge (2009) thì nếu hệ số VIF nhỏ hơn 10, thì mô hình sẽ không bị ảnh hưởng bởi hiện tượng đa cộng tuyến. Kết quả của việc áp dụng VIF sẽ được trình bày trong phần kết quả ước lượng tiếp theo.

3.2. Phương pháp ước lượng

Thông thường chúng ta sẽ sử dụng phương pháp OLS, mô hình tác động cố định (fixed effect - FE) hoặc mô hình tác động ngẫu nhiên (random effect - RE) khi ước lượng mô hình có dữ liệu theo dạng bảng. Tuy nhiên, do ở đây chúng ta sử dụng nhiều biến giả trong mô hình nên việc sử dụng FE không còn phù hợp. Bên cạnh đó khi chúng tôi dùng kiểm định Hausman (Hausman test) để kiểm tra xem có thể sử dụng RE để ước lượng mô hình hay không, thì kết quả kiểm tra cho thấy là việc ước lượng bằng RE là phù hợp (p-value của Hausman test = 0.2115). Với kết quả kiểm định Hausman này thì việc ước lượng dữ liệu bảng bằng phương pháp RE đồng thời sẽ cho kết quả ước lượng hiệu quả hơn so với ước lượng bằng FE (Wooldridge, 2002).

Ngoài ra do phương trình (3) và (4) có thể xuất hiện biến nội sinh (endogenous variables) do mối quan hệ hai chiều giữa biến độc lập và biến phụ thuộc (simultaneity bias). Một ví dụ thường thấy là mối quan hệ giữa việc thay đổi về luồng thương mại và việc hình thành hiệp định thương mại (thương mại gia tăng dẫn đến việc hình thành hiệp định thương mại và ngược lại). Để giải quyết vấn đề liên quan đến ước lượng chệch và không vững do biến nội sinh, chúng tôi sử dụng ước lượng GMM (generalised method of moments) trong ước lượng mô hình động (dynamic model) của phương trình (3) và (4) để kiểm định lại kết quả ước lượng bằng phương pháp RE. Lợi thế lớn nhất của phương pháp ước lượng GMM này là chúng ta có thể sử dụng các biến công cụ (instrumental variables) nội sinh thay vì phải tìm các biến công cụ từ bên ngoài (thường là rất khó tìm) (Arellano & Bond, 1991; Arellano & Bover, 1995; Wooldridge, 2002).

Cuối cùng, do dữ liệu bảng sẽ có khả năng tồn tại các hiện tượng tương quan chéo (cross-correlation), hiện tượng tự tương quan (autocorrelation) và hiện tượng phương sai không đồng nhất (heteroskedasticity). Khi có các hiện tượng này thì sai số chuẩn được tính theo cách thông thường sẽ bị chệch và tạo ra giá trị kiểm định t (t-statistic) không chính xác. Trong nghiên cứu này chúng tôi sẽ áp dụng phương pháp tính sai số chuẩn (*robust*) trong phần mềm thống kê Stata để giải quyết các hiện tượng này.

Bảng 3: Kết quả ước lượng hàm xuất khẩu Việt Nam, 2005 – 2017

Biến	Pooled OLS (1)	RE (2)	System GMM (3)
	EX	EX	EX
<i>lnY</i>	1.055*** (0.0692)	1.180*** (0.141)	0.591* (0.221)
<i>lnD</i>	-0.960*** (0.138)	-1.134** (0.369)	-0.576* (0.273)
<i>LCTXK</i>	-1.907*** (0.333)	-2.385*** (0.245)	-1.127** (0.367)
<i>FTA</i>	0.458** (0.143)	0.396* (0.199)	0.231 (0.137)
<i>DB</i>	0.502* (0.211)	0.556 (0.683)	0.198 (0.280)
<i>L.EX</i>			0.435*** (0.111)
<i>_cons</i>	6.761*** (0.793)	6.419* (3.061)	4.317** (1.459)
Số quan sát	377	377	348
adj. R ²	0.576	0.581	

Nguồn: tính toán của tác giả.

Ghi chú:

1. Sai số chuẩn trong ngoặc đơn; +, *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 10%, 5%, 0,1%.
2. Mô hình được ước lượng với sai số chuẩn của ma trận hiệp phương sai bằng phương pháp Huber-White.
3. Do ước lượng system GMM là ước lượng mô hình động, nên trong cột (3) có thêm biến độc lập biến phụ thuộc, *L.EX*.

4. Kết quả ước lượng

4.1. Kết quả chính

Bảng 3 là kết quả ước lượng phương trình (3) sử dụng phương pháp OLS, RE và GMM thể hiện lần lượt tương ứng trong các cột (1), (2) và (3).

Kết quả ước lượng có ý nghĩa thống kê và phù hợp với các giả thuyết của mô hình trọng lực đã đưa ra ở phần trên. Chỉ số R bình phương của OLS và RE cho thấy mô hình có thể giúp giải thích khoảng 58% dao động trong kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam và 29 đối tác thương mại trong giai đoạn 2005 – 2017. Kết quả ước lượng phương trình (3) bằng system GMM cho kết quả vững và không chệch.⁵ Bên cạnh đó, hệ số của các biến giải thích trong cột (3) cũng có kết quả tương tự như trong cột (2), do đó chúng ta có thể kết luận rằng việc ước lượng phương trình (3) bằng phương pháp RE cung cấp cho chúng ta kết quả vững và hiệu quả nhất.

Trong cả 3 cột, FTA đều cho thấy sẽ có tác động tích cực đến xuất khẩu của Việt Nam. Kết quả này

cũng phù hợp với các dự đoán khi mà việc gia nhập các hiệp định thương mại tự do sẽ giúp mở rộng thêm cánh cửa cho thị trường xuất khẩu của nước ta. Cụ thể là việc kí kết các FTA sẽ giúp Việt Nam tăng khoảng 0,4% kim ngạch xuất khẩu đến các quốc gia đối tác có kí kết hiệp định.

Cũng như dự đoán của mô hình trọng lực thì khoảng cách giữa Việt Nam và các nước đối tác sẽ có tác động tiêu cực đến kim ngạch xuất khẩu của nước ta. Bên cạnh đó, kích thước của nền kinh tế các nước đối tác sẽ có tác động tích cực đến khả năng xuất khẩu của Việt Nam. Điều này hoàn toàn phù hợp với mô hình trọng lực, cũng như các lý thuyết kinh tế khác liên quan đến khả năng tiếp cận thị trường hoặc là độ lớn của thị trường tiềm năng.

Biến chi phí thương mại thứ 2 trong mô hình, biến *LCTXK*, cho thấy đây là biến quan trọng trong mô hình trọng lực nhằm đánh giá thương mại quốc tế khi mà hệ số của biến này luôn có ý nghĩa ở mức 1% trong cả 3 cột của Bảng 15, đồng thời giá trị

hệ số của biến này cũng cao nhất trong cả 3 cột. Cụ thể ở đây là nếu giảm 1% sự thiếu sót trong bổ sung thương mại sẽ giúp xuất khẩu của Việt Nam tăng khoảng 2,4%. Kết quả này cũng hoàn toàn phù hợp với các nghiên cứu trước đây của Otsubo & Umemura (2003) trong khu vực APEC và Péidy (2005) tại Jordan, Egypt, Morocco, và Tunisia.

Biến chi phí thương mại cuối cùng là biến đường biên giới không có ý nghĩa thống kê trong cột (2) và cột (3), tuy rằng dấu của biến này đúng như dự đoán. Cụ thể là việc có chung đường biên giới sẽ giúp tăng kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam.

Bảng 4 dưới đây cung cấp kết quả ước lượng cơ bản cho phương trình nhập khẩu của Việt Nam, phương trình (4). Tương tự như với phương trình xuất khẩu chúng tôi cũng tiến hành ước lượng bằng cả 3 loại mô hình OLS, RE và GMM, tương ứng với các cột (1), (2) và (3).

Các kết quả của hàm nhập khẩu cũng cho kết quả

tương tự như của hàm xuất khẩu. Kết quả ước lượng có ý nghĩa thống kê và phù hợp với các giả thuyết của mô hình trọng lực đã đưa ra. Chỉ số R bình phương của pooled OLS và RE cho thấy mô hình có thể giúp giải thích khoảng 46% dao động trong kim ngạch nhập khẩu của Việt Nam từ 29 đối tác thương mại trong giai đoạn 2005 – 2017.

Hệ số của biến FTA cho thấy Việt Nam đã tăng nhập khẩu thêm khoảng 0,44% từ các quốc gia có kí kết hiệp định thương mại tự do trong giai đoạn nghiên cứu, 2005 – 2017. Kết hợp với kết quả ước lượng của hàm xuất khẩu, có thể kết luận rằng việc tham gia các hiệp định thương mại tự do sẽ giúp tăng thương mại 2 chiều lên khoảng 0,4% cho các quốc gia đối tác.

Hệ số của các biến chi phí thương mại đều có dấu giống như dự đoán, khoảng cách và sự thiếu sót trong bổ sung thương mại đều có tác động tiêu cực đến cả xuất khẩu và nhập khẩu của Việt Nam và các quốc gia đối tác. Hệ số của biến đường biên giới tiếp

Bảng 4: Kết quả ước lượng hàm nhập khẩu Việt Nam, 2005 – 2017

Biến	OLS (1) IM	RE (2) IM	GMM (3) IM
<i>lnY</i>	0.945*** (0.0698)	1.014*** (0.183)	0.513*** (0.120)
<i>lnD</i>	-0.886*** (0.139)	-0.974** (0.351)	-0.478* (0.222)
<i>LCTNK</i>	-1.085*** (0.273)	-0.693** (0.226)	-0.474+ (0.276)
<i>FTA</i>	0.576*** (0.135)	0.440*** (0.131)	0.346* (0.160)
<i>DB</i>	0.409 (0.312)	0.490 (0.627)	0.364 (0.281)
<i>L.IM</i>			0.437*** (0.0680)
<i>_cons</i>	7.719*** (0.594)	7.672*** (1.712)	4.455** (1.418)
Số quan sát	377	377	348
adj. R ²	0.457	0.461	

Nguồn: tính toán của tác giả

Ghi chú:

- Sai số chuẩn trong ngoặc đơn; +, *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 10%, 5%, 1% và 0,1%.
- Mô hình được ước lượng với sai số chuẩn của ma trận hiệp phương sai bằng phương pháp Huber-White.
- Do ước lượng system GMM là ước lượng mô hình động, nên trong cột (3) có thêm biến trễ của biến phụ thuộc, *l.IM*.

Bảng 5: Kiểm định đa cộng tuyến

Phương trình xuất khẩu			Phương trình nhập khẩu		
Biến	VIF	1/VIF	Biến	VIF	1/VIF
lnD	2.5	0.400433	lnD	2.48	0.403861
DB	2.04	0.490833	DB	2.06	0.485827
FTA	1.72	0.580595	lnY	1.82	0.550904
lnY	1.48	0.677793	FTA	1.72	0.579916
LCTXK	1.14	0.877263	LCTNK	1.29	0.77439
lnD	2.5	0.400433	lnD	2.48	0.403861
Mean VIF	1.77		Mean VIF	1.87	

Nguồn: tính toán của tác giả.

tục không có ý nghĩa thống kê trong cả 3 cột của Bảng 5. Cuối cùng biến độ lớn của thị trường có tác động tích cực đến kim ngạch xuất nhập khẩu song phương và hoàn toàn phù hợp với các dự đoán của mô hình lý thuyết.

Kết quả kiểm định theo phương pháp nhân tử phóng đại phương sai (VIF) được trình bày trong Bảng 5. Như vậy ở đây chúng ta có thể kết luận là kết quả ước lượng của mô hình không bị ảnh hưởng bởi hiện tượng đa cộng tuyến.

4.2. Kiểm định tính bền vững của kết quả

Trong phần này chúng tôi tiếp tục kiểm định tính bền vững của mô hình nghiên cứu bằng cách thay đổi các biến số đại diện cho vé phải của phương trình (3) và (4). Cụ thể ở đây, chúng tôi sẽ thay thế biến đại diện cho quy mô của nền kinh tế bằng biến tổng dân số qua từng năm, *POP*. Kết quả ước lượng phương trình (3) và (4) với biến đại diện mới bằng phương pháp ước lượng RE được trình bày trong Bảng 6, tương ứng với các cột (1) và cột (2).

Bảng 6: Ước lượng bằng biến dân số, RE

Kết quả ước lượng hàm xuất khẩu		Kết quả ước lượng hàm nhập khẩu	
Biến	RE (1) EX	Biến	RE (2) IM
POP	0.829*** (0.193)	POP	0.778** (0.286)
lnD	-0.0657 (0.464)	lnD	-0.0429 (0.482)
LCTXK	-2.730*** (0.247)	LCTNK	-0.948** (0.317)
FTA	0.497* (0.206)	FTA	0.548*** (0.153)
B	0.344 (0.928)	B	0.305 (1.057)
_cons	4.283 (4.437)	_cons	5.067 (4.587)
Số quan sát	377	Số quan sát	377
R ²	0.361	R ²	0.327

Nguồn: tính toán của tác giả

Ghi chú:

- Sai số chuẩn trong ngoặc đơn; +, *, **, *** thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 10%, 5%, 1% và 0,1%.
- Mô hình được ước lượng với sai số chuẩn của ma trận hiệp phương sai bằng phương pháp Huber-White.

Bảng 6 cho thấy việc sử dụng biến đại diện mới cho biến quy mô nền kinh tế không làm thay đổi rõ rệt về mặt kết quả ước lượng. Các hệ số của các biến giải thích đều có cùng dấu như trong Bảng 3 và Bảng 4 và có độ lớn gần như tương đương. Điều này đã khẳng định thêm tính bền vững của kết quả nghiên cứu. Biến quy mô thị trường tiếp tục có tác động tích cực đến kim ngạch xuất nhập khẩu của Việt Nam và các đối tác thương mại. Trong khi đó các biến chi phí thương mại cũng đều cho kết quả tương tự với ước lượng trước đây. Như vậy ở đây chúng ta có thể kết luận rằng kết quả ước lượng của mô hình trọng lực trong nghiên cứu này không bị ảnh hưởng bởi cách áp dụng biến đại diện trong nghiên cứu.

5. Kết luận

Kết quả phân tích định lượng đã cho thấy mối quan hệ thuận chiều trong việc kí kết các FTA và kim ngạch thương mại của Việt Nam và các quốc gia đối tác trong giai đoạn 2005 – 2017. Việc kí kết các hiệp định thương mại tự do có tác động tích cực đến trao đổi thương mại song phương, cụ thể ở đây là sẽ làm kim ngạch xuất nhập khẩu tăng lên khoảng 0,4% so với việc không kí kết FTA. Tác động tích cực này của FTA cũng phù hợp với các nghiên cứu trước đây cả trong nước và quốc tế về tác động của hiệp định thương mại tự do. Bên cạnh đó, khoảng cách giữa các quốc gia và sự thiếu sót thương mại sẽ có ảnh hưởng tiêu cực (ngược chiều) đến xuất nhập khẩu của Việt Nam. Kết quả nghiên cứu được khẳng định thêm tính bền vững khi kết quả nghiên cứu vẫn có ý nghĩa khi mô hình sử dụng biến đại diện mới cho quy mô nền kinh tế.

Kết quả nghiên cứu với độ tin cậy cao không chỉ bổ sung thêm bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ thuận chiều giữa FTA và xuất nhập khẩu của Việt Nam, mà còn đưa ra các hàm ý chính sách đối với các nhà quản lý. Từ đó, để làm tăng tác dụng của các hiệp định thương mại tự do, Việt Nam cần điều chỉnh danh mục hàng hóa sản xuất trong nước theo hướng phù hợp hơn với các đối tác thương mại trong FTA.

Ngoài ra bằng việc áp dụng mô hình trọng lực mở rộng theo cách tiếp cận của Anderson & Van Wincoop (2003) và Péidy (2005), chúng tôi xác nhận tầm quan trọng của việc áp dụng biến thiếu sót trong bổ sung thương mại song phương. Hệ số của biến này luôn có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và có ảnh hưởng lớn đến cả xuất khẩu và nhập khẩu của Việt Nam. Trong đó ảnh hưởng của biến thiếu sót thương mại đến xuất khẩu là lớn hơn nhập khẩu của Việt Nam. Như vậy các nghiên cứu trong tương lai sử dụng mô hình trọng lực có thể cân nhắc việc sử dụng biến này làm tăng độ chính xác cho kết quả ước lượng.

Cuối cùng, nghiên cứu này chỉ tạm dừng ở việc đánh giá tác động của các FTA đối với xuất nhập khẩu nói chung của Việt Nam mà chưa đi sâu vào các ngành hàng riêng biệt và chia theo từng thị trường khác nhau. Do đó, việc đánh giá tác động và hàm ý chính sách của các hiệp định thương mại tự do đối với từng ngành hàng và thị trường riêng biệt còn cần được làm rõ hơn trong các nghiên cứu tiếp theo.

Ghi chú:

1. Chi tiết của các FTA đã kí kết và đang đàm phán của Việt Nam trong Phụ lục A cuối bài viết.
2. Anderson & Van Wincoop (2003) xem xét P_i và P_j là sức đề kháng đa phương do mỗi chỉ số giá này sẽ là một tập hợp của các chỉ số giá song phương và cả chỉ số giá nội địa.
3. Trong nhóm 30 quốc gia đối tác thương mại chính bao gồm cả các quốc gia đã có kí kết FTA với Việt Nam như: Nhật Bản, Trung Quốc, Hàn Quốc. Chi tiết mời xem Phụ lục B.
4. Kết quả tính toán được sử dụng trong mô hình ước lượng và nhóm tác giả có thể cung cấp nếu có yêu cầu.
5. Các kiểm định quan trọng của hàm system GMM như AR(2), Hansen test đều cho kết quả đảm bảo tính bền vững của mô hình. Nhóm tác giả không đưa vào bảng kết quả để tránh dài dòng, nhưng có thể cung cấp kết quả kiểm định nếu có yêu cầu.

Phụ lục A: Các FTA mà Việt Nam đã ký kết và lộ trình thực hiện

	Năm tham gia	Năm hiệu lực	Đối tác
AFTA	1995	1999	Các quốc gia ASEAN: Brunei, Campuchia, Indonesia, Lào, Malaysia, Myanma, Philippines, Singapore, Thái Lan và Việt Nam.
ACFTA	2002	2005	ASEAN + Trung Quốc
AKFTA	2005	2007	ASEAN + Hàn Quốc
AJCEP	2008	2008	ASEAN + Nhật Bản
VJEPA	2008	2009	Nhật Bản và Việt Nam
AIFTA	2009	2010	ASEAN + Ấn Độ
AANZFTA	2009	2009	ASEAN + Úc và New Zealand
VCFTA	2011	2014	Việt Nam và Chi Lê
VKFTA	2015	2016	Việt Nam và Hàn Quốc
VN-EAEU FTA	2015	2016	Việt Nam, Nga, Belarus, Armenia, Kazakhstan, Kyrgyzstan
CPTPP	2018	2019	Việt Nam, Canada, Mexico, Peru, Chi Lê, New Zealand, Úc, Nhật Bản, Singapore, Brunei, Malaysia
Các FTA đang đàm phán hoặc chưa chính thức có hiệu lực			
AHKFTA	Ký kết 2017		ASEAN, Hong Kong
EVFTA	Kết thúc đàm phán 2016		Việt Nam, EU
RCEPT	Bắt đầu đàm phán 2013		ASEAN, Trung Quốc, Hàn Quốc, Nhật Bản, Ấn Độ, Úc, New Zealand.
Việt Nam – EFTA	Bắt đầu đàm phán 2012		Việt Nam, EFTA (Thụy Sĩ, Na Uy, Iceland, Liechtenstein)
Việt Nam – Israel FTA	Bắt đầu đàm phán 2015		Việt Nam, Israel

Nguồn: Trung tâm WTO và hội nhập – VCCI

Phụ lục B: Các quốc gia đối tác thương mại chính của Việt Nam

Top 30 quốc gia đối tác nhập khẩu hàng hóa từ Việt Nam					Top 30 quốc gia đối tác xuất khẩu hàng hóa đến Việt Nam						
1	USA	11	Malaysia	21	Canada	1	China	11	Germany	21	Philippines
2	China	12	India	22	Taiwan	2	Korea	12	Australia	22	Cambodia
3	Japan	13	Austria	23	Spain	3	Japan	13	Argentina	23	Côte d'Ivoire
4	Korea	14	France	24	Mexico	4	Taiwan	14	Brazil	24	UK
5	Hong Kong	15	Australia	25	Belgium	5	Thailand	15	Hong Kong	25	Canada
6	Netherlands	16	Singapore	26	Russia	6	USA	16	Italy	26	Netherlands
7	Germany	17	Indonesia	27	Brazil	7	Malaysia	17	Russia	27	Switzerland
8	UK	18	Philippines	28	Turkey	8	Singapore	18	Ireland	28	Mexico
9	UAE	19	Cambodia	29	Chile	9	India	19	Saudi Arabia	29	UAE
10	Thailand	20	Italy	30	Sweden	10	Indonesia	20	France	30	Spain

Ghi chú: Các quốc gia đối tác được sắp xếp theo thứ tự từ 1 đến 30 dựa trên kim ngạch nhập khẩu từ Việt Nam và kim ngạch xuất khẩu đến Việt Nam trong năm 2017.

Nguồn: Tác giả tổng kết từ số liệu của UNCTAD.

Lời thừa nhận/cám ơn: Đây là sản phẩm của đề tài cấp quốc gia KX.01.20/16-20 thuộc chương trình Khoa học và Công nghệ trọng điểm cấp quốc gia KX.01/16-20.

Tài liệu tham khảo:

- Anderson, J. E., & Van Wincoop, E. (2003), 'Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle', *American Economic Review*, 93(1), 170-192.
- Anderson, J. E., & Yotov, Y. V. (2010), 'The Changing Incidence of Geography', *American Economic Review*, 100(5), 2157-2186.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991), 'Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations', *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995), 'Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models', *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
- Bergstrand, J. H. (1989), 'The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor-Proportions Theory in International Trade', *The Review of Economics and Statistics*, 71(1), 143-153.
- Cassing, J., Trewin, R., Vanzetti, D., Trương Đình T., Phạm Lan H., Nguyễn Anh D., Lê Quang L., Lê Triệu D. (2010), Đánh Giá Tác Động Của Các Hiệp Định Thương Mại Tự Do Đối Với Kinh Tế Việt Nam, MUTRAP.
- Deardorff, A. (1998), 'Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?', *The Regionalization of the World Economy* (pp. 7-32): National Bureau of Economic Research, Inc.
- Deardorff, A. V. (2004), *Local Comparative Advantage: Trade Costs and the Pattern of Trade*, Paper presented at the University of Michigan Research Seminar in International Economics Working Paper.
- Evenett, S. J., & Keller, W. (2002), 'On Theories Explaining the Success of the Gravity Equation', *Journal of Political Economy*, 110(2), 281-316.
- Fally, T. (2015), 'Structural Gravity and Fixed Effects', *Journal of International Economics*, 97(1), 76-85.
- Feenstra, R. C. (2002), 'Border Effects and the Gravity Equation: Consistent Methods for Estimation', *Scottish Journal of Political Economy*, 49(5), 491-506.
- Head, K., & Mayer, T. (2014), 'Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook', *Handbook of International Economics* (Vol. 4, pp. 131-195): Elsevier.
- Helpman, E., & Krugman, P. R. (1985), *Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy*, MIT press.
- Markusen, J. R., & Wigle, R. M. (1990), 'Explaining the Volume of North-South Trade'. *The Economic Journal*, 100(403), 1206-1215.
- Nguyễn Tiến D (2011), 'Tác Động Của Khu Vực Thương Mại Tự Do Asean-Hàn Quốc Đến Thương Mại Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Kinh doanh*, 27 (2011), 219-231.
- Nguyễn Anh T., Vũ Thanh H., Vũ Văn T., Lê Thị Thanh X. (2015), 'Tác Động Của Cộng Đồng Kinh Tế Asean Đến Thương Mại Việt Nam', *VNU Journal of Science: Economics and Business*, 31(4), 39-50.
- Otsubo, S. T., & Umemura, T. (2003), 'Forces Underlying Trade Integration in the Apec Region: A Gravity Model Analysis of Trade," Fdi", and Complementarity', *Journal of economic integration*, 18(1), 126-149.
- Péidy, N. (2005), 'Toward a Pan-Arab Free Trade Area: Assessing Trade Potential Effects of the Agadir Agreement', *The Developing Economies*, 43(3), 329-345.
- Tinbergen, J. (1962), *Shaping the World Economy; Suggestions for an International Economic Policy*, Twentieth Century Fund, New York.
- Võ Thy T. (2014), 'Vận Dụng Mô Hình Trọng Lực Trong Đo Lường Thương Mại Nội Ngành Hàng Chế Biến Giữa Việt Nam Với Một Số Nước Thành Viên Thuộc Apec', *Tạp chí Khoa Học và Công Nghệ*, 117(03), 167-176.
- Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England.
- Wooldridge, J. M. (2009), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, South-Western Cengage Learning, the United States of America.