

MỤC LỤC

KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Bùi Xuân Nhân và Dương Hồng Hạnh** - Nghiên cứu tác động của các biến số marketing địa phương tới sự hài lòng của khách du lịch đến tỉnh Ninh Bình. **Mã số: 156. 1BMkt.11** 3
Research on the impact of local marketing variables on the satisfaction of tourists who visited Ninh Binh province
- 2. Đỗ Thị Hoa Liên và Hoàng Võ Hằng Phương** - Ứng dụng mô hình BVAR trong dự báo cầu lao động tỉnh Bến Tre. **Mã số: 156. 1HRMg.11** 15
Application of BVAR models in labour demand forecasting in Ben Tre province
- 3. Bùi Hoàng Ngọc, Phan Thị Liệu và Nguyễn Huru Khôi** - Ảnh hưởng của chỉ số phức tạp kinh tế lên dấu chân sinh thái: nghiên cứu trường hợp của Việt Nam. **Mã số: 156. 1GEMg.11** 25
The Impact of Economic Complexity Index on Ecological Footprint: Application to Vietnam
- 4. Bùi Quý Thuận** - Tác động của hiệp định thương mại tự do Việt nam - EAEU đến thương mại giữa Việt Nam và Nga. Mã số: 156. 1HIEM.11 36
Impact of the Vietnam - EAEU FTA on the trade between Vietnam and Russia

QUẢN TRỊ KINH DOANH

- 5. Phạm Đức Hiếu và Chu Thị Huyền** - Các nhân tố ảnh hưởng tới áp dụng kế toán trách nhiệm trong doanh nghiệp sản xuất ô tô ở Việt Nam. **Mã số: 156. 2BAcc.21** 47
Factors Affecting the Application of Responsibility Accounting in Enterprises: A Case Study in Automobile Manufacturing Enterprises in Vietnam
- 6. Lưu Thị Thùy Dương và Vũ Thị Thùy Linh** - Các yếu tố tác động tới sự hài lòng của khách hàng sử dụng mobile banking: một nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam. **Mã số: 156. 2BMkt.21** 56
The Factors Affect on the Satisfaction of Customers Using Mobile Banking: An Empirical Study in Vietnam
- 7. Phạm Văn Tuấn và Nguyễn Minh Trang** - Nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng tới ý định tiêu dùng sản phẩm thời trang tái chế sáng tạo của giới trẻ Việt Nam. **Mã số: 156. 2BMkt.22** 69
Factors Affecting Young Consumers' Intention to Purchase Upcycled Fashion Products - A Case Study in Vietnam

- 8. Nguyễn Thị Lan** - OPEN BANKING – Hệ sinh thái ngân hàng mở: Xu thế phát triển trên thế giới và triển vọng ứng dụng tại Việt Nam. *Mã số: 156. 2FiBa.22* 81
Open banking ecosystem - its development trends around the World and its application prospects in Vietnam
- 9. Nguyễn Thị Hằng, Phạm Minh Đạt và Đinh Hồng Linh** - Nghiên cứu sự hài lòng của người học về chất lượng đào tạo tại các trường đại học trong bối cảnh chuyển đổi số. *Mã số: 156. 2BMkt.21* 95
A study on satisfaction of learners about training quality standard at universities in the context of digital transformation

Ý KIẾN TRAO ĐỔI

- 10. Lê Việt Hà** - Mô hình đánh giá mức độ hài lòng của doanh nghiệp đối với chất lượng đào tạo ngành: Ngành Hệ thống thông tin quản lý. *Mã số: 156. 3BMkt.31* 105
A model of assessing businesses satisfaction educational quality: A management Information Systems major

Như vậy, hiệp định có tác động đến lợi ích kinh tế, phúc lợi cũng như thương mại hàng hóa nói chung hoặc một số ngành có lợi thế so sánh như công nghiệp, nông nghiệp... của một quốc gia. Tuy nhiên, mức độ tác động của FTA đến nền kinh tế và các ngành có lợi thế cạnh tranh là khác nhau đối với từng quốc gia và trong các giai đoạn phát triển kinh tế. Việt Nam và Nga là đối tác chiến lược toàn diện, đều là thành viên của FTA Việt Nam - EAEU, để đánh giá tác động của hiệp định này đến thương mại của hai bên nhằm chủ động xác định các lợi thế và định hướng chính sách thương mại, tận dụng lợi ích, thúc đẩy tăng trưởng kinh tế của mỗi quốc gia, bài viết đã sử dụng số liệu mảng ở cấp sản phẩm giúp tăng được số quan sát trong kết quả ước lượng; mô hình có chỉ ra được sự khác biệt theo ngành, sản phẩm thay vì tính gộp trung bình theo năm. Nghiên cứu tận dụng được lợi thế về mối quan hệ qua các biến theo thời gian và quan sát các tác động riêng lẻ giữa các đối tác thương mại (Antonucci và Manzocchi 2006; Kepaptsoglou và cộng sự, 2010).

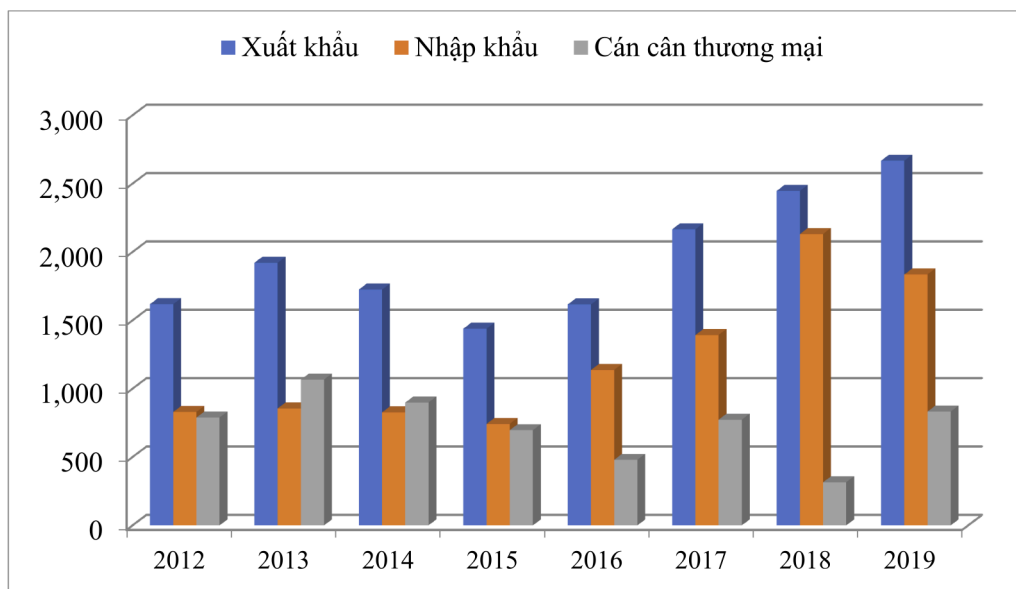
3. Thực trạng thương mại Việt Nam và Nga

Thương mại giữa hai quốc gia tăng mạnh khi FTA Việt Nam - EAEU có hiệu lực từ năm 2016, về tổng thể thì Nga chiếm hơn 90% trong tổng kim ngạch

thương mại giữa Việt Nam và EAEU. Tuy nhiên, kim ngạch thương mại giữa Nga và Việt Nam còn rất thấp, chiếm tỷ trọng 0,59% tổng kim ngạch thương mại của Nga với thế giới, chưa tương xứng với quan hệ hợp tác đối tác chiến lược toàn diện. Năm 2019, kim ngạch thương mại hai chiều giữa hai nước đạt 4,502 tỷ USD tăng 84% so với năm 2012. Trong đó, xuất khẩu của Việt Nam sang Nga đạt 1,617 tỷ USD năm 2012 tăng lên 2,667 tỷ USD năm 2019, với tăng tương ứng là 65% và xuất khẩu của Nga sang Việt Nam từ 829 triệu USD năm 2012 tăng lên 1,835 tỷ USD năm 2019, tăng tương ứng 121%.

Từ số liệu thống kê, cho thấy kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam xuất sang Nga lớn hơn của Nga xuất sang Việt Nam nhưng về mức tăng trưởng tương đối kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam lại tăng thấp hơn, tỷ lệ 65% của Việt Nam so với 121% của Nga. Về cán cân thương mại, Việt Nam luôn thặng dư thương mại với Nga. Giá trị thặng dư thương mại của Việt Nam với Nga tăng từ 788 triệu USD năm 2012 lên 832,48 triệu USD năm 2019, tăng trưởng tương ứng ở mức 6%. Sau khi FTA Việt Nam - EAEU có hiệu lực từ năm 2016, thương mại giữa Việt Nam và Nga tăng trưởng tốt, kim ngạch thương mại hai chiều tăng 64%, từ 2,753 tỷ USD

Đơn vị: Triệu USD



Nguồn: Tác giả tính toán từ số liệu của UN Comtrade (<https://www.trademap.org/Index.aspx>)

Hình 1: Cán cân thương mại giữa Việt Nam và Nga

năm 2016 lên 4,502 tỷ USD năm 2019. Trong đó, giá trị xuất khẩu của Việt Nam sang Nga tăng từ 1,616 tỷ USD năm 2016 lên 2,667 tỷ USD năm 2019, với mức tăng tương ứng là 65% và giá trị xuất khẩu của Nga sang Việt Nam tăng từ 1,137 tỷ USD năm 2016 lên 1,835 tỷ USD năm 2019, với mức tăng tương ứng là 61%. Thương mại giữa Việt Nam và Nga chiếm tỷ trọng lớn trong cán cân thương mại giữa Việt Nam và liên minh kinh tế Á - Âu. Trong trao đổi thương mại giữa hai nước, Việt Nam xuất khẩu sang Nga các sản phẩm chủ lực như hàng điện tử, giày dép, cà phê và chè, thủy sản, dệt may... sản phẩm của các ngành này sử dụng nhiều lao động.

Bảng 1: Một số mặt hàng XNK chính giữa Việt Nam và Nga năm 2019

(Đơn vị: 1.000 USD)

Mặt hàng Việt Nam XK sang Nga			Mặt hàng Việt Nam NK từ Nga		
Mã HS	Hàng hóa	Giá trị	Mã HS	Hàng hóa	Giá trị
85	Hàng điện tử	1,411,329	27	Dầu thô	688,083
09	Cà phê, chè	158,482	72	Sắt thép các loại	192,625
64	Giày dép và linkiện	166,008	31	Phân bón	98,658
84	Thiết bị cơ khí	161,763	87	Động cơ và thiết bị	95,853
03	Thủy sản	101,395	03	Thủy sản	105,250
62	Quần áo (Không dệt kim)	143,244	10	Ngũ cốc	217,056
61	Quần áo (Dệt kim)	110,830	84	Thiết bị cơ khí	22,868
08	Trái cây	62,722	25	Vật liệu xây dựng	12,276
21	Chế phẩm thực phẩm	53,546	85	Thiết bị điện tử	8,489
20	Rau quả	25,311	88	Máy bay và phụ tùng	10,209
42	Sản phẩm da và túi xách	13,678	40	Cao su	30,596
40	Cao su	18,402	48	Giấy	20,211
27	Nguyên liệu hóa thạch	37,102	39	Sản phẩm nhựa	7,937
10	Ngũ cốc	9,633	44	Gỗ	30,273
39	Nhựa	21,972	29	Hóa chất hữu cơ	26,696

(Nguồn: Tác giả tổng hợp từ cơ sở dữ liệu UN Comtrade)

Việt Nam nhập các sản phẩm mà Nga có thể mạnh như dầu thô, sắt thép, phân bón, ngũ cốc, thiết bị cơ khí, máy bay và phụ tùng... Năm 2019, giá trị xuất khẩu của 15 sản phẩm chủ lực của Việt Nam chiếm 93,5% kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam sang Nga và 55,4% tổng kim ngạch thương mại giữa hai bên, trong đó hầu hết các mặt hàng xuất khẩu của Việt Nam sử dụng nhiều lao động như hàng điện tử, da giày, dệt may, cà phê, thủy sản... Trong khi đó,

giá trị nhập khẩu hàng hóa của Việt Nam chiếm 85,4% kim ngạch nhập khẩu của Việt Nam từ Nga và 34,8% tổng kim ngạch thương mại giữa hai bên, trong đó có các mặt hàng mà Nga có lợi thế như dầu thô, phân bón, động cơ và thiết bị, máy bay và phụ tùng, gỗ...

4. Phương pháp nghiên cứu

4.1. Mô hình phân tích và các biến số

Các yếu tố tác động đến thương mại giữa hai quốc gia trong khuôn khổ của FTA đã trở thành chủ đề của nhiều nghiên cứu trên thế giới và Việt Nam. Để đánh giá tác động của FTA Việt Nam - EAEU đến thương mại giữa Việt Nam và Nga, bài viết sẽ

tiếp cận bằng việc ước lượng mô hình trọng lực hấp dẫn cấu trúc.

Tinbergen (1962) và Poyhonen (1963) sử dụng mô hình trọng lực để đánh giá thương mại song phương giữa các quốc gia Châu Âu. Mô hình trọng lực cơ bản cho thương mại giữa hai quốc gia (i và j), trong đó F dòng thương mại giữa hai quốc gia (lực hấp dẫn), M là quy mô của nền kinh tế (đo lường bằng GDP hoặc GNP) của mỗi quốc gia, D là

khoảng cách giữa hai quốc gia, G là hằng số, được diễn giải như sau:

$$F_{ij} = G \frac{M_i M_j}{D_{ij}} \quad (1)$$

Để đo lường khoảng cách giữa hai quốc gia, các nghiên cứu sử dụng phương pháp đo lường chi phí thương mại. Feenstra (2002); Anderson & Van Wincoop (2003); Deardoff (2004) đã thực hiện đo lường chi phí thương mại bằng việc sử dụng các biến như hiệu ứng đường biên giới và mức kháng cự đa phương (multilateral resistance). Từ các nghiên cứu về tác động của FTA, bài viết sử dụng mô hình của Anderson & Van Wincoop (2003).

$$F_{ij} = \frac{Y_i Y_j}{Y_w} \left(\frac{T_{ij}}{P_i P_j} \right)^{1-\sigma} \quad (2)$$

Trong đó, F_{ij} là kim ngạch thương mại giữa quốc gia i và quốc gia j . Y_i , Y_j và Y_w tương ứng là GDP của quốc gia i , j và thế giới. Chi phí thương mại giữa 2 quốc gia là T_{ij} . P_i , P_j là chỉ số giá cân bằng tổng thể của quốc gia i và j . Và $\sigma > 1$ là hệ số co giãn thay thế của tất cả các hàng hóa, thể hiện chi phí thương mại 2 quốc gia sẽ có ảnh hưởng tiêu cực đến kim ngạch thương mại song phương. Tuy nhiên, dựa trên các nghiên cứu thực nghiệm trước đây thì việc thu thập số liệu chỉ số giá cân bằng tổng thể P_i , P_j là không thể, do đó nghiên cứu này sẽ coi các chỉ số giá này đưa vào thành hiệu ứng ngẫu nhiên (random effect) trong mô hình.

Từ mô hình trọng lực do Tinbergen (1962) xây dựng đã được nhiều nghiên cứu sử dụng nhưng thiếu sự biện minh về mặt lý thuyết, các nghiên cứu đã cố gắng phát triển lý thuyết kinh tế của mô hình trọng lực. Các nghiên cứu sâu hơn đã mở rộng mô hình trọng lực cơ bản và bổ sung một số biến phù hợp. Linnemann (1966) thêm dân số làm đại diện cho quy mô thị trường, Rose và Van Wincoop (2003), và Rojidi (2006) đo lường tác động của biến động tỷ giá hối đoái. Leamer (1988), Feenstra (1995) và Wang (2001) đã tìm thấy sự ảnh hưởng của thuế quan trung bình đối với thương mại song phương. Để đánh giá tác động của FTA Việt Nam - EAEU đến thương mại giữa Việt Nam và Nga, bài viết sẽ phân tích tác động của FTA đến thương mại giữa hai quốc

gia, các yếu tố kinh tế tác động đến thương mại song phương như nghiên cứu của Bergstrand (1989), Anderson và Wincoop (2003), Head và Mayer (2014). Trong mô hình này biến FTA_EAEU và TAR là trọng tâm chính của nghiên cứu để trả lời cho tác động của hiệp định và thuế quan đến xuất khẩu, nhập khẩu giữa Việt Nam và các nước trong hiệp định như sau:

$$\ln EX_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_{VN_t} * GDP_{jt}) + \beta_2 \ln(POP_{VN_t} * POP_{jt}) + \beta_3 \ln(INCGAP_{VN_{jt}}) + \beta_4 \ln(DISTV_{N_{jt}}) + \beta_5 FTA_EAEU_{ij} + \beta_6 \ln(TAR_{ijt}) + \beta_7 \ln(REERV_{N_{jt}}) + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

$$\ln IX_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_{VN_t} * GDP_{jt}) + \beta_2 \ln(POP_{VN_t} * POP_{jt}) + \beta_3 \ln(INCGAP_{VN_{jt}}) + \beta_4 \ln(DISTV_{N_{jt}}) + \beta_5 FTA_EAEU_{ij} + \beta_6 \ln(TAR_{ijt}) + \beta_7 \ln(REERV_{N_{jt}}) + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

Trong đó: Chỉ số i là của ngành i , j là chỉ số của quốc gia j , t là thời gian

EX_{ijt} - Kim ngạch xuất khẩu của ngành i từ Việt Nam tới nước j trong năm t

IX_{ijt} - Kim ngạch nhập khẩu của ngành i của Việt Nam từ nước j trong năm t

GDP_{VN_t} và GDP_{jt} - Tổng sản phẩm quốc nội của Việt Nam, nước j trong năm t

POP_{VN_t} và POP_{jt} - Dân số của Việt Nam và nước j trong năm t

$\ln INCGAP_{VN_{jt}}$ là chênh lệch thu nhập bình quân đầu người giữa Việt Nam và các đối tác thương mại j .

$\ln DISTV_{N_{jt}}$ - Khoảng cách giữa thủ đô của Việt Nam đến nước j

$REERV_{N_{jt}}$ - Tỷ giá hối đoái thực tế giữa Việt Nam và nước j tại thời điểm t

TAR_{ijt} - Thuế suất của nước Việt Nam áp dụng đối với hàng hóa nhập khẩu/xuất khẩu từ nước j đối với hàng hóa i tại thời điểm t

FTA_EAEU_{ij} - Là biến giả, đo lường tác động của FTA tới xuất và nhập khẩu, nhận giá trị 1 nếu Việt Nam và EAEU đã ký kết hiệp định và đi vào hiệu lực, giá trị 0 thì ngược lại

Theo Egger (2000) cho rằng mô hình tác động ngẫu nhiên (REM) sẽ thích hợp hơn khi ước tính dòng thương mại giữa các mẫu được lấy ngẫu nhiên của các đối tác thương mại từ một quần thể lớn hơn. Tuy nhiên, mô hình hiệu ứng cố định (FEM) sẽ là lựa chọn tốt hơn REM khi người ta quan tâm đến

2. Anderson & Van Wincoop (2003) coi P_i và P_j là mức kháng cự đa phương (multilateral resistance) do mỗi chỉ số giá này là tập hợp của các chỉ số giá song phương và chỉ số giá nội địa.

việc ước tính dòng thương mại giữa các lựa chọn được xác định trước của các quốc gia. Vì mẫu của nghiên cứu chỉ bao gồm trao đổi thương mại giữa Việt Nam và đối tác thương mại là 5 quốc gia thuộc EAEU, nên FEM có thể là ước tính phù hợp nhất. Ngoài ra, thử nghiệm Hausman (Hausman test) cũng được thực hiện để kiểm tra xem REM có hiệu quả hơn so với ước lượng FEM hay không. Ngoài ra, từ mô hình lý thuyết cho biết có sự khác biệt đối với giá trị xuất khẩu và nhập khẩu giữa các quốc gia tham gia và không tham gia FTA. Theo cách tiếp cận này mô hình đã giả thiết rằng kết quả thu được từ sự thay đổi trong giá trị xuất khẩu và nhập khẩu hoàn toàn từ FTA mang lại. Để đánh giá được tác động của hiệp định đến thương mại Việt Nam và Nga, tác giả sử dụng mô hình trên nhưng loại bỏ biến khoảng cách ra khỏi mô hình, vì chỉ xét quan hệ giữa 2 nước nên khoảng cách địa lý không thay đổi giữa các quan sát cũng như theo thời gian, mô hình ước lượng yếu tố tác động đến xuất khẩu và nhập khẩu giữa Việt Nam và Nga như sau:

$$\begin{aligned} \ln EX_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_{VN_t} * GDP_{jt}) + \\ & \beta_2 \ln(POP_{VN_t} * POP_{jt}) + \beta_3 \ln(INCGAP_{VN_t} * INCGAP_{jt}) + \\ & \beta_4 FTA_EAEU_{ij} + \beta_5 \ln(TAR_{ijt}) + \beta_6 \ln(REERV_{N_{jt}}) + \\ & \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \ln IX_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_{VN_t} * GDP_{jt}) + \\ & \beta_2 \ln(POP_{VN_t} * POP_{jt}) + \beta_3 \ln(INCGAP_{VN_t} * INCGAP_{jt}) + \\ & \beta_4 FTA_EAEU_{ij} + \beta_5 \ln(TAR_{ijt}) + \beta_6 \ln(REERV_{N_{jt}}) + \\ & \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (4)$$

Để loại bỏ sai lệch nội sinh bắt nguồn từ biến giả FTA, Baier và Bergstrand (2005) đã sử dụng các hiệu ứng cố định theo cặp quốc gia ngoài các chi phí thương mại thay đổi theo thời gian để thu được các ước tính không chệch. Đối với FTA Việt Nam - EAEU, việc đàm phán và ký kết hiệp định này cũng có thể phụ thuộc vào các yếu tố đồng nhất không quan sát được như sự khác biệt trong các quy định đối với hàng hóa ở mỗi quốc gia, mối quan hệ chính trị, kinh tế - thương mại liên quan đến thúc đẩy thương mại song phương. Do vậy, các lý do đằng sau mà mỗi quốc gia lựa chọn tham gia một hiệp định thương mại rất khó xác định và nó tương quan đến mức độ thương mại. Điều này làm nảy sinh vấn đề các biến sai lệch nội sinh do một số biến không quan sát được hoặc bị bỏ sót. Khi có sự sai lệch nội sinh trong dữ liệu bảng, phương pháp sử dụng biến công cụ có thể được áp dụng để giải quyết vấn đề. Tuy nhiên, Baier và Bergstrand (2005) đã chỉ ra rằng

một biến công cụ không đủ tin cậy để giải quyết vấn đề nội sinh trong trường hợp biến giả FTA, vì khó tìm được biến công cụ phù hợp cho các FTA. Ngoài ra, Baldwin và Taglioni (2006) lập luận rằng việc áp dụng các biến giả quốc gia thay đổi theo thời gian có thể làm giảm sự sai lệch do chỉ định không chính xác hoặc bỏ qua kháng cự thương mại đa phương. Baier và Bergstrand (2005) cho rằng có thể thu được các ước tính không thiên vị về tác động trung bình của FTA bằng cách đưa ra đồng thời các tác động theo quốc gia và thời gian, các tác động cố định theo cặp quốc gia. Martínez-Zarzoso et al. (2009) đưa ra phương pháp đơn giản để đo lường các ước tính không chệch là đưa vào các biến giả của từng quốc gia trong dữ liệu bảng và các tác động cố định song phương cũng như các tác động theo quốc gia và thời gian trong ước tính dữ liệu bảng để loại bỏ sai lệch nội sinh một cách hiệu quả.

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng nhằm khắc phục vấn đề thiếu biến, vấn đề nội sinh của mô hình vì cho phép kiểm soát cả các điều khoản kháng cự đa phương theo thời gian và tránh sai lệch nội sinh của phương trình trọng lực bằng hiệu ứng cấp sản phẩm của mỗi quốc gia và thời gian, trong khi vẫn duy trì hiệu ứng cố định theo cặp quốc gia. Ngoài ra, trong dữ liệu bảng xuất hiện giá trị "0", theo quan sát số liệu thống kê cho thấy trong danh mục mã sản phẩm xuất khẩu hoặc nhập khẩu không phải lúc nào Việt Nam cũng xuất khẩu hoặc nhập khẩu đủ hết các sản phẩm đó đến các nước EAEU. Do vậy, để giảm vấn đề thương mại bằng 0, tác giả xây dựng số liệu thay vì cấp sản phẩm thì được chuyển về cấp ngành. Thực tế dữ liệu về thương mại của Việt Nam với EAEU không đều nhau theo cấp sản phẩm và theo ngành, vì thế số liệu sử dụng có dạng dữ liệu mảng không cân bằng. Để xác định được định dạng phương pháp ước lượng là mô hình tác động cố định (FEM) hay tác động ngẫu nhiên (REM), tác giả sử dụng kiểm định Hausman Test để xác định. Ngoài ra, tác giả cũng sẽ ước lượng mô hình với lựa chọn phương sai mạnh (robust) để có kết quả ước lượng tốt hơn. Do mô hình với số liệu mảng nhưng chuỗi thời gian ngắn nên nghiên cứu không kiểm định tính tự tương quan chuỗi của các biến số.

4.2. Nguồn dữ liệu cho mô hình

Số liệu thương mại được thu thập trong nghiên cứu này là số liệu thứ cấp theo mã ngành 2 chữ số (HS2) giữa Việt Nam và các nước EAEU (gồm

Armenia, Belarus, Kazakhstan, Kyrgystan và Nga). Số liệu nghiên cứu được sử dụng là số liệu bảng đối với các hàng hóa phân theo mã ngành của quốc tế và Việt Nam từ mã 1 đến mã 99 (từ mã HS chuyển sang mã ngành ISIC). Số liệu thương mại được thu thập trong 19 năm (từ năm 2001 đến năm 2019) sử dụng cho ước lượng mô hình định lượng, trong đó có những quốc gia liên quan đến xuất nhập khẩu của các ngành và có quốc gia không liên quan, vì vậy số quan sát thu được là 5.386 quan sát tạo thành mẫu

lập lại không cân bằng. Tổng số quan sát đưa vào mô hình nghiên cứu định lượng là 5.386 quan sát. Dữ liệu về xuất nhập khẩu, GDP, thu nhập bình quân đầu người, dân số, khoảng cách, thuế quan và tỷ giá hối đoái được thu thập từ cơ sở dữ liệu thống kê của UNCTAD, WB Indicators, CEPII, WITS và Brugel, dữ liệu về FTA lấy từ trung tâm WTO của Phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam (<https://trungtamwto.vn/fta/174-da-ky-ket/1>).

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến trong mô hình

Biến	Chú thích	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Việt Nam với các nước trong hiệp định						
Inex	Kim ngạch xuất khẩu của ngành i từ Việt Nam tới nước j trong năm t	5,386	18.15	1.90	12.72	20.08
Inim	Kim ngạch nhập khẩu của ngành i của Việt Nam từ nước j trong năm t	5,386	17.89	1.43	13.27	19.57
ln(GDP _{VNI,t} , *GDP _{jt})	Tổng sản phẩm quốc nội của Việt Nam, nước j trong năm t	5,386	51.72	2.15	45.48	54.45
ln(POP _{VNI,t} , *POP _{jt})	Dân số của Việt Nam và nước j trong năm t	5,386	35.84	1.48	33.14	37.17
Inincgap	Chênh lệch thu nhập bình quân đầu người giữa Việt Nam và các đối tác thương mại j	5,386	-1.57	0.50	-2.31	0.67
Indist	Khoảng cách giữa thủ đô của Việt Nam đến nước j	5,386	8.77	0.19	8.20	8.91
Inreer	Tỷ giá hối đoái thực tế giữa Việt Nam và nước j tại thời điểm t	5,386	6.81	2.14	3.28	11.57
Intarsimp	Thuế suất bình quân gián đơn của Việt Nam áp dụng đối với hàng hóa nhập khẩu/xuất khẩu từ nước j đối với hàng hóa i tại thời điểm t	5,386	1.91	1.22	-3.91	4.81
FTA_EAEU	Biến giả	5,386	0.32	0.47	0.00	1.00
Việt Nam và Nga						
Inex	Kim ngạch xuất khẩu của ngành i từ Việt Nam tới nước j trong năm t	3,040	19.53	0.50	18.42	20.08
Inim	Kim ngạch nhập khẩu của ngành i của Việt Nam từ nước j trong năm t	3,040	18.89	0.63	17.55	19.57
ln(GDP _{VNI,t} , *GDP _{jt})	Tổng sản phẩm quốc nội của Việt Nam, nước j trong năm t	3,040	53.18	1.25	50.66	54.45
ln(POP _{VNI,t} , *POP _{jt})	Dân số của Việt Nam và nước j trong năm t	3,040	37.08	0.06	37.01	37.17
Inincgap	Chênh lệch thu nhập bình quân đầu người giữa Việt Nam và các đối tác thương mại j	3,040	-1.86	0.30	-2.31	-1.40
Indist	Khoảng cách giữa thủ đô của Việt Nam đến nước j	3,040	8.82	0.00	8.82	8.82
Inreer	Tỷ giá hối đoái thực tế giữa Việt Nam và nước j tại thời điểm t	3,040	5.74	2.05	2.79	10.26
Intarsimp	Thuế suất bình quân gián đơn của Việt Nam áp dụng đối với hàng hóa nhập khẩu/xuất khẩu từ nước j đối với hàng hóa i tại thời điểm t	3,040	1.84	1.27	-3.91	4.61
FTA_EAEU	Biến giả	3,040	0.31	0.46	0.00	1.00

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả từ phần mềm Stata 14)

5. Kết quả chính và thảo luận

Kết quả mô hình được trình bày trong bảng 3 và 4 bằng phương pháp ước lượng tác động cố định (FEM) và ước lượng phương sai mạnh (robust) tương ứng trong các cột (1) và (2). Trong đó, cột (1) trình bày kết quả ước lượng của mô hình đối với xuất khẩu, nhập khẩu nhằm đánh giá tác động của hiệp định và các nhân tố đến thương mại của Việt Nam với các nước trong hiệp định (lợi ích mở rộng); cột (2) trình bày kết quả ước lượng mô hình đối với tác động của hiệp định đến xuất khẩu, nhập khẩu giữa Việt Nam và Nga (lợi ích trực tiếp của Việt Nam với một thành viên trong hiệp định). Tác giả cũng đã thực hiện kiểm định Hausman (Hausman test) để lựa chọn mô hình FEM và REM đối với phương trình xuất nhập khẩu, kết quả cho thấy $Prob > \chi^2$ đều nhỏ hơn 5%. Như vậy, mô hình ước lượng là dạng tác động cố định (FEM) là phù hợp. Đồng thời, tiến hành kiểm định Wald test cho thấy $Prob > \chi^2$ nhỏ hơn 5%, mô hình có hiện tượng phương sai sai số thay đổi. Để khắc phục, bài viết sử dụng ước lượng với phương sai mạnh (robust) để có kết quả ước lượng tốt hơn.

5.1. Đối với mô hình tác động đến xuất khẩu

Kết quả ước lượng có ý nghĩa thống kê và phù hợp với các giả thuyết của mô hình trọng lực hấp dẫn, chỉ số R-squared của mô hình cho thấy có thể giải thích 99,5% xuất khẩu giữa Việt Nam với các nước EAEU và Việt Nam với Nga, mối quan hệ này tương ứng với các nghiên cứu trước đây (Leamer, 1988; Feenstra, 1995; Anderson and van Wincoop, 2003). Hệ số của các biến giải thích trong cột (2) có kết quả tương đồng với cột (1). Do đó, có thể kết luận rằng việc ước lượng mô hình bằng phương pháp phương sai mạnh (robust) cung cấp cho ta kết quả vững và tốt hơn. Từ kết quả mô hình cho thấy hiệp định có tác động tích cực đến xuất khẩu của Việt Nam sang Nga và Việt Nam với các nước trong hiệp định, hệ số của biến FTA_EAEU có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và 5% và mang dấu dương phù hợp với dự đoán khi Việt Nam và EAEU ký kết hiệp định thương mại tự do, hiệp định này sẽ giúp cho Việt Nam mở rộng và tiếp cận thị trường của liên minh kinh tế Á - Âu, trong đó Nga là thành viên chủ chốt và có trao đổi thương mại chủ yếu với Việt Nam. Cụ thể, kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam sang Nga tăng 0,136% và Việt Nam sang các nước trong hiệp định tăng 0,018% so với trước khi có hiệp

định. Kết quả này cũng phù hợp với các nghiên cứu trước đây khi sử dụng biến FTA như là một biến giả nhằm đánh giá hiệu quả của tự do hóa thương mại đến thương mại của các nước thành viên thông qua ký kết hiệp định thương mại tự do (Anderson và van Wincoop, 2003; Baier và Bergstrand, 2005; Evan & cộng sự, 2006; Adarov và Ghodsi, 2020). Đối với khoảng cách địa lý, các nghiên cứu của Tinbergen (1962); Anderson (1979); Anderson và van Wincoop (2003); Baier và Bergstrand (2005) chỉ ra khoảng cách có quan hệ tỷ lệ nghịch với dòng thương mại giữa hai quốc gia, các tác giả cũng ước tính kinh tế lượng về độ co giãn của thương mại theo khoảng cách trong khoảng từ - 0,42 đến - 1,4. Tuy nhiên, hệ số của biến khoảng cách phụ thuộc vào quốc gia hoặc một nhóm quốc gia là trọng tâm của các nghiên cứu cụ thể. Trong nghiên cứu này, hệ số của biến khoảng cách là - 0,103 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy khoảng cách có mối quan hệ tỷ lệ nghịch và có tác động tiêu cực đến xuất khẩu của Việt Nam tới các nước trong hiệp định. Trong khi đó, quy mô nền kinh tế (GDP), dân số (POP) của Việt Nam và Nga cũng như với các nước đối tác trong hiệp định có tác động tích cực đến kim ngạch xuất khẩu. Đối với hệ số của biến $(GDP_{vnt} * GDP_{jt})$ có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và có mối tương quan dương với kim ngạch xuất khẩu giữa Việt Nam và Nga. Cụ thể, cứ 1% tăng lên của GDP Việt Nam và Nga sẽ làm cho kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam tăng 0,54%, đồng thời GDP của Việt Nam tăng lên 1% cũng làm cho kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam tăng 0,488% sang các nước EAEU. Điều này cho thấy sự tăng trưởng kinh tế (GDP) của cả Việt Nam và Nga cũng như các nước trong hiệp định có ý nghĩa quan trọng trong thúc đẩy và giúp gia tăng kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam. Điều này cũng hoàn toàn phù hợp với lý thuyết thương mại quốc tế và kết quả ước của mô hình trọng lực hấp dẫn liên quan đến tăng trưởng kinh tế, thúc đẩy thương mại và khả năng tiếp cận thị trường giữa hai bên khi tham gia hiệp định thương mại tự do. Biến dân số gộp $(POP_{vnt} * POP_{jt})$ cũng có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và có mối tương quan ngược chiều với kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam sang Nga, cho thấy quy mô dân số của Việt Nam và Nga tăng 1% sẽ làm cho kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam sang Nga giảm 1,566%, xu hướng tác động tiêu cực của dân số đến xuất khẩu trong mô hình này có sự khác biệt

so với các nghiên cứu thực nghiệm trước đây. Tuy nhiên, từ thực tiễn cho thấy Nga là một thị trường tiêu thụ lớn, với quy mô dân số của Nga xếp thứ 9³ thế giới nhưng kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam sang Nga vẫn còn thấp và có xu hướng giảm, điều này cho thấy hoạt động xuất khẩu chưa tương xứng với tiềm năng hợp tác trong trao đổi thương mại giữa hai quốc gia. Đối với biến khoảng cách thu nhập bình quân đầu người (INCGAP) của Việt Nam so với các nước đối tác, mặc dù có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, tuy nhiên hệ số của biến này có mối tương quan ngược chiều với kim ngạch xuất khẩu giữa Việt Nam và Nga. Điều này cho thấy, Việt Nam là quốc gia nhỏ có thu nhập trung bình, thấp hơn so với Nga và các nước EAEU nên trình độ phát triển kinh tế còn thấp, mức độ chuyên môn hóa và năng suất lao động trong các ngành trong nền kinh tế chưa cao làm ảnh hưởng đến sự gia tăng kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam nói chung hay giá trị hàng hóa xuất khẩu sang thị trường Nga và các nước đối tác còn thấp. Các biến liên quan đến yếu tố hấp dẫn hay cản trở thương mại gồm biến thuế quan (tar-simp) và tỷ giá hối đoái (reer) đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, tar-simp là biến quan đánh giá tác động của lộ trình cắt giảm thuế quan trong hiệp định và có ý nghĩa thống kê 1%, hệ số này có mối tương quan ngược chiều với kim ngạch xuất khẩu, cho thấy rằng việc cắt giảm 1% thuế quan theo lộ trình của hiệp định sẽ làm cho kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam sang các nước trong hiệp định và Nga tăng lên 0,009%, %, như vậy có thể thấy việc cắt giảm thuế quan theo lộ trình của hiệp định đến năm 2019 làm gia tăng xuất khẩu của Việt Nam là tương đối thấp so với các FTA khác. Kết quả của nghiên cứu này cũng phù hợp với các nghiên cứu trước đây của Leamer (1988), Feenstra (1995), Vũ Thanh Hương (2017), Adarov và Ghodsi (2020) về mối quan hệ của cắt giảm thuế quan làm gia tăng giá trị thương mại giữa các nước thành viên trong khu vực thương mại tự do. Đối với biến tỷ giá hối đoái (reer), hệ số mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, khi tỷ giá hối đoái tăng lên 1% sẽ làm cho xuất khẩu của Việt Nam tăng 0,23% sang Nga, điều này cho thấy chính sách tỷ giá hối đoái ổn định của Việt Nam tạo điều kiện thúc đẩy xuất khẩu sang các nước đối tác.

5.2. Đối với mô hình tác động đến nhập khẩu

Các kết quả của phương trình nhập khẩu cũng cho kết quả tương tự như của phương trình xuất khẩu. Kết quả ước lượng có ý nghĩa thống kê và phù hợp với các giả thuyết của mô hình trọng lực hấp dẫn đã đưa ra. Chỉ số R bình phương điều chỉnh (R-squared) cho thấy có thể giải thích 99,2% mối quan hệ giữa nhập khẩu với các biến trong mô hình giữa Việt Nam và Nga, Việt Nam với các nước trong hiệp định.

Hệ số của biến FTA_EAEU có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, 10% và có tỷ lệ thuận với kim ngạch nhập khẩu, cho thấy kim ngạch nhập khẩu của Việt Nam từ Nga và nhập khẩu của Việt Nam từ các nước EAEU cao hơn so với trước khi ký hiệp định, mức tăng tương ứng là 0,019% với Nga và 0,211% với các nước EAEU. Kết quả từ mô hình ước lượng cũng phù hợp với phân tích thực trạng nhập khẩu của Việt Nam từ Nga và Việt Nam từ các nước EAEU. Kết hợp với kết quả ước lượng của mô hình xuất khẩu, có thể kết luận rằng việc ký kết hiệp định đã tác động tích cực đến thương mại giữa Việt Nam và, cụ thể hiệp định đã giúp nhập khẩu của Việt Nam từ các nước EAEU tăng cao hơn so với xuất khẩu của Việt Nam sang Nga và các nước trong hiệp định, trong đó xuất khẩu của Việt Nam sang Nga có sự tăng trưởng cao hơn so với nhập khẩu từ Nga sau khi hiệp định có hiệu lực. Tuy nhiên, tăng trưởng thương mại giữa hai bên chưa tương xứng với tiềm năng hợp tác. Đối với các yếu tố hấp dẫn hay cản trở thương mại như quy mô nền kinh tế, dân số, thu nhập bình quân đầu người của Việt Nam so với các nước, khoảng cách địa lý, thuế quan, tỷ giá hối đoái đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1% và dấu của hệ số tương quan các biến trong mô hình giống như các dự đoán và tác động đến nhập khẩu của Việt Nam từ Nga và Việt Nam với các nước trong hiệp định. Điều này hoàn toàn phù hợp với các dự đoán của mô hình lý thuyết và nghiên cứu thực nghiệm.

6. Kết luận và hàm ý chính sách

Hiệp định thương mại Việt Nam - EAEU là một trong những nhân tố quan trọng thúc đẩy thương mại hàng hóa giữa Việt Nam và Nga, cụ thể tổng kim ngạch xuất nhập khẩu của Việt Nam với Nga và ngược lại có xu hướng gia tăng sau khi hiệp định có hiệu lực vào năm 2016, tốc độ tăng trưởng trung bình giai đoạn sau khi hiệp định đi vào hiệu lực cao

3. <https://worldpopulationreview.com/>

Bảng 2: Kết quả ước lượng mô hình bằng phương pháp tác động cố định (FEM), biến phụ thuộc logarit của xuất khẩu

Biến phụ thuộc Lnex	Việt Nam và nước trong hiệp định		Việt Nam và Nga	
	FEM	FEM (robust)	FEM	FEM (robust)
	(1)	(2)	(1)	(2)
$\ln(GDP_{vnt} * GDP_{jt})$	0.488*** (0.002)	0.488*** (0.002)	0.540*** (0.006)	0.540*** (0.002)
$\ln(POP_{vnt} * POP_{jt})$	0.190*** (0.002)	0.190*** (0.002)	-1.566*** (0.159)	-1.566*** (0.072)
lnincgap	-0.443*** (0.008)	-0.443*** (0.013)	-0.452*** (0.019)	-0.452*** (0.007)
lnidist	-0.103*** (0.012)	-0.103*** (0.020)	Omitted	Omitted
FTA_EAEU	0.018*** (0.007)	0.018** (0.008)	0.136*** (0.011)	0.136*** (0.004)
Intarsimp	-0.009*** (0.002)	-0.009*** (0.003)	-0.009*** (0.002)	-0.009*** (0.002)
lnreer	0.129*** (0.001)	0.129*** (0.001)	0.230*** (0.027)	0.230*** (0.010)
Constant	-16.593*** (0.100)	-16.593*** (0.183)	45.935*** (5.585)	45.935*** (2.578)
Hausman Test				
Chi2=	29.53		40.55	
Prob>chi2 =	0.0001		0.000	
Wald test				
Chi2 (212) =	7.1e+28		2.8E+29	
Prob>chi2 =	0.0000		0.0000	
Observations	4,230	4,230	2,548	2,548
R-squared	0.995	0.995	0.995	0.995
Number of product	212	212	208	208

Ghi chú: Sai số chuẩn trong ngoặc đơn (*p-values in parentheses*): * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$, thể hiện ở mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5% và 1%

Nguồn: Tính toán của tác giả từ Stata 14.0

hơn so với giai đoạn trước đó, xuất khẩu của Việt Nam sang Nga tăng 0,136% và nhập khẩu từ Nga tăng 0,019% so với trước khi có hiệp định. Đồng thời, việc cắt giảm thuế quan theo lộ trình của hiệp định cũng có tác động tích cực, cụ thể thuế quan cắt giảm 1% đã làm cho xuất khẩu của Việt Nam sang Nga và Việt Nam sang các nước trong hiệp định tăng lên 0,009%, trong khi nhập khẩu của Việt Nam từ Nga và Việt Nam từ các nước trong hiệp định tăng tương ứng là 0,013% và 0,014%. Như vậy có thể thấy việc cắt giảm thuế quan theo lộ trình của hiệp định đến năm 2019 đã làm gia tăng kim ngạch

xuất nhập khẩu của Việt Nam với Nga và các nước trong hiệp định.

Việt Nam và Nga cần thông qua các biện pháp thúc đẩy thương mại song phương trong khuôn khổ của hiệp định. Cho đến nay, hiệp định thương mại Việt Nam - EAEU đã được thực thi và đang trong lộ trình cắt giảm hàng rào thuế quan và phi thuế quan góp phần gia tăng kim ngạch thương mại hàng hóa song phương trong thời gian qua và mang lại hiệu quả cao, tuy nhiên vẫn chưa tương xứng với tiềm năng hợp tác giữa hai bên. Do đó, Việt Nam và Nga tiếp tục tháo gỡ những khó khăn và tạo thuận lợi

Bảng 3: Kết quả ước lượng mô hình bằng phương pháp tác động cố định (FEM), biến phụ thuộc logarit của nhập khẩu

Biến phụ thuộc Lnim	Việt Nam và nước trong hiệp định		Việt Nam và Nga	
	FEM (1)	FEM (robust) (2)	FEM (1)	FEM (robust) (2)
$\ln(GDP_{vnt} * GDP_{jt})$	0.375*** (0.003)	0.375*** (0.004)	0.291*** (0.006)	0.291*** (0.003)
$\ln(POP_{vnt} * POP_{jt})$	0.671*** (0.004)	0.671*** (0.005)	2.459*** (0.168)	2.459*** (0.084)
lnincgap	-0.692*** (0.014)	-0.692*** (0.027)	-1.021*** (0.020)	-1.021*** (0.008)
Indist	-1.148*** (0.021)	-1.148*** (0.030)	Omitted -	Omitted -
FTA_EAEU	0.211*** (0.011)	0.211*** (0.016)	0.019* (0.011)	0.019*** (0.004)
Intarsimp	-0.013*** (0.004)	-0.013** (0.005)	-0.014*** (0.002)	-0.014*** (0.002)
lnreer	0.221*** (0.002)	0.221*** (0.002)	-0.258*** (0.029)	-0.258*** (0.012)
Constant	-17.868*** (0.172)	-17.868*** (0.270)	-87.396*** (5.932)	-87.396*** (2.986)
Hausman Test				
Chi2=	31.86		82.01	
Prob>chi2 =	0.000		0.000	
Wald test				
Chi2 (212) =	230,000		331.100	
Prob>chi2 =	0.000		0.000	
Observations	4,230	4,230	2,548	2,548
R-squared	0.992	0.992	0.991	0.991
Number of product	212	212	208	208

Ghi chú: Sai số chuẩn trong ngoặc đơn (p-values in parentheses): * $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$, thể hiện ở mức ý nghĩa tương ứng 10%, 5% và 1%

Nguồn: Tính toán của tác giả từ Stata 14.0

thương mại, triển khai nhanh lộ trình theo cam kết cũng như điều chỉnh các chính sách phù hợp với tình hình kinh tế - chính trị trong bối cảnh mới của khu vực và thế giới. Đồng thời, hai bên tiếp tục đẩy mạnh sản xuất và xuất khẩu các mặt hàng có lợi thế so sánh nhằm hưởng các ưu đãi từ hiệp định, việc sản xuất và xuất khẩu các mặt hàng này tận dụng lợi thế so sánh mà không gây ảnh hưởng đến cạnh tranh và bổ sung cho nhau để gia tăng “tạo lập thương mại”. Về phía Việt Nam cần tăng quy mô và chuyên sản xuất các sản phẩm chủ lực có lợi thế như dệt may, giày dép, túi xách, thủy sản và đồ gỗ, hàng

nông sản chất lượng cao, đây là các sản phẩm tiêu dùng mà thị trường Nga và các nước EAEU có nhu cầu rất lớn. FTA Việt Nam - EAEU đã tạo ra một thị trường rộng lớn và tự do hóa cao trong trao đổi thương mại giữa hai bên, do đó Việt Nam và Nga cần thống nhất các chính sách và quy định cụ thể liên quan đến đồng tiền thanh toán cũng như ổn định tỷ giá hối đoái, hai bên cũng xem xét cần công nhận chuyển đổi giữa đồng Rúp và đồng Việt Nam nhằm hạn chế rủi ro và thúc đẩy trao đổi thương mại giữa Việt Nam và Nga.

Tóm lại, để tăng mức độ tận dụng tốt các ưu đãi của hiệp định trong thời gian tới, Việt Nam cần:

- Đẩy mạnh hoạt động xúc tiến thương mại, quảng bá thông tin về thị trường cho cộng đồng doanh nghiệp để họ có thể nắm được các nội dung của hiệp định cũng như lợi ích khi doanh nghiệp của 2 bên tham gia vào thị trường của nhau.

- Thực hiện chính sách tỷ giá hối đoái linh hoạt có quản lý nhằm đảm bảo giá trị của đồng tiền để thúc đẩy xuất khẩu sang thị trường này. Đồng thời, Việt Nam và Nga cần có sự hỗ trợ liên quan đến phương thức và đồng tiền thanh toán trong quá trình giao dịch mua bán hàng hóa để giảm rủi ro và tạo điều kiện cho doanh nghiệp hai bên.

- Việt Nam cần tiếp tục giảm các chi phí liên quan đến logistics bằng việc tiếp tục đầu tư cơ sở hạ tầng cứng như hệ thống đường cao tốc, cảng biển, cảng sân bay đồng bộ và hạ tầng mềm như cải cách thủ tục hành chính liên quan thuế, hải quan... thông qua dịch vụ công trực tuyến cấp độ 3 và 4.

- Các doanh nghiệp Việt Nam cần tìm hiểu, nghiên cứu và cập nhật các hàng rào phi thuế quan như TBT, SPS và chứng nhận xuất xứ của EAEU và Nga liên quan đến hàng hóa xuất khẩu của mình để không chỉ vượt qua việc kiểm tra, kiểm soát mà còn tận dụng được các ưu đãi và cơ hội mới từ các cam kết phi thuế quan của hiệp định. ♦

Tài liệu tham khảo:

1. Anderson, J.E., and Van Wincoop. E. (2003), *Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle*, American Economic Review, 93(1), pp 170 - 192.

2. Athukorala, P.C. (2006), *Trade policy reforms and the structure of protection in Vietnam*, World Economy, 29(2), pp. 161 - 187.

3. Adarov, A. and Ghodsi, M. (2020), *The impact of the EAEU - Iran preferential Trade Agreement*, Working Paper 179, The Vienna Institute for International Economic Studies.

4. Bergstrand, J.H (1989), *The generalized gravity equation, monopolistic competition and the factor - proportions theory in international trade*, Review of Economic and Statistics, No 71, Vol 1, pp. 143 - 153.

5. Bhagwati, J. và Srivivivasan, T.N. (2002), *Trade and poverty in the poor countries*, American Economic Review, No92(2), 180 - 183.

6. Berg, M.A. & Krueger, A.O. (2003), *Trade, growth and property: A selective survey*, International Monetary Fund.

7. Baier, S.L. & Bergstrand, J.H. (2005), *Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International trade?*, Journal of International Economics, Vol.71, pp. 72-95.

8. Baldwin, R., and Taglioni, D. (2006), *Gravity for dummies and dummies for gravity equations*, National Bureau of Economic Research Working Paper No. 12516.

9. Carrere C. (2006), *Revisiting the effect of regional trading agreements on trade flows with proper specification of the Gravity model*, European Economic Review, No.50, pp.223 - 247.

10. Diao, X. & Somwaru, A. (2000), *A Dynamic Evaluation of the Effects of A Free Trade Area of the Americas - An Intertemporal, Global General Equilibrium Model*, Journal of Economic Integration, Vol. 16, No1, pp. 21 - 47.

11. Deardoff, A. V. (2004), *Local Comparative Advantage: Trade Costs and the Pattern of Trade*, Working Paper No. 500, University of Michigan Research Seminar in International Economics.

12. Egger P. (2000), *A Note on the Proper Econometric Specification of the Gravity Equation*, Economics Letters, Vol. 66 (1), pp.25-31

13. Evans D., M. Gasiorek, A. Ghoneim, P. M. Haynes, P. Holmes, L. Iacovone, K. Jackson, S. Iwanow, S Robinson và J. Rollo (2006), *Assessing regional trade agreements with developing countries: Shallow and Deep Integration*, Trade, Productivity, and Economic Performance, University of Sussex Press, United Kingdom

14. Feenstra, R.C. (2002), *Border Effects and the Gravity Equation: Consistent Methods for Estimation*, Scottish Journal of Political Economy, Volume 49, Issue 5, pp. 491 – 506.

15. Fukao, K. Okubo, T. and Stern, R. M. (2003), *An Econometric Analysis of Trade Diversion under NAFTA*, Research Seminar in International Economics, The University of Michigan, Discussion Paper No.491

16. Fedorov, N.V. (2018), *The free trade agreement between the EAEU and Vietnam as a factor of*

Russia - Vietnamese relations, Comparative Politics Russia, No. 1, pp. 74-90.

17. Krugman, P.R. (2009), *International Economics: Theory and Policy*, 8/E: Pearson Education India.

18. Kεpαptσoglou, K., Karlaftis, M. K. and Tsamboulas, D., (2010), *The gravity model specification for modelling international trade flows and free trade agreement effects: a 10-year review of empirical studies*, The Open Economics Journal, Vol. 3, pp. 1-13.

19. Linnermann, H. (1966), *An Econometric Study of International Trade Flows*, North - Holland Publishing, Netherland.

20. Learner, E.E. (1988), *Cross - section estimation of the effect of trade barriers*, in Feenstra, R. (Ed): *Emperical Methods for International Trade*, The MIT Press, Cambridge.

21. Martinez-Zarzoso, I., Nowak-Lehmann, D. F. and Horsewood, N. (2009), *Are Regional Trading Agreements Beneficial? Static and Dynamic Panel Gravity Models*, North American Journal of Economics and Finance Vol. 20 (1), pp. 46-65.

22. Hapsari, I.M and Mangunsong, C. (2006), *Determinants of AFTA Members' Trade Flows and Potential for Trade Diversion*, Working Paper Series, No. 21, Asia-Pacific Research and Training Network on Trade (ARTNeT), Bangkok.

23. Head, K. and Mayer, T. (2014), *Gravity equations: Workhorse, Toolkit and Cookbook*, In handbook of International Economics, Vol.4, pp. 131 – 195, Elsevier.

24. Poyhonen (1963), P., *A Tentative Model for the Volume of Trade Between Countries*, Welwirtschaftliches Archiv 90, No 1, pp. 93 – 100

25. Rojid, S. (2006), *Comesa Trade Potential: A Gravity Approach*, Applied Economics Letters, Vol.13, No.14, pp. 947 - 951.

26. Santos - Paulino, A. & Thirlwall, A.P. (2004), *The impact of trade liberalization on export, imports and the balance of payments of developing countries*, The Economic Journal, 114 (493), 50 - 72.

27. Tinbergen (1962), J., *Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economy Policy*, The Twentieth Century Fund, New York.

28. Trần Văn Thọ (2002), *AFTA in the Dynamic Perspective of Asia Trade*, Jcer Discussion Paper No. 77, Japan Center for Economic Research.

29. Viner, J. (1950), *The Customs Union Issue*, New York: Carnegie Endowment for International Peace.

30. Vũ Thanh Hương (2018), *Hiệp định thương mại tự do Việt Nam - EU: Tác động đến thương mại giữa hai bên và triển vọng cho Việt Nam*, Sách chuyên khảo, NXB Đại học Quốc Gia Hà Nội.

31. Urata Shujiro và Okabe Misa (2007), *The impacts of free trade agreements on trade flows: An application of the gravity model approach*, RIETI Discussion paper series 07 - E - 052.

32. Wang, Q. (2001), *Import - Reducing Effect of Trade Barriers: A cross - Country Investigation*, IMF Working Paper, No. 1/216. Địa chỉ: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=880899 [Truy cập ngày 15/04/2019].

Summary

The paper is to assess the impact of the Vietnam - EAEU FTA on trade between Vietnam and Russia after the agreement comes into effect. The research uses a structural gravity model based on sector-level panel data between Vietnam and EAEU countries from 2001 to 2019. The number of observations obtained is 5,386 observations forming a non-repeating pattern unbalanced, to assess the impact of this agreement. The research finds evidence of a positive impact of the agreement and tariff reduction plan on Vietnam's trade with Russia and EAEU countries. From there, the author suggests some solutions to promote trade between Vietnam and Russia.