Tạp chí Quản lý và Kinh tế quốc tế

Trang chủ: http://tapchi.ftu.edu.vn

BÌNH ĐẲNG GIỚI, THỂ CHẾ, HIỆU QUẢ LOGISTICS VÀ THƯƠNG MẠI QUỐC TẾ: NGHIÊN CỨU TRƯỜNG HỢP LĨNH VỰC NÔNG NGHIỆP VIỆT NAM

Lê Đức Nhã[1]

Trường Đại học Hoa Sen, TP. Hồ Chí Minh, Việt Nam

Ngày nhận: 08/08/2022; **Ngày hoàn thành biên tập:** 11/11/2022; **Ngày duyệt đăng:** 21/11/2022

https://doi.org/10.38203/jiem.vi.082022.1001

Tóm tắt: Thương mại quốc tế là động lực của tăng trưởng kinh tế, hợp tác đa phương và sự thịnh vượng của mỗi quốc gia. Trong khi đó, bình đẳng giới là mục tiêu phát triển bền vững quan trọng mà các quốc gia đang hướng đến. Bên cạnh đó, nông nghiệp được xác định là trụ đỡ của nền kinh tế Việt Nam trong bối cảnh toàn cầu hóa. Tại Việt Nam, thể chế và cơ sở hạ tầng là hai trong ba đột phá chiến lược của tăng trưởng kinh tế bền vững. Hiệu quả logistics là một thước đo phản ánh sự cải thiện cơ sở hạ tầng và có ý nghĩa quan trọng đối với xuất khẩu nông sản. Bài viết sử dụng mô hình trọng lực thương mại nhằm đánh giá tác động của bình đẳng giới và chất lượng thể chế đối với xuất khẩu nông sản Việt Nam với sự tích hợp hiệu quả logistics. Phương pháp hồi quy tác động cố định và tác động ngẫu nhiên được áp dụng trên bộ dữ liệu của Việt Nam và 96 đối tác thương mại trong giai đoạn 2007-2018. Phương pháp moment tổng quát hệ thống hai bước được áp dụng để khắc phục hiện tượng nội sinh. Kết quả nghiên cứu phần nhiều ủng hộ mối quan hệ đồng biến của bình đẳng giới và hiệu quả logistics đối với xuất khẩu nông sản. Tác động điều tiết âm của chất lượng thể chế đối với mối quan hệ giữa xuất khẩu nông sản và bình đẳng giới cũng được ghi nhận. Khoảng cách chất lượng thể chế có khả năng làm giảm xuất khẩu nông sản. Về phương diện học thuật, bài viết khám phá mối quan hệ đồng biến giữa bình đẳng giới và xuất khẩu nông sản, đồng thời cho thấy tác động điều tiết của chất lượng thể chế lên mối quan hệ này. Về phương diện thực tiễn, bài viết củng cố cơ sở thực nghiệm của việc xem xét khía cạnh về giới trong việc ban hành và thực thi chính sách thương mại và nông nghiệp tại Việt Nam.

Từ khóa: Bình đẳng giới, Hiệu quả logistics, Nông nghiệp, Thể chế, Thương mại quốc tế

[1] Tác giả liên hệ, Email: nha.leduc@hoasen.edu.vn

GENDER EQUALITY, INSTITUTION, LOGISTICS PERFORMANCE, AND INTERNATIONAL TRADE: THE CASE OF VIETNAMESE AGRICULTURE SECTOR

Abstract: International trade is the driver of global economic growth, multilateral cooperation, and national prosperity. Meanwhile, gender equality is one of the sustainable development goals pursued by governments worldwide. In addition, agriculture is the backbone of Vietnamese economy in the context of globalization. In Vietnam, institution and infrastructure are identified as two of the three strategic and ground-breaking areas for sustainable economic growth. Logistics performance is a measurement reflecting infrastructure improvement which significantly contributes to agricultural export. Therefore, the paper applies the trade gravity model to assess the impacts of gender equality and institutional quality on Vietnam's agricultural export with the inclusion of logistics performance. Fixed and random effect estimation methods are used to analyze the panel data of Vietnam and 96 trading partners in the 2007-2018 period. In addition, the two-step generalized method of moments is employed to tackle the endogeneity. Findings have largely supported the positive relationship between gender equality, logistics performance, and agricultural export. Moreover, the negative moderating impact of institutional quality on agricultural export and gender equality link is unveiled. Institutional quality distance appears to hamper agricultural export. From the academic perspective, the paper has explored the positive relationship between gender equality and agricultural export, and the moderating impact of institutional quality. From the practical perspective, findings have justified the gender-driven establishment and implementation of policies on trade and agriculture in Vietnam.

Keywords: Agriculture, International Trade, Institution, Logistics Performance, Gender Equality

1. Giới thiệu

Trong Nghị quyết số 19-NQ/TW năm 2022 của Ban Chấp hành Trung ương Đảng về nông nghiệp, nông dân, nông thôn năm 2030, tầm nhìn đến năm 2045 (Nghị quyết 19), xuất khẩu nông sản được đánh giá là đạt được những thành tựu quan trọng trong việc đa dạng hóa thị trường, nâng cao sản lượng và chất lượng, các mặt hàng nông sản chủ lực của Việt Nam không ngừng củng cố năng lực cạnh tranh trên thị trường toàn cầu. Trong 9 tháng đầu năm 2022, xuất khẩu nông sản đã đạt 16,83 tỷ USD, đóng góp đáng kể vào thành tựu xuất khẩu chung của nền kinh tế (Tổng cục Hải quan, 2022). Trong đó, ngành nông, lâm nghiệp và thủy sản luôn chiếm tỷ trọng ổn định 12-13% cơ cấu nền kinh tế trong giai đoạn 2017-2021. Đặc biệt, nhờ vào thành tích xuất khẩu nông sản đáng ghi nhận, ngành nông, lâm nghiệp và thủy sản vẫn giữ ổn định tỷ trọng gần 12,7% quy mô nền kinh tế, tạo đà tích cực cho phục hồi sau đại dịch trong giai đoạn 2020-2021. Trong bối cảnh bất ổn do tình hình địa chính trị toàn cầu, xuất khẩu một số nông sản chủ lực của Việt Nam trong 9

tháng đầu năm 2022 vẫn tăng ổn định so với cùng kỳ năm trước, điều này đóng vai trò quan trọng trong cân bằng cán cân thương mại và tạo động lực cho tăng trưởng kinh tế.

Bên cạnh đó, Nghị quyết 19 cũng cho rằng còn nhiều bất cập liên quan đến chất lượng thể chế như sự phối hợp giữa các cơ quan chức năng, tổ chức bộ máy quản lý Nhà nước, hệ thống dịch vụ công, sự thiếu sâu sát, quyết liệt và chủ động trong quá trình lãnh đạo, điều hành, sự chậm trễ trong ban hành và thiếu gắn kết thực tiễn của các chính sách. Nghị quyết 19 cũng nêu giải pháp đầu tư nâng cấp và cải thiện hạ tầng, dịch vụ và mạng lưới logistics liên quan đến nông nghiệp và nông thôn. Như vậy, những nội dung liên quan trong Nghị quyết 19 đã cho thấy Đảng từ thực tiễn đúc kết thành nhận thức mang tính định hướng lâu dài về tác động của chất lượng thể chế và cơ sở hạ tầng trong logistics đối với nông nghiệp nói chung và xuất khẩu nông sản nói riêng. Trong lĩnh vực xuất khẩu nói chung, chiến lược xuất nhập khẩu hàng hóa đến năm 2030 được ban hành theo Quyết định số 493/QĐ-TTg của Thủ tướng Chính phủ năm 2022 (Quyết định 493) cũng đề ra giải pháp hoàn thiện thể chế, cải thiện môi trường đầu tư kinh doanh mang tính cạnh tranh. Đồng thời, nâng cấp cơ sở hạ tầng giao thông, kho bãi, cảng biển và các dịch vụ liên quan nhằm cắt giảm chi phí logistics cũng được xác định như là một giải pháp giúp nâng cao năng lực cạnh tranh của hàng hóa xuất khẩu. Điều này một lần nữa khẳng định tăng trưởng xuất khẩu, trong đó xuất khẩu nông sản đóng vai trò quan trọng, phụ thuộc vào chất lượng thể chế và cơ sở hạ tầng trong logistics.

Nếu như Nghị quyết 19 và Quyết định 493 cho thấy mối quan hệ mật thiết giữa xuất khẩu nông sản, chất lượng thể chế và cơ sở hạ tầng trong logistics thì Quyết định số 622/QĐ-TTg năm 2017 của Thủ tướng Chính phủ về việc ban hành kế hoạch hành động quốc gia thực hiện Chương trình nghị sự 2030 vì sự phát triển bền vững (Quyết định 622) đề cập đến việc thực hiện mục tiêu về bình đẳng giới. Quyết định 622 đã đề ra nhiều nội dung cốt lõi nhằm gia tăng cơ hội và khả năng tiếp cận của phụ nữ đối với các nguồn lực phát triển cũng như tham gia vào quá trình vận hành của nền kinh tế. Những nhiệm vụ liên quan đến bình đẳng giới được nêu trong Quyết định 622 một mặt giúp đảm bảo mục tiêu tăng trưởng bao trùm, nâng cao chất lượng cuộc sống của phụ nữ, mặt khác bình đẳng giới cũng góp phần gia tăng tính cạnh tranh của thị trường lao động và nâng cao năng suất của người lao động, nhất là ở khu vực nông thôn, điều này sẽ cải thiện chất lượng lao động của ngành nông nghiệp, từ đó làm cho xuất khẩu nông sản trở nên hiệu quả hơn về chi phí và năng suất, giúp mở rộng thị trường xuất khẩu. Bên cạnh đó, Nghị quyết 19 cũng chỉ rõ cần phải nâng cao năng lực, vị thế của phụ nữ ở nông thôn. Như vậy, vấn đề bình đẳng giới, tăng trưởng bao trùm và phúc lợi của phụ nữ có mối quan hệ mật thiết với ngành nông nghiệp nói chung và lĩnh vực xuất khẩu nông sản nói riêng. Điều này đã được khẳng định trong đường lối, chính sách của Đảng và Nhà nước.

Tuy nhiên, hiện nay chỉ có một số lượng khá khiêm tốn các nghiên cứu về mối quan hệ giữa xuất khẩu nông sản, bình đẳng giới, thể chế và hiệu quả logistics trên bình diện thế giới, khu vực và Việt Nam. Nhiều công trình nghiên cứu chỉ dừng lại ở cấp độ dữ liệu kim ngạch xuất khẩu của toàn nền kinh tế (Alhassan & Payaslioglu, 2020; Bugarcic & cộng sự, 2020; Celebi, 2019; Kahouli, 2016; Kahouli & Maktouf, 2015; Kahouli & Omri, 2017; Zaninovic & cộng sự, 2021; Zeynalov, 2017). Số lượng công trình nghiên cứu sử dụng dữ liệu cấp độ ngành xuất khẩu còn tương đối khiêm tốn, đặc biệt là nghiên cứu đối với tình huống của Việt Nam. Riêng đối với bình đẳng giới và chất lượng thể chế, nhiều công trình đã nghiên cứu tác động của chúng đối với tăng trưởng kinh tế (Arvin & cộng sự, 2021; Cuberes & Teignier, 2014; Nair & cộng sự, 2021; Ruiters & Charteris, 2020; Zakari & Khan, 2022; Zalle, 2019). Tuy nhiên, đối với xuất khẩu nói chung và xuất khẩu nông sản nói riêng thì khá ít công trình đưa ra kết quả mang tính thực nghiệm. Do đó, bài viết đặt mục tiêu nghiên cứu mối quan hệ giữa bình đẳng giới, chất lượng thể chế, hiệu quả logistics và xuất khẩu nông sản trong bối cảnh của Việt Nam và các đối tác thương mại giai đoạn 2007-2018. Bài viết sử dụng phương pháp hồi quy tác động cố định, tác động ngẫu nhiên và moment tổng quát hệ thống hai bước trên bộ dữ liệu bảng.

Phần còn lại của bài viết gồm bốn phần. Phần 2 khái lược cơ sở lý thuyết nền tảng và thực nghiệm liên quan đến các yếu tố trong mô hình nghiên cứu. Phần 3 đề xuất mô hình nghiên cứu và diễn giải các biến số trong mô hình. Phần 4 trình bày tóm tắt kết quả xử lý dữ liệu thực nghiệm và diễn giải ý nghĩa. Phần 5 kết luận những nội dung quan trọng và đúc kết một số hàm ý chính sách.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1 Bình đẳng giới và thương mại quốc tế

Lý thuyết của Porter (1990) về mô hình kim cương (Diamond Model) đã cho rằng nguồn lực cao cấp (advanced factors) là một trong những cấu phần quan trọng của lợi thế cạnh tranh ngành. Nguồn nhân lực chất lượng cao có trình độ chuyên môn kỹ thuật là một loại nguồn lực cao cấp theo lý thuyết này. Chất lượng nguồn lao động được quyết định bởi nhiều yếu tố, trong đó có tính cạnh tranh của thị trường lao động, điều này xuất phát từ sự tham gia bình đẳng của phụ nữ vào lực lượng lao động. Vì vậy, bình đẳng giới góp phần nâng cao năng lực cạnh tranh của tất cả các ngành, trong đó có nông nghiệp nói chung và xuất khẩu nông sản nói riêng thông qua việc gia tăng tính cạnh tranh của thị trường lao động và chất lượng của lực lượng lao động. Heckscher (1919) và Ohlin (1935) sử dụng khái niệm "thâm dụng yếu tố sản xuất" liên quan đến đặc tính của sản phẩm và "dư thừa yếu tố sản xuất" liên quan đến nguồn lực của quốc gia để lý giải vì sao các quốc gia lại chuyên môn hóa và xuất khẩu những sản phẩm nhất định và nhập khẩu những sản phẩm còn lại. Bình đẳng giới góp phần cải thiện lực lượng lao động cả về chất và lượng. Do đó, bình đẳng giới giúp quốc gia dồi dào lao động có được lợi thế cạnh

tranh khi chuyên môn hóa những ngành thâm dụng yếu tố lao động, đặc biệt là lao động nữ. Kazandjian & cộng sự (2019) đã chỉ ra tác động tiêu cực của bất bình đẳng giới đối với khả năng đa dạng hóa sản phẩm sản xuất và xuất khẩu của một quốc gia. Lý giải cho điều này là bất bình đẳng giới sẽ phá hủy sự tích tụ nguồn vốn con người và triệt tiêu những ý tưởng mới giúp tăng hiệu suất lao động. Do đó, tác giả đề xuất giả thuyết về mối quan hệ đồng biến của bình đẳng giới về việc làm và xuất khẩu nông sản. Trong phạm vi bài viết này, bình đẳng giới sẽ được tiếp cận từ góc độ việc làm thông qua tương quan giữa số lượng lao động nữ giới và nam giới tham gia thị trường lao động của ngành nông nghiệp.

2.2 Thể chế và thương mại quốc tế

Một trong những hàm ý từ mô hình kim cương của Porter (1990) là đề cao vai trò của chính sách. Ông cho rằng chính sách sẽ tác động đến các yếu tố cấu thành năng lực cạnh tranh của ngành, khắc phục những bất lợi và phát huy những điểm mạnh của các yếu tố này. North (1990) định nghĩa thể chế là "một tập hợp những quy tắc, quy trình, chuẩn mực hành vi và đạo đức được thiết lập nhằm điều chỉnh hành vi của những cá nhân". Định nghĩa trên cho thấy thể chế có hai đặc tính quan trọng là tính hệ thống và tính ràng buộc thi hành. Do đó, chính sách do Nhà nước và các cơ quan chức năng ban hành cũng là một bộ phận cấu thành quan trọng của thể chế do chúng mang đầy đủ hai đặc tính trên. Từ đó cho thấy môi trường thể chế tạo điều kiện hình thành và củng cố năng lực cạnh tranh của ngành khi thâm nhập và cạnh tranh thị trường nước ngoài. Krugman (1992) cũng đề cao vai trò của chính phủ trong việc ban hành chính sách hỗ trợ những doanh nghiệp xuất khẩu chủ lực của quốc gia, đẩy mạnh xuất khẩu và đầu tư nước ngoài để tranh thủ được lợi thế của người đi tiên phong ở thị trường quốc tế.

Liên quan đến nông nghiệp, dù số lượng nghiên cứu hiện nay còn khiêm tốn, Alvarez & cộng sự (2018) cũng đã chỉ ra rằng xuất khẩu nông sản chịu tác động của chất lượng thể chế nước nhập khẩu và khoảng cách chất lượng thể chế giữa nước xuất khẩu và nhập khẩu. Zeynalov (2017) khám phá ra rằng chất lượng thể chế tốt hơn sẽ giúp một quốc gia tăng cường trao đổi thương mại với các quốc gia khác. Bên cạnh đó, khoảng cách chất lượng thể chế cũng tạo ra rào cản thúc đẩy thương mại song phương giữa hai đối tác. Theo Eshetu & Goshu (2021), kiểm soát tham nhũng, hiệu quả bộ máy nhà nước và ổn định chính trị được cho là có tác động tích cực đến xuất khẩu của nền kinh tế. Ở một số nền kinh tế mới nổi của Châu Phi, thể chế kinh tế và thể chế chính trị đã tạo điều kiện cho thương mại quốc tế diễn ra trong khu vực (Alhassan & Payaslioglu, 2020). Tuy nhiên, vai trò điều tiết của chất lượng thể chế đối với tác động của các yếu tố khác cũng như tác động của khoảng cách về chất lượng thể chế đối với xuất khẩu nông sản là những khoảng trống nghiên cứu còn đang hiện hữu, đặc biệt là đối với ngành nông nghiệp Việt Nam. Do đó, tác giả đề xuất giả thuyết chất lượng thể chế tác động điều tiết tích cực mối quan hệ giữa

bình đẳng giới và xuất khẩu nông sản. Đồng thời, tác giả cũng đặt giả thuyết rằng khoảng cách chất lượng thể chế có mối quan hệ nghịch biến với xuất khẩu nông sản.

2.3 Hiệu quả logistics và thương mại quốc tế

Cũng theo mô hình kim cương của Porter (1990), nguồn lực cao cấp còn bao gồm cơ sở hạ tầng vì đây là một yếu tố cần có sự đầu tư của con người bằng những tầm nhìn và chính sách đúng đắn. Đối với xuất khẩu nói chung và xuất khẩu nông sản nói riêng, cơ sở hạ tầng trong lĩnh vực logistics đóng vai trò rất quan trọng, và điều này đã được thể hiện rõ nét trong Nghị quyết 19 và Quyết định 493. Vì vậy, hiệu quả logistics của quốc gia là thước đo phản ánh chất lượng cơ sở hạ tầng trong lĩnh vực logistics. Chỉ số Hiệu quả Logistics (Logistics Performance Index) quốc gia được tính toán và công bố hai năm một lần bởi Ngân hàng Thế giới. Chỉ số này gồm 6 chỉ số thành phần, trong đó có chỉ số liên quan đến chất lượng cơ sở hạ tầng thương mại và vận tải.

Bên cạnh đó, ngành dịch vụ logistics còn là một ngành hỗ trợ quan trọng đối với xuất khẩu nói chung và xuất khẩu nông sản nói riêng vì nó giúp nâng cao chất lượng hàng hóa xuất khẩu và cắt giảm chi phí xuất khẩu của doanh nghiệp. Theo mô hình kim cương thì các ngành hỗ trợ và có liên quan cũng là một trong bốn yếu tố cấu thành nên năng lực cạnh tranh của ngành chính. Gần đây, một số nghiên cứu thực nghiệm đã kiểm chứng và khẳng định tác động tích cực của hiệu quả logistics đối với xuất khẩu và khoảng cách về hiệu quả logistics là một rào cản đối với thương mại giữa các quốc gia (Bugarcic & cộng sự, 2020; Celebi, 2019; Zaninovic & cộng sự, 2021). Bên cạnh đó, tác động của hiệu quả logistics đối với xuất khẩu sẽ có sự khác nhau giữa các nhóm hàng hóa xuất khẩu (Song & Lee, 2022).

Trong nghiên cứu này, chỉ số đo lường hiệu quả logistics sẽ được sử dụng là một thước đo phản ánh chất lượng của dịch vụ logistics và cơ sở hạ tầng trong lĩnh vực logistics. Vì vậy, tác giả đề xuất giả thuyết hiệu quả logistics có tác động tích cực đến xuất khẩu nông sản và khoảng cách hiệu quả logistics có tác động tiêu cực đối với xuất khẩu nông sản. Vì bài viết tập trung phân tích mối quan hệ giữa xuất khẩu nông sản, bình đẳng giới và chất lượng thể chế nên hiệu quả logistics của nước xuất khẩu và nước nhập khẩu được đưa vào mô hình với vai trò biến kiểm soát nhằm làm phong phú thêm danh mục các biến đối xứng phản ánh đặc trưng quốc gia nước xuất khẩu và nước nhập khẩu trong mô hình trọng lực (Kabir & cộng sự, 2017).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1 Mô hình nghiên cứu và thang đo biến số

Dựa trên công trình nghiên cứu của Kahouli (2016), Kahouli & Maktouf (2015), Le (2021) và Le (2022) đối với các mặt hàng nông sản và hải sản sử dụng dữ liệu

bảng dạng tĩnh và dạng động, mô hình trọng lực thương mại của bài viết được xây dựng như sau:

$$\ln AEX_{it} = \beta_0 + \beta_{1l}nGDPpc_{vt} + \beta_2 \ln GDPpc_{it} + \beta_3 \ln DIST_i + \beta_4 \ln LP_{vt} + \beta_5 \ln LP_{it} + \beta_6 \ln AFTM_{vt} + \beta_7 \ln AFTM_{it} + \beta_8 IQ_AFTM_{vt} + \beta_9 IQ_AFTM_{it} + \beta_{10} \ln DAFM_{vit} + \beta_{11} \ln DGE_{vit} + \beta_{12} \ln DRQ_{vit} + \beta_{13} \ln DRL_{vit} + \beta_{14} \ln ESIM_{vit} + \beta_{15} \ln EXG_{ivt} + \beta_{16} LLOCK_i + \beta_{17} RTA_{vit} + \mu_t + \varepsilon_{vit}$$

trong đó, *ln* đại diện cho giá trị logarithm tự nhiên của biến số, *v* và *i* lần lượt là nước xuất khẩu (Việt Nam) và nước nhập khẩu nông sản gồm 96 đối tác nhập khẩu nông sản của Việt Nam, *t* là năm quan sát (t = 2007, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018) được xác định theo thời điểm đo lường và công bố của Chỉ số Hiệu quả Logistics do Ngân hàng Thế giới thực hiện. Bên cạnh đó, β_0 là hệ số chặn, β_k (k = 1,…,17) là các hệ số góc thể hiện mức độ ảnh hưởng của các biến giải thích đối với biến phụ thuộc, μ_t là tác động cố định thời gian (time-fixed effect) và ε_{vit} là sai số của phương trình. Dữ liệu của các biến trong mô hình được thu thập từ nguồn của Ngân hàng Thế giới (WB) và Tổ chức Thương mại Thế giới (WTO). Các biến liên quan đến thu nhập bình quân đầu người, hiệu quả logistics, tỷ lệ tham gia lao động nữ giới so với nam giới (toàn nền kinh tế và nông nghiệp), chất lượng thể chế và tỷ giá hối đoái được lấy từ các nguồn do WB công bố. Biến phụ thuộc là xuất khẩu nông sản và biến giải thích liên quan đến hiệp định thương mại tự do được lấy từ nguồn do WTO công bố. Các biến về khoảng cách và vị trí địa lý được tác giả tính toán dựa trên thông tin từ Google Map.

AEX_{it} là giá trị xuất khẩu nông sản, đơn vị là nghìn USD, của Việt Nam sang nước *i* trong năm *t*. Nhóm các mặt hàng nông sản xuất khẩu được xác định dựa trên nghiên cứu của Campi & Duenas (2016). Theo đó, nông sản bao gồm tất cả các sản phẩm thuộc Chương 1-24 ngoại trừ Chương 3 & 16 (thủy hải sản), và một số sản phẩm thuộc các Chương 29-53 trong hệ thống hài hòa hóa (Harmonized System – HS) miêu tả và mã hóa hàng hóa phục vụ thủ tục hải quan.

$GDPpc_{vt}$ và $GDPpc_{it}$ lần lượt là thu nhập bình quân đầu người (nghìn USD/ người) của Việt Nam và nước *i* trong năm *t*, và $DIST_{vi}$ là khoảng cách địa lý (km) giữa Việt Nam và nước *i*. LP_{vt} và LP_{it} lần lượt là hiệu quả logistics tổng quát của Việt Nam và nước *i* trong năm *t* được đo bằng giá trị của Chỉ số Hiệu quả Logistics. Giá trị của chỉ số này càng cao thì hiệu quả logistics quốc gia càng cao.

$AFTM_{vt}$ và $AFTM_{it}$ lần lượt là chỉ số tương quan giữa tỷ lệ tham gia lực lượng lao động ngành nông nghiệp của nữ giới và nam giới của Việt Nam và nước *i* trong năm *t*. IQ_AFTM_{vt} và IQ_AFTM_{it} trong phương trình lần lượt đại diện các cặp biến GE_AFTM_{vt} & GE_AFTM_{it}, RQ_AFTM_{vt} & RQ_AFTM_{it}, và RL_AFTM_{vt} & RL_AFTM_{it} nhằm đo lường tác động điều tiết của chất lượng thể chế đối với mối quan hệ giữa xuất khẩu nông sản và tỷ lệ tham gia lực lượng lao động ngành nông nghiệp của nữ

giới và nam giới của Việt Nam và nước *i* trong năm *t*. Các biến trên được tính bằng tích số giữa xếp hạng chất lượng thể chế (biến giả nhận giá trị 0 hoặc 1) và tỷ lệ tham gia lực lượng lao động ngành nông nghiệp của nữ giới và nam giới của Việt Nam và nước *i* trong năm *t*. Theo nghiên cứu của Alvarez & cộng sự (2018), chất lượng thể chế được đo lường bằng hiệu số giữa giá trị của chỉ số tương ứng (công bố bởi Ngân hàng Thế giới) và giá trị trung bình chỉ số đó được tính toán từ tổng thể gồm các quốc gia thuộc phạm vi nghiên cứu. Giá trị âm (dương) của hiệu số cho thấy chất lượng thể chế sẽ ở mức thấp (cao). Tuy nhiên, cách tính này vẫn tạo ra những quan sát có giá trị âm, dẫn đến giá trị logarithm tự nhiên của chúng sẽ không xác định. Điều này làm mất đi một số lượng lớn các quan sát khi hồi quy. Mặt khác, để đánh giá vai trò điều tiết của chất lượng thể chế trong mối quan hệ giữa xuất khẩu nông sản và bình đẳng giới, sử dụng biến giả đo lường mức độ cao/thấp của chất lượng thể chế sẽ phù hợp hơn. Do đó, dựa trên ý tưởng của Alvarez & cộng sự (2018), nếu chất lượng thể chế tại bất kỳ thời điểm nào lớn hơn hoặc bằng giá trị trung vị của tất cả các quan sát thì xếp hạng chất lượng thể chế sẽ nhận giá trị 1 (tương ứng chất lượng thể chế ở mức cao), ngược lại sẽ nhận giá trị 0 (tương ứng chất lượng thể chế ở mức thấp). Giá trị trung bình của tổng thể có thể dẫn đến sự sai lệch do bù trừ giữa những giá trị có dấu và độ lớn khác nhau trong quá trình tính toán. Do đó, giá trị trung vị sẽ phù hợp hơn khi lấy làm cơ sở so sánh vì liên quan đến xếp hạng chất lượng thể chế của các quốc gia trong phạm vi nghiên cứu.

Trên cơ sở Nghị quyết 19 và Quyết định 493, bài viết sử dụng ba chỉ số thành phần của Worldwide Governance Indicators thuộc cơ sở dữ liệu của WB để đo lường chất lượng thể chế gồm hiệu quả chính phủ (GE), chất lượng của các quy định (RQ) và nguyên tắc pháp luật (RL). Giá trị của các chỉ số thuộc trong đoạn [-2,5; 2,5], giá trị càng cao thì chất lượng thể chế càng tốt. Do giá trị logarithm tự nhiên của số âm là không xác định, để đảm bảo không mất quá nhiều số quan sát, giá trị của từng chỉ số sẽ được biến đổi đại số bằng cách lấy bình phương chênh lệch của nó với giá trị -2,6 trước khi lấy giá trị logarithm tự nhiên. Đoạn [-2,5; 2,5] có tính chất đối xứng qua 0, chứa các giá trị có độ lớn bằng nhau nhưng dấu trái ngược nhau. Điều này dẫn đến nếu chỉ bình phương các giá trị thuộc đoạn này thì sẽ không thể phản ánh chính xác chất lượng thể chế. Giá trị -2,6 là một giá trị không thuộc đoạn [-2,5; 2,5] và nằm về phía bên trái của đoạn này nên nó được sử dụng làm cột mốc cho quá trình tính toán. Theo đó, chỉ số chất lượng thể chế càng xa giá trị -2,6 thì chất lượng thể chế càng tốt. Đồng thời, để khắc phục hiện tượng đa cộng tuyến do tương quan giữa các chỉ số thành phần nêu trên, các cặp biến tương tác có chứa chúng sẽ lần lượt xuất hiện trong ba phương trình riêng biệt. Ngoài ra, do tính đối xứng của mô hình trọng lực, việc xuất hiện cùng lúc cả ba biến chất lượng thể chế của nước xuất khẩu và nhập khẩu sẽ khiến mô hình trở nên cồng kềnh và phức tạp hơn do có nhiều biến hơn.

DGE_{vit}, DRQ_{vit} và DRL_{vit} là giá trị tuyệt đối của chêch lệch từng chỉ số thành phần chất lượng thể chế giữa Việt Nam và nước *i* trong năm *t*. $DAFM_{vit}$ là giá trị tuyệt đối của chênh lệch giữa $AFTM_{vt}$ và $AFTM_{it}$. $ESIM_{vit}$ là mức độ tương đồng về quy mô nền kinh tế giữa Việt Nam và nước *i* trong năm *t*, được tính theo công thức đề xuất bởi Kahouli (2016), Kahouli & Maktouf (2015) và Kahouli & Omri (2017):

$$\mathrm{ESIM_{vit}} = 1 - \left(\frac{\mathrm{GDP_{vt}}}{\mathrm{GDP_{vt}+GDP_{it}}}\right)^2 - \left(\frac{\mathrm{GDP_{it}}}{\mathrm{GDP_{vt}+GDP_{it}}}\right)^2$$

theo đó, giá trị của nó càng lớn thì mức độ tương đồng về quy mô nền kinh tế giữa Việt Nam và nước *i* năm *t* càng lớn. EXG_{ivt} là tỷ giá hối đoái song phương giữa Việt Nam và nước *i* trong năm *t* (VND/đơn vị tiền tệ nước *i*). $LLOCK_i$ là biến giả phản ánh tình trạng không giáp biển của nước *i*, nhận giá trị 1 nếu nước *i* không giáp biển, ngược lại nhận giá trị 0. RTA_{vit} là biến giả nhận giá trị 1 nếu giữa Việt Nam và nước *i* có ít nhất một hiệp định thương mại có hiệu lực trong năm *t*, ngược lại nhận giá trị 0.

3.2 Phương pháp hồi quy

Trong bài viết này, tác giả sử dụng phương pháp hồi quy tác động cố định (FE) theo thời gian và tác động ngẫu nhiên (RE) vì giúp phản ánh được các đặc điểm quốc gia của nước xuất khẩu và nước nhập khẩu trong mô hình trọng lực thương mại (Gupta & cộng sự, 2019; Kabir & cộng sự, 2017; Kahouli, 2016; Kahouli & Maktouf, 2015). Bên cạnh đó, dựa trên những nghiên cứu trước, phương pháp moment tổng quát hệ thống hai bước (SGMM hai bước) cũng giúp xử lý vấn đề nội sinh giữa các biến số kinh tế vĩ mô. Trên thực tế các yếu tố kinh tế vĩ mô vẫn có mối tương quan với nhau ở mức độ nhất định, đây là vấn đề hay gặp phải khi hồi quy mô hình trọng lực thương mại vì vẫn có khả năng biến phụ thuộc là xuất khẩu có thể tác động đến các biến giải thích trong mô hình như thu nhập, tỷ giá và một số biến khác (Eshetu & Goshu, 2021; Kabir & cộng sự, 2017; Kahouli, 2016; Kahouli & Maktouf, 2015).

4. Kết quả và thảo luận

4.1 Hệ số tương quan và tính dừng của dữ liệu

Bảng 1 trình bày kết quả kiểm định hệ số tương quan Pearson với mức ý nghĩa 5% cho thấy biến phụ thuộc $lnAEX_{vit}$ có mối tương quan với hầu hết biến giải thích của mô hình. Đặc biệt là nó có mối tương quan dương với thu nhập bình quân đầu người và tương quan âm với khoảng cách địa lý giữa nước xuất khẩu và nhập khẩu. Điều này hàm ý rằng mô hình trọng lực thương mại là một sự lựa chọn hợp lý đối với bộ dữ liệu và mục tiêu nghiên cứu của bài viết. Nhiều mối tương quan cũng được phát hiện giữa các biến giải thích trong mô hình. Điều này hàm ý rằng phương pháp bình phương nhỏ nhất gộp (Pooled OLS) có thể cho ra kết quả không chính xác vì hiện tượng đa cộng tuyến. Vì vậy, phương pháp FE và RE là phù hợp cho nghiên cứu này (Kabir & cộng sự, 2017).

Bảng 1. Kết quả kiểm định hệ số tương quan Pearson

	$lnAEX_{vit}$	$lnGDPpc_{vt}$	$lnGDPpc_{it}$	$lnDIST_{vi}$	$lnLP_{vt}$	$lnLP_{it}$	$lnAFTM_{vit}$
$lnAEX_{vit}$	1						
$lnGDPpc_{vt}$	0,183**	1					
$lnGDPpc_{it}$	0,197**	0,075	1				
$lnDIST_{vi}$	-0,417**	0	0,082**	1			
$lnLP_{vt}$	0,150**	0,796**	0,070	0	1		
$lnLP_{it}$	0,401**	0,080	0,862**	-0,084**	0,046	1	
$lnAFTM_{vt}$	-0,112**	-0,745**	-0,051	0	-0,790**	-0,031	1
$lnAFTM_{it}$	0,089**	-0,037	-0,379**	-0,176**	-0,02	-0,247**	0,030
$lnDAFM_{vit}$	-0,042	0,081**	0,316**	0,261**	0,058	0,222**	-0,060
$lnDGE_{vit}$	0,093**	-0,041	0,480**	-0,002	-0,035	0,482**	0,048
$lnDRQ_{vit}$	0,055	-0,015	0,702**	0,085**	-0,008	0,644**	0,030
$lnDRL_{vit}$	0,041	0,020	0,549**	0,062	0,009	0,493**	-0,026
$lnESIM_{vit}$	-0,120**	0,035	0,278**	-0,092**	0,029	0,220**	-0,024
$lnEXG_{ivt}$	0,166**	0,000	0,716**	0,155**	-0,000	0,677**	0,011
	$lnAFTM_{it}$	$lnDAFM_{vit}$	$lnDGE_{vit}$	$lnDRQ_{vit}$	$lnDRL_{vit}$	$lnESIM_{vit}$	$lnEXG_{ivt}$
$lnAFTM_{it}$	1						
$lnDAFM_{vit}$	-0,456**	1					
$lnDGE_{vit}$	-0,180**	0,140**	1				
$lnDRQ_{vit}$	-0,309**	0,194**	0,537**	1			
$lnDRL_{vit}$	-0,194**	0,137**	0,719**	0,610**	1		
$lnESIM_{vit}$	-0,034	0,089**	-0,067	0,084**	0,007	1	
$lnEXG_{ivt}$	-0,211**	0,298**	0,327**	0,536**	0,350**	0,300**	1

*Chú thích: *, ** và *** tương ứng lần lượt với các mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

Nguồn: Tính toán của tác giả

Kiểm định tính dừng của dữ liệu trước khi hồi quy nhằm đảm bảo loại trừ khả năng hồi quy giả mạo làm sai lệch và giảm độ tin cậy của mối quan hệ nhân quả giữa các biến giải thích và biến phụ thuộc trong mô hình đối với các biến có giá trị thể hiện một xu hướng biến động nhất định theo thời gian. Kiểm định tính dừng của dữ liệu được thực hiện dựa trên các nghiên cứu của Choi (2001), Hadri (2000), Harris & Tzavalis (1999), Im & cộng sự (2003) và Levin & cộng sự (2002) tùy theo đặc điểm dữ liệu của từng biến số. Giả thuyết H_0 của các kiểm định này khẳng định sự tồn tại của các nghiệm đơn vị trong bộ dữ liệu của nghiên cứu. Việc bác bỏ giả thuyết H_0 ở các mức ý nghĩa 1%, 5% hoặc 10% khẳng định

dữ liệu của các biến liên quan có tính dừng và đủ điều kiện để đưa vào mô hình hồi quy. Ở mức ý nghĩa 5%, kết quả phân tích ở Bảng 2 cho thấy các biến định lượng tham gia trong mô hình đều đảm bảo về tính dừng của dữ liệu trước khi hồi quy.

Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng

Biến số	Kiểm định	Chỉ số thống kê	Kết quả
$\mathbf{lnAEX}_{vit}$	Fisher-type unit-root (ADF)	P = 709,672***	Dừng
$\mathbf{lnGDPpc}_{vt}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -18,860***	Dừng
$\mathbf{lnGDPpc}_{it}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -64,801***	Dừng
$\mathbf{lnDIST}_{vi}$	Harris-Tzavalis unit-root	z = -13,267***	Dừng
$\mathbf{lnLP}_{vt}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -18,509***	Dừng
$\mathbf{lnLP}_{it}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -34,378***	Dừng
$\mathbf{lnAFTM}_{vt}$	Fisher-type unit-root (ADF) (trend)	P = 1240,216***	Dừng
$\mathbf{lnAFTM}_{it}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -220***	Dừng
$\mathbf{GE_AFTM}_{vt}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -7,655***	Dừng
$\mathbf{GE_AFTM}_{it}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -91,874***	Dừng
$\mathbf{RQ_AFTM}_{vt}$	Hadri LM	z = 14,895***	Dừng
$\mathbf{RQ_AFTM}_{it}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -180***	Dừng
$\mathbf{RL_AFTM}_{vt}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -9,164***	Dừng
$\mathbf{RL_AFTM}_{it}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -900***	Dừng
$\mathbf{lnDAFM}_{vit}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -21,076***	Dừng
$\mathbf{lnDGE}_{vit}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -81,441***	Dừng
$\mathbf{lnDRQ}_{vit}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -17,534***	Dừng
$\mathbf{lnDRL}_{vit}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -7,554***	Dừng
$\mathbf{lnESIM}_{vit}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -99,177***	Dừng
$\mathbf{lnEXG}_{ivt}$	Levin-Lin-Chu unit-root	t* hiệu chỉnh = -370***	Dừng

*Chú thích: *, ** và *** tương ứng lần lượt với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

Nguồn: Tính toán của tác giả

4.2 Kết quả hồi quy mô hình nghiên cứu

Bảng 3 trình bày kết quả hồi quy mô hình FE, RE và SGMM hai bước cùng với kiểm định Hausman (1978) nhằm xác định mô hình phù hợp nhất giữa FE và RE. Đồng thời, kiểm định AR(2) của Arellano & Bond (1991) và kiểm định Hansen của Roodman (2009) được thực hiện để xác định sự phù hợp của phương pháp SGMM hai bước đối với bộ dữ liệu.

Bảng 3. Kết quả hồi quy

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$
L1. $lnAEX_{vit}$			0,778***			0,730***			0,721***
			(0,000)			(0,000)			(0,000)
L1.$lnGDPpc_{vt}$			1,198*			-6,853*			0,957
			(0,069)			(0,090)			(0,170)
L1.$lnGDPpc_{it}$			-0,337			-0,267			-0,474
			(0,259)			(0,343)			(0,195)
L1.$lnEXG_{ivt}$			-0,042			-0,059			0,107
			(0,724)			(0,584)			(0,514)
L1.$lnESIM_{vit}$			0,171			0,124			-0,003
			(0,398)			(0,526)			(0,993)
$lnGDPpc_{vt}$	0,856***	1,012***		1,169***	1,247***		0,875***	1,026***	
	(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)		(0,000)	(0,000)	
$lnGDPpc_{it}$	0,778***	0,403***		0,761***	0,381***		0,781***	0,405***	
	(0,001)	(0,003)		(0,001)	(0,005)		(0,001)	(0,003)	
$lnDIST_{vi}$	Bỏ sót	-1,253***	0,008	Bỏ sót	-1,251***	-0,030	Bỏ sót	-1,259***	0,003
		(0,000)	(0,986)		(0,000)	(0,933)		(0,000)	(0,996)
$lnLP_{vt}$	1,011	0,482	6,080**	-3,118	-1,411	-42,013	1,101	0,548	5,251
	(0,551)	(0,739)	(0,019)	(0,457)	(0,449)	(0,106)	(0,517)	(0,706)	(0,105)
$lnLP_{it}$	0,536	1,413**	3,385*	0,354	1,301**	4,004**	0,295	1,214**	4,439**
	(0,375)	(0,017)	(0,056)	(0,556)	(0,026)	(0,029)	(0.625)	(0,038)	(0,011)
$lnAFTM_{vt}$	20,687**	12,332**	40,868**	-3,441	3,033	-306,229*	21,012**	12,595**	31,475
	(0,025)	(0,037)	(0,026)	(0,867)	(0,641)	(0,094)	(0,023)	(0,034)	(0,153)

Bảng 3. Kết quả hồi quy *(tiếp theo)*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$
$lnAFTM_{it}$	-0,324	0,178	0,042	-0,355	0,158	0,096	-0,349	0,172	0,312
	(0,165)	(0,218)	(0,827)	(0,131)	(0,280)	(0,692)	(0,139)	(0,244)	(0,225)
GE_AFTM_{vt}	0,031	0,017	-0,053*						
	(0,328)	(0,573)	(0,093)						
GE_AFTM_{it}	-0,085**	-0,085**	-0,076						
	(0,040)	(0,034)	(0,494)						
RQ_AFTM_{vt}				-0,060	-0,045	-0,366*			
				(0,333)	(0,122)	(0,067)			
RQ_AFTM_{it}				-0,058	-0,052	-0,161			
				(0,228)	(0,250)	(0,327)			
RL_AFTM_{vt}							0,031	0,018	-0,038
							(0,329)	(0,569)	(0,216)
RL_AFTM_{it}							-0,066	-0,061	-0,263
							(0,220)	(0,220)	(0,111)
$lnDAFM_{vit}$	-0,082	-0,088	0,148	-0,082	-0,084	0,092	-0,075	-0,085	0,210
	(0,309)	(0,238)	(0,597)	(0,310)	(0,260)	(0,765)	(0,353)	(0,259)	(0,540)
$lnDGE_{vit}$	-0,007	0,003	0,238	-0,016	-0,007	0,196	-0,021	-0,008	0,277
	(0,910)	(0,964)	(0,400)	(0,789)	(0,907)	(0,409)	(0,725)	(0,899)	(0,316)
$lnDRQ_{vit}$	-0,127**	-0,167***	0,093	-0,126**	-0,177***	0,067	-0,146**	-0,186***	0,215
	(0,043)	(0,007)	(0,665)	(0,048)	(0,005)	(0,728)	(0,020)	(0,002)	(0,312)
$lnDRL_{vit}$	0,002	-0,004	-0,062	-0,005	-0,012	-0,059	0,006	-0,002	-0,186
	(0,969)	(0,922)	(0,680)	(0,913)	(0,797)	(0,666)	(0,903)	(0,969)	(0,277)
$lnESIM_{vit}$	0,415**	-0,170		0,392**	-0,170		0,388**	-0,179	
	(0,032)	(0,230)		(0,043)	(0,230)		(0,045)	(0,207)	

Bảng 3. Kết quả hồi quy *(tiếp theo)*

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$	$lnAEX_{vit}$
$lnEXG_{ivt}$	0.014	0,063		0,021	0,055		0,026	0,067	
	(0,943)	(0,329)		(0,916)	(0,389)		(0,893)	(0,302)	
$LLOCK_i$	Bỏ sót	-2,763***	0,094	Bỏ sót	-2,772***	-0,452	Bỏ sót	-2,783***	-0,533
		(0,000)	(0,928)		(0,000)	(0,675)		(0,000)	(0,601)
RTA_{vit}	-0,139	0,288	0,690	-0,310	0,225	0,632	-0,273	0,240	0,771
	(0,700)	(0,267)	(0,346)	(0,388)	(0,387)	(0,328)	(0,444)	(0,356)	(0,299)
Hằng số	-88,405**	-40,781	-199,920**	0,106	5,158	1484,324*	-89,776**	-41,855	-157,343
	(0,045)	(0,153)	(0,023)	(0,703)	(0,872)	(0,095)	(0,042)	(0,144)	(0,135)
Số quan sát	557	557	459	557	557	459	557	557	459
R-squared	0,290	0,260	-	0,285	0,258	-	0,286	0,254	-
Cố định theo thời gian	Yes	-	-	Yes	-	-	Yes	-	-
Kiểm định F	32,08***	-	-	31,85***	-	-	31,87***	-	-
Kiểm định Hausman (chi2)	1179,71***	-	-	83,34***	-	-	61,02***	-	-
Số nhóm	96	96	95	96	96	95	96	96	95
Số biến công cụ	-	-	51	-	-	51	-	-	51
Kiểm định Hansen (chi2)	-	-	30,60	-	-	29,19	-	-	28,07
AR(2) (z)	-	-	1,59	-	-	1,36	-	-	1,23
Biến nội sinh	$lnGDPpc_{vt}$; $lnGDPpc_{it}$; $lnEXG_{ivt}$; $lnESIM_{vit}$								

*Chú thích: *, ** và *** tương ứng lần lượt mức ý nghĩa 10%, 5%, và 1%. Ký hiệu L1. Gắn với các biến nội sinh ở cột (3), (6), và (9) thể hiện giá trị ở độ trễ t = -1 của các biến này được sử dụng trong hồi quy SGMM .*

Nguồn: Tính toán của tác giả

Cột (1), (2) và (3) lần lượt trình bày kết quả của mô hình với biến Hiệu quả chính phủ (GE_{vt} và GE_{it}) bằng các phương pháp hồi quy FE (theo thời gian), RE và SGMM. Tương tự, cột (4), (5) và (6) trình bày kết quả của mô hình với biến *Chất lượng của các quy định* (RQ_{vt} và RQ_{it}). Cột (7), (8) và (9) trình bày kết quả của mô hình với biến *Nguyên tắc pháp luật* (RL_{vt} và RL_{it}). Kết quả kiểm định F cho thấy với mức ý nghĩa 5% thì hồi quy FE phù hợp hơn so với Pooled OLS. Kiểm định Hausman cho thấy với mức ý nghĩa 5% thì hồi quy FE theo thời gian phù hợp hơn so với RE. Các biến bị loại khỏi mô hình khi phân tích dữ liệu là các biến gây ra hiện tượng đa cộng tuyến và các biến có giá trị không đổi theo thời gian mà chỉ thay đổi theo không gian (đối với ước lượng tác động cố định). Kiểm định AR(2) và Hansen có p-value lớn hơn 0,05 nên cũng cho thấy hồi quy SGMM phù hợp với mô hình và dữ liệu nghiên cứu. Vì vậy, kết quả ở các cột (1), (3), (4), (6), (7) và (9) sẽ được dùng để diễn giải mối quan hệ giữa các biến, trong đó, cột (3), (6) và (9) trình bày kết quả các mô hình sau xử lý nội sinh với phương pháp hồi quy SGMM, và cột (1), (4) và (7) trình bày kết quả hồi quy FE theo thời gian.

Trước hết với các biến truyền thống của mô hình trọng lực thương mại, kết quả ở cột (1), (4) và (7) khẳng định mối quan hệ đồng biến của thu nhập bình quân đầu người nước xuất khẩu và nước nhập khẩu đối với xuất khẩu nông sản, kết quả này tương tự với nghiên cứu ở một số sản phẩm xuất khẩu chủ lực Việt Nam của Le (2021), Le (2022), Nguyen (2020) và Vu & cộng sự (2020). Tuy nhiên, cột (3), (6) và (9) không khẳng định mối quan hệ đồng biến giữa thu nhập bình quân đầu người và xuất khẩu nông sản, kết quả này tương tự với kết quả của Le (2021) và Le (2022) với các mô hình sau xử lý nội sinh. Tương tự, các mô hình sau xử lý nội sinh cũng không cung cấp bằng chứng về mối quan hệ giữa xuất khẩu nông sản và khoảng cách địa lý. Nguyên nhân của hiện tượng này có thể xuất phát từ việc bộ dữ liệu chỉ bao gồm xuất khẩu từ Việt Nam đến các đối tác mà chưa tính đến chiều ngược lại.

Đối với hiệu quả logistics, cột (1), (4) và (7) không khẳng định mối quan hệ của nó với xuất khẩu nông sản. Tuy nhiên, cột (3), (6) và (9) cho thấy mối quan hệ đồng biến giữa hiệu quả logistics của nước xuất khẩu và nhập khẩu với xuất khẩu nông sản, kết quả này tương đối nhất quán với Bugarcic & cộng sự (2020). Trong đó, các tác giả cũng chỉ khẳng định mối quan hệ tích cực giữa hiệu quả logistics với xuất khẩu ở một số thời điểm nhất định (năm 2007), những thời điểm khác (năm 2018) thì mối quan hệ không được ủng hộ mạnh mẽ bởi bằng chứng thống kê, đồng thời mô hình cũng chưa cho thấy việc xử lý nội sinh. Bên cạnh đó, nghiên cứu của Song & Lee (2022) cũng đã cho thấy từng thành phần trong Chỉ số Hiệu quả Logistics sẽ có tác động khác nhau hoặc không có tác động đến xuất khẩu.

Đối với bình đẳng giới liên quan đến sự tham gia của lao động nữ trong ngành nông nghiệp, cột (1), (3) và (7) khẳng định mối quan hệ đồng biến giữa tỷ lệ tham gia của lao động nữ trong ngành nông nghiệp nước xuất khẩu và xuất khẩu nông

sản. Tuy nhiên, cột (6) lại cho thấy mối quan hệ nghịch biến. Do đó, kết quả thực nghiệm chưa cung cấp bằng chứng thống kê đủ mạnh để kết luận cụ thể tính chất mối quan hệ giữa bình đẳng giới về lao động trong nông nghiệp và xuất khẩu nông sản trong nghiên cứu này. Ở một mức độ nào đó, bằng chứng thực nghiệm có xu hướng khẳng định mối quan hệ đồng biến hơn là nghịch biến. Đây cũng là một đóng góp mới của nghiên cứu này liên quan đến bình đẳng giới về lao động và thương mại quốc tế, nhất là trong bối cảnh nền kinh tế Việt Nam.

Liên quan đến tác động điều tiết của chất lượng thể chế, cột (3) và (6) khẳng định tác động điều tiết của hiệu quả chính phủ và chất lượng của các quy định đối với mối quan hệ giữa bình đẳng giới về lao động nước xuất khẩu và xuất khẩu nông sản. Tuy nhiên, điều đáng chú ý là tác động điều tiết âm của chất lượng thể chế lại được ghi nhận. Điều này hàm ý rằng khi chất lượng thể chế nước xuất khẩu ở mức cao thì tỷ lệ lao động nữ ngành nông nghiệp ở nước xuất khẩu có mối quan hệ nghịch biến với xuất khẩu nông sản. Bên cạnh đó, cột (1) lại ghi nhận tác động điều tiết âm của hiệu quả chính phủ nước nhập khẩu đối với mối quan hệ giữa bình đẳng giới về lao động nước nhập khẩu và xuất khẩu nông sản. Điều này hàm ý rằng khi chất lượng thể chế nước nhập khẩu ở mức cao thì tỷ lệ lao động nữ ngành nông nghiệp nước nhập khẩu có mối quan hệ nghịch biến với nhập khẩu nông sản từ Việt Nam. Những kết quả này là phát hiện mới so với những nghiên cứu trước về mối quan hệ giữa xuất khẩu nông sản, bình đẳng giới và thể chế, đặc biệt là trong bối cảnh Việt Nam.

So với Eshetu & Goshu (2021), Alhassan & Payaslioglu (2020) và Zeynalov (2017), kết quả nghiên cứu bổ sung minh chứng cấp độ ngành về mối quan hệ giữa chất lượng thể chế và xuất khẩu, trong khi so với Alvarez & cộng sự (2018), kết quả nghiên cứu bổ sung phương pháp sử dụng giá trị trung vị làm cơ sở so sánh mức độ chất lượng thể chế và xem xét tác động điều tiết của chất lượng thể chế trong mô hình. Đóng góp khác của nghiên cứu này là bằng chứng thực nghiệm cho mối quan hệ nghịch biến giữa khoảng cách chất lượng của các quy định và xuất khẩu nông sản được ghi nhận ở các cột (1), (4) và (7).

Liên quan đến các biến kiểm soát trong mô hình, cột (1), (4) và (7) ghi nhận mối quan hệ đồng biến của sự tương đồng về quy mô nền kinh tế nước xuất khẩu và nước nhập khẩu và xuất khẩu nông sản. Kết quả này khác với Kahouli (2016) và Kahouli & Maktouf (2015) khi các tác giả khẳng định mối quan hệ nghịch biến. Tuy nhiên, kết quả này đã bổ sung bằng chứng thực nghiệm mối quan hệ trên trong bối cảnh ngành nông nghiệp xuất khẩu của Việt Nam. Tất cả các mô hình đều không ghi nhận mối quan hệ giữa xuất khẩu nông sản và tỷ giá hối đoái song phương. Tương tự, kết quả thực nghiệm cũng không cho thấy mối quan hệ giữa việc ký kết các hiệp định thương mại tự do và xuất khẩu nông sản. Những kết quả này nhất quán với Le (2022) và Le (2021) khi cho thấy thao túng tỷ giá và việc ký kết hiệp định thương mại tư do đơn thuần sẽ không có khả năng làm thay đổi xuất khẩu nông sản.

5. Kết luận

Mô hình trọng lực thương mại đã được áp dụng trong bài viết để nghiên cứu mối quan hệ giữa thương mại quốc tế, bình đẳng giới, hiệu quả logistics và chất lượng thể chế ở trường hợp ngành nông nghiệp của Việt Nam. Phương pháp hồi quy FE, RE và SGMM được lựa chọn để xử lý tính đa dạng và đặc trưng quốc gia cũng như vấn đề nội sinh của mô hình nghiên cứu. Bài viết cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho thấy mối quan hệ đồng biến giữa thu nhập bình quân đầu người và xuất khẩu nông sản. Hiệu quả logistics của nước xuất khẩu và nhập khẩu góp phần làm gia tăng xuất khẩu nông sản. Bình đẳng giới liên quan đến lao động trong ngành nông nghiệp có mối quan hệ đồng biến với xuất khẩu nông sản ở phần lớn mô hình nghiên cứu. Tác động điều tiết âm của chất lượng thể chế đối với mối quan hệ giữa xuất khẩu nông sản và bình đẳng giới về lao động nông nghiệp đã được ghi nhận. Khoảng cách chất lượng thể chế có khả năng làm giảm xuất khẩu nông sản. Sự tương đồng về quy mô nền kinh tế có mối quan hệ đồng biến với xuất khẩu nông sản. Tỷ giá hối đoái song phương, hội nhập kinh tế khu vực và khoảng cách địa lý chưa được khẳng định mối quan hệ với xuất khẩu nông sản.

Từ những bằng chứng thực nghiệm nêu trên, một số hàm ý chính sách liên quan đến thương mại quốc tế, bình đẳng giới, thể chế và logistics trong nông nghiệp nói chung và xuất khẩu nông sản nói riêng của Việt Nam được rút ra. *Thứ nhất*, cùng với sự tăng trưởng của nền kinh tế, Việt Nam cần thúc đẩy đa dạng hóa thị trường xuất khẩu nông sản, hướng đến các đối tác có mức thu nhập bình quân đầu người cao và đang tăng trưởng ổn định, điều này nhằm giúp nông sản tránh bị phụ thuộc quá mức vào một số ít thị trường đã bão hòa hoặc có trở ngại bởi các chính sách bảo hộ. *Thứ hai*, ở một chiều hướng ngược lại, muốn tăng xuất khẩu nông sản vào các thị trường quy mô lớn thì Việt Nam cũng cần phải lấy động lực từ việc thúc đẩy gia tăng quy mô và sự sôi động của nền kinh tế, tạo ra sự hấp dẫn của môi trường đầu tư kinh doanh, đặc biệt là trong lĩnh vực nông nghiệp, từ đó tạo ra sự tương đồng quy mô kinh tế với các nền kinh tế lớn hơn. *Thứ ba*, chính sách cải thiện hiệu quả logistics, trong đó có đầu tư cơ sở hạ tầng liên quan là một lựa chọn đúng đắn của Đảng và Nhà nước đã được chứng minh bằng kết quả thực nghiệm của nghiên cứu này. Trong thời gian sắp tới, nông nghiệp và nông thôn là hai lĩnh vực và không gian cần được tích hợp và gắn kết vào nội dung thực thi chính sách phát triển hiệu quả logistics. *Thứ tư*, Việt Nam cần tiếp tục kiên trì thực hiện bình đẳng giới về việc làm của lao động nữ trong lĩnh vực nông nghiệp và ở khu vực nông thôn. Đặc biệt, cần chú trọng gia tăng lao động nữ tham gia vào các ngành gắn với định hướng xuất khẩu nông sản thế mạnh và tiềm năng của từng địa phương. *Thứ năm*, Việt Nam cần cải cách chất lượng thể chế trong nước theo hướng tiệm cận với tiêu chuẩn toàn cầu để giảm thiểu sự khác biệt, nhất là đối với các nước đối tác nhập khẩu nông sản chủ lực và tiềm năng có nền thể chế hiện đại và tiến bộ.

Tài liệu tham khảo

Alhassan, A. & Payaslioglu, C. (2020), "Institutions and bilateral trade in Africa: an application of Poisson's estimation with high-dimensional fixed effects to structural gravity model", *Applied Economics Letters,* Vol. 27 No. 16, pp. 1357-1361.

Alvarez, I.C., Barbero, J., Rodriguez-Pose, A. & Zofio, J.L. (2018), "Does institutional quality matter for trade? Institutional conditions in a sectoral trade framework", *World Development,* Vol. 103, pp. 72-87.

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,* Vol. 58 No. 2, pp. 277-297.

Arvin, M.B., Pradhan, R.P. & Nair, M.S. (2021), "Are there links between institutional quality, government expenditure, tax revenue and economic growth? Evidence from low-income and lower middle-income countries", *Economic Analysis and Policy,* Vol. 70, pp. 468-489.

Bugarcic, F.Z., Skvarciany, V. & Stanisic, N. (2020), "Logistics performance index in international trade: case of Central and Eastern European and Western Balkans countries", *Business: Theory and Practice,* Vol. 21 No. 2, pp. 452-459.

Campi, M. & Duenas, M. (2016), "Intellectual property rights and international trade of agricultural products", *World Development,* Vol. 80, pp. 1-18.

Celebi, D. (2019), "The role of logistics performance in promoting trade", *Maritime Economics & Logistics,* Vol. 21 No. 3, pp. 307-323.

Cuberes, D. & Teignier, M. (2014), "Gender inequality and economic growth: a critical review", *Journal of International Development,* Vol. 26 No. 2, pp. 260-276.

Choi, I. (2001), "Unit root tests for panel data", *Journal of International Money and Finance,* Vol. 20 No. 2, pp. 249-272.

Eshetu, F. & Goshu, D. (2021), "Determinants of Ethiopian coffee exports to its major trade partners: a dynamic gravity model approach", *Foreign Trade Review,* Vol. 56 No. 2, pp. 185-196.

Gupta, R., Gozgor, G., Kaya, H. & Demir, E. (2019), "Effects of geopolitical risks on trade flows: Evidence from the gravity model", *Eurasian Economic Review,* Vol. 9 No. 4, pp. 515-530.

Hadri, K. (2000), "Testing for stationarity in heterogeneous panel data", *The Econometrics Journal,* Vol. 3 No. 2, pp. 148-161.

Harris, R.D. & Tzavalis, E. (1999), "Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed", *Journal of Econometrics,* Vol. 91 No. 2, pp. 201-226.

Hausman, J.A. (1978), "Specification tests in econometrics", *Econometrica: Journal of The Econometric Society,* Vol. 46 No. 6, pp. 1251-1271.

Heckscher, E.F. (1919), "The effect of foreign trade on the distribution of income", *Ekonomisk Tidskriff,* pp. 497-512.

Im, K.S., Pesaran, M.H. & Shin, Y. (2003), "Testing for unit roots in heterogeneous panels", *Journal of Econometrics,* Vol. 115 No. 1, pp. 53-74.

Kabir, M., Salim, R. & Al-Mawali, N. (2017), "The gravity model and trade flows: recent developments in econometric modeling and empirical evidence", *Economic Analysis and Policy,* Vol. 56, pp. 60-71.

Kahouli, B. (2016), "Regional integration agreements, trade flows and economic crisis: a static and dynamic gravity model", *International Economic Journal,* Vol. 30 No. 4, pp. 450-475.

Kahouli, B. & Maktouf, S. (2015), "Trade creation and diversion effects in the Mediterranean area: econometric analysis by gravity model", *The Journal of International Trade & Economic Development,* Vol. 24 No. 1, pp. 76-104.

Kahouli, B. & Omri, A. (2017), "Foreign direct investment, foreign trade and environment: new evidence from simultaneous-equation system of gravity models", *Research in International Business and Finance,* Vol. 42, pp. 353-364.

Kazandjian, R., Kolovich, L., Kochhar, K. & Newiak, M. (2019), "Gender equality and economic diversification", *Social Sciences,* Vol. 8 No. 4, pp. 118-142.

Krugman, P. (1992), "Does the new trade theory require a new trade policy?", *World Economy,* Vol. 15 No. 4, pp. 423-442.

Le, D.N. (2021), "Globalisation, logistics and food supply: evidence from Vietnam", *Malaysian Journal of Economic Studies,* Vol. 58 No. 2, pp. 267-291.

Le, D.N. (2022), "Export, logistics performance, and regional economic integration: sectoral and sub-sectoral evidence from Vietnam", *Journal of International Logistics and Trade,* Vol. 20 No. 1, pp. 37-56.

Levin, A., Lin, C.F. & Chu, C.S.J. (2002), "Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties", *Journal of Econometrics,* Vol. 108 No. 1, pp. 1-24.

Nair, M., Arvin, M.B., Pradhan, R.P. & Bahmani, S. (2021), "Is higher economic growth possible through better institutional quality and a lower carbon footprint? Evidence from developing countries", *Renewable Energy,* Vol. 167, pp. 132-145.

Nguyen, D.D. (2020), "Determinants of Vietnam's rice and coffee exports: using stochastic frontier gravity model", *Journal of Asian Business and Economic Studies,* Vol. 29 No. 1, pp. 19-34.

North, D.C. (1990), *Institutions, Institutional Change and Economic Performance,* Cambridge University Press: Cambridge, UK.

Ohlin, B. (1935), *Interregional and International Trade,* Harvard University Press: Cambridge, US.

Porter, M.E. (1990), *The Competitive Advantage of Nations,* The Free Press: New York.

Roodman, D. (2009), "A note on the theme of too many instruments", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics,* Vol. 71 No. 1, pp. 135-158.

Ruiters, M. & Charteris, A. (2020), "Gender equality in labour force participation, economic growth and development in South Africa", *Development Southern Africa,* Vol. 37 No. 6, pp. 997-1011.

Song, M.J. & Lee, H.Y. (2022), "The relationship between international trade and logistics performance: a focus on the South Korean industrial sector", *Research in Transportation Business & Management,* 100786.

Tổng cục Hải quan (2022), "Xuất khẩu nông sản thu về hơn 40 tỷ USD trong 9 tháng", https://haiquanonline.com.vn/xuat-khau-nong-san-thu-ve-hon-40-ty-usd-trong-9-thang-167483.html, truy cập ngày 15/10/2022.

Vu, T.T.H., Tian, G., Zhang, B. & Nguyen, T.V. (2020), "Determinants of Vietnam's wood products trade: application of the gravity model", *Journal of Sustainable Forestry,* Vol. 39 No. 5, pp. 445-460.

Zakari, A. & Khan, I. (2022), "Boosting economic growth through energy in Africa: the role of Chinese investment and institutional quality", *Journal of Chinese Economic and Business Studies,* Vol. 20 No. 1, pp. 1-21.

Zalle, O. (2019), "Natural resources and economic growth in Africa: the role of institutional quality and human capital", *Resources Policy,* Vol. 62, pp. 616-624.

Zaninovic, P.A., Zaninovic, V. & Skender, H.P. (2021), "The effects of logistics performance on international trade: EU15 vs CEMS", *Economic Research-Ekonomska Istraživanja,* Vol. 34 No. 1, pp. 1566-1582.

Zeynalov, A. (2017), "The gravity of institutions in a resource-rich country: the case of Azerbaijan", *International Economics and Economic Policy,* Vol. 14 No. 2, pp. 239-261.