

CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN XUẤT KHẨU CÀ PHÊ VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2008 - 2020

Tác giả: Nguyễn Thị Duyên¹, Tôn Nguyễn Trà Giang, Võ Ngọc Thảo Nguyên, Nguyễn Lý Tuấn, Phan Ngọc Yến

Giảng viên hướng dẫn: Võ Thị Lệ Uyên²

Trường Đại học Kinh tế - Luật – Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh

TÓM TẮT

Với mục tiêu tìm ra các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu cà phê Việt Nam giai đoạn 2008 – 2020 từ đó có được định hướng đúng đắn, nắm bắt cơ hội, nâng cao năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp trong nước, tận dụng thế mạnh thúc đẩy xuất khẩu cà phê Việt Nam. Thông qua mô hình tĩnh và động kết hợp cùng mô hình SGMM để tìm ra mức ảnh hưởng của các yếu tố. Một số khuyến nghị được đưa ra dành cho các tổ chức quản lý, doanh nghiệp cùng người dân nhằm thúc đẩy sản lượng cà phê xuất khẩu, nâng tầm vị thế Việt Nam trên trường quốc tế.

Từ khóa: Mô hình tĩnh, mô hình động, cà phê, xuất khẩu, SGMM, Vietnam

¹ Nguyễn Thị Duyên, SĐT: +84 3696044722, Email: duyennt19413@st.uel.edu.vn

² Võ Thị Lệ Uyên; SĐT: +84 911647272; Email: uyenvtl@uel.edu.vn

CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN XUẤT KHẨU CÀ PHÊ VIỆT NAM GIAI ĐOẠN 2008 - 2020

Tác giả: Nguyễn Thị Duyên, Tôn Nguyễn Trà Giang, Võ Ngọc Thảo Nguyên, Nguyễn Lý Tuấn, Phan Ngọc Yến

Giảng viên hướng dẫn: Võ Thị Lệ Uyên

Trường Đại học Kinh tế - Luật – Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh

TÓM TẮT

Với mục tiêu tìm ra các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu cà phê Việt Nam giai đoạn 2008 – 2020 từ đó có được định hướng đúng đắn, nắm bắt cơ hội, nâng cao năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp trong nước, tận dụng thế mạnh thúc đẩy xuất khẩu cà phê Việt Nam. Thông qua mô hình tĩnh và động kết hợp cùng mô hình SGMM để tìm ra mức ảnh hưởng của các yếu tố. Một số khuyến nghị được đưa ra dành cho các tổ chức quản lý, doanh nghiệp cùng người dân nhằm thúc đẩy sản lượng cà phê xuất khẩu, nâng tầm vị thế Việt Nam trên trường quốc tế.

Từ khóa: Mô hình tĩnh, mô hình động, cà phê, xuất khẩu, SGMM, Vietnam

1. Giới thiệu

Việt Nam là nước đứng hai trên thế giới về xuất khẩu cà phê chỉ sau Brazil và là mặt hàng đứng thứ hai về kim ngạch xuất khẩu sau gạo với giá trị hơn 3 tỷ USD những năm gần đây. Trong thời kỳ phát triển, quá trình trao đổi giữa các quốc gia ngày càng được đẩy mạnh, cà phê là mặt hàng xuất khẩu có giá trị cao được coi là một thế mạnh của Việt Nam. Hoạt động sản xuất đi kèm với xuất khẩu cà phê đáp ứng được nhu cầu cao từ trong nước, tạo công ăn việc làm, nâng cao chất lượng đời sống cho người nông dân. Xuất khẩu cà phê là nguồn động lực giúp Việt Nam khai thác tối đa những lợi thế về điều kiện khí hậu, tài nguyên, nguồn nhân lực.

Với nhiều cơ hội để phát huy lợi thế so sánh, mở rộng thị phần quốc tế nhưng những năm gần đây, hoạt động xuất khẩu mặt hàng nông sản tại Việt Nam lại gặp nhiều khó khăn. Lý do chủ yếu vì trình độ sản xuất của người dân chưa cao dẫn đến chất lượng cũng chưa đủ đáp ứng, kinh nghiệm trong quá trình xuất khẩu sang các quốc gia đối tác còn lệ thuộc khá nhiều vào thị trường thế giới chủ yếu thiên về mảng cà phê thô. Vậy vấn đề cần quan tâm hiện nay là cách thức để đẩy mạnh xuất khẩu sản phẩm trong thời gian tới, đặc biệt là xuất khẩu những mặt hàng nông sản chủ lực như cà phê.

Đề tài tập trung nghiên cứu hoạt động xuất khẩu cà phê của Việt Nam với các đối tác chính là 25 nước nhập khẩu cà phê mã HS 0901, gồm các nước: Algeria, Úc, Bỉ, Trung Quốc, Ecuador, Ai Cập, Pháp, Đức, Ấn Độ, Indonesia, Ý, Nhật Bản, Malaysia, Mexico, Hà Lan, Philippines, Ba Lan, Bồ Đào Nha, Hàn Quốc, Nga, Nam Phi, Tây Ban Nha, Thái Lan, Anh, Mỹ trong giai đoạn 2008 - 2020 và xác định các yếu tố ảnh hưởng.

Nhóm sử dụng phương pháp nghiên cứu định tính và định lượng để phục vụ cho đề tài của nhóm. Nghiên cứu định tính: sử dụng trên cơ sở kế thừa các nghiên cứu thực nghiệm trong và ngoài nước. Nghiên cứu định lượng: sử dụng phương pháp thống kê mô tả, phương pháp so sánh và phương pháp hồi quy dữ liệu bảng trên phần mềm STATA để xác định mức độ ảnh hưởng của từng yếu tố đến kim ngạch xuất khẩu cà phê ở Việt Nam. Bao gồm cả mô hình tĩnh và mô hình động.

2. Khung lý thuyết

2.1. Khung lý thuyết

2.1.1. Lý thuyết lợi thế so sánh

Theo lý thuyết lợi thế của tác giả **D. Ricardo** ông cho rằng mỗi quốc gia sẽ có những lợi thế riêng khi tham gia thương mại, bất kể nó có lợi thế tuyệt đối có hiệu quả hơn hay năng suất cao hơn hoặc bị kém lợi thế so với các nước khác trong sản xuất mọi sản phẩm.

Mô hình Heckscher-Ohlin được ra mắt vào năm 1933 trong tác phẩm của 2 ông “Mậu dịch liên vùng và mậu dịch quốc tế” kết luận rằng thương mại quốc tế được quyết định bởi sự khác biệt giữa các yếu tố nguồn lực. Giống như lý thuyết của Ricardo, lý thuyết H-O cho rằng thương mại tự do sẽ mang lại lợi ích, và cho rằng nguyên nhân của thương mại chính là cạnh tranh về giá cả hàng hóa (Feenstra, 2014).

2.1.2. Lý thuyết chi phí cơ hội của G. Haberler

Lý thuyết chi phí cơ hội của tác giả **Gottfried Haberler** cho rằng để tạo ra sản phẩm hàng hóa, bên cạnh lao động còn có rất nhiều yếu tố sản xuất khác chẳng hạn như vốn, đất đai, công nghệ... Và bản thân lao động là không đồng nhất, giữa các lao động với nhau có sự khác biệt lớn về kinh nghiệm, trình độ chuyên môn rồi sau đó mới là năng suất lao động.

2.1.3. Lý thuyết lợi thế cạnh tranh quốc gia Michael Porter

Lý thuyết khai thác lợi thế cạnh tranh quốc gia dựa vào sự tương tác các yếu tố trong môi trường kinh doanh. Khả năng cạnh tranh phụ thuộc vào năng lực sáng tạo để nâng cao năng suất. Lý thuyết chỉ ra rằng các quốc gia khác nhau sẽ có năng lực cạnh tranh khác nhau. Lợi thế cạnh tranh quốc gia được thể hiện ở 4 nhóm yếu tố: điều kiện các yếu tố sản xuất; điều kiện về cầu; các ngành công nghiệp hỗ trợ và có liên quan; chiến lược, cơ cấu và mức độ cạnh tranh của ngành.”

2.1.4. Mô hình lực hấp dẫn trong thương mại quốc tế (Lý thuyết về lực hấp dẫn trong TMQT của J. Tinbergen)

Trong lý thuyết lực hấp dẫn đã đưa ra giả định rằng luồng thương mại giữa hai nước phụ thuộc vào quy mô của hai nền kinh tế tính theo GDP, độ giàu có tính theo GDP/người và khoảng cách địa lý giữa hai quốc gia - thường được tính theo khoảng cách giữa 2 thủ đô của 2 quốc gia. Nói cách khác, lý thuyết trọng lực về thương mại dựa trên ba nhóm yếu tố: nhóm các nhân tố ảnh hưởng đến cung của nước xuất khẩu bao gồm: quy mô dân số và quy mô nền kinh tế (GDP); nhóm nhân tố ảnh hưởng đến cầu của nước nhập khẩu bao gồm quy mô nền kinh tế (GDP), quy mô dân số và nhóm các nhân tố khác bao gồm khoảng cách giữa hai quốc gia, các chính sách quản lý hoặc khuyến khích xuất khẩu/nhập khẩu. Cả ba nhóm nhân tố đều có vai trò rất quan trọng trong hoạt động trao đổi, lưu thông hàng hóa giữa các quốc gia, vừa có hút (nước nhập khẩu) vừa đẩy (nước xuất khẩu) giúp quá trình lưu thông hàng hóa diễn ra nhanh chóng và hiệu quả hơn. Mô hình được ra mắt lần đầu năm 1962 bởi Jan Tinbergen. Mô hình lý thuyết cơ bản của hai nền kinh tế A và B được biểu diễn theo công thức sau:

$$F_{AB} = \frac{M_A * M_B}{D_{AB}} * G \quad (1)$$

Trong đó:

F : Trao đổi thương mại giữa 2 nước

M : Quy mô thương mại của nước đó

G : Hệ số hấp dẫn

D : Khoảng cách giữa 2 nước A và B

Lấy logarit cơ số tự nhiên hai vế của phương trình (1), ta có:

$$\begin{aligned} \ln(F) &= \beta_1 + \beta_2 \ln(M_A) + \beta_3 \ln(M_B) - \beta_4 \ln(D_{AB}) \\ &= \beta_1 + \beta_2 \ln(GDP_A) + \beta_3 \ln(GDP_B) - \beta_4 \ln(D_{AB}) \end{aligned}$$

Theo mô hình nghiên cứu trên, nhiều yếu tố khác sẽ đưa thêm vào mô hình để làm tăng tính tin cậy.

2.2. Các nghiên cứu liên quan

2.2.1. Các nghiên cứu nước ngoài

Uysal, Ö., & Mohamoud, A. S. (2018) đã xác định và đo lường yếu tố tác động đến giá hàng hóa xuất khẩu 7 quốc gia Đông Phi và đề xuất các giải pháp khả thi để cải thiện hoạt động xuất khẩu ở Đông Phi. Kết quả cho thấy lực lượng lao động, công nghiệp hóa, đầu tư trực tiếp nước ngoài và tỷ giá hối đoái có tác động tích

cực đến giá trị xuất khẩu. Mặt khác, lạm phát có tác động không tốt đến hoạt động xuất khẩu trong khi GDP tăng trưởng là biến số duy nhất không ảnh hưởng của các nước Đông Phi. **Ghebreyesus, T. (2015)** Nghiên cứu những yếu tố ảnh hưởng tới lượng cà phê xuất khẩu của Ethiopia giai đoạn 1981 - 2011. Sử dụng mô hình VAR, ECM và kiểm định quan hệ nhân quả Granger để xác định tác động của các biến độc lập tới lượng cà phê xuất khẩu. Yếu tố như giá xuất khẩu thực tế, sản lượng trong nước, cơ sở hạ tầng hỗ trợ, sản lượng thế giới có ảnh hưởng tới sản lượng xuất khẩu và độ mở nền kinh tế chỉ ảnh hưởng tới sản lượng xuất khẩu của Ethiopia trong dài hạn, yếu tố tỷ giá hối đoái không có ý nghĩa thống kê trong nghiên cứu. Tuy nhiên, khi sử dụng mô hình sửa lỗi, nghiên cứu của **Hussein, H. B. (2015)** cũng về sản lượng cà phê xuất khẩu của Ethiopia nhưng dữ liệu được mở rộng hơn giai đoạn 1965 - 2005 cho thấy nguồn cung cà phê Ethiopia trong ngắn hạn được xác định bởi tỷ giá hối đoái thực tế, dòng vốn nước ngoài vào, thu nhập thực tế và thời hạn thương mại. Về lâu dài, giá có độ co giãn cao nhưng trong ngắn hạn giá có độ co giãn thấp. Nghiên cứu của **Inayah, I., Oktaviani, R., & Daryanto, H. K. (2015)** về các yếu tố ảnh hưởng xuất khẩu tiêu của Indonesia ra thị trường quốc tế với phương pháp nghiên cứu hồi quy dữ liệu bảng, kết hợp: PLS, FEM, REM thông qua nguồn dữ liệu thứ cấp 2002 – 2014 cho thấy GDP bình quân đầu người của quốc gia nhập khẩu, khoảng cách kinh tế, giá xuất khẩu, tỷ giá hối đoái thực và việc tham gia FTA đều có ảnh hưởng tới sản lượng xuất khẩu. **Adhikari, A., Sekhon, M. K., & Kaur, M. (2016)** Nghiên cứu yếu tố tác động đến xuất khẩu gạo của Ấn Độ giai đoạn 1980 - 1981 đến 2012 - 2013 đi các đối tác. Thông qua dữ liệu chuỗi thời gian thứ cấp và mô hình hồi quy bội bằng OLS trên EVIEWS tìm ra được sự ảnh hưởng của giá xuất khẩu, lượng gạo tiêu thụ trong nước, giá xuất khẩu gạo trung bình thế giới và tỷ giá hối đoái. Theo đó nghiên cứu của **Feng, L. X., & Fei, X. L. (2019)** tìm ra mức độ ảnh hưởng của các yếu tố đến mức xuất khẩu gạo Trung Quốc sang các đối tác thương mại sau khi gia nhập WTO bằng mô hình hồi quy dữ liệu bảng thông qua dữ liệu thứ cấp từ 2001 - 2014 bổ sung thêm các yếu tố tác động khác tới lượng xuất khẩu là tổng sản phẩm quốc nội của quốc gia nhập khẩu, thu nhập bình quân đầu người ở Trung Quốc, sản lượng sản xuất, tổng sản phẩm quốc nội ở Trung Quốc, dân số Trung Quốc và thu nhập bình quân đầu người của quốc gia nhập khẩu.

2.2.2. Nghiên cứu trong nước

Tho, N. H. (2013) đã thông qua mô hình trọng lực đo lường và xác định các yếu tố tác động đến xuất khẩu của Việt Nam sang thị trường 40 quốc gia trong giai đoạn 1995 – 2011. Kết quả nghiên cứu đã chỉ ra rằng GDP Việt Nam, GDP quốc gia nhập khẩu, chi phí vận chuyển thông qua khoảng cách địa lý, FDI của Việt Nam có tác động đến luồng xuất khẩu Việt Nam, từ đó đề xuất những hướng đi, cải thiện cho xuất khẩu của Việt Nam. Tiếp nối việc nghiên cứu về giá xuất khẩu cà phê, **Thịnh, Đ. T. N. (2020)** theo mô hình trọng lực hấp dẫn đã tìm ra những yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu cà phê tại Việt Nam giai đoạn 2008 – 2018. Kết quả nghiên cứu chỉ ra PGDP gộp của VN và nước nhập khẩu, dân số gộp của VN và nước nhập khẩu, diện tích đất nông nghiệp của VN, tỷ giá hối đoái của VND với đồng tiền nước nhập khẩu, FTA, khoảng cách địa lý là những yếu tố tác động đến xuất khẩu cà phê tại Việt Nam. Cùng chung việc sử dụng mô hình trọng lực hấp dẫn làm nền tảng, mở rộng hơn về nguồn dữ liệu thứ cấp giai đoạn 2000 - 2018 và 1 vài dữ liệu thứ cấp giai đoạn 2019 đến 6 tháng đầu năm 2020 cho 1 biến khác **THU, V. T. C. (2020)** đã tìm hiểu về các yếu tố ảnh hưởng và hoạt động xuất khẩu cà phê nước ta sang thị trường bao gồm 30 quốc gia nhập khẩu cà phê Việt Nam kết hợp mô hình hồi quy cố định FEM vào việc giải thích các yếu tố ảnh hưởng đến kim ngạch xuất khẩu cà phê của Việt Nam. Kết quả thu là GDP của quốc gia nhập khẩu, sản lượng sản xuất của Việt Nam, sản lượng nhập khẩu của các quốc gia nhập khẩu, giá trung bình xuất khẩu cà phê thế giới, tỷ giá hối đoái thực giữa VND so với đồng tiền quốc gia nhập khẩu có ảnh hưởng, tuy nhiên khoảng cách địa lý hay tham gia FTA theo mô hình đều không có ý nghĩa. **Nguyễn, T. L. G., Vũ, D. L., Cam, T. H., & Lê, N. T. (2020)** đã dùng mô hình trọng lực hấp dẫn để xác định và phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến kim ngạch xuất khẩu gạo của Việt Nam sang các nước ASEAN + 3 (ASEAN - Nhật Bản - Hàn Quốc - Trung Quốc). Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng GDP của Việt Nam; diện tích thu hoạch lúa ở Việt Nam; khoảng cách địa lý giữa hai quốc gia; GDP của các nước nhập khẩu; dân số nước nhập khẩu; tỷ giá hối đoái của nước nhập khẩu; và WTO là những yếu tố định lượng có ảnh hưởng đến tổng giá trị xuất khẩu gạo Việt Nam. Ngoài các yếu tố định lượng, các tác giả còn chỉ ra các yếu tố định tính thể hiện tương quan giữa kim ngạch xuất khẩu gạo và chính sách của Chính phủ; chất lượng, giá của gạo

xuất khẩu, cơ sở hạ tầng, công nghệ, nguồn lao động cùng các yếu tố phi thuế quan và thuế quan của các nước nhập khẩu.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Nghiên cứu định tính (Alt + 8)

Bài nghiên cứu của nhóm sử dụng nguồn dữ liệu thứ cấp cho Việt Nam và 25 nước đối tác trong giai đoạn từ 2008-2020 từ các trang đáng tin cậy như World Bank, UN Comtrade, Tổng cục thống kê Việt Nam và phân tích, chạy mô hình bằng phần mềm STATA. Với những biến lựa chọn phải thỏa các thành phần của mô hình trọng lực hấp dẫn tổng quát, thỏa ba yếu tố:

+ Các yếu tố tác động đến cung (nước xuất khẩu - Việt Nam): GDP và PO. Sự dồi dào tư bản được thể hiện qua GDP và quy mô lao động, quy mô sản xuất được thể hiện qua PO.

+ Các yếu tố tác động đến cầu (nước nhập khẩu): GDP, ER và PO. Sự dồi dào tư bản được thể hiện qua GDP và quy mô thị trường và khả năng tiêu thụ sản phẩm được thể hiện qua PO, tỷ giá hối đoái đại diện giá bán sản phẩm tới quốc gia đó.

+ Các yếu tố cản trở, hấp dẫn: DI, FTA. Khoảng cách chính là yếu tố cản trở trong giao thương thương mại, chi phí vận chuyển càng lớn thì khoảng cách càng xa. FTA là một biến giả, là yếu tố hấp dẫn ưu đãi với cả 2 bên xuất khẩu và nhập khẩu.

Kế thừa những nghiên cứu đi trước nhóm nghiên cứu quyết định sử dụng phương pháp phân tích hồi quy đơn biến với dữ liệu một chiều - one-dimensional/single proxy để có thể kiểm định tất cả các giả thuyết đa cộng tuyến và phương sai sai số thay đổi có thể có trong mô hình giữa các thành tố của mô hình với nhau và giữa các giá trị xuất khẩu tới các quốc gia với Việt Nam.

- **GDP bình quân đầu người gộp của Việt Nam và quốc gia nhập khẩu (GDP_{it})** đại diện cho cả thu nhập của người tiêu dùng (tác động đến cầu) và sự dồi dào của nước xuất khẩu (tác động đến cung). Sự gia tăng của GDP có thể sẽ làm gia tăng cả cung và cầu của quốc gia. GDP của quốc gia nhập khẩu lớn cho thấy nhu cầu mua sắm và nhập hàng hóa tăng. Với nguồn dữ liệu từ Worldbank theo đơn vị ngàn USD, biến GDP bình quân đầu người gộp của nhóm được tính toán bằng tích của GDP bình quân đầu người giữa Việt Nam và nước xuất khẩu. Nhóm kì vọng GDP gộp có tác động cùng chiều tới xuất khẩu của cà phê Việt Nam như kết quả của các nghiên cứu Tri, Đ. T (2006), Kiên, T. N và Mỹ, N. T (2015), Thịnh, Đ. T. N (2020). Từ đây nhóm có giả thuyết nghiên cứu:

H_1 : GDP có tác động cùng chiều đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam (+)

- **Dân số gộp giữa Việt Nam và quốc gia nhập khẩu (PO_{it})** đại diện cho quy mô thị trường và lực lượng lao động. Sự gia tăng dân số có thể làm gia tăng cả cung và cầu. Việt Nam có lợi thế về nguồn nhân công rẻ và lực lượng lao động dồi dào nên khi dân số tăng thì lượng cung tăng dẫn đến xuất khẩu tăng. Với nguồn dữ liệu từ Worldbank theo đơn vị triệu người, biến dân số gộp của nhóm được tính toán bằng tích của dân số giữa Việt Nam và nước xuất khẩu. Nhóm kì vọng dân số gộp có tác động cùng chiều với xuất khẩu cà phê của Việt Nam như kết quả của các nghiên cứu Tri, Đ. T (2006), Kiên, T. N và Mỹ, N. T (2015), Thịnh, Đ. T. N (2020). Từ đây nhóm có giả thuyết nghiên cứu:

H_2 : PO có tác động cùng chiều đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam (+)

- **Khoảng cách địa lý giữa Việt Nam và các quốc gia nhập khẩu (DI_i)** ảnh hưởng đến thời gian, cước phí vận chuyển và chất lượng của hàng hóa, đặc biệt các mặt hàng nông sản. Cước phí vận chuyển cao khi khoảng cách xa làm giảm tính cạnh tranh của hàng hóa xuất khẩu so với các nước xuất khẩu cạnh tranh khác. Với nguồn dữ liệu từ Timaanddate.com theo đơn vị km, nhóm kì vọng khoảng cách địa lý ảnh hưởng ngược chiều với xuất khẩu cà phê của Việt Nam như kết quả của các nghiên cứu Wondesen T. B. và Fekadu G. M. (2019), Nguyen, T. M. C., & Tournois, N. (2020), Inayah, I., Oktaviani, R., & Daryanto, H. K. (2015), Thịnh, Đ. T. N. (2020), Tho, N. H. (2013), Nguyen, D. D. (2020), Nguyễn, T. L. G., Vũ, D. L., Cam, T. H., & Lê, N. T. (2020) Abdullah và cộng sự (2015). Từ đây nhóm có giả thuyết nghiên cứu:

H_3 : DI có tác động ngược chiều đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam (-)

- **Diện tích đất trồng cà phê của Việt Nam (LA_{it})** đại diện khả năng sản xuất của quốc gia. Diện tích đất nông nghiệp tăng dẫn đến diện tích đất trồng cà phê tăng, chứng tỏ khả năng sản xuất hàng hóa xuất khẩu cũng tăng. Với nguồn dữ liệu từ Tổng cục thống kê Việt Nam theo đơn vị nghìn ha, nhóm kì vọng diện tích đất nông nghiệp của Việt Nam có tác động cùng chiều đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam như kết quả của các nghiên cứu **Kiên, T. N và Mỹ, N. T (2015), Wondesen T. B. và Fekadu G. M. (2019), Thịnh, Đ. T. N (2020)**. Từ đây nhóm có giả thiết nghiên cứu:

H_4 : LA có tác động cùng chiều đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam (+)

- **Tỷ giá hối đoái của VND với đồng tiền quốc gia nhập khẩu (ER_{it})** có tác động tích cực tới xuất khẩu và tiêu cực tới nhập khẩu khi tỷ giá hối đoái tăng, đồng tiền Việt Nam bị mất giá. Ngược lại, khi tỷ giá hối đoái giảm, đồng tiền Việt Nam lên giá, tác động tích cực đến nhập khẩu và tiêu cực đến xuất khẩu. Với nguồn dữ liệu từ IMF theo đơn vị VND/dongtien, nhóm kì vọng biến tỷ giá hối đoái có tác động cùng chiều với xuất khẩu cà phê của Việt Nam như kết quả của các nghiên cứu **Kiên, T. N và Mỹ, N. T (2015), Abdullah và cộng sự (2015), Uysal, Ö., & Mohamoud, A. S. (2018), Nguyen, T. M. C., & Tournois, N. (2020), Ghebreyesus, T. (2015), Hussein, H. B. (2015), Inayah, I., Oktaviani, R., & Daryanto, H. K. (2015), Adhikari, A., Sekhon, M. K., & Kaur, M. (2016), Feng, L. X., & Fei, X. L. (2019), Thịnh, Đ. T. N. (2020), THU, V. T. C. (2020), Nguyen, D. D. (2020), Nguyễn, T. L. G., Vũ, D. L., Cam, T. H., & Lê, N. T. (2020)**. Từ đây nhóm có giả thiết nghiên cứu:

H_5 : ER có tác động cùng chiều đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam (+)

- **Biển giả FTA** bao gồm việc giảm thuế suất hoặc loại bỏ các rào cản thương mại, dẫn đến giảm giá hàng nhập khẩu. Mở rộng thương mại cũng dẫn đến thay đổi giá trong nước bằng cách xuất khẩu sản phẩm dựa trên lợi thế so sánh. Với nguồn dữ liệu từ trungtamwto.vn, nhóm kì vọng biển giả FTA có tác động cùng chiều đến với xuất khẩu cà phê của Việt Nam như kết quả của các nghiên cứu **Kiên, T. N và Mỹ, N. T (2015), Thịnh, Đ. T. N (2020), Tho, N. H. (2013), THU, V. T. C. (2020)**. Từ đây nhóm có giả thiết nghiên cứu:

H_6 : FTA có tác động cùng chiều đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam (+)

3.2. Nghiên cứu định lượng

Nghiên cứu sử dụng các mô hình Pooled OLS, FEM, REM, FGLS và SGMM để thực hiện hồi quy đối với bộ dữ liệu đi kèm là các kiểm định để xem xét thuộc tính dữ liệu như: Kiểm định nghiệm đơn vị PURT, kiểm định lựa chọn mô hình phù hợp, kiểm định hệ số tương quan, tự tương quan, đa cộng tuyến và phương sai sai số thay đổi để xác định mô hình với kết quả tối ưu nhất.

3.2.1. Phương pháp ước lượng OLS gộp Pooled OLS

Pooled OLS là mô hình dữ liệu chéo hay còn được gọi là mô hình hồi quy dữ liệu gộp, đây là phương pháp được sử dụng rộng rãi nhất để ước lượng các tham số trong phương trình hồi quy, đo lường vai trò của các biến giải thích, bỏ qua sự thay đổi về mặt thời gian, phân tử. Để tối thiểu hoá tổng bình phương phần dư (RSS). Tham số α trong mô hình cho tất cả đơn vị chéo đều như nhau. Mô hình OLS cho thấy mức tác động của biến độc lập đến biến phụ thuộc bỏ qua biến đặc trưng theo đơn vị chéo. Tuy nhiên, việc dữ liệu chéo và dữ liệu chuỗi thời gian đồng nhất là hiếm xảy ra trong thực tế, ảnh hưởng đến kết quả làm cho mô hình bị chệch, không hiệu quả. Do đó cần phải sử dụng thêm công cụ khác là mô hình FEM và REM. Mô hình Pooled OLS cho

+ Dữ liệu tĩnh:

$$\ln(EX_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_{it}) + \beta_2 \ln(PO_{it}) + \beta_3 \ln(LA_{it}) + \beta_4 \ln(DI_i) + \beta_5 \ln(ER_{it}) + \beta_6 FTA + \varepsilon_{it}$$

+ Dữ liệu động:

$$\ln(EX_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(EX_{i,t-1}) + \beta_2 \ln(GDP_{it}) + \beta_3 \ln(PO_{it}) + \beta_4 \ln(LA_{it}) + \beta_5 \ln(DI_i) + \beta_6 \ln(ER_{it}) + \beta_7 FTA + \varepsilon_{it}$$

Trong đó sai số ε_{it} đại diện cho các yếu tố không quan sát được khác nhau giữa các đối tượng và thay đổi theo thời gian.

3.2.2. Mô hình tác động cố định (FEM)

Mô hình FEM khắc phục nhược điểm của OLS, kết hợp sự khác nhau giữa các cặp quan sát chéo bằng việc cho hệ số chặn thay đổi. Khi các đơn vị chéo được quan sát không đồng nhất, FEM được sử dụng để phản ánh tác động của biến giải thích đến biến phụ thuộc có tính đặc trưng riêng của từng đơn vị chéo, giúp giảm thiểu sai sót kỹ thuật nếu bỏ sót những biến độc lập trong mô hình. Tuy nhiên, các biến không thay đổi theo thời gian sẽ bị loại bỏ khỏi mô hình FEM. Mô hình của nghiên cứu được trình bày như sau:

$$\ln(EX_{it}) = \alpha_0 + \beta_1 \ln(GDP_{it}) + \beta_2 \ln(PO_{it}) + \beta_3 \ln(AL_{it}) + \beta_4 \ln(DI_i) + \beta_5 \ln(ER_{it}) + \beta_6 FTA + \alpha_i + \varepsilon_{it}$$

Trong đó sai số của các đối tượng được chia làm hai thành phần:

+ α_i : đại diện cho các yếu tố không quan sát được, khác nhau giữa các đối tượng và không thay đổi theo thời gian.

+ ε_{it} : đại diện cho các yếu tố không quan sát được, khác nhau giữa các đối tượng và thay đổi theo thời gian.

Và trong mô hình có $Cov(\alpha_i, x_{it}) \neq 0$

Tại FEM có sự phối hợp khác nhau trong các quan sát chéo nhằm tối thiểu những sai sót kỹ thuật nếu bỏ sót những biến độc lập cần thiết trong mô hình. Ngoài ra, khi sử dụng FEM có thể xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến, đồng thời khoảng cách địa lý là những biến không thay đổi theo thời gian sẽ được loại bỏ.

3.2.3. Mô hình tác động ngẫu nhiên (REM)

Mô hình REM tương tự mô hình FEM, những tác động không thể xác định khi quan sát dữ liệu chéo hoặc dữ liệu chuỗi thời gian sẽ được xác định và đo lường. Giá trị hệ số chặn là ngẫu nhiên. REM đặc biệt thích hợp khi các quan sát chéo được lựa chọn một cách ngẫu nhiên từ một quần thể lớn hơn. Với REM hệ số chung không đổi theo thời gian và đối tượng sẽ tạo thành các hệ số chặn của từng đơn vị chéo. Mô hình REM của nghiên cứu được trình bày như sau:

$$\ln EX_{it} = \beta_1 \ln(GDP_{it}) + \beta_2 \ln(PO_{it}) + \beta_3 \ln(AL_{it}) + \beta_4 \ln(DI_i) + \beta_5 \ln(ER_{it}) + \beta_6 FTA + \alpha + \varepsilon_{it} \quad \text{với}$$

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + u_{it}$$

Trong đó:

+ α : Hệ số chặn chung cho tất cả các đơn vị chéo, không thay đổi theo thời gian

+ ε_{it} : Sai số phức hợp

+ α_i : Phản ánh ảnh hưởng của phần từ thứ i , không thay đổi theo thời gian

+ u_{it} : Sai số không tương quan lẫn nhau giữa các đối tượng và không tương quan với giá trị α_i

Và trong mô hình có $Cov(\alpha_i, x_{it}) = 0$

REM là cho phép xác định, đo lường những tác động không thể được xác định và đo lường khi sử dụng dữ liệu chéo hoặc dữ liệu theo thời gian.

3.2.4. Mô hình bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS)

Feasible generalized least squares hay còn gọi là mô hình ước lượng bình phương tối thiểu tổng quát khả thi là mô hình để cải thiện tình trạng phương sai sai số thay đổi. Trong FGLS, việc lập mô hình tiến hành theo hai giai đoạn: mô hình được ước tính bởi OLS hoặc một công cụ ước lượng nhất quán (nhưng không hiệu quả) khác và phần còn lại được sử dụng để xây dựng một công cụ ước lượng nhất quán của ma trận hiệp phương sai.

Trong nhiều bộ dữ liệu chéo, phương sai cho mỗi bảng là khác nhau. Thông thường các dữ liệu về quốc gia sẽ có sự thay đổi về tỷ lệ. Mô hình phương sai được chỉ định bằng cách bao gồm tùy chọn bảng điều khiển (phương sai thay đổi), được giả định

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 I & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 I & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma_m^2 I \end{bmatrix}$$

3.2.5. Mô hình System GMM

Đối với một vài vấn đề kinh tế không được giải quyết một cách thỏa đáng trong các nghiên cứu đi trước bởi hiện tượng nội sinh. Năm 1991, **Arellano và Bond** đã đề nghị sử dụng mô hình GMM sai phân (DGMM) tức là từ mô hình gốc sang mô hình sai phân bậc nhất đi kèm các biến giải thích là biến trễ của biến phụ thuộc. Hình thức lấy sai phân nhằm loại bỏ tương quan của biến giải thích với phần dư, giải quyết vấn đề nội sinh. Đến năm 1998 **Blundell và Bond** đã chứng minh việc biến trễ Y_{t-1} hoặc Y_{t-n} với t không quá lớn có mối tương quan cao với biến phụ thuộc Y_t làm cho DGMM không đủ mạnh để mô hình có độ tin cậy lớn. Nhằm khắc phục vấn đề đó cả 2 đề xuất 1 hệ hai mô hình: GMM cơ bản và D GMM

Gọi là System GMM (SGMM) với biến công cụ là các biến nội sinh và các biến trễ của biến nội sinh lấy theo sai phân (GMM), các biến ngoại sinh sẽ được đưa vào phần không được công cụ (IV OLS).

Biến công cụ thường được dùng như một giải pháp cho vấn đề biến nội sinh hồi quy, phương pháp này có thể giúp ta đạt được các tham số hồi quy hợp lý. Tuy nhiên, với những mô hình kinh tế như các mô hình có tính Cung – Cầu sẽ luôn chứa các hệ phương trình đồng thời, thường luôn có nội sinh – endogeneity.

Vì thế việc xác định được các biến công cụ được coi là bài toán tối ưu của mô hình GMM. Với một ma trận $X (N \times k)$ và một ma trận $Z (N \times l)$, l biến công cụ ta xác định được một bộ l các moment, phương pháp này sẽ xem mỗi phương trình moment là một moment mẫu và được ước lượng bằng cách lấy trung bình trên N . Ước lượng cho phương pháp GMM có biến công cụ sẽ phải thỏa điều kiện hệ số ước lượng của mô hình GMM sử dụng biến công cụ có giá trị trung bình theo N bằng không.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kết quả

4.1.1. Thống kê mô tả

Tổng số biến của mô hình là 7 biến (1 biến phụ thuộc và 6 biến độc lập), tổng số quan sát là 325 (luận văn nghiên cứu 25 nước x 13 năm = 325 biến quan sát) thể hiện chi tiết thông qua stata tại Phụ lục bản đầy đủ)

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến

Ký hiệu biến	Số quan sát	Trung bình cộng	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
lnEX	325	17.77442	1.016274	14.66765	20.03411
lnPGDP	325	3.288086	1.157415	.1377826	5.177572
lnDI	325	8.713547	.7342068	6.898412	9.779763
lnER	325	7.914401	2.529034	.4317824	10.45707
lnPO	325	8.776493	1.220552	6.814075	11.8302
lnLA	325	6.426157	.1060051	6.215008	6.544775
FTA	325	.2030769	.4029096	0	1

Nguồn: Tính toán từ nhóm tác giả

Biến lnER có độ lệch chuẩn cao là 2.529034. Điều này cho thấy biến này có biến động khá mạnh, có nghĩa rằng sự chênh lệch các biến quan sát trong biến lnER so với trung bình của biến là khá cao.

Ngoài ra các biến lnEX, lnDI, lnLA, FTA có độ lệch chuẩn rất thấp, có nghĩa rằng sự chênh lệch các biến quan sát trong các biến lnEX, lnDI, lnLA, FTA so với trung bình của các biến này là rất thấp.

Hình 1: Thống kê mô tả các biến

	lnEX	lnPGDP	lnDI	lnER	lnPO	lnLA	FTA
lnEX	1.0000						
lnPGDP	0.4899 0.0000	1.0000					
lnDI	0.0999 0.0721	0.3861 0.0000	1.0000				
lnER	0.2136 0.0001	0.5246 0.0000	0.5572 0.0000	1.0000			
lnPO	0.1147 0.0388	-0.3666 0.0000	-0.3809 0.0000	-0.4032 0.0000	1.0000		
lnLA	0.1553 0.0050	0.2976 0.0000	0.0000 1.0000	0.0025 0.9647	0.0524 0.3460	1.0000	
FTA	0.0618 0.2667	0.0429 0.4411	-0.3546 0.0000	-0.3305 0.0000	0.4147 0.0000	0.0916 0.0992	1.0000

Nguồn: Tính toán từ nhóm tác giả

Theo bảng ta thấy được mức ý nghĩa tương quan của kiểm định Pearson duy nhất ở vị trí FTA là lớn hơn 10% vậy FTA không có tương quan với sản lượng xuất khẩu cả phê được xét đến. Những biến còn lại đều có tương quan với biến phụ thuộc thỏa mãn điều kiện.

Panel Unit Root Test (PURT)

Kiểm định tính dừng LLC cho phép thời gian T nhỏ hơn khi mà số lượng N ngày càng gia tăng và sẽ xác định tiệm cận khi $\sqrt{N}/T \rightarrow 0$ tương ứng với dữ liệu của bài nghiên cứu, khi mà Việt Nam đang ngày càng mở rộng thương mại với thế giới cùng với đó chu kỳ kinh tế lại luôn luôn biến động. Kết quả kiểm định tính dừng (tại Phụ lục bản đầy đủ) đối với các biến được tổng hợp như sau:

Bảng 2: Tổng hợp giá trị kiểm định tính dừng của các biến

Biến	Giá trị kiểm định	P_value
lnEX	-5.8120	0.000
lnPGDP	-13.8269	0.000
lnER	-12.8735	0.000
lnPO	-21.0658	0.000
lnLA	-32.3045	0.000

Nguồn: Tính toán từ nhóm tác giả

Xem xét p_value ta nhận thấy các giá trị đều nhỏ hơn 0.05. Vậy từ kết quả trên ta đưa ra kết luận dữ liệu sau khi lấy ln đã thỏa mãn điều kiện dừng.

4.1.2. Mô hình dữ liệu bảng tĩnh

Mô hình hồi quy với Pooled OLS, FEM, REM

Sau khi phân tích dữ liệu đã thu thập với các mô hình hồi quy Pooled OLS, FEM, REM (lần lượt tại Phụ lục bản đầy đủ)

Bảng 3: Tổng hợp kết quả hồi quy Pooled OLS, FEM, REM cho mô hình tĩnh

BIẾN ĐỘC LẬP	POOLED OLS	FEM	REM
lnPGDP	0.5446292 (0.000)	0.6088334 (0.002)	0.3130289 (0.015)
lnPO	0.2932458 (0.000)	-4.49168 (0.000)	0.1225063 (0.410)
lnLA	-0.4586156 (0.328)	2.255945 (0.001)	0.3957391 (0.419)
lnDI	-0.0450306 (0.562)	- (0.000)	-0.0499861 (0.852)
lnER	0.0193885 (0.000)	-0.6395432 (0.000)	0.0391758 (0.000)

	(0.43)	(0.003)	(0.615)
Hệ số chặn	16.59605	45.7578	13.25241
	(0.000)	(0.000)	(0.001)
Hệ số R^2	0.3438	0.1934	0.3718

Nguồn: Tính toán từ nhóm tác giả

Thông qua kết quả kiểm định tại mô hình FEM (tại Phụ lục bản đầy đủ) và mô hình REM (tại Phụ lục bản đầy đủ) ta nhận thấy cả 2 mô hình đều có ý nghĩa thống kê với $p_value = 0$ hay nói cách khác cả 2 mô hình đều tốt hơn Pooled OLS.

Hình 2: Kiểm định Hausman test với mô hình tĩnh

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

```
chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
        = 30.46
Prob>chi2 = 0.0000
(V_b-V_B is not positive definite)
```

Nguồn: Tính toán từ nhóm tác giả

Ta đưa ra kết luận mô hình FEM là tốt hơn so với mô hình REM. Vậy khi phân tích về các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam chúng ta nên tiếp cận theo phương pháp FEM,

Hình 3: Kiểm định đa cộng tuyến với dữ liệu

Variable	VIF	1/VIF
lnER	1.81	0.552736
lnPGDP	1.68	0.596111
lnDI	1.53	0.653918
lnPO	1.31	0.763361
lnLA	1.16	0.861260
Mean VIF	1.50	

Nguồn: Tính toán từ nhóm tác giả

Sau khi thực hiện kiểm định đa cộng tuyến các hệ số VIF đều < 2 nên kết luận mô hình không có đa cộng tuyến.

Kiểm định tự tương quan

Hình 4: Kiểm định Wooldridge với dữ liệu

```
. xtserial lnEX lnPGDP lnDI lnER lnPO lnLA
Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation
F( 1, 24) = 4.687
Prob > F = 0.0405
```

Nguồn: Tính toán từ nhóm tác giả

Với giá trị $p_value < 5\%$ ta nhận thấy mô hình có hiện tượng tự tương quan.

Kiểm định phương sai sai số thay đổi

Hình 5: Kiểm định Breusch – Pagan / Cook – Weisberg với dữ liệu

```
. hettest
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity
H0: Constant variance
Variables: fitted values of lnEX

chi2(1) = 0.04
Prob > chi2 = 0.8470
```

Nguồn: Tính toán từ nhóm tác giả

Với kiểm định ta kết luận mô hình OLS không có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Hình 6: Kiểm định Breusch and Pagan Lagrangian với dữ liệu

```
. xttest0
Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

lnEX[QG,t] = Xb + u[QG] + e[QG,t]

Estimated results:

```

	Var	sd = sqrt(Var)
lnEX	1.032812	1.016274
e	.1773856	.4211716
u	.605228	.777964

```

Test:  Var(u) = 0
      chibar2(01) =   984.87
      Prob > chibar2 =   0.0000

```

Nguồn: Tính toán từ nhóm tác giả

Với giá trị kiểm định trên ta kết luận mô hình REM có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Hình 7: Kiểm định Wald

```
. xttest3
Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

H0: sigma(i)^2 = sigma^2 for all i

chi2 (25) =    2039.07
Prob>chi2 =    0.0000

```

Nguồn: Tính toán từ nhóm tác giả

Với giá trị kiểm định trên ta kết luận mô hình FEM có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Để khắc phục khuyết tật của mô hình ta có 2 cách

- + Sử dụng FGLS: Mô hình bình phương nhỏ nhất tối thiểu tổng quát.
- + Sử dụng SGMM: Mô hình hệ thống GMM.

Mô hình FGLS và mô hình SGMM

Sau khi phân tích dữ liệu đã thu thập với các mô hình FGLS và SGMM ta nhận thấy mô hình FGLS không có hiện tượng tự tương quan cùng với kết quả khá tốt tuy nhiên còn 1 biến không có ý nghĩa là lnLA. Mô hình SGMM cũng cho kết quả tốt với tất cả các biến đều có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Ta so sánh kết quả của 2 mô hình như sau:

Hình 8: So sánh mô hình FGLS và SGMM với dữ liệu bảng tĩnh

```
. esttab glstinh sgmmtinh, p star (* 0.1 ** 0.05 *** 0.01)
```

	(1) lnEX	(2) lnEX
lnPGDP	0.545*** (0.000)	-0.228*** (0.000)
lnDI	-0.149*** (0.006)	-1.301*** (0.000)
lnER	0.0320** (0.023)	0.982*** (0.000)
lnPO	0.321*** (0.000)	0.587*** (0.000)
lnLA	-0.487 (0.132)	1.797*** (0.000)
_cons	17.37*** (0.000)	5.399** (0.032)
N	325	325

p-values in parentheses
* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

Nguồn: Tính toán từ nhóm tác giả

4.1.3. Mô hình dữ liệu bảng động

Sau khi thực hiện những kiểm định dành cho mô hình như trên ta kết luận mô hình có hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan.

Để khắc phục khuyết tật của mô hình ta có 2 cách

+ Sử dụng FGLS: Mô hình bình phương nhỏ nhất tối thiểu tổng quát.

+ Sử dụng SGMM: Mô hình hệ thống GMM.

Sau khi phân tích dữ liệu đã thu thập với các mô hình FGLS và SGMM (lần lượt tại Phụ lục bản đầy đủ) ta nhận thấy mô hình FGLS không có hiện tượng tự tương quan cùng với kết quả khá tốt tuy nhiên cả 5 biến đều không có ý nghĩa là $\ln PGDP$, $\ln DI$, $\ln ER$, $\ln PO$ và $\ln LA$. Tuy nhiên mô hình SGMM lại cho kết quả rất tốt với hầu hết biến đều có ý nghĩa thống kê trừ biến $\ln ER$. Đồng thời tất cả các kiểm định cần thiết đều đáp ứng điều kiện. Ta so sánh kết quả của 2 mô hình như sau:

Hình 9: So sánh mô hình FGLS và SGMM với dữ liệu bảng động

. esttab fglsdong sgmdong, p star (* 0.1 ** 0.05 *** 0.01)

	(1) $\ln EX$	(2) $\ln EX$
$L.\ln EX$	0.933*** (0.000)	0.285*** (0.000)
$\ln PGDP$	0.0195 (0.416)	0.766*** (0.000)
$\ln DI$	-0.0131 (0.748)	-4.633*** (0.000)
$\ln ER$	0.00562 (0.584)	0.820*** (0.000)
$\ln PO$	0.0404* (0.056)	0.936*** (0.001)
$\ln LA$	-0.0786 (0.706)	-2.232*** (0.000)
_cons	1.367 (0.330)	50.17*** (0.000)
N	300	300
p-values in parentheses		
* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01		

4.2. Thảo luận

Nghiên cứu về các yếu tố tác động đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam đã làm sáng tỏ được mục tiêu nghiên cứu mà nhóm đã đề ra:

- Một là đề xuất được mô hình lý thuyết về các yếu tố tác động đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam dựa trên nền tảng mô hình trọng lực hấp dẫn trong thương mại quốc tế.

- Hai là, bài nghiên cứu đã lượng hóa tác động của các yếu tố tới xuất khẩu cà phê của Việt Nam thông qua 2 mô hình tĩnh và động, các giá trị hầu như tương tự với kỳ vọng đã đặt ra:

Thứ nhất đối với mô hình tĩnh

Nhóm sử dụng mô hình SGMM để khắc phục khuyết tật của mô hình FEM và nhận được các kết quả khá tốt, mô hình có ý nghĩa thống kê ở mức thống kê 5%, chỉ có biến GDP gộp PGDP của hai nước là trái với kỳ vọng đặt ra trước đó. Tác giả Zhenhui Xu (1996) sử dụng kiểm định nhân quả Granger trong ngắn hạn đã đưa ra kết luận GDP có thể có ảnh hưởng mang dấu âm lên sản lượng xuất khẩu cà phê của VN vì hiện tại VN vẫn là một nền kinh tế “nhỏ”, nếu trong ngắn hạn có sự thay đổi, đặc biệt là những tăng trưởng bất ngờ trong nền kinh tế xuất hiện có thể kích cầu nội địa và giảm xuất khẩu.

Thứ hai đối với mô hình động

Vì sử dụng phương pháp ước lượng FEM hay REM có kết quả ước lượng bị chệch nên nhóm sử dụng phương pháp khắc phục bằng SGMM để khắc phục khuyết tật mô hình là tốt nhất với biến LA là có dấu khác với kỳ vọng của nhóm. Theo Ngô Thị Mỹ (2016) diện tích đất nông nghiệp không thể đại diện chính xác cho

đất trồng cà phê hay nguồn cung cà phê (và hơn hết thời gian thu hoạch cà phê rất lâu trong khi thời gian thu hoạch nông sản thường là trong năm), Erdem, E., & Nazlioglu, S. (2008, August) cũng cho kết quả tương tự với đất tại Thổ Nhĩ Kỳ.

- Ba là, bài nghiên cứu cũng phân tích được tình hình xuất khẩu cà phê của Việt Nam giai đoạn 2008 - 2018, từ đó cho thấy được bức tranh xuất khẩu cà phê của Việt Nam giai đoạn này.

- Bốn là, bài nghiên cứu cũng đưa ra được các phương pháp nhằm đẩy mạnh hoạt động xuất khẩu cà phê của Việt Nam.

Tuy nhiên vì số lượng biến và độ dài biến còn giới hạn nên giá trị hồi quy của các yếu tố đến sản lượng xuất khẩu còn chưa cao, đề tài chỉ dừng lại ở phân tích ảnh hưởng độc lập của vài yếu tố của mô hình trọng lực. Đồng thời vì nguồn dữ liệu thứ cấp còn hạn chế nên chỉ nghiên cứu trong 25 quốc gia nhập khẩu, bỏ đi các quốc gia có tiềm năng trong tương lai, đây cũng sẽ là một hướng mới để phát triển hơn đề tài. Thông qua nghiên cứu này có thể đưa ra được những khuyến nghị cho Việt Nam như sau:

Xét về dân số của Việt Nam, theo quan điểm kinh tế, dân số gắn liền với lực lượng lao động. Do đó, Việt Nam cần tận dụng lực lượng lao động. Chính phủ cần đẩy mạnh định hướng chuyên môn hoá lực lượng lao động, tăng tỷ lệ lao động có chuyên môn cao và tỷ lệ lực lượng lao động phù hợp cho tất cả các ngành nghề cụ thể. Bên cạnh đó, Chính phủ cần đẩy mạnh triển khai các chính sách thu hút nguồn nhân lực chất lượng cao như quy định cụ thể tiền lương tối thiểu, mức độ đãi ngộ cho người lao động có trình độ cao.

Để tăng cường xuất khẩu, các doanh nghiệp trong nước trong ngắn hạn nên dành sự ưu tiên cho các thị trường lân cận với Việt Nam đặc biệt là thị trường Châu Á với những cái tên hàng đầu như Hàn Quốc, Trung Quốc, Singapore.... Trong dài hạn, Việt Nam cần phải phát triển cơ sở hạ tầng và hệ thống giao thông vận tải để có thể việc vận chuyển được thuận lợi hơn.

Chúng ta thực hiện các biện pháp thâm canh, tái canh, chính sách chuyển đổi giống cây trồng cà phê trên cơ sở khai thác đất đai một cách bền vững. Những diện tích trồng cà phê già cỗi cần được trồng thay thế hoặc chuyển đổi nhằm nâng cao năng suất, cải tiến chất lượng, tăng tính cạnh tranh của các sản phẩm cà phê trên thị trường thế giới.

Đối với các doanh nghiệp xuất khẩu:

Một là, các doanh nghiệp xuất khẩu cà phê cần lựa chọn đồng tiền thanh toán hợp lý. Lựa chọn những ngoại tệ có giá trị ổn định, tránh sử dụng những đồng tiền có giá trị biến động thất thường và khó dự đoán, đồng tiền của những quốc gia có tình trạng bất ổn về chính trị.

Hai là, các doanh nghiệp cần xây dựng một chiến lược quản lý rủi ro ngoại hối, cùng với chiến lược như sản xuất, marketing, quản lý tài chính phù hợp nhất với những biến động của tỷ giá hối đoái,

• Về phía nhà nước:

Một là, gia tăng quỹ dự trữ ngoại hối quốc gia với nhiều loại ngoại tệ mạnh khác nhau như: đồng đô la Mỹ, đồng Euro, Yên Nhật, không chỉ giúp cho ngân hàng nhà nước can thiệp trong ngắn hạn khi tỷ giá hối đoái biến động mạnh mà còn giúp tỷ giá hối đoái của ngoại tệ ổn định hơn.

Hai là, Chính phủ và ngân hàng giãn nợ cho người nông dân ở mùa vụ cũ, tạo điều kiện cho doanh nghiệp vay vốn (với lãi suất thấp) tối đa trong 6 tháng để tạm trú cà phê trong thời gian đầu thu hoạch.

5. Tổng kết

Nghiên cứu đã thành công trong việc vận dụng mô hình trọng lực hấp dẫn vào việc giải thích các yếu tố ảnh hưởng đến kim ngạch xuất khẩu cà phê của Việt Nam. Ngoài ra việc sử dụng cả 2 mô hình tĩnh và động đã giúp cho việc xem xét sự ảnh hưởng của các yếu tố toàn diện hơn.

- Mô hình tĩnh: Nhóm sử dụng mô hình SGMM để khắc phục khuyết tật của mô hình FEM và nhận được các kết quả khá tốt, mô hình có ý nghĩa thống kê ở mức thống kê 5%. Với các hệ số tương quan được xác định như sau: biến gộp PGDP của Việt Nam và nước nhập khẩu (PGDP) (-0.228), dân số gộp của Việt Nam và nước nhập khẩu (PO) (0.587), khoảng cách (DI) (-1.301), diện tích đất nông nghiệp của Việt Nam (LA) (1.797), tỷ giá hối đoái giữa đồng VND và đồng tiền nước nhập khẩu (ER) (0.982).

- Mô hình động: Vì sử dụng phương pháp ước lượng FEM hay REM có kết quả ước lượng bị chệch nên nhóm sử dụng phương pháp khắc phục bằng SGMM để khắc phục khuyết tật mô hình là tốt nhất với các giá trị được xác định như sau: biến trễ có tác động tích cực tới sản lượng xuất khẩu (0.285), biến gộp PGDP của Việt Nam và nước nhập khẩu (PGDP) (0.766), dân số gộp của Việt Nam và nước nhập khẩu (PO) (0.936), diện tích đất nông nghiệp của Việt Nam (LA) (-2.232), khoảng cách (DI) (-4.633), tỷ giá hối đoái (0.820)

Thông qua ước lượng trên ta dễ thấy biến trễ lnEX có ý nghĩa thống kê và ảnh hưởng tới sản lượng xuất khẩu cả phê của Việt Nam. Theo **Marcelo Stoto**, số lượng các nước trong dữ liệu mảng gần như không có ảnh hưởng quá lớn đến kết quả của ước lượng bằng mô hình GMM. Ngoài ra **Imai, Katsushi S.; Cheng, Wenya; Gaiha, Raghav (2016)** cũng đưa ra kết luận về sự ảnh hưởng mang dấu âm của việc tăng trưởng về kinh tế (phi nông nghiệp) lên ngành nông nghiệp tại các nước có thu nhập trung bình – thấp, theo đó thì ảnh hưởng tiêu cực lên nông nghiệp có thể là trực tiếp từ các nhóm ngành xây dựng, cầu đường, điều này là hợp lý khi hệ thống logistic của VN còn chưa đầy đủ và tỷ giá hối đoái của VN/USD thường cao và không ổn định dẫn tới có rất nhiều chi phí phát sinh khi xuất khẩu đến các nước trên thế giới.

Đối với mô hình dữ liệu bảng tĩnh kết quả nhóm thu được có biến lnPGDP là biến GDP gộp của hai quốc gia có giá trị trái với giá trị kỳ vọng, theo tác giả **Zhenhui Xu (1996)** sử dụng kiểm định nhân quả Granger trong ngắn hạn đã đưa ra kết luận GDP có thể có ảnh hưởng mang dấu âm lên sản lượng xuất khẩu cả phê của VN vì hiện tại VN vẫn là một nền kinh tế “nhỏ”, nếu trong ngắn hạn có sự thay đổi, đặc biệt là những tăng trưởng bất ngờ trong nền kinh tế xuất hiện có thể kích cầu nội địa và giảm xuất khẩu. Hoặc theo tác giả Hatab, 2010, GDP nước nhập khẩu và GDP Ai Cập có ảnh hưởng trái dấu nhau lên xuất khẩu của Ai Cập, tuy GDP với tác động mang dấu của các nước nhập khẩu không có ý nghĩa thống kê trong mô hình của tác giả trên nhưng GDP của Ai Cập là nước xuất khẩu mang dấu âm. Vì nhóm sử dụng biến gộp là tích của GDP nước nhập khẩu và GDP của VN vì thế biến PGDP đã bị ảnh hưởng bởi điều này.

Với lợi thế là quốc gia xuất khẩu cả phê thứ 2 trên thế giới, Việt Nam cần chú trọng hơn về những yếu tố có thể kiểm soát nâng cao chất lượng sản phẩm, nâng cao cơ sở hạ tầng nhằm tăng sản lượng, mở rộng thị trường.

6. Phụ lục

PHỤ LỤC 1: Thống kê mô tả các biến

. summarize lnEX lnPGDP lnDI lnER lnPO lnLA FTA, separator(7)

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
lnEX	325	17.77442	1.016274	14.66765	20.03411
lnPGDP	325	3.288086	1.157415	.1377826	5.177572
lnDI	325	8.713547	.7342068	6.898412	9.779763
lnER	325	7.914401	2.529034	.4317824	10.45707
lnPO	325	8.77639	1.218677	6.814075	11.8302
lnLA	325	6.426157	.1060051	6.215008	6.544775
FTA	325	.2030769	.4029096	0	1

PHỤ LỤC 2: Kết quả kiểm định PURT

. xtunitroot llc lnPO

Levin-Lin-Chu unit-root test for lnPO

Ho: Panels contain unit roots
Ha: Panels are stationary

Number of panels = 25
Number of periods = 13

AR parameter: Common
Panel means: Included
Time trend: Not included

Asymptotics: N/T -> 0

ADF regressions: 1 lag
LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-19.6245	
Adjusted t*	-21.0658	0.0000

. xtunitroot llc lnPGDP

Levin-Lin-Chu unit-root test for lnPGDP

Ho: Panels contain unit roots
Ha: Panels are stationary

Number of panels = 25
Number of periods = 13

AR parameter: Common
Panel means: Included
Time trend: Not included

Asymptotics: N/T -> 0

ADF regressions: 1 lag
LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-14.5118	
Adjusted t*	-13.8269	0.0000

. xtunitroot llc lnER			. xtunitroot llc lnEX		
Levin-Lin-Chu unit-root test for lnER			Levin-Lin-Chu unit-root test for lnEX		
Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	25	Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	25
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	13	Ha: Panels are stationary	Number of periods =	13
AR parameter: Common	Asymptotics: N/T -> 0		AR parameter: Common	Asymptotics: N/T -> 0	
Panel means: Included			Panel means: Included		
Time trend: Not included			Time trend: Not included		
ADF regressions: 1 lag			ADF regressions: 1 lag		
LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)			LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)		
	Statistic	p-value		Statistic	p-value
Unadjusted t	-16.1170		Unadjusted t	-11.1790	
Adjusted t*	-12.8735	0.0000	Adjusted t*	-5.8120	0.0000

. xtunitroot llc lnLA		
Levin-Lin-Chu unit-root test for lnLA		
Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	25
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	13
AR parameter: Common	Asymptotics: N/T -> 0	
Panel means: Included		
Time trend: Not included		
ADF regressions: 1 lag		
LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)		
	Statistic	p-value
Unadjusted t	-33.1342	
Adjusted t*	-32.3045	0.0000

PHỤ LỤC 3: Kết quả ước lượng Pooled OLS cho mô hình tĩnh

. reg lnEX lnPGDP lnDI lnER lnPO lnLA						
Source	SS	df	MS	Number of obs =	325	
Model	115.041742	5	23.0083484	F(5, 319) =	33.42	
Residual	219.58931	319	.688367743	Prob > F =	0.0000	
Total	334.631052	324	1.03281189	R-squared =	0.3438	
				Adj R-squared =	0.3335	
				Root MSE =	.82968	
lnEX	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnPGDP	.5446292	.0515804	10.56	0.000	.4431484	.64611
lnDI	-.0450306	.077635	-0.58	0.562	-.197772	.1077108
lnER	.0193885	.0245146	0.79	0.430	-.0288421	.0676192
lnPO	.2932458	.0432897	6.77	0.000	.2080764	.3784151
lnLA	-.4586156	.4685369	-0.98	0.328	-1.380428	.4631973
_cons	16.59605	3.049612	5.44	0.000	10.59616	22.59595

PHỤ LỤC 4: Kết quả ước lượng FEM cho mô hình tĩnh

. xtreg lnEX lnPGDP lnDI lnER lnPO lnLA, fe						
note: lnDI omitted because of collinearity						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs =	325		
Group variable: QG			Number of groups =	25		
R-sq:			Obs per group:			
within = 0.1934			min =	13		
between = 0.0178			avg =	13.0		
overall = 0.0127			max =	13		
corr(u_i, Xb) = -0.9854			F(4, 296) =	17.74		
			Prob > F =	0.0000		
lnEX	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnPGDP	.6088334	.197584	3.08	0.002	.2199859	.9976809
lnDI	0 (omitted)					
lnER	-.6395432	.2160586	-2.96	0.003	-1.064749	-.2143376
lnPO	-4.49168	.9043783	-4.97	0.000	-6.271506	-2.711854
lnLA	2.255945	.6480196	3.48	0.001	.980635	3.531254
_cons	45.7578	8.109463	5.64	0.000	29.79829	61.71731
sigma_u	5.5498309					
sigma_e	.42117164					
rho	.99427382					(fraction of variance due to u_i)
F test that all u_i=0: F(24, 296) = 39.30			Prob > F = 0.0000			

PHỤ LỤC 5: Kết quả ước lượng REM cho mô hình tĩnh

```
. xtreg lnEX lnPGDP lnDI lnER lnPO lnLA, re

Random-effects GLS regression              Number of obs   =        325
Group variable: QG                        Number of groups =         25

R-sq:                                     Obs per group:
    within = 0.1194                               min =          13
    between = 0.3718                             avg =         13.0
    overall = 0.3141                               max =          13

corr(u_i, X)  = 0 (assumed)                  Wald chi2(5)    =        50.21
                                                Prob > chi2     =       0.0000
```

	lnEX	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnPGDP		.3130289	.1282625	2.44	0.015	.061639	.5644188
lnDI		-.0499861	.2686904	-0.19	0.852	-.5766095	.4766374
lnER		.0391758	.0778687	0.50	0.615	-.113444	.1917955
lnPO		.1225063	.1487986	0.82	0.410	-.1691337	.4141463
lnLA		.3957391	.4900493	0.81	0.419	-.5647399	1.356218
_cons		13.25241	3.859911	3.43	0.001	5.687123	20.8177
sigma_u		.77796404					
sigma_e		.42117164					
rho		.7733421	(fraction of variance due to u_i)				

PHỤ LỤC 6: Kiểm định Hausman cho mô hình tĩnh

```
. hausman fe re

----- Coefficients -----
             (b)      (B)      (b-B)      sqrt(diag(V_b-V_B))
             fe      re      Difference      S.E.
-----+-----+-----+-----+-----
lnPGDP      .6088334   .3130289   .2958045   .1502936
lnER        -.6395432   .0391758   -.678719   .2015385
lnPO        -4.49168   .1225063   -4.614186   .8920533
lnLA        2.255945   .3957391   1.860205   .424006

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

      chi2(4) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
            =          30.46
      Prob>chi2 =          0.0000
      (V_b-V_B is not positive definite)
```

PHỤ LỤC 7: Kết quả ước lượng FGLS cho mô hình tĩnh

```
. xtglsl lnEX lnPGDP lnDI lnER lnPO lnLA, panels (hetero)

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares
Panels:       heteroskedastic
Correlation:  no autocorrelation

Estimated covariances   =        25      Number of obs   =        325
Estimated autocorrelations =          0      Number of groups =         25
Estimated coefficients   =          6      Time periods    =         13
                                                Wald chi2(5)    =       297.47
                                                Prob > chi2     =       0.0000
```

	lnEX	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnPGDP		.5451936	.0362684	15.03	0.000	.4741088	.6162784
lnDI		-.1490239	.0542274	-2.75	0.006	-.2553076	-.0427401
lnER		.0320265	.0141144	2.27	0.023	.0043628	.0596902
lnPO		.3207401	.0324846	9.87	0.000	.2570714	.3844088
lnLA		-.4870871	.3230881	-1.51	0.132	-1.120328	.1461539
_cons		17.36728	2.089736	8.31	0.000	13.27148	21.46309

PHỤ LỤC 8: Kết quả ước lượng SGMM cho mô hình tĩnh

```
. . xtabond2 lnEX lnPGDP lnDI lnER lnPO lnLA, gmm( lnDI lnLA , lag(3 .) collapse)
> iv(lnDI lnPGDP lnPO) twostep
Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor sp
> eed, perm.
Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular.
Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step e
> stimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.
```

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM

Group variable: QG	Number of obs	=	325
Time variable : NĂM	Number of groups	=	25
Number of instruments = 25	Obs per group: min	=	13
Wald chi2(4) = 635.13	avg	=	13.00
Prob > chi2 = 0.000	max	=	13

	lnEX	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
	lnPGDP	-.2281732	.0647008	-3.53	0.000	-.3549844	-.1013621
	lnDI	-1.300829	.201844	-6.44	0.000	-1.696435	-.9052217
	lnER	.9815634	.0669088	14.67	0.000	.8504245	1.112702
	lnPO	.587369	.0762023	7.71	0.000	.4380153	.7367228
	lnLA	1.797031	.280889	6.40	0.000	1.246499	2.347564
	_cons	5.399114	2.513081	2.15	0.032	.4735669	10.32466

Warning: Uncorrected two-step standard errors are unreliable.

Instruments for first differences equation

Standard

0. (lnDI lnPGDP lnPO)

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

L(3/.).(lnDI lnLA) collapsed

Instruments for levels equation

Standard

_cons

lnDI lnPGDP lnPO

GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)

DL2. (lnDI lnLA) collapsed

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -2.32 Pr > z = 0.020

Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 2.65 Pr > z = 0.008

Sargan test of overid. restrictions: chi2(19) = 151.39 Prob > chi2 = 0.000

(Not robust, but not weakened by many instruments.)

Hansen test of overid. restrictions: chi2(19) = 23.80 Prob > chi2 = 0.204

(Robust, but can be weakened by many instruments.)

Difference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:

GMM instruments for levels

Hansen test excluding group: chi2(18) = 22.68 Prob > chi2 = 0.203

Difference (null H = exogenous): chi2(1) = 1.12 Prob > chi2 = 0.290

iv(lnDI lnPGDP lnPO)

Hansen test excluding group: chi2(16) = 23.65 Prob > chi2 = 0.098

Difference (null H = exogenous): chi2(3) = 0.15 Prob > chi2 = 0.985

PHỤ LỤC 9: Kết quả ước lượng FEM, REM cho mô hình động

```
. xtreg lnEX 1.lnEX lnPGDP lnDI lnER lnPO lnLA, fe
note: lnDI omitted because of collinearity
```

Fixed-effects (within) regression

Group variable: QG

R-sq:

within	= 0.2900	Obs per group:	min	= 12
between	= 0.0085		avg	= 12.0
overall	= 0.0051		max	= 12

corr(u_i, Xb) = -0.9811

F(5,270) = 22.05

Prob > F = 0.0000

	lnEX	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnEX							
l1.		.3646987	.0607874	6.00	0.000	.2450212	.4843763
lnPGDP		.2174653	.2182324	1.00	0.320	-.2121883	.6471188
lnDI		0 (omitted)					
lnER		-.312781	.2311169	-1.35	0.177	-.7678015	.1422394
lnPO		-4.025689	.9408749	-4.28	0.000	-5.878074	-2.173305
lnLA		2.645341	.736352	3.59	0.000	1.195619	4.095062
_cons		31.38	9.076381	3.46	0.001	13.51052	49.24948
sigma_u		4.9443303					
sigma_e		.38569432					
rho		.99395165	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(24, 270) = 4.98 Prob > F = 0.0000

```
. xtreg lnEX 1.lnEX lnPGDP lnDI lnER lnPO lnLA, re
```

Random-effects GLS regression

Group variable: QG

R-sq:

within	= 0.1977	Obs per group:	min	= 12
between	= 0.9927		avg	= 12.0
overall	= 0.8105		max	= 12

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(6) = 1253.48

Prob > chi2 = 0.0000

	lnEX	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lnEX							
L1.		.8831669	.0324173	27.24	0.000	.8196302	.9467036
lnPGDP		.055906	.0339849	1.65	0.100	-.0107032	.1225151
lnDI		-.0358373	.0431632	-0.83	0.406	-.1204357	.0487611
lnER		.0030667	.0136652	0.22	0.822	-.0237165	.02985
lnPO		.0394277	.0259671	1.52	0.129	-.0114669	.0903223
lnLA		-.4642941	.3034974	-1.53	0.126	-1.059138	.1305499
_cons		4.8262	2.015657	2.39	0.017	.8755843	8.776816
sigma_u		0					
sigma_e		.38569432					
rho		0	(fraction of variance due to u i)				

(fraction of variance due to u_i)

PHỤ LỤC 10: Kết quả ước lượng FGLS cho mô hình động

. xtglsl lnEX 1.lnEX lnPGDP lnDI lnER lnPO lnLA, panels (hetero)

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: **generalized least squares**

Panels: **heteroskedastic**

Correlation: **no autocorrelation**

Estimated covariances	=	25	Number of obs	=	300
Estimated autocorrelations	=	0	Number of groups	=	25
Estimated coefficients	=	7	Time periods	=	12
			Wald chi2(6)	=	2843.93
			Prob > chi2	=	0.0000

	lnEX	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnEX		.9327347	.023704	39.35	0.000	.8862757 .9791938
lnPGDP		.0195291	.0240071	0.81	0.416	-.0275239 .0665821
lnDI		-.0130634	.0406607	-0.32	0.748	-.0927569 .0666302
lnER		.0056246	.0102734	0.55	0.584	-.014511 .0257602
lnPO		.040369	.0211175	1.91	0.056	-.0010204 .0817585
lnLA		-.0785801	.2080867	-0.38	0.706	-.4864225 .3292623
_cons		1.366651	1.40293	0.97	0.330	-1.383041 4.116343

PHỤ LỤC 11: Kết quả ước lượng SGMM cho mô hình động.

<pre>. xtabond2 lnEX L.lnEX lnPGDP lnDI lnER lnPO lnLA, gmm(lnEX L.lnEX lnLA, lag(2 .) > collapse) iv (L.lnEX lnLA lnER) twostep Favoring space over speed. To switch, type or click on mata: mata set matafavor sp > eed, perm. Warning: Number of instruments may be large relative to number of observations. Warning: Two-step estimated covariance matrix of moments is singular. Using a generalized inverse to calculate optimal weighting matrix for two-step e > stimation. Difference-in-Sargan statistics may be negative. Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM</pre>					
Group variable: QG			Number of obs =	300	
Time variable: NĂM			Number of groups =	25	
Number of instruments = 27			Obs per group: min =	12	
Wald chi2(6) = 286.31			avg =	12.00	
Prob > chi2 = 0.000			max =	12	
lnEX	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lnEX L1.	.2845494	.0363489	7.83	0.000	.2133069 .3557919
lnPGDP	.7657937	.1657116	4.62	0.000	.441005 1.090582
lnDI	-4.632582	.8438875	-5.49	0.000	-6.286572 -2.978593
lnER	.8199546	.0948311	8.65	0.000	.634089 1.00582
lnPO	.9361212	.2905114	3.22	0.001	.3667294 1.505513
lnLA	-2.231993	.4548448	-4.91	0.000	-3.123472 -1.340514
_cons	50.17463	9.63559	5.21	0.000	31.28922 69.06004
Warning: Uncorrected two-step standard errors are unreliable.					

struments for first differences equation
Standard
D.(L.lnEX lnLA lnER)
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
L(2/.) (lnEX L.lnEX lnLA) collapsed
struments for levels equation
Standard
_cons
L.lnEX lnLA lnER
GMM-type (missing=0, separate instruments for each period unless collapsed)
DL.(lnEX L.lnEX lnLA) collapsed

rellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -3.01 Pr > z = 0.003
rellano-Bond test for AR(2) in first differences: z = 2.90 Pr > z = 0.004

sargan test of overid. restrictions: chi2(20) = 148.52 Prob > chi2 = 0.000
(Not robust, but not weakened by many instruments.)
ansen test of overid. restrictions: chi2(20) = 23.41 Prob > chi2 = 0.269
(Robust, but can be weakened by many instruments.)

ifference-in-Hansen tests of exogeneity of instrument subsets:
GMM instruments for levels
Hansen test excluding group: chi2(18) = 23.24 Prob > chi2 = 0.182
Difference (null H = exogenous): chi2(2) = 0.18 Prob > chi2 = 0.915
iv(L.lnEX lnLA lnER)
Hansen test excluding group: chi2(17) = 23.24 Prob > chi2 = 0.141
Difference (null H = exogenous): chi2(3) = 0.17 Prob > chi2 = 0.982

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1]. Abdullah, M., Li, J., Ghazanfar, S., Ahmed, J., Khan, I., & Ishaq, M. N. (2015). Where Pakistan stands among top rice exporting countries, an analysis of competitiveness. *Journal of Northeast Agricultural University (English Edition)*, 22(2), 80-86.
- [2]. Lugovskyy, V., & Skiba, A. (2016). Positive and negative effects of distance on export prices. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 127, 155-181.
- [2]. Bastos, P., & Silva, J. (2010). The quality of a firm's exports: Where you export to matters. *Journal of International Economics*, 82(2), 99-111.
- [3]. Lại, N. T., Hiền Đ. T. M. (2019) Thách thức trong xuất khẩu cà phê tại Việt Nam hiện nay.
- [4]. Tô Kim Hồng (2016), Sự biến động giá và khả năng cạnh tranh của cà phê Việt Nam xuất khẩu trên thị trường thế giới, Văn Hiến University Journal of Science.
- [5]. Trương Hồng (2019), Diện tích cà phê già cỗi Việt Nam có xu hướng ngày càng tăng, Viện Khoa học kỹ thuật nông lâm nghiệp Tây Nguyên.
- [6]. Bond, S. R., Hoeffler, A., & Temple, J. R. (2001). GMM estimation of empirical growth models. Available at SSRN 290522.
- [7]. Imai, Katsushi S.; Cheng, Wenya; Gaiha, Raghav (2016). Dynamic and long-term linkages among agricultural and non-agricultural growth, inequality and poverty in developing countries. *International Review of Applied Economics*, 1-21.
- [8]. Erdem, E., & Nazlioglu, S. (2008, August). Gravity Model of Turkish agricultural exports to the European Union. In *International Trade and Finance Association Conference Papers* (p. 21). bepress.
- [9]. Ngô Thị Mỹ (2016). Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu nông sản của Việt Nam qua cách tiếp cận của mô hình trọng lực. *Kinh tế & Phát triển* 2016, số 233 tr.106-112. – 2016
- [10]. Bekele, W. T., & Mersha, F. G. (2019). A dynamic panel gravity model application on the determinant factors of Ethiopia's coffee export performance. *Annals of Data Science*.
- [11]. Egger, P. (2002). An econometric view on the estimation of gravity models and the calculation of trade potentials. *World Economy*.

- [12]. Krugman, P. R., & Obstfeld, M. (2009). *International economics: Theory and policy*. Princeton University, Berkeley
- [13]. Shoham, A. (1998). Export performance: a conceptualization and empirical assessment. *Journal of international marketing*.
- [14]. Abdullah, M., Li, J., Ghazanfar, S., Ahmed, J., Khan, I., & Ishaq, M. N. (2015). Where Pakistan stands among top rice exporting countries, an analysis of competitiveness. *Journal of Northeast Agricultural University (English Edition)*, 22(2), 80-86.
- [15]. Thịnh, Đ. T. N. (2020). Nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam.
- [16]. Thai, T. D. (2006). A gravity model for trade between Vietnam and twenty-three European countries.
- [17]. Baum, C. F. (2007). Instrumental variables: Overview and advances. *Slide Show presentation to UKSUG*, 13.
- [18]. Baum, C. F., Schaffer, M. E., & Stillman, S. (2003). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *The Stata Journal*, 3(1), 1-31.
- [19]. Baum, C. F., & Schaffer, M. E. (2002, November 02). Instrumental variables and GMM: Estimation and testing. *Boston College Economics Working Paper 545*.
<https://www.stata.com/meeting/2nasug/ivgmm3316.pdf>
- [20] Tho, N. H. (2013). *Determinants of Vietnam's Exports: A Gravity Model Approach* (Doctoral dissertation, Assumption University Bangkok, Thailand)
- [21] Nguyễn, T. L. G., Vũ, D. L., Cam, T. H., & Lê, N. T. (2020). An analysis of factors influencing Vietnam's rice export to the Asian+ 3 countries.
- [22] THU, V. T. C. (2020). *PHÂN TÍCH CÁC YẾU TỐ ẢNH HƯỞNG ĐẾN XUẤT KHẨU CÀ PHÊ CỦA VIỆT NAM*.
- [22] Gebreyesus, T. (2015). Determinants of coffee export performance in Ethiopia. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(5), 147-158.
- [23] Feenstra, R. C., & Romalis, J. (2014). International prices and endogenous quality. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(2), 477-527.
- [24] Uysal, Ö., & Mohamoud, A. S. (2018). Determinants of export performance in East Africa countries. *Chinese Business Review*, 17(4), 168-178.
- [25] Hussien, H. B. (2015). Determinants of Coffee Export Supply in Ethiopia: Error Correction Modeling Approach. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(5), 21-38.
- [26] Inayah, I., Oktaviani, R., & Daryanto, H. K. (2015). The analysis of export determinant of indonesian pepper in the international market. *International Journal of Science and Research (IJSR)*, 5(11), 1856-1860.
- [27] Adhikari, A., Sekhon, M. K., & Kaur, M. (2016). Export of rice from India: performance and determinants. *Agricultural Economics Research Review*, 29(347-2016-17225), 135-150.
- [28] Feng, L. X., & Fei, X. L. (2019). Determinants of China's Rice Export after WTO Accession: A Gravity Model Analysis. *Asian Journal of Advances in Agricultural Research*, 1-12.
- [29] Xu, Z. (1996). On the causality between export growth and GDP growth: an empirical reinvestigation. *Review of International Economics*, 4(2), 172-184.
- [30] Erdem, E., & Nazlioglu, S. (2008, August). Gravity Model of Turkish agricultural exports to the European Union. In *International Trade and Finance Association Conference Papers* (p. 21). bepress.