

# Các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu cà phê Việt Nam giai đoạn 2008 - 2020

Võ Thị Lệ Uyên\*, Nguyễn Thị Duyên, Tôn Nguyễn Trà Giang, Võ Ngọc Thảo Nguyễn, Nguyễn Lý Tuấn, Phan Ngọc Yến



Use your smartphone to scan this QR code and download this article

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

## Liên hệ

Võ Thị Lệ Uyên, Trường Đại học Kinh tế - Luật, Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh

Email: uyenvtl@uel.edu.vn

## Lịch sử

- Ngày nhận: 15-6-2022
- Ngày chấp nhận: 24-10-2022
- Ngày đăng: 31-1-2023

## DOI:

<https://doi.org/10.32508/stdjelm.v6i4.1087>



## Bản quyền

© ĐHQG Tp.HCM. Đây là bài báo công bố mở được phát hành theo các điều khoản của the Creative Commons Attribution 4.0 International license.



## TÓM TẮT

Trong những năm gần đây, cà phê là luôn một trong 10 ngành hàng xuất khẩu hàng đầu của Việt Nam với tỷ trọng cao trong tổng kim ngạch xuất khẩu nông sản của cả nước. Năm 2020, nền kinh tế của cả thế giới phải hứng chịu ảnh hưởng nặng nề của đại dịch Covid-19. Như là một kết quả tất yếu, hoạt động xuất khẩu cà phê của Việt Nam cũng không tránh khỏi những tổn thất do sự sụt giảm về nhu cầu trên thị trường thế giới. Vì vậy, việc tìm ra các giải pháp để đẩy mạnh hoạt động xuất khẩu cà phê có thể được xem như những quan tâm hàng đầu của các nhà chính sách. Nghiên cứu này được thực hiện với mục tiêu là tìm ra các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu cà phê Việt Nam giai đoạn 2008 – 2020. Qua đó, có thể tìm được định hướng đúng đắn, nắm bắt được cơ hội, nâng cao được năng lực cạnh tranh cho doanh nghiệp trong nước và tận dụng được thế mạnh thúc đẩy xuất khẩu cà phê Việt Nam. Bằng cách kết hợp phương pháp tĩnh và động trong các mô hình hồi quy cho dữ liệu bảng như mô hình hồi quy gộp (Pooled OLS), mô hình tác động cố định (FEM), mô hình tác động ngẫu nhiên (REM), mô hình bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) và mô hình mô men tổng quát hệ thống (SGMM), nghiên cứu đã chứng tỏ được mô hình mô men tổng quát hệ thống (SGMM) có kết quả tốt nhất trong việc tìm ra các nhân tố chính, cũng như ảnh hưởng của chúng đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam. Bên cạnh việc phát hiện được tác động tích cực của biến trễ lên sản lượng xuất khẩu cà phê hiện tại của Việt Nam, các kết quả nghiên cứu còn cho thấy các giả thuyết về ảnh hưởng kỳ vọng của các biến trong mô hình như khoảng cách về địa lý, tỉ giá hối đoái, dân số gộp hầu như đều thỏa mãn. Từ đó đưa ra những khuyến nghị cho các tổ chức quản lý, doanh nghiệp cùng người nông dân nhằm thúc đẩy lượng cà phê xuất khẩu, nâng tầm vị thế Việt Nam trên thị trường quốc tế.

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

## GIỚI THIỆU

Việt Nam là nước đứng hai trên thế giới về xuất khẩu cà phê chỉ sau Brazil. 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

thỏ. 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.

Bài viết này 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.

Nghiên cứu được tiến hành dựa trên cả hai phương pháp là: phương pháp nghiên cứu định tính và phương pháp nghiên cứu định lượng. 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

**Trích dẫn bài báo này:** Uyên V T L, Duyên N T, Giang T N T, Nguyễn V N T, Tuấn N L, Yến P N. Các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu cà phê Việt Nam giai đoạn 2008 - 2020. *Sci. Tech. Dev. J. - Eco. Law Manag.*; 6(4):3867-3886.

hường của từng yếu tố đến kim ngạch xuất khẩu cà phê ở Việt Nam, bao gồm cả mô hình tĩnh và mô hình động.

## KHUNG LÝ THUYẾT

### Khung lý thuyết

#### 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<sup>1</sup>”

#### 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.”

#### 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 cấu; các ngành công nghiệp hỗ trợ và có liên quan; chiến lược, cơ cấu và mức độ cạnh tranh của ngành.”

#### 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: (i) 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); (ii) nhóm nhân tố ảnh hưởng đến cầu của nước nhập khẩu bao gồm quy mô nền kinh tế (GDP), quy mô dân số; (iii) 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

G: Hệ số hấp dẫn

M: Quy mô thương mại của nước đó

D: Khoảng cách giữa 2 nước A và B

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

$$\ln(F) = \beta_1 + \beta_2 \ln(M_A) + \beta_3 \ln(M_B) - \beta_4 \ln(D_{AB}) \\ = \beta_1 + \beta_2 \ln(GDP_A) + \beta_3 \ln(GDP_B) - \beta_4 \ln(D_{AB}) \quad (2)$$

Với mô hình nghiên cứu (2), nhiều yếu tố khác thường được đưa vào mô hình để làm tăng tính toàn diện của mô hình lý thuyết.

### Các nghiên cứu liên quan

Có rất nhiều nghiên cứu về các vấn đề liên quan đến xuất khẩu nói chung, xuất khẩu cà phê nói riêng đã được thực hiện ở nhiều quốc gia trên thế giới. **Uysal, Ö., & Mohamoud, A. S. (2018)**<sup>2</sup> 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)**<sup>3</sup> đã 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

hường 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)*<sup>4</sup> 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)*<sup>5</sup> 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)*<sup>6</sup> đã 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)*<sup>7</sup> 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.

Ở Việt Nam, *Tho, N. H. (2013)*<sup>8</sup> 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)*<sup>9</sup> 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)*<sup>10</sup> 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)*<sup>11</sup> 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.

Như vậy, các nghiên cứu đi trước đã phần nào giải đáp được câu hỏi là các yếu tố ảnh hưởng đến kim ngạch xuất khẩu cà phê tại Việt Nam và các nước bằng các phương pháp như: sử dụng mô hình VAR, ECM, hồi quy bội bằng OLS dựa trên mô hình trọng lực hấp dẫn... Tuy nhiên, với mức độ hiểu biết của nhóm tác giả thì vẫn chưa có nghiên cứu nào xác định rõ ràng và toàn diện (do một số hạn chế của mô hình) về sự ảnh hưởng của các yếu tố ảnh hưởng đến kim ngạch xuất khẩu cà phê tại Việt Nam. Với mục tiêu xác định đầy đủ và chi tiết hơn các tác động, nghiên cứu này vẫn được tiến hành bằng cách vận dụng lý thuyết mô hình trọng lực hấp dẫn như trong<sup>9,10</sup> vào việc giải thích sự ảnh hưởng của các biến trong mô hình. Tuy nhiên, việc ước lượng các mô hình được thực hiện theo cả hai phương pháp tĩnh và động để đem lại bức tranh toàn diện hơn về các yếu tố. Từ đó tìm ra được định hướng đúng đắn, đưa ra những khuyến nghị phù hợp.

## PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

### Nghiên cứu định tính

Bài nghiên cứu sử dụng nguồn dữ liệu thứ cấp của Việt Nam và 25 nước đối tác trong giai đoạn từ 2008 - 2020 từ các nguồn đáng tin cậy như World Bank, UN Comtrade, Tổng cục thống kê Việt Nam. Từ đó tiến hành phân tích và xác định mô hình dựa trên lý thuyết từ mô hình trọng lực hấp dẫn được nêu ở mục 2.1 các biến được lựa chọn phải thỏa 3 yếu tố:

+ Các yếu tố tác động đến cung (nước xuất khẩu - Việt Nam): GDP và PO. Sự đối đảo 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 đối đảo 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 với 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 tác giả đã sử dụng phương pháp phân tích hồi quy đơn biến với dữ liệu một chiều 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 đối đảo 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. Sử dụng nguồn dữ liệu từ Worldbank theo đơn vị ngàn USD, biến GDP bình quân đầu người gộp đã được tính toán bằng tích của GDP bình quân đầu người giữa Việt Nam và nước xuất khẩu. Với kỳ vọng GDP gộp có tác động cùng chiều tới xuất khẩu của cà phê Việt Nam như kết quả của các nghiên cứu<sup>9,12,13</sup>, giả thuyết thứ nhất của nghiên cứu này là:

H<sub>1</sub>: 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 đối đảo nên khi dân số tăng thì lượng cung tăng dẫn đến xuất khẩu tăng. Cũng với

nguồn dữ liệu từ Worldbank theo đơn vị triệu người, biến dân số gộp đã được tính toán bằng tích của dân số giữa Việt Nam và nước xuất khẩu. Với kỳ vọng dân số gộp có tác động cùng chiều với xuất khẩu cà phê của Việt Nam như kết quả của các nghiên cứu<sup>9,12,13</sup>, giả thuyết thứ hai của nghiên cứu này là:

H<sub>2</sub>: 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. Sử dụng nguồn dữ liệu từ Timanddate.com theo đơn vị km, với kỳ vọng khoảng cách địa lý ảnh hưởng ngược chiều với xuất khẩu cà phê của Việt Nam như kết quả của các nghiên cứu<sup>5,8,9,14-17</sup>, giả thuyết nghiên cứu thứ ba là:

H<sub>3</sub>: 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. Từ nguồn dữ liệu từ Tổng cục thống kê Việt Nam theo đơn vị nghìn ha, với kỳ 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<sup>9,13,14</sup>, giả thiết nghiên cứu thứ tư là:

H<sub>4</sub>: 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. Từ nguồn dữ liệu từ IMF theo đơn vị VND/dongtien, với kỳ 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<sup>2-6,9,13,17,18</sup>, giả thiết thứ năm trong nghiên cứu:

H<sub>5</sub>: ER có tác động cùng chiều đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam (+)

**Biến 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. Sử dụng nguồn dữ liệu từ trungtamwto.vn, với kỳ vọng biến giả FTA có tác động cùng chiều đến với xuất khẩu cà phê của Việt Nam như

kết quả của các nghiên cứu<sup>8-10,13</sup>, giả thiết cuối cùng trong nghiên cứu:

H<sub>6</sub>: FTA có tác động cùng chiều đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam (+)

### Nghiên cứu định lượng

Nghiên cứu sử dụng các mô hình hồi quy gộp (Pooled OLS), mô hình tác động cố định (FEM), mô hình tác động ngẫu nhiên (REM), mô hình bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (FGLS) và mô hình mômen tổng quát hệ thống (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 cho dữ liệu bảng (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.

### Phương pháp ước lượng hồi quy 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, phần tử. Để tối thiểu hóa tổng bình phương phần dư (RSS).

Tham số  $\alpha$  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:

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

Mô hình Pooled OLS cho 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  $\varepsilon_{it}$  đại diện cho các yếu tố không quan sát được khác nhau giữa các đối tượng và thay đổi theo thời gian.

### 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:

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

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

$\alpha_i$ : “đại diện cho các yếu tố không quan sát được, khác nhau giữa các đối tượng và không thay đổi theo thời gian.”

$\varepsilon_{it}$ : “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  $Cov(\alpha_i, x_{it}) \neq 0$

Mô hình 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.

### 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, các hệ số góc không đổi theo thời gian và đối tượng chéo sẽ tạo thành sự khác biệt giữa các hệ số chặn của từng đơn vị chéo. Mô hình REM của nghiên cứu được trình bày như sau:

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

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

Trong đó:

$\alpha$ : Hệ số chặn chung cho tất cả các đơn vị chéo, không thay đổi theo thời gian

$\varepsilon_{it}$ : Sai số phức hợp

$\alpha_i$ : Phản ánh ảnh hưởng của phần tử 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  $\alpha_i$

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.

### 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

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

### Mô hình SGMM

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<sup>19</sup>. 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 DGMM<sup>20</sup>.

Mô hình System GMM (SGMM) với biến công cụ là các biến nội sinh và sai phân của các biến trễ của biến nội sinh, 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.

## KẾT QUẢ VÀ THẢO LUẬN

### Kết quả

#### Thống kê mô tả của các biến

Tổng số biến của mô hình là 7 biến (1 biến phụ thuộc và 6 biến độc lập), tổng số quan sát là 325 (nghiên cứu được thực hiện với 25 nước x 13 năm = 325 biến quan sát) thể hiện chi tiết thông qua Bảng 1.

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.

Theo Bảng 2 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.

#### Kiểm định nghiệm đơn vị dữ liệu bảng (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:

Xem xét giá trị pvalue được trình bày trong Bảng 3, 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.

#### Mô hình dữ liệu bảng tĩnh

a. Mô hình hồi quy với Pooled OLS, FEM, REM Sau khi phân tích dữ liệu với các mô hình hồi quy Pooled OLS, FEM, REM (lần lượt tại Phụ lục bản đầy đủ), kết quả chi tiết được trình bày trong Bảng 4.

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

**Bảng 1: Thống kê mô tả các biến**

Các biến	Số quan sát	Trung bình	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	0,1377826	5,177572
lnDI	325	8,13547	0,7342068	6,898412	9,779763
lnER	325	7,914401	2,529034	0,4317824	10,45707
lnPO	325	8,776493	1,220552	6,814075	11,8302
lnLA	325	6,426157	0,1060051	6,215008	6,544775
FTA	325	0,2030769	0,4029096	0	1

**Bảng 2: 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

Trong dấu () là giá trị xác suất (p-value). Nguồn: Kết quả nghiên cứu

**Bảng 3: 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: Kết quả nghiên cứu

**Bảng 4: Tổng hợp kết quả hồi quy Pooled OLS, FEM, REM cho mô hình tính**

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)	-	-0,0499861 (0,852)
lnER	0,0193885 (0,43)	-0,6395432 (0,003)	0,0391758 (0,615)
Hệ số chặn	16,59605 (0,000)	45,7578 (0,000)	13,25241 (0,001)
Hệ số R <sup>2</sup>	0,3438	0,1934	0,3718

Trong dấu () là giá trị xác suất (p-value).

Nguồn: Kết quả nghiên cứu

**Bảng 5: Kiểm định Hausman test với mô hình tính**

Kiểm định Hausman: H0: Khác biệt giữa các hệ số không có tính hệ thống
$Chi2(4) = (b - B)'[(Vb - VB)^{-1}] (b - B) = 30,46$
Prob > chi2 = 0,0000 (Vb - VB không xác định dương)

Nguồn: Kết quả nghiên cứu

thống kê với pvalue=0 hay nói cách khác cả 2 mô hình đều tốt hơn Pooled OLS.

Kết quả ở Bảng 5 cho thấy 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.

**Bảng 6: Kiểm định đa cộng tuyến với dữ liệu**

Biến	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
Trung bình VIF	1,50	

Nguồn: Kết quả nghiên cứu

Kết quả kiểm định đa cộng tuyến được trình bày chi tiết trong Bảng 6 cho thấy các hệ số VIF đều < 2. Do

đó, mô hình không có đa cộng tuyến. Tiếp tục tiến hành kiểm định tự tương quan, kết quả được trình bày chi tiết trong Bảng 7.

**Bảng 7: Kiểm định Wooldridge với dữ liệu**

Kiểm định Wooldridge cho tự tương quan trong dữ liệu bảng
H0: Không có tự tương quan bậc 1
$F(1,24)=4,687$
Prob > F = 0,0405

Nguồn: Kết quả nghiên cứu

Với giá trị pvalue < 5% ta nhận thấy mô hình có hiện tượng tự tương quan. Tiếp tục thực hiện kiểm định phương sai sai số thay đổi có được kết như trong Bảng 8.

**Bảng 8: Kiểm định Breusch – Pagan / Cook – Weisberg với dữ liệu**

Kiểm định Breusch – Pagan/ Cook – Weisberg cho phương sai sai số thay đổi
H0: Phương sai không đổi
Biến: các giá trị ước lượng của lnEX
$chi2(1) = 0,04$
Prob > chi2 = 0,8470

Nguồn: Kết quả nghiên cứu

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



**Bảng 9: Kiểm định Breusch and Pagan Lagrangian với dữ liệu**

Kiểm định nhân tử Lagrange Breusch – Pagan cho các tác động ngẫu nhiên
$lnEX[QG, t] = Xb + u[QG] + e[QG,t]$
Kết quả ước lượng :
Var sd = sqrt(Var)
lnEX1,0328121,016274
E 0,17738560,421171
U 0,6052280,777964
Kiểm định: Var(u) = 0
chibar2(01) = 984,87
Prob > chibar2 = 0,0000

Nguồn: Kết quả nghiên cứu

Với giá trị kiểm định ở Bảng 9, ta kết luận mô hình REM có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

**Bảng 10: Kiểm định Wald**

Kiểm định Wald hiệu chỉnh cho phương sai sai số thay đổi theo nhóm trong mô hình FEM
$H_0: \sigma(i)^2 = \sigma^2$ với mọi i
chi2(25) = 2039,07
Prob > chi2 = 0,0000

Nguồn: Kết quả nghiên cứu

Với giá trị kiểm định ở Bảng 10, ta cũng kết luận mô hình FEM có hiện tượng phương sai sai số thay đổi.

Với mục tiêu khắc phục khuyết tật của mô hình nhằm thu được kết quả ổn định hơn, hai mô hình: FGLS và SGMM tiếp tục được tiến hành trong nghiên cứu này. b. Mô hình FGLS và mô hình SGMM

Kết quả ước lượng của các mô hình FGLS và SGMM cho 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. Trong khi đó, mô hình SGMM cũng cho kết quả tốt với tất cả các biến đều có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Bảng 11 trình bày kết quả so sánh của 2 mô hình trên.

### Mô hình dữ liệu bảng động

Sau khi ước lượng và thực hiện những kiểm định dành cho mô hình bảng động như cho trường hợp dữ liệu bảng dạng tĩnh đã được trình bày ở phần trên, các kết quả cũng cho thấy có hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan trong các mô hình FEM và REM. Tương tự như trường hợp mô hình bảng tĩnh, để khắc phục khuyết tật của các mô hình này, hai mô hình FGLS và SGMM cũng được thực hiện cho mô hình bảng động.

Kết quả ước lượng của các mô hình FGLS và SGMM cho mô hình bảng động (lần lượt tại Phụ lục bản đầy

đủ) cho 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 lnPGDP, lnDI, lnER, lnPO và lnLA. Ngược lại, mô hình SGMM lại cho kết quả rất tốt với hầu hết biến đều có ý nghĩa thống kê. Đồng thời tất cả các kiểm định cần thiết đều đáp ứng điều kiện ổn định của mô hình. Kết quả so sánh của 2 mô hình này được tóm tắt trong Bảng 12.

### Thảo luận

Nghiên cứu về các yếu tố tác động đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam đã đạt được các kết quả đáp ứng với các mục tiêu đề ra:

Một là, bài viết cũng đã phân tích được tình hình xuất khẩu cà phê của Việt Nam giai đoạn 2008 - 2020, từ đó cho thấy được bức tranh xuất khẩu cà phê của Việt Nam giai đoạn này.

Hai là để 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.

Ba là lượng hóa được tác động của các yếu tố tới xuất khẩu cà phê của Việt Nam thông qua 2 mô hình tĩnh và động. Hơn nữa, các giả thuyết về kỳ vọng đầu của các biến trong mô hình được đưa ra dựa trên cơ sở lý thuyết và các nghiên cứu thực nghiệm trong và ngoài nước gần đây hầu như đều thỏa mãn. Biến DI về khoảng cách địa lý cho dấu âm thể hiện mối quan hệ tiêu cực ở cả 2 mô hình. Kết quả này phù hợp với nghiên cứu của các tác giả<sup>14,15</sup>, v.v. Khi khoảng cách càng xa thì cước phí vận chuyển càng cao, chất lượng cũng bị ảnh hưởng, từ đó giảm tính cạnh tranh so với các nước xuất khẩu khác. Tỷ giá hối đoái ER phù hợp với kết quả nghiên cứu của<sup>2,11,13,15,17</sup>, khi cả 2 mô hình tĩnh và động đều cho thấy mối quan hệ tích cực. Việc tỷ giá hối đoái tăng, có tác động tích cực đến hoạt động xuất khẩu nhưng tiêu cực đối với nhập khẩu và cũng làm cho đồng tiền Việt Nam mất giá, và ngược lại khi tỷ giá giảm. Biến PO về dân số gộp giữa Việt Nam và quốc gia nhập khẩu cho kết quả tích cực phù hợp với các nghiên cứu đi trước của các tác giả như<sup>9,12,13</sup>, khi mà dân số càng cao thì có thể làm tăng cả cung và cầu, nguồn nhân lực tăng thì lượng cung tăng và dẫn đến xuất khẩu tăng.

Với mô hình tĩnh, mô hình SGMM được sử dụng để khắc phục khuyết tật của mô hình FEM và có được các kết quả khá tốt, mô hình có ý nghĩa thống kê ở mức thống kê 5%. Trong điều kiện các yếu tố khác không đổi, hệ số của ln(LA) = 1.797 cho thấy rằng của diện tích đất trồng có tác động lớn đến xuất khẩu so với các biến khác, diện tích đất trồng cà phê tăng 1% thì xuất khẩu cà phê Việt Nam tăng 1.797%. Ngoài ra, biến

**Bảng 11: So sánh mô hình FGLS và SGMM với dữ liệu bảng tĩnh**

	FGLS tĩnh	SGMM tĩnh
	lnEX	lnEX
lnPGDP	0,545*** (0,000)	-0,228*** (0,000)
lnDI	-0,149*** (0,006)	-1,301*** (0,000)
lnER	0,032** (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

Trong dấu () là giá trị xác suất với \*p < 0,1 ; \*\*p < 0,05 ; \*\*\*p < 0,01

Nguồn: Kết quả nghiên cứu

**Bảng 12: So sánh mô hình FGLS và SGMM với dữ liệu bảng động**

	FGLS động	SGMM động
	lnEX	lnEX
L.lnEX	0,933*** (0,000)	0,285*** (0,000)
lnPGDP	0,0195 (0,416)	0,766*** (0,000)
lnDI	-0,0131 (0,748)	-4,633*** (0,000)
lnER	0,00562 (0,584)	0,820*** (0,000)
lnPO	0,0404* (0,056)	0,936*** (0,001)
lnLA	-0,0786 (0,706)	-2,232*** (0,000)
cons	1,367 (0,330)	50,17** (0,000)
n	300	300

Trong dấu () là giá trị xác suất với \*p < 0,1 ; \*\*p < 0,05 ; \*\*\*p < 0,01

Nguồn: Kết quả nghiên cứu

GDP gộp có tác động thấp hơn so các biến khác, khi mà GDP gộp tăng 1% thì lượng xuất khẩu cà phê giảm 0,228%. Tuy nhiên, 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 đã đưa ra kết luận, trong ngắn hạn, GDP có thể có ảnh hưởng mang dấu âm lên sản lượng xuất khẩu cà phê của VN<sup>21</sup>. Bởi lẽ, hiện tại VN vẫn là một nền kinh tế “nhỏ”, nếu có sự thay đổi trong ngắn hạn, đặc biệt là những tăng trưởng bất ngờ trong nền kinh tế, có thể kích cầu nội địa và giảm xuất khẩu. Hoặc trong<sup>22</sup>, theo các tác giả thì GDP nước nhập khẩu và GDP Ai Cập có ảnh hưởng trái dấu nhau lên xuất khẩu của Ai Cập. Mặc dù 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. Do nghiên cứu này sử dụng biến gộp là tích của GDP nước nhập khẩu và GDP của VN nên có khả năng biến PGDP đã bị ảnh hưởng bởi điều này. 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<sup>23</sup>. Điều này là hợp lý khi hệ thống logistic của Việt Nam còn chưa đầy đủ và tỷ giá hối đoái 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.

Với mô hình động, sử dụng phương pháp ước lượng FEM hay REM thì có kết quả ước lượng bị chệch. Tuy nhiên, với phương pháp SGMM nhằm khắc phục khuyết tật mô hình thì kết quả thu được tốt hơn nhưng diện tích đất trồng cà phê (LA) tăng 1% thì lượng xuất khẩu cà phê giảm 2,232% (các yếu tố khác không đổi) lại có dấu khác với kỳ vọng. Kết quả này tương tự như trong<sup>24</sup>, và trong đó, tác giả trình bày nguyên nhân của sự ngược dấu kỳ vọng này là do 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). Một nghiên cứu khác của<sup>25</sup> cũng cho kết quả tương tự với đất tại Thổ Nhĩ Kỳ. Ngoài ra, trong mô hình động, phương pháp SGMM cho thấy mức độ tác động của khoảng cách địa lý từ Việt Nam đến các nước nhập khẩu là lớn nhất so với các biến độc lập khác, khi khoảng cách địa lý tăng 1% thì lượng cà phê xuất khẩu giảm 4,633%. Và biến độ trễ của lượng xuất khẩu có ít tác động nhất khi biến trễ tăng % thì lượng xuất khẩu tăng 0,285%.

## KẾT LUẬN

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 hai mô hình tĩnh và động đã giúp cho việc xem xét sự ảnh hưởng của các yếu tố toàn diện hơn.

Với mô hình bảng tĩnh, mô hình được chọn là mô hình SGMM với các kết quả khá tốt và có ý nghĩa thống kê ở mức 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).

Với mô hình động, mô hình SGMM cũng là mô hình được chọn 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). Kết quả ước lượng của các mô hình này cho thấy: biến trễ lnEX có ý nghĩa thống kê, nghĩa là xuất khẩu cà phê ở các thời điểm trong quá khứ có ảnh hưởng tới sản lượng xuất khẩu cà phê hiện tại của Việt Nam.

Dựa trên các kết quả thu được, một số giải pháp nên được thực hiện nhằm đẩy mạnh hoạt động xuất khẩu cà phê của Việt Nam, cụ thể:

- Xét về dân số của Việt Nam, theo quan điểm kinh tế, dân số gắn liền với lực lượng lao động, và kết quả từ hai mô hình cũng cho thấy được mức ảnh hưởng tích cực của dân số đến lượng xuất khẩu. Do đó, Việt Nam cần tận dụng lực lượng lao động. Chính phủ cần đẩy mạnh định hướng chuyên môn hóa 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.
- Theo kết quả thu được từ các mô hình tĩnh và động khoảng cách địa lý có ảnh hưởng tiêu cực đến sản lượng xuất khẩu cà phê Việt Nam. Do đó, để tăng cường xuất khẩu, các doanh nghiệp trong nước trong nên dành sự ưu tiên cho các thị trường lân cận với Việt Nam đặc biệt là thị

trường Châu Á, cần nhấn mạnh vào các điểm trọng tâm sau: am hiểu kỹ các thị trường nước ngoài để xây dựng chiến lược xuất khẩu quốc tế cho phù hợp, xây dựng quan hệ hợp tác chặt chẽ với các nhà cung cấp trên thị trường nội địa để đảm bảo ổn định nguồn hàng xuất khẩu, chủ động để xuất với các cơ quan quản lý nhà nước xử lý những vấn đề bất cập về mặt thể chế để hỗ trợ cho hoạt động xuất khẩu. Nhìn chung, khi nhà quản lý ở các doanh nghiệp có trình độ, kinh nghiệm về xuất khẩu quốc tế đồng thời có được những đổi mới sáng tạo kết hợp cùng quy trình marketing tốt sẽ giúp cho hoạt động xuất khẩu được diễn ra dễ dàng hơn. Ngoài ra, các doanh nghiệp xuất cà phê tại Việt Nam cũng cần tạo mối quan hệ tốt với nhà nhập khẩu, chú trọng trong việc mở rộng tìm kiếm thị trường xuất khẩu phù hợp có áp lực cạnh tranh thấp, có tương đồng về văn hóa với Việt Nam, có cơ sở hạ tầng thích hợp từ đó giảm chi phí và ngày càng nâng cao năng lực cạnh tranh của mình.

- 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, 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. Hơn nữa, 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, cần 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. Qua đó, 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. Ngoài ra, Chính phủ và ngân hàng cần có chính sách 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.

- Bên cạnh đó, với lợi thế là quốc gia xuất khẩu cà 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 và mở rộng thị trường, nâng cao chất lượng đội ngũ quản lý để tích lũy kinh nghiệm xuất khẩu; tích cực nghiên cứu thị trường xuất khẩu để chủ động thích ứng vào chuỗi cung ứng sản phẩm toàn cầu, hoàn thiện quan hệ thị trường trong nước để hỗ trợ mạnh mẽ cho hoạt động xuất khẩu, các cơ quan quản lý ngành và hiệp hội ngành hàng cần cải tiến để đảm bảo giảm sự can thiệp trực tiếp của Nhà nước vào thị trường, tạo cơ chế quản lý minh bạch sẽ tạo điều kiện cạnh tranh lành mạnh giữa các nhà xuất khẩu của Việt Nam trong xuất khẩu.

Tuy nhiên, vì số lượng biến và độ dài dữ liệu của các biến còn giới hạn nên có thể có một số hạn chế trong kết quả ước lượng của các mô hình. Để tài chi dừng lại ở phân tích ảnh hưởng của một vài yếu tố của mô hình trọng lực và chưa tìm thấy được tác động của FTA lên xuất khẩu cà phê của Việt Nam. Đồng thời, vì nguồn dữ liệu thứ cấp mà nhóm tác giả có thể tiếp cận được chưa nhiều nên nghiên cứu chỉ được thực hiện với 25 quốc gia nhập khẩu cà phê của Việt Nam mà bỏ qua các quốc gia có tiềm năng trong tương lai, đây cũng có thể là một hướng mới để phát triển hơn của đề tài.

## LỜI CẢM ƠN

Nghiên cứu được tài trợ bởi Đại học Quốc gia Thành phố Hồ Chí Minh (ĐHQG-HCM) trong khuôn khổ Đề tài mã số C2022-34-02.

## DANH MỤC TỪ VIẾT TẮT

Pooled OLS Mô hình hồi quy gộp  
FEM Mô hình tác động cố định  
REM Mô hình tác động ngẫu nhiên  
FGLS Mô hình bình phương tối thiểu tổng quát khả thi  
SGMM Mô hình mômen tổng quát hệ thống  
PURT Kiểm định nghiệm đơn vị cho dữ liệu bảng  
FTA Hiệp định thương mại tự do  
GDP Tổng sản phẩm quốc nội

## XUNG ĐỘT LỢI ÍCH

Nhóm tác giả xin cam đoan rằng không có bất kỳ xung đột lợi ích nào trong công bố bài báo này.

## ĐÓNG GÓP CỦA CÁC TÁC GIẢ

Tác giả 1, Võ Thị Lệ Uyên: Định hướng cho việc xây dựng cơ sở lý luận, phương pháp nghiên cứu và nguồn dữ liệu.

Tác giả 2, Nguyễn Thị Duyên: Tìm nguồn dữ liệu, khởi xướng ý tưởng ban đầu cho nghiên cứu, tổng hợp kết quả nghiên cứu.

Tác giả 3, Tôn Nguyễn Trà Giang: Đóng góp các ý tưởng về khung lý thuyết, xây dựng khung lý thuyết cho nghiên cứu, chỉnh sửa nội dung bài.

Tác giả 4, Võ Ngọc Thảo Nguyễn: Ước lượng mô hình, thực hành lấy dữ liệu từ các nguồn, thực hiện các thống kê trong nghiên cứu.

Tác giả 5, Nguyễn Lý Tuấn: Nghiên cứu các mô hình phù hợp với dữ liệu và tình hình thực tế của nghiên cứu.

Tác giả 6, Phan Ngọc Yến: Lấy dữ liệu từ các nguồn, nghiên cứu các nghiên cứu đi trước, ước lượng mô hình dữ liệu.

## PHỤ LỤC

Hình 1 - Hình 11

## TÀI LIỆU THAM KHẢO

1. Feenstra RC, Romalis J. International prices and endogenous quality. *Q J Econ*. 2014;129(2):477-527; Available from: <https://doi.org/10.1093/qje/qju001>.
2. Uysal Ö, Mohamoud AS. Determinants of export performance in East Africa countries. *Chin Bus Rev*. 2018;17(4):168-78; Available from: <https://doi.org/10.17265/1537-1506/2018.04.002>.
3. Gebreyesus T. Determinants of coffee export performance in Ethiopia. *J Econ Sustain Dev*. 2015;6(5):147-58.
4. Hussien HB. Determinants of coffee export supply in Ethiopia: error correction modeling approach. *J Econ Sustain Dev*. 2015;6(5):21-38.
5. Inayah I, Oktaviani R, Daryanto HK. The analysis of export determinant of Indonesian pepper in the international market. *Int J Sci Res (IJSR)*. 2015;5(11):1856-60.
6. Adhikari A, Sekhon MK, Kaur M. Export of rice from India: performance and determinants. *S. Agric Econ Res Rev*. 2016;29(1), no. 347-2016-17225:135-50; Available from: <https://doi.org/10.5958/0974-0279.2016.00026.4>.
7. Feng LX, Fei XL. Determinants of China's rice export after WTO accession: A gravity model analysis. *Asian J Adv Agric Res*. 2019;1-12; Available from: <https://doi.org/10.9734/ajaar/2019/v9i330008>.
8. Tho NH. Determinants of Vietnam's exports: A gravity model approach; 2013 [(doctoral dissertation)]. Bangkok, Thailand: Assumption University);
9. Thịnh ĐTN. Nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam; 2020.
10. Thu VTC. Phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến xuất khẩu cà phê của Việt Nam; 2020.
11. Nguyễn LNT. An analysis of factors influencing Vietnam's rice export to the Asian+ 3 countries. T.L. G. 2020;V(D). L. C. T. H.
12. Thai DT. A gravity model for trade between Vietnam and twenty-three European countries. *Dalarna Univ Sch Technol Bus Stud Econ*. 2006.
13. Trần Nhuận Kiên và Ngô Thị Mỹ, Các yếu tố ảnh hưởng đến kim ngạch nông sản Việt Nam: phân tích bằng mô hình trọng lực Tạp chí những vấn đề kinh tế và Chính trị thế giới. 2015;3(227):47-52.
14. Wondesen TB, Fekadu GM. A dynamic panel gravity model application on the determinant factors of Ethiopia's coffee export performance Dire Dawa, Ethiopia. *Ann Data Sci*. 2019.
15. Nguyen TMC, Tournois N. 'An Analysis of Free Trade Agreement and other Determinants of Agro-industrial Export: Application of Gravity Model', no; 2020. p. hal-03127658.
16. Nguyễn TLG. Vũ, D.L., cam, T.H., & Lê, N.T. An analysis of factors influencing Vietnam's rice export to the Asian+ 3 countries 2020.
17. Abdullah M, Li J, Ghazanfar S, Ahmed J, Khan I, Ishaq MN. Where Pakistan stands among top rice exporting countries, an analysis of competitiveness. *J Northeast Agric Univ (Engl Ed)*. 2015;22(2):80-6; Available from: [https://doi.org/10.1016/S1006-8104\(15\)30036-2](https://doi.org/10.1016/S1006-8104(15)30036-2).
18. Feng LX, Fei XL. Determinants of China's rice export after WTO accession: A gravity model analysis. *Asian J Adv Agric Res*. 2019;1-12; Available from: <https://doi.org/10.9734/ajaar/2019/v9i330008>.
19. Arellano M, Bond S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Rev Econ Stud*. 1991;58(2):277-97; Available from: <https://doi.org/10.2307/2297968>.
20. Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *J Econ*. 1998;87(1):115-43; Available from: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8).
21. Xu Z. On the causality between export growth and GDP growth: an empirical reinvestigation. *Rev Int Econ*. 1996;4(2):172-84; Available from: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.1996.tb00094.x>.
22. Hatab AA, Romstad E, Huo X. Determinants of Egyptian agricultural exports: A gravity model approach. *Mod Econ*. 2010;01(3):134-43; Available from: <https://doi.org/10.4236/me.2010.13015>.
23. Imai KS, Cheng W, Gaiha R. Dynamic and long-term linkages among agricultural and non-agricultural growth, inequality and poverty in developing countries. *Int Rev Appl Econ*. 2017;31(3):318-38; Available from: <https://doi.org/10.1080/02692171.2016.1249833>.
24. Mỹ NT. 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, vol. 233, pp. 106-12, 2016.
25. Erdem E, Nazlioglu S. Gravity Model of Turkish agricultural exports to the European Union. *International Trade and Finance Association conference papers*; 2008, August. p. 21.

. 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

Hình 1: PHỤ LỤC 1: Thống kê mô tả các biến

<pre>. xtunitroot llc lnPO Levin-Lin-Chu unit-root test for lnPO Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = 25 Ha: Panels are stationary          Number of periods = 13 AR parameter: Common              Asymptotics: N/T -&gt; 0 Panel means: Included Time trend: Not included ADF regressions: 1 lag LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)</pre> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Statistic</th> <th>p-value</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Unadjusted t</td> <td>-19.6245</td> <td></td> </tr> <tr> <td>Adjusted t*</td> <td>-21.0658</td> <td>0.0000</td> </tr> </tbody> </table>		Statistic	p-value	Unadjusted t	-19.6245		Adjusted t*	-21.0658	0.0000	<pre>. xtunitroot llc lnPGDP Levin-Lin-Chu unit-root test for lnPGDP Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = 25 Ha: Panels are stationary          Number of periods = 13 AR parameter: Common              Asymptotics: N/T -&gt; 0 Panel means: Included Time trend: Not included ADF regressions: 1 lag LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)</pre> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Statistic</th> <th>p-value</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Unadjusted t</td> <td>-14.5118</td> <td></td> </tr> <tr> <td>Adjusted t*</td> <td>-13.8269</td> <td>0.0000</td> </tr> </tbody> </table>		Statistic	p-value	Unadjusted t	-14.5118		Adjusted t*	-13.8269	0.0000
	Statistic	p-value																	
Unadjusted t	-19.6245																		
Adjusted t*	-21.0658	0.0000																	
	Statistic	p-value																	
Unadjusted t	-14.5118																		
Adjusted t*	-13.8269	0.0000																	
<pre>. xtunitroot llc lnER Levin-Lin-Chu unit-root test for lnER Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = 25 Ha: Panels are stationary          Number of periods = 13 AR parameter: Common              Asymptotics: N/T -&gt; 0 Panel means: Included Time trend: Not included ADF regressions: 1 lag LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)</pre> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Statistic</th> <th>p-value</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Unadjusted t</td> <td>-16.1170</td> <td></td> </tr> <tr> <td>Adjusted t*</td> <td>-12.8735</td> <td>0.0000</td> </tr> </tbody> </table>		Statistic	p-value	Unadjusted t	-16.1170		Adjusted t*	-12.8735	0.0000	<pre>. xtunitroot llc lnEX Levin-Lin-Chu unit-root test for lnEX Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = 25 Ha: Panels are stationary          Number of periods = 13 AR parameter: Common              Asymptotics: N/T -&gt; 0 Panel means: Included Time trend: Not included ADF regressions: 1 lag LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)</pre> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Statistic</th> <th>p-value</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Unadjusted t</td> <td>-11.1790</td> <td></td> </tr> <tr> <td>Adjusted t*</td> <td>-5.8120</td> <td>0.0000</td> </tr> </tbody> </table>		Statistic	p-value	Unadjusted t	-11.1790		Adjusted t*	-5.8120	0.0000
	Statistic	p-value																	
Unadjusted t	-16.1170																		
Adjusted t*	-12.8735	0.0000																	
	Statistic	p-value																	
Unadjusted t	-11.1790																		
Adjusted t*	-5.8120	0.0000																	
<pre>. 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 -&gt; 0 Panel means: Included Time trend: Not included ADF regressions: 1 lag LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)</pre> <table border="1"> <thead> <tr> <th></th> <th>Statistic</th> <th>p-value</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>Unadjusted t</td> <td>-33.1342</td> <td></td> </tr> <tr> <td>Adjusted t*</td> <td>-32.3045</td> <td>0.0000</td> </tr> </tbody> </table>		Statistic	p-value	Unadjusted t	-33.1342		Adjusted t*	-32.3045	0.0000										
	Statistic	p-value																	
Unadjusted t	-33.1342																		
Adjusted t*	-32.3045	0.0000																	

Hình 2: PHỤ LỤC 2: Kết quả kiểm định PURT

```
. 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

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

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

Fixed-effects (within) regression  
Group variable: QG

Number of obs = 325  
Number of groups = 25

R-sq:  
within = 0.1934  
between = 0.0178  
overall = 0.0127

Obs per group:  
min = 13  
avg = 13.0  
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

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

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

Random-effects GLS regression  
Group variable: QG

Number of obs = 325  
Number of groups = 25

R-sq:  
within = 0.1194  
between = 0.3718  
overall = 0.3141

Obs per group:  
min = 13  
avg = 13.0  
max = 13

corr(u\_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(5) = 50.21  
Prob > chi2 = 0.0000

	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)				

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

```
. hausman fe re
```

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fe	(B) re		
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)

Hình 6: PHỤ LỤC 6: Kiểm định Hausman cho mô hình tĩnh



```
. xtgls 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

Hình 7: PHỤ LỤC 7: Kết quả ước lượng FGLS 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: NÂM    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
Instruments for first differences equation
Standard
D.(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
Warning: Uncorrected two-step standard errors are unreliable.
```

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

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_1)				

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

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

. xtgls lnEX l.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 L1.	.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

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

```

. xtabond2 lnEX l.nEX lnPGDP lnDI lnER lnPO lnLA, gmm(lnEX l.nEX lnLA, lag(2 .)
> collapse) iv (l.nEX 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
> estimation.
Difference-in-Sargan statistics may be negative.

Dynamic panel-data estimation, two-step system GMM
-----
Group variable: QG                Number of obs   =   300
Time variable : NAM                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.

Instruments 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
Instruments 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

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: z = -3.01 Pr > z = 0.003
Arellano-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.)
Lansen test of overid. restrictions: chi2(20) = 23.41 Prob > chi2 = 0.269
(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) = 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
    
```

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

# Factors affecting Vietnam's coffee export in the period of 2008 - 2020

Vo Thi Le Uyen\*, Nguyen Thi Duyen, Ton Nguyen Tra Giang, Vo Ngoc Thao Nguyen, Nguyen Ly Tuan, Phan Ngoc Yen



Use your smartphone to scan this QR code and download this article

## ABSTRACT

In recent years, coffee export has always been one of the top 10 export industries of Vietnam with a high share of the country's total agricultural export turnover. In 2020, the world's economy will be severely affected by the Covid-19 pandemic. As an obvious consequence, Vietnam's coffee exports are also not immune to damage due to a drop in demand in the world market. Therefore, solutions to promote coffee export activities can be considered as the top concerns of policymakers. This article aims to find out the factors affecting Vietnam's coffee exports in the period 2008-2020. Thereby, it is possible to find the right direction, seize opportunities, improve competitiveness for domestic enterprises and take advantage of the strength to promote Vietnam's coffee exports. By combining static and dynamic methods in regression models for panel data such as pooled regression model (Pooled OLS), fixed effects model (FEM), random effects model (REM), feasible general least squares model (FGLS) and system generalized moment model (SGMM), this study has demonstrated that the SGMM model has the best results in finding the main factors, as well as the influence of them to Vietnam's coffee exports. Besides the positive effect of the lagged variable on Vietnam's current coffee exports has been detected, the research results have shown that hypotheses about the expected impact of variables in the model such as distance in terms of geography, exchange rates, and aggregate population are mostly satisfied. From the results obtained, recommendations have been proposed for management organizations, businesses and farmers to promote coffee exports and raise Vietnam's position in the international market.

**Key words:** Static model, dynamic model, SGMM, coffee export, Vietnam

University of Economics and Law –  
VNU-HCM, Vietnam

## Correspondence

**Vo Thi Le Uyen**, University of Economics  
and Law – VNU-HCM, Vietnam

Email: uyenvtl@uel.edu.vn

## History

- Received: 15-6-2022
- Accepted: 24-10-2022
- Published: 31-1-2023

DOI : <https://doi.org/10.32508/stdjelm.v6i4.1087>



## Copyright

© VNU-HCM Press. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International license.



**Cite this article :** Uyen V T L, Duyen N T, Giang T N T, Nguyen V N T, Tuan N L, Yen P N. **Factors affecting Vietnam's coffee export in the period of 2008 - 2020.** *Sci. Tech. Dev. J. - Eco. Law Manag.*; 2022, 6(4):3867-3886.