



Working Paper 2024.2.2.8
- Vol 2, No 2

THƯƠNG MẠI SONG PHƯƠNG VIỆT NAM - CHÂU Á

Trần Thị Trà My¹, Trịnh Thế Minh, Lương Hồng Thanh Nhã

Sinh viên K61 - Kinh tế đối ngoại

Cơ sở II Trường Đại học Ngoại thương tại TP. Hồ Chí Minh, Việt Nam

Nguyễn Đức Hồng Ngọc

Sinh viên K61 - Tài chính quốc tế

Cơ sở II Trường Đại học Ngoại thương tại TP. Hồ Chí Minh, Việt Nam

Nguyễn Thị Mai

Giảng viên Bộ môn Khoa học cơ bản

Cơ sở II Trường Đại học Ngoại thương tại TP. Hồ Chí Minh, Việt Nam

Huỳnh Nguyễn Vinh

Trợ giảng Bộ môn Kinh doanh & Thương mại quốc tế

Cơ sở II Trường Đại học Ngoại thương tại TP. Hồ Chí Minh, Việt Nam

Tóm tắt

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng của 48 quốc gia Châu Á trong giai đoạn 1990-2022, áp dụng mô hình trọng lực để kiểm tra các yếu tố có ảnh hưởng đến quan hệ thương mại giữa Việt Nam với các quốc gia Châu Á. Nghiên cứu đã phát hiện ra yếu tố biên giới chung, tỉ giá hối đoái, độ mở cửa thương mại, tỷ lệ sử dụng internet và đối tác chiến lược có tác động tích cực; trong khi yếu tố quốc gia nội lục, sự khác biệt về tăng trưởng GDP và khoảng cách thể chế có tác động tiêu cực đến quan hệ thương mại song phương. Bên cạnh đó, các yếu tố khác như diện tích đất liền, dân số, đầu tư trực tiếp từ nước ngoài (FDI) và hiệp định thương mại tự do (FTA) đều không ảnh hưởng

¹ Tác giả liên hệ, Email: k61.2211155010@ftu.edu.vn

đáng kể đến mối quan hệ này. Ngoài ra, nghiên cứu còn tìm thấy cái nhìn mới và cụ thể hơn như dân số Tây Á có tác động cùng chiều với luồng thương mại ở Châu Á.

Từ khóa: quan hệ thương mại song phương, mô hình trọng lực, Việt Nam, Châu Á

BILATERAL TRADE VIETNAM - ASIA

Abstract

The research used panel data of 48 Asian countries in the period 1990-2022, applying a gravity model to examine factors that affect trade relations between Vietnam and Asian countries. The study indicated that the common border, exchange rate, trade openness, internet usage rate and strategic partners have a positive impact while landlocked, the output asymmetry and institutional distance have a negative impact on bilateral trade relations. Other factors like land area, population, foreign direct investment (FDI) and free trade agreements (FTA) have a negligible impact. In addition, the study also found a new and more specific view as the West Asian population has a positive impact on trade flows in Asia.

Keyword: bilateral trade, gravity model, Viet Nam, Asia

1. Đặt vấn đề

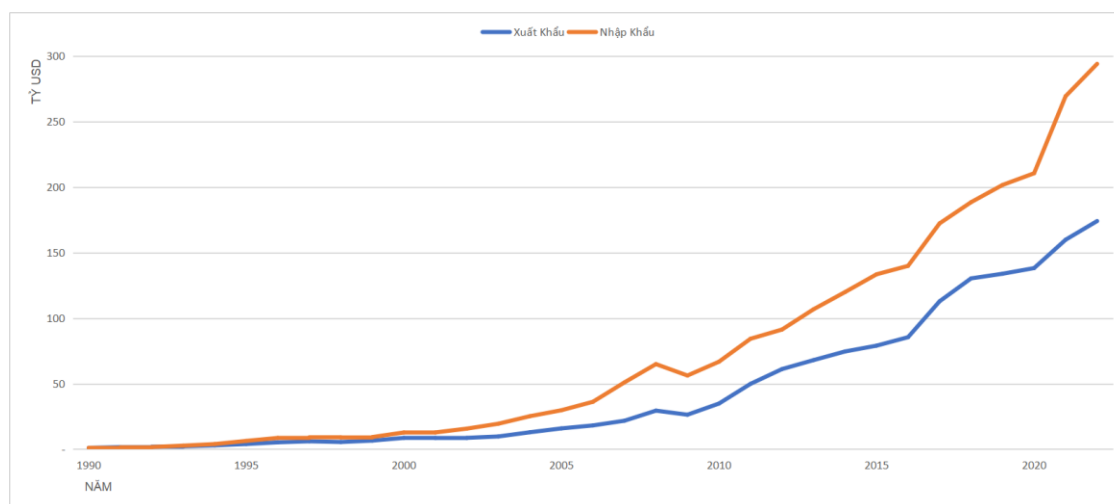
Thương mại được định nghĩa là tổng thể các quy trình liên quan đến việc loại bỏ các trở ngại về con người (trao đổi), địa điểm (vận chuyển và bảo hiểm), và thời gian (kho bãi), trong việc trao đổi (ngân hàng) hàng hóa (James Stephenson, 1942). Nó mang lại nhiều lợi ích, cụ thể khi các quốc gia trao đổi, mua bán hàng hóa với nhau, đôi bên cùng có lợi (Krugman và các cộng sự, 2017). Adam Smith (1776) và David Ricardo (1817) tin rằng nhờ các cá thể khi tham gia giao thương đều có lợi bởi sự chuyên môn hóa trong quá trình sản xuất sản phẩm với mục đích thương mại. Thương mại là động lực tăng trưởng tạo ra việc làm tốt hơn, giảm nghèo và tăng cơ hội kinh tế (World Bank, 2022). Thương mại là nguồn nâng cao kỹ năng thông qua hoạt động nhập khẩu và áp dụng công nghệ tiên tiến, sáng tạo và quy trình sản xuất (Belloumi, 2014). Thương mại quốc tế khuyến khích các đối tác thương mại phải giao tiếp, học hỏi và chia sẻ các công nghệ tiên tiến, nguyên liệu sử dụng để nâng cao tay nghề chuyên môn và kỹ năng quản lý (Ali và các cộng sự, 2016).

Các nghiên cứu trước đây đã chỉ ra những yếu tố có tác động đáng kể đến dòng chảy thương mại giữa các quốc gia bao gồm độ mở cửa thương mại, FDI, FTAs, dân số, tỷ giá hối đoái, v.v (Okonta và cộng sự, 2020; Huang & cộng sự, 2021; Lê Trung Ngọc Phát và Nguyễn Kim Hạnh, 2022; Zhai, 2023). Có nhiều bài nghiên cứu đi sâu vào mối quan hệ song phương giữa Việt Nam với nước đối tác (Phan Anh Tú, 2017; Nguyen, D. & Vo, X.V., 2017; Lê Trung Ngọc Phát và Nguyễn Kim Hạnh, 2022) hay nghiên cứu về thương mại quốc tế giữa các quốc gia khác với châu Á như Zhai (2023) thực hiện đề tài về thương mại song phương Trung Quốc - châu Á. Tuy nhiên lại chưa có tác giả nào đi sâu vào hoạt động trao đổi quốc tế giữa Việt Nam và các quốc gia châu Á để chỉ ra các yếu tố ảnh hưởng đến sự phát triển quan hệ song phương giữa hai đối tượng này

trong khi châu Á có thể được xem là đối tác thương mại lớn nhất của Việt Nam. Đây là một khoảng trống nghiên cứu cần được lấp đầy. Đặc biệt, trong bối cảnh Việt Nam bắt đầu mở cửa trao đổi và hội nhập quốc tế từ năm 1986, vấn đề nghiên cứu về các yếu tố tác động đến quan hệ song phương Việt Nam - châu Á lại càng trở nên cấp thiết để từ đó có thể vạch ra hướng đi đúng đắn cho Việt Nam để nắm bắt và khai thác một cách triệt để, có hiệu quả các cơ hội, thúc đẩy mạnh mẽ hơn việc giao thương với các quốc gia châu Á nói riêng và hoạt động thương mại của Việt Nam nói chung. Bài nghiên cứu này sẽ tập trung vào các yếu tố tác động đến quan hệ thương mại để xem xét tổng quan quan hệ thương mại giữa Việt Nam với châu Á qua các giai đoạn phát triển kinh tế và hội nhập quốc tế của Việt Nam.

2. Lý thuyết

2.1. Tổng quan tình hình thương mại giữa Việt Nam với các quốc gia Châu Á giai đoạn 1990-2022

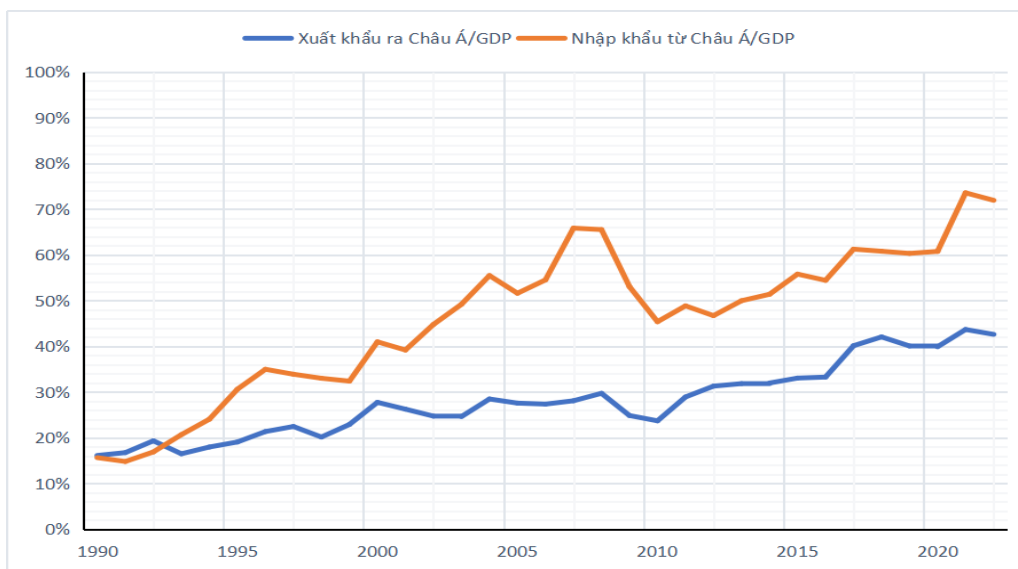


Đơn vị tính: Tỷ USD

Hình 1. Tổng kim ngạch xuất nhập khẩu Việt Nam và các nước Châu Á 1990-2022

Nguồn: Bộ Công Thương (2022)

Hình 1 cho thấy sự tăng trưởng vượt bậc của thương mại Việt Nam với Châu Á, xuất khẩu tăng từ 1 tỷ USD vào năm 1990 đến hơn 174 tỷ USD năm 2022, nhập khẩu tăng từ 1 tỷ đô năm 1990 đến 293 tỷ đô vào năm 2022. Kim ngạch xuất nhập khẩu trong quan hệ thương mại song phương giữa Việt Nam và các nước Châu Á ngày càng tăng. Bên cạnh đó, Việt Nam cũng được tạo điều kiện thuận lợi như công nghệ số hóa, chuỗi cung ứng, v.v. giúp cho Việt Nam có những phát triển mạnh mẽ, tiềm năng trong lĩnh vực thương mại (Đình Văn Sơn và các cộng sự, 2022).



Đơn vị tính: Phần trăm (%)

Hình 2. Mức độ phụ thuộc của doanh nghiệp Việt Nam vào thị trường Châu Á 1990 - 2022

Nguồn: Bộ Công Thương (2022)

Hình 2 cho thấy mức độ phụ thuộc của doanh nghiệp Việt Nam lên thị trường Châu Á giai đoạn 1990 - 2022 ngày càng tăng, đồng nghĩa thương mại của Việt Nam và khu vực Châu Á ngày càng chặt chẽ nhờ vào quan hệ thương mại song ngày càng phát triển. Năm 1990, tỉ lệ phụ thuộc của xuất, nhập khẩu chỉ 15%, con số này có xu hướng tăng liên tục trong giai đoạn 1990-2022 (trừ năm 2008 do bị ảnh hưởng bởi khủng hoảng nhà đất của Mỹ nhận chiều hướng âm). Tuy nhiên, ghi nhận trong năm 2022, xuất khẩu vào Châu Á của Việt Nam chiếm gần 40% GDP, nhập khẩu chiếm tới 70% GDP, cho thấy sự phụ thuộc rất cao của doanh nghiệp sản xuất trong nước vào thị trường Châu Á (UNCTAD, 2016).

Giai đoạn 1990 - 1995: Giai đoạn khủng hoảng, bị cấm vận

Giai đoạn trước khi Việt Nam gia nhập vào ASEAN (28/07/1995), kinh tế Việt Nam chưa bước ra khỏi khủng hoảng; giai đoạn này Việt Nam còn ít khả năng tiếp cận thị trường do trình độ đàm phán thương mại còn thấp (Lê Minh Tiến, 2020). Tổng lượng hàng hóa Việt Nam tham gia hoạt động thương mại song phương với các nước châu Á trong giai đoạn này tương đối thấp, 2,05 tỷ USD lên 10 tỷ USD (1990 - 1995).

Giai đoạn 1995 - 2008: Giai đoạn đổi mới và mở cửa

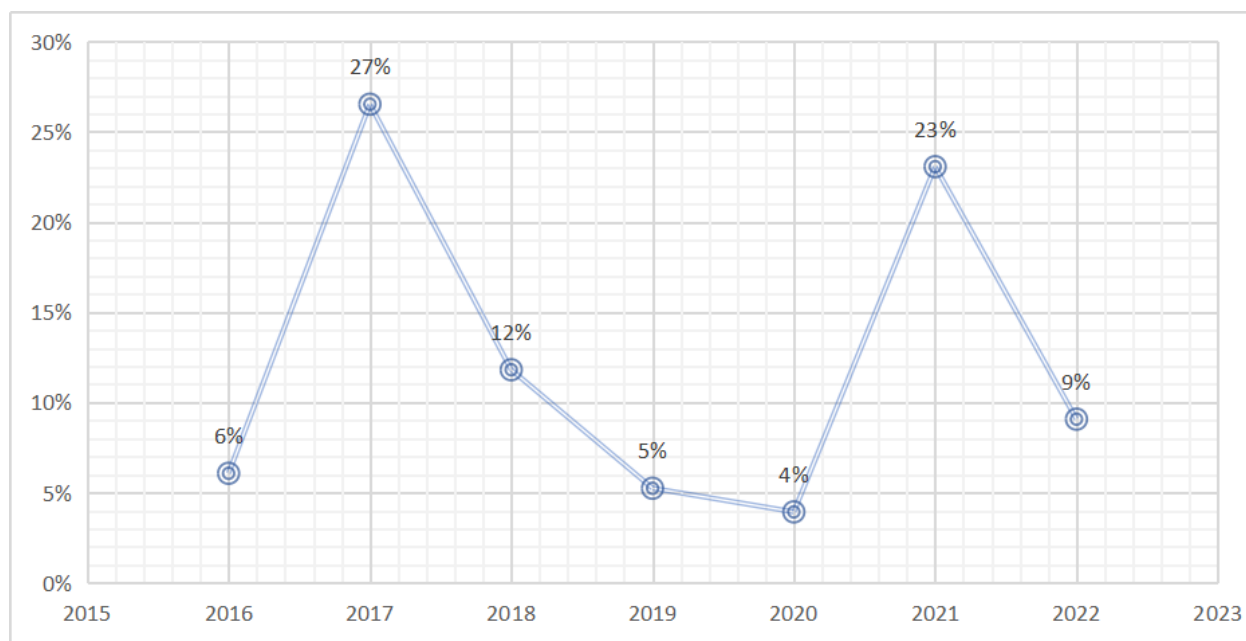
Sau khi Mỹ tuyên bố bình thường hóa quan hệ ngoại giao, Việt Nam lần lượt tham gia vào các tổ chức kinh tế, ký kết các hiệp định song phương và đa phương bao gồm với châu Á như Hiệp hội các nước Đông Nam Á - ASEAN (1995), diễn đàn kinh tế các nước châu Á - Thái Bình Dương - APEC (1998). Đến năm 2000, Việt Nam có quan hệ ngoại thương với 170 nước (Hiệp định thương mại với 61 nước) và vùng lãnh thổ. Nhờ gia nhập liên minh kinh tế khu vực và ký kết FTA, Việt Nam ghi nhận sự tăng trưởng liên tục trong tổng GDP (1995-2006). Thương mại Việt Nam -

Châu Á với tổng lượng hàng hóa từ 10 tỷ USD lên 54, 29 tỷ USD. Đặc biệt năm 2007, con số này tăng gần 34% so với năm trước đạt gần 72.66 tỷ USD, tiếp tục xu hướng tăng lên 94.33 tỷ USD vào năm 2008 (Bộ Công Thương, 2022).

Giai đoạn 2008-2020: Giai đoạn tích cực hội nhập quốc tế

Gia nhập WTO (11/01/2007), Việt Nam đã có những bước tiến dài trên con đường hội nhập kinh tế toàn cầu, nền kinh tế có nhiều sự bứt phá và đạt được nhiều thành tựu ấn tượng trong giai đoạn 2007 - 2021 (Trung tâm WTO, 2022). Dù chịu ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng tài chính, thương mại Việt Nam - Châu Á vẫn ghi nhận sự tăng trưởng, cụ thể là đạt mốc 100 tỷ USD vào 2010, tăng gấp 2 lần chỉ trong 5 năm lên 212,36 tỷ USD vào 2015 (World Bank, 2022). Châu Á là nguồn FDI lớn nhất vào Việt Nam, tổng vốn đầu tư hơn 200 tỷ USD 2008-2020 (World Bank, 2022), Giai đoạn này Việt Nam nhận được nhiều hỗ trợ từ Châu Á bao gồm viện trợ tài chính, kỹ thuật và chuyển giao công nghệ (Lạng và cộng sự, 2022). Việt Nam tham gia tích cực ở các diễn đàn khu vực như ASEAN, ARF, ASEM, EAS, Mekong, v.v. đảm nhiệm thành công vai trò Chủ tịch ASEAN 2010 và 2020, Ủy viên không thường trực Hội đồng Bảo an Liên Hợp Quốc (HĐBA) nhiệm kỳ 2008-2009 và 2020-2021.

Giai đoạn 2020-2022: Giai đoạn nỗ lực vực dậy sau đại dịch và nền kinh tế tăng trưởng chậm



Đơn vị tính: Phần trăm (%)

Hình 3. Mức độ tăng trưởng của tổng kim ngạch xuất nhập khẩu của Việt Nam và Châu Á giai đoạn 2016 - 2022

Nguồn: Bộ Công Thương (2022)

Kim ngạch xuất nhập khẩu của Việt Nam đến Châu Á giảm từ 5% (2019) xuống 4% (2020) do sự ảnh hưởng của COVID-19 (Bộ Công Thương Việt Nam, 2022). Đại dịch ảnh hưởng tiêu cực đến hoạt động thương mại, chuỗi cung ứng, nhu cầu tiêu dùng và đi lại (World Bank, 2022). Đồng nghĩa, quan hệ thương mại Việt Nam - Châu Á cũng bị ảnh hưởng theo. Việt Nam đã có những biện pháp để giảm thiểu tác động của đại dịch. Đến 2021, nhờ nỗ lực phục hồi kinh tế, kim ngạch thương mại Việt Nam - Châu Á tăng 23% so với cùng kỳ năm trước. Kinh tế Việt Nam vẫn đang nỗ lực phục hồi và hoàn thiện các chính sách củng cố phù hợp với tình hình kinh tế trong và ngoài nước (Bộ Kế hoạch và Đầu tư Việt Nam, 2022).

2.2. Mô hình trọng lực trong thương mại quốc tế

Mô hình trọng lực (Gravity Model) trong lĩnh vực thương mại quốc tế được phát triển từ định luật vạn vật hấp dẫn của Isaac Newton (1687). Lực hấp dẫn giữa hai chất điểm bất kỳ tỷ lệ thuận với tích hai khối lượng của chúng và tỷ lệ nghịch với bình phương khoảng cách giữa chúng.

$$F_{hd} = G \frac{m_1 m_2}{r^2} \quad (1)$$

Tinbergen (1962) đã chỉ ra rằng thương mại và đầu tư giữa hai quốc gia tỷ lệ thuận với quy mô của hai nền kinh tế và tỷ lệ nghịch với khoảng cách giữa hai quốc gia. Biểu diễn dưới dạng công thức ta có:

$$T_{ij} = G \frac{Y_i Y_j}{D_{ij}} \quad (2)$$

T được đo bằng tổng giá trị kim ngạch xuất khẩu để biểu thị cho dòng chảy thương mại giữa quốc gia i và đối tác j. Y được đo bằng tổng sản phẩm quốc nội (GDP) hoặc tổng sản lượng quốc gia (GNP) để biểu thị cho quy mô của nền kinh tế. D biểu thị cho khoảng cách địa lý giữa hai quốc gia và G là hệ số hấp dẫn. Để đưa phương trình trên về phương trình hồi quy, ta lấy log hai vế:

$$\log T_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \log Y_i + \beta_2 \log Y_j + \beta_3 \log D_{ij} \quad (3)$$

Nguyên lý này cho rằng lực hấp dẫn giữa hai vật thể tỉ lệ thuận với khối lượng của chúng và nghịch đảo với bình phương khoảng cách giữa chúng.

Ban đầu mô hình lực hấp dẫn bị phê phán là thiếu lý thuyết nền tảng, song qua quá trình nghiên cứu thực nghiệm, Capoani (2023) đã chỉ ra rằng mô hình trọng lực là có lý thuyết về mặt nền tảng, song bản thân mô hình cơ bản ban đầu còn nhiều hạn chế. Cụ thể, mô hình chỉ xem xét đến một vài yếu tố như GDP, khoảng cách địa lý mà bỏ quên đi các yếu tố khác yếu tố chính trị, văn hóa, chính sách thương mại và môi trường kinh doanh. Mô hình trọng lực thiếu đa dạng trong biến số, trong những năm gần đây yếu tố khoảng cách vật lý giữa hai quốc gia dần “bị làm phẳng” bởi sự toàn cầu hóa và số hóa (Capoani, 2023). Tuy nhiên, cũng trong nghiên cứu trên nhận định cho đến nay, không có sự tiến triển nào trong mô hình này trong văn học có khả năng tạo ra một tổng hợp hiệu quả giữa địa lý kinh tế và thương mại quốc tế, với khả năng tạo ra một "lý thuyết ưu việt về thương mại quốc tế". Mô hình trọng lực được xem là mô hình thành công nhất trong phân tích thương mại quốc tế (Anderson, 2016).

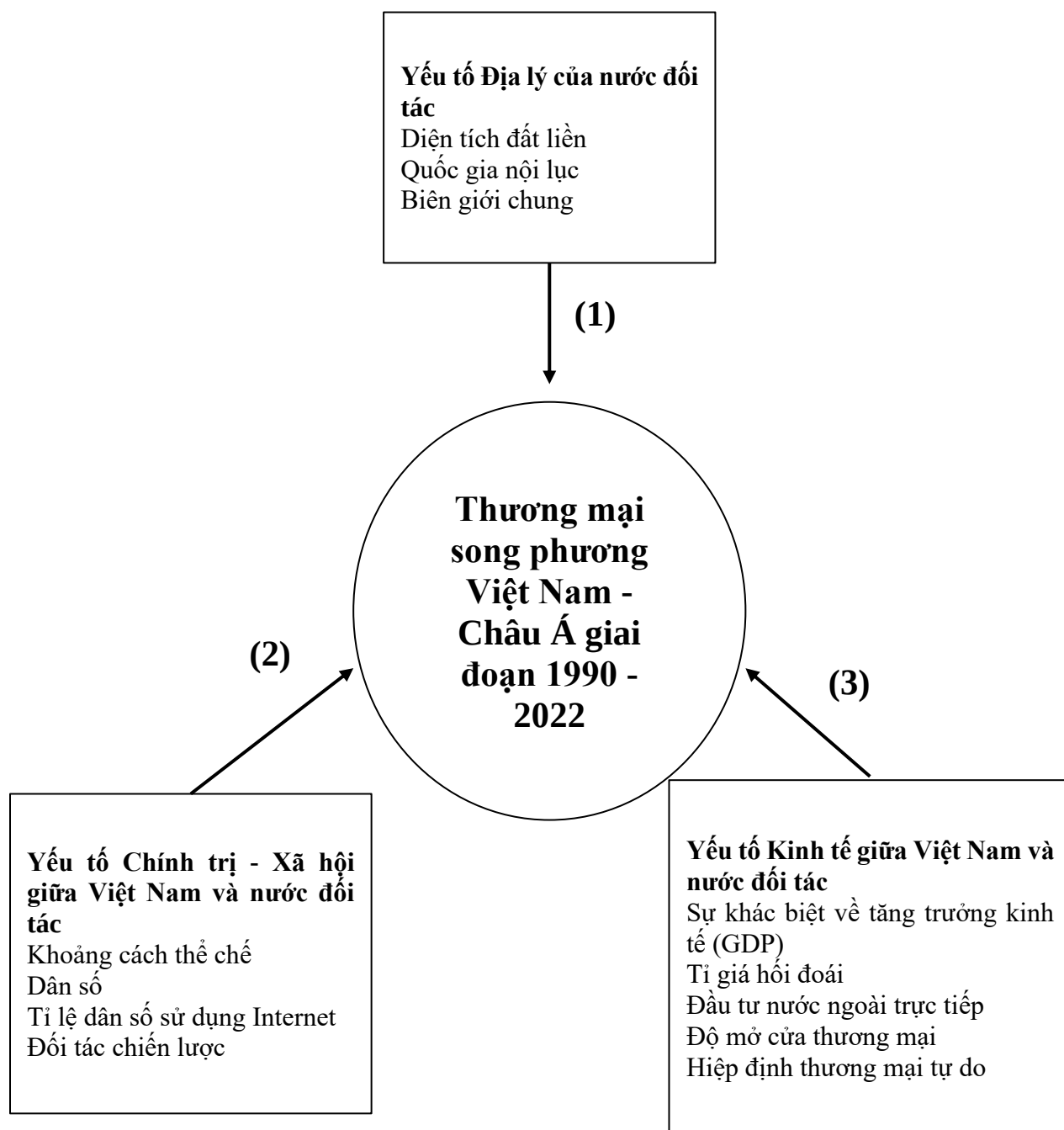
Sau Tinbergen (1962), nhiều nghiên cứu về thương mại quốc tế kế thừa mô hình trọng lực này đồng thời xem xét các yếu tố khác cũng có tác động đến luồng chảy thương mại phù hợp với điều kiện của từng quốc gia và khu vực. Ngoài các yếu tố trong mô hình ban đầu bao gồm GDP, dân số, nhiều yếu tố được thêm vào mô hình ở các nghiên cứu sau này. Yếu tố diện tích đất liền (Zhai, 2023) đại diện cho nguồn lực tài nguyên quốc gia. Nguồn tài nguyên của một quốc gia càng cao thì quốc gia đó càng có khả năng tự cung tự cấp trong nội bộ và càng ít phụ thuộc vào bên ngoài. Tỷ giá hối đoái (Zhai, 2023; Mobosi, 2020) cũng được thêm vào bởi khi tỷ giá hối đoái giảm, hàng hóa trong nước sẽ rẻ hơn, tạo tiền đề cho tăng cường hoạt động xuất khẩu và giới hạn các hoạt động nhập khẩu. FDI (Mazhar, 2023; Sohali, 2021) được thêm vào trong mô hình bởi đề xuất rằng trong các nghiên cứu trước đây FDI và thương mại song phương có thể thay thế hoặc bổ sung cho nhau. Yếu tố quốc gia nội lục được Oktana và Mobosi (2020) xem xét bởi việc một quốc gia nằm sâu bên trong nội lục hoặc nằm ngoài nội lục có thể có ảnh hưởng tích cực hoặc tiêu cực đến bản thân thương mại của quốc gia đó. Nhằm đo lường sự khác biệt trong thể chế văn hóa, chính trị, cơ sở hạ tầng; Phan Anh Tú (2017) và Lê Trung Ngọc Phát, Nguyễn Kim Hạnh (2022) đã thêm vào mô hình yếu tố khoảng cách thể chế để đo lường Việt Nam và từng quốc gia đối tác qua từng năm dựa trên 6 thang đo về chất cơ sở hạ tầng quản lý. Quan hệ đối ngoại và hoạt động thương mại được tăng cường, có điều kiện cạnh tranh và có sự chuyển dịch trong cơ cấu kinh tế là những yếu tố liên quan đến độ mở thương mại cũng cần được đo lường (Banik và Kim, 2020; Phan Anh Tú, 2017). Yếu tố đối tác chiến lược (Đinh Thị Thanh Bình và cộng sự, 2014) đã xem xét yếu tố này vì nhận định rằng yếu tố này có thể có ảnh hưởng đến quá trình tham gia xuất nhập khẩu. Một số yếu tố khác: yếu tố FTA (Phan Anh Tú, 2017; Huỳnh Thị Diệu Linh và Hoàng Thanh Hiền, 2019; Lê Trung Ngọc Phát và Nguyễn Kim Hạnh, 2022); biên giới chung (Xing, 2018; Tokas và Deb, 2020).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Giả thuyết nghiên cứu

Nghiên cứu về đề tài quan hệ thương mại song phương giữa các nước, các tác giả đi trước đã áp dụng linh hoạt mô hình trọng lực với các nhóm yếu tố chính, thường gặp bao gồm nhóm yếu tố về địa lý, nhóm yếu tố về chính trị - văn hóa và nhóm yếu tố về kinh tế. Các nghiên cứu trước đây cho thấy các yếu tố nhóm địa lý bao gồm diện tích đất liền và biên giới chung có ý nghĩa thúc đẩy sự phát triển thương mại quốc tế phát triển (Wei, 2001; Phan, 2017; Xing, 2018; Rahman và Alam, 2023; Zhai, 2023), trong khi yếu tố về quốc gia nội lục lại cho thấy tác động ngược lại (Raballan, 2003; Paudel và Cooray, 2018). Các yếu tố về chính trị - văn hóa bao gồm dân số, đối tác chiến lược, tỷ lệ dân số sử dụng Internet cũng thể hiện tác động thuận chiều đến hoạt động thương mại quốc tế (Vemuri và Siddiqi, 2009; Yushkova, 2014; Đinh T. T. Bình và cộng sự, 2014; Xing, 2018; Zhai, 2023). Linderset (2005) đã cho thấy khoảng cách về thể chế là yếu tố cản trở đến sự trao đổi quốc tế giữa các quốc gia. Bên cạnh đó, các yếu tố thuộc nhóm kinh tế bao gồm sự khác biệt trong tăng trưởng kinh tế, tỷ giá hối đoái, độ mở cửa thương mại, hiệp định thương mại tự do FTAs và FDI đều cho thấy sự ảnh hưởng tích cực, giúp phát triển quan hệ thương mại song phương giữa

các quốc gia (Pigka-Balanika, 2013; Nguyen và Vo, 2017; Mazhar và cộng sự, 2023). Từ các nghiên cứu trước đây về quan hệ song phương, nhóm tác giả đã chọn lọc và ứng dụng linh hoạt các yếu tố có khả năng tác động quan trọng đến thương mại quốc tế giữa các quốc gia để đi sâu vào nghiên cứu các yếu tố tác động đến luồng thương mại Việt Nam – châu Á trong giai đoạn 1990 – 2022. Nhóm tác giả đã đặt ra khung phân tích như hình 4:



Hình 4. Mô hình lý thuyết các yếu tố ảnh hưởng đến quan hệ thương mại song phương giữa Việt Nam và các nước châu Á giai đoạn 1990 - 2022

Nguồn: Nhóm tác giả (2024)

3.2. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu bao gồm các biến số trong mô hình trên phạm vi 48 quốc gia tại Châu Á trong giai đoạn từ 1990 - 2022. Các quốc gia được thu thập dữ liệu trong nghiên cứu bao gồm: Afghanistan, Armenia, Azerbaijan, Bahrain, Bangladesh, Bhutan, Brunei Darussalam, Cambodia, Trung Quốc, Đông Timor, Georgia, Hồng Kông SAR, Ấn Độ, Indonesia, Iran, Iraq, Israel, Nhật Bản, Jordan, Kazakhstan, Hàn Quốc, Triều Tiên, Kuwait, Kyrgyzstan, Lào, Lebanon, Ma Cao SAR, Malaysia, Maldives, Mông Cổ, Myanmar, Nepal, Oman, Pakistan, Philippines, Qatar, Ả Rập Saudi, Singapore, Sri Lanka, Syria, Tajikistan, Thái Lan, Turkmenistan, Các Tiểu vương quốc Ả Rập Thống nhất, Uzbekistan, Việt Nam, Palestine, Yemen.

3.3. Mô hình nghiên cứu

Để xác định các yếu tố tác động đến quan hệ thương mại của Việt Nam với các nước Châu Á, nhóm tác giả đã thu thập và kế thừa phương pháp hồi quy dữ liệu bảng được đề xuất bởi Gujarati (2009, pp.591-612) như sau:

$$Y_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it} * X_{1it} + \beta_{2it} * X_{2it} + ... + \beta_{kit} * X_{kit} + u_{it}$$

Với Y_{it} là biến phụ thuộc, β_{0it} là hằng số hồi quy, β_{kit} là hệ số hồi quy của biến độc lập k , X_{kit} là các vectơ biến độc lập và u_{it} là sai số ngẫu nhiên của mô hình.

Đối với dữ liệu bảng, các mô hình định lượng nên được thực hiện tuần tự và được kiểm định mức độ tuân thủ giả thuyết của từng mô hình, từ đó chọn ra mô hình phù hợp (Gujarati, 2015). Các mô hình mà nhóm tác giả thực hiện định lượng theo thứ tự bao gồm: mô hình POLS, FEM, REM, và GLS. Mô hình cụ thể của nhóm tác giả sẽ bao gồm như sau:

Mô hình với biến phụ thuộc là

$$\begin{aligned} TRADE_t = & \beta_{0it} + \beta_{1it} * POP_{it} + \beta_{2it} * LAN_{it} + \beta_{3it} * EXR_{it} + \beta_{4it} * FDI_{it} \\ & + \beta_{5it} * OPA_{it} + \beta_{6it} * IND_{it} + \beta_{7it} * TRO_{it} + \beta_{8it} * STP_{it} + \beta_{9it} * FTA_{it} \\ & + \beta_{10it} * LOC_{it} + \beta_{11it} * CMB_{it} + \beta_{12it} * INU_{it} + \beta_{13it} * REG_{it} + \beta_{14it} * YRC_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

Với $TRADE_t$ lần lượt là tổng kim ngạch xuất khẩu (EXP_t), tổng kim ngạch nhập khẩu (IMP_t) và tổng kim ngạch thương mại (BIL_t).

Từ mục tiêu đo lường sự khác biệt giữa dân số và khu vực địa lý đến thương mại song phương, nghiên cứu đã sử dụng phương trình sau:

$$\begin{aligned} TRADE_t = & \beta_{0it} + \beta_{1it} * POP_{it} + \beta_{2it} * LAN_{it} + \beta_{3it} * EXR_{it} + \beta_{4it} * FDI_{it} \\ & + \beta_{5it} * OPA_{it} + \beta_{6it} * IND_{it} + \beta_{7it} * TRO_{it} + \beta_{8it} * STP_{it} + \beta_{9it} * FTA_{it} \\ & + \beta_{10it} * LOC_{it} + \beta_{11it} * CMB_{it} + \beta_{12it} * INU_{it} + \beta_{13it} * REG_{it} + \beta_{14it} * YRC_{it} + \beta_{15it} * \\ & POP_{it} * REG4 \end{aligned} \quad (2)$$

Bảng 1. Khai báo các biến trong mô hình

Ký Hiệu	Diễn Giải	Kỳ vọng dấu	Kế thừa	Nguồn dữ liệu
Biến Phụ Thuộc				
lnimp	Tổng kim ngạch nhập khẩu của Việt Nam với toàn Châu Á trong năm t, được lấy giá trị logarithm		Fan & Lu (2021), Lê T. N. P. & Nguyễn K. H. (2022)	Bộ Công Thương
lnexp	Tổng kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam với toàn Châu Á trong năm t, được lấy giá trị logarithm		Osabuohien và cộng sự (2019), Fan & Lu (2021), Ganbaatar và cộng sự (2021), Lê T. N. P. & Nguyễn K. H. (2022)	Bộ Công Thương, ITC
lnbil	Tổng kim ngạch thương mại của Việt Nam với toàn Châu Á được tính bằng tổng giá trị kim ngạch nhập khẩu và xuất khẩu của Việt Nam với toàn Châu Á trong năm t, sau đó lấy giá trị logarithm		Zarzoso & Lehmann (2003), Hidalgo và cộng sự (2019), Okonta & Mobosi (2020), Tokas & Deb (2020), Mazhar và cộng sự (2023)	Bộ Công Thương
Biến Độc Lập				
lnpop	Tổng dân số của quốc gia đối tác trong từng năm xác định	+	Zarzoso & Lehmann (2003), Dinh T. T. Binh và cộng sự (2014), Phan A. T. (2017), Hidalgo và cộng sự (2019), Huỳnh T. D. L & Hoàng T. H. (2019), Okonta & Mobosi (2020)	WB
lnlan	Diện tích đất liền của quốc gia đối tác qua từng năm xác định	+	Zhai (2023)	WB

Ký Hiệu	Diễn Giải	Kỳ vọng dấu	Kế thừa	Nguồn dữ liệu
lnexr	Tỷ giá hối đoái của tiền tệ từng quốc gia đối tác so với đồng VND qua các năm	+	Phan A. T. (2017), Okonta & Mobosi (2020), Mazhar và cộng sự (2023), Zhai (2023)	WB
fdi	FDI ròng (đơn vị USD) của từng quốc gia đối tác vào Việt Nam qua từng năm	+	Mazhar và cộng sự (2023)	WB
opa	Sự khác biệt về tăng trưởng của các quốc gia, được tính bằng giá trị tuyệt đối hiệu tăng trưởng GDP (đơn vị USD), được lấy dạng logarithm, của quốc gia đối tác so với tăng trưởng GDP, được lấy dạng logarithm, của Việt Nam (đơn vị USD) qua từng năm, với công thức: $opa_{it} = Change_{it} - Change_{VNT} $ Với: $Change_{it} = \frac{\ln(GDP_{it}) - \ln(GDP_{i(t-1)})}{\ln(GDP_{i(t-1)})}$ Với i là quốc gia đối tác còn t là năm tương ứng	+	Nguyễn D. P. & Võ X. V. (2017)	WB
ind	Chỉ số thể hiện khoảng cách thể chế giữa Việt Nam và từng quốc gia đối tác qua từng năm dựa trên 6 thang đo về chất cơ sở hạ tầng quản lý (Phát & Hạnh, 2022), có công thức như sau: $ID_{it} = \frac{\frac{1}{6} \sum_{k=1}^6 (I_{kt}^i - I_{kt}^{VN})}{V_k}$ Với I_{kt}^i là điểm số của quốc gia đối tác i ở thang đo k vào thời gian t, I_{kt}^{VN} là điểm số của Việt Nam ở thang đo k vào thời gian t,	-	Phan A. T. (2017), Lê T. N. P. & Nguyễn K. H. (2022)	WB

Ký Hiệu	Diễn Giải	Kỳ vọng dấu	Kế thừa	Nguồn dữ liệu
	còn V_k là phương sai của thang đo k trong giai đoạn 1990 - 2022			
Intro	Chỉ số thể hiện độ mở thương mại của nền kinh tế, được tính bằng tổng kim ngạch xuất và nhập khẩu của từng quốc gia đối tác trong từng năm chia cho GDP của quốc gia đối tác để dạng % so với GDP, lấy giá trị logarithm	+	Phan A. T. (2017), Nguyen D. H & Pham T. N. S. (2022)	WB
stp	Biến giả nhận giá trị 1 nếu quốc gia đối tác và Việt Nam có ký các thỏa thuận về đối tác chiến lược, ngược lại nhận giá trị 0	+	Dinh T. T. Binh và cộng sự (2014)	Cổng TTĐT Chính Phủ, Cổng TTĐT Bộ Kế hoạch và Đầu Tư,...
fta	Biến giả nhận giá trị 1 nếu giữa Việt Nam và quốc gia đối tác có các hiệp định thương mại tự do FTAs, ngược lại biến giả nhận giá trị 0	+	Phan A. T. (2017), Huỳnh T. D. L & Hoàng T. H. (2019), Fan & Lu (2021), Lê T. N. P. & Nguyễn K. H. (2022)	WTO
loc	Biến giả nhận giá trị 1 nếu quốc gia đối tác là quốc gia nội lục, ngược lại nhận giá trị 0	-	Osabuohien và cộng sự (2019), Okonta & Mobosi (2020)	CEPII
cmb	Biến giả nhận giá trị 1 nếu Việt Nam và quốc gia đối tác có chung đường biên giới, ngược lại biến giả nhận giá trị 0	+	Phan A. T. (2017), Xing (2018), Hidalgo và cộng sự (2019), Huỳnh T. D. L & Hoàng T. H.	CEPII

Ký Hiệu	Diễn Giải	Kỳ vọng dấu	Kế thừa	Nguồn dữ liệu
			(2019), Tokas & Deb (2020)	
inu	Phần trăm dân số của quốc gia đối tác sử dụng Internet trong từng năm xác định	+	Xing (2018)	WB
reg	Biến giả nhận giá trị khác nhau cho từng vùng trong khu vực Châu Á, cụ thể: reg1: Tây Á reg2: Đông Á reg3: Đông Nam Á reg4: Nam Á Mốc: Trung Á Mốc được lấy là Trung Á do đây là nơi có giá trị thương mại nhỏ nhất trong cả 5 khu vực kể trên		Asian Development Bank (2011), UNESCAP Trade and Investment Division (2010), Sun, C. (2023)	CEPII
yr	Biến giả nhận giá trị 1 khi năm của quan sát là từ 2007 trở về sau, ngược lại biến giả nhận giá trị 0		Chung và Mai (2014), Wang, L., Wang, Z. và Ma, Y. (2021), Tạ K. L. và cộng sự (2023)	
Biến Tương Tác				
int21	= pop * reg1		Zarzoso & Lehmann (2003), Dinh T. T. Binh và cộng sự (2014), Phan A. T. (2017), Hidalgo và cộng sự (2019), Huỳnh T. D. L & Hoàng T. H. (2019), Okonta & Mobosi (2020), Sun, C. (2023)	

3.5. Phương pháp ước lượng hồi quy đối với dữ liệu bảng

Mô hình POLS bỏ qua các đặc tính không gian và thời gian của dữ liệu bảng mà thay vào đó xem từng quan sát là độc lập và không gây ảnh hưởng đến nhau nên các yếu tố tạo nên sự riêng biệt của từng không gian hoặc thời gian về cơ bản là bị làm phẳng đối với tất cả các quan sát, dẫn đến hiện tượng có khả năng lớn rằng các tính không đồng nhất (heterogeneity) của không gian và thời gian bị lẫn vào trong sai số u . Vì vậy, mô hình POLS thường mắc phải các khuyết tật thường gặp như đa cộng tuyến và phương sai thay đổi, nhóm tác giả sử dụng kiểm định White để kiểm định khuyết tật phương sai thay đổi và sử dụng kiểm định đa cộng tuyến $VIF < 10$ tại mức ý nghĩa 5%. Khác với POLS, mô hình FEM có cân nhắc cả các yếu tố không đồng nhất về mặt không gian của dạng dữ liệu bảng trong hệ số chặn. Điểm khác biệt của mô hình nằm ở hệ số chặn β_0 được tính bằng trung bình các hệ số chặn theo từng yếu tố không gian thông qua phương pháp biến giả bình phương nhỏ nhất (Least Square Dummy Variable). Tuy vậy, bản chất của FEM làm mô hình dễ mắc phải “bẫy biến giả” cũng như gây hạ bậc tự do. Mô hình REM cho phép cả sự không đồng đều về không gian và thời gian thông qua việc ước lượng cho hệ số góc ngẫu nhiên, bao gồm hai thành phần là hệ số góc chung được tính từ trung bình của tất cả các hệ số góc cho tất cả các sự không đồng đều về không gian và phần sai số ngẫu nhiên cho từng sự không đồng đều nói trên. Để chọn giữa 2 mô hình FEM và REM, Gujarati (2009, pp.604-605) đã đề xuất sử dụng kiểm định Hausman. Trong bài nghiên cứu này, mô hình FEM hoặc REM sau khi được chọn sẽ được kiểm định phương sai thay đổi với kiểm định Modified Wald và tự tương quan với kiểm định Wooldridge tại mức ý nghĩa 5% để cân nhắc sử dụng mô hình GLS. Trường hợp Trường hợp mô hình FEM hoặc REM mắc phải một hoặc cả hai khuyết tật trên, mô hình GLS được sử dụng (Gujarati, 2015).

4. Kết quả mô hình hồi quy đo lường các nhân tố tác động đến quan hệ thương mại giữa Việt Nam với các quốc gia châu Á

4.1. Thống kê mô tả

Trước khi thực hiện hồi quy kết quả nghiên cứu, nhóm tác giả tiến hành thực hiện thống kê mô tả các biến trong mô hình để chuyển hóa các biến về dạng đơn vị và hàm phù hợp, đảm bảo tính đồng nhất và tin cậy của mô hình nghiên cứu (bảng 2).

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu định lượng

Tên biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
lnimp	1505	24.134	1.614	20.733	26.407
lnexp	1505	23.676	1.497	20.763	25.882
lnbil	1505	24.63	1.56	21.441	26.872
lnpop	1505	16.282	1.922	12.324	21.072

Tên biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
lnlan	1505	11.431	2.633	2.996	16.055
lnexr	1363	-6.618	2.93	-16.059	.59
fdi	1143	-1.910e+09	2.443e+10	-2.317e+11	2.183e+11
opa	1412	.005	.009	0	.253
ind	1097	1.244	1.136	.055	5.67
lnro	1290	-.254	.723	-8.468	1.488
stp	1505	.07	.255	0	1
fta	1482	.238	.426	0	1
loc	1505	.248	.432	0	1
cmb	1505	.11	.313	0	1
inu	1395	.256	.313	0	1
reg1	1505	.336	.472	0	1
reg2	1505	.153	.361	0	1
reg3	1505	.219	.414	0	1
reg4	1505	.182	.386	0	1
reg5	1505	.11	.313	0	1
ycr	1505	.492	.5	0	1

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp (2024)

Theo bảng 2, dữ liệu có sự chênh lệch giá trị lớn do sự khác biệt về cách đo lường, đơn vị và bản chất giá trị của từng biến, ví dụ biến opa và exr có bản chất là giá trị phần trăm sẽ mang giá trị nhỏ hơn các biến phụ thuộc có đơn vị USD. Bên cạnh đó, tồn tại những biến có phân phối khác với phân phối chuẩn, có thể dẫn đến các sai lệch trong kết quả nghiên cứu. Ngoài ra, nhóm tác giả kế thừa việc lấy giá trị logarithm (Phan, 2017; Okonta & Mobosi, 2020; Zhai, 2023), nhóm tác giả đã tiến hành lấy giá trị logarithm cho các biến cần thiết.

Các quốc gia cũng đã được chia ra thành 5 khu vực chính theo CEPII bao gồm: Tây Á, Nam Á, Đông Nam Á, Đông Á và Trung Á tạo thành các biến giả; các năm được chia ra thành trước 2007 và từ 2007 trở đi để phục vụ cho quá trình xử lý dữ liệu. Mục tiêu là để nghiên cứu sự khác nhau trong các tác động theo từng vùng và từng khoảng thời gian khác nhau đối với biến phụ thuộc được phân tích.

4.3. Kết quả mô hình

Đề tài cũng đã sử dụng kiểm định Wooldridge để xác định tự tương quan và kiểm định Modified Wald để xác định hiện tượng phương sai thay đổi. Nếu như mô hình FEM có một hoặc cả hai hiện tượng trên, mô hình GLS là mô hình sẽ được sử dụng. Đối với cả 3 biến phụ thuộc, mô hình FEM đều bị cả hai hiện tượng tự tương quan và phương sai thay đổi tại mức $\text{Prob} > \chi^2_2 = 0$ và $\text{Prob} > F = 0$. Chính vì vậy mà đối với đề tài, mô hình GLS sẽ được sử dụng cho cả 3 biến phụ thuộc.

Bảng 3. Kết quả mô hình hồi quy các yếu tố tác động đến quan hệ thương mại song phương Việt Nam - châu Á giai đoạn 1990 - 2022

TÊN BIẾN	Mô hình (1) lnimp	Mô hình (2) lnexp	Mô hình(3) lnbil
int21 = pop * reg1	0.196*** [0.0391]	0.189*** [0.0422]	0.192*** [0.0396]
lnpop: Dân số	-0.00341 [0.0190]	-0.00339 [0.0212]	-0.00269 [0.0195]
lnlan: Diện tích đất liền	0.00573 [0.0144]	0.00974 [0.0152]	0.00711 [0.0144]
lnexr: Tỉ giá hối đoái	0.0591*** [0.00839]	0.0634*** [0.00892]	0.0608*** [0.00844]
fdi: Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài	-4.04e-13 [4.86e-13]	-3.05e-13 [5.20e-13]	-3.67e-13 [4.91e-13]
opa: Sự khác biệt về tăng trưởng kinh tế	-4.322** [1.858]	-6.673*** [2.078]	-5.196*** [1.908]
ind: Khoảng cách về thể chế	-0.112*** [0.0221]	-0.133*** [0.0246]	-0.120*** [0.0227]
Intro: Độ mở cửa thương mại	0.152*** [0.0479]	0.161*** [0.0534]	0.157*** [0.0492]
stp = 1 nếu quốc gia đối tác và Việt Nam có ký các thỏa thuận về đối tác chiến lược, ngược lại stp = 0	0.241*** [0.0613]	0.269*** [0.0682]	0.249*** [0.0628]
	-0.0477	-0.0488	-0.0480

TÊN BIẾN	Mô hình (1) lnimp	Mô hình (2) lnexp	Mô hình(3) lnbil
fta = 1 nếu giữa Việt Nam và quốc gia đối tác có các hiệp định thương mại tự do FTAs, ngược lại fta = 0	[0.0449]	[0.0490]	[0.0456]
loc = 1 nếu quốc gia đối tác là quốc gia nội lục, ngược lại loc = 0	-0.161*** [0.0510]	-0.165*** [0.0539]	-0.162*** [0.0511]
cmb = 1 nếu Việt Nam và quốc gia đối tác có biên giới chung, ngược lại cmb = 0	0.229*** [0.0829]	0.243*** [0.0922]	0.233*** [0.0849]
inu: Tỷ lệ dân số sử dụng Internet	2.225*** [0.0713]	2.490*** [0.0775]	2.316*** [0.0724]
reg1 = 1 nếu quốc gia đối tác thuộc khu vực Trung Á, nếu không thì reg5 = 0	-3.104*** [0.627]	-2.972*** [0.674]	-3.043*** [0.634]
reg2 = 1 nếu quốc gia đối tác thuộc khu vực Đông Á, nếu không thì reg5 = 0	-0.367*** [0.0996]	-0.343*** [0.110]	-0.357*** [0.102]
reg3 = 1 nếu quốc gia đối tác thuộc khu vực Đông Nam Á, nếu không thì reg5 = 0	-0.146* [0.0874]	-0.114 [0.0966]	-0.136 [0.0896]
reg4 = 1 nếu quốc gia đối tác thuộc khu vực Nam Á, nếu không thì reg5 = 0	0.515*** [0.0978]	0.600*** [0.112]	0.544*** [0.102]
ycr = 1 nếu year > 2007, ngược lại nhận ycr = 0	0.582*** [0.0352]	0.464*** [0.0395]	0.545*** [0.0362]
cons	24.25*** [0.258]	23.66*** [0.290]	24.68*** [0.265]
N	748	748	748

Giá trị độ lệch chuẩn bên trong ngoặc đơn

*(***) mức ý nghĩa 1%, (**) mức ý nghĩa 5%, (*) mức ý nghĩa 10%*

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp (2024)

Đối với nhóm yếu tố về địa lý: Yếu tố về biên giới chung có tác động tích cực đến tổng kim ngạch thương mại Việt Nam - châu Á nói chung giai đoạn 1990 - 2022 tại mức ý nghĩa 1%. Alam & cộng sự (2022) cũng cho thấy sự thúc đẩy mạnh mẽ của biên giới chung đến hoạt động thương

mại Việt Nam – châu Á. Mặt khác, hệ số hồi quy của yếu tố về quốc gia nội lục lại tương quan âm với hoạt động xuất, nhập khẩu và thương mại nói chung, trùng khớp với kết quả được đưa ra bởi Raballand (2003), Carrere & Grigoriou (2011) khi thực hiện nghiên cứu về mối quan hệ giữa quốc gia nội lục và thương mại, tập trung chủ yếu vào các quốc gia Trung Á. Trong khi đó, diện tích đất liền có tác động không đáng kể đến luồng thương mại giữa Việt Nam và các nước châu Á giai đoạn 1990 - 2022. Nghiên cứu của Zhai (2023) cũng cho thấy kết quả tương tự. Nguyên nhân là sự phát triển mạnh mẽ trong những năm gần đây của thương mại dịch vụ đã làm giảm bớt đi sự ảnh hưởng của diện tích đất liền hay nguồn tài nguyên của một quốc gia đến hoạt động trao đổi hàng hóa quốc tế.

Đối với nhóm yếu tố về chính trị - văn hóa: Dân số không tác động đáng kể đến dòng chảy thương mại Việt Nam - châu Á giai đoạn 1990 - 2022. Sự phát triển của công nghệ, máy móc hiện nay đã hỗ trợ và phần nào thay thế cho con người ở một số công đoạn sản xuất, từ đó làm tăng hiệu suất sản xuất và thúc đẩy việc xuất khẩu, giao thương quốc tế. Các yếu tố khác gồm đối tác chiến lược, khoảng cách thể chế và tỉ lệ dân số sử dụng internet đều có tác động ở mức ý nghĩa 1% ở cả 3 mô hình. Trong đó, yếu tố về đối tác chiến lược và tỉ lệ dân số sử dụng internet có tác động tích cực đến quan hệ song phương Việt Nam - châu Á trong giai đoạn 1990 - 2022. Điều này tương đồng với phát hiện của Dinh T. T. Binh và cộng sự (2014), Yushkova (2014). Mặt khác, khoảng cách về thể chế lại cho thấy ảnh hưởng ngược chiều khi hệ số hồi quy của nó ở cả 3 mô hình đều mang dấu âm tại mức ý nghĩa 1%. Kết quả này tương đồng với nghiên cứu của De Groot Et al.(2004) và Linderset al. (2005), thể hiện hoạt động giao thương Việt Nam - châu Á sẽ càng phát triển khi sự tương đồng về thể chế giữa 2 quốc gia càng cao.

Về nhóm yếu tố kinh tế: kết quả mô hình hồi quy cho thấy tỉ giá hối đoái có tác động tích cực đến cả 3 biến phụ thuộc, trùng khớp với các nghiên cứu trước như Karamuriro và Karukuza (2015). Yếu tố độ mở cửa thương mại cũng có tác động tích cực đến thương mại Việt Nam - châu Á giai đoạn 1990 - 2022 tại mức ý nghĩa 1%, tương đồng với các nghiên cứu của Gries & Redlin (2012) và Huchet-Bourdon & cộng sự (2018). Mặt khác, yếu tố sự khác biệt về tăng trưởng kinh tế lại cho thấy sự tác động âm đến tổng giá trị xuất, nhập khẩu và thương mại nói chung Việt Nam - châu Á ở cả 3 mô hình. Nguyên nhân xuất phát từ khoảng cách về tăng trưởng kinh tế dẫn đến sự bất tương xứng về thu nhập và nhu cầu tiêu dùng, nguồn cung và cầu vì thế cũng có sự chênh lệch. Bên cạnh đó, tác động 2 yếu tố về vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài và hiệp định thương mại tự do đến quan hệ song phương giữa Việt Nam và các quốc gia châu Á giai đoạn 1990 – 2022 là không đáng kể. Nguyên nhân xuất phát từ cách nắm bắt, thực thi các hiệp định cũng như các chính sách hỗ trợ khác nhau của các quốc gia (Mazhar & cộng sự, 2023).

Biến tương tác int21 (*được đo bằng biến Dân số x biến các quốc gia khu vực Tây Á*) có tác động quan trọng tích cực đến luồng thương mại Việt Nam - châu Á, thể hiện dân số của các quốc gia Tây Á có tác động thuận chiều đến tổng kim ngạch xuất, nhập khẩu và thương mại song phương nói chung. Kết quả nghiên cứu này đem lại một cái nhìn mới mẻ vào sức ảnh hưởng của yếu tố dân số Tây Á đến luồng thương mại Việt Nam - châu Á, điều mà chưa có tác giả nào nghiên cứu một cách riêng biệt.

Ngoài ra, nhóm tác giả cũng kiểm định biến giả năm đến quan hệ song phương Việt Nam - châu Á trong giai đoạn trước và sau khi Việt Nam gia nhập tổ chức WTO. Kết quả dương của biến giả năm đã cho thấy việc gia nhập tổ chức WTO đã làm tăng một cách rõ rệt hoạt động thương mại Việt Nam - châu Á cả về xuất khẩu và nhập khẩu.

5. Kết luận và khuyến nghị

5.1. Kết luận vấn đề nghiên cứu

Kết quả hồi quy cho thấy có 2 trong 3 yếu tố địa lý ảnh hưởng đáng kể đến thương mại giữa Việt Nam và châu Á trên cơ sở song phương. *Yếu tố nội địa* có tác động tiêu cực khi nó hạn chế sự tiếp xúc quốc tế giữa hai đối tượng nghiên cứu, mặc dù *yếu tố chung biên giới* có vai trò to lớn trong việc khuyến khích phát triển thương mại. Diện tích đất, thành phần cuối cùng trong hạng mục này, không có tác động hoặc đóng góp rõ rệt cho chủ đề. Hai yếu tố thuộc nhóm chính trị-văn hóa—tỷ lệ dân số có thể *truy cập internet* và *yếu tố đối tác chiến lược*—có tác động tích cực, làm tăng mức độ thuận lợi giữa quan hệ song phương Việt Nam-Châu Á từ năm 1990 đến năm 2022. Ngược lại, có mối tương quan ngược chiều giữa *khoảng cách thể chế* và quan hệ song phương, làm giảm hoạt động thương mại giữa Việt Nam và các nước đối tác.

Đáng chú ý, yếu tố dân số ít có tác dụng thúc đẩy thương mại và trao đổi giữa Việt Nam và các quốc gia châu Á. Nhưng khi tính đến các khu vực cụ thể, dân số của các quốc gia Tây Á có ý nghĩa quan trọng đối với chủ đề nghiên cứu. Cuối cùng, các yếu tố thuộc nhóm yếu tố kinh tế như *độ mở thương mại* và *tỷ giá hối đoái* có tác động thuận lợi đến dòng chảy thương mại giữa Việt Nam và các nước châu Á. Ngược lại với các lý thuyết và nghiên cứu trước đó, yếu tố khác biệt trong *tăng trưởng kinh tế* thể hiện ảnh hưởng tiêu cực. Các hiệp định thương mại tự do và đầu tư trực tiếp nước ngoài không đóng góp đáng kể vào sự tăng trưởng thương mại hai chiều.

5.2. Một số khuyến nghị

Chính phủ Việt Nam cần xem xét, đề ra các chính sách như sau Một là, *tăng cường quan hệ đối tác chiến lược* với các nước Châu Á. Việt Nam cần củng cố hợp tác về mặt kinh tế như tăng cường trao đổi thương mại, tham gia các hiệp định hợp tác và đối tác chiến lược, Tuyên bố chung về quan hệ đối tác chiến lược, đồng thời hợp tác trong các lĩnh vực kinh tế khác như năng lượng, du lịch, nông nghiệp, công nghệ thông tin. Hai là, *gia tăng độ mở thương mại, nâng cao năng lực cạnh tranh, xuất khẩu sản phẩm trong nước*. Đồng thời củng cố chính sách tài khóa, điều chỉnh lượng tổng huy động của kho bạc Nhà nước, giảm nợ cho quốc gia. Xem xét, điều chỉnh thuế xuất nhập khẩu - yếu tố ảnh hưởng tới lượng giao dịch thương mại, xuất nhập khẩu của Việt Nam - phù hợp với từng mặt hàng, quốc gia, khu vực tuân thủ tuy nhiên vẫn tuân thủ quy định pháp luật và các hiệp định đã ký kết. Ba là, *tăng tỷ lệ tiếp cận internet*. Chính phủ cần có biện pháp mở rộng hạ tầng internet bằng cách đầu tư vào mạng lưới cáp quang, mở rộng mạng lưới cáp quang đến các khu vực nông thôn, miền núi, nơi chưa có hoặc có chất lượng internet thấp. Bốn là, *ổn định tỷ giá hối đoái, nâng cao vị thế đồng tiền Việt Nam* bằng biện pháp can thiệp ngoại hối và điều chỉnh lãi suất, nhưng cần có thêm những giải pháp dài hạn để ổn định tỷ giá và bảo vệ nền kinh tế khỏi

những biến động không lường trước. Năm là, *thu hẹp khoảng cách tăng trưởng kinh tế với các con rồng Châu Á*, nâng cao năng suất lao động, nâng cao trình độ học vấn và kỹ năng của người lao động thông qua việc đầu tư vào giáo dục và đào tạo. Áp dụng công nghệ tiên tiến vào sản xuất để tăng hiệu quả hoạt động. Sáu là, chính phủ cần đề ra các *chính sách nâng cao cơ sở hạ tầng*. Đồng thời, hoàn thiện thể chế pháp lý, ban hành và sửa đổi luật pháp liên quan đến quy hoạch, đầu tư, xây dựng và quản lý cơ sở hạ tầng, tạo môi trường đầu tư minh bạch, công khai, thuận lợi cho các nhà đầu tư và nâng cao năng lực của các cơ quan quản lý nhà nước về cơ sở hạ tầng.

Tài Liệu Tham Khảo

Alam, M.M., Awal, M.A. & Asaduzzaman, M. (2022) ‘The impact of common borders on trade and economic growth in Asia: Evidence from a spatial durbin model,’ *Sustainability*, Vol. 14 No. 10.

Ali, M., Cantner, U. & Roy, I. (2016). “Knowledge spillovers through FDI and trade: the moderating role of quality-adjusted human capital”, *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 26 No. 4, pp. 837-868.

Aggarwal, V.K. & Urata, S. (2006) ‘*Bilateral trade arrangements in the Asia-Pacific: Origins, Evolution, and Implications*,’ *Contemporary Political Economy*.

Anderson, J. & College, B. (2016). *The Gravity Model of Economic Interaction*.

Arvis, J.F., Raballand, G. & Marteau, J.-F. (2010) “The cost of being landlocked”, *The World Bank eBooks*.

Ball, L., Mankiw, N.G. & Romer, D. (1988) 'The new Keynesian economics and the Output-Inflation Trade-Off,' *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988(1), pp. 1.

Banik, N. and Kim, M. (2020) 'India–ASEAN trade Relations: Examining the trends and identifying the potential,' *Global Business Review*, p. 097215092095354.

Belloumi, M. (2014). “The relationship between trade, FDI and economic growth in Tunisia: An application of the autoregressive distributed lag model”, *Economic systems*, Vol. 38 No. 2, pp. 269-287.

Bộ Công Thương (2017). “Phụ lục báo cáo sơ kết tình hình sản xuất công nghiệp và hoạt động thương mại 6 tháng đầu năm 2017”.

Bộ Công Thương (2024). “Báo cáo tình hình sản xuất công nghiệp và hoạt động thương mại tháng 1 năm 2024”.

Capoani, L., 2023. “Review of the gravity model: origins and critical analysis of its theoretical development”, *SN Business & Economics*, Vol. 3 No. 5, pp. 95.

Carrere, C. & Grigoriou, C. (2011) “Landlockedness, Infrastructure and Trade: New estimates for Central Asian countries”.

De Groot, H.L.F., Linders, G.-J., Rietveld, P. & Subramanian, U. (2004) “The Institutional Determinants of Bilateral Trade Patterns”, *Kyklos*, Vol. 57 No. 1, pp. 103–123.

Dinh, T. T. B., Nguyen, V. D. & Hoang, M. C. (2014) “Applying gravity model to analyze trade activities of Vietnam”, *External Economics Review*, pp. 69.

Duval, Y., Utoktham, T., and UNESCAP (2010) “Intraregional trade costs in Asia: A primer”, *Trade and Investment Division, Staff Working Paper*.

Đảng Cộng sản Việt Nam (1996). *Văn kiện Đại hội đại biểu toàn quốc lần thứ VIII*, Nxb. Chính trị quốc gia - Sự thật, tr. 12

Đinh Văn Sơn và cộng sự. (2022), *Báo cáo thường niên kinh tế và thương mại Việt Nam 2022*, Nxb. Hồng Đức, tr. 387 - 288.

Espitia, A. et al. (2021) “Pandemic trade: COVID-19, remote work and global value chains”, *The World Economy*, Vol. 45 No. 2, pp. 561–589.

Ganbaatar, B. et al. (2021) “Empirical Analysis of Factors Affecting the Bilateral Trade between Mongolia and China”, *Sustainability*, Vol. 13 No. 7, pp. 4051.

Gujarati, D.N. (2009) *Basic Econometrics*. McGraw-Hill Companies.

Gujarati, D.N. (2015) *Econometrics by example*. McGraw-Hill Companies.

Gries, T. & Redlin, M. (2012) “Trade Openness and Economic Growth: A Panel Causality Analysis”, *In International conferences of RCIE, KIET, and APEA, March*, Vol. 16 No. 18.

Huchet-Bourdon, M., Le Mouël, C. & Vijil, M. (2017) “The relationship between trade openness and economic growth: Some new insights on the openness measurement issue”, *The World Economy*, Vol. 41 No. 1, pp. 59–76.

Huỳnh, T. D. L. & Hoàng, T. H. (2019) “Tác động của Hiệp định thương mại tự do với xuất nhập khẩu Việt Nam: Áp dụng mô hình lực hấp dẫn với các nhân tố cố định”, *Tạp chí Kinh Tế & Phát Triển*, pp. 267.

Jian-Ting, F. & Lü, B. (2021) “The impact of summit visits on bilateral trade: Empirical evidence from China”, *The World Economy*, Vol. 44 No. 12, pp. 3583–3608.

Jun, B. et al. (2019) “Bilateral relatedness: knowledge diffusion and the evolution of bilateral trade”, *Journal of Evolutionary Economics*, Vol. 30 No. 2, pp. 247–277.

Karamuriro, H.T. & Karukuza, W.N. (2015). “Determinants of Uganda’s Export Performance: A Gravity Model Analysis”, *International Journal of Business and Economics Research*, Vol. 4 No. 2, pp. 45.

Krugman, P.R., Obstfeld, M. & Melitz, M.J. (2018) *International trade: Theory and Policy*.

Lê, M.T (2020). “25 năm hội nhập ASEAN: Một chặng đường “gắn kết và chủ động thích ứng”, *Tạp chí Luật học*, Vol. 12 No. 247, tr. 3 - 16.

Lê, T. K. C. & Nguyễn, P. M. (2014) “Kinh tế Việt Nam sau khi gia nhập WTO nhìn từ thực trạng nhập khẩu hàng hóa”, *Tạp chí Kinh Tế & Phát Triển*, Vol. 206 No. II.

Le, T. N. P.t & Nguyen, K. H. (2022) “Determinants of Bilateral trade flows of Vietnam: Evidence from Panel Fixed Effects Estimation Approaches”, *Journal of International Economics and Management*.

Linders, G.-J.M., Slangen, A., de Groot, H.L.F. & Beugelsdijk, S. (2005) “Cultural and Institutional Determinants of Bilateral Trade Flows”, *Tinbergen Institute Discussion Paper*, 05-074/3.

Martinez-Vazquez, J. (2011) *Taxation in Asia*. Asian Development Bank.

Martínez-Zarzoso, I. & Nowak-Lehmann, D.F. (2003) “Augmented Gravity Model: An Empirical application to Mercosur-European Union trade flows”, *Journal of Applied Economics*, Vol. 6 No. 2, pp. 291–316.

Mazhar, M. et al. (2023) “Exploring bilateral trade potential: A promising analysis”, *GMJACS*, Vol. 13 No. 1, pp. 35–52.

Mhaka, S. & Jeke, L. (2018). “An evaluation of the trade relationships between South Africa and China: An empirical review 1995–2014”, *South African Journal of Economic and management Sciences*, Vol. 21 No. 1.

Nguyen, D. & Vo, X.V. (2017) “Determinants of bilateral trade: evidence from ASEAN+3”, *Asian-Pacific Economic Literature*, Vol. 31 No. 2, pp. 115–122.

Nguyễn, Đ. H. & Phạm, T. N. S. (2022) “Tác động của độ mở thương mại và vốn con người đến tăng trưởng kinh tế ở Việt Nam”, *Tạp chí Journal of Economics Studies*, Vol. 9 No. 532.

Nguyễn, T. T. (2022) “Đánh giá tác động của Hiệp định Thương mại Tự do giữa Việt Nam và Liên Minh Châu Âu đối với thương mại song phương”.

Nguyễn, T. L. & Lê, T. S. (nd), “Thương mại song phương Việt Nam–Chile”, *Kỷ yếu hội thảo khoa học*.

Okabe, M. (2015). “Impact of Free Trade Agreements on Trade in East Asia”, *ERIA Discussion Paper Series*.

Okonta, P. & Mobosi, I. (2020) “Determinants of Nigeria–US Bilateral trade: The role of Economic growth”, *AFFRIKA: Journal of Politics, Economics and Society*.

Osabuohien, E. et al. (2019) “Bilateral Trade performance in West Africa: A Gravity model Estimation”, *African Development Review*, Vol. 31 No. 1, pp. 1–14.

Paudel, R.C. & Cooray, A. (2018). “Export performance of developing countries: Does landlockedness matter?”, *Review of Development Economics*, Vol. 22 No. 3, pp. e36–e62.

Phạm Thị Thanh Bình (2022). “Hiệp định thương mại tự do thế hệ mới RCEP: Cơ hội cho nền kinh tế Việt Nam hậu Covid-19”.

Phan Anh Tú (2017) “Các nhân tố ảnh hưởng đến thương mại song phương giữa Việt Nam và các đối tác thương mại”, *Tạp chí Kinh Tế & Phát Triển*, Vol. 236 No. II, tr. 10–20.

Pickson, R.B. *et al.* (2023) “Climate change and food security nexus in Asia: A regional comparison”, *Ecological Informatics*, Vol. 76, pp. 102038..

Pigka-Balanika, V. (2013). “The impact of trade openness on economic growth”, *Evidence in Developing Countries*, *Erasmus School of Economics*, Vol. 2 No. 3, pp. 1-32.

Raballand, G. (2003) “Determinants of the negative impact of being landlocked on trade: an empirical investigation through the Central Asian Case”, *Comparative Economic Studies*, Vol. 45 No. 4, pp. 520–536.

Rahman, A.K.M.A. & Alam, M.M. (2023). “Land area, trade and development: Evidence from developing countries”, *Munich Personal RePEc Archive*, pp. 118402.

Ricardo, D. (1817). *On the Principles of Political Economy and Taxation*.

Smith, A., (1869). “An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations”, *Oxford: Clarendon Press*, Vol. 1.

Sohail, H.M., Zatullah, M. & Li, Z. (2021) “Effect of foreign direct investment on bilateral trade: Experience from Asian Emerging Economies”, *SAGE Open*, Vol. 11 No. 4.

Stephenson, J. (1928). *The Principles and Practice of Commerce*.

Sun, C. (2023) “How are green finance, carbon emissions, and energy resources related in Asian sub-regions?”, *Resources Policy*, Vol. 83, pp. 103648.

Tạ Khánh Linh và cộng sự (2023) “Mô hình lực hút trong thương mại đến các nước ASEAN: bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam”, *FTU Working Paper Series*, Vol. No. 2.

Tạp Chí Công Thương (2022) “Xuất nhập khẩu với châu Á đạt 157,5 tỷ USD”.

Tổng cục thống kê Việt Nam (2022). “Thông cáo báo chí về tình hình kinh tế - xã hội quý IV và năm 2022”.

Tinbergen J. (1962). “Shaping the world economy. Thunderbird”, *International Business Review*, Vol. 1 No. 5, pp. 27–30.

Tokas, K. & Deb, A.K. (2020) “CAGE distance framework and bilateral trade flows: case of India”, *Management Research Review*, Vol. 43 No. 10, pp. 1157–1181.

Trung tâm WTO. (2022). “15 năm gia nhập WTO: Việt Nam khẳng định vị thế hội nhập”, *Doanh nghiệp và tự do hóa thương mại số 25 + 26*, tr. 15

Vemuri, V.K. & Siddiqi, S. (2009). “Impact of Commercialization of the Internet on International Trade: A Panel Study Using the Extended Gravity Model”, *The International Trade Journal*, Vol. 23 No. 4, pp. 458–484.

Wei, S. (2001). “The impact of land area on trade and development”, *The American Economic*

Review, Vol. 91 No. 2.

World Bank (2022). *Overview*. World Bank.

Xing, Z., (2018) “The impacts of Information and Communications Technology (ICT) and E-commerce on bilateral trade flows”, *International Economics and Economic Policy*, Vol. 15, pp. 565-586.

Yao, X. et al. (2021) “The impact of preferential trade agreements on bilateral trade: A structural gravity model analysis”, *Plos One*, Vol. 16 No. 3, p. E0249118.

Yu, C. et al. (2020) “Has China’s Belt and Road Initiative Intensified Bilateral Trade Links between China and the Involved Countries?”, *Sustainability*, Vol. 12 No. 17, pp. 6747.

Yushkova, E. (2014) “Impact of ICT on trade in different technology groups: analysis and implications”, *International Economics and Economic Policy*, Vol. 11 No. 1-2, pp. 165–177.

Zhai, H. (2023) “Evaluation of China-ASEAN trade status and trade potential: An empirical study based on a gravity model”, *Plos One*, Vol. 18 No. 9, pp. e0290897.

Phụ lục

Phụ Lục 1. Thống kê mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu định lượng

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
imp	1,505	7.58e+10	8.30e+10	1.01e+09	2.94e+11
exp	1,505	4.63e+10	5.24e+10	1.04e+09	1.74e+11
bil	1,505	1.22e+11	1.35e+11	2.05e+09	4.68e+11
pop	1,505	8.35e+07	2.53e+08	224957	1.42e+09
lan	1,505	649830.6	1491185	20	9388250
exr	1,363	.0438444	.1521408	1.06e-07	1.804805
fdi	1,143	-1.91e+09	2.44e+10	-2.32e+11	2.18e+11
opa	1,412	.0050487	.0092519	2.29e-07	.2525691
ind	1,097	1.244493	1.136267	.0548	5.6702
tro	1,290	.9538912	.6866404	.00021	4.4262
stp	1,505	.0697674	.2548394	0	1
fta	1,482	.2375169	.4257052	0	1
loc	1,505	.2478405	.4319022	0	1
cmb	1,505	.1096346	.3125375	0	1
inu	1,395	.2558677	.3127199	0	1
reg1	1,505	.3355482	.4723387	0	1
reg2	1,505	.1534884	.3605774	0	1
reg3	1,505	.2192691	.4138889	0	1
reg4	1,505	.1820598	.3860221	0	1
reg5	1,505	.1096346	.3125375	0	1
ycr	1,505	.4916944	.5000972	0	1
lnimp	1,505	24.13393	1.614334	20.73262	26.40659
lnexp	1,505	23.67601	1.497288	20.76316	25.88245
lnbil	1,505	24.63006	1.560043	21.44115	26.87162
lnpop	1,505	16.28162	1.922458	12.32366	21.07193
lnlan	1,505	11.43068	2.632505	2.995732	16.05497
lnexr	1,363	-6.617658	2.929744	-16.05891	.5904527
lnintro	1,290	-.253658	.7234138	-8.468451	1.487541

Phụ Lục 2. Kết quả kiểm định hệ số phóng đại phương sai VIF

Variable	VIF	1/VIF
lnpop	4.24	0.235883
lnlan	4.15	0.240865
reg1	3.73	0.267956
reg3	3.43	0.291213
reg4	3.32	0.301575
lntr	3.15	0.317194
reg2	3.06	0.326281
ind	2.59	0.386776
inu	2.29	0.436671
stp	1.79	0.558391
ycr	1.63	0.611623
lnexr	1.56	0.640010
cmb	1.54	0.647512
loc	1.48	0.675529
fdi	1.41	0.710058
fta	1.30	0.771565
opa	1.05	0.952491
Mean VIF	2.45	

Phụ lục 3. Kết quả hồi quy mô hình POLS, FEM và REM đối với từng biến phụ thuộc lnimp, lnexp, lnbil

Biến Phụ Thuộc lnimp

Mô hình POLS

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	749
Model	628.685595	17	36.9815056	F(17, 731)	=	246.59
Residual	109.628277	731	.149970283	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.8515
				Adj R-squared	=	0.8481
Total	738.313872	748	.987050631	Root MSE	=	.38726

lnimp	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
lnpop	-.0297134	.0147303	-2.02	0.044	-.0586321	-.0007947
lnlan	.0107511	.0106585	1.01	0.313	-.0101738	.0316761
lnexr	.0282727	.005949	4.75	0.000	.0165935	.0399518
fdi	-4.61e-13	5.98e-13	-0.77	0.441	-1.63e-12	7.13e-13
opa	-9.862766	4.17208	-2.36	0.018	-18.05345	-1.672078
ind	-.0696567	.018767	-3.71	0.000	-.1065003	-.0328131
Intro	-.050772	.0434929	-1.17	0.243	-.1361579	.034614
stp	.1929029	.0561527	3.44	0.001	.0826631	.3031427
fta	-.0103931	.0357604	-0.29	0.771	-.0805984	.0598122
loc	-.1033679	.0399934	-2.58	0.010	-.1818836	-.0248523
cmb	.1258829	.0585813	2.15	0.032	.0108753	.2408905
inu	1.389223	.0660325	21.04	0.000	1.259587	1.518859
reg1	-.064552	.0575256	-1.12	0.262	-.177487	.0483831
reg2	-.2419606	.0677647	-3.57	0.000	-.3749973	-.1089239
reg3	-.0111837	.0599545	-0.19	0.852	-.1288873	.1065198
reg4	.2538154	.0725227	3.50	0.000	.1114378	.396193
ycr	1.311163	.0395183	33.18	0.000	1.23358	1.388746
_cons	24.17282	.1950993	123.90	0.000	23.7898	24.55584

Mô hình FEM

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	749
Group variable: ctry	Number of groups	=	41
R-squared:	Obs per group:		
Within = 0.9187	min =		1
Between = 0.0061	avg =		18.3
Overall = 0.1290	max =		24
	F(12,696)	=	655.64
corr(u_i, Xb) = -0.9213	Prob > F	=	0.0000

lnimp	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
lnpop	1.13586	.1371849	8.28	0.000	.8665138	1.405205
lnlan	-.9764799	.8980987	-1.09	0.277	-2.739787	.7868276
lnexr	.5182731	.0511409	10.13	0.000	.4178643	.618682
fdi	-3.11e-13	7.15e-13	-0.43	0.664	-1.72e-12	1.09e-12
opa	-6.915809	3.080146	-2.25	0.025	-12.9633	-.8683175
ind	-.0675782	.0345121	-1.96	0.051	-.1353384	.000182
lnintro	.1651185	.0588996	2.80	0.005	.0494763	.2807607
stp	.3878633	.0465692	8.33	0.000	.2964303	.4792963
fta	.1090126	.062764	1.74	0.083	-.0142168	.232242
loc	-.4140189	.2137984	-1.94	0.053	-.833786	.0057482
cmb	0	(omitted)				
inu	1.603088	.0767236	20.89	0.000	1.45245	1.753725
reg1	0	(omitted)				
reg2	0	(omitted)				
reg3	0	(omitted)				
reg4	0	(omitted)				
ycr	.8729394	.0342626	25.48	0.000	.8056689	.9402099
_cons	19.75029	9.949248	1.99	0.048	.2161579	39.28443
sigma_u	2.2875699					
sigma_e	.2774359					
rho	.98550443	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(40, 696) = 21.27 Prob > F = 0.0000

Mô hình REM

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	749
Group variable: ctry	Number of groups	=	41
R-squared:	Obs per group:		
Within = 0.8833	min =		1
Between = 0.6828	avg =		18.3
Overall = 0.8503	max =		24
	Wald chi2(16)	=	.
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	.

lnimp	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
lnpop	-.0310849	.016521	-1.88	0.060	-.0634654	.0012956
lnlan	.0120252	.0122146	0.98	0.325	-.0119149	.0359653
lnexr	.0327921	.0068154	4.81	0.000	.0194341	.0461501
fdi	-5.20e-13	6.27e-13	-0.83	0.407	-1.75e-12	7.10e-13
opa	-9.745574	4.035844	-2.41	0.016	-17.65568	-1.835465
ind	-.0776254	.0207912	-3.73	0.000	-.1183753	-.0368754
lnintro	-.0411656	.0472645	-0.87	0.384	-.1338022	.0514711
stp	.2253039	.0558956	4.03	0.000	.1157506	.3348573
fta	-.0070061	.0398851	-0.18	0.861	-.0851795	.0711672
loc	-.1122691	.0454625	-2.47	0.014	-.201374	-.0231642
cmb	.138297	.0662406	2.09	0.037	.0084679	.2681261
inu	1.532041	.0672732	22.77	0.000	1.400188	1.663894
reg1	-.0736924	.0657611	-1.12	0.262	-.2025817	.0551969
reg2	-.2795767	.0778451	-3.59	0.000	-.4321504	-.1270031
reg3	-.0229473	.0686595	-0.33	0.738	-.1575174	.1116228
reg4	.2690387	.0813828	3.31	0.001	.1095313	.4285461
ycr	1.242502	.0390854	31.79	0.000	1.165896	1.319109
_cons	24.22476	.2160301	112.14	0.000	23.80135	24.64817
sigma_u	.04222608					
sigma_e	.2774359					
rho	.02264073	(fraction of variance due to u_i)				

Biến Phụ Thuộc lnexp

Mô hình POLS

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	749
				F(17, 731)	=	224.49
Model	692.611871	17	40.7418748	Prob > F	=	0.0000
Residual	132.666775	731	.181486697	R-squared	=	0.8392
				Adj R-squared	=	0.8355
Total	825.278646	748	1.1033137	Root MSE	=	.42601

lnexp	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
lnpop	-.0394595	.0162043	-2.44	0.015	-.071272	-.0076469
lnlan	.0142675	.0117251	1.22	0.224	-.0087514	.0372864
lnexr	.0315392	.0065443	4.82	0.000	.0186914	.0443871
fdi	-5.25e-13	6.58e-13	-0.80	0.425	-1.82e-12	7.67e-13
opa	-13.63149	4.589574	-2.97	0.003	-22.64181	-4.62117
ind	-.0790218	.0206449	-3.83	0.000	-.1195522	-.0384913
Intro	-.0939448	.0478452	-1.96	0.050	-.1878752	-.0000143
stp	.2296172	.0617718	3.72	0.000	.1083459	.3508886
fta	-.0157004	.0393389	-0.40	0.690	-.0929311	.0615303
loc	-.1062515	.0439955	-2.42	0.016	-.1926241	-.0198789
cmb	.1390381	.0644434	2.16	0.031	.0125218	.2655544
inu	1.629717	.0726403	22.44	0.000	1.487108	1.772325
reg1	-.0783791	.0632821	-1.24	0.216	-.2026154	.0458572
reg2	-.268279	.0745458	-3.60	0.000	-.4146285	-.1219295
reg3	-.0055474	.0659541	-0.08	0.933	-.1350294	.1239346
reg4	.2909576	.0797799	3.65	0.000	.1343325	.4475828
ycrc	1.268671	.0434728	29.18	0.000	1.183324	1.354017
_cons	23.71745	.2146227	110.51	0.000	23.2961	24.1388

Mô hình FEM

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	749
Group variable: ctry	Number of groups	=	41
R-squared:	Obs per group:		
Within = 0.9139	min =		1
Between = 0.0056	avg =		18.3
Overall = 0.1317	max =		24
	F(12,696)	=	615.47
corr(u_i, Xb) = -0.9182	Prob > F	=	0.0000

Inexp	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
lnpop	1.177215	.1491649	7.89	0.000	.8843479	1.470082
lnlan	-.9907037	.9765274	-1.01	0.311	-2.907996	.9265889
lnexr	.5492965	.0556069	9.88	0.000	.4401192	.6584739
fdi	-1.06e-13	7.78e-13	-0.14	0.892	-1.63e-12	1.42e-12
opa	-9.875288	3.349127	-2.95	0.003	-16.45089	-3.299685
ind	-.1036327	.0375259	-2.76	0.006	-.1773103	-.0299552
lntr0	.0399371	.0640432	0.62	0.533	-.0858038	.1656781
stp	.4511388	.050636	8.91	0.000	.3517212	.5505564
fta	.1701986	.068245	2.49	0.013	.0362079	.3041893
loc	-.3609098	.2324689	-1.55	0.121	-.8173341	.0955145
cmb	0	(omitted)				
inu	1.877671	.0834237	22.51	0.000	1.713878	2.041463
reg1	0	(omitted)				
reg2	0	(omitted)				
reg3	0	(omitted)				
reg4	0	(omitted)				
ycr	.7864949	.0372547	21.11	0.000	.7133499	.85964
_cons	18.83737	10.81809	1.74	0.082	-2.402636	40.07737
sigma_u	2.3722856					
sigma_e	.30166368					
rho	.98408723	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(40, 696) = 22.41 Prob > F = 0.0000

Mô hình REM

Random-effects GLS regression Number of obs = **749**
Group variable: **ctry** Number of groups = **41**

R-squared: Obs per group:

Within = 0.8828	min =	1
Between = 0.6216	avg =	18.3
Overall = 0.8352	max =	24

corr(u_i, X) = 0 (assumed) Wald chi2(16) = .
Prob > chi2 = .

Inexp	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
lnpop	-.0421697	.0199138	-2.12	0.034	-.0811999	-.0031394
lnlan	.0147818	.0149332	0.99	0.322	-.0144867	.0440502
lnexr	.0407036	.0083445	4.88	0.000	.0243488	.0570585
fdi	-6.38e-13	7.09e-13	-0.90	0.368	-2.03e-12	7.52e-13
opa	-13.29926	4.290053	-3.10	0.002	-21.70761	-4.890912
ind	-.0957263	.0244879	-3.91	0.000	-.1437217	-.0477309
lntr0	-.0903687	.0546486	-1.65	0.098	-.1974779	.0167406
stp	.2933699	.0604668	4.85	0.000	.1748571	.4118827
fta	-.0010411	.0473237	-0.02	0.982	-.0937939	.0917117
loc	-.117561	.0551616	-2.13	0.033	-.2256757	-.0094462
cmb	.160239	.0804353	1.99	0.046	.0025888	.3178893
inu	1.911533	.074201	25.76	0.000	1.766102	2.056965
reg1	-.098093	.0804436	-1.22	0.223	-.2557595	.0595734
reg2	-.3390752	.095492	-3.55	0.000	-.526236	-.1519143
reg3	-.0235029	.0840878	-0.28	0.780	-.1883119	.1413062
reg4	.3159537	.0982097	3.22	0.001	.1234663	.5084411
ycr	1.132596	.0422158	26.83	0.000	1.049855	1.215338
_cons	23.8392	.2582246	92.32	0.000	23.33309	24.34531
sigma_u	.06780954					
sigma_e	.30166368					
rho	.04809808	(fraction of variance due to u_i)				

Biến Phụ Thuộc lnbil

Mô hình POLS

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	749
				F(17, 731)	=	243.23
Model	651.505424	17	38.3238485	Prob > F	=	0.0000
Residual	115.176216	731	.157559803	R-squared	=	0.8498
				Adj R-squared	=	0.8463
Total	766.68164	748	1.02497545	Root MSE	=	.39694

lnbil	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
lnpop	-.033119	.0150984	-2.19	0.029	-.0627604	-.0034776
lnlan	.0119937	.0109249	1.10	0.273	-.0094542	.0334416
lnexr	.029414	.0060977	4.82	0.000	.017443	.041385
fdi	-4.81e-13	6.13e-13	-0.78	0.433	-1.68e-12	7.22e-13
opa	-11.27393	4.276345	-2.64	0.009	-19.66932	-2.878552
ind	-.0729917	.019236	-3.79	0.000	-.110756	-.0352273
lnintro	-.0658613	.0445799	-1.48	0.140	-.1533811	.0216586
stp	.2055515	.057556	3.57	0.000	.0925567	.3185463
fta	-.0123047	.0366541	-0.34	0.737	-.0842645	.0596551
loc	-.104303	.0409929	-2.54	0.011	-.1847808	-.0238252
cmb	.130302	.0600453	2.17	0.030	.0124202	.2481838
inu	1.473604	.0676827	21.77	0.000	1.340729	1.60648
reg1	-.0693382	.0589632	-1.18	0.240	-.1850956	.0464192
reg2	-.2509705	.0694582	-3.61	0.000	-.387332	-.1146091
reg3	-.0091837	.0614528	-0.15	0.881	-.1298288	.1114613
reg4	.2669959	.0743351	3.59	0.000	.1210602	.4129317
ycr	1.298217	.0405059	32.05	0.000	1.218695	1.377738
_cons	24.66221	.1999751	123.33	0.000	24.26962	25.05481

Mô hình FEM

Fixed-effects (within) regression	Number of obs	=	749
Group variable: ctry	Number of groups	=	41
R-squared:	Obs per group:		
Within = 0.9198	min =		1
Between = 0.0058	avg =		18.3
Overall = 0.1308	max =		24
	F(12,696)	=	665.54
corr(u_i, Xb) = -0.9198	Prob > F	=	0.0000

Inbil	Coefficient	Std. err.	t	P> t	[95% conf. interval]	
lnpop	1.149154	.1387707	8.28	0.000	.8766945	1.421613
lnlan	-.9748241	.9084804	-1.07	0.284	-2.758515	.8088665
lnexr	.5294142	.051732	10.23	0.000	.4278446	.6309837
fdi	-2.34e-13	7.23e-13	-0.32	0.747	-1.65e-12	1.19e-12
opa	-8.047064	3.115751	-2.58	0.010	-14.16446	-1.929666
ind	-.0805917	.034911	-2.31	0.021	-.1491352	-.0120482
lnintro	.1211945	.0595805	2.03	0.042	.0042155	.2381734
stp	.4097038	.0471075	8.70	0.000	.3172139	.5021937
fta	.1309093	.0634895	2.06	0.040	.0062554	.2555632
loc	-.3946457	.2162698	-1.82	0.068	-.8192652	.0299737
cmb	0	(omitted)				
inu	1.699243	.0776105	21.89	0.000	1.546864	1.851621
reg1	0	(omitted)				
reg2	0	(omitted)				
reg3	0	(omitted)				
reg4	0	(omitted)				
ycr	.8447846	.0346587	24.37	0.000	.7767365	.9128327
_cons	20.02528	10.06426	1.99	0.047	.2653386	39.78523
sigma_u	2.3124675					
sigma_e	.28064296					
rho	.98548533	(fraction of variance due to u_i)				

F test that all u_i=0: F(40, 696) = 22.45 Prob > F = 0.0000

Mô hình REM

Random-effects GLS regression
Group variable: **ctry**

Number of obs = 749
Number of groups = 41

R-squared:
Within = 0.8866
Between = 0.6570
Overall = 0.8474

Obs per group:
min = 1
avg = 18.3
max = 24

corr(u_i, X) = 0 (assumed)

Wald chi2(16) = .
Prob > chi2 = .

	lnbil	Coefficient	Std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
	lnpop	-.0349353	.0176938	-1.97	0.048	-.0696145	-.0002561
	lnlan	.0132503	.0131768	1.01	0.315	-.0125757	.0390763
	lnexr	.0360086	.0073559	4.90	0.000	.0215912	.050426
	fdi	-5.64e-13	6.52e-13	-0.87	0.387	-1.84e-12	7.14e-13
	opa	-11.08003	4.070105	-2.72	0.006	-19.05728	-3.102767
	ind	-.0846579	.0220522	-3.84	0.000	-.1278794	-.0414364
	lntr0	-.0556308	.0497016	-1.12	0.263	-.1530442	.0417826
	stp	.2516547	.0568803	4.42	0.000	.1401714	.363138
	fta	-.0052087	.0424507	-0.12	0.902	-.0884105	.0779931
	loc	-.1152806	.0488658	-2.36	0.018	-.2110558	-.0195053
	cmb	.1471934	.0711911	2.07	0.039	.0076615	.2867254
	inu	1.678178	.0691055	24.28	0.000	1.542733	1.813622
	reg1	-.0827116	.0709363	-1.17	0.244	-.2217442	.0563209
	reg2	-.3040086	.084096	-3.62	0.000	-.4688337	-.1391836
	reg3	-.0246267	.0741075	-0.33	0.740	-.1698748	.1206214
	reg4	.2875509	.0872015	3.30	0.001	.1166392	.4584627
	ycr	1.199811	.0397323	30.20	0.000	1.121937	1.277685
	_cons	24.73995	.23037	107.39	0.000	24.28843	25.19147
	sigma_u	.05267909					
	sigma_e	.28064296					
	rho	.0340353	(fraction of variance due to u_i)				

Phụ lục 4. Kiểm định White cho mô hình POLS với lần lượt 3 biến phụ thuộc

Biến phụ thuộc lnimp

White's test
H0: Homoskedasticity
Ha: Unrestricted heteroskedasticity

chi2(147) = 392.93
Prob > chi2 = 0.0000

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	392.93	147	0.0000
Skewness	81.80	17	0.0000
Kurtosis	4.27	1	0.0388
Total	479.00	165	0.0000

Biến phụ thuộc lnexp

White's test
H0: Homoskedasticity
Ha: Unrestricted heteroskedasticity

chi2(147) = 375.10
Prob > chi2 = 0.0000

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	375.10	147	0.0000
Skewness	58.70	17	0.0000
Kurtosis	1.77	1	0.1834
Total	435.57	165	0.0000

Biến phụ thuộc lnbil

White's test
H0: Homoskedasticity
Ha: Unrestricted heteroskedasticity

chi2(147) = **384.42**
Prob > chi2 = **0.0000**

Cameron & Trivedi's decomposition of IM-test

Source	chi2	df	p
Heteroskedasticity	384.42	147	0.0000
Skewness	75.72	17	0.0000
Kurtosis	4.35	1	0.0371
Total	464.48	165	0.0000

Phụ Lục 5. Kiểm định Hausman cho mô hình FEM và REM

Biến Phụ Thuộc lnimp

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) Std. err.
	(b) femimp1	(B) remimp1		
lnpop	1.13586	-.0310849	1.166944	.18332
lnlan	-.9764799	.0120252	-.9885051	1.20493
lnexr	.5182731	.0327921	.485481	.0682771
fdi	-3.11e-13	-5.20e-13	2.09e-13	7.26e-13
opa	-6.915809	-9.745574	2.829765	.8893699
ind	-.0675782	-.0776254	.0100472	.0413752
lnintro	.1651185	-.0411656	.2062841	.0633344
stp	.3878633	.2253039	.1625594	.0279241
fta	.1090126	-.0070061	.1160188	.0741669
loc	-.4140189	-.1122691	-.3017498	.2832309
inu	1.603088	1.532041	.0710468	.0779179
ycr	.8729394	1.242502	-.3695631	.0241998

b = Consistent under H0 and Ha; obtained from **xtreg**.
B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from **xtreg**.

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

chi2(11) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= **331.19**
Prob > chi2 = **0.0000**
(V_b-V_B is not positive definite)

Biến Phụ Thuộc lnexp

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) Std. err.
	(b) femexpl	(B) remexpl		
lnpop	1.177215	-.0421697	1.219385	.1938412
lnlan	-.9907037	.0147818	-1.005485	1.275599
lnexr	.5492965	.0407036	.5085929	.0721611
fdi	-1.06e-13	-6.38e-13	5.33e-13	7.27e-13
opa	-9.875288	-13.29926	3.423973	.8586112
ind	-.1036327	-.0957263	-.0079064	.0424676
lnintro	.0399371	-.0903687	.1303058	.0633481
stp	.4511388	.2933699	.1577689	.0268209
fta	.1701986	-.0010411	.1712397	.0755546
loc	-.3609098	-.117561	-.2433488	.2986337
inu	1.877671	1.911533	-.0338629	.0798183
ycr	.7864949	1.132596	-.3461012	.0242151

b = Consistent under H0 and Ha; obtained from **xtreg**.
B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from **xtreg**.

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

chi2(11) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= **310.48**
Prob > chi2 = **0.0000**

Biến Phụ Thuộc lnbil

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) Std. err.
	(b) fembill	(B) rembill		
lnpop	1.149154	-.0349353	1.184089	.1843936
lnlan	-.9748241	.0132503	-.9880744	1.21263
lnexr	.5294142	.0360086	.4934056	.0686626
fdi	-2.34e-13	-5.64e-13	3.31e-13	7.12e-13
opa	-8.047064	-11.08003	3.032962	.8558675
ind	-.0805917	-.0846579	.0040663	.0410537
lnintro	.1211945	-.0556308	.1768253	.0620894
stp	.4097038	.2516547	.1580491	.0268109
fta	.1309093	-.0052087	.136118	.073352
loc	-.3946457	-.1152806	-.2793652	.284526
inu	1.699243	1.678178	.021065	.0771838
ycr	.8447846	1.199811	-.3550268	.0237018

b = Consistent under H0 and Ha; obtained from xtreg.
 B = Inconsistent under Ha, efficient under H0; obtained from xtreg.

Test of H0: Difference in coefficients not systematic

chi2(11) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 327.56
 Prob > chi2 = 0.0000

Phụ Lục 6. Kiểm định Modified Wald và Wooldridge cho mô hình FEM

Biến Phụ Thuộc lnimp

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
 in fixed effect regression model

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

chi2 (41) = 1312.35
 Prob>chi2 = 0.0000

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
 H0: no first-order autocorrelation

F(1, 38) = 267.538
 Prob > F = 0.0000

Biến Phụ Thuộc lnexp

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
 in fixed effect regression model

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

chi2 (41) = 3046.76
 Prob>chi2 = 0.0000

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
 H0: no first-order autocorrelation

F(1, 38) = 552.357
 Prob > F = 0.0000

Biến phụ thuộc lnbil

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
in fixed effect regression model

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

chi2 (41) = **1293.34**
Prob>chi2 = **0.0000**

Wooldridge test for autocorrelation in panel data
H0: no first-order autocorrelation

F(1, 38) = **329.763**
Prob > F = **0.0000**