



ISSN 1859-3666
E-ISSN 2815-5726

Tạp chí KHOA HỌC THƯƠNG MẠI

TẠP CHÍ CỦA TRƯỜNG ĐẠI HỌC THƯƠNG MẠI

**JOURNAL
OF TRADE SCIENCE**

Chúc mừng kỷ niệm 80 năm

ngày thành lập Trường Đại học Công Đoàn

**Năm thứ 25
Số đặc biệt 4**



khoa học thương mại

TẠP CHÍ CỦA TRƯỜNG ĐẠI HỌC THƯƠNG MẠI
BỘ GIÁO DỤC VÀ ĐÀO TẠO

PHỤ TRÁCH TẠP CHÍ:

NGUYỄN ĐỨC NHUẬN

PHÓ TỔNG BIÊN TẬP:

TRƯỞNG BAN TRỊ SỰ

NGUYỄN THỊ QUỲNH TRANG

❑ Tòa soạn

Phòng 202 nhà T

Trường Đại học Thương mại

Số 79 đường Hồ Tùng Mậu

Mai Dịch, Cầu Giấy, Hà Nội

❑ Điện thoại: 024.37643219 máy lẻ 2102

❑ Fax: 024.37643228

❑ Email: tckhtm@tmu.edu.vn

❑ Website: tckhtm.tmu.edu.vn

❑ GP hoạt động báo chí:

Số 195/GP-BTTTT ngày 05/6/2023

❑ Chế bản tại: Tòa soạn

Tạp chí Khoa học Thương mại

❑ In tại: Cty TNHH In & TM Hải Nam

❑ Nộp lưu chiểu: 9/2026

HỘI ĐỒNG BIÊN TẬP

Họ tên	Cơ quan công tác	Quốc gia	Nhiệm vụ
Nguyễn Đức Nhuận	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Chủ tịch
Nguyễn Hoàng	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Hoàng Việt	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Bùi Hữu Đức	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Hà Văn Sự	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Trần Thọ Đạt	Đại học Kinh tế Quốc dân	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Đông Phong	Đại học Kinh tế TP. Hồ Chí Minh	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Quang Thuấn	Viện Hàm lâm KHXH Việt Nam	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Văn Tiến	Học viện Ngân Hàng	Việt Nam	Ủy viên
Lê Quốc Hội	Đại học Kinh tế Quốc dân	Việt Nam	Ủy viên
Trương Bá Thanh	Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng	Việt Nam	Ủy viên
T. Ramayah	Đại học Khoa học Malaysia (USM)	Malaysia	Ủy viên
S. Mostafa Rasoolimanesh	Đại học Edith Cowan (ECU)	Australia	Ủy viên
Jayaraman Krishnaswamy	Đại học Alliance	Ấn Độ	Ủy viên
Hervé B. Boismery	Đại học Reunion	Pháp	Ủy viên
Noor Hazlina Ahmad	Đại học Khoa học Malaysia (USM)	Malaysia	Ủy viên
Imran Mahmud	Đại học Quốc tế Daffodil	Bangladesh	Ủy viên
H. Eric Boutin	Đại học Toulon	Pháp	Ủy viên
Hee Cheol Moon	Trường Đại học Quốc Gia Chungnam	Hàn Quốc	Ủy viên
Nastaran Taghizadeh	Đại học RMIT	Australia	Ủy viên
Nguyễn Việt Cường	Viện Nghiên cứu phát triển Mekong; Đại học Quốc gia Hà Nội	Việt Nam	Ủy viên
Đặng Tùng Lâm	Trường Đại học Kinh tế, Đại học Đà Nẵng	Việt Nam	Ủy viên
Mai Thanh Lan	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Lê Như Tuyền	Grenoble École de Management	Pháp	Ủy viên
Đỗ Thị Bình	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Vũ Mạnh Chiến	Đại học Québec en Outaouais (UQO)	Canada	Ủy viên
Nguyễn Vũ Hùng	Đại học Kinh tế Quốc dân	Việt Nam	Ủy viên
Phạm Đức Hiếu	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Trần Quang Tuyền	Đại học Quốc gia Hà Nội	Việt Nam	Ủy viên
Trần Văn Trang	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Lê Ba Phong	Đại học Công nghiệp Hà Nội	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Thành Hưng	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Hoàng Xuân Trung	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Vũ Văn Hường	Trường Đại học Kinh tế, Đại học Quốc gia Hà Nội	Việt Nam	Ủy viên
Trịnh Thị Hường	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Thị Uyên	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Nguyễn Thế Ninh	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên
Phạm Minh Đạt	Trường Đại học Thương mại	Việt Nam	Ủy viên

MỤC LỤC

KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Phạm Xuân Bách, Phan Thế Công và Trần Thị Huyền Trang** - Tham gia chuỗi giá trị toàn cầu theo liên kết xuất tại 5 quốc gia ASEAN: vai trò của độ mở thương mại, FDI, năng lực sản xuất và đổi mới công nghệ. **Mã số: DB4.1IIE.M.11** 4
Forward Global Value Chain Participation in 5 Asean Countries: the Roles of Trade Openness, FDI, Productive Capacity and Technological Innovation
- 2. Phạm Thị Thanh Mai** - Thực hành tăng trưởng xanh và hiệu quả giảm phát thải CO₂ của doanh nghiệp tại tỉnh Thái Nguyên. **Mã số: DB4.1TrEM.11** 17
Green Growth Practices and CO₂ Emission Reduction Performance of Industrial Enterprises in Thai Nguyen Province
- 3. Lê Phương Thảo, Lê Thị Thuỳ Linh, Trần Thị Thuỷ Tiên, Đào Thị Phương Thảo và Nông Vũ Phương Thảo** - Tác động của chuyển đổi số hải quan đến thương mại quốc tế: Bằng chứng từ dữ liệu bảng toàn cầu và hàm ý chính sách cho Việt Nam. **Mã số: DB4.1IIE.M.11** 30
The Impact of Customs Digital Transformation on International Trade: Evidence from Global Panel Data and Policy Implications for Vietnam
- 4. Vũ Ngọc Thảo Vy, Phạm Bảo Dương và Phạm Tiến Thành** - Doanh nghiệp địa phương, thu nhập và tiêu dùng thực phẩm - Nghiên cứu trường hợp hộ gia đình nông thôn Việt Nam. **Mã số: DB4.1DEco.11** 46
Local firms, income and food consumption - Evidence from rural households in Vietnam

QUẢN TRỊ KINH DOANH

- 5. Lê Mạnh Hùng** - Quản trị nguồn nhân lực trong các trường đại học công lập tại Việt Nam theo định hướng ESG. **Mã số: DB4.2HRMg.21** 57
ESG-oriented Human Resource Management in Vietnamese Public Universities

- 6. Ngọc Thị Phương Mai và Nguyễn Hoàng Việt** - Ảnh hưởng của chất lượng dịch vụ tới sự hài lòng và ý định mua lặp lại tại nhà hàng chay ở Hà Nội: vai trò của bản sắc ăn chay. *Mã số: DB4.2BMkt.21* 74
The Impact of Service Quality on Customer Satisfaction and Repurchase Intention at Vegetarian Restaurants in Hanoi: The Moderating Role of Vegetarian Identity
- 7. Hoàng Thị Minh Châu** - Kế toán quản trị số với đổi mới sáng tạo của doanh nghiệp tại Việt Nam. *Mã số: DB4.2BAcc.21* 90
Digital Management Accounting and Enterprise Innovation in Vietnam
- 8. Lê Ba Phong, Hoàng Đức Chiến và Vũ Thị Kim Anh** - Tăng cường khả năng đổi mới thanh đạm của doanh nghiệp Việt Nam: Vai trò trung gian của chia sẻ tri thức trong mối quan hệ với văn hóa hợp tác. *Mã số: DB4.2BAdm.21* 102
Stimulating Innovation Capability in Vietnamese Enterprises: the Mediating Role of Knowledge Sharing and Moderating Role of Collaborative Culture
- 9. Phan Thùy Tâm, Lê Quốc Hội và Phan Thúy Thảo** - Chuyển đổi số và hiệu quả kinh doanh của các ngân hàng thương mại Việt Nam: vai trò điều tiết của cạnh tranh và sở hữu nước ngoài. *Mã số: DB4.2FiBa.21* 113
Digital Transformation and Bank Performance in Vietnam: Competition and Foreign Ownership as Moderators
- 10. Phạm Thị Oanh và Bùi Thị Giang** - Các yếu tố ảnh hưởng đến năng lực cạnh tranh của các doanh nghiệp giày dép Việt Nam. *Mã số: DB4.2BMkt.21* 126
Factors Affecting the Competitiveness of Vietnamese Footwear Enterprises
- 11. Hà Văn Sỹ và Nguyễn Thị Phương Thùy** - Các nhân tố quyết định sự hài lòng trong công việc của nhân viên y tế trong bối cảnh thực hiện ESG: minh chứng từ bệnh viện đa khoa Hà Đông. *Mã số: DB4.2HRMg.21* 139
Determinants of Job Satisfaction Among Healthcare Workers in the Context of ESG Implementation: Evidence From Ha Dong General Hospital
- 12. Đinh Thị Hòa, Nguyễn Lan Hương, Phạm Thu Vân và Hoàng Bảo Ngọc** - Các nhân tố ảnh hưởng đến ý định mua bảo hiểm nhân thọ của cá nhân: bằng chứng thực nghiệm từ các cá nhân tại thành phố Hà Nội. *Mã số: DB4.2BMkt.21* 153
Factors Influencing Life Insurance Purchase Intention: Empirical Evidence From Individuals In Hanoi

- 13. Nguyễn Thị Huyền Trang** - Các yếu tố ảnh hưởng đến minh bạch thông tin trên báo cáo tài chính của các doanh nghiệp sản xuất thức ăn chăn nuôi niêm yết tại Việt Nam: góc nhìn từ nhận thức của các bên liên quan. **Mã số: DB4.2FiBa.21** 168

Factors Affecting Information Transparency in Financial Statements of Listed Animal Feed Manufacturing Enterprises in Vietnam: A Stakeholder Perception Perspective

- 14. Nguyễn Hà Phương, Vũ Minh Nguyệt và Tô Thị Việt Châu** - Căng thẳng thương mại Mỹ - Trung, cầu nhập khẩu và chi phí vận chuyển quốc tế: tác động ngắn hạn và dài hạn tới xuất khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ. **Mã số: DB4.2IIEM.21** 186

U.S.-China Trade Tensions, Import Demand, and International Freight Costs: Short- and Long-Run Effects on Vietnam's Wood and Wood Product Exports to the United States

Ý KIẾN TRAO ĐỔI

- 15. Phạm Thị Mai Liên và Hoàng Thị Bảo Thoa** - Mối liên hệ giữa cung cấp, tiếp nhận tri thức và hiệu quả công việc tự đánh giá của giảng viên: vai trò trung gian của sự hài lòng trong công việc. **Mã số: DB4.3OMIs.31** 204

The Relationship Between Knowledge Sharing (Donating and Collecting) and Lecturers' Self-Rated Job Performance: the Mediating Role of Job Satisfaction

- 16. Trần Huy Cường** - Tác động của tín hiệu thuật toán trên nền tảng đến ý định dựa vào aWOM của người tiêu dùng trẻ tại Hà Nội: vai trò trung gian của cảm nhận tính dễ sử dụng và sự hữu ích. **Mã số: DB4.3OMIs.31** 217

The Effects of Platform Algorithmic Signals on Young Consumers' Intention to Rely on aWOM in Hanoi: the Mediating Roles of Perceived Ease of Use and Perceived Usefulness

CĂNG THẲNG THƯƠNG MẠI MỸ - TRUNG, CẦU NHẬP KHẨU VÀ CHI PHÍ VẬN CHUYỂN QUỐC TẾ: TÁC ĐỘNG NGẮN HẠN VÀ DÀI HẠN TỚI XUẤT KHẨU GỖ VÀ SẢN PHẨM GỖ CỦA VIỆT NAM SANG HOA KỲ

Nguyễn Hà Phương
Học viện Hàng không Việt Nam
Email: Phuongiseas@gmail.com

Vũ Minh Nguyệt
Học viện Ngoại giao, Hà Nội
Email: VuMinhNguyet-KTQT49B1@dav.edu.vn
Tô Thị Việt Châu
Trường Đại học Công đoàn
Email: chautv@dhcd.edu.vn

Ngày nhận: 22/07/2026

Ngày nhận lại: 17/09/2026

Ngày duyệt đăng: 22/09/2026

Nghiên cứu đánh giá tác động của căng thẳng thương mại Mỹ - Trung, cầu nhập khẩu của Hoa Kỳ, chi phí vận chuyển quốc tế và tỷ giá thực hiệu lực đến xuất khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ. Mô hình ARDL/ECM được ước lượng trên dữ liệu năm giai đoạn 2001 - 2025. Kết quả cho thấy quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa các biến. Trong dài hạn, cầu nhập khẩu và căng thẳng thương mại tác động tích cực, trong khi chi phí vận chuyển tác động tiêu cực đến xuất khẩu gỗ; tỷ giá thực hiệu lực không có ý nghĩa thống kê. Trong ngắn hạn, cú sốc thương mại và chi phí vận chuyển không có tác động tức thời có ý nghĩa thống kê; tác động của hai yếu tố này chỉ thể hiện rõ sau một năm. Hệ số hiệu chỉnh sai số cho thấy khoảng 35,1% sai lệch được điều chỉnh sau mỗi năm. Kết quả hàm ý cần tận dụng cơ hội chuyển hướng thương mại thành năng lực cạnh tranh bền vững thông qua gia tăng giá trị nội địa, quản trị xuất xứ và nâng cao khả năng chống chịu của chuỗi cung ứng.

Từ khóa: Căng thẳng thương mại Mỹ - Trung; xuất khẩu gỗ và sản phẩm gỗ; năng lực cạnh tranh bền vững; chuyển hướng thương mại; ARDL; Việt Nam.

Keywords: U.S.-China trade tensions; wood and wood product exports; sustainable competitiveness; trade diversion; ARDL; Vietnam.

JEL Classifications: F13; F14; Q23; C1.

DOI: 10.54404/JTS.2026.DB4V.14

1. Giới thiệu

Trong những năm gần đây, căng thẳng thương mại Mỹ - Trung đã trở thành một yếu tố quan trọng định hình lại dòng thương mại và cấu trúc nguồn cung trên thị trường Hoa Kỳ. Sau khi Hoa Kỳ áp dụng các biện pháp thuế bổ sung đối với hàng hóa Trung Quốc theo Mục 301 của Đạo luật Thương mại năm 1974, chi phí thuế quan phần lớn được truyền dẫn vào giá nhập khẩu tại Hoa Kỳ (Amiiti et

al., 2019; Fajgelbaum et al., 2020), thúc đẩy các nhà nhập khẩu điều chỉnh nguồn cung. Bằng chứng gần đây cho thấy sự suy giảm nhập khẩu từ Trung Quốc được bù đắp một phần bởi các nền kinh tế khác, đồng thời một số quốc gia đã mở rộng xuất khẩu sang thị trường Hoa Kỳ (Fajgelbaum et al., 2024; Freund et al., 2024). Sự tái phân bổ này đặt ra câu hỏi liệu mức tăng xuất khẩu của các nước thứ ba thực sự phản ánh tác động của căng

Tác giả liên hệ: VuMinhNguyet-KTQT49B1@dav.edu.vn

thăng thương mại hay đồng thời chịu ảnh hưởng của các điều kiện thị trường khác.

Ngành gỗ và sản phẩm gỗ là một trường hợp đáng chú ý trong bối cảnh này. Đồ nội thất bằng gỗ của Trung Quốc thuộc nhóm hàng hóa chịu thuế bổ sung từ tháng 9/2018, với mức thuế được nâng lên 25% vào năm 2019 (The Trade Partnership, 2023). Trong khi tỷ trọng của Trung Quốc trong tổng nhập khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Hoa Kỳ giảm từ 32,7% năm 2018 xuống 8,0% năm 2025, tỷ trọng của Việt Nam tăng từ 10,5% lên 24,9%. Kim ngạch nhập khẩu nhóm hàng này của Hoa Kỳ từ Việt Nam đạt khoảng 10,2 tỷ USD năm 2025, so với 12,3 triệu USD năm 2001. Tuy nhiên, sự gia tăng xuất khẩu của Việt Nam không nhất thiết chỉ phản ánh tác động của thuế quan, bởi quá trình đa dạng hóa nguồn cung đã xuất hiện từ trước năm 2018.

Việc xác định tác động của căng thẳng thương mại do đó cần đồng thời xem xét các yếu tố có khả năng chi phối dòng xuất khẩu. Trong giai đoạn nghiên cứu, cầu nhập khẩu của Hoa Kỳ biến động đáng kể, đặc biệt trong thời kỳ COVID-19; chi phí vận tải container trên các tuyến xuyên Thái Bình Dương cũng tăng mạnh trong giai đoạn 2021-2022. Đối với nhóm hàng có giá trị tương đối thấp so với thể tích, chi phí vận tải có thể ảnh hưởng đáng kể đến khả năng cạnh tranh về giá (Hummels, 2007). Bên cạnh đó, tỷ giá thực hiệu lực của đồng Việt Nam cũng thay đổi trong suốt giai đoạn 2001-2025. Việc không kiểm soát các yếu tố này có thể khiến tác động của căng thẳng thương mại bị đánh giá sai lệch.

Mặc dù các nghiên cứu về căng thẳng thương mại và chuyển dịch thương mại đã phát triển nhanh, bằng chứng riêng cho xuất khẩu gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ vẫn còn hạn chế. Các nghiên cứu về thị trường đồ gỗ Hoa Kỳ chủ yếu sử dụng dữ liệu tháng trong khoảng thời gian tương đối ngắn và tập trung vào các nhóm sản phẩm cụ thể (Jiang & Muhammad, 2024; Luo et al., 2015), trong khi các nghiên cứu về chuyển dịch thương mại thường phân tích ở cấp ngành hoặc nhóm hàng lớn (Fajgelbaum et al., 2024; Freund et al., 2024). Đối với Việt Nam, mô hình trọng lực là cách tiếp cận phổ biến khi phân tích các yếu tố ảnh hưởng đến kim ngạch xuất khẩu (Doãn, 2022; Phạm, 2026). Riêng với xuất

khẩu gỗ và sản phẩm gỗ, các nghiên cứu theo hướng này thường dùng GDP đại diện cho quy mô cầu, trong khi chi phí vận tải của chính nhóm hàng này chưa được đo lường trực tiếp (Vu et al., 2020). Khoảng trống này cho thấy cần có thêm bằng chứng về tác động của căng thẳng thương mại đối với xuất khẩu gỗ Việt Nam khi đồng thời kiểm soát cầu nhập khẩu, chi phí logistics và giá tương đối.

Nghiên cứu này đánh giá tác động của căng thẳng thương mại Mỹ - Trung đối với kim ngạch xuất khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ trong giai đoạn 2001-2025, đồng thời xem xét vai trò của cầu nhập khẩu, chi phí vận chuyển và tỷ giá thực hiệu lực. Cụ thể, nghiên cứu hướng tới trả lời ba câu hỏi: (1) Sau khi kiểm soát cầu nhập khẩu, chi phí vận chuyển và tỷ giá thực hiệu lực, giai đoạn căng thẳng thương mại Mỹ - Trung có gắn với mức kim ngạch xuất khẩu gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ cao hơn trong dài hạn hay không? (2) Cầu nhập khẩu của Hoa Kỳ, chi phí vận chuyển và tỷ giá thực hiệu lực tác động như thế nào đến kim ngạch này trong dài hạn? (3) Trọng ngắn hạn, xuất khẩu gỗ phản ứng như thế nào trước các cú sốc thuế quan và chi phí vận chuyển và điều chỉnh về trạng thái cân bằng dài hạn với tốc độ ra sao? Để trả lời các câu hỏi này, nghiên cứu sử dụng mô hình ARDL nhằm phân biệt tác động ngắn hạn với mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa các biến. Kết quả cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mức độ mà sự thay đổi trong xuất khẩu gỗ của Việt Nam gắn với quá trình tái cấu trúc thương mại dưới tác động của căng thẳng Mỹ - Trung, qua đó bổ sung cơ sở cho việc đánh giá tính bền vững của tăng trưởng xuất khẩu ngành gỗ tại thị trường Hoa Kỳ.

2. Tổng quan tài liệu và cơ sở lý thuyết

2.1. Tổng quan tài liệu và khoảng trống nghiên cứu

Nghiên cứu thực nghiệm về xuất khẩu thường xuất phát từ giả định hàng hóa đến từ các quốc gia khác nhau không thay thế hoàn toàn cho nhau (Armington, 1969). Trên nền tảng này, lượng xuất khẩu của một quốc gia được xác định bởi quy mô cầu tại thị trường nhập khẩu và giá tương đối của hàng xuất khẩu (Goldstein & Khan, 1985). Mô hình trọng lực bổ sung chi phí thương mại vào khung phân tích, đồng thời chỉ ra rằng dòng thương mại song phương còn chịu ảnh hưởng

từ rào cản giữa mỗi bên với các đối tác còn lại (Anderson & Van Wincoop, 2003). Nói cách khác, một cú sốc thuế quan giữa hai nước sẽ lan sang dòng thương mại của nước thứ ba. Từ các lập luận trên, kim ngạch xuất khẩu gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ có thể được xem là chịu tác động của bốn nhóm yếu tố: cầu nhập khẩu, giá tương đối, chi phí vận tải và cú sốc chính sách.

Về cầu, nước nhập khẩu trước hết quyết định tổng chi tiêu cho một nhóm hàng, rồi phân bổ khoản chi tiêu đó cho các nguồn cung theo giá tương đối (Armington, 1969). Vì vậy, xuất khẩu của Việt Nam đồng thời chịu hiệu ứng quy mô từ tổng cầu và hiệu ứng thay thế từ các nhà cung cấp khác. Trên thị trường đồ gỗ Hoa Kỳ, thuế chống bán phá giá áp lên Trung Quốc đã làm giảm xuất khẩu của nước này và chuyển một phần nhập khẩu sang các nguồn cung khác (Luo et al., 2015), trong đó có Việt Nam. Giữa các nước xuất khẩu đồ nội thất gỗ vào Hoa Kỳ tồn tại quan hệ cạnh tranh, nhưng quan hệ này suy yếu, thậm chí chuyển thành bổ trợ, khi tính cả hiệu ứng tạo lập và chuyển hướng thương mại (Jiang & Muhammad, 2024). Do đó, mối tương quan dương giữa xuất khẩu của Việt Nam và nhập khẩu từ các nguồn khác có thể chỉ phản ánh những biến động chung trong cầu của Hoa Kỳ, chưa đủ để kết luận về tính bổ trợ.

Về giá tương đối, đồng nội tệ giảm giá thực được kỳ vọng sẽ thúc đẩy xuất khẩu (Goldstein & Khan, 1985). Tuy nhiên, bằng chứng thực nghiệm về quan hệ này không thống nhất giữa các quốc gia và các giai đoạn (Auboin & Ruta, 2013). Một nguyên nhân là doanh nghiệp xuất khẩu sử dụng nhiều đầu vào nhập khẩu thường xuyên dẫn biến động tỷ giá vào giá bán ở mức thấp (Amiti et al., 2014). Mức độ tham gia chuỗi giá trị toàn cầu vì thế làm giảm độ co giãn của xuất khẩu theo REER (Ahmed et al., 2017) và điều này đặc biệt đáng lưu ý với ngành gỗ Việt Nam, vốn phụ thuộc vào nguyên liệu nhập khẩu. Nguyên nhân thứ hai là phần lớn thương mại quốc tế được định giá bằng đô la Mỹ và giá bán tương đối cứng nhắc trong ngắn hạn (Gopinath et al., 2020), nên REER tính trên rõ nhiều đối tác có thể không phản ánh đầy đủ kênh tác động trên thị trường Hoa Kỳ. Các nghiên cứu về thương mại gỗ của Việt Nam có ghi nhận vai trò của tỷ giá, nhưng chủ yếu

sử dụng tỷ giá danh nghĩa trong mô hình dữ liệu hằng (Vu et al., 2020).

Về chi phí vận tải, thương mại rất nhạy cảm với chi phí này, nhất là ở các nước đang phát triển (Limão & Venables, 2001). Mức độ nhạy cảm càng cao với những mặt hàng có giá trị thấp so với khối lượng hoặc thể tích, như đồ gỗ (Hummels, 2007). Tỷ lệ CIF/FOB tính từ số liệu đối xứng giữa hai nước, vốn được sử dụng phổ biến, chứa sai số lớn, trong khi số liệu nhập khẩu ghi nhận trực tiếp chi phí vận chuyển cho kết quả đáng tin cậy hơn (Hummels & Lugovskyy, 2006). Cần lưu ý rằng cước vận tải biển được hình thành nội sinh từ chính dòng thương mại (Brancaccio et al., 2020). Khi cầu tăng đột biến, cước và kim ngạch có thể cùng tăng, nên tác động ngắn hạn của chi phí vận tải cần được diễn giải thận trọng.

Về cú sốc chính sách, rào cản thuế quan nhắm vào một nhóm đối tác có thể làm dòng thương mại dịch chuyển sang các nguồn cung khác (Viner, 1950). Trong cuộc chiến thương mại Mỹ - Trung, thuế quan được truyền dẫn gần như toàn bộ vào giá nhập khẩu tại Hoa Kỳ (Amiti et al., 2019; Fajgelbaum et al., 2020). Trong giai đoạn 2017-2022, thị phần của Trung Quốc trong tổng nhập khẩu của Hoa Kỳ giảm từ 22% xuống 16%. Phần thị phần này được thay thế bởi các nước đang phát triển có lợi thế so sánh, nhưng các nước này lại gắn sâu vào chuỗi cung ứng của Trung Quốc (Freund et al., 2024). Mức hưởng lợi của từng nước thứ ba phụ thuộc vào việc hàng xuất khẩu của nước đó thay thế hay bổ trợ cho hàng của Mỹ và Trung Quốc (Fajgelbaum et al., 2024). Riêng với đồ nội thất gỗ, nhập khẩu của Hoa Kỳ đã có dấu hiệu tách rời lâu dài khỏi nguồn cung Trung Quốc, và Việt Nam là một trong những nước hưởng lợi rõ nhất (Jiang & Muhammad, 2024).

Nhìn chung, các nghiên cứu về thị trường đồ gỗ Hoa Kỳ chủ yếu sử dụng dữ liệu tháng trong giai đoạn ngắn và tập trung vào từng nhóm sản phẩm hẹp (Jiang & Muhammad, 2024; Luo et al., 2015). Các nghiên cứu về cuộc chiến thương mại phần lớn dừng ở năm 2022 và chưa tách được cú sốc thuế quan khỏi biến động cầu và cước vận tải giai đoạn 2020-2021 (Freund et al., 2024). Trong khi đó, các nghiên cứu về xuất khẩu gỗ của Việt Nam thường dùng GDP làm đại diện cho cầu và

không đo lường trực tiếp chi phí vận tải của nhóm hàng nghiên cứu (Vu et al., 2020). Nghiên cứu này góp phần lấp khoảng trống độ bằng cách phân tích đồng thời bốn nhóm yếu tố trong chuỗi thời gian 25 năm. Câu được đo bằng nhập khẩu của Hoa Kỳ từ các nguồn khác, chi phí vận tải được xây dựng từ số liệu hải quan Hoa Kỳ và quan hệ dài hạn được tách khỏi động học ngắn hạn.

2.2, Khung lý thuyết và mối liên hệ giữa các yếu tố nghiên cứu

Khung lý thuyết của nghiên cứu được xây dựng bằng cách tích hợp ba hướng tiếp cận bổ trợ cho nhau: hàm cầu xuất khẩu, lý thuyết chi phí thương mại và lý thuyết chuyển hướng thương mại. Theo Armington (1969) và Goldstein và Khan (1985), xuất khẩu của một quốc gia sang một thị trường trước hết phụ thuộc vào quy mô cầu của thị trường nhập khẩu và giá tương đối của hàng hóa xuất khẩu. Anderson và Van Wincoop (2003) mở rộng logic này khi nhấn mạnh vai trò của chi phí thương mại, trong khi Viner (1950) chỉ ra rằng một rào cản thương mại áp lên một đối tác có thể làm thay đổi giá tương đối và dịch chuyển dòng thương mại sang các nguồn cung thay thế. Trong trường hợp nghiên cứu này, xuất khẩu gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ vì vậy được xem là kết quả động thời của điều kiện cầu, chi phí đưa hàng đến thị trường, khả năng cạnh tranh về giá và sự thay đổi cấu trúc nguồn cung sau cạnh tranh thương mại Mỹ - Trung.

Thứ nhất, cầu nhập khẩu của Hoa Kỳ tạo ra hiệu ứng quy mô thị trường. Khi tổng chi tiêu của Hoa Kỳ cho gỗ và sản phẩm gỗ tăng, nhu cầu đối với hàng nhập khẩu từ nhiều nguồn cung có xu hướng tăng theo; do đó kim ngạch từ Việt Nam được kỳ vọng tăng cùng chiều với quy mô cầu. Tuy nhiên, cầu thị trường không chỉ là một biến kiểm soát. Nó còn là điều kiện nền để phân biệt phân tăng xuất khẩu xuất phát từ sự mở rộng chung của thị trường Hoa Kỳ với phân tăng có thể gắn với sự tái phân bổ nguồn cung giữa các quốc gia.

Thứ hai, căng thẳng thương mại Mỹ - Trung tác động thông qua kênh giá tương đối và chuyển hướng thương mại. Thuế bổ sung của Hoa Kỳ làm tăng chi phí tiếp cận thị trường của hàng Trung Quốc, từ đó tạo động cơ cho nhà nhập khẩu tìm kiếm nguồn cung thay thế. Nếu hàng gỗ Việt Nam có khả năng thay thế hàng Trung Quốc, quá trình này có

thể làm tăng đơn hàng và thị phần của Việt Nam. Tuy vậy, cơ chế chuyển nguồn cung không diễn ra tức thời do nhà nhập khẩu cần thời gian tìm kiếm, thẩm định nhà cung cấp, điều chỉnh hợp đồng và yêu cầu về xuất xứ, trong khi doanh nghiệp Việt Nam cũng cần thời gian mở rộng công suất. Vì vậy, tác động thương mại sau 2018 được kỳ vọng gắn với mức xuất khẩu cao hơn trong dài hạn và có thể biểu hiện với độ trễ trong ngắn hạn. Biên WAR trong nghiên cứu do đó phản ánh một thay đổi trạng thái của môi trường thương mại sau 2018 hơn là một thước đo thuần túy của mức thuế quan.

Thứ ba, chi phí vận chuyển và tỷ giá tác động đến khả năng cạnh tranh thông qua giá hàng hóa tại thị trường đích. Chi phí vận chuyển và bảo hiểm làm tăng giá giao hàng tại Hoa Kỳ; với nhóm hàng có tỷ lệ giá trị trên thể tích tương đối thấp như đồ gỗ, kênh này có thể làm giảm nhu cầu đối với hàng Việt Nam (Hummels, 2007). Tương tự, khi đồng Việt Nam lên giá thực, giá tương đối của hàng xuất khẩu có xu hướng tăng và khả năng cạnh tranh về giá suy giảm. Tuy nhiên, tác động của REER có thể yếu đi khi doanh nghiệp sử dụng nhiều đầu vào nhập khẩu hoặc khi giao dịch chủ yếu được định giá bằng đô la Mỹ (Ahmed et al., 2017; Gopinath et al., 2020). Hai yếu tố này vì thế vừa tác động trực tiếp đến xuất khẩu, vừa quyết định mức độ mà Việt Nam có thể chuyển hóa cơ hội chuyển hướng thương mại thành tăng trưởng kim ngạch thực tế.

Từ các cơ chế trên, nghiên cứu giả định rằng kim ngạch xuất khẩu gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ được hình thành bởi sự tương tác giữa một cú sốc tái cấu trúc nguồn cung và các điều kiện thị trường nền. Căng thẳng thương mại có thể mở ra cơ hội thay thế nguồn cung Trung Quốc, nhưng quy mô lợi ích phụ thuộc vào sức cầu của Hoa Kỳ và bị giới hạn bởi chi phí vận chuyển cũng như điều kiện giá tương đối. Các quan hệ này có thể khác nhau giữa ngắn hạn và dài hạn do hợp đồng, năng lực sản xuất và quá trình điều chỉnh chuỗi cung ứng tạo ra độ trễ. Khung ARDL/ECM được sử dụng ở phần tiếp theo để kiểm định chính các quan hệ động này.

Cuối cùng, nghiên cứu không coi “năng lực cạnh tranh bền vững” là một biến được đo lường trực tiếp trong mô hình. Thay vào đó,

khái niệm này được xem xét như sau: nếu tăng trưởng xuất khẩu phụ thuộc mạnh vào cầu Hoa Kỳ, trạng thái thương mại sau 2018 và chi phí vận chuyển, những yếu tố chủ yếu nằm ngoài kiểm soát trực tiếp của doanh nghiệp, thì tính bền vững của vị thế xuất khẩu phụ thuộc vào khả năng chuyển hóa lợi thế ngoại sinh thành năng lực nội tại như giá trị gia tăng trong nước, tuân thủ xuất xứ, nguồn nguyên liệu hợp pháp, năng lực thiết kế và sức chống chịu của chuỗi cung ứng. Mối liên hệ giữa các cơ chế được khái quát tại Hình 1.

nhóm đồ nội thất bằng gỗ (9401.61, 9401.69, 9403.30, 9403.40, 9403.50 và 9403.60), qua đó bao quát từ gỗ nguyên liệu, ván gỗ đến đồ nội thất. Ngoài ra, các biên thương mại được khai thác từ cơ sở dữ liệu của Ủy ban Thương mại Quốc tế Hoa Kỳ (USITC, n.d.), truy xuất ngày 10/9/2026.

Bên cạnh đó, nghiên cứu sử dụng dữ liệu nhập khẩu của Hoa Kỳ thay cho số liệu xuất khẩu của Việt Nam vì hai lý do. Thứ nhất, trị giá nhập khẩu được ghi nhận nhất quán theo trị giá hải quan (CV) ở cấp mã HS. Thứ hai,



(Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp từ Armington (1969), Viner (1950), Goldstein & Khan (1985), Anderson & Van Wincoop (2003) và Hummels (2007))

Hình 1: Khung lý thuyết về các kênh tác động đến xuất khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Nguồn dữ liệu và đo lường biến

Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu chuỗi thời gian theo năm trong giai đoạn 2001 - 2025, tương ứng với 25 quan sát. Tuy nhiên, do đặc thù của mô hình ARDL có sử dụng các biến trễ, số lượng quan sát thực tế đưa vào ước lượng có thể bị giảm đi. Mặc dù số lượng quan sát tương đối hạn chế, việc sử dụng dữ liệu theo năm giúp loại bỏ ảnh hưởng của yếu tố mùa vụ vốn thường hiện diện rõ trong hoạt động thương mại gỗ. Phạm vi “gỗ và sản phẩm gỗ” được xác định theo mã HS và áp dụng thống nhất cho mọi biên thương mại, bao gồm toàn bộ Chương 44 và sáu phần

số liệu nhập khẩu của Hoa Kỳ ghi nhận đồng thời trị giá hải quan và trị giá CIF. Nhờ đó có thể xác định phần chi phí phát sinh khi đưa hàng từ cảng xuất khẩu đến Hoa Kỳ, gồm cước vận chuyển, bảo hiểm và các chi phí liên quan, là khoản chênh lệch giữa hai trị giá này. Số liệu xuất khẩu của Việt Nam, vốn chủ yếu ghi nhận theo giá FOB, không cung cấp được thông tin này.

Biến phụ thuộc EXV là trị giá nhập khẩu của Hoa Kỳ từ Việt Nam đối với nhóm hàng nói trên. Biến DEM, đại diện cho quy mô cầu nhập khẩu, là tổng trị giá nhập khẩu cùng nhóm hàng của Hoa Kỳ từ các quốc gia khác, tức đã loại trừ Việt Nam. Cách đo này tránh

việc biến giải thích chứa chính biến phụ thuộc. Do kim ngạch được ghi nhận theo giá hiện hành, EXV và DEM được chuyển sang giá thực bằng cách chia cho chỉ số giá nhập khẩu nhóm Đồ nội thất và hàng gia dụng (mã IR41000, 2000 = 100). Chỉ số này do Cục Thống kê Lao động Hoa Kỳ công bố và được khai thác từ FRED (FRED, n.d.):

$$X_t^{real} = \frac{X_t^{nom}}{P_t} \times 100$$

Trong đó, X_t^{nom} là trị giá danh nghĩa và P_t là bình quân 12 tháng của chỉ số giá trọng năm t. Chi phí vận tải (LOGIS) được đo bằng tỷ lệ giữa khoản chênh lệch CIF - trị giá hải quan và trị giá hải quan của hàng nhập khẩu từ Việt Nam:

$$LOGIS_t = \frac{CIF_t - CV_t}{CV_t} \times 100$$

Trong đó, $CIF_t - CV_t$ lần lượt là tổng trị giá nhập khẩu theo điều kiện CIF và tổng trị giá hải quan của nhóm hàng gỗ và sản phẩm gỗ nhập khẩu từ Việt Nam trong năm t. Khoản chênh lệch $CIF_t - CV_t$ bao gồm cước vận chuyển, bảo hiểm và các chi phí liên quan khác từ cảng xuất khẩu đến cảng nhập khẩu đầu tiên của Hoa Kỳ, không bao gồm thuế nhập khẩu. Do đó, LOGIS phản ánh tổng chi phí đưa hàng đến thị trường trên mỗi đơn vị trị giá hàng hóa.

Biến REER là chỉ số tỷ giá thực hiệu lực của đồng Việt Nam, đại diện cho giá tương đối của hàng xuất khẩu Việt Nam, được lấy từ cơ sở dữ liệu Bruegel (Bruegel, 2026). Chỉ số này tăng nghĩa là đồng Việt Nam lên giá thực, làm hàng xuất khẩu kém cạnh tranh hơn về giá. Biên giá WAR nhận giá trị 1 từ năm 2018, khi Hoa Kỳ bắt đầu áp thuế bổ sung đối với hàng hóa Trung Quốc theo Mục 301 của Đạo luật Thương mại năm 1974 và nhận giá trị 0 cho các năm trước đó.

3.2. Mô hình và giả thuyết nghiên cứu

3.2.1. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng mô hình được xây dựng trên khung hàm cầu xuất khẩu của Goldstein và Khan (1985), theo đó xuất khẩu phụ thuộc chủ yếu vào quy mô cầu tại thị trường nhập khẩu và giá tương đối của hàng hóa xuất khẩu. Khung phân tích này đã được vận dụng trong nghiên cứu xuất khẩu của Việt Nam sang Hoa Kỳ, chẳng hạn đối với mặt

hàng thủy sản với phương pháp ARDL/ECM (Huỳnh & Hoàng, 2023). Kế thừa khung hàm cầu nêu trên, nghiên cứu mở rộng mô hình bằng cách bổ sung chi phí vận tải, vốn là một bộ phận của chi phí thương mại (Limão & Venables, 2001) và biến giả căng thẳng thương mại Mỹ - Trung nhằm nhận diện sự thay đổi trong xuất khẩu của Việt Nam sau khi các biện pháp thuế quan được áp dụng. Quan hệ dài hạn được biểu diễn như sau:

$$\ln EXV_t = \beta_0 + \beta_1 \ln DEM_t + \beta_2 \ln LOGIS_t + \beta_3 \ln REER_t + \beta_4 WAR_t + u_t \quad (1)$$

Trong đó: biến phụ thuộc là kim ngạch xuất khẩu thực của gỗ và sản phẩm gỗ từ Việt Nam sang Hoa Kỳ ($\ln EXV$); các biến còn lại gồm cầu nhập khẩu của Hoa Kỳ từ các nguồn cung ngoài Việt Nam ($\ln DEM$), chi phí logistics ($\ln LOGIS$), tỷ giá thực hiệu lực ($\ln REER$) và biến giả căng thẳng thương mại (WAR).

Để ước lượng mối quan hệ giữa các biến, nghiên cứu sử dụng mô hình tự hồi quy phân phối trễ (ARDL) (Pesaran & Shin, 1999), kết hợp với kiểm định đường bao (Bounds Test) (Pesaran et al., 2001). Đồng thời, ARDL cho phép ước lượng quan hệ cân bằng dài hạn và động học ngắn hạn trong cùng một khung mô hình, qua đó phân biệt phản ứng tức thời của xuất khẩu trước các cú sốc với quá trình điều chỉnh về trạng thái cân bằng dài hạn. Đặc biệt, với kích thước mẫu nhỏ (23 quan sát), cách tiếp cận một phương trình của ARDL giúp hạn chế số lượng tham số cần ước lượng và tiết kiệm bậc tự do hơn so với các mô hình hệ phương trình như VECM.

Dạng tổng quát của mô hình ARDL (p, q_1, q_2, q_3, q_4) của phương trình (1) là:

$$\begin{aligned} \ln EXV_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \ln EXV_{t-i} \\ & + \sum_{j=0}^{q_1} \theta_{1j} \ln DEM_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \theta_{2j} \ln LOGIS_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_3} \theta_{3j} \ln REER_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \theta_{4j} WAR_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2) \end{aligned}$$

Trong đó:

(p, q_1, q_2, q_3, q_4): lần lượt là độ trễ tối ưu của biến phụ thuộc và các biến độc lập.

$\ln EXV_t$: log của kim ngạch xuất khẩu thực gỗ và sản phẩm gỗ từ Việt Nam sang Hoa Kỳ tại năm t.

$\ln EXV_{t-i}$: log của kim ngạch xuất khẩu thực gỗ và sản phẩm gỗ từ Việt Nam sang Hoa Kỳ, tại năm $t-i$.

$\ln DEM_{t-j}$: log của tổng kim ngạch nhập khẩu thực gỗ và sản phẩm gỗ của Hoa Kỳ từ các quốc gia sau khi loại trừ phần nhập khẩu từ Việt Nam, tại năm $t-j$.

$\ln LOGIS_{t-j}$: log của chi phí vận chuyển và bảo hiểm trên trị giá hải quan của hàng nhập khẩu từ Việt Nam, tại năm $t-j$.

$\ln REER_{t-j}$: log của chỉ số tỷ giá thực hiệu lực của đồng Việt Nam tại năm $t-j$.

WAR_{t-j} : biến giả phản ánh giai đoạn căng thẳng thương mại, nhận giá trị bằng 1 từ năm 2018, nhận giá trị 0 ở những năm trước đó.

α_0 : hệ số chặn (hằng số).

ϕ_k, θ_{kj} : các hệ số hồi quy cần ước lượng của biến phụ thuộc trễ và của biến giải thích thứ k ($k = 1, \dots, 4$) ở độ trễ j .

e_t : sai số ngẫu nhiên.

Việc xác định cấu trúc trễ được thực hiện theo hai bước. Bước thứ nhất, các tiêu chuẩn thông tin trong khuôn khổ VAR được sử dụng để xác định độ trễ tối đa phù hợp với kích thước mẫu. Bước thứ hai, trong giới hạn độ trễ tối đa đó, độ trễ cụ thể của từng biến trong mô hình ARDL được lựa chọn tự động theo tiêu chuẩn thông tin Schwarz (SIC), tiêu chuẩn ưu tiên mô hình tiết kiệm tham số.

Đề tách tác động ngắn hạn khỏi quán hệ cân bằng dài hạn, phương trình (2) được viết lại dưới dạng hiệu chỉnh sai số có điều kiện (ECM):

$$\begin{aligned} \Delta \ln EXV_t = & \alpha_0 + \lambda ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi_i \Delta \ln EXV_{t-i} \\ & + \sum_{j=0}^{q_1-1} \omega_{1j} \Delta \ln DEM_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2-1} \omega_{2j} \Delta \ln LOGIS_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_3-1} \omega_{3j} \Delta \ln REER_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4-1} \omega_{4j} \Delta WAR_{t-j} + e_t \quad (3) \end{aligned}$$

Trong đó:

Δ : Ký hiệu sai phân bậc 1.

ψ_i, ω_{kj} : Các hệ số phản ánh tác động ngắn hạn của biến phụ thuộc trễ và của biến giải thích thứ k ở độ trễ j .

ECT_{t-1} : Số hạng hiệu chỉnh sai số, đại diện cho sai lệch so với trạng thái cân bằng dài hạn ở kỳ trước.

λ : Hệ số tốc độ điều chỉnh, được kỳ vọng mang dấu âm và có ý nghĩa thông kê, cho

thấy khả năng tự điều chỉnh của hệ thống để quay lại quỹ đạo cân bằng dài hạn sau các cú sốc ngắn hạn.

e_t : sai số ngẫu nhiên.

Số hạng hiệu chỉnh sai số ECT_{t-1} trong phương trình (3) được xác định như sau:

$$ECT_{t-1} = \ln EXV_{t-1} - \beta_1 \ln DEM_{t-1} - \beta_2 \ln LOGIS_{t-1} - \beta_3 \ln REER_{t-1} - \beta_4 WAR_{t-1} \quad (4)$$

Ngoài ra, để đảm bảo độ phù hợp và tin cậy khi sử dụng mô hình ARDL, nghiên cứu tiến hành kiểm định nghiệm đơn vị, xác định độ trễ tối ưu, kiểm định đồng liên kết Bounds Test (Pesaran et al., 2001), cùng các kiểm định chẩn đoán gồm Ramsey RESET, Breusch - Godfrey theo phương pháp LM (Durbin's Alternative), Heteroskedasticity và CUSUM nhằm đánh giá dạng hàm, tự tương quan, phương sai sai số thay đổi và tính ổn định của mô hình.

3.2.2. Giả thuyết nghiên cứu

Từ khung lý thuyết và các bằng chứng thực nghiệm đã trình bày ở mục 2, nghiên cứu đề xuất các giả thuyết dưới đây. Mỗi giả thuyết nêu một chiều tác động cụ thể và được kiểm định qua dấu và mức ý nghĩa của hệ số tương ứng trong phương trình (3), (4).

Về cầu nhập khẩu của Hoa Kỳ, khi tổng chi tiêu cho một nhóm hàng nhập khẩu tăng lên, lượng mua từ mỗi nguồn cung cũng có xu hướng tăng theo (Armington, 1969). Trên thị trường gỗ Hoa Kỳ, quan hệ cạnh tranh giữa các nước xuất khẩu suy yếu hoặc chuyển thành quan hệ hỗ trợ khi tính đến hiệu ứng tạo lập thương mại (Jiang & Muhammad, 2024). Do đó, hiệu ứng quy mô được kỳ vọng chiếm ưu thế so với hiệu ứng thay thế.

H1: Nhập khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Hoa Kỳ từ các nguồn cung ngoài Việt Nam có tác động cùng chiều (+) đến kim ngạch xuất khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ trong dài hạn.

Về tỷ giá thực hiệu lực, khi đồng nội tệ lên giá thực, hàng xuất khẩu trở nên đắt hơn tính theo ngoại tệ, từ đó làm giảm sức cạnh tranh về giá (Goldstein & Khan, 1985). Mức độ tham gia chuỗi giá trị toàn cầu có thể làm tác động này yếu đi (Ahmed et al., 2017), nhưng không làm thay đổi chiều tác động.

H2: Tỷ giá thực hiệu lực của đồng Việt Nam có tác động ngược chiều (-) đến kim ngạch xuất khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ trong dài hạn.

Về chi phí vận tải, chi phí vận tải là một bộ phận của chi phí thương mại và làm giảm dòng thương mại (Limão & Venables, 2001). Tác động này đặc biệt rõ ở những mặt hàng có giá trị thấp so với khối lượng hoặc thể tích như đồ gỗ (Hummels, 2007). Khi chi phí vận chuyển tăng, nhà nhập khẩu Hoa Kỳ phải trả giá cao hơn tại cảng đến, từ đó giảm lượng đặt hàng ngay trong kỳ và dần chuyển sang các nguồn cung có chi phí thấp hơn trong những kỳ tiếp theo.

H3a: Tỷ lệ chi phí vận chuyển và bảo hiểm trên trị giá hàng hóa có tác động ngược chiều (-) đến kim ngạch xuất khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ trong dài hạn.

H3b: Sự gia tăng tỷ lệ chi phí vận chuyển và bảo hiểm trên trị giá hàng hóa có tác động tức thời ngược chiều (-) đến tốc độ tăng kim ngạch xuất khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ.

Về căng thẳng thương mại Mỹ - Trung, thuế quan áp lên hàng Trung Quốc làm tăng chi phí tiếp cận thị trường Hoa Kỳ của nguồn cung này, khiến dòng thương mại dịch chuyển sang các nhà cung cấp thay thế (Viner, 1950). Sau năm 2018, phân thị phần Trung Quốc mất đi tại Hoa Kỳ chủ yếu được bù đắp bởi các nước đang phát triển có lợi thế so sánh trong từng sản phẩm. Riêng với đồ nội thất gỗ, đã xuất hiện dấu hiệu tách rời lâu dài khỏi nguồn cung Trung Quốc (Jiang & Muhammad, 2024).

Tuy nhiên, việc chuyển đơn hàng không diễn ra ngay lập tức. Nhà nhập khẩu cần thời gian để tìm và thẩm định nhà cung cấp mới, còn doanh nghiệp tại nước thay thế cần thời gian để mở rộng công suất và đáp ứng các yêu cầu về xuất xứ. Trong giai đoạn đầu, mức độ không chắc chắn về chính sách và chi phí điều chỉnh có thể khiến kim ngạch từ các nguồn cung thay thế tăng chậm hơn so với xu hướng trước đó.

H4a: Căng thẳng thương mại Mỹ - Trung có tác động cùng chiều (+) đến kim ngạch xuất khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ trong dài hạn.

H4b: Căng thẳng thương mại Mỹ - Trung có tác động tức thời ngược chiều (-) đến tốc độ tăng kim ngạch xuất khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thông kê mô tả và tương quan

Trong giai đoạn 2001-2025, các biến trong mô hình thể hiện mức độ biến động khác nhau, phản ánh những thay đổi đáng kể trong quy mô xuất khẩu, điều kiện cầu và chi phí thương mại của nhóm gỗ và sản phẩm gỗ. Kim ngạch xuất khẩu thực của Việt Nam có mức biến động tương đối lớn, với giá trị trung bình 21,068 và độ lệch chuẩn 1,548. Trong khi đó, cầu nhập khẩu thực của Hoa Kỳ từ các nguồn cung ngoài Việt Nam có mức biến động thấp hơn, với độ lệch chuẩn 0,225. Chi phí vận tải cũng có mức dao động đáng kể, từ 2,585 đến 3,110, tương ứng với khoảng 13,3% đến 22,4% trị giá hàng hóa. Điều này cho thấy vận chuyển và bảo hiểm là một bộ phận đáng kể trong chi phí đưa nhóm hàng gỗ và sản phẩm gỗ vào thị trường Hoa Kỳ. Biến WAR có giá trị trung bình 0,320, tương ứng với 8 trong tổng số 25 năm thuộc giai đoạn được xác định là căng thẳng thương mại. Các thông kê mô tả chi tiết được trình bày tại Bảng 2.

Xét về mối liên hệ tuyến tính giữa các biến, lnEXV có tương quan dương tương đối cao với lnREER (0,802) và WAR (0,642), trong khi tương quan giữa lnEXV và lnDEM gần như không đáng kể (0,032). lnLOGIS có tương quan âm với lnEXV (-0,163) và lnREER (-0,600). Đáng chú ý, hệ số tương quan giữa lnREER và WAR đạt 0,705, cho thấy hai biến có mức độ tương quan tương đối cao. Tuy nhiên, các hệ số tương quan cặp chỉ cung cấp bằng chứng ban đầu về mối liên hệ

Bảng 1: Tóm tắt giả thuyết nghiên cứu

Biến	Giả thuyết	Thời hạn	Dấu kỳ vọng
lnDEM	H1	Dài hạn	+
lnREER	H2	Dài hạn	-
lnLOGIS	H3a	Dài hạn	-
lnLOGIS	H3b	Ngắn hạn	-
WAR	H4a	Dài hạn	+
WAR	H4b	Ngắn hạn	-

(Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp)

Bảng 2: Thống kê mô tả và hệ số phóng đại phương sai

Biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất	VIF
lnEXV	25	21,068	1,548	16,327	22,720	–
lnDEM	25	23,921	0,225	23,444	24,316	1,65
lnLOGIS	25	2,804	0,176	2,585	3,110	2,38
lnREER	25	4,837	0,192	4,527	5,073	3,31
WAR	25	0,320	0,476	0	1	VIF trung bình = 2,45

Ghi chú: N=25.

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

tuyến tính và chưa đủ để kết luận về đa cộng tuyến trong mô hình. Kết quả VIF cho thấy các biến lnDEM, lnLOGIS và lnREER lần lượt có VIF là 1,65; 2,38 và 3,31, với VIF trung bình đạt 2,45. Các giá trị này đều thấp hơn ngưỡng 10, cho thấy đa cộng tuyến không phải là vấn đề nghiêm trọng trong mô hình.

các biến trong mô hình chỉ thuộc bậc tích hợp và , không có biến nào dừng ở bậc hai . Kết quả này đáp ứng điều kiện cần để tiếp tục áp dụng mô hình ARDL và kiểm định Bounds.

4.3. Xác định độ trễ tối ưu

Việc xác định độ trễ phù hợp có ý nghĩa quan trọng đối với mô hình ARDL, bởi câu

Bảng 3: Ma trận hệ số tương quan

	lnEXV	lnDEM	lnLOGIS	lnREER	WAR
lnEXV	1				
lnDEM	0,032	1			
lnLOGIS	- 0,163	0,483	1		
lnREER	0,802	- 0,033	- 0,600	1	
WAR	0,642	0,277	- 0,233	0,705	1

Ghi chú: N=25.

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

4.2. Kiểm định nghiệm đơn vị

Nghiên cứu sử dụng các kiểm định gốc đơn vị (*Unit root test*) để đảm bảo các biến trong mô hình có tính dừng, bằng cách sử dụng phương pháp ADF (*Augmented Dickey - Fuller*). Kết quả tại Bảng 4 cho thấy, ở bậc gốc, đã dừng với mức ý nghĩa 5% ($p = 0,0441$), trong khi , và chưa dừng. Sau khi lấy sai phân bậc nhất, cả ba biến này đều trở nên dừng với mức ý nghĩa 5%, với giá trị P lần lượt là 0,0127; 0,0004 và 0,0049. Như vậy,

trúc độ trễ quyết định khả năng phản ánh động học của các biến trong ngắn hạn và mối quan hệ dài hạn. Kết quả tại Bảng 5 cho thấy các tiêu chuẩn LR, FPE, AIC, HQIC và SIC đều lựa chọn độ trễ bằng 1 trong khuôn khổ VAR. Tuy nhiên, kiểm định này buộc tất cả các biến sử dụng chung một độ trễ, nên mỗi độ trễ tăng thêm đòi hỏi ước lượng thêm 16 tham số, một mức chi phí lớn so với kích thước mẫu 23 quan sát. Trong khi đó, mô hình ARDL cho phép mỗi biến có độ trễ riêng, do

Bảng 4: Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị của các biến

Biến	ADF bậc 0		ADF bậc 1	
	Thống kê t	Mức ý nghĩa	Thống kê t	Mức ý nghĩa
lnEXV	-3,458	0,0441**	-4,246	0,0006***
lnDEM	-2,254	0,4598	-3,352	0,0127**
lnLOGIS	-3,032	0,1234	-4,338	0,0004***
lnREER	-1,923	0,6426	-3,648	0,0049***

Ghi chú: N=25.

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

đó việc bổ sung một độ trễ cho một biến chỉ làm tăng thêm một tham số.

động của kim ngạch xuất khẩu gỗ Việt Nam sang Hoa Kỳ.

Bảng 5: Kết quả thực nghiệm lựa chọn độ trễ tối ưu cho mô hình

Độ trễ	LogL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SIC
0	37,8069	N/A	N/A	N/A	8,80E-07	-2,5919	-2,49257	-2,19695
1	116,67	157,73*	16	0	3,9e-09*	-8,05824*	-7,76025*	-6,87337*
2	127,232	21,125	16	0,174	7,60E-09	-7,58542	-7,08877	-5,61065

Ghi chú: $N=23$. Dấu * biểu thị độ trễ được lựa chọn bởi các tiêu chí kiểm định tương ứng. (Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

Vì vậy, kết quả tại Bảng 5 được sử dụng làm căn cứ để giới hạn độ trễ tối đa của mô hình ARDL ở mức 2, tức cao hơn một kỳ so với độ trễ được lựa chọn trong khuôn khổ VAR, nhằm tránh bỏ sót động học của từng biến riêng lẻ nhưng vẫn bảo đảm bậc tự do. Trong giới hạn này, độ trễ cụ thể của từng biến được lựa chọn tự động theo tiêu chuẩn SIC trên toàn bộ 162 tổ hợp có thể. Kết quả, mô hình được lựa chọn là ARDL(2,0,1,0,1), trong đó chỉ biến phụ thuộc lnEXV nhận độ trễ 2; lnLOGIS và WAR nhận độ trễ 1; lnDEM và lnREER chỉ xuất hiện ở kỳ hiện tại. Như vậy, cấu trúc trễ của mô hình vẫn nằm trong giới hạn tiết kiệm tham số, với tổng cộng 9 tham số ước lượng và 14 bậc tự do.

4.4. Kiểm định đường bao

Để kiểm tra mối quan hệ dài hạn giữa các biến số trong mô hình, bài nghiên cứu sử dụng kiểm định đường bao (Bounds test) và giá trị tới hạn trước khi thực hiện hồi quy các biến theo mô hình ARDL.

Kết quả được thể hiện ở Bảng 6 cho thấy giá trị F-statistic là 22,548 đều lớn hơn đường bao trên ứng với I(1) ở tất cả các mức ý nghĩa 10%, 5%, 1%. Điều này cho thấy giữa các biến trong mô hình ARDL đều có mối quan hệ đồng liên kết.

4.5. Ước lượng mô hình ARDL dạng mức

Dựa trên kết quả ước lượng tại Bảng 7, mô hình có hệ số R^2 hiệu chỉnh đạt 0,9970, cho thấy các biến độc lập giải thích 99,7% biến

Đáng chú ý, hệ số của biến phụ thuộc trễ lnEXV(-1) đạt 0,389 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ($P = 0,004$), trong khi lnEXV(-2) đạt 0,261 và cũng có ý nghĩa ở mức 1% ($P = 0,002$). Kết quả này cho thấy kim ngạch xuất khẩu có tính quán tính tương đối rõ, khi biến động của xuất khẩu trong các năm trước tiếp tục ảnh hưởng đến mức xuất khẩu hiện tại.

Đối với biến đại diện cho cầu nhập khẩu, lnDEM có hệ số 0,333 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ($P = 0,001$), cho thấy sự gia tăng cầu nhập khẩu của Hoa Kỳ từ các nguồn cung ngoài Việt Nam đi kèm với sự gia tăng kim ngạch xuất khẩu gỗ của Việt Nam. Kết quả này phản ánh vai trò của điều kiện cầu trên thị trường Hoa Kỳ đối với khả năng mở rộng xuất khẩu của Việt Nam.

Đối với chi phí logistics, lnLOGIS ở kỳ hiện tại có hệ số 0,244 nhưng không có ý nghĩa thống kê ($P = 0,173$), trong khi lnLOGIS(-1) có hệ số -0,671 và có ý nghĩa ở mức 1% ($P = 0,000$). Kết quả cho thấy tác động của chi phí logistics không xuất hiện ngay trong kỳ hiện tại mà được phản ánh với độ trễ, theo đó chi phí logistics cao hơn có thể làm giảm kim ngạch xuất khẩu ở kỳ tiếp theo.

Đối với lnREER, hệ số 0,263 không có ý nghĩa thống kê ($P = 0,399$), cho thấy chưa có bằng chứng rõ ràng về tác động của tỷ giá thực hiệu lực đến kim ngạch xuất khẩu trong mô hình dạng mức. Đáng chú ý, biến WAR ở kỳ hiện tại có hệ số 0,007 và không có ý nghĩa

Bảng 6: Kết quả thực nghiệm kiểm định đường bao

Số biến k	Giá trị tới hạn F-Statistic	Giá trị giới hạn của các đường bao ở các mức ý nghĩa					
		10%		5%		1%	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
4	22,548	2,93	4,36	3,70	5,40	5,78	8,17

Ghi chú: $k = 4$, $N = 23$.

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

Bảng 7: Kết quả ước lượng mô hình ARDL dạng mức

Biến	Hệ số hồi quy	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Mức ý nghĩa P (p-value)
lnEXV(-1)	0,389***	0,1140	3,41	0,004
lnEXV(-2)	0,261***	0,0698	3,74	0,002
lnDEM	0,333***	0,0839	3,97	0,001
lnLOGIS	0,244	0,1698	1,44	0,173
lnLOGIS(-1)	-0,671***	0,1089	-6,16	0,000
lnREER	0,263	0,3022	0,87	0,399
WAR	0,007	0,0701	0,1	0,922
WAR(-1)	0,286***	0,0686	4,16	0,001
Hằng số	-0,413	1,6436	-0,25	0,805
Hệ số xác định R^2	0,9981		Hệ số R^2 hiệu chỉnh	0,9970

Ghi chú: $N = 23$; bậc tự do = 14.

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

thông kê ($P = 0,922$), trong khi WAR(-1) đạt 0,286 và có ý nghĩa ở mức 1% ($P = 0,001$). Kết quả này cho thấy tác động của căng thẳng thương mại không xuất hiện ngay tại thời điểm chuyển trạng thái mà được phản ánh rõ hơn sau một khoảng thời gian, phù hợp với khả năng điều chỉnh có độ trễ của chuỗi cung ứng và quyết định tìm kiếm nguồn cung thay thế.

4.6. Ước lượng mô hình ARDL trong dài hạn

Sau khi xác nhận tồn tại mối quan hệ đồng liên kết, nghiên cứu ước lượng mô hình ARDL(2,0,1,0,1), với cấu trúc trễ được lựa chọn theo tiêu chuẩn SIC. Kết quả tại Bảng 8 cho thấy câu nhập khẩu của Hoa Kỳ (lnDEM) và biến giả căng thẳng thương mại Mỹ-Trung (WAR) tác động tích cực đến kim ngạch xuất khẩu gỗ của Việt Nam, trong khi chi phí logistics (lnLOGIS) có tác động tiêu cực. Tỷ giá hối đoái thực hiệu lực (lnREER) không có ý nghĩa thống kê trong dài hạn.

Cụ thể, hệ số của lnDEM là 0,949 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ($P = 0,007$), cho

thấy khi câu nhập khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Hoa Kỳ tăng 1%, kim ngạch xuất khẩu của Việt Nam tăng khoảng 0,95% trong dài hạn. Kết quả này phản ánh mức độ gắn kết tương đối cao giữa nhu cầu của thị trường Hoa Kỳ và xuất khẩu gỗ của Việt Nam.

Đối với lnLOGIS, hệ số đạt (- 1,217) và có ý nghĩa ở mức 10% ($P = 0,078$), hàm ý khi chi phí logistics tăng 1%, kim ngạch xuất khẩu gỗ của Việt Nam giảm khoảng 1,22%. Kết quả này cho thấy chi phí vận chuyển là một yếu tố có khả năng làm suy giảm năng lực cạnh tranh của hàng gỗ Việt Nam tại thị trường Hoa Kỳ. Trong khi đó, lnREER có hệ số 0,748 nhưng không có ý nghĩa thống kê ($P = 0,351$), cho thấy chưa có đủ bằng chứng về tác động của tỷ giá thực hiệu lực đến xuất khẩu gỗ của Việt Nam trong dài hạn.

Đáng chú ý, WAR có hệ số 0,833 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ($P = 0,000$), cho thấy sau khi kiểm soát các yếu tố câu, logistics và tỷ giá, giai đoạn căng thẳng thương mại

Bảng 8: Kết quả hồi quy mô hình ARDL trong dài hạn

Biến	Hệ số hồi quy	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Mức ý nghĩa P (p-value)
lnDEM	0,949***	0,3015	3,15	0,007
lnLOGIS	-1,217*	0,6397	-1,9	0,078
lnREER	0,748	0,7757	0,96	0,351
WAR	0,833***	0,1234	6,76	0,000
Hằng số	-1,18	—	—	—

Ghi chú: $N = 23$; bậc tự do = 14. Hệ số dài hạn được tính bằng hệ số tương ứng trong Bảng 7 chia cho $(1 - \phi_1 - \phi_2)$.

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

vẫn gắn với mức gia tăng đáng kể trong kim ngạch xuất khẩu gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ. Do biến WAR là biến giả, hệ số này được diễn giải theo dạng chuyển đổi mũ, tương ứng với mức thay đổi khoảng 130% so với giai đoạn trước căng thẳng thương mại. Kết quả cũng cho thấy sự tái phân bổ nguồn cung trên thị trường Hoa Kỳ sau năm 2018, đồng thời cho thấy tác động của căng thẳng thương mại không chỉ phản ánh sự thay đổi của cầu thị trường mà còn gắn với quá trình chuyển dịch nguồn cung khỏi Trung Quốc.

4.7. Ước lượng mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) trong ngắn hạn

Sau khi tìm ra mối quan hệ dài hạn giữa các biến, nghiên cứu tiếp theo ước lượng mô hình ECM trong ngắn hạn vì mô hình ECM có khả năng đo lường sự năng động của mô hình ngắn hạn và tốc độ mà mô hình này được điều chỉnh về trạng thái cân bằng khi có một cú sốc xảy ra (Pesaran et al., 2001).

Bảng 9: Kết quả hồi quy mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) trong ngắn hạn

Biến	Hệ số hồi quy	Độ lệch chuẩn	Thống kê t	Mức ý nghĩa P (p-value)
$\Delta \ln EXV(-1)$	-0,261***	0,0698	-3,74	0,002
$\Delta \ln DEM$	0,333***	0,0839	3,97	0,001
$\Delta \ln LOGIS$	0,244	0,1698	1,44	0,173
$\Delta \ln REER$	0,263	0,3022	0,87	0,399
ΔWAR	0,007	0,0701	0,1	0,922
Hằng số	-0,413	1,6436	-0,25	0,805
$ECM(-1)$	-0,351***	0,0523	-6,71	0,000
Hệ số xác định R^2	0,9643		Hệ số R^2 hiệu chỉnh	0,9439

Ghi chú: $N = 23$; bậc tự do = 14.

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

Đối với hệ số hiệu chỉnh sai số $ECM(-1)$, hệ số đạt giá trị (-0,351) và có ý nghĩa thống kê cao ($P=0,000$). Dấu âm của hệ số phù hợp với lý thuyết kinh tế, từ đó khẳng định sự tồn tại của cơ chế điều chỉnh nhằm đưa hệ thống trở lại trạng thái cân bằng dài hạn. Điều này cho thấy trong trường hợp có một cú sốc bất ngờ làm kim ngạch xuất khẩu gỗ lệch khỏi quỹ đạo dài hạn, mô hình sẽ mất khoảng 1,6 năm để hấp thụ 50% cú sốc và khoảng 5,3 năm để hấp thụ 90% cú sốc nhằm quay về trạng thái cân bằng ban đầu.

Về biến chi phí vận tải biến động trong ngắn hạn, hệ số của $\Delta \ln LOGIS$ là 0,244 nhưng không có ý nghĩa thống kê ($P = 0,173$).

Kết quả này cho thấy trong ngắn hạn, biến động của chi phí logistics chưa tạo ra tác động có ý nghĩa thống kê đối với kim ngạch xuất khẩu gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ. Kết quả này có thể phản ánh độ trễ trong việc điều chỉnh chi phí vận tải vào giá xuất khẩu, cũng như đặc điểm của các hợp đồng xuất khẩu và cơ chế điều chỉnh giá trong ngắn hạn.

Đối với biến $\Delta \ln DEM$, hệ số đạt 0,333 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% ($P = 0,001$), cho thấy cầu nhập khẩu của Hoa Kỳ có tác động tích cực đến kim ngạch xuất khẩu gỗ của Việt Nam trong ngắn hạn. Cụ thể, khi cầu nhập khẩu tăng 1%, kim ngạch xuất khẩu gỗ của Việt Nam tăng khoảng 0,333%, phản ánh sự nhạy cảm của xuất khẩu trước những thay đổi trong nhu cầu của thị trường Hoa Kỳ.

Với biến $\Delta \ln REER$, hệ số đạt 0,263 nhưng không có ý nghĩa thống kê ($P = 0,399$), cho thấy biến động của tỷ giá thực hiệu lực chưa tạo ra tác động rõ rệt đến kim ngạch xuất

khẩu gỗ của Việt Nam trong ngắn hạn. Điều này có thể phản ánh việc các doanh nghiệp xuất khẩu chưa điều chỉnh ngay lượng xuất khẩu trước những thay đổi của tỷ giá, hoặc tác động của tỷ giá cần thời gian để truyền dẫn thông qua giá xuất khẩu và các hợp đồng thương mại.

Cuối cùng, với biến ΔWAR , hệ số đạt 0,007 và không có ý nghĩa thống kê ($P = 0,922$), cho thấy cú sốc căng thẳng thương mại chưa tạo ra tác động trực tiếp có ý nghĩa thống kê đến kim ngạch xuất khẩu gỗ của Việt Nam trong ngắn hạn. Kết quả này cho thấy tác động của căng thẳng thương mại có thể không xuất hiện ngay lập tức mà cần thời gian

để truyền dẫn thông qua quá trình điều chỉnh nguồn cung và tái cấu trúc chuỗi cung ứng.

4.8. Kiểm định chẩn đoán khuyết tật mô hình

Sau khi xem xét tác động của các biến nghiên cứu trong ngắn hạn và dài hạn, để kiểm tra tính chính xác của mô hình, nhóm tác giả thực hiện một loạt các kiểm định, bao gồm kiểm định dạng hàm, kiểm định hiện tượng tự tương quan, kiểm định phương sai sai số thay đổi. Kết quả cho thấy, với giá trị P đều lớn hơn 0,05, mô hình không bỏ sót các biến cần thiết, không bị sai dạng hàm, cũng như không xảy ra hiện tượng tự tương quan và phương sai sai số thay đổi.

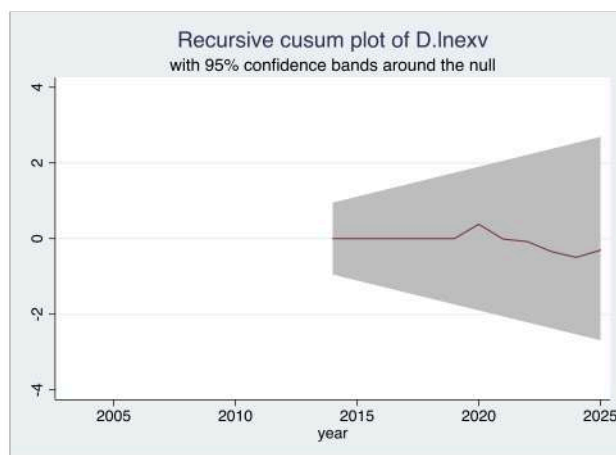
Tổng hợp lại, kết quả ủng hộ giả thuyết H1 và H4a, ủng hộ giả thuyết H3a ở mức ý nghĩa 10%, trong khi giả thuyết H2, H3b và H4b không được ủng hộ. Thứ nhất, giai đoạn căng thẳng thương mại gắn với mức kim ngạch cao hơn khoảng 130% trong dài hạn, nhưng không có tác động tức thời trong năm chuyển trạng thái. Hệ số có ý nghĩa của $WAR(-1)$ cho thấy tác động xuất hiện từ năm thứ hai, phù hợp với việc thuê bổ sung đối với đồ nội thất gỗ chỉ có hiệu lực từ tháng 9/2018. Không có bằng chứng cho thấy cú sốc làm xuất khẩu suy giảm ban đầu. Thứ hai, cầu nhập khẩu của Hoa Kỳ từ các nguồn cung khác là động lực dài hạn

Bảng 10: Các kiểm định chẩn đoán

Mô hình kiểm định	Thống kê kiểm định	Mức ý nghĩa P (p-value)	Kết luận
Ramsey Reset	F = 1,22	0,3564	Mô hình không phát hiện sai dạng hàm
Durbin's alternative	F = 4,164	0,0660	Mô hình không gặp phải hiện tượng tự tương quan
Heteroskedasticity Breusch-Pagan-Godfrey	$\chi^2 = 0,46$	0,4955	Mô hình không có hiện tượng phương sai thay đổi

Ghi chú: N = 23.

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)



(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

Hình 2: Kết quả kiểm định CUSUM

Bên cạnh đó, nhóm tác giả cũng kiểm định tính ổn định của phân dư của mô hình thông qua kiểm định CUSUM về tổng tích lũy của phân dư (Hình 2). Kết quả cho thấy tổng tích lũy của phân dư nằm trong dải tiêu chuẩn với độ tin cậy 95% nên có thể kết luận phân dư của mô hình có tính ổn định và vì thế mô hình là ổn định.

quan trọng, với độ co giãn xấp xỉ 1. Thứ ba, tỷ lệ chi phí vận chuyển và bảo hiểm có tác động âm trong dài hạn, xuất hiện với độ trễ một năm, nhưng bằng chứng chỉ ở mức 10%. Thứ tư, tỷ giá thực hiệu lực không có tác động có ý nghĩa, phù hợp với lập luận rằng ngành gỗ sử dụng nhiều nguyên liệu nhập khẩu và giao dịch chủ yếu bằng đô la Mỹ.

4.9. Thảo luận kết quả dưới góc độ năng lực cạnh tranh bền vững

Trong nghiên cứu này, năng lực cạnh tranh bền vững được hiểu là khả năng duy trì vị thế xuất khẩu tại Hoa Kỳ khi các điều kiện thuận lợi từ bên ngoài suy yếu. Mô hình không đo lường trực tiếp năng lực này hay các thành phần của nó (tỷ lệ nguyên liệu có chứng nhận, giá trị gia tăng nội địa, năng lực công nghệ), mà chỉ cho biết kim ngạch xuất khẩu phụ thuộc đến mức nào vào các yếu tố năm ngoài ngành: câu Hoa Kỳ, trạng thái thương mại sau 2018, chi phí đưa hàng đến thị trường và giá tương đối. Phân thảo luận dưới đây dùng mức độ phụ thuộc đó làm căn cứ gián tiếp để đánh giá tính bền vững của tăng trưởng xuất khẩu.

Thứ nhất, xuất khẩu gỗ Việt Nam gắn chặt với cầu nhập khẩu của Hoa Kỳ. Độ co giãn dài hạn theo nhập khẩu từ các nguồn khác xấp xỉ 0,95, nghĩa là kim ngạch Việt Nam biến động gần như cùng tỷ lệ với quy mô thị trường. Kết quả phù hợp với lập luận rằng khi tổng chi tiêu cho một nhóm hàng tăng, lượng mua từ mọi nguồn cung cũng tăng theo (Armington, 1969). Tuy nhiên, do DEM bao gồm cả nhập khẩu từ Trung Quốc và các nước cạnh tranh khác, hệ số dương này chỉ cho thấy xuất khẩu Việt Nam và nhập khẩu từ các nguồn khác cùng biến động theo chu kỳ cầu Hoa Kỳ, chưa đủ để kết luận về quan hệ hỗ trợ giữa các nước xuất khẩu như đề cập. Xét từ góc độ bền vững, độ co giãn gần bằng 1 hàm ý ngành gỗ khó tránh khỏi các cú sốc cầu tại Hoa Kỳ, chẳng hạn khi thị trường nhà ở hoặc tiêu dùng nội thất suy giảm.

Thứ hai, sau khi kiểm soát cầu, chi phí vận chuyển và tỷ giá, giai đoạn căng thẳng thương mại gắn với mức kim ngạch dài hạn cao hơn khoảng 130% so với trước 2018 - phù hợp với bằng chứng về dịch chuyển nguồn cung từ Trung Quốc sang các nước thứ ba, kể cả riêng cho đồ nội thất gỗ (Jiang & Muhammad, 2024). Tác động này xuất hiện có độ trễ một năm thay vì ngay trong năm chuyển trạng thái, phù hợp với việc thuế bổ sung với đồ nội thất gỗ chỉ có hiệu lực từ tháng 9/2018 và nhà nhập khẩu cần thời gian thăm định, chuyển đơn hàng sang nhà cung cấp mới.

Cần lưu ý biến giá WAR phản ánh mọi thay đổi cấu trúc sau 2018, gồm cả dòng vốn đầu tư dịch chuyển và biến động thời COVID-19, nên mức 130% nên được hiểu là

cận trên của tác động thuế quan thuần túy. Quy đổi ngược lại, khoảng 57% mức kim ngạch cân bằng dài hạn giai đoạn sau 2018 là phần chênh lệch gắn với trạng thái thương mại mới. Phần lợi thế này hình thành từ chính sách của nước khác, không xuất phát từ năng lực nội tại của ngành, nên có thể thu hẹp khi môi trường chính sách thay đổi. Rủi ro đó đã trở thành hiện thực: đầu năm 2026, Bộ Thương mại Hoa Kỳ ra kết luận sơ bộ áp thuế chống bán phá giá gần 195% với ván ép gỗ cứng và ván ép trang trí từ Việt Nam; đến tháng 7/2026, kết luận cuối cùng còn xác nhận thêm hành vi bán phá giá và trợ cấp (U.S. Department of Commerce, 2026).

Thứ ba, chi phí vận chuyển và bảo hiểm có tác động âm và có ý nghĩa trong dài hạn, với độ co giãn tuyệt đối lớn hơn 1 - phù hợp với đặc điểm mặt hàng có giá trị thấp so với thể tích, vốn nhạy cảm với chi phí vận tải. Tác động này xuất hiện với độ trễ một năm, phù hợp với đặc điểm ngành nơi đơn hàng và lịch giao hàng thường được xác lập trước, đồng thời phù hợp với việc cước vận tải hình thành nội sinh từ chính dòng thương mại nên có thể cùng tăng với kim ngạch trong giai đoạn cầu mạnh. Do biến này là tỷ lệ chi phí trên trị giá hàng hóa, nâng giá trị đơn vị sản phẩm cũng là một cách giảm mức độ nhạy cảm của ngành trước biến động cước.

Thứ tư, tỷ giá thực hiệu lực không có ý nghĩa thống kê ở cả ngắn hạn và dài hạn, dấu dương trong dài hạn không ủng hộ giả thuyết ban đầu. Kết quả này phù hợp với bằng chứng cho thấy độ co giãn theo tỷ giá giảm khi doanh nghiệp tham gia sâu vào chuỗi giá trị toàn cầu và dùng nhiều đầu vào nhập khẩu, cũng như khi thương mại được định giá chủ yếu bằng đô la Mỹ (Gopinath et al., 2020); tương quan tương đối cao giữa REER và WAR (0,705) cũng có thể làm giảm độ chính xác ước lượng. Dù vậy, kết quả gợi ý lợi thế giá dựa trên tỷ giá không phải là nguồn tăng trưởng chính của xuất khẩu gỗ sang Hoa Kỳ trong giai đoạn nghiên cứu.

Thứ năm, hệ số hiệu chỉnh sai số -0,351 cho thấy khoảng 35% phần sai lệch còn lại so với cân bằng dài hạn được triệt tiêu mỗi năm, tương đương khoảng 1,6 năm để triệt tiêu một nửa và khoảng 5,3 năm để triệt tiêu 90% sai lệch. Hệ số của biến phụ thuộc trễ đạt 0,65, phản ánh tính quán tính cao của kim ngạch,

có thể gắn với quan hệ cung ứng dài hạn giữa doanh nghiệp Việt Nam và nhà nhập khẩu Hoa Kỳ. Quản tính này giúp xuất khẩu không đảo chiều ngay khi có cú sốc, nhưng cũng có nghĩa một khi tác động bất lợi hình thành, nó sẽ kéo dài nhiều năm.

Nhìn chung, cả ba yếu tố có ý nghĩa thống kê trong mô hình - cầu Hoa Kỳ, trạng thái thương mại sau 2018 và chi phí vận chuyển quốc tế - phân lớn nằm ngoài tầm kiểm soát trực tiếp của doanh nghiệp. Tăng trưởng xuất khẩu gỗ giai đoạn 2001-2025 vì vậy phụ thuộc đáng kể vào điều kiện bên ngoài ngành, và tính bền vững của vị thế hiện nay sẽ tùy thuộc khả năng chuyển hóa phân lợi thế ngoại sinh đó thành các yếu tố nội tại mà mô hình chưa đo lường được, như mức độ tuân thủ quy tắc xuất xứ, nguồn nguyên liệu hợp pháp, năng lực thiết kế và giá trị gia tăng nội địa. Đây là nhận định mang tính suy luận từ kết quả ước lượng, chưa phải kết quả kiểm định trực tiếp.

5. Kết luận và hàm ý đối với năng lực cạnh tranh bền vững

5.1. Kết luận và hàm ý

Kết quả ước lượng ARDL/ECM cho thấy tăng trưởng xuất khẩu gỗ và sản phẩm gỗ của Việt Nam sang Hoa Kỳ hình thành từ sự kết hợp giữa cầu nhập khẩu, sự tái cấu trúc thương mại Mỹ - Trung sau 2018 và chi phí vận chuyển. Trong dài hạn, cầu Hoa Kỳ và trạng thái thương mại sau 2018 tác động cùng chiều đến kim ngạch, trong khi chi phí vận chuyển và bảo hiểm tác động ngược chiều; tỷ giá thực hiệu lực không có ý nghĩa thống kê. Trong ngắn hạn, các cú sốc truyền dẫn có độ trễ và hệ số hiệu chỉnh sai số âm, có ý nghĩa cho thấy xuất khẩu quay về trạng thái cân bằng dài hạn nhưng không tức thời. Điều này cho thấy tăng trưởng xuất khẩu gỗ sang Hoa Kỳ vẫn phụ thuộc đáng kể vào điều kiện bên ngoài ngành, đặc biệt là lợi thế từ tái cấu trúc thương mại sau 2018 - nên tính bền vững cần được đánh giá qua khả năng chuyển hóa các điều kiện thuận lợi này thành năng lực cạnh tranh nội sinh, chứ không chỉ qua mức tăng kim ngạch. Các hàm ý dưới đây rút ra trực tiếp từ hệ số ước lượng:

Thứ nhất, cần giảm phụ thuộc vào chu kỳ cầu Hoa Kỳ. Với độ co giãn cầu dài hạn cao và thị phần Việt Nam đã tương đối lớn, dư địa giành thêm thị phần thu hẹp dần, khiến kim

ngạch ngày càng bám sát chu kỳ thị trường này. Ngành gỗ vì vậy cần chuyển từ mở rộng dựa vào một thị trường chủ lực sang đa dạng hóa thị trường và khách hàng. Nhà nước cần theo dõi các chỉ báo sớm của cầu Hoa Kỳ (số liệu nhập khẩu theo mã HS, chỉ số thị trường nhà ở) để cảnh báo sớm và mở rộng xúc tiến thương mại tại các thị trường có chu kỳ khác biệt; doanh nghiệp cần xây dựng kế hoạch sản xuất - tài chính trên nhiều kịch bản cầu, giảm dân phụ thuộc vào một thị trường duy nhất.

Thứ hai, lợi thế từ chuyển hướng thương mại nên được xem là cơ hội có thời hạn hơn là lợi thế cạnh tranh bền vững. Tác động dương của trạng thái thương mại sau 2018 phản ánh việc Việt Nam hưởng lợi từ dịch chuyển đơn hàng và tái cấu trúc chuỗi cung ứng, nhưng lợi thế này có thể suy giảm nếu Hoa Kỳ thay đổi chính sách thương mại. Tăng trưởng nhanh không đi kèm giá trị gia tăng nội địa và minh bạch nguồn gốc có thể làm tăng nguy cơ bị điều tra lẫn tránh thuế và gian lận xuất xứ. Nhà nước cần hoàn thiện hệ thống cảnh báo sớm theo mặt hàng/thị trường và tăng phối hợp giữa hải quan, cơ quan quản lý thương mại và hiệp hội; doanh nghiệp cần xây dựng hồ sơ truy xuất đầy đủ từ nguyên liệu đến xuất khẩu, hạn chế mô hình nhập bán thành phẩm để gia công đơn giản rồi tái xuất.

Thứ ba, tác động tiêu cực của chi phí vận chuyển - bảo hiểm cho thấy logistics là một khâu phân trực tiếp của năng lực cạnh tranh, không chỉ là chi phí vận hành. Doanh nghiệp cần chuyển từ quản lý logistics phản ứng sang quản trị rủi ro chủ động: đa dạng hóa hãng tàu/tuyến vận chuyển, kết hợp hợp đồng cước dài hạn với giá thị trường, tối ưu đóng gói và hệ số sử dụng container, đồng thời nâng giá trị hàng hóa trên mỗi đơn vị vận chuyển qua các dòng sản phẩm giá trị gia tăng cao hơn. Độ trễ tác động cho thấy doanh nghiệp có thời gian điều chỉnh giá và kế hoạch sau biến động cước. Nhà nước nên ưu tiên nâng cao năng lực cảng cửa ngõ và kết nối vận tải trực tiếp sang Hoa Kỳ. Lưu ý kết quả chỉ phản ánh chi phí vận chuyển - bảo hiểm quốc tế, không nên suy rộng cho toàn bộ chi phí logistics trong nước.

Thứ tư, tốc độ điều chỉnh chậm về trạng thái cân bằng cho thấy chính sách hỗ trợ cần chủ trọng giai đoạn chuyển tiếp sau cú sốc, kéo dài nhiều năm chứ không chỉ ngắn hạn ngay sau sốc - các công cụ như bảo hiểm tín

dụng xuất khẩu, bảo lãnh vốn lưu động, tư vấn pháp lý cần có thời hạn đủ dài. Tính quản tính của kim ngạch xuất khẩu cho thấy quan hệ với nhà nhập khẩu hiện có là tài sản giá trị, nên doanh nghiệp cần ưu tiên duy trì quan hệ khách hàng và mạng lưới phân phối trong giai đoạn khó khăn, đồng thời đa dạng hóa khách hàng, thị trường, nguồn nguyên liệu để giảm rủi ro lan truyền cú sốc.

Cuối cùng, tỷ giá thực hiệu lực không có ý nghĩa thông kê cho thấy năng lực cạnh tranh cần dựa trên các yếu tố phi giá thay vì lợi thế tỷ giá. Khi lợi thế chuyên hướng thương mại thu hẹp dần và biến động cầu trở thành rủi ro thường trực, vị thế doanh nghiệp Việt Nam sẽ phụ thuộc nhiều hơn vào các yếu tố như tính hợp pháp của gỗ theo Đạo luật Lacey, chứng nhận quản lý rừng bền vững, khả năng truy xuất nguồn gốc, năng lực thiết kế và đáp ứng tiêu chuẩn kỹ thuật - môi trường. Thực tế, các biện pháp kỹ thuật tại thị trường nhập khẩu là nhân tố cần được xem xét khi đánh giá xuất khẩu của Việt Nam (Doãn, 2024). Tại thị trường Hoa Kỳ, dù khác biệt về mặt hàng, bằng chứng từ ngành thủy sản cho thấy các biện pháp SPS có tác động thúc đẩy xuất khẩu (Doãn, 2022); điều này gợi ý rằng năng lực đáp ứng tiêu chuẩn có thể trở thành lợi thế cạnh tranh thay vì chỉ là chi phí tuân thủ. Nhà nước cần ưu tiên mở rộng nguồn nguyên liệu hợp pháp và hệ thống truy xuất nguồn gốc; doanh nghiệp cần xem đầu tư vào tuân thủ, thiết kế và xây dựng thương hiệu là bộ phận của chiến lược cạnh tranh dài hạn, giúp giảm rủi ro pháp lý và tiến vào các phân khúc giá trị cao hơn. Đây là những hàm ý suy luận từ kết quả thực nghiệm, cần được kiểm định thêm.

Tóm lại, Việt Nam cần chuyển từ mô hình tăng trưởng dựa vào chu kỳ cầu Hoa Kỳ, lợi thế chuyên hướng thương mại và cạnh tranh chi phí, sang mô hình cạnh tranh dựa trên khả năng thích ứng, giá trị gia tăng và sức chống chịu chuỗi cung ứng. Căng thẳng Mỹ - Trung tạo không gian tăng trưởng đáng kể cho ngành gỗ Việt Nam nhưng không tự thân tạo nên lợi thế bền vững - chỉ khi cơ hội này được chuyên hóa thành năng lực đa dạng hóa thị trường, quản trị logistics, bảo đảm nguồn gốc hợp pháp, duy trì quan hệ khách hàng và nâng giá trị sản phẩm, tăng trưởng xuất khẩu sang Hoa Kỳ mới trở thành nền tảng ổn định cho năng lực cạnh tranh dài hạn.

5.2. Hạn chế nghiên cứu

Nghiên cứu vẫn còn tồn tại một số hạn chế ở thời điểm hiện tại. Thứ nhất, mẫu chỉ 23 quan sát năm nên độ chính xác ước lượng và sức mạnh kiểm định bị giới hạn. Thứ hai, biến giả WAR phản ánh toàn bộ thay đổi hệ thống thuế quan khỏi dịch chuyển đầu tư, tái cấu trúc chuỗi cung ứng và các yếu tố đặc thù thời COVID-19 - kết quả vì vậy phản ánh mối liên hệ hơn là quan hệ nhân quả chặt chẽ. Thứ ba, biến LOGIS tính từ trị giá hải quan chính dòng hàng Việt Nam nên có thể chứa tương quan âm do cách tính, IR41000 chưa phản ánh đầy đủ biến động giá Chương 44, DEM vẫn bao gồm nhập khẩu từ Trung Quốc, REER chưa phản ánh riêng quan hệ giá với Hoa Kỳ. Ngoài ra, mô hình chưa có biến đại diện trực tiếp cho năng lực nội tại ngành (tỷ lệ gỗ có chứng nhận, giá trị gia tăng nội địa, năng lực công nghệ), nên hàm ý về năng lực cạnh tranh bền vững mới ở mức suy luận. Các nghiên cứu tiếp theo có thể dùng dữ liệu bảng cấp mã HS 6 số với thiết kế sai biệt kép, so sánh nhóm sản phẩm gỗ Trung Quốc chịu thuế bổ sung với nhóm không chịu thuế để nhận dạng tác động thuế quan rõ hơn, đồng thời kết hợp dữ liệu doanh nghiệp về nguồn nguyên liệu, chứng nhận và giá trị gia tăng nội địa để kiểm định trực tiếp các yếu tố cấu thành năng lực cạnh tranh bền vững. ♦

Tài liệu tham khảo:

- Ahmed, S., Appendino, M., & Ruta, M. (2017). Global value chains and the exchange rate elasticity of exports. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 17(1), 20150130. <https://doi.org/10.1515/bejm-2015-0130>.
- Amiti, M., Itskhoki, O., & Konings, J. (2014). Importers, Exporters, and Exchange Rate Disconnect. *American Economic Review*, 104(7), 1942-1978. <https://doi.org/10.1257/aer.104.7.1942>.
- Amiti, M., Redding, S. J., & Weinstein, D. E. (2019). The Impact of the 2018 Tariffs on Prices and Welfare. *Journal of Economic Perspectives*, 33(4), 187-210. <https://doi.org/10.1257/jep.33.4.187>.

- Anderson, J. E., & Van Wincoop, E. (2003). Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review*, 93(1), 170-192. <https://doi.org/10.1257/000282803321455214>.
- Armington, P. S. (1969). A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production (Une theorie de la demande de produits differencies d'apres leur origine) (Una teoria de la demanda de productos distinguiendolos segun el lugar de produccion). *Staff Papers - International Monetary Fund*, 16(1), 159. <https://doi.org/10.2307/3866403>.
- Auboin, M., & Ruta, M. (2013). The relationship between exchange rates and international trade: A literature review. *World Trade Review*, 12(3), 577-605. <https://doi.org/10.1017/S1474745613000025>.
- Brancaccio, G., Kalouptsi, M., & Papageorgiou, T. (2020). Geography, Transportation, and Endogenous Trade Costs. *Econometrica*, 88(2), 657-691. <https://doi.org/10.3982/ECTA15455>.
- Bruegel. (2026, July 16). Bruegel | The Brussels-Based Economic Think Tank. <https://www.bruegel.org/publications/dataset-s/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database>.
- Doãn, N. M. (2022). Tác động của quan ngại thương mại trong các biện pháp kỹ thuật (TBT, SPS) đến xuất khẩu thủy sản của Việt Nam sang thị trường Hoa Kỳ. *Tạp chí Khoa học Thương mại*, (172), 21-29.
- Fajgelbaum, P. D., Goldberg, P. K., Kennedy, P. J., & Khandelwal, A. K. (2020). The Return to Protectionism*. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(1), 1-55. <https://doi.org/10.1093/qje/qjz036>.
- Fajgelbaum, P., Goldberg, P., Kennedy, P., Khandelwal, A., & Taglioni, D. (2024). The US-China Trade War and Global Reallocations. *American Economic Review: Insights*, 6(2), 295-312. <https://doi.org/10.1257/aeri.20230094>.
- FRED. (n.d.). Retrieved September 17, 2026, from <https://fred.stlouisfed.org/>.
- Freund, C., Mattoo, A., Mulabdic, A., & Ruta, M. (2024). Is US trade policy reshaping global supply chains? *Journal of International Economics*, 152, 104011. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2024.104011>.
- Goldstein, M., & Khan, M. S. (1985). Chapter 20 Income and price effects in foreign trade. In *Handbook of International Economics* (Vol. 2, pp. 1041-1105). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1573-4404\(85\)02011-1](https://doi.org/10.1016/S1573-4404(85)02011-1).
- Gopinath, G., Boz, E., Casas, C., Díez, F. J., Gourinchas, P.-O., & Plagborg-Møller, M. (2020). Dominant Currency Paradigm. *American Economic Review*, 110(3), 677-719. <https://doi.org/10.1257/aer.20171201>.
- Hummels, D. (2007). Transportation Costs and International Trade in the Second Era of Globalization. *Journal of Economic Perspectives*, 21(3), 131-154. <https://doi.org/10.1257/jep.21.3.131>.
- Hummels, D., & Lugovskyy, V. (2006). Are Matched Partner Trade Statistics a Usable Measure of Transportation Costs?*. *Review of International Economics*, 14(1), 69-86. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9396.2006.00561.x>.
- Huỳnh, T. D. L., & Hoàng, T. H. (2023). An toàn thực phẩm và xuất khẩu thủy sản từ Việt Nam sang Hoa Kỳ - tiếp cận từ hồi quy chuỗi thời gian. *Tạp chí Khoa học Thương mại*, (174), 37-46.
- Jiang, B., & Muhammad, A. (2024). Trade war fallout: Exploring the altered landscape of US wooden furniture imports. *Journal of the Agricultural and Applied Economics Association*, 3(1), 100-116. <https://doi.org/10.1002/jaa2.99>.
- Limao, N. (2001). Infrastructure, Geographical Disadvantage, Transport Costs, and Trade. *The World Bank Economic Review*, 15(3), 451-479. <https://doi.org/10.1093/wber/15.3.451>.
- Limão, N., & Venables, A. J. (2001). Infrastructure, Geographical Disadvantage, Transport Costs, and Trade. *The World Bank Economic Review*, 15(3), 451-479. <https://doi.org/10.1093/wber/15.3.451>.

Luo, X., Sun, C., Jiang, H., Zhang, Y., & Meng, Q. (2015). International trade after intervention: The case of bedroom furniture. *Forest Policy and Economics*, 50, 180-191. <https://doi.org/10.1016/j.forpol.2014.09.002>.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis. In S. Strom (Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century* (pp. 371-413). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CCOL521633230.011>.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>.

Phạm, T. N. (2026). Nghiên cứu các yếu tố ảnh hưởng kim ngạch xuất khẩu hàng công nghệ cao của Việt Nam sang Trung Đông: Tiếp cận bằng mô hình trọng lực. *Tạp chí Khoa học Thương mại*, (210), 22-33. <https://doi.org/10.54404/JTS.2026.210V.03>.

The Trade Partnership (2023). *Impacts of Section 301 Tariffs on Imports from China*. Joint Association Study. <https://tradepartnership.com/wp-content/uploads/2023/01/China-301-Tariff-Costs-Joint-Association-Study-FINAL.pdf>.

U.S. Department of Commerce. (2026, July 21). Federal Register. <https://www.federalregister.gov/documents/2026/07/21/2026-14614/hardwood-and-decorative-plywood-from-the-socialist-republic-of-vietnam-final-affirmative>.

USITC. (n.d.). Retrieved September 17, 2026, from <https://dataweb.usitc.gov/>.

Viner, J. (1950). *The customs union issue*. Carnegie Endowment for International Peace.

Vu, T. T. H., Tian, G., Zhang, B., & Nguyen, T. V. (2020). Determinants of Vietnam's wood products trade: Application of the gravity model. *Journal of Sustainable Forestry*, 39(5), 445-460. <https://doi.org/10.1080/10549811.2019.1682011>.

Summary

This study examines the effects of U.S.-China trade tensions, U.S. import demand, international freight costs, and the real effective exchange rate on Vietnam's wood and wood product exports to the United States. The ARDL/ECM model is estimated using annual data for the period 2001-2025. The results confirm the existence of a long-run cointegrating relationship among the variables. In the long run, U.S. import demand and trade tensions positively affect Vietnam's wood exports, whereas freight costs exert a negative effect (at the 10% significance level); the real effective exchange rate is statistically insignificant. In the short run, neither the trade shock nor freight costs has a statistically significant immediate effect; their impacts become evident only after a one-year lag. The error-correction coefficient indicates that approximately 35.1% of any deviation from the long-run equilibrium is corrected each year. The findings highlight the need to transform trade-diversion opportunities into sustainable competitiveness by increasing domestic value added, strengthening rules-of-origin governance, and enhancing supply-chain resilience.