



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: DB4.1IEM.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: DB4.1IEM.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 đậm 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

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

Lê Phương Thảo*

Email: 26a4051148@hvn.edu.vn

Lê Thị Thuỳ Linh*

Email: 26a4050294@hvn.edu.vn

Trần Thị Thuỷ Tiên*

Email: 26a4051607@hvn.edu.vn

Đào Thị Phương Thảo*

Email: 26a4051147@hvn.edu.vn

Nông Vũ Phương Thảo*

Email: 26a4051152@hvn.edu.vn

***Học viện Ngân hàng**

Ngày nhận: 26/01/2026

Ngày nhận lại: 15/04/2026

Ngày duyệt đăng: 17/04/2026

Trong bối cảnh thương mại toàn cầu ngày càng phụ thuộc vào tốc độ và sự minh bạch, nghiên cứu này phân tích tác động đồng thời của chuyển đổi số hải quan và chất lượng thể chế đến quy mô thương mại quốc tế. Nghiên cứu sử dụng bộ dữ liệu bảng của 180 quốc gia trong giai đoạn 2010-2023 và áp dụng các mô hình Tác động cố định, Tác động ngẫu nhiên với sai số chuẩn Driscoll-Kraay và GMM hệ thống để xử lý các vấn đề như nội sinh và tự tương quan. Kết quả thực nghiệm cho thấy tác động của chuyển đổi số hải quan không mang tính tức thời trên quy mô toàn cầu, nhưng trở nên tích cực và rõ rệt khi xét đến độ trễ chính sách sau 2 năm, đặc biệt tại khu vực ASEAN nơi có sự liên kết thể chế chặt chẽ. Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất Việt Nam cần kiên định với lộ trình hiện đại hóa hệ thống VNACCS/VCIS với tầm nhìn dài hạn, đồng thời chủ động khai thác các cơ chế kết nối khu vực để tối ưu hóa hiệu quả thực tế thay vì kỳ vọng vào tăng trưởng ngắn hạn.

Từ khóa: Chuyển đổi số hải quan; Chất lượng thể chế; Thương mại quốc tế; VNACCS/VCIS.

Keywords: Digital customs; Institutional quality; International trade; VNACCS/VCIS.

JEL Classifications: C23; F14; O33.

DOI: 10.54404/JTS.2026.DB4V.03

1. Giới thiệu

1.1. Bối cảnh nghiên cứu

Từ lâu, thương mại quốc tế đã được thừa nhận là động cơ thúc đẩy tăng trưởng chủ yếu cho các nền kinh tế đang phát triển, đóng vai trò then chốt trong quá trình chuyển đổi cơ cấu và đa dạng hóa nền kinh tế (Fambeu, 2025). Đặt trong bối cảnh toàn cầu hóa sâu

rộng như hiện tại, khả năng tiếp cận thị trường quốc tế không chỉ phụ thuộc vào lợi thế so sánh về tài nguyên hay lao động, mà ngày càng phụ thuộc vào hiệu quả của dòng chảy hàng hóa qua biên giới.

Tại Việt Nam, mặc dù kim ngạch xuất khẩu tăng trưởng nhanh trong những năm gần đây và nền kinh tế có độ mở cao, hiệu quả

thương mại vẫn chịu ảnh hưởng đáng kể từ chi phí giao dịch và thời gian xử lý thủ tục hải quan. Chi phí logistics và thời gian thông quan tại Việt Nam vẫn ở mức cao so với nhiều quốc gia trong khu vực ASEAN, tạo ra những điểm nghẽn làm suy giảm năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp. Thực tiễn này đặt ra yêu cầu cấp thiết về các cải cách hiện đại hóa nhằm nâng cao hiệu quả quản lý biên giới, trong đó chuyển đổi số hải quan được xem là một hướng tiếp cận quan trọng. Trong phạm vi nghiên cứu này, chuyển đổi số hải quan được hiểu là quá trình hiện đại hóa toàn diện các quy trình nghiệp vụ thông qua công nghệ, hướng tới mục tiêu xây dựng hệ thống hải quan số đồng bộ và minh bạch.

1.2. Chuyển đổi số hải quan trong bối cảnh rào cản thể chế và thương mại

Để giải quyết vấn đề hiệu quả thương mại, nghiên cứu này tập trung vào việc phân tích mối quan hệ song hành giữa hai yếu tố cốt lõi: Chất lượng thể chế và Chuyển đổi số hải quan.

Thứ nhất, về mặt thể chế, các yếu tố như tham nhũng, gánh nặng quy định và chất lượng quản lý hành chính đo lường qua chỉ số WGI thường hoạt động như một dạng thuế ẩn. Các nghiên cứu trước đây cho thấy môi trường thể chế kém minh bạch làm gia tăng chi phí không chính thức, kéo dài thời gian thông quan và làm giảm khả năng tham gia thị trường xuất khẩu của doanh nghiệp (Fambeu, 2025).

Thứ hai, sự ra đời của chuyển đổi số hải quan với các hệ thống như VNACCS/VCIS hay Cơ chế một cửa ASEAN đang thay đổi cơ bản cách thức quản lý. Công nghệ không chỉ là công cụ kỹ thuật thuần túy mà còn là cơ chế nhằm giảm thiểu sự tiếp xúc trực tiếp giữa con người, đẩy nhanh tốc độ xử lý hồ sơ và tăng cường minh bạch quy trình (UNCTAD, 2023).

Câu hỏi nghiên cứu đặt ra là: Liệu chuyển đổi số hải quan có thể làm suy giảm tác động tiêu cực của các rào cản thể chế lên thương mại theo thời gian, thay vì tạo ra hiệu ứng tức thời hay không?

1.3. Khoảng trống nghiên cứu

Mặc dù các khía cạnh của thuận lợi hóa thương mại đã được khai thác trong nhiều văn

liệu kinh tế, dòng nghiên cứu hiện tại vẫn tồn tại ba hạn chế cốt lõi khiến bức tranh về tác động của chuyển đổi số chưa thực sự hoàn thiện.

Đầu tiên là vấn đề về tính cụ thể của các thước đo biến số. Phần lớn các nghiên cứu trước đây tại Việt Nam, điển hình như nghiên cứu của Doan-Trong-Hieu và Le-Huy-Vu (2024), có xu hướng tích hợp yếu tố hải quan vào các chỉ số tổng hợp như Chỉ số hiệu quả Logistics của Ngân hàng Thế giới hay chỉ số Môi trường kinh doanh (Doing Business). Cách tiếp cận này vô hình chung làm khuếch đại tác động riêng biệt của công nghệ, khiến việc định lượng chính xác phân đóng góp của số hóa quy trình so với sự cải thiện của hạ tầng vật chất như kho bãi, đường sá trở nên khó khăn. Do đó, cần thiết phải tách bóc chuyển đổi số hải quan thành một biến độc lập để đo lường chính xác hiệu quả của nó.

Kế đến là khoảng trống liên quan đến phương pháp luận và bối cảnh nghiên cứu. Có rất nhiều nghiên cứu định lượng, chẳng hạn như Gita Santhi và Wiwin Setyari (2019), thường lựa chọn phương án gộp chung Việt Nam vào dữ liệu bảng của nhóm ASEAN để chạy các mô hình tổng quát. Hạn chế của hướng đi này là việc sử dụng các biến đại diện hạ tầng ICT chung chung thay vì đi sâu vào các chỉ số đặc thù của ngành hải quan như tỷ lệ thông quan điện tử hay cơ chế một cửa. Hệ quả là các khuyến nghị chính sách thường dừng lại ở tầm vĩ mô, thiếu tính ứng dụng cụ thể cho lộ trình chuyển đổi số chuyên biệt mà ngành hải quan đang theo đuổi.

Cuối cùng, là sự bỏ ngỏ yếu tố độ trễ chính sách. Các nghiên cứu sử dụng dữ liệu cắt ngang truyền thống thường vận dụng giả định tĩnh, cho rằng việc áp dụng công nghệ sẽ tạo ra cú hích tức thời lên kim ngạch xuất khẩu. Tuy nhiên, thực tiễn triển khai hệ thống VNACCS/VCIS tại Việt Nam đã chứng minh rằng luôn tồn tại một khoảng thời gian cần thiết để doanh nghiệp thích nghi và hệ thống đi vào vận hành ổn định. Ngay cả báo cáo của UNESCAP (2023) cũng nhấn mạnh tính lộ trình dài hạn của các giải pháp thương mại số, song yếu tố động này lại hiếm khi được lượng hóa cụ thể trong các mô hình kinh tế lượng trước đây.

1.4. Mục tiêu và đóng góp của bài viết

Xuất phát từ các khoảng trống nghiên cứu đã nêu, bài viết nhằm phân tích tác động của chuyển đổi số hải quan đến hiệu quả thương mại quốc tế trong môi liên hệ với chất lượng thể chế, đồng thời xem xét vai trò của độ trễ thời gian trong quá trình truyền dẫn chính sách.

Thứ nhất, về đo lường biến số, nghiên cứu xây dựng và sử dụng một chỉ số đại diện riêng cho Hải quan số, được tách biệt khỏi các chỉ số tổng hợp như Chỉ số Hiệu quả Logistics hay chỉ số Môi trường kinh doanh. Cụ thể, biến này được đo lường dựa trên hai trụ cột Thương mại không giấy tờ (Paperless trade) và Thương mại không giấy tờ xuyên biên giới (Cross-border Paperless Trade) từ bộ dữ liệu của UNESCAP, qua đó cho phép định lượng trực tiếp mức độ số hóa quy trình hải quan thay vì bị hòa lẫn với các yếu tố hạ tầng logistics hay môi trường kinh doanh. Cách tiếp cận này giúp làm rõ hơn vai trò độc lập của công nghệ trong thuận lợi hóa thương mại.

Thứ hai, về phương pháp luận, nghiên cứu áp dụng mô hình dữ liệu bảng động với ước lượng GMM hệ thống nhằm xử lý đồng thời hai vấn đề quan trọng: (i) nội sinh giữa thương mại và các yếu tố thể chế và công nghệ, và (ii) tính động của thương mại quốc tế thông qua việc đưa biến phụ thuộc trễ vào mô hình. Đồng thời, nghiên cứu kết hợp các đặc tả có biến trễ để lượng hóa hiệu ứng độ trễ chính sách, một khía cạnh còn ít được xem xét trong các nghiên cứu trước đây vốn chủ yếu dựa trên giả định tĩnh.

Thứ ba, về hàm ý chính sách, nghiên cứu cung cấp một khung phân tích thực nghiệm có khả năng áp dụng cho các quốc gia đang phát triển, đặc biệt là nhóm ASEAN và Việt Nam. Trên cơ sở đó, bài viết gợi ý rằng việc triển khai chuyển đổi số hải quan cần được đặt trong lộ trình dài hạn, gắn với cải cách thể chế và tăng cường kết nối khu vực, thay vì kỳ vọng vào hiệu quả tức thời. Cách tiếp cận này góp phần định hướng thiết kế chính sách phù hợp với đặc thù của các nền kinh tế có mức độ phát triển trung bình.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu
Cơ sở lý thuyết

Khung lý thuyết nền tảng để phân tích tác động của chuyển đổi số hải quan đến thương mại quốc tế là lý thuyết chi phí thương mại. Theo Anderson & van Wincoop (2004), chi phí thương mại không chỉ bao gồm chi phí vận chuyển hay thuế quan, mà còn bao hàm các chi phí vô hình phát sinh từ rào cản thông tin, thủ tục hành chính và hiệu quả của các cơ quan quản lý biên giới. Trong bối cảnh này, chất lượng thể chế đóng vai trò quan trọng trong việc giảm thiểu rủi ro và chi phí giao dịch, qua đó tạo điều kiện thuận lợi cho dòng chảy thương mại quốc tế.

Bên cạnh đó, lý thuyết doanh nghiệp không đồng nhất của Melitz (2003) cho thấy công nghệ có thể góp phần cắt giảm chi phí cố định khi doanh nghiệp tham gia thị trường xuất khẩu. Việc số hóa các quy trình hải quan giúp giảm chi phí tuân thủ và rào cản phi thuế quan, từ đó mở rộng khả năng tham gia thương mại quốc tế, đặc biệt đối với các doanh nghiệp có quy mô nhỏ và vừa.

2.2. Tổng quan nghiên cứu thực nghiệm

Nhiều nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra mối liên hệ tích cực giữa chất lượng thể chế và quy mô thương mại quốc tế, trong đó các chỉ số như Bộ chỉ số Quản trị Toàn cầu (WGI) thường được sử dụng để phản ánh mức độ minh bạch, hiệu quả và ổn định của môi trường quản trị (Kaufmann et al., 2010). Các quốc gia có thể chế tốt thường đối mặt với chi phí giao dịch thấp hơn và mức độ rủi ro trong thương mại quốc tế thấp hơn. Ngược lại, các rào cản trong hoạt động xuất khẩu, trong đó có rào cản hành chính, có thể làm suy giảm hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp xuất khẩu Việt Nam (Lê Nguyễn Diệu Anh, 2024). Điều này cho thấy việc đơn giản hóa thủ tục và nâng cao hiệu quả thực hiện các quy trình thương mại có ý nghĩa quan trọng đối với kết quả thương mại quốc tế.

Song song đó, dòng nghiên cứu về chuyển đổi số và thuận lợi hóa thương mại ngày càng phát triển. Các báo cáo và nghiên cứu gần đây cho thấy việc áp dụng các giải pháp số trong lĩnh vực hải quan, như hệ thống thông quan tự

động và cơ chế một cửa, có mối liên hệ tích cực với hiệu quả thông quan và giảm thời gian xử lý thủ tục (Banga, 2022). Các nghiên cứu gần đây cũng cho thấy chuyển đổi số có thể góp phần cải thiện kết quả xuất khẩu thông qua việc tối ưu hóa quy trình và nâng cao khả năng ứng phó với các rào cản thương mại (Phan Thu Trang, 2025). Tuy nhiên, các nghiên cứu cũng nhấn mạnh rằng lợi ích từ số hóa phụ thuộc đáng kể vào bối cảnh thể chế và năng lực thực thi của từng quốc gia.

2.3. Khung phân tích

Dựa trên các lập luận lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm, nghiên cứu xây dựng khung phân tích nhấn mạnh vai trò hỗ trợ giữa chuyển đổi số hải quan và chất lượng thể chế. Chuyển đổi số hải quan được xem là một công cụ giúp cải thiện hiệu quả thực thi chính sách thông qua việc tự động hóa quy trình, giảm tiếp xúc trực tiếp và tăng cường tính minh bạch. Tuy nhiên, hiệu quả của công nghệ số không mang tính độc lập mà phụ thuộc vào môi trường thể chế nơi nó được triển khai. Do đó, chuyển đổi số hải quan được kỳ vọng phát huy hiệu quả tốt hơn khi được thực hiện song song với cải cách thể chế, qua đó góp phần cải thiện quy mô và hiệu quả thương mại quốc tế.

3. Phương pháp nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp định lượng với dữ liệu bảng để đánh giá tác động của chuyển đổi số hải quan đối với thương mại quốc tế ($\ln XNK$) trong mối liên hệ với các yếu tố thể chế (WGI) và các biến vĩ mô (FDI, tỷ giá hối đoái thực, lạm phát, GDP). Việc sử dụng dữ liệu bảng cho phép kết hợp đặc tính cắt ngang giữa các quốc gia và chuỗi thời gian theo năm, nhờ đó tăng độ tin cậy của ước lượng và kiểm soát được những sai lệch do các yếu tố không quan sát được nhưng cố định theo từng quốc gia (Baltagi, 2021; Wooldridge, 2019).

3.1. Mô hình nghiên cứu

Mô hình hồi quy tổng quát được xây dựng dưới dạng:

$$\ln XNK_{it} = \beta_0 + \beta_1 DigitalCustoms_{it} + \beta_2 WGI_{it} + \beta_3 \ln EXR_{it} + \beta_4 \ln INF_{it} + \beta_5 \ln FDI_{it} + \beta_6 \ln GDP_{it} + \mu_i + \tau_t + \epsilon_{it}$$

Trong đó:

- i là chỉ số quốc gia, t là chỉ số thời gian (năm);
- μ_i biểu thị các đặc trưng riêng cố định theo quốc gia (hiệu ứng cá thể), τ_t là hiệu ứng thời gian chung, và ϵ_{it} là sai số ngẫu nhiên.

- Biến phụ thuộc $\ln XNK_{it}$ đại diện cho quy mô thương mại quốc tế (giá trị xuất nhập khẩu theo logarit tự nhiên). Biến độc lập chính là chỉ số chuyển đổi số hải quan (DigitalCustomsIndex), được tính trung bình từ hai trụ cột Thương mại không giấy tờ và Thương mại không giấy tờ xuyên biên giới trong bộ dữ liệu Khảo sát Toàn cầu của UNESCAP (UNESCAP, n.d.).

Ngoài ra, nhóm nghiên cứu đưa vào mô hình các biến kiểm soát vĩ mô bao gồm: tỷ giá hối đoái thực ($\ln EXR$), lạm phát ($\ln INF$), đầu tư trực tiếp nước ngoài ($\ln FDI$) và quy mô kinh tế ($\ln GDP$). Đây là những yếu tố đã được nhiều nghiên cứu trước đây chứng minh có ảnh hưởng đáng kể đến thương mại quốc tế (Baier & Bergstrand, 2007; Frankel & Romer, 1999; Helpman et al., 2008). Các biến thể chế, đại diện bởi bộ chỉ số Quản trị Toàn cầu, được tổng hợp thông qua phương pháp phân tích thành phần chính dựa trên sáu trụ cột: Tiếng nói và Trách nhiệm giải trình (Voice and Accountability), Ổn định chính trị (Political Stability), Hiệu quả chính phủ (Government Effectiveness), Chất lượng quy định (Regulatory Quality), Pháp quyền (Rule of Law) và Kiểm soát tham nhũng (Control of Corruption), nhằm phản ánh chất lượng quản trị và môi trường thể chế của quốc gia (Kaufmann et al., 2010).

3.2. Dữ liệu và xử lý biến

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập cho 180 quốc gia trong giai đoạn 2010-2023 từ các nguồn chính bao gồm Bộ chỉ số Phát triển Thế giới (WDI) của Ngân hàng Thế giới, UNCTAD và Khảo sát Toàn cầu của UNESCAP (2024). Bộ chỉ số Quản trị Toàn cầu (WGI) được lấy từ Ngân hàng Thế giới. Dữ liệu về Chuyển đổi số hải quan (Digital Customs) do UNESCAP công bố được cập nhật theo chu kỳ hai năm (2015, 2017, 2019, 2021 và 2023) và được nội suy tuyến tính nhằm xây dựng chuỗi dữ liệu hàng năm, qua

đó bảo đảm tính liên tục cho mô hình dữ liệu bảng. Tất cả các biến liên tục được chuyển đổi sang dạng logarit tự nhiên nhằm ổn định phương sai và hạn chế hiện tượng phân phối lệch trong ước lượng (Wooldridge, 2019). Các biến mới được tạo gồm:

- WGI_index_z: điểm PCA chuẩn hóa (z-score).
- DigitalCustomsIndex_z và Digital Customs Index_interp (nội suy).
- Biến trễ: L1 (1 năm), L2 (2 năm) cho các biến chính và biến vĩ mô nhằm kiểm định hiệu ứng trễ chính sách.

Quy trình chi tiết về công thức xây dựng, chuẩn hóa z-score và kết quả kiểm định độ tin cậy thang đo của biến chỉ số Chuyển đổi số hải quan được trình bày tại Phụ lục 1 và Bảng A1.

để diễn giải các kết quả cốt lõi. Nhằm khắc phục các khuyết tật điển hình của dữ liệu bảng, cụ thể là hiện tượng phương sai thay đổi và sự phụ thuộc chéo giữa các quốc gia, phương pháp hiệu chỉnh sai số chuẩn Driscoll-Kraay được áp dụng trực tiếp cho mô hình FE.

Trong khi đó, mô hình Tác động ngẫu nhiên và ước lượng RE-GLS được sử dụng song song với vai trò là mô hình tham khảo nhằm nắm bắt thêm sự thiên lệch không đồng nhất giữa các quốc gia. Ở các bước phân tích mở rộng, nghiên cứu đưa các biến trễ vào mô hình kết hợp sử dụng dữ liệu nội suy để kiểm tra tính ổn định của các tác động có độ trễ. Nhằm xử lý triệt để vấn đề nội sinh và phản

Bảng 1: Thống kê mô tả

Biến số	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	GTNN	GTLN	Dấu kỳ vọng của hệ số
lnXNK (Tổng thương mại)	2,659	20.70	3.02	6.53	23.03	-
WGI_index_z (Chất lượng thể chế)	2,654	0.00	1.00	-2.09	2.45	+
DigitalCustomsIndex_z (Chuyển đổi số hải quan)	859	0.00	1.00	-1.94	2.09	+
lnGDP (Quy mô kinh tế)	3,844	27.12	4.89	18.90	36.95	+
lnEXR (Tỷ giá thực)	3,000	11.71	5.19	0.54	16.11	+
lnINF (Lạm phát)	2,991	0.89	3.75	-20.72	11.09	-
lnFDI (Đầu tư trực tiếp nước ngoài)	3,651	18.74	11.21	-20.72	28.66	+

Ghi chú: Các ký hiệu biến được định nghĩa chi tiết trong phần Mô hình nghiên cứu.
(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ dữ liệu của WDI, WGI (Ngân hàng Thế giới), UNCTAD và UNESCAP)

Dữ liệu được xử lý và chuẩn hóa bằng Stata 17, với kiểm định các lỗi phổ biến: phương sai thay đổi, tương quan chuỗi và phụ thuộc chéo giữa các quốc gia.

Quy trình ước lượng

Để đảm bảo độ tin cậy và tính vững của kết quả, nghiên cứu áp dụng một quy trình phân tích kinh tế lượng tuần tự. Trước tiên, kết quả của kiểm định Hausman xác nhận mô hình Tác động cố định là phù hợp hơn với cấu trúc dữ liệu. Do đó, nghiên cứu thống nhất sử dụng mô hình FE làm mô hình nền tảng chính

ánh tính động của thương mại quốc tế, mô hình GMM hệ thống một bước kết hợp sai phân trực giao được áp dụng. Cuối cùng, các biến số được chuẩn hóa z-score để có thể đánh giá và so sánh trực tiếp cường độ tác động tương đối của từng yếu tố trong mô hình.

3.3. Kiểm định độ tin cậy và khuyết tật mô hình

Nghiên cứu tiến hành các kiểm định Wald nhằm phát hiện hiện tượng phương sai thay đổi, kiểm định Pesaran để đánh giá mức độ phụ thuộc chéo giữa các đơn vị quan sát, đồng thời áp dụng sai số chuẩn Driscoll-

Kraay nhằm hiệu chỉnh các vi phạm đối với giả định hồi quy cổ điển và tăng tính vững của ước lượng. Do độ dài chuỗi thời gian tương đối hạn chế ($T = 6-10$ năm), các kiểm định tự tương quan theo Wooldridge không thể thực hiện một cách đầy đủ. Trong bối cảnh đó, nghiên cứu sử dụng sai số chuẩn Driscoll-Kraay kết hợp với sai số chuẩn robust theo cụm để bảo đảm độ tin cậy và tính vững của kết quả ước lượng (Hoechle, 2007; Reed & Ye, 2011). Tiếp theo, nhóm nghiên cứu áp dụng mô hình ước lượng GMM hệ thống một bước kết hợp sai phân trực giao để xử lý vấn đề nội sinh và tính động của thương mại. Mô hình sử dụng 1.885 quan sát từ 157 quốc gia với 10 biến công cụ được gộp nhằm tránh hiện tượng quá phù hợp. Trong đó, biến trễ (L_lnXNK) và chuyển đổi số hải quan được xử lý như các biến nội sinh. Các kiểm định sau hồi quy xác nhận độ tin cậy của mô hình với $AR(1)$ có ý nghĩa ($p = 0.029$), $AR(2)$ không có tự tương quan ($p = 0.814$) và kiểm định Hansen ($p = 0.216$) đạt yêu cầu về tính hợp lệ của biến công cụ.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Kết quả mô hình cơ bản

Kết quả ước lượng từ mô hình dữ liệu bảng (Bảng 2) cho thấy kiểm định Hausman có giá trị $p = 0.0000$, khẳng định mô hình Tác động cố định (FE) phù hợp và nhất quán hơn so với mô hình Tác động ngẫu nhiên (RE). Do đó, nghiên cứu lựa chọn FE làm mô hình nền tảng chính để diễn giải tác động bên trong nội bộ các quốc gia.

Kết quả từ mô hình FE cho thấy trong ngắn hạn, cả biến chuyển đổi số hải quan ($DigitalCustomsIndex_z$) và các biến kiểm soát vĩ mô như tỷ giá hối đoái thực ($lnEXR$), lạm phát ($lnINF$), FDI đều chưa cho thấy tác động trực tiếp mang ý nghĩa thống kê đến kim ngạch thương mại. Điều này hoàn toàn phù hợp với thực tiễn lý thuyết: trong một khoảng thời gian ngắn, những thay đổi về hạ tầng công nghệ hay biến động vĩ mô thường chưa đủ độ chín để tạo ra các cú hích tức thời làm thay đổi căn bản quy mô thương mại của chính quốc gia đó.

Tuy nhiên, nhằm cung cấp một góc nhìn đa chiều về sự khác biệt cấu trúc giữa các quốc gia, mô hình RE được sử dụng như một ước lượng tham khảo. Khi xét trên bình diện so sánh chéo, kết quả RE chỉ ra tỷ giá hối đoái thực ($lnEXR$) có ảnh hưởng dương và mang ý nghĩa thống kê mạnh mẽ ($\beta = 0.128$, $p < 0.01$). Điều này hàm ý rằng những quốc gia duy trì chính sách tỷ giá cạnh tranh, nội tệ định giá thấp hơn tương đối, thường có vị thế xuất khẩu tốt hơn, qua đó thúc đẩy tổng giá trị thương mại lớn hơn so với các quốc gia khác.

Hiệu ứng trễ thời gian

Khi xem xét độ trễ 1 năm ($L1$) (Bảng 2), kết quả từ mô hình RE-Lag1 cho thấy các biến $DigitalCustomsIndex_z$ và WGI_index_z vẫn chưa đạt mức ý nghĩa thống kê ($p > 0.1$), nhưng tỷ giá hối đoái ($L1_lnEXR$) tiếp tục duy trì tác động dương có ý nghĩa ($\beta = 0.094$, $p < 0.05$). Điều này khẳng định vai trò ổn định của tỷ giá trong việc định hình năng lực thương mại ngắn hạn.

Đáng chú ý, khi mở rộng độ trễ lên 2 năm ($L2$), mô hình RE-Lag2 trở nên có ý nghĩa thống kê tổng thể ($p = 0.0137$). Ở mô hình này, biến $DigitalCustomsIndex_z$ đạt hệ số dương ($\beta = 0.169$) với $p \approx 0.15$, cho thấy xuất hiện dấu hiệu tác động dương về mặt kinh tế nhưng chưa đạt ý nghĩa thống kê tổng thể thường. Điều này hoàn toàn hợp lý về mặt thực tiễn chính sách: các biện pháp số hóa hải quan (như áp dụng chữ ký số, hệ thống một cửa quốc gia, quản lý hồ sơ điện tử) thường cần thời gian để đồng bộ quy trình và tạo ra hiệu quả thực tế (Grainger, 2021).

Đồng thời, lạm phát ($L1_lnINF$) có tác động ngược chiều và có ý nghĩa ở mức 5% ($\beta = -0.021$, $p = 0.015$), khẳng định rằng, bất ổn giá cả làm giảm hiệu quả hoạt động thương mại, do chi phí sản xuất và logistics tăng lên. Tỷ giá ($L1_lnEXR$) tiếp tục là biến có ý nghĩa mạnh nhất trong mô hình này ($\beta = 0.163$, $p = 0.002$), khẳng định rằng ổn định vĩ mô là điều kiện tiên quyết để chính sách chuyển đổi số hải quan phát huy hiệu quả.

Kết quả này tương đồng với lập luận của Freund và Rocha (2011) rằng “mở rộng thương mại quốc tế đòi hỏi không chỉ cải cách

Bảng 2: Mô hình cơ bản và mô hình trễ

Biến số	(1) FE	(2) RE	(3) RE (Trễ 1 năm)	(4) RE (Trễ 2 năm)
DigitalCustomsIndex_z	0.029 (0.804)	0.121 (0.161)	—	—
L1_DigitalCustomsIndex_z	—	—	0.077 (0.410)	—
L2_DigitalCustomsIndex_z	—	—	—	0.169 (0.152)
WGI_index_z	—	0.087 (0.460)	—	—
L1_WGI_index_z	—	—	-0.032 (0.748)	0.160 (0.219)
lnFDI/L1_lnFDI	0.000 (0.946)	0.002 (0.763)	-0.002 (0.746)	-0.003 (0.519)
lnINF/L1_lnINF	-0.015 (0.475)	-0.018 (0.370)	0.024 (0.150)	-0.021* (0.015)
lnEXR/L1_lnEXR	0.004 (0.912)	0.128*** (0.000)	0.094** (0.035)	0.163*** (0.002)
lnGDP	—	0.018 (0.575)	—	—
Hằng số	21.21 ***	19.61 ***	20.13 ***	19.29 ***
Số quan sát	579	567	548	445
Số quốc gia	148	145	145	140
R ² (giữa các quốc gia)	0.07	0.30	0.27	0.31
Prob > χ^2 / F	0.97	0.00	0.19	0.0137 **
Phương pháp	FE	RE	RE	RE (Trễ dài hạn)

Ghi chú: Giá trị p-value trong ngoặc đơn.

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

(Nguồn: Kết quả ước lượng của nhóm tác giả)

thủ tục mà còn ổn định các nền tảng kinh tế vĩ mô”. Các phân tích khu vực cũng cho thấy tác động của các dự án hiện đại hóa hải quan không mang tính tức thời mà thường xuất hiện sau một giai đoạn triển khai và điều chỉnh nhất định, khi hệ thống kỹ thuật và doanh nghiệp đã thích nghi với quy trình mới (ASEAN Secretariat, 2023; UNESCAP, 2023).

4.3. Kết quả với dữ liệu nội suy và mô hình động

Để khắc phục hạn chế về độ phủ thời gian của dữ liệu Chuyển đổi số hải quan, nhóm nghiên cứu đã thực hiện nội suy tuyến tính hằng năm nhằm tạo biến Digital Customs Index_interp. Mô hình RE với dữ liệu nội suy (L1) cho thấy biến này có hệ số dương và gần đạt mức ý nghĩa ($\beta = 0.004$, $p = 0.168$), trong

khi tỷ giá hối đoái (L1_lnEXR) tiếp tục duy trì ảnh hưởng tích cực và có ý nghĩa ($\beta = 0.057$, $p = 0.028$). Việc sử dụng dữ liệu nội suy giúp mô hình đạt số quan sát cao hơn ($N = 1,863$), làm tăng độ tin cậy và ổn định của kết quả.

Kết quả từ mô hình GMM hệ thống (Bảng 3) củng cố vững chắc cho giả thuyết về độ trễ thời gian của chính sách. Biến phụ thuộc trễ (L.lnXNK) mang hệ số dương ($\beta = 0.260$) nhưng không đạt mức ý nghĩa thống kê, cho thấy quán tính của thương mại bị ảnh hưởng mạnh bởi các cú sốc vĩ mô khác trong ngắn hạn. Đáng chú ý, chỉ số nội suy của chuyển đổi số hải quan (Digital Customs Index_interp) mang hệ số dương ($\beta = 0.006$) nhưng chưa có ý nghĩa thống kê ($p > 0.1$). Kết

quả này hoàn toàn nhất quán với các mô hình độ trễ trước đó, một lần nữa khẳng định sự can thiệp của số hóa quy trình hải quan không tạo ra hiệu ứng kích thích kim ngạch xuất nhập khẩu ngay lập tức trong năm hiện hành. Trong khi đó, biến tỷ giá hối đoái thực (lnEXR) vẫn duy trì tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê ở mức 5% ($\beta = 0.168$), đóng vai trò là động lực vĩ mô chủ đạo chi phối thương mại ngắn hạn. Các kiểm định đặc tả mô hình bao gồm AR(1), AR(2) và Hansen đều xác nhận kết quả ước lượng là tin cậy và không bị sai lệch bởi khuyết tật nội sinh.

Kết quả từ mô hình chuẩn hóa (RE standardized) cho thấy tỷ giá hối đoái thực (lnEXR) là yếu tố có tác động mạnh nhất ($\beta_{std} = 0.197$, $p < 0.05$), tiếp đến là chuyển đổi số hải quan ($\beta_{std} = 0.048$, $p \approx 0.18$) và chất lượng thể chế ($\beta_{std} = 0.024$, $p > 0.1$). So sánh giữa các hệ số chuẩn hóa cho thấy tỷ giá có ảnh hưởng mạnh gấp bốn lần so với số hóa hải quan trong ngắn hạn. Tuy nhiên, về

Kết quả này phù hợp với khung lý thuyết về thương mại và chuyển đổi số của Banga (2022) và xác nhận lập luận của UNCTAD (2023) rằng “số hóa hải quan không tạo ra tăng trưởng tức thì, mà là quá trình tích lũy tác động - nơi lợi ích xuất hiện rõ sau một chu kỳ chính sách đủ dài”.

4.4. Kiểm định độ vững và phân tích dị biệt

Sau khi ước lượng mô hình cơ bản và các mô hình độ trễ, nghiên cứu tiếp tục thực hiện một loạt kiểm định độ vững và phân tích dị biệt nhằm kiểm tra tính ổn định, khái quát và sự khác biệt về tác động của chuyển đổi số hải quan giữa các nhóm quốc gia. Những bước kiểm định này giúp đảm bảo rằng các kết quả không bị chi phối bởi cách lựa chọn biến hoặc đặc điểm cấu trúc của mẫu, đồng thời củng cố độ tin cậy của các kết luận chính (Baltagi, 2021; Reed & Ye, 2011).

4.4.1. Kiểm định độ vững

Đầu tiên, để kiểm tra tính ổn định của mô hình trong việc đại diện cho chất lượng thể

Bảng 3: Mô hình nội suy, mô hình động và mô hình chuẩn hóa

Biến số	(5) RE nội suy (Trễ 1 năm)	(6) GMM hệ thống	(7) RE chuẩn hoá
L1 lnXNK	—	0.260 (0.304)	—
L1_DigitalCustomsIndex_interp	0.0041 (0.168)	0.006 (0.004)	—
L1_WGI_index_z	0.051 (0.577)	0.106 (0.069)	0.024 (0.508)
L1 lnFDI	-0.002 (0.421)	-0.002 (0.004)	0.007 (0.742)
L1 lnINF	-0.005 (0.331)	-0.007 (0.010)	-0.023 (0.309)
L1 lnEXR	0.057** (0.028)	0.168 (0.077)	0.197** (0.013)
Hằng số	20.36 ***	12.989***	0.154 ***
Số quan sát	1,863	1,885	567
Số quốc gia	158	157	145
Số biến công cụ	—	10	—
Kiểm định AR(1)	—	-2.18 (0.029)	—
Kiểm định AR(2)	—	0.24 (0.814)	—
Prob > χ^2	0.16	3.06 (0.216)	0.18

Ghi chú: Giá trị p-value trong ngoặc đơn.

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

(Nguồn: Kết quả ước lượng của nhóm tác giả)

dài hạn, Chuyển đổi số hải quan đóng vai trò là một yếu tố hỗ trợ quan trọng trong việc cải thiện hiệu quả giao thương, đặc biệt trong bối cảnh môi trường thể chế ổn định và hạ tầng logistics được cải thiện.

chế, chỉ số tổng hợp WGI_index_z (được xây dựng bằng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA)) được thay thế bởi sáu trụ gốc của bộ chỉ số WGI: Kiểm soát tham nhũng (CC), Tiếng nói và Trách nhiệm giải trình

(VA), Hiệu quả chính phủ (GE), Pháp quyền (RL), Chất lượng quy định (RQ) và Ổn định chính trị (PV). Mục tiêu của kiểm định này là đánh giá xem việc sử dụng chỉ số tổng hợp có làm mất thông tin hay thay đổi hướng tác động của các biến thể chế hay không (Kaufmann et al., 2010; Wooldridge, 2019).

quan có thể mang tính gián tiếp và phức tạp hơn, do đó chưa thể hiện vai trò thúc đẩy rõ rệt trong tập dữ liệu nghiên cứu. Hệ số của Chuyển đổi số hải quan ($\beta = 0.143$, $p = 0.204$) và tỷ giá hối đoái ($\beta = 0.169$, $p = 0.001$) vẫn giữ nguyên hướng và mức ý nghĩa như trong mô hình gốc, chứng minh rằng cấu trúc PCA

Bảng 4: Kiểm tra độ vững với biến thành phần của WGI

Biến số	(1) RE - Trễ 2 với các thành phần WGI
L2 DigitalCustomsIndex z	0.143 (0.204)
Kiểm soát tham nhũng (CC)	-0.003 (0.334)
Tiếng nói và Trách nhiệm giải trình (VA)	-0.005** (0.004)
Hiệu quả chính phủ (GE)	-0.0005 (0.862)
Pháp quyền (RL)	1.035** (0.038)
Chất lượng quy định (RQ)	-0.370 (0.140)
Ổn định chính trị (PV)	-0.001 (0.658)
L1 lnFDI	-0.003 (0.524)
L1 lnINF	-0.016* (0.095)
L1 lnEXR	0.169*** (0.001)
Hằng số	19.210*** (0.000)
Số quan sát	445
Số quốc gia	140
R ² (giữa các quốc gia)	0.368
Wald $\chi^2(10)$	21.78
Prob > χ^2	0.0163
Phương pháp	Mô hình RE - Sai số chuẩn mạnh

Ghi chú: Giá trị p-value trong ngoặc đơn.

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

(Nguồn: Kết quả ước lượng của nhóm tác giả)

Kết quả (Bảng 4) cho thấy mô hình vẫn có ý nghĩa thống kê tổng thể (Prob > $\chi^2 = 0.0163$), chứng tỏ các biến thể chế, khi được tách riêng, vẫn duy trì vai trò quan trọng trong giải thích thương mại quốc tế. Trong sáu trụ WGI, Pháp quyền có hệ số dương và có ý nghĩa ở mức 5% ($\beta = 1.035$, $p = 0.038$), trong khi Chất lượng quy định duy trì hướng âm dù chưa đạt mức ý nghĩa. Đáng chú ý, Tiếng nói và Trách nhiệm giải trình có hệ số âm nhẹ ($\beta = -0.005$, $p = 0.004$) đã phản ánh một tương quan điều kiện trong phạm vi cấu trúc cụ thể của mô hình khi đã kiểm soát đồng thời các yếu tố vĩ mô và thể chế khác. Điều này gợi ý rằng, khác với yếu tố Pháp quyền có tác động trực tiếp, cơ chế truyền dẫn từ các khía cạnh liên quan đến tự do ngôn luận và dân chủ đến hiệu quả quy trình logistics hay thủ tục hải

không làm sai lệch hướng và cường độ tác động của các biến thể chế trong mô hình tổng hợp. Những kết quả này nhất quán với các nghiên cứu của Grainger (2021) và UNCTAD (2023) nhấn mạnh rằng chất lượng thể chế, đặc biệt là sự ổn định pháp lý và năng lực thực thi, đóng vai trò nền tảng trong việc bảo đảm hiệu quả của các chương trình chuyển đổi số hải quan. Khi các yếu tố pháp quyền và minh bạch được đảm bảo, doanh nghiệp dễ dàng tận dụng các dịch vụ hải quan điện tử, từ đó rút ngắn thời gian thông quan, giảm chi phí giao dịch và thúc đẩy thương mại quốc tế.

Mặc dù lý thuyết truyền thông kỳ vọng tỷ giá hối đoái có tác động tích cực đến kim ngạch thương mại, nhưng trong bối cảnh mạng lưới Chuỗi giá trị toàn cầu sâu rộng, tác động này có thể trở nên phức tạp. Khi một

quốc gia nhập khẩu phần lớn nguyên liệu đầu vào để sản xuất hàng xuất khẩu, việc tỷ giá tăng có thể dẫn đến tác động bù trừ. Do đó, vai trò của tỷ giá trong các mô hình tách biệt xuất khẩu và nhập khẩu có thể không rõ ràng hoặc mất ý nghĩa thống kê so với mô hình tổng thể.

4.4.2. Kiểm định với biến phụ thuộc thay thế

Để đảm bảo kết quả không bị ảnh hưởng bởi cách đo lường quy mô thương mại, nghiên cứu thử thay thế biến phụ thuộc lnXNK (tổng kim ngạch xuất nhập khẩu) bằng hai thành phần riêng là lnExports và lnImports.

thấy một hệ số âm trong mô hình phân tách, cho thấy các quốc gia có thể chế cao có thể đi kèm các quy định phi thuế quan và tiêu chuẩn kỹ thuật nghiêm ngặt hơn, tạo thành một “bộ lọc thể chế” có thể tạm thời làm giảm khối lượng giao dịch so với các thị trường có quy định lỏng lẻo. Đặc biệt, tầm quan trọng của Tỷ giá hối đoái (lnEXR) trở nên mờ nhạt khi xem xét từng chiều thương mại, trái ngược với tác động mạnh trong mô hình tổng hợp. Hiện tượng này có thể được lý giải xác đáng thông qua lăng kính lý thuyết Chuỗi giá trị toàn cầu. Trong bối cảnh mạng lưới sản xuất phân mảnh, các quốc gia thường nhập khẩu

Bảng 5: Kiểm tra độ vững với biến phụ thuộc Xuất khẩu và Nhập khẩu

Biến số	lnExports (Xuất khẩu)	lnImports (Nhập khẩu)
L2_DigitalCustomsIndex_z	0.276** (0.057)	0.303** (0.035)
L1_WGI_index_z	-0.440** (0.146)	-0.410** (0.093)
L1 lnFDI	0.001 (0.001)	0.001* (0.001)
L1 lnINF	0.006 (0.007)	0.005* (0.003)
L1 lnEXR	0.004 (0.013)	-0.007 (0.005)
Hằng số	23.637** (0.260)	23.656** (0.171)
Số quan sát	445	484
Số quốc gia	140	152
R ² (giữa các quốc gia)	0.398	0.347
Wald χ^2	39.59	143.46
Prob > χ^2	0.0000	0.0000

Ghi chú: Giá trị p-value trong ngoặc đơn.

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

(Nguồn: Kết quả ước lượng của nhóm tác giả)

Trong mô hình tổng thể (lnXNK), tác động của biến Chuyển đổi số hải quan tuy dương ($\beta=0.169$) nhưng không có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, khi phân tách riêng hai chiều thương mại, hiệu quả thực sự của chính sách này được hé lộ rõ ràng: nó có tác động tích cực và đạt ý nghĩa thống kê 5% đối với cả Xuất khẩu ($\beta=0.276$) và Nhập khẩu ($\beta=0.303$). Kết quả này là một bằng chứng thực nghiệm đáng chú ý, khẳng định giả thuyết rằng số hóa hải quan đóng vai trò như một động lực cắt giảm chi phí giao dịch hiệu quả cho cả dòng thương mại đi và đến. Kết quả đồng thời làm nổi bật sự chuyển dịch trong vai trò của các động lực thương mại truyền thống. Chất lượng thể chế (WGI) cho

hàng hóa trung gian và nguyên liệu để phục vụ sản xuất hàng xuất khẩu. Do đó, khi nội tệ giảm giá (lnEXR tăng), mặc dù tạo lợi thế cạnh tranh về giá cho hàng xuất khẩu trên thị trường quốc tế, nhưng đồng thời lại làm tăng chi phí nhập khẩu các yếu tố đầu vào. Sự gia tăng chi phí sản xuất này đã tạo ra một cơ chế tác động bù trừ, triệt tiêu lợi thế về giá và khiến biên tỷ giá không còn là động lực quyết định đến lưu lượng xuất khẩu hay nhập khẩu riêng lẻ (Amiti & Konings, 2007). Như vậy, công nghệ là yếu tố thúc đẩy trực tiếp và mạnh mẽ nhất đối với lưu thông hàng hóa hai chiều, trong khi các yếu tố vĩ mô và thể chế tác động đến thương mại thông qua các cơ chế phức tạp và đa chiều hơn.

4.4.3. Phân tích dị biệt theo khu vực (ASEAN và Non - ASEAN)

Tiếp theo, nghiên cứu kiểm tra sự khác biệt trong tác động của chuyển đổi số hải quan giữa nhóm các quốc gia ASEAN (VNM, THA, MYS, IDN, PHL, SGP, BRN, KHM, LAO, MMR) và nhóm ngoài ASEAN. Kết quả (Bảng 7) cho thấy mô hình của nhóm ASEAN có ý nghĩa tổng thể rất cao ($\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$), với hệ số chuyển đổi số hải quan trễ 2 năm đạt 0.346 ($p < 0.01$) cao hơn đáng kể so với nhóm còn lại ($\beta = 0.158$, $p = 0.21$). Trong quá trình ước lượng, hai quốc gia là Lào và Myanmar bị loại khỏi mẫu do thiếu dữ liệu, đặc biệt khi áp dụng các biến trễ trong mô hình. Điều này làm giảm quy mô mẫu của nhóm ASEAN, do đó các kết quả được xem là bằng chứng gợi ý. Đồng thời, chất lượng thể chế (WGI) có hệ số dương và ý nghĩa mạnh ($\beta = 0.882$, $p < 0.01$), trong khi lạm phát (lnINF) có tác động âm và rõ rệt ($\beta = -0.026$, $p < 0.01$). Ngược lại, ở các quốc gia ngoài ASEAN, mặc dù tỷ giá (lnEXR) và lạm phát vẫn có hướng và mức ý nghĩa tương tự, song hiệu ứng số hóa hải quan yếu hơn đáng kể. Điều này có thể phản ánh sự khác biệt về mức độ phối hợp thể chế và sẵn sàng công nghệ giữa hai nhóm. Trong ASEAN, các quốc gia đã triển khai đồng bộ cơ chế một cửa ASEAN - nền tảng kết nối dữ liệu hải quan điện tử nội

khối, giúp doanh nghiệp chỉ cần nộp hồ sơ một lần cho toàn khu vực (ASEAN Secretariat, 2023). Do đó, tác động của chuyển đổi số hải quan có xu hướng được thể hiện rõ rệt hơn thông qua cơ chế phối hợp chính sách và chia sẻ dữ liệu. Trong khi đó, ở nhóm quốc gia ngoài ASEAN, các dự án hiện đại hóa hải quan vẫn triển khai rời rạc, chưa đạt mức độ liên thông khu vực, dẫn đến tác động yếu hơn và có độ trễ dài hơn.

4.4.4. Phân tích dị biệt theo nhóm cơ cấu xuất khẩu

Mặc dù các hệ số hồi quy trong phân tích mẫu con chưa đạt mức ý nghĩa thống kê, phản ánh hạn chế về số lượng quan sát, sự khác biệt về độ lớn hệ số giữa hai nhóm vẫn cung cấp một số gợi ý đáng chú ý về cường độ tác động. Cụ thể, hệ số tác động của chuyển đổi số đối với nhóm hàng nguyên liệu thô ($\beta = 0.173$) lớn hơn đáng kể so với nhóm hàng chế tạo phức tạp ($\beta = 0.009$). Kết quả này phần nào phù hợp với lý thuyết về chi phí thời gian (Hummels, 2007) và độ thâm dụng thể chế (Nunn, 2007). Đối với nhóm nguyên liệu thô và nông sản, nơi giá trị hàng hóa nhạy cảm với thời gian do tính dễ hư hỏng và chi phí lưu kho cao, các cải tiến trong thủ tục hải quan có thể giúp giảm thiểu độ trễ và chi phí liên quan. Bên cạnh đó, tính chuẩn hóa tương đối cao của nhóm hàng này cũng có thể tạo điều kiện để các hệ thống thông

Bảng 6: Phân tích dị biệt theo khu vực (ASEAN vs ngoài ASEAN)

Biến số	Nhóm quốc gia ASEAN	Nhóm quốc gia ngoài ASEAN
L2_DigitalCustomsIndex_z	0.346 (0.000) ***	0.158 (0.214)
WGI_index_z	0.882 (0.000) ***	0.133 (0.313)
L1_lnFDI	0.001 (0.746)	-0.003 (0.498)
L1_lnINF	-0.026 (0.000) ***	-0.021 (0.030) **
L1_lnEXR	0.152 (0.307)	0.162 (0.002) ***
Hằng số	19.546 (0.000) ***	19.291 (0.000) ***
Số quan sát	32	413
Số quốc gia	8	132
R ² (giữa các quốc gia)	0.495	0.317
Wald $\chi^2(5)$	321.91	12.61
Prob > χ^2	0.0000	0.0273

Ghi chú: Giá trị p-value trong ngoặc đơn.

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

(Nguồn: Kết quả ước lượng của nhóm tác giả)

Bảng 7: Phân tích dị biệt theo nhóm cơ cấu xuất khẩu

Biến số	Hàng phức tạp	Nguyên liệu thô
L2_DigitalCustomsIndex_z	0.009 (0.193)	0.173 (0.131)
L1_WGI_index_z	0.243 (0.199)	-0.032 (0.168)
L1_lnFDI	-0.001 (0.007)	-0.002 (0.008)
L1_lnINF	-0.028*(0.014)	-0.025*(0.013)
L1_lnEXR	0.188(0.101)	0.150**(0.051)
Hằng số	18.964**(1.467)	19.493**(0.727)
Số quan sát	217	220
Số quốc gia	63	74
R ² (giữa các quốc gia)	0.352	0.314
Wald χ^2	8.65	12.70
Prob > χ^2	0.1238	0.0264

Ghi chú: Giá trị p-value trong ngoặc đơn.

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

(Nguồn: Kết quả ước lượng của nhóm tác giả)

quan điện tử hoạt động hiệu quả hơn, chẳng hạn thông qua cơ chế thông quan tự động. Ngược lại, đối với hàng chế tạo phức tạp, các rào cản không chỉ nằm ở tốc độ xử lý thủ tục mà còn liên quan đến yêu cầu kiểm định kỹ thuật, thực thi hợp đồng và bảo hộ sở hữu trí tuệ. Điều này phần nào được phản ánh qua hệ số của biến thể chế (WGI) ở nhóm hàng phức tạp ($\beta = 0.243$) cao hơn so với nhóm hàng thô ($\beta = -0.032$), dù các hệ số này cũng chưa đạt ý nghĩa thống kê. Do đó, kết quả chủ yếu gợi ý rằng vai trò của môi trường thể chế có thể trở nên quan trọng hơn đối với các ngành hàng có mức độ phức tạp cao, thay vì chỉ dựa vào cải cách thủ tục hành chính.

4.5. Thảo luận thực trạng Việt Nam

Trong bối cảnh dữ liệu chuỗi thời gian về chuyển đổi số tại Việt Nam còn hạn chế, do hệ thống VNACCS/VCIS mới vận hành ổn định từ năm 2014, việc thực hiện một ước lượng hồi quy riêng biệt có thể gặp vấn đề về độ tin cậy thống kê do thiếu hụt số lượng quan sát. Để khắc phục, nhóm nghiên cứu sử dụng kết quả ước lượng từ mô hình dữ liệu bảng của nhóm các quốc gia ASEAN, khu vực có đặc điểm cấu trúc kinh tế và mức độ hội nhập tương đồng, làm tham chiếu đại diện. Kết quả định lượng này sau đó được đối chiếu với các dữ liệu thực tế tại Việt Nam (Hình 1) để đảm bảo tính phù hợp và nhất quán.

Kết quả phân tích dị biệt Bảng 6 cho thấy tác động của chuyển đổi số hải quan đối với

thương mại là mạnh mẽ và rõ rệt nhất trong nhóm các quốc gia ASEAN, với hệ số tác động sau 2 năm lên tới 0.346 (có ý nghĩa thống kê ở mức 1%). Là một thành viên chủ chốt, Việt Nam hoàn toàn nằm trong nhóm hưởng lợi đặc biệt này. Việc tham gia Cơ chế một cửa ASEAN (ASW) đã tạo điều kiện thuận lợi để các cải cách số hóa trong nước như hệ thống VNACCS/VCIS phát huy hiệu quả rõ ràng hơn trong thực tiễn. Bằng chứng thực tế từ Việt Nam minh họa rõ nét cho phát hiện định lượng về độ trễ chính sách 2 năm. Chỉ số Chuyển đổi số hải quan của Việt Nam bắt đầu tăng mạnh từ khoảng năm 2014 - thời điểm hệ thống VNACCS/VCIS được vận hành toàn quốc. Tuy nhiên, kim ngạch xuất nhập khẩu chỉ thể hiện đà tăng trưởng vượt bậc và bền vững từ khoảng năm 2016-2017, phản ánh đúng khoảng thời gian cần thiết để doanh nghiệp thích nghi và hệ thống vận hành trơn tru. Hơn nữa, phân tích theo nhóm hàng hóa chỉ ra rằng lợi ích của số hóa đặc biệt lớn đối với nhóm hàng nguyên liệu và nông sản - những mặt hàng nhạy cảm với thời gian và là chủ lực xuất khẩu của Việt Nam. Điều này lý giải vì sao các chính sách như “luồng xanh” hay thủ tục điện tử ưu tiên lại tạo được tác động tích cực rõ rệt đến kim ngạch xuất khẩu nhóm hàng này.

Như vậy, bằng chứng từ mô hình và thực tiễn Việt Nam cho thấy một sự đồng điệu rõ ràng. Chuyển đổi số hải quan, được thúc đẩy



(Nguồn: Tổng hợp từ Ngân hàng Thế giới và UNESCAP)

Hình 1: Diễn biến kim ngạch xuất nhập khẩu và chỉ số chuyển đổi số hải quan của Việt Nam (2014-2023)

bởi hệ thống nội địa và kết nối khu vực, thực sự là một động lực quan trọng cho tăng trưởng thương mại. Bài học từ độ trễ 2 năm nhấn mạnh rằng đây là một khoản đầu tư dài hạn, đòi hỏi sự kiên định trong triển khai và sự đồng bộ với cải cách thể chế để hiệu quả được tối đa hóa.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Dựa trên phân tích dữ liệu bảng từ 180 quốc gia (2010-2023) bằng phương pháp GMM hệ thống, nghiên cứu rút ra một số kết luận chính về mối quan hệ giữa chuyển đổi số hải quan, thể chế và thương mại. Kết quả chạy mô hình đã bác bỏ những kỳ vọng về tác động tức thời của công nghệ. Biện chuyển đổi số không cho thấy ý nghĩa thống kê đối với tổng kim ngạch thương mại trong ngắn hạn. Điều này phản ánh một thực tế rằng việc thay đổi quy trình thủ tục ban đầu thường gây ra những xáo trộn nhất định và chi phí thích ứng cho doanh nghiệp, khiến hiệu quả thương mại chưa thể bộc lộ ngay lập tức. Phân tích cho thấy tồn tại một độ trễ chính sách đáng kể, thường là khoảng hai năm, trước khi tác động tích cực thể hiện rõ rệt. Khoảng trễ này chính là thời gian cần thiết để hệ thống kỹ thuật đi vào ổn định và cộng đồng doanh nghiệp hoàn thành đường cong học tập để tối ưu hóa quy trình. Một điểm sáng khác là hiệu quả vượt trội tại khu vực ASEAN. Trong khi kết quả ở mức toàn cầu có sự phân hóa, thì tại khu vực ASEAN, tác động của chuyển đổi số lên dòng chảy thương mại lại thể hiện sự tích cực và nhất quán cao hơn. Sự tương thích về thể chế và các nỗ lực kết nối khu vực, điển hình như

Cơ chế một cửa ASEAN, đang phát huy tác dụng thực tế tốt hơn so với các khu vực khác trên thế giới.

5.2. Hàm ý chính sách cho Việt Nam

Trên cơ sở các phát hiện thực nghiệm về độ trễ chính sách và vai trò hỗ trợ của thể chế, nghiên cứu đề xuất bốn định hướng chiến lược nhằm tối ưu hóa lộ trình hiện đại hóa hải quan tại Việt Nam.

Thứ nhất, kiên định chiến lược với tầm nhìn dài hạn bám sát lộ trình chuyển đổi số hải quan. Các nhà hoạch định chính sách cần quản trị kỳ vọng một cách khoa học, nhận rõ lợi ích từ việc đầu tư công nghệ thường xuất hiện sau một độ trễ nhất định. Giai đoạn này là cần thiết để hệ thống kỹ thuật ổn định và doanh nghiệp hoàn thành đường cong học tập. Do đó, Việt Nam cần duy trì sự kiên định trong việc thực hiện Quyết Định Số 628/QĐ-TTg Của Thủ Tướng Chính Phủ (2022) về việc phê duyệt Chiến lược phát triển Hải quan đến năm 2030. Thay vì thay đổi liên tục chỉ vì mục tiêu tăng trưởng ngắn hạn, cần tập trung nguồn lực duy trì sự ổn định của hệ thống VNACCS/VCIS, đồng thời xây dựng hệ thống CNTT Hải quan mới tiến tới mô hình Hải quan thông minh, Hải quan xanh.

Thứ hai, chủ động nâng cấp Cơ chế một cửa và hoàn thiện chuẩn chứng từ điện tử. Thực nghiệm cho thấy nỗ lực kết nối khu vực, điển hình như Cơ chế một cửa ASEAN, mang lại hiệu ứng tích cực và nhất quán cao. Việt Nam cần tuân thủ nghiêm ngặt Nghị Định Số 85/2019/NĐ-CP của Chính phủ (2019) về thực hiện thủ tục hành chính qua Cơ chế một cửa quốc gia, Cơ chế một cửa ASEAN. Để

giảm chi phí ẩn cho doanh nghiệp, cần chuyển từ việc “tham gia” sang “chủ động khai thác” nền tảng này. Đồng thời, cần áp dụng triệt để Luật Số 20/2023/QH15 Của Quốc Hội: Luật Giao Dịch Điện Tử (2023) để chuẩn hóa và công nhận giá trị pháp lý của các chứng từ điện tử phức tạp như Tờ khai hải quan ASEAN hay chứng nhận kiểm dịch điện tử, tạo cơ sở pháp lý vững chắc cho thương mại không giấy tờ.

Thứ ba, thúc đẩy chia sẻ dữ liệu liên ngành và nâng cao hiệu quả quản lý rủi ro. Công nghệ chỉ phát huy tối đa hiệu quả trong một môi trường thể chế minh bạch và hỗ trợ. Để xóa bỏ tình trạng đứt gãy thông tin giữa các cơ quan kiểm tra chuyên ngành, việc vận hành hệ thống hải quan số phải gắn liền với Nghị Định Số 47/2020/NĐ-CP Của Chính Phủ (2020) về quản lý, kết nối và chia sẻ dữ liệu số của cơ quan nhà nước. Đồng thời, công tác cải cách cần tập trung vào việc giảm thiểu sự can thiệp chủ quan vào quy trình thông quan qua hệ thống đánh giá rủi ro. Áp dụng triệt để Thông tư số 81/2019/TT-BTC của Bộ Tài chính (2019) quy định về quản lý rủi ro trong hoạt động hải quan nhằm mở rộng tỷ lệ hồ sơ được phân tử động vào Luồng Xanh dựa trên lịch sử tuân thủ và thuật toán khoa học, qua đó củng cố niềm tin cho nhà đầu tư.

Thứ tư, áp dụng cơ chế ưu tiên linh hoạt theo ngành hàng. Chính sách nên chuyển từ quản lý đồng nhất sang các quy trình chuyên biệt, thiết lập các cơ chế thông quan ưu tiên đối với các mặt hàng nhạy cảm về thời gian như nông sản, thực phẩm tươi sống. Việc này có thể được tích hợp và mở rộng thông qua quy định về Chế độ doanh nghiệp ưu tiên theo Thông tư 72/2015/TT-BTC và Thông tư 07/2019/TT-BTC (Bộ Tài Chính, 2015, 2019). Việc đẩy nhanh tốc độ thông quan cho nhóm hàng này không chỉ giúp giảm thiểu tổn thất sau thu hoạch mà còn trực tiếp nâng cao năng lực cạnh tranh cho toàn bộ chuỗi cung ứng quốc gia trên trường quốc tế. ♦

Tài liệu tham khảo:

Amiti, M., & Konings, J. (2007). Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia.

American Economic Review, 97(5), 1611–1638. <https://doi.org/10.1257/aer.97.5.1611>.

Anderson, J., & van Wincoop, E. (2004). Trade Costs. In *NBER Working Papers*. National Bureau of Economic Research, Inc. <https://doi.org/10.3386/w10480>.

ASEAN Secretariat. (2023). *ASEAN Single Window*.

Phan Thu Trang. (2025). Phan Thu Trang - Chuyển đổi số, khả năng vượt các rào cản xuất khẩu và tác động đến kết quả xuất khẩu của doanh nghiệp. *Tạp chí Khoa học Thương mại*, 0(198), 3-14. <https://doi.org/10.54404/JTS.2025.198V.01>.

Baier, S. L., & Bergstrand, J. H. (2007). Do free trade agreements actually increase members' international trade? *Journal of International Economics*, 71(1), 72-95. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2006.02.005>.

Baltagi, B. H. (2021). *Test of Hypotheses with Panel Data*. 75-108. https://doi.org/10.1007/978-3-030-53953-5_4.

Banga, R. (2022). *WTO Moratorium on Customs Duties on Electronic Transmissions: How Much Tariff Revenue Have Developing Countries Lost?* (Research Paper No. 157). https://www.southcentre.int/wp-content/uploads/2022/06/RP157_WTO-Moratorium-on-Customs-Duties-on-Electronic-Transmissions_EN.pdf.

Doan, T. H., & Vu, L. H. (2024). Effects of logistics performance on Vietnam's exports: a quantitative analysis using the PPML method. *Journal of International Economics and Management*, 24(1), 1–16. <https://doi.org/10.38203/jiem.024.1.0077>.

Fambei, A. H. (2025). Taxation, ICT and export of manufacturing firms in developing countries. *Journal of Industrial and Business Economics* 2025, 1–23. <https://doi.org/10.1007/s40812-025-00374-z>.

Frankel, J. A., & Romer, D. (1999). Does Trade Cause Growth? *American Economic Review*, 89(3), 379-399. <https://doi.org/10.1257/aer.89.3.379>.

Freund, C., & Rocha, N. (2011). What Constrains Africa's Exports? *The World Bank Economic Review*, 25(3), 361-386. <https://doi.org/10.1093/wber/lhr016>.

Gita Santhi, L. P., & Wiwin Setyari, N. P. (2019). The Impact of Trade Facilitation on

Export Performance in Six ASEAN Countries Period 2005- 2016. *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, 5(2), 89-100. <https://doi.org/10.33094/8.2017.2019.52.89.100>.

Grainger, Andrew. (2021). *Cross-border logistics operations: effective trade facilitation and border management*.

Helpman, E., Melitz, M., & Rubinstein, Y. (2008). Estimating trade flows: Trading partners and trading volumes. *Quarterly Journal of Economics*, 123(2), 441-487. <https://doi.org/10.1162/qjec.2008.123.2.441>.

Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *Stata Journal*, 7(3), 281-312. <https://doi.org/10.1177/1536867x0700700301>

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>.

Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2010). The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues. *The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues*. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-5430>.

Lê Nguyễn Diệu Anh, (2024). Nghiên cứu tác động của rào cản xuất khẩu đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp xuất khẩu Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Thương mại*, 0(195), 72-84. <https://doi.org/10.54404/JTS.2024.195V.05>.

Luật số 20/2023/QH15 của Quốc hội: Luật Giao dịch Điện tử (2023).

Melitz, M. J. (2003). The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, 71(6), 1695-1725. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00467>.

Nghị Định Số 47/2020/NĐ-CP của Chính phủ: Quản lý, Kết nối và Chia sẻ dữ liệu số của cơ quan nhà nước (2020).

Nghị định Số 85/2019/NĐ-CP của Chính phủ: Quy định thực hiện thủ tục hành chính theo cơ chế một cửa quốc gia, cơ chế một cửa ASEAN và kiểm tra chuyên ngành đối với hàng hóa xuất khẩu, nhập khẩu (2019).

Nunn, N. (2007). Relationship-Specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(2), 569-600. <https://doi.org/10.1162/qjec.122.2.569>.

Quyết định Số 628/QĐ-TTg của Thủ tướng Chính phủ: Về việc Phê duyệt chiến lược phát triển Hải quan đến năm 2030 (2022).

Reed, W. R., & Ye, H. (2011). Which panel data estimator should I use? *Applied Economics*, 43(8), 985-1000. <https://doi.org/10.1080/00036840802600087>.

Thông tư số 07/2019/TT-BTC của Bộ Tài chính: Sửa đổi, bổ sung một số điều của Thông tư số 72/2015/TT-BTC ngày 12 tháng 5 năm 2015 của Bộ trưởng Bộ Tài chính quy định áp dụng chế độ ưu tiên trong việc thực hiện thủ tục hải quan, kiểm tra, giám sát hải quan đối với hàng hóa xuất khẩu, nhập khẩu của doanh nghiệp (2019).

Thông tư số 72/2015/TT-BTC của Bộ Tài chính: Quy định Áp dụng chế độ ưu tiên trong việc thực hiện thủ tục hải quan, kiểm tra, giám sát Hải quan đối với hàng hóa xuất khẩu, nhập khẩu của doanh nghiệp (2015).

Thông tư số 81/2019/TT-BTC của Bộ Tài chính: Quy định quản lý rủi ro trong hoạt động nghiệp vụ Hải quan (2019).

UNCTAD. (2023). *Roadmap for building a trade single window*. <https://unctad.org/publication/roadmap-building-trade-single-window>.

UNESCAP. (n.d.). *Global Survey on Digital and Sustainable Trade Facilitation*.

UNESCAP. (2023). *Digital and Sustainable Trade Facilitation: Global Report 2023*. <https://www.untsurvey.org/files/documents/report-digital-sustainable-2023-global.pdf>.

Wooldridge, J. M. (2019). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (7th ed.). Cengage Learning.

PHỤ LỤC 1: Xây dựng Digital Customs Index

Chỉ số Chuyển đổi số hải quan được xây dựng nhằm phản ánh mức độ chuyển đổi số trong lĩnh vực hải quan, dựa trên hai cấu phần chính gồm Thương mại không giấy tờ và Thương mại không giấy tờ xuyên biên giới. Đây là hai chỉ số thành phần do UNESCAP công bố, phản ánh mức độ số hóa thủ tục thương mại trong nước và xuyên biên giới.

Chỉ số tổng hợp được tính theo công thức:

$$DigitalCustomsIndex_{it} = \frac{PT_{it} + CBT_{it}}{2}$$

Trong đó, i là quốc gia và t là thời gian. Sau khi xây dựng chỉ số tổng hợp này, nghiên cứu tiến hành chuẩn hóa theo phương pháp z-score nhằm đảm bảo khả năng so sánh giữa các quốc gia và hạn chế ảnh hưởng của khác biệt về thang đo.

$$DigitalCustomsIndex_z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

Trong đó X là giá trị chỉ số, μ là giá trị trung bình, σ là độ lệch chuẩn.

Để đánh giá tính nhất quán của hai biến thành phần, nghiên cứu sử dụng hệ số tương quan và Cronbach's Alpha. Kết quả được trình bày trong bảng A1:

Bảng A1: Kiểm tra độ tin cậy của thang đo

Chỉ tiêu	Giá trị
Hệ số tương quan	0.785
Cronbach's Alpha	

Kết quả cho thấy hai biến có mức tương quan cao và hệ số Cronbach's Alpha lớn hơn 0.8, cho thấy thang đo có độ tin cậy tốt và phù hợp để xây dựng chỉ số tổng hợp.

Do dữ liệu gốc không đầy đủ theo từng năm, nghiên cứu sử dụng phương pháp nội suy tuyến tính theo thời gian để ước lượng các giá trị còn thiếu. Việc áp dụng phương pháp này được xem là phù hợp trong bối cảnh chuyển đổi số diễn ra theo xu hướng liên tục và tương đối ổn định theo thời gian. Do đó, nội suy tuyến tính được kỳ vọng không làm sai lệch đáng kể xu hướng chung của dữ liệu

và được sử dụng như một bước xử lý nhằm đảm bảo tính đầy đủ của bộ dữ liệu phục vụ phân tích thực nghiệm.

Summary

In the context of global trade increasingly depending on speed and transparency, this study analyzes the simultaneous impact of customs digital transformation and institutional quality on international trade volume. The study utilizes a panel dataset of 180 countries from 2010 to 2023 and employs Fixed Effects and Random Effects models with Driscoll-Kraay standard errors, as well as System GMM, to address issues such as endogeneity and autocorrelation. Empirical results indicate that the impact of customs digital transformation is not immediate on a global scale but becomes positive and significant with a 2-year policy lag, particularly in the ASEAN region, which is characterized by strong institutional integration. Based on these findings, the study suggests that Vietnam should remain steadfast in its roadmap to modernize the VNACCS/VCIS system with a long-term vision, while proactively leveraging

regional connectivity mechanisms to optimize actual efficiency rather than expecting short-term growth.