



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 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

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

Phan Thùy Tâm

Đại học Thủy Lợi

Email: tampt_kt@tlu.edu.vn

Lê Quốc Hội

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hoilq@neu.edu.vn

Phan Thủy Thảo

Email: thaopt@tlu.edu.vn

***Đại học Thủy Lợi**

Ngày nhận: 13/04/2026

Ngày nhận lại: 28/08/2026

Ngày duyệt đăng: 22/09/2026

Nghiên cứu phân tích tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2015-2024 thông qua xây dựng chỉ số chuyển đổi số tổng hợp (DTI) bằng phương pháp PCA. Dữ liệu bảng của 29 ngân hàng được ước lượng bằng mô hình tác động ngẫu nhiên với sai số chuẩn vững nhằm khắc phục tự tương quan và phụ thuộc chéo. Kết quả cho thấy chuyển đổi số có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến ROA, song chưa thể hiện tác động rõ rệt đến ROE và NIM trong ngắn hạn. Phân tích điều tiết chỉ ra rằng sở hữu nước ngoài có vai trò hỗ trợ yếu, quy mô ngân hàng không có ý nghĩa điều tiết, trong khi quyền lực thị trường làm suy giảm khả năng chuyển hóa chuyển đổi số thành hiệu quả. Nghiên cứu hàm ý rằng hiệu quả của chuyển đổi số phụ thuộc mạnh vào bối cảnh cạnh tranh và chiến lược triển khai của từng ngân hàng.

Từ khóa: Chuyển đổi số; hiệu quả hoạt động ngân hàng; DTI; biến điều tiết; PCA.

Keywords: Digital transformation; Bank performance; DTI; Moderating variables; PCA.

JEL Classifications: O31; M14; D83.

DOI: 10.54404/JTS.2026.DB4V.09

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh Cách mạng công nghiệp lần thứ tư, chuyển đổi số đã trở thành xu hướng tất yếu, làm thay đổi căn bản mô hình kinh doanh, cấu trúc vận hành và phương thức cung ứng dịch vụ của ngành ngân hàng toàn cầu (Abdurrahman, Gustomo, and Prasetio 2024; Deloitte 2024). Tại Việt Nam, quá trình số hóa hệ thống ngân hàng gắn liền với tiến trình tái cơ cấu do Chính phủ chủ trì, trong đó yêu cầu ứng dụng công nghệ được nhấn mạnh rõ hơn ở giai đoạn 2021-2025 so

với giai đoạn 2016-2020 (Thủ tướng Chính phủ, 2017, 2022), và Kế hoạch chuyển đổi số ngành Ngân hàng (Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, 2021).

Các nghiên cứu hiện nay cho thấy quá trình số hóa ngân hàng diễn ra mạnh mẽ dưới tác động của chiến lược chuyển đổi số quốc gia và áp lực cạnh tranh ngày càng gia tăng trong hệ thống tài chính cả trong và ngoài nước (Deloitte, 2024; Do et al., 2022; Linh, 2025). Tuy nhiên, mức độ tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả kinh doanh ngân

Tác giả liên hệ: tampt_kt@tlu.edu.vn

hàng vẫn còn khác biệt giữa các quốc gia và phụ thuộc vào điều kiện thể chế, năng lực công nghệ và chiến lược triển khai của từng ngân hàng (Citterio et al. 2024; Lan et al. 2023). Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu quốc tế phân tích mối quan hệ giữa chuyển đổi số và hiệu quả hoạt động ngân hàng, bằng chứng thực nghiệm tại các nền kinh tế mới nổi như Việt Nam vẫn còn hạn chế và chưa thống nhất về kết quả (Lan et al. 2023; Nga et al. 2023). Một số nghiên cứu cho rằng chuyển đổi số cải thiện rõ rệt khả năng sinh lời và hiệu quả chi phí (Abdurrahman, Gustomo, and Prasetyo 2024; Trịnh Đoàn Tuấn 2024) trong khi các nghiên cứu khác chỉ ra tác động trễ hoặc không đáng kể trong ngắn hạn do chi phí đầu tư công nghệ lớn (Citterio et al. 2024; Do et al. 2022; Lan et al. 2023; Xie and Wang 2023). Các nghiên cứu hiện nay chủ yếu sử dụng các chỉ tiêu đơn lẻ hoặc các thước đo thay thế gián tiếp (chỉ số ICT ngành hoặc mức đầu tư phần cứng và phần mềm...), do đó chưa phản ánh đầy đủ các khía cạnh chiến lược, hoạt động kinh doanh và năng lực tổ chức của ngân hàng (Lan et al. 2023; Xie and Wang 2023). Khoảng trống này cho thấy sự cần thiết của một chỉ số chuyển đổi số tổng hợp (Digital Transformation Index, DTI) theo cách tiếp cận đa chiều, được xây dựng phù hợp với đặc điểm dữ liệu công bố của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam. Bên cạnh đó, vai trò của các yếu tố điều tiết như sở hữu Nhà nước, quy mô ngân hàng hay mức độ cạnh tranh ngành trong mối quan hệ này vẫn chưa được kiểm định đầy đủ trong bối cảnh Việt Nam (Lan et al. 2023; Trịnh Đoàn Tuấn 2024). Trên cơ sở đó, nghiên cứu này xây dựng chỉ số DTI bằng phương pháp phân tích thành phần chính và đánh giá định lượng tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động ngân hàng thương mại Việt Nam, đồng thời xem xét vai trò điều tiết của các yếu tố đặc thù ngành trong giai đoạn 2015-2024.

2. Cơ sở lý thuyết và mô hình nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

2.1.1. Chuyển đổi số và các thành phần chuyển đổi số

Chuyển đổi số được hiểu là quá trình doanh nghiệp tích hợp công nghệ số vào toàn bộ hoạt động nhằm thay đổi căn bản cách thức tạo ra giá trị, nâng cao hiệu quả vận hành và cải thiện trải nghiệm khách hàng. Theo He và cs (2025),

Xie & Wang (Xie and Wang 2023) chuyển đổi số không chỉ dừng ở việc ứng dụng công nghệ mà còn bao hàm sự thay đổi chiến lược, cấu trúc tổ chức và mô hình kinh doanh để thích ứng với môi trường số. Abdurrahman và cs (2024), Kane và Buckley (2015) nhấn mạnh rằng chuyển đổi số là sự hội tụ giữa chiến lược kinh doanh và chiến lược công nghệ thông tin, trong đó công nghệ đóng vai trò nền tảng thúc đẩy đổi mới giá trị. Ở góc độ quản trị, Alam và cs (2025); Filotto & Fornezza (2021) cho rằng chuyển đổi số phản ánh quá trình tái cấu trúc doanh nghiệp toàn diện nhằm khai thác dữ liệu, nền tảng số và hệ sinh thái số để nâng cao năng lực cạnh tranh.

Thực tiễn nghiên cứu quốc tế và trong nước cho thấy tồn tại nhiều cách tiếp cận khác nhau trong đo lường chuyển đổi số của ngân hàng, tuy nhiên mỗi cách tiếp cận đều có những hạn chế riêng. Một số nghiên cứu sử dụng chỉ số đơn lẻ như tỷ lệ chi cho công nghệ thông tin hoặc tỷ trọng thu nhập từ kênh số hóa (Do et al. 2022; Phương 2023; Trịnh Đoàn Tuấn 2024), trong khi một số khác sử dụng chỉ số tổng hợp như ICT Index do Bộ Thông tin và Truyền thông công bố (Nga et al. 2023; Thủy 2023). Gần đây, một số công trình đã xây dựng chỉ số chuyển đổi số tổng hợp từ nhiều thành phần, áp dụng phương pháp PCA để xử lý trọng số giữa các nhóm chỉ tiêu (Xie and Wang 2023). Tuy nhiên, các chỉ tiêu hiện hành vẫn chưa phản ánh đầy đủ các khía cạnh cốt lõi của chuyển đổi số ngân hàng trong bối cảnh hiện đại, bao gồm: chiến lược số, năng lực tổ chức, quản trị dữ liệu, trải nghiệm khách hàng và sáng tạo sản phẩm số (Abdurrahman, Gustomo, and Prasetyo 2024; He et al. 2025). Do đó, việc tổng hợp và đánh giá lại hệ thống các chỉ số đo lường là cần thiết nhằm xác lập khung đo lường toàn diện hơn.

Các nghiên cứu học thuật cho thấy chuyển đổi số được cấu thành từ nhiều thành phần liên kết chặt chẽ, trong đó cốt lõi là công nghệ số, quy trình kinh doanh và mô hình tổ chức. Xue & Zhang (2024) xác định chuyển đổi số có ba khía cạnh sau: ứng dụng công nghệ tiên tiến, tích hợp và tối ưu hóa hoạt động, đổi mới mô hình kinh doanh. Đối với lĩnh vực ngân hàng, Xie & Wang (Xie and Wang 2023) đã xác định ba khía cạnh cốt lõi có mối liên hệ mật thiết với nhau trong chuyển đổi số gồm: chuyển đổi chiến lược, chuyển đổi kinh

doanh và chuyển đổi quản lý. Bổ sung cho cách tiếp cận này, Abdurrahman và cs (2024) nhấn mạnh vai trò của hạ tầng dữ liệu, nền tảng công nghệ và năng lực nhân sự số như những điều kiện nền tảng của chuyển đổi số. Bên cạnh đó, các thành phần này còn mở rộng sang sản phẩm - dịch vụ số, kênh phân phối số và quản trị rủi ro số, tạo thành hệ sinh thái ngân hàng số toàn diện phù hợp với bối cảnh cạnh tranh và đổi mới tài chính hiện nay (He et al. 2025).

2.1.2. Hiệu quả hoạt động kinh doanh của ngân hàng thương mại

Hiệu quả kinh doanh của ngân hàng thương mại trong lý thuyết kinh tế - tài chính được tiếp cận như mức độ mà ngân hàng sử dụng các nguồn lực để đạt được mục tiêu sinh lợi và hoạt động trong những điều kiện thị trường nhất định. Theo Alam và cs (2025), hiệu quả ngân hàng phản ánh khả năng tối ưu hóa mối quan hệ giữa đầu vào và đầu ra trong vai trò trung gian tài chính, trong khi He và cs (2025) nhấn mạnh hiệu quả không chỉ gắn với lợi nhuận mà còn bao gồm quản trị chi phí, rủi ro và chất lượng tài sản. Ở góc độ quản trị hiện đại, hiệu quả còn gắn với tính bền vững, khả năng kiểm soát rủi ro và thích ứng môi trường kinh doanh (Alam, Azizah, and Caroline 2025), đồng thời chịu ảnh hưởng bởi cấu trúc thị trường và mức độ cạnh tranh (He et al. 2025). Do đó, *hiệu quả kinh doanh ngân hàng được xem là khái niệm đa chiều, phản ánh tổng hợp kết quả tài chính, chất lượng quản trị và năng lực vận hành dài hạn của ngân hàng thương mại.*

Trong nghiên cứu thực nghiệm, hiệu quả kinh doanh ngân hàng thường được đo lường thông qua hệ thống chỉ tiêu tài chính và kỹ thuật. Các thước đo phổ biến gồm thước đo phản ánh khả năng sinh lợi trên tổng tài sản (ROA) (Abdurrahman, Gustomo, and Prasetio 2024; Xie and Wang 2023), thước đo lường hiệu quả sử dụng vốn chủ sở hữu (ROE) (Citterio et al. 2024; Lan et al. 2023; Phạm 2026), và thước đo thể hiện hiệu quả trung gian tài chính qua chênh lệch lãi suất (NIM) (Xie and Wang 2023). Bên cạnh đó, CIR phản ánh hiệu quả quản trị chi phí hoạt động (Alam, Azizah, and Caroline 2025; Citterio et al. 2024). Ngoài các chỉ tiêu tài chính, hiệu quả còn được tiếp cận qua hiệu quả kỹ thuật, đo lường bằng DEA hoặc SFA

nhằm xác định mức độ tối ưu hóa sử dụng nguồn lực so với đường biên hiệu quả ngành (Berger and Humphrey 1997; Do et al. 2022; Trịnh Đoàn Tuấn 2024).

2.1.3. Tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động kinh doanh

Chuyển đổi số, dưới góc độ chiến lược kinh doanh số, được xem là quá trình tái cấu trúc toàn diện giúp ngân hàng tích hợp công nghệ vào mô hình kinh doanh, qua đó nâng cao năng lực tạo giá trị và hiệu quả hoạt động (Alam & Azizah, 2025; He et al., 2025). Theo lý thuyết năng lực động, chuyển đổi số cho phép ngân hàng tái cấu hình nguồn lực, nâng cao năng lực cảm nhận và khai thác cơ hội, từ đó cải thiện hiệu quả dài hạn (Abdurrahman, Gustomo, and Prasetio 2024; Xie and Wang 2023). Ở góc độ trung gian tài chính, số hóa quy trình tín dụng, thanh toán và quản trị dữ liệu giúp giảm chi phí giao dịch, tối ưu hóa phân bổ vốn và mở rộng biên lợi nhuận trong phạm vi kiểm soát rủi ro chặt chẽ (Wen and Liang 2025). Tuy nhiên, bằng chứng thực nghiệm cho thấy tác động này không hoàn toàn đồng nhất do phụ thuộc vào chi phí đầu tư công nghệ, quy mô ngân hàng và điều kiện cạnh tranh, khiến hiệu quả tài chính có thể suy giảm trong ngắn hạn trước khi được cải thiện trong dài hạn (Citterio et al. 2024; Lan et al. 2023; Ngọc 2021; Trịnh Đoàn Tuấn 2024).

2.1.4. Vai trò điều tiết của biến loại hình sở hữu, quy mô ngân hàng và mức độ cạnh tranh ngành

Mối quan hệ giữa chuyển đổi số và hiệu quả hoạt động của ngân hàng không đồng nhất mà chịu sự điều tiết mạnh mẽ bởi các đặc điểm cấu trúc và môi trường kinh doanh, bao gồm quy mô, hình thức sở hữu và mức độ cạnh tranh. Vai trò điều tiết của sở hữu nước ngoài được giải thích qua hai kênh bổ sung nhau. Theo lý thuyết phụ thuộc nguồn lực (Pfeffer and Salancik 1978), doanh nghiệp không thể tự tạo lập đầy đủ các nguồn lực cần thiết mà phải thiết lập quan hệ với các chủ thể bên ngoài để tiếp cận những nguồn lực khan hiếm, do đó cổ đông chiến lược nước ngoài trở thành kênh tiếp cận công nghệ, kinh nghiệm triển khai ngân hàng số và tri thức quản trị dữ liệu mà ngân hàng trong nước khó tích lũy trong thời gian ngắn, qua đó nâng cao khả năng chuyển hóa đầu tư số thành kết quả tài chính. Theo lý thuyết đại diện (Jensen and Meckling 1979), sự phân tách giữa quyền sở

hữu và quyền quản lý làm phát sinh chi phí đại diện, và mức chi phí này phụ thuộc vào khả năng giám sát của chủ sở hữu, đối với quyết định phân bổ vốn. Đầu tư chuyên đổi số là lĩnh vực có mức độ bất đối xứng thông tin đặc biệt cao do quy mô chi phí lớn, kết quả bộc lộ chậm và khó lượng hóa, khiến chủ sở hữu khó đánh giá tính hợp lý của khoản đầu tư cũng như khó quy trách nhiệm khi kết quả không như kỳ vọng. Trong bối cảnh đó, cộng đồng nước ngoài với tỷ lệ vốn góp đủ lớn để chịu tác động trực tiếp từ hiệu quả sử dụng vốn và với chuyên môn tích lũy từ hoạt động ngân hàng số tại thị trường của mình có cả động cơ lẫn năng lực thực hiện giám sát chặt chẽ hơn đối với quá trình triển khai. Điểm chung của hai lý thuyết là cơ chế tác động không nằm ở khâu quyết định đầu tư mà nằm ở khâu khai thác khoản đầu tư đã thực hiện, nghĩa là cùng một mức chỉ số DTI, ngân hàng có tỷ lệ sở hữu nước ngoài cao hơn được kỳ vọng đạt mức cải thiện hiệu quả kinh doanh lớn hơn. Bằng chứng thực nghiệm trong bối cảnh tương đồng ủng hộ lập luận này khi He và cs (2025) tìm thấy tác động biên của chuyên đổi số tại các ngân hàng thương mại thành thị và nông thôn Trung Quốc rõ rệt hơn so với nhóm ngân hàng quốc doanh, mà nguyên nhân được cho là rào cản từ hệ thống phân cấp truyền thống trong nhóm ngân hàng có cấu trúc quản trị kém linh hoạt hơn.

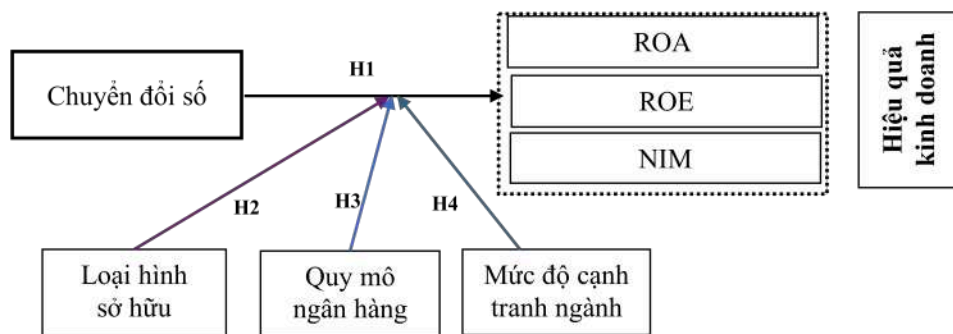
Vai trò điều tiết của quy mô ngân hàng được giải thích bởi hai lực tác động ngược chiều nhau. Theo lý thuyết nguồn lực (Jay Barney 1991), hiệu quả của doanh nghiệp bắt nguồn từ việc sở hữu và khai thác các nguồn lực có giá trị, khan hiếm, khó bắt chước và

khó thay thế, trong đó công nghệ số chỉ phát huy tác dụng khi được kết hợp với các nguồn lực bổ trợ như tiềm lực tài chính cho đầu tư dài hạn, cơ sở dữ liệu khách hàng quy mô lớn và đội ngũ nhân sự công nghệ có chuyên môn, do đó ngân hàng có quy mô tài sản lớn hơn được kỳ vọng phân bổ được chi phí cố định của hạ tầng số trên nền khách hàng rộng hơn và khai thác hiệu quả hơn cùng một mức đầu tư. Ngược lại, lý thuyết sức ỳ tổ chức (Hannan and Freeman 1984) cho rằng thay đổi các đặc tính lõi của tổ chức, trong đó có công nghệ cốt lõi, là quá trình rủi ro và tốn kém, đồng thời hệ quả bất lợi của thay đổi kiến trúc tổ chức gia tăng theo mức độ phức tạp của tổ chức, hàm ý rằng ngân hàng quy mô lớn với nhiều cấp quản lý, hệ thống thông tin kế thừa và quy trình đã định hình sẽ chịu chi phí tái thiết cao hơn khi triển khai chuyên đổi số, khiến dấu của tác động điều tiết rõ ràng không thể xác định trước về mặt lý thuyết. Bên cạnh đó, môi trường cạnh tranh ngành cũng là yếu tố then chốt, khi áp lực từ các công ty Fintech và sự cạnh tranh về quyền lực thị trường buộc các ngân hàng phải đẩy mạnh số hóa để duy trì thị phần và biên lợi nhuận (He et al. 2025; Thủy 2023). Do đó, việc tích hợp đồng thời ba biến điều tiết này vào mô hình nghiên cứu là cần thiết để giải thích đầy đủ cơ chế tác động đa chiều của chuyên đổi số trong bối cảnh thực tiễn.

2.2. Mô hình nghiên cứu

Các giả thuyết thông kê:

H1: Chuyên đổi số có tác động tích cực đến hiệu quả kinh doanh của ngân hàng thương mại.



(Nguồn: Tác giả tổng hợp và đề xuất, 2025)

Hình 1: Mô hình nghiên cứu đề xuất tác động của chuyên đổi số đến hiệu quả kinh doanh của NHTM Việt Nam

H2: Loại hình sở hữu điều tiết mối quan hệ giữa chuyển đổi số và hiệu quả kinh doanh của ngân hàng thương mại.

H3: Quy mô ngân hàng điều tiết mối quan hệ giữa chuyển đổi số và hiệu quả kinh doanh của ngân hàng thương mại.

H4: Mức độ cạnh tranh ngành điều tiết mối quan hệ giữa chuyển đổi số và hiệu quả kinh doanh của ngân hàng thương mại.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Đo lường các biến trong mô hình nghiên cứu

- Đo lường biến chuyển đổi số tổng hợp (DTI)

Bước 1: Xác định tập hợp các chỉ tiêu cấp 1 và chỉ tiêu cấp 2

Bảng 1: Tập hợp các chỉ tiêu cấp 1 và chỉ tiêu cấp 2

Chỉ tiêu cấp 1	Chỉ tiêu thành phần (Cấp 2)	Ký hiệu biến
Chiến lược số hóa	Tần suất từ khóa công nghệ	KEY
	Có ban chỉ đạo số hóa	DIR
Ứng dụng sản phẩm số	Số lượng dịch vụ số hóa	NUM
	Tỷ lệ giao dịch qua kênh số	DGT
Năng lực tổ chức nội bộ	Tỷ lệ chi phí CNTT	ITC
	Có trung tâm CNTT chuyên biệt	UNT

(Nguồn: Nhóm tác giả)

Bước 2: Chuẩn hóa dữ liệu đầu vào

Do các biến có đơn vị đo lường khác nhau (số lượng, %, nhị phân...), cần chuẩn hóa tất cả các biến về cùng một thang đo:

Dùng phương pháp Min - Max normalization để chuẩn hóa về [0, 1]:

Các biến nhị phân (DIR, UNT) giữ nguyên.

$$X' = \frac{X - X_{\min}}{X_{\max} - X_{\min}}$$

Bước 3: Tính toán chỉ số cấp 1

Sau khi chuẩn hóa, ta tính chỉ số cấp 1 cho từng khía cạnh bằng cách lấy trung bình cộng có hoặc không trọng số các biến cấp 2:

Bước 4: Tính toán chỉ số DTI tổng hợp (PCA)

$$CHI_{STRAT} = \frac{KEY + DIR}{2}$$

$$CHI_{SERV} = \frac{NUM + DGT}{2}$$

$$CHI_{ORG} = \frac{ITC + UNT}{2}$$

Sau khi có 3 chỉ số cấp 1;

CHI_{STRAT} (Chiến lược số hóa)

CHI_{SERV} (Ứng dụng sản phẩm số)

CHI_{ORG} (Năng lực tổ chức nội bộ)

Tiến hành PCA như sau:

Tạo ma trận dữ liệu chuẩn hóa 3 biến trên với các ngân hàng ($i = 1$ đến n).

Thực hiện kiểm định KMO - Bartlett:

$KMO \geq 0.6$; Bartlett's Test $p < 0.05 \rightarrow$ đủ điều kiện chạy PCA.

Chạy PCA:

- Trích xuất principal component 1 có eigenvalue > 1 .

- Tính trọng số nội sinh tương ứng: w_1, w_2, w_3

- Tính chỉ số DTI tổng hợp:

$DTI_i = w_1 * CHI_{STRAT} + w_2 * CHI_{SERV} + w_3 * CHI_{ORG}$

- Đo lường các biến khác trong mô hình nghiên cứu

3.2. Dữ liệu thu thập

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ báo cáo thường niên, báo cáo tài chính và báo cáo quản trị của 29 ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn 2015-2024. Các biến đo lường chuyển đổi số được mã hóa, chuẩn hóa và tổng hợp thành bộ dữ liệu bảng cân bằng phục vụ phân tích PCA và hồi quy thực nghiệm; Đồng thời, ROA, ROE và NIM được Winsorize tại ngưỡng 1% và 99% để kiểm tra độ bền của kết quả trước ảnh hưởng của giá trị ngoại lai. Để xem xét khả năng tác động có độ trễ, nghiên cứu thực hiện ước lượng bổ sung bằng cách thay DTI cùng kỳ bằng DTI trễ một kỳ (DTI_{t-1}), với các biến kiểm soát và phương pháp ước lượng được giữ nguyên.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Thông kê mô tả cho thấy chỉ số chuyển đổi số tổng hợp (DTI) đã được chuẩn hóa theo PCA với giá trị trung bình xấp xỉ 0, độ lệch chuẩn 1,462 và biên độ dao động rộng từ -2,994 đến 3,041, phản ánh sự phân hóa đáng kể về mức độ chuyển đổi số giữa các ngân

Bảng 2: Đo lường các biến khác trong mô hình nghiên cứu

Biến	Mã hóa	Đo lường	Kỳ vọng dấu	Nguồn dữ liệu thu thập
Hiệu quả kinh doanh				
Lợi nhuận trên tài sản	ROA	Lợi nhuận ròng/Tổng tài sản	+	Báo cáo tài chính ngân hàng (2015 - 2024)
Lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu	ROE	Lợi nhuận ròng/Vốn chủ sở hữu	+	Báo cáo tài chính ngân hàng (2015 - 2024)
Biên lợi nhuận lãi ròng	NIM	(Thu nhập lãi - Chi phí lãi)/Tổng tài sản sinh lãi	+	Báo cáo tài chính ngân hàng (2015 - 2024)
Biến kiểm soát và điều tiết				
Loại hình sở hữu	OWN	Tỷ lệ vốn sở hữu nước ngoài	+/-	Báo cáo tài chính ngân hàng (2015 - 2024)
Quy mô ngân hàng	BANK_SIZE	Logarit tự nhiên của tổng tài sản ngân hàng	+/-	Báo cáo tài chính ngân hàng (2015 - 2024)
Mức độ cạnh tranh	COMPETE	Chỉ số Lerner	+/-	Ngân hàng Nhà nước, WB (2015 - 2024)

(Nguồn: Tác giả tổng hợp, 2025)

hàng thương mại Việt Nam. Về hiệu quả hoạt động, ROA trung bình đạt 0,946% (-4,78% đến 3,58%), ROE đạt 11,26% nhưng biên độ lớn (Độ lệch chuẩn = 10,15; Giá trị nhỏ nhất = -91,69%), trong khi NIM bình quân khoảng 3,06%, phù hợp mặt bằng ngành. Các biến kiểm soát cho thấy tỷ lệ sở hữu nước ngoài (OWN) trung bình 11,8% và chỉ số cạnh tranh (COMPETE) dao động quanh 0,4, bảo đảm đủ mức biên thiên để đưa vào mô hình phân tích.

4.2. Lựa chọn mô hình nghiên cứu phù hợp

Kết quả kiểm định lựa chọn mô hình cho thấy mô hình dữ liệu bảng phù hợp hơn OLS đối với cả ROA, ROE và NIM, khi F-test và Breusch-Pagan LM đều có p-value = 0,000, khẳng định tồn tại đặc trưng riêng không quan sát được giữa các ngân hàng. Tuy nhiên, kiểm định Hausman đều có p-value > 0,05 (ROA: 0,229; ROE: 0,207; NIM: 0,643), cho thấy ước lượng REM là nhất quán và không có tương quan giữa sai số ngẫu nhiên và biến giải thích. Do đó, mô hình tác động ngẫu

Bảng 3: Thống kê mô tả các biến trong mô hình nghiên cứu

Biến	N	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
DTI	290	≈ 0,000	1,462	-2,994	3,041
ROA	290	0,946	0,844	-4,78	3,58
ROE	290	11,262	10,147	-91,69	30,33
NIM	290	3,060	1,356	-1,89	9,41
OWN	290	0,118	0,120	0	0,30
SIZE	290	12,249	1,149	9,78	14,83
COMPETE	290	0,404	0,039	0,341	0,458

(Nguồn: Tác giả tổng hợp từ dữ liệu nghiên cứu, 2025)

nhien (REM) được lựa chọn để phân tích tác động của chỉ số chuyển đổi số tổng hợp (DTI) đến hiệu quả kinh doanh ngân hàng.

NIM: 0,6427) cùng với Wald χ^2 đều có ý nghĩa ($p = 0,0000$) khẳng định mô hình REM phù hợp và có sức giải thích tốt. Do đó,

Bảng 4: Kết quả lựa chọn mô hình cho tác động của chỉ số DTI

Biến phụ thuộc	So sánh mô hình	Kiểm định sử dụng	Thống kê kiểm định	Giá trị p-value	Kết luận
ROA	OLS vs FEM	F test ($u_i = 0$)	$F(28,257) = 12,42$	0,000	FEM phù hợp hơn OLS
	OLS vs REM	Breusch-Pagan LM	$\chi^2 = 101,63$	0,000	REM phù hợp hơn OLS
	FEM vs REM	Hausman	$\chi^2(4) = 5,62$	0,229	Chọn REM
ROE	OLS vs FEM	F test ($u_i = 0$)	$F(28,257) = 5,67$	0,000	FEM phù hợp hơn OLS
	OLS vs REM	Breusch-Pagan LM	$\chi^2 = 53,65$	0,000	REM phù hợp hơn OLS
	FEM vs REM	Hausman	$\chi^2(4) = 5,90$	0,207	Chọn REM
NIM	OLS vs FEM	F test ($u_i = 0$)	$F(28,257) = 33,73$	0,000	FEM phù hợp hơn OLS
	OLS vs REM	Breusch-Pagan LM	$\chi^2 = 27,34$	0,000	REM phù hợp hơn OLS
	FEM vs REM	Hausman	$\chi^2(4) = 2,51$	0,643	Chọn REM

(Nguồn: Tác giả tổng hợp từ kết quả ước lượng và kiểm định mô hình, 2025)

4.3. Kiểm định khuyết tật của mô hình được lựa chọn

nguyên cứu lựa chọn REM với sai số chuẩn vững cùm theo ngân hàng để bảo đảm độ tin

Bảng 5: Kiểm định khuyết tật mô hình tác động của DTI

Kiểm định	Thống kê	ROA	ROE	NIM	Kết luận
Tự tương quan chuỗi (Wooldridge)	$F(1,28)$	12.173 ($p = 0.0016$)	7.489 ($p = 0.0107$)	9.409 ($p = 0.0048$)	Tồn tại tự tương quan
Phụ thuộc chéo (Pesaran CD)	Z-stat	3.241 ($p = 0.0012$)	6.329 ($p = 0.0000$)	4.190 ($p = 0.0000$)	Tồn tại phụ thuộc chéo
Ý nghĩa mô hình REM	Wald χ^2	101.63 ($p = 0.0000$)	53.65 ($p = 0.0000$)	27.34 ($p = 0.0000$)	Mô hình có ý nghĩa
Hausman (FE vs. RE)	χ^2	5.62 ($p = 0.2294$)	5.90 ($p = 0.2065$)	2.51 ($p = 0.6427$)	Chọn REM

Ghi chú: p -value trình bày trong ngoặc; mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%.

(Nguồn: Tác giả tổng hợp từ kết quả ước lượng và kiểm định mô hình, 2025)

Kết quả kiểm định Wooldridge và Pesaran CD cho thấy cả ba mô hình ROA, ROE và NIM đều tồn tại tự tương quan chuỗi ($F = 12.173; 7.489; 9.409, p < 0,05$) và phụ thuộc chéo ($Z = 3.241; 6.329; 4.190, p < 0,01$), hàm ý sai số chịu ảnh hưởng từ yếu tố thời gian và cú sốc hệ thống. Kiểm định Hausman có p -value $> 0,05$ (ROA: 0,2294; ROE: 0,2065;

cây khi phân tích tác động của DTI đến hiệu quả kinh doanh.

4.4. Kết quả hồi quy

Kết quả ước lượng cho thấy chỉ số chuyển đổi số tổng hợp (DTI) có hệ số dương đối với tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản (ROA), với $\beta = 0,0903$ và có ý nghĩa thống kê ở mức 10% ($p = 0,078$). Kết quả này cung cấp bằng

Bảng 6: Kết quả hồi quy tác động của chỉ số chuyển đổi số tổng hợp (DTI) đến hiệu quả hoạt động của các NHTM Việt Nam

Biến độc lập	ROA	ROE	NIM
DTI	0,0903* (0,078)	0,1361 (0,832)	0,0490 (0,449)
OWN	1,4638 (0,127)	12,9561 (0,150)	1,4667 (0,231)
SIZE	0,2596** (0,011)	3,6583*** (0,000)	0,2302 (0,225)
COMPETE	0,5839 (0,413)	15,4288 (0,141)	-0,4910 (0,579)
Hằng số	0,5373* (0,053)	3,4989 (0,304)	3,0850*** (0,000)
Số quan sát	290	290	290
Số ngân hàng	29	29	29
Wald χ^2	54,90***	88,38***	10,50**
R ² (overall)	0,2780	0,2720	0,1493

(Nguồn: Tác giả tổng hợp từ kết quả ước lượng và kiểm định mô hình, 2025)

chứng bước đầu về mối quan hệ tích cực giữa chuyển đổi số và ROA, nhưng mức ý nghĩa thống kê còn tương đối yếu. Phát hiện này cùng chiều với kết quả của Do và cs (2022) khi nghiên cứu 13 ngân hàng thương mại Việt Nam bằng phương pháp DEA kết hợp SGMM cũng xác nhận chuyển đổi số làm tăng hiệu quả kỹ thuật ở mức ý nghĩa 1%, đồng thời nhất quán với He và cs (2025) trên mẫu 39 ngân hàng niêm yết Trung Quốc khi khẳng định chuyển đổi số tác động thuận chiều đến ROA thông qua cơ chế trung gian là cải thiện hiệu suất vận hành tài sản. Về mặt lý thuyết, kết quả này có thể được giải thích bởi lý thuyết nguồn lực (Jay Barney 1991), theo đó năng lực số hóa tạo ra lợi thế cạnh tranh khó bắt chước, giúp ngân hàng tối ưu hóa chi phí vận hành. Trong bối cảnh thực tiễn Việt Nam, từ sau năm 2020, các ngân hàng đã đẩy mạnh triển khai ngân hàng số, tự động hóa quy trình tín dụng và thanh toán không dùng tiền mặt, giúp tiết kiệm đáng kể chi phí đơn vị giao dịch và cải thiện biên lợi nhuận hoạt động thông qua chỉ tiêu ROA, ghi nhận tác động của chuyển đổi số rõ hơn so với ROE và NIM. Kết quả tương tự cũng được ghi nhận trong các nghiên cứu định lượng khác về hệ thống ngân hàng Việt Nam, khi Trịnh Đoàn Tuấn Linh (2024) trên mẫu 20 ngân hàng thương mại giai đoạn 2017-2021 tìm thấy hệ số của biến chuyển đổi số đạt 0,2747 với $p = 0,092$, cũng chỉ có ý nghĩa ở mức 10% dù sử dụng thước đo chuyển đổi số và phương pháp ước lượng khác. Sự tương đồng về mức ý nghĩa thống kê cho thấy bằng chứng về mối quan hệ tích cực giữa chuyển đổi số và hiệu quả ngân hàng trong bối cảnh Việt Nam vẫn

cần được xem xét thận trọng, thay vì khẳng định một tác động mạnh và ổn định. Kết quả ước lượng cho thấy chỉ số chuyển đổi số tổng hợp (DTI) có hệ số tác động đối với ROE ($\beta = 0,1361$) và NIM ($\beta = 0,0490$) không đạt ý nghĩa thống kê với giá trị p lần lượt là 0,832 và 0,449. Như vậy, trong phạm vi mẫu và giai đoạn nghiên cứu, dữ liệu chưa cung cấp bằng chứng có ý nghĩa thống kê về mối quan hệ này. Các nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa chuyển đổi số và khả năng sinh lời của ngân hàng vẫn chưa thống nhất, kể cả trong cùng bối cảnh Việt Nam. Phan Thị Hằng Nga và cs (2025) trên mẫu 23 ngân hàng thương mại giai đoạn 2010-2022 cũng không tìm thấy mối quan hệ có ý nghĩa thống kê giữa đầu tư phân mềm với ROA và ROE, trong khi hai thước đo chuyển đổi số khác trong cùng mô hình là chỉ số ICT và đầu tư phần cứng lại đạt ý nghĩa thống kê. Nguyễn Thị Hương Lan và cs (2023) trên mẫu 26 ngân hàng thương mại cổ phần niêm yết giai đoạn 2015-2021, sử dụng phương pháp phân tích văn bản để đo lường chuyển đổi số, tìm thấy hệ số âm và có ý nghĩa ở mức 1% đối với cả ROA và ROE khi ước lượng bằng GMM, hiện tượng được các tác giả gọi là nghịch lý lợi nhuận. Ở phạm vi quốc tế, Citterio và cs. (Citterio et al. 2024) trên mẫu 279 ngân hàng châu Âu, ghi nhận quan hệ phi tuyến dạng chữ U giữa đầu tư công nghệ và khả năng sinh lời. Xie và Wang (Xie and Wang 2023) nghiên cứu 221 ngân hàng Trung Quốc ghi nhận chuyển đổi số làm tăng giá trị NIM và giảm tỷ lệ chi phí trên thu nhập. Sự khác biệt giữa các kết quả nêu trên có thể liên quan đến khác biệt về phạm vi mẫu, giai đoạn nghiên

cứ, cách đo lường chuyển đổi số và phương pháp ước lượng được sử dụng. Điểm đáng lưu ý là ngay trong một nghiên cứu, kết luận cũng có thể thay đổi theo cách đo lường và cách ước lượng, khi Phan Thị Hằng Nga và cs (2025) thu được kết quả khác nhau giữa ba thước đo chuyển đổi số trong cùng mô hình, còn Nguyễn Thị Hương Lan và cs (2023) chỉ tìm thấy hệ số có ý nghĩa thống kê khi chuyển từ các ước lượng dữ liệu bảng thông thường sang GMM. Do đó, việc so sánh trực tiếp giữa các nghiên cứu về chủ đề này cần được thực hiện một cách thận trọng.

4.5. Vai trò điều tiết của biến loại hình sở hữu, quy mô ngân hàng và mức độ cạnh tranh ngành

Salancik 1978) và lý thuyết đại diện (Jensen and Meckling 1979), theo đó cổ đông nước ngoài vừa là kênh tiếp cận công nghệ và tri thức quản trị mà ngân hàng trong nước khó tự tạo lập, vừa là lớp giám sát bổ sung đối với các quyết định đầu tư công nghệ vốn có mức độ bất đối xứng thông tin cao, song hiệu lực của cả hai kênh đều phụ thuộc vào mức độ tham gia thực chất của cổ đông nước ngoài vào quản trị ngân hàng. Mức ý nghĩa thống kê thấp và phạm vi tác động chỉ giới hạn ở chỉ tiêu hiệu quả sử dụng tài sản có thể được lý giải bởi đặc điểm cấu trúc sở hữu của hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam, khi tỷ lệ sở hữu nước ngoài trung bình trong mẫu nghiên cứu chỉ đạt khoảng 11,8% và phần lớn

Bảng 7: Kết quả kiểm định vai trò điều tiết của OWN, SIZE và COMPETE trong mối quan hệ DTI - hiệu quả hoạt động

Biến điều tiết	Biến phụ thuộc	Biến tương tác	Hệ số ước lượng	Giá trị z-score	Giá trị p-value	Mức ý nghĩa	Kết luận về vai trò điều tiết
OWN	ROA	DTI × OWN	0.5777	1.84	0.066	10%	Điều tiết dương, yếu
	ROE	DTI × OWN	2.5577	0.51	0.610	—	Không có điều tiết
	NIM	DTI × OWN	0.5511	1.50	0.134	—	Không có điều tiết
SIZE	ROA	DTI × SIZE	0.0159	0.84	0.403	—	Không có điều tiết
	ROE	DTI × SIZE	-0.0467	-0.18	0.860	—	Không có điều tiết
	NIM	DTI × SIZE	0.0323	0.95	0.341	—	Không có điều tiết
COMPETE	ROA	DTI × COMPETE	-1.9397	-2.93	0.003	1%	Điều tiết âm, mạnh
	ROE	DTI × COMPETE	-29.1599	-2.93	0.003	1%	Điều tiết âm, mạnh
	NIM	DTI × COMPETE	-1.5054	-1.79	0.073	10%	Điều tiết âm, yếu

(Nguồn: Tác giả tổng hợp từ kết quả ước lượng, 2025)

Kết quả kiểm định cho thấy biến tương tác DTI × OWN chỉ có ý nghĩa thống kê đối với mô hình ROA với hệ số $\beta = 0,5777$ ở mức 10% ($p = 0,066$), trong khi không có ý nghĩa đối với ROE ($\beta = 2,5577$; $p = 0,610$) và NIM ($\beta = 0,5511$; $p = 0,134$), hàm ý rằng tỷ lệ sở hữu nước ngoài chỉ phát huy vai trò điều tiết dương nhưng yếu đối với hiệu quả sử dụng tài sản. Kết quả này phù hợp với dự báo của lý thuyết phụ thuộc nguồn lực (Pfeffer and

thấp hơn mức trần quy định, khiến khả năng chi phối quyết định đầu tư công nghệ cũng như mức độ chuyển giao tri thức còn hạn chế, tương tự nhận định của Citterio và cs (Citterio et al. 2024) về vai trò quyết định của điều kiện thể chế đối với mức độ chuyên hóa của chuyển đổi số thành hiệu quả kinh doanh.

Kết quả ước lượng cho thấy biến tương tác DTI × SIZE không đạt ý nghĩa thống kê ở cả ba mô hình với hệ số β lần lượt là 0,0159 (p

= 0,403) đối với ROA, -0,0467 ($p = 0,860$) đối với ROE và 0,0323 ($p = 0,341$) đối với NIM. Nghiên cứu do đó chưa tìm thấy bằng chứng cho thấy quy mô ngân hàng có vai trò điều tiết đối với mối quan hệ giữa chuyên đổi số và hiệu quả kinh doanh của các ngân hàng thương mại Việt Nam trong giai đoạn nghiên cứu. Kết quả này thống nhất với cách phát biểu giả thuyết H3 theo hướng không định trước dấu, bởi hai lực tác động ngược chiều có thể đã bù trừ lẫn nhau. Ngân hàng lớn có nhiều vốn, dữ liệu khách hàng và nhân lực công nghệ hơn nên có điều kiện khai thác hạ tầng số hiệu quả hơn theo lý thuyết nguồn lực (Jay Barney 1991), mặt khác, những ngân hàng có bộ máy nhiều cấp và hệ thống công nghệ cũ phải tốn nhiều chi phí và thời gian hơn khi thay đổi quy trình vận hành theo lý thuyết sức ỉ tổ chức (Hannan and Freeman 1984). Kết quả này bổ sung cho các nghiên cứu trong nước, khi Trịnh Đoàn Tuấn Linh (2024) chỉ xem xét tác động trực tiếp của quy mô đến hiệu quả kỹ thuật chứ không kiểm định vai trò điều tiết, còn Do và cs (2022) ước lượng biên tích giữa chuyên đổi số và quy mô trong một mô hình không chứa hai biến thành phần. Như vậy, trong bối cảnh Việt Nam giai đoạn 2015-2024, quy mô tài sản chưa phải là điều kiện quyết định khả năng chuyển hóa đầu tư số thành hiệu quả kinh doanh và việc nhận diện những yếu tố tổ chức thực sự đóng vai trò này cần được làm rõ trong các nghiên cứu tiếp theo.

Biên tương tác $DTI \times COMPETE$ cho kết quả có ý nghĩa thống kê mạnh mẽ và nhất quán ở cả ba mô hình với hệ số âm: $\beta = -1,9397$ ($p = 0,003$, mức 1%) đối với ROA, $\beta = -29,1599$ ($p = 0,003$, mức 1%) đối với ROE, và $\beta = -1,5054$ ($p = 0,073$, mức 10%) đối với NIM, cấu trúc thị trường là yếu tố định hình rõ nét nhất khả năng chuyển hóa chuyên đổi số thành kết quả tài chính. Do biên COMPETE được đo bằng chỉ số Lerner, giá trị cao phản ánh sức mạnh thị trường lớn hơn và mức độ cạnh tranh mà ngân hàng phải đối mặt thấp hơn, hệ số âm của biên tương tác hàm ý rằng khi ngân hàng có vị thế độc quyền càng cao, lợi ích biên từ chuyên đổi số lại càng giảm. Các ngân hàng chiếm ưu thế thị trường thường thiếu động lực khai thác triệt để tiềm năng của công nghệ số để cải thiện hiệu quả, ngược lại các ngân hàng đối mặt với cạnh tranh gay gắt

hơn buộc phải tận dụng tối đa chuyển đổi số để tồn tại và phát triển. Kết quả này phù hợp với giả thuyết đời sống yên bình (Berger and Hannan 1998), theo đó ngân hàng có quyền lực thị trường lớn vẫn duy trì được biên lợi nhuận mà không cần khai thác hết công suất hạ tầng số đã đầu tư, trong khi ngân hàng chịu áp lực cạnh tranh cao buộc phải chuyển hóa đầu tư công nghệ thành cải thiện chi phí và chất lượng dịch vụ để giữ thị phần.

Để đánh giá mức độ ổn định của các kết quả trên, nghiên cứu tiếp tục thực hiện các kiểm định bổ sung đối với giá trị ngoại lai và độ trễ của chuyên đổi số.

Kiểm định độ bền sau Winsorizing cho thấy kết quả cơ bản được duy trì. DTI tiếp tục tác động dương đến ROA và đạt ý nghĩa ở mức 1% ($\beta = 0,1078$; $p = 0,009$), trong khi vẫn chưa có ý nghĩa đối với ROE và NIM; $DTI \times OWN$ đối với ROA vẫn dương ở mức 10% ($\beta = 0,4004$; $p = 0,090$). Đáng chú ý, $DTI \times COMPETE$ tiếp tục âm và có ý nghĩa đối với ROA ($\beta = -1,4518$; $p = 0,007$) và ROE ($\beta = -20,6087$; $p = 0,001$), nhưng không còn ý nghĩa đối với NIM ($p = 0,117$).

Bên cạnh kiểm định độ bền đối với giá trị ngoại lai, nghiên cứu tiếp tục ước lượng mô hình với DTI trễ một kỳ nhằm kiểm tra liệu tác động của chuyên đổi số có xuất hiện với độ trễ thời gian hay không.

Kết quả ước lượng bổ sung cho thấy DTI trễ một kỳ không có ý nghĩa thống kê đối với ROA, ROE và NIM. Do đó, ước lượng với DTI trễ một kỳ chưa cho thấy bằng chứng thống kê về tác động trễ của chuyên đổi số đối với ROA, ROE và NIM.

Tổng hợp các kết quả cho thấy chuyển đổi số có mối quan hệ tích cực với ROA, trong khi nghiên cứu chưa tìm thấy bằng chứng thống kê về tác động đối với ROE và NIM. Vai trò điều tiết thể hiện rõ nhất ở mức độ cạnh tranh, trong khi sở hữu nước ngoài chỉ có tác động hỗ trợ yếu đối với ROA và quy mô ngân hàng không cho thấy vai trò điều tiết đáng kể. Các kiểm định bổ sung cho thấy các kết luận chính không bị chi phối đáng kể bởi giá trị ngoại lai, song chưa ghi nhận bằng chứng về tác động trễ một kỳ của DTI.

5. Kết luận và hàm ý quản trị

Nghiên cứu đã xây dựng và kiểm định mô hình thực nghiệm nhằm đánh giá tác động của chuyên đổi số đến hiệu quả hoạt động của các

Bảng 8: Kết quả kiểm định độ bền đối với giá trị ngoại lai sau Winsorizing

Quan hệ	Kết quả gốc	Sau Winsorizing 1%-99%	Đánh giá
DTI -> ROA	$\beta = 0,0903$; $p = 0,078$	$\beta = 0,1078$; $p = 0,009$	Kết quả mạnh hơn, bền vững
DTI -> ROE	$\beta = 0,1361$; $p = 0,832$	$\beta = 0,5241$; $p = 0,288$	Vẫn không có ý nghĩa
DTI -> NIM	$\beta = 0,0490$; $p = 0,449$	$\beta = 0,0621$; $p = 0,280$	Vẫn không có ý nghĩa
DTI $\times$ OWN -> ROA	$\beta = 0,5777$; $p = 0,066$	$\beta = 0,4004$; $p = 0,090$	Vẫn dương, ý nghĩa 10%
DTI $\times$ SIZE	Không ý nghĩa cả 3 mô hình	Vẫn không ý nghĩa cả 3 mô hình	Bền vững
DTI $\times$ COMPETE -> ROA	$\beta = -1,9397$; $p = 0,003$	$\beta = -1,4518$; $p = 0,007$	Âm, vẫn ý nghĩa 1%
DTI $\times$ COMPETE -> ROE	$\beta = -29,1599$; $p = 0,003$	$\beta = -20,6087$; $p = 0,001$	Âm, vẫn ý nghĩa 1%
DTI $\times$ COMPETE -> NIM	$\beta = -1,5054$; $p = 0,073$	$\beta = -1,2716$; $p = 0,117$	Kết quả yếu ban đầu không bền

(Nguồn: Tác giả tổng hợp từ kết quả ước lượng, 2025)

Bảng 9: Kiểm định tác động trễ một kỳ của DTI

Biến phụ thuộc	DTI cùng kỳ ¹	DTI trễ một kỳ	Kết luận
ROA	0,1012** (0,037)	0,0570 (0,360)	Chưa có bằng chứng về tác động trễ
ROE	0,1659 (0,792)	-0,3073 (0,697)	Chưa có bằng chứng về tác động trễ
NIM	0,0505 (0,443)	0,0287 (0,689)	Chưa có bằng chứng về tác động trễ

Ghi chú: Giá trị trong ngoặc là p-value; ¹ước lượng DTI cùng kỳ được thực hiện trên cùng mẫu 2016-2024 để bảo đảm khả năng so sánh với DTI trễ một kỳ. Mô hình REM với sai số chuẩn vững cụm theo ngân hàng; N = 261. , ** và * tương ứng với mức ý nghĩa 10%, 5% và 1%.*

(Nguồn: Tác giả tổng hợp từ kết quả ước lượng trên dữ liệu nghiên cứu, 2025)

ngân hàng thương mại Việt Nam giai đoạn 2015-2024, thông qua xây dựng chỉ số chuyển đổi số tổng hợp (DTI) được đo lường bằng phương pháp PCA. Kết quả cho thấy DTI có mối quan hệ dương với ROA ở mức ý nghĩa thông kê 10%, trong khi nghiên cứu chưa tìm thấy bằng chứng có ý nghĩa thông kê về tác động của DTI đối với ROE và NIM. Ước lượng bổ sung với DTI trễ một kỳ cũng chưa ghi nhận bằng chứng về tác động trễ đối với cả ba chỉ tiêu hiệu quả. Đồng thời, vai trò điều tiết thể hiện rõ nhất ở mức độ cạnh tranh: khi quyền lực thị trường gia tăng, lợi ích biên của chuyển đổi số đối với ROA và ROE giảm;

sở hữu nước ngoài chỉ thể hiện vai trò điều tiết dương nhưng yếu đối với ROA, trong khi quy mô ngân hàng không có ý nghĩa điều tiết. Từ kết quả nghiên cứu, một số hàm ý quản trị được rút ra, như sau:

Thứ nhất, các NHTM cần định vị chuyển đổi số ở cấp chiến lược dài hạn, coi đây là trụ cột phát triển thay vì hoạt động hỗ trợ. Đồng thời, cần xây dựng lộ trình số hóa rõ ràng, gắn mục tiêu số với chỉ tiêu hiệu quả sử dụng tài sản và có cơ chế phân bổ nguồn lực giám sát thực thi cụ thể.

Thứ hai, do nghiên cứu chưa tìm thấy bằng chứng về tác động của chuyển đổi số tới ROE

và NIM, các ngân hàng nên ưu tiên khai thác kênh tiết giảm chi phí vận hành thay vì kỳ vọng cải thiện biên lãi trong ngắn hạn. Trọng tâm là tự động hóa quy trình, giảm chi phí trên mỗi giao dịch và nâng tỷ lệ khách hàng sử dụng thường xuyên trên nền tảng số.

Thứ ba, nhóm ngân hàng có quyền lực thị trường lớn, cần thiết lập cơ chế đo lường hiệu quả khai thác các nền tảng số đã đầu tư, bởi khi thiếu áp lực cạnh tranh từ bên ngoài thì kỷ luật nội bộ là điều kiện cần để đầu tư số chuyển hóa thành kết quả tài chính.

Thứ tư, nhóm ngân hàng chịu áp lực cạnh tranh cao nên được ưu tiên nguồn lực đầu tư công nghệ. Tuy nhiên, việc triển khai vẫn phải có chọn lọc, tập trung vào các giải pháp tạo hiệu quả vận hành rõ rệt để tránh làm suy giảm năng lực tài chính vốn đã mỏng.

Thứ năm, các ngân hàng nên mở rộng hợp tác với cổ đông chiến lược nước ngoài như một kênh nâng cao hiệu lực của đầu tư số, bởi tỷ lệ sở hữu nước ngoài có vai trò điều tiết dương đối với ROA. Tuy nhiên cần ưu tiên về chuyển giao công nghệ và tham gia thực chất vào quản trị, thay vì dừng lại ở góp vốn tài chính đơn thuần.

Nghiên cứu vẫn còn hạn chế do khả năng nội sinh chưa được loại trừ hoàn toàn và chỉ số DTI tổng hợp có thể chưa phản ánh đầy đủ sự khác biệt giữa các chiều cạnh của chuyển đổi số. Các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng thời gian và quy mô mẫu, áp dụng GMM hoặc biến công cụ phù hợp, đồng thời phân tách DTI theo từng chiều cạnh để kiểm định sâu hơn cơ chế tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả ngân hàng. ♦

Tài liệu tham khảo:

Abdurrahman, Abdurrahman, Aurik Gustomo, and Eko Agus Prasetyo. 2024. "Impact of Dynamic Capabilities on Digital Transformation and Innovation to Improve Banking Performance: A TOE Framework Study." *Journal of Open Innovation: Technology, Market, and Complexity* 10(1). doi:10.1016/j.joitmc.2024.100215.

Alam, Yuli, Siti Nur Azizah, and Caroline. 2025. "IJMSIT Digital Transformation in Banking Management: Optimizing." 5(June): 46-55.

Berger, Allen N., and Timothy H. Hannan. 1998. "The Efficiency Cost of Market Power

in the Banking Industry: A Test of the 'Quiet Life' and Related Hypotheses." *Review of Economics and Statistics* 80(3): 454-65. doi:10.1162/003465398557555.

Berger, Allen N., and David B. Humphrey. 1997. "Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research." *European Journal of Operational Research* 98(2): 175-212. doi:10.1016/S0377-2217(96)00342-6.

Citterio, Alberto, Timothy King, Rossella Locatelli A, and Rossella Locatelli. 2024. 70 Finance Research Letters *Is Digital Transformation Profitable for Banks? Evidence from Europe*. Elsevier. doi:10.1016/J.FRL.2024.106269.

Deloitte. 2024. "Thay đổi cuộc chơi: Tác động của trí tuệ nhân tạo (AI) đến lĩnh vực ngân hàng và thị trường vốn."

Do, Trang Doan, Ha An Thi Pham, Eleftherios I. Thalassinou, and Hoang Anh Le. 2022. "The Impact of Digital Transformation on Performance: Evidence from Vietnamese Commercial Banks." *Journal of Risk and Financial Management* 15(1). doi:10.3390/jrfm15010021.

Filotto, Umberto, Massimo Caratelli, and Fabrizio Fornezza. 2021. "Shaping the Digital Transformation of the Retail Banking Industry. Empirical Evidence from Italy." *European Management Journal* 39(3): 366-75. doi:10.1016/j.emj.2020.08.004.

Hannan, Michael T., and John Freeman. 1984. "Structural Inertia and Organizational Change." *American Sociological Review* 49(2): 149. doi:10.2307/2095567.

He, Shouchao, Zhi Jin, Yuanxiao Hong, Lindong Ma, YE E. Jiang, and Yu Jing Chen. 2025. "The Impact of Digital Transformation on Commercial Banks' Business Performance: An Empirical Study of 39 Listed Commercial Banks." *SAGE Open* 15(4): 1-16. doi:10.1177/21582440251378869.

Jay Barney. 1991. "Firm Resources and Sustained Competitive Advantage." *Journal of Management* 17: 99-120.

Jensen, Michael C., and William H. Meckling. 1979. "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs, and Ownership Structure." In , 163-231. doi:10.1007/978-94-009-9257-3_8.

Kane, G. C., Palmer, D., Philips, A. N., Kiron, D., & Buckley, N. 2015. "Strategy, Not Technology, Drives Digital Transformation."

Lan, Nguyen Thi Huong, Nguyen Viet Hung, Nguyen Phuong Anh, and Van Nguyen Duy. 2023. "How Does Digital Transformation Impact Bank Performance?"

Linh, Ngô Thị Huyền. 2025. "Bức tranh chuyển đổi số ngành ngân hàng Việt Nam năm 2025: Một số thành tựu, thách thức và định hướng chiến lược". *Tạp chí Ngân hàng*.

Nga, Phan Thị Hằng, Trương Huỳnh Mỹ Duyên, Hồ Thị Hạnh Nguyên, Vũ Hà Ngọc Huyền, Võ Triều Vi, and Trần Ngọc Huân. 2023. "Tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả kinh doanh của các doanh nghiệp tư nhân Việt Nam". *Tạp chí Nghiên cứu Tài chính - Marketing* 14(2): 13-24. doi:10.52932/jfm.vi2.385.

Ngọc, Lưu Thị Minh. 2021. "Tác động của đổi mới công nghệ ngân hàng lõi đến kết quả hoạt động của ngân hàng thương mại - Nghiên cứu trường hợp Ngân hàng Thương mại Cổ phần Công Thương Việt Nam." *Tạp chí Khoa học Thương mại* No 152: 49-56.

Pfeffer, J., and G. R. Salancik. 1978. *The External Control of Organizations: A Resource Dependence Perspective*. New York: Harper & Row.

Phạm, Anh Thủy. 2026. "Tác động phi tuyến của năng lực cạnh tranh đến ổn định ngân hàng Việt Nam: Vai trò điều tiết của đổi mới công nghệ." *Tạp chí Khoa học Thương mại*. doi:10.54404/JTS.2026.210V.11.

Phan, Thị Hằng Nga, Nguyễn Anh Tuấn Vũ, and Nguyễn Thiên Kim Thái. 2025. "Tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả kinh doanh ngân hàng Việt Nam: Tiếp cận dựa trên phân tích hồi quy phân vị." *Tạp chí Kinh tế và Phát triển* 334(2): 83-93. doi:10.33301/jed.vi.2345.

Phuong, Đặng Thị Lan. 2023. "Digital Transformation of the Commercial Banking System in Vietnam - Situation and Solutions." *Corporate Finance*.

Thủy, Nguyễn Văn. 2023. *Tác động của chuyển đổi số tới năng lực cạnh tranh của các ngân hàng thương mại Việt Nam*.

Trình Đoàn Tuấn, Linh. 2024. "Tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại Việt Nam." *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*: 53-62. doi:10.33301/JED.VI.1284.

Wen, Wen, and Ying Liang. 2025. "Digital Transformation and Liquidity Creation in Commercial Banks: Evidence from the Chinese Banking Industry."

Xie, Xuanli, and Shihui Wang. 2023. "Digital Transformation of Commercial Banks in China: Measurement, Progress and Impact." *China Economic Quarterly International* 3(1): 35-45. doi:10.1016/j.ceqi.2023.03.002.

Xue, Yi, and Xinzhi Zhang. 2024. "Digital Transformation and Corporate Capital Structure: Evidence from China." *Pacific Basin Finance Journal* 84. doi:10.1016/j.pacfin.2024.102299.

Summary

This study examines the impact of digital transformation on the performance of Vietnamese commercial banks during the period 2015-2024 through a composite Digital Transformation Index (DTI) constructed using Principal Component Analysis (PCA). Panel data from 29 banks are estimated using a random-effects model with robust standard errors to address serial correlation and cross-sectional dependence. The results indicate that digital transformation has a positive and statistically significant effect on ROA, while its impact on ROE and NIM is not evident in the short run. Moderation analysis reveals that foreign ownership plays a weak supportive role, bank size has no moderating effect, whereas greater market power weakens the extent to which digital transformation translates into performance. The findings suggest that the effectiveness of digital transformation strongly depends on the competitive environment and banks' implementation strategies.