



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**

**QUẢN LÝ KINH TẾ VÀ QUẢN TRỊ KINH DOANH
TRONG BỐI CẢNH CHUYỂN ĐỔI SỐ VÀ CHUYỂN ĐỔI XANH**

Năm thứ 25
Số đặc biệt 3



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 chiếu: 6/2026

HỘI ĐỒNG KHOA HỌC BIÊN TẬP

Đinh Văn Sơn - Đại học Thương mại (Chủ tịch)

Phạm Vũ Luận - Đại học Thương mại (Phó Chủ tịch)

Nguyễn Bách Khoa - Đại học Thương mại (Phó chủ tịch)

Phạm Minh Đạt - Đại học Thương mại (Ủy viên thư ký)

Các ủy viên

- **Vũ Thành Tự Anh** - ĐH Fulbright Việt Nam (Hoa Kỳ)

- **Lê Xuân Bá** - Viện QLKT TW

- **Hervé B. Boismery** - Đại học Reunion (Pháp)

- **H. Eric Boutin** - Đại học Toulon Var (Pháp)

- **Nguyễn Thị Doan** - Hội Khuyến học Việt Nam

- **Haasis Hans** - Đại học Bremen (Đức)

- **Lê Quốc Hội** - Đại học Kinh tế quốc dân

- **Nguyễn Thị Bích Loan** - Đại học Thương mại

- **Nguyễn Hoàng Long** - Đại học Thương mại

- **Nguyễn Mai** - Chuyên gia kinh tế độc lập

- **Dương Thị Bình Minh** - ĐH Kinh tế Tp Hồ Chí Minh

- **Hee Cheon Moon** - Hội Nghiên cứu TM Hàn Quốc

- **Bùi Xuân Nhân** - Đại học Thương mại

- **Lương Xuân Quỳ** - Hội Khoa học kinh tế Việt Nam

- **Nguyễn Văn Song** - Học viện Nông nghiệp Việt Nam

- **Nguyễn Thanh Tâm** - Đại học California (Hoa Kỳ)

- **Trương Bá Thanh** - ĐH Kinh tế - Đại học Đà Nẵng

- **Đinh Văn Thành** - Viện Nghiên cứu thương mại

- **Đỗ Minh Thành** - Đại học Thương mại

- **Lê Đình Thắng** - Đại học Québec (Canada)

- **Trần Đình Thiên** - Viện Kinh tế Việt Nam

- **Nguyễn Quang Thuấn** - Viện Hàn lâm KHXH Việt Nam

- **Washio Tomoharu** - ĐH Kwansey Gakuin (Nhật Bản)

- **Lê Như Tuyền** - Grenoble École de Management (Pháp)

- **Zhang Yujie** - Đại học Tsinghua (Trung Quốc)

MỤC LỤC

KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

- 1. Bùi Quang Bình, Trương Thị Như Ý và Trương Bá Thanh** - Tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động: bằng chứng từ các tỉnh miền Trung - Tây Nguyên. **Mã số: DB3.1TrEM.11** 4
Impact of Digital Transformation on Labor Productivity: Evidence from Provinces in Central Vietnam and the Central Highlands
- 2. Nguyễn Việt Hồng Anh** - Vai trò của chi tiêu công đối với phát triển bền vững trong bối cảnh chuyển đổi số tại các nước Châu Á. **Mã số: DB3.1DEco.11** 22
The Impact of Public Spending on Sustainable Development Amid Digital Transformation in Asian Nations
- 3. Nguyễn Thị Cẩm Vân** - Tăng trưởng xanh ở Việt Nam: vai trò của tăng trưởng kinh tế và toàn cầu hoá. **Mã số: DB3.1DEco.11** 36
Green Growth in Vietnam: the Role of Economic Growth and Globalization
- 4. Nguyễn Hoàng Việt và Lê Hoàng Quỳnh** - Xuất khẩu thủy sản Việt Nam sang Nhật Bản trong bối cảnh gia tăng các hàng rào kỹ thuật và môi trường. **Mã số: DB3.1IBMg.11** 48
Exporting Vietnam's seafoods to Japanese market in the context of increasing technical and environmental barriers
- 5. Lê Huy Huân, Nguyễn Đỗ Bảo Ngọc, Phạm Quỳnh Mai và Phạm Ngọc Ánh** - Kiểm định vai trò trung gian của quản lý ESG trong tác động của chuyển đổi xanh đến lợi thế cạnh tranh bền vững ở doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. **Mã số: DB3.1BAdm.11** 62
Examining the Mediating Role of ESG Management in the Impact of Green Transition on Sustainable Competitive Advantage among Listed Companies in Vietnam
- 6. Nguyễn Thị Hằng và Nguyễn Văn Huân** - Một cách tiếp cận chuyển đổi số tài trợ chuỗi cung ứng cho các doanh nghiệp Việt Nam. **Mã số: DB3.1TrEM.11** 75
A digital transformation approach to supply chain finance for Vietnamese Enterprises

- 7. Hà Ngọc Ly, Nguyễn Trần Hưng, Lê Nguyễn Thảo Nguyên, Phạm Thu Huyền, Trịnh Hoàng Dung và Vũ Ngọc Minh** - Vai trò liên kết giữa khuynh hướng tiếp biến văn hóa tiêu dùng toàn cầu và nhận thức công nghệ nền tảng trong hành vi mua sắm xuyên biên giới của sinh viên Việt Nam: tiếp cận theo mô hình kích thích - chủ thể - phản ứng (sor). **Mã số: DB3.2TrEM.21** 85

The Linking Role between Global Consumer Culture Orientation and Platform Technology Perception in Vietnamese Students' Cross-Border Shopping Behavior: A Stimulus - Organism - Response (SOR) Model Approach

- 8. Tô Minh Hương, Hoàng Thị Ba và Nguyễn Thị Huyền** - Nghiên cứu vai trò của vốn chủ sở hữu và thanh khoản đối với tăng trưởng bền vững: Bằng chứng thực nghiệm từ các ngân hàng thương mại Việt Nam. **Mã số: DB3.2FiBa.21** 104

Examining the Role of Equity Capital and Liquidity in Sustainable Growth: Evidence from Vietnamese Commercial Banks

- 9. Nguyễn Phương Linh và Nguyễn Đức Nhuận** - Mức độ phát triển và lan tỏa thực hành xanh trong ngành thúc đẩy nhận thức của doanh nghiệp về logistics xanh: vai trò chính sách hoàn thiện và yêu cầu khách hàng. **Mã số: DB3.2BAdm.21** 119

Green Practice Development and Diffusion Driving Firm's Perception of Green Logistics: the Role of Policy Improvement and Customer Requirements

- 10. Đỗ Vũ Phương Anh** - Đánh giá năng lực kỹ thuật số của nhà lãnh đạo: nghiên cứu so sánh thế hệ X và Y trong các doanh nghiệp vừa và nhỏ Việt Nam. **Mã số: DB3.2TrEM.21** 134

Assessing leader digital competence: A comparative study between Generation X and Generation Y in Vietnamese small and medium sized enterprises

- 11. Trần Thị Hoàng Hà và Lưu Thị Thùy Dương** - Các yếu tố tác động đến sự sẵn sàng tiết lộ thông tin cá nhân của người mua tại các sàn giao dịch thương mại điện tử: vai trò trung gian của niềm tin. **Mã số: DB3.2BAdm.21** 144

Determinants of Consumers' Willingness to Disclose Personal Information on E-Commerce Platforms: the Mediating Role of Trust

- 12. Nguyễn Văn Hải và Lê Quốc Đình** - Khám phá mối quan hệ phi tuyến giữa tài chính kỹ thuật số toàn diện và tỷ lệ thất nghiệp: phân tích bằng hồi quy phân vị Bayesian. **Mã số: DB3.2MEIS.21** 155
Nonlinear Nexus between Digital Financial Inclusion and Unemployment: A Bayesian Quantile Regression Approach
- 13. Đinh Sao Linh** - Đánh giá tác động của chuyển đổi xanh và chuyển đổi số ảnh hưởng đến năng lực cạnh tranh: bằng chứng thực nghiệm từ ngành may mặc Hà Nội. **Mã số: DB3.2BMkt.21** 170
Assessing the Impact of Green Transformation and Digital Transformation on Competitiveness: Empirical Evidence from the Garment Industry in Hanoi
- 14. Hoàng Phương Dung, Đỗ Thị Huyền Trang, Trần Thanh Hải, Nguyễn Thị Hương Dung và Nguyễn Thế Anh** - Các yếu tố ảnh hưởng đến cảm nhận về hành vi tẩy xanh và hệ quả hành vi của người tiêu dùng Việt Nam. **Mã số: DB3.2BMkt.21** 189
Factors influencing Vietnamese consumers' perceived greenwashing and consequences
- 15. Vũ Thị Thúy Hằng** - Các yếu tố ảnh hưởng đến đánh giá trực tuyến của khách du lịch tại các cơ sở lưu trú ở Việt Nam dựa trên dữ liệu Tripadvisor. **Mã số: DB3.2TRMg.21** 203
Factors Affecting Online Reviews of Tourists at Accommodation Establishments in Vietnam Based on Tripadvisor Data

Ý KIẾN TRAO ĐỔI

- 16. Huỳnh Vũ Linh và Lê Tấn Nghiêm** - Các nhân tố ảnh hưởng nhu cầu công việc theo cơ chế linh hoạt của Thế hệ Z tại thành phố Cần Thơ. **Mã số: DB3.3OMIs.31** 219
Determinants of Flexible Work Arrangement Demand among Generation Z in Can Tho City

TÁC ĐỘNG CỦA CHUYỂN ĐỔI SỐ ĐẾN NĂNG SUẤT LAO ĐỘNG: BẰNG CHỨNG TỪ CÁC TỈNH MIỀN TRUNG - TÂY NGUYÊN

Bùi Quang Bình *

Email: binhbq@due.edu.vn

Trương Thị Như Ý

Công Ty ARMANINO LLC

Email: Ytruong1108@gmail.com

Trương Bá Thanh *

Email: thanh.tb@due.edu.vn

* Trường Đại học Kinh tế - Đại học Đà Nẵng

Ngày nhận: 28/01/2026

Ngày nhận lại: 26/03/2026

Ngày duyệt đăng: 31/03/2026

Nghiên cứu này phân tích tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động tại 11 tỉnh miền Trung - Tây Nguyên giai đoạn 2009-2024, sử dụng dữ liệu bảng cấp tỉnh và chiến lược ước lượng nhiều tầng. Kết quả từ mô hình tác động cố định với sai số chuẩn Driscoll-Kraay cho thấy chuyển đổi số, đo lường bằng chỉ số ICT, có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến năng suất lao động. Phân tích độ vững và tính không đồng nhất cho thấy tác động ICT mạnh hơn tại các địa phương có chất lượng thể chế cao và cơ cấu kinh tế chưa phụ thuộc mạnh vào du lịch. Kiểm định hội tụ xác nhận sự tồn tại của hội tụ năng suất có điều kiện, trong khi các tiếp cận nhân quả gồm Dynamic GMM, Difference-in-Differences và kiểm định Granger cung cấp bằng chứng về chiều tác động từ chuyển đổi số đến năng suất lao động. Kết quả nhấn mạnh vai trò của chuyển đổi số như một động lực quan trọng của tăng năng suất vùng tại các nền kinh tế đang phát triển.

Từ khóa: Chuyển đổi số; công nghệ thông tin (ICT); năng suất lao động; dữ liệu bảng; phát triển vùng.

Keywords: Digital transformation; Information and communication technology (ICT); Labor productivity; Panel data; Regional development.

JEL Classifications: A12; A23; A31.

DOI: 10.54404/JTS.2026.DB3V.01

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh Cách mạng công nghiệp lần thứ tư, chuyển đổi số và công nghệ thông tin - truyền thông (ICT) ngày càng được xem là động lực then chốt thúc đẩy tăng trưởng kinh tế và nâng cao năng suất lao động. Các

nghiên cứu kinh tế học hiện đại cho thấy ICT không chỉ tác động trực tiếp đến hiệu quả sản xuất thông qua tự động hóa và tối ưu hóa quy trình, mà còn tạo ra hiệu ứng lan tỏa công nghệ, đổi mới tổ chức và cải thiện chất lượng quản trị (Brynjolfsson & Hitt, 2000; Bloom et

Tác giả liên hệ: thanh.tb@due.edu.vn

al., 2012). Đối với các nền kinh tế đang phát triển, chuyển đổi số còn mang ý nghĩa đặc biệt trong việc rút ngắn khoảng cách năng suất và thúc đẩy quá trình bắt kịp với các quốc gia đi trước (Niebel, 2018).

Tại Việt Nam, chuyển đổi số đã trở thành một định hướng chiến lược quốc gia, gắn liền với mục tiêu nâng cao năng suất, chất lượng tăng trưởng và năng lực cạnh tranh của nền kinh tế. Tuy nhiên, thực tiễn cho thấy mức độ sẵn sàng ICT, chất lượng thể chế và nguồn nhân lực có sự khác biệt đáng kể giữa các địa phương, đặc biệt là giữa các vùng kinh tế. Khu vực miền Trung - Tây Nguyên là ví dụ điển hình của sự phân hóa này: vừa chịu hạn chế về hạ tầng và nguồn lực, vừa đóng vai trò quan trọng trong chiến lược phát triển cân bằng vùng của Việt Nam. Do đó, việc đánh giá tác động của chuyển đổi số tới năng suất lao động ở cấp tỉnh không chỉ có ý nghĩa học thuật mà còn mang giá trị chính sách rõ rệt.

Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu quốc tế và trong nước xem xét mối quan hệ giữa ICT và năng suất, phần lớn các nghiên cứu tại Việt Nam tập trung ở cấp doanh nghiệp hoặc phân tích tác động trung bình, trong khi ít chú trọng đến tính không đồng nhất theo vùng, vai trò điều tiết của thể chế và cấu trúc ngành, cũng như vấn đề nội sinh và quan hệ nhân quả (Đặng Thị Việt Đức, 2019; Lê Thị Hậu & Tô Trung Thành, 2024). Khoảng trống này đặt ra yêu cầu cần có một cách tiếp cận kinh tế lượng toàn diện hơn, vừa kiểm soát các đặc điểm động của dữ liệu bảng, vừa cung cấp bằng chứng nhân quả đáng tin cậy.

Xuất phát từ bối cảnh đó, nghiên cứu này nhằm phân tích tác động của chuyển đổi số tới năng suất lao động tại 11 tỉnh miền Trung - Tây Nguyên giai đoạn 2009-2024, với ba động góp chính. Thứ nhất, nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm mới ở cấp tỉnh về tác động của ICT trong bối cảnh kinh tế vùng còn nhiều bất cân xứng. Thứ hai, nghiên cứu làm rõ tính không đồng nhất của tác động ICT theo vùng địa lý, chất lượng thể chế và mức độ phát triển du lịch. Thứ ba, bằng cách kết hợp các phương pháp kinh tế lượng hiện đại như Driscoll-Kraay Fixed Effects, mô

hình động và thiết kế bán thực nghiệm, nghiên cứu góp phần củng cố lập luận nhân quả về vai trò của chuyển đổi số đối với năng suất lao động tại Việt Nam.

2. Cơ sở lý thuyết

2.1. Chuyển đổi số và năng suất lao động

Trong kinh tế học hiện đại, công nghệ thông tin và truyền thông (ICT) được xem là một dạng vốn công nghệ có khả năng thúc đẩy tăng trưởng năng suất thông qua cải thiện hiệu quả sản xuất, giảm chi phí giao dịch và thúc đẩy đổi mới tổ chức. Theo lý thuyết tăng trưởng nội sinh, công nghệ và tri thức tạo ra ngoại tác tích cực và hiệu ứng lan tỏa, qua đó nâng cao năng suất các nhân tố tổng hợp và năng suất lao động (Romer, 1990; Aghion & Howitt, 1992). Ở cấp địa phương, chuyển đổi số giúp doanh nghiệp và chính quyền tối ưu hóa quản trị, tăng cường kết nối thị trường và cải thiện khả năng tiếp cận thông tin, từ đó nâng cao hiệu quả sử dụng nguồn lực.

Các nghiên cứu thực nghiệm quốc tế cho thấy ICT có tác động tích cực đến năng suất và tăng trưởng kinh tế, đặc biệt tại các nền kinh tế đang phát triển thông qua cơ chế tiếp thu và lan tỏa công nghệ (Brynjolfsson & Hitt, 2000; Bloom et al., 2012; Niebel, 2018; Vu, 2011). Tuy nhiên, mức độ tác động của ICT thường không đồng nhất giữa các quốc gia và địa phương do phụ thuộc vào chất lượng thể chế, nguồn nhân lực và cấu trúc kinh tế.

2.2. Vai trò hỗ trợ của nguồn nhân lực, đô thị hóa và cơ cấu ngành

Lý thuyết vốn nhân lực cho rằng tác động của công nghệ chỉ được hiện thực hóa khi lực lượng lao động có đủ kỹ năng để hấp thụ và vận hành công nghệ mới (Lucas, 1988; Benhabib & Spiegel, 2005). Do đó, nguồn nhân lực có thể đóng vai trò như một yếu tố trung gian làm gia tăng hiệu quả của chuyển đổi số đối với năng suất lao động.

Bên cạnh đó, đô thị hóa tạo ra lợi thế kinh tế theo quy mô, mật độ tương tác và lan tỏa tri thức, từ đó thúc đẩy năng suất lao động (Glaeser et al., 1992). Trong bối cảnh chuyển đổi số, các đô thị thường là trung tâm lan tỏa công nghệ và đổi mới, nơi ICT được ứng

dụng nhanh và hiệu quả hơn. Ngoài ra, cơ cấu ngành cũng ảnh hưởng đến hiệu quả của ICT, đặc biệt tại các địa phương có tỷ trọng dịch vụ hoặc du lịch cao, nơi ICT có thể tác động khác so với các địa phương công nghiệp hoặc nông nghiệp (Gal et al., 2019).

2.3. Thể chế và tính không đồng nhất của tác động ICT

Kinh tế học thể chế nhấn mạnh rằng chất lượng thể chế quyết định hiệu quả của công nghệ và đổi mới thông qua việc giảm chi phí giao dịch, bảo vệ quyền tài sản và khuyến khích đầu tư (North, 1990; Acemoglu et al., 2014). Do đó, tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động có thể phụ thuộc vào chất lượng quản trị và môi trường kinh doanh địa phương. Các nghiên cứu tại các nền kinh tế đang phát triển cho thấy ICT chỉ phát huy hiệu quả khi đi kèm với cải cách thể chế và nâng cao năng lực quản lý công (Niebel, 2018).

2.4. Chuyển đổi số, hội tụ năng suất và quan hệ nhân quả

Theo lý thuyết hội tụ có điều kiện, các địa phương có mức năng suất ban đầu thấp có thể tăng trưởng nhanh hơn nếu có các điều kiện nền tảng như vốn nhân lực, thể chế và khả năng tiếp cận công nghệ (Barro & Sala-i-Martin, 2004). ICT được xem là một công cụ giúp rút ngắn khoảng cách năng suất thông qua lan tỏa công nghệ và cải thiện hiệu quả sản xuất. Tuy nhiên, tác động của ICT đến hội tụ thường mang tính gián tiếp và dài hạn.

Ngoài ra, mối quan hệ giữa ICT và năng suất có thể đối mặt với vấn đề nội sinh do các địa phương có năng suất cao thường đầu tư nhiều hơn vào công nghệ. Vì vậy, các phương pháp kinh tế lượng như mô hình động, thiết kế bán thực nghiệm và kiểm định nhân quả thường được sử dụng để xác định tác động nhân quả của chuyển đổi số đối với năng suất lao động (Arellano & Bond, 1991; Angrist & Pischke, *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*, 2009). Cách tiếp cận này ngày càng được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu về số hóa tại châu Á và Việt Nam (Lê Hải Trung et al., 2025).

2.5. Khung phân tích và giả thuyết nghiên cứu

Từ cơ sở lý thuyết trên, chuyển đổi số được kỳ vọng tác động đến năng suất lao động không chỉ trực tiếp mà còn thông qua các kênh trung gian như nguồn nhân lực, thể chế, đô thị hóa và cơ cấu ngành. Đồng thời, tác động của ICT có thể mang tính không đồng nhất giữa các địa phương và có thể ảnh hưởng đến quá trình hội tụ năng suất. Ngoài ra, do tồn tại khả năng nội sinh và quan hệ nhân quả ngược, việc sử dụng các phương pháp kinh tế lượng động và bán thực nghiệm là cần thiết để xác định tác động nhân quả của chuyển đổi số.

Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất các giả thuyết sau:

H1: Chuyển đổi số có tác động tích cực đến năng suất lao động.

H2: Tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động mạnh hơn tại các địa phương có chất lượng thể chế cao.

H3: Tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động khác nhau giữa các địa phương theo cơ cấu kinh tế và mức độ phát triển du lịch.

H4: Chuyển đổi số góp phần thúc đẩy quá trình hội tụ năng suất lao động giữa các địa phương.

H5: Chuyển đổi số có quan hệ nhân quả một chiều đến năng suất lao động.

Các giả thuyết này được kiểm định thông qua mô hình dữ liệu bảng, mô hình động và các phương pháp nhận diện nhân quả trong các phân tích theo của nghiên cứu.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu và mẫu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng cân bằng của 11 đơn vị hành chính cấp tỉnh thuộc khu vực miền Trung - Tây Nguyên trong giai đoạn 2009-2024 ($N = 11$; $T = 16$; số quan sát = 176). Việc lựa chọn $N = 11$ dựa trên ranh giới hành chính cấp tỉnh sau sắp xếp đơn vị hành chính của Việt Nam từ ngày 01/7/2025, theo đó dữ liệu lịch sử của 19 tỉnh/thành trước sắp nhập được tái tổ hợp về 11 đơn vị phân tích thống nhất cho toàn bộ giai đoạn nghiên cứu. Cách tiếp cận này giúp đảm bảo tính nhất

quán của đơn vị không gian, khả năng so sánh theo thời gian và tránh đứt gãy chuỗi số liệu do thay đổi địa giới hành chính. Trong nghiên cứu dữ liệu bảng theo không gian, việc duy trì đơn vị quan sát ổn định trong toàn bộ chuỗi thời gian là điều kiện quan trọng để đảm bảo tính so sánh và hạn chế sai lệch ước lượng (Baltagi, 2008; Wooldridge, 2010). Dữ liệu được tổng hợp từ các nguồn chính thức gồm Niên giám Thống kê các tỉnh miền Trung - Tây Nguyên (Tổng cục Thống kê), Báo cáo mức độ sẵn sàng ứng dụng công nghệ thông tin (Bộ Thông tin và Truyền thông) và Chỉ số năng lực cạnh tranh cấp tỉnh (PCI) do VCCI công bố hằng năm. Các biến giá trị được quy đổi về giá cố định năm 2010 nhằm loại trừ ảnh hưởng của lạm phát và đảm bảo khả năng so sánh theo thời gian. Danh sách 11 đơn vị cấp tỉnh và nguyên tắc ghép tỉnh được trình bày tại Phụ lục A.

3.2. Biến và đo lường

Biến phụ thuộc là **năng suất lao động (lnnsld)**, tính bằng giá trị GRDP/người lao động theo giá cố định 2010 (đơn vị: triệu đồng/người).

Biến giải thích chính là **chuyển đổi số (ict_mt)** - chỉ số sẵn sàng ứng dụng công nghệ thông tin (ICT Readiness Index). Biến này được đo lường bằng chỉ số Vietnam ICT Index do Bộ Thông tin và Truyền thông (nay là Bộ Khoa học và Công nghệ) công bố hằng năm. ICT Index là chỉ số tổng hợp phản ánh mức độ sẵn sàng và phát triển công nghệ thông tin và truyền thông của các địa phương, được xây dựng từ các nhóm chỉ tiêu về hạ tầng ICT, ứng dụng ICT, nguồn nhân lực ICT và chỉ tiêu ICT. Do phản ánh mức độ phát triển hạ tầng số, nguồn nhân lực số và mức độ ứng dụng công nghệ thông tin, chỉ số này được sử dụng như đại diện cho mức độ chuyển đổi số ở cấp tỉnh trong nghiên cứu.

Các biến kiểm soát gồm:

- h: tỷ lệ lao động qua đào tạo (%), phản ánh chất lượng nguồn nhân lực.
- lndandothi: logarit dân số đô thị (người), đại diện cho quá trình đô thị hóa.
- lndulich: logarit doanh thu du lịch (tỷ đồng), thể hiện vai trò ngành dịch vụ - du lịch.

- pci: chỉ số PCI, phản ánh chất lượng thể chế và năng lực điều hành cấp tỉnh.

Tóm tắt đặc trưng dữ liệu cho thấy sự khác biệt giữa các tỉnh về mức độ phát triển số, thể chế và nguồn nhân lực, phù hợp với thực tế phân hóa kinh tế vùng tại Việt Nam.

3.3. Mô hình và phương pháp ước lượng

Mô hình cơ sở được xác định như sau:

$$\lnnsld_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{ict_mt}_{it} + \beta_2 h_{it} + \beta_3 \text{lndandothi}_{it} + \beta_4 \text{lndulich}_{it} + \beta_5 \text{pci}_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó i là tỉnh và t là năm.

Dựa trên các kiểm định sơ bộ về nội sinh, tính dừng và đồng liên kết, nghiên cứu áp dụng chiến lược ước lượng nhiều tầng nhằm xác định tác động cơ sở, đánh giá độ vững và củng cố suy luận nhân quả giữa chuyển đổi số (ICT) và năng suất lao động (NSLĐ). Trước hết, mô hình tham chiếu được ước lượng bằng Fixed Effects với sai số chuẩn Driscoll-Kraay (DK-FE) để kiểm soát dị phương sai, tự tương quan theo thời gian và phụ thuộc chéo giữa các tỉnh - đặc trưng phổ biến của dữ liệu vùng quy mô nhỏ (Driscoll & Kraay, 1998; Hoechle, 2007).

Tiếp theo, nghiên cứu kiểm định tính không đồng nhất của tác động ICT theo vùng địa lý, mức độ phát triển du lịch và chất lượng thể chế (PCI) nhằm đánh giá độ vững của kết quả. Để phân tích động học và quá trình hội tụ NSLĐ, mô hình β -convergence có điều kiện được sử dụng. Cuối cùng, nhằm củng cố quan hệ nhân quả, nghiên cứu triển khai GMM động Arellano-Bond, Difference-in-Differences dựa trên cú sốc chính sách chuyển đổi số và kiểm định Granger panel. Cách tiếp cận này bám sát thông lệ kinh tế lượng hiện đại và các nghiên cứu gần đây về tác động của số hóa tại Đông Á và Việt Nam. Để kiểm tra tính vững và độ ổn định của kết quả ước lượng, nghiên cứu tiến hành phân tích độ nhạy bằng phương pháp loại trừ từng tỉnh khỏi mẫu (leave-one-out estimation) và ước lượng lại mô hình. Kết quả cho thấy hệ số của biến ICT vẫn giữ nguyên dấu và ý nghĩa thống kê, cho thấy kết quả nghiên cứu là đáng tin cậy.

Do dữ liệu bảng có số đơn vị quan sát theo không gian nhỏ nhưng chuỗi thời gian tương đối dài, nghiên cứu sử dụng mô hình Fixed Effects với sai số chuẩn Driscoll-Kraay, vốn cho phép sai số có thể tương quan theo không gian và thời gian mà không cần chỉ định cấu trúc ma trận không gian cụ thể (Driscoll & Kraay, 1998; Hoechle, 2007).

4. Kết quả nghiên cứu

Phần này trình bày kết quả thực nghiệm về tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động theo trình tự từ mô hình cơ sở, kiểm định độ vững, phân tích tính không đồng nhất, cơ chế tác động, hội tụ năng suất và cuối cùng là kiểm định quan hệ nhân quả. Cách tiếp cận nhiều bước này giúp đảm bảo tính vững, tính nhất quán và độ tin cậy của suy luận thực nghiệm.

4.1. Thống kê mô tả và kiểm định sơ bộ

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả các biến trong mô hình với 176 quan sát cấp tỉnh giai đoạn 2009-2024. Năng suất lao động (lnnsld) có giá trị trung bình -2,942 và độ lệch chuẩn 0,378, phản ánh sự khác biệt đáng kể về hiệu quả sử dụng lao động giữa các tỉnh miền Trung. Chỉ số sẵn sàng ICT (ict_mt) đạt mức

trung bình 0,458, cho thấy trình độ chuyển đổi số còn phân hóa. Tỷ lệ lao động qua đào tạo (h) và mức độ đô thị hóa (Indandothi) thể hiện sự chênh lệch về chất lượng nguồn nhân lực và không gian kinh tế. Doanh thu du lịch (Indulich) và PCI có độ biến thiên tương đối lớn, phản ánh vai trò của dịch vụ và thể chế trong nâng cao năng suất, phù hợp với bằng chứng quốc tế về tác động tích cực của ICT và chất lượng thể chế tới năng suất lao động (Brynjolfsson & Hitt, 2000; Bloom et al., 2012), cũng như các nghiên cứu gần đây tại Việt Nam (Lê Thị Hậu & Tô Trung Thành, 2024; Lê Hải Trung et al., 2025).

Bảng 2 báo cáo kiểm định nội sinh theo tiếp cận Durbin-Wu-Hausman trong khung 2SLS. Kết quả cho thấy M1 (ict_mt, h) không bác bỏ giả thuyết ngoại sinh ($p = 0,537/0,659$), hàm ý ước lượng OLS/2SLS không khác biệt có ý nghĩa. Với M2 (ict_mt, pci), p-value ở ngưỡng biên ($0,061/0,050$) gợi ý nội sinh yếu, do đó 2SLS là phù hợp để tăng độ tin cậy. M3 tiếp tục cho thấy không có nội sinh đáng kể ($p = 0,101/0,132$) (Angrist & Krueger, 2001), phù hợp với bối cảnh nghiên cứu về ICT và năng suất tại Việt Nam (Lê Thị

Bảng 1: Thống kê mô tả các biến trong mô hình

Biến	Ký hiệu	Số quan sát	Trung bình (Mean)	Độ lệch chuẩn	Min	Max
Năng suất lao động (lnNSLĐ)	lnnsld	176	-2.942	0.378	-3.754	-1.995
Chỉ số sẵn sàng ICT	ict_mt	176	0.458	0.074	0.287	0.653
Lao động qua đào tạo	h	176	0.209	0.068	0.100	0.410
Dân số đô thị (log)	Indandothi	176	13.317	0.508	12.159	14.318
Doanh thu du lịch (log)	Indulich	176	4.169	1.559	0.747	8.172
Năng lực cạnh tranh cấp tỉnh	pci	176	63.00	4.327	52.38	71.89

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ dữ liệu 11 tỉnh miền Trung - Tây Nguyên, giai đoạn 2009-2024)

Bảng 2: Kiểm định tính nội sinh trong mô hình 2SLS

Mô hình	Biến nghi ngờ nội sinh	Thống kê kiểm định (χ^2 / F)	p-value	Kết luận
M1	ict_mt, h	$\chi^2(2)=1.242/0.705$	0.537/0.659	Không có nội sinh
M2	ict_mt, pci	$\chi^2(2)=3.519/F(1,147)=3.875$	0.061/0.050	Nội sinh yếu
M3	ict_mt, h	$\chi^2(2)=3.664/F(2,146)=2.131$	0.101/0.132	Không có nội sinh đáng kể

Ghi chú: Kiểm định Durbin-Wu-Hausman trong khung 2SLS. H0: biến giải thích ngoại sinh.
(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ dữ liệu 11 tỉnh miền Trung - Tây Nguyên, giai đoạn 2009-2024)

Hậu & Tô Trung Thành, 2024; Lê Hải Trung et al., 2025). phổ biến trong nghiên cứu về ICT, năng suất và tăng trưởng kinh tế và không làm suy giảm

Bảng 3: Kết quả kiểm định tính dừng các biến trong mô hình ICT và NSLĐ

Biến	Kiểm định	Mức kiểm định	Inverse chi ² (p)	Inverse normal (p)	Inverse logit (p)	Kết luận
ict_mt	PP–Fisher	Mức gốc I(0)	154.1488 (0.0000)	-9.9578 (0.0000)	-12.6860 (0.0000)	Dừng tại I(0)
lnnsld	ADF–Fisher	Sai phân bậc 1 I(1)	122.9159 (0.0000)	-11.4559 (0.0000)	-5.9711 (0.0000)	Dừng tại I(1)
lnandothi	PP–Fisher	Sai phân bậc 1 I(1)	189.9556 (0.0000)	-11.9166 (0.0000)	-15.3156 (0.0000)	Dừng tại I(1)
lnulich	PP–Fisher	Sai phân bậc 1 I(1)	122.8307 (0.0000)	-8.4339 (0.0000)	-10.2564 (0.0000)	Dừng tại I(1)
h	PP–Fisher	Sai phân bậc 1 I(1)	292.9704 (0.0000)	-14.5188 (0.0000)	-24.8553 (0.0000)	Dừng tại I(1)
pci	ADF–Fisher	Sai phân bậc 1 I(1)	66.9760 (0.0000)	-4.9761 (0.0000)	-6.7761 (0.0000)	Dừng tại I(1)

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

Ghi chú: $p\text{-value} < 0.01$ bác bỏ giả thuyết H_0 , tức chuỗi là dừng. Các biến lnnsld, lnandothi, lnulich, h, pci chỉ dừng sau khi sai phân bậc 1, trong khi ict_mt dừng tại mức gốc.

Bảng 3 trình bày kết quả kiểm định tính dừng theo các kiểm định Fisher–ADF và Fisher–PP cho dữ liệu bảng. Kết quả cho thấy chỉ số chuyển đổi số (ict_mt) dừng tại mức gốc I(0), trong khi năng suất lao động (lnnsld) và các biến kiểm soát còn lại (lnandothi, lnulich, h, pci) dừng sau sai phân bậc một I(1) với p-value đều nhỏ hơn 0,01. Sự tồn tại của các bậc tích hợp khác nhau là đặc trưng

tính hợp lệ của các ước lượng 2SLS khi được xử lý phù hợp (Baltagi, 2008; Pesaran, 2015), đồng thời phù hợp với các bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam (Đặng Thị Việt Đức, 2019; Lê Thị Hậu & Tô Trung Thành, 2024).

Bảng 4 trình bày kết quả kiểm định đồng liên kết dữ liệu bảng theo Pedroni và Kao. Các thống kê của Pedroni (Modified PP-t, PP-t và ADF-t) đều có p-value nhỏ hơn 0,01,

Bảng 4: Kết quả kiểm định đồng liên kết (Pedroni và Kao)

Kiểm định	Biến trong mô hình	Thống kê chính	p-value	Kết luận
Pedroni test	lnnsld, ict_mt, h, lnandothi, lnulich, pci	Modified PP-t = 3.6123	0.0002	Có đồng liên kết
		PP-t = -2.6581	0.0039	Có đồng liên kết
		ADF-t = -2.6931	0.0035	Có đồng liên kết
Kao test	lnnsld, ict_mt, h, lnandothi, lnulich, pci	DF-t = -2.4967	0.0063	Có đồng liên kết
		Unadj. DF-t = -3.9178	0.0000	Có đồng liên kết

Ghi chú: Kiểm định Pedroni và Kao. H_0 : không có đồng liên kết.

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ dữ liệu 11 tỉnh miền Trung - Tây Nguyên, giai đoạn 2009-2024)

bác bỏ giả thuyết không có đồng liên kết. Kết quả kiểm định Kao cũng cho thấy thống kê DF-t và Unadjusted DF-t có ý nghĩa thống kê cao, khẳng định sự tồn tại mối quan hệ cận bằng dài hạn giữa năng suất lao động, chuyển đổi số và các biến kiểm soát. Phát hiện này phù hợp với lý thuyết và bằng chứng thực nghiệm quốc tế về vai trò dài hạn của ICT đối với năng suất (Pedroni, 1999; Kao, 1999), cũng như các nghiên cứu tại Việt Nam nhấn mạnh tác động bền vững của chuyển đổi số tới hiệu quả kinh tế địa phương (Đặng Thị Việt Đức, 2019; Lê Thị Hậu & Tô Trung Thành, 2024).

Dựa trên kết quả thống kê mô tả, kiểm định nội sinh, tính dừng và đồng liên kết (Bảng 1-4), có thể thấy năng suất lao động và các biến kiểm soát chủ yếu là chuỗi $I(1)$, trong khi ICT dừng tại mức gốc và tồn tại quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa các biến. Điều này cho thấy việc áp dụng các mô hình REM/FEM truyền thống có thể dẫn đến ước lượng sai lệch nếu không xử lý đồng thời tự tương quan theo thời gian và phụ thuộc chéo trong dữ liệu bảng. Do đó, mô hình Fixed Effects với sai số chuẩn Driscoll-Kraay được lựa chọn nhằm cung cấp ước lượng vững trước phương sai thay đổi và phụ thuộc chéo, đồng thời phản ánh chính xác tác động ngắn hạn của chuyển đổi số tới năng suất lao động, phù hợp với khuyến nghị trong các nghiên cứu quốc tế và bối cảnh Việt Nam (Driscoll & Kraay, 1998; Hoechle, 2007; Lê Thị Hậu & Tô Trung Thành, 2024). Mặc dù các biến trong mô hình có bậc tích hợp hỗn hợp, việc không xuất hiện biến $I(2)$ và sự tồn tại quan hệ đồng liên kết dài hạn theo kiểm định Pedroni và Kao cho thấy mô hình không rơi vào hồi quy giả và vẫn có thể ước lượng nhất quán trong dữ liệu bảng. Trong bối cảnh này, nghiên cứu sử dụng mô hình Fixed Effects với sai số chuẩn Driscoll-Kraay nhằm xử lý đồng thời dị phương sai, tự tương quan và phụ thuộc chéo giữa các đơn vị quan sát (Driscoll & Kraay, 1998; Hoechle, 2007). Các phương pháp ước lượng dài hạn như ECM, DOLS hoặc FMOLS được xem là hướng mở rộng cho các nghiên cứu tiếp theo

tập trung vào quan hệ cân bằng dài hạn (Pedroni, 1999; Kao, 1999).

Nghiên cứu tiến hành kiểm định phụ thuộc chéo giữa các đơn vị quan sát bằng các kiểm định Pesaran CD, Friedman và Frees (Phụ lục C). Kết quả cho thấy không tồn tại phụ thuộc chéo đáng kể giữa các tỉnh trong mẫu nghiên cứu. Tuy nhiên, để đảm bảo tính vững của sai số chuẩn trong dữ liệu bảng theo vùng, nghiên cứu vẫn sử dụng sai số chuẩn Driscoll-Kraay trong các mô hình Fixed Effects, theo khuyến nghị của Driscoll & Kraay (1998) và Hoechle (2007).

Tóm lại, các kiểm định sơ bộ cho thấy các biến trong mô hình có bậc tích hợp khác nhau nhưng tồn tại quan hệ đồng liên kết dài hạn; vấn đề nội sinh không nghiêm trọng; và không tồn tại phụ thuộc chéo đáng kể giữa các đơn vị quan sát. Do đó, mô hình Fixed Effects với sai số chuẩn Driscoll-Kraay được lựa chọn làm mô hình tham chiếu để ước lượng tác động cơ sở của chuyển đổi số đến năng suất lao động. Để củng cố suy luận nhân quả và kiểm soát nội sinh động cũng như cú sốc chính sách, nghiên cứu tiếp tục áp dụng các phương pháp nhận diện nhân quả như Dynamic GMM, Difference-in-Differences và kiểm định Granger panel trong Mục 4.5.

4.2. Kết quả mô hình cơ sở (Baseline results - DK FE)

Kết quả ước lượng từ mô hình Driscoll-Kraay Fixed Effects (DK-FE) cho thấy chuyển đổi số (ICT) có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê tới năng suất lao động của các tỉnh miền Trung - Tây Nguyên ($\beta = 0,394$; $p < 0,01$), khẳng định vai trò của mức độ sẵn sàng ICT trong cải thiện hiệu quả sản xuất và quản trị. Về ý nghĩa kinh tế của hệ số ước lượng, hệ số của biến ICT trong mô hình cơ sở ($\beta = 0,394$) cho thấy khi chỉ số chuyển đổi số tăng 0,1 điểm thì năng suất lao động tăng khoảng 3,9-4%. Điều này cho thấy tác động của chuyển đổi số không chỉ có ý nghĩa thống kê mà còn có ý nghĩa kinh tế đáng kể, phản ánh vai trò của hạ tầng số và mức độ sẵn sàng công nghệ trong nâng cao hiệu quả sản xuất và quản trị ở cấp địa phương. Bên cạnh đó, lao động qua đào tạo, đô thị hóa, du lịch

Bảng 5: Kết quả hồi quy DK-FE: Tác động của chuyển đổi số (ICT) tới năng suất lao động ($\ln nsld$)

Biến	Hệ số (Coef.)	Sai số chuẩn	t	p-value	Kết luận
ict_mt	0.394***	0.121	3.24	0.006	Tác động dương, có ý nghĩa
h	3.425***	0.466	7.35	0.000	Lao động đào tạo thúc đẩy NSLĐ
Indandothi	0.485***	0.091	5.34	0.000	Đô thị hóa làm tăng NSLĐ
Indulich	0.029**	0.011	2.56	0.018	Du lịch tác động tích cực
pci	0.015**	0.006	2.65	0.014	Thể chế tốt nâng cao NSLĐ
cons	-11.336	1.135	-9.99	0.000	–

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

R^2 (within) = 0.9199 | $F(5,15) = 7158.90$ | $p = 0.0000$

Ghi chú: Biến phụ thuộc là $\ln NSLĐ$. ICT đo bằng ICT Index. Sai số chuẩn Driscoll-Kraay trong ngoặc. Mẫu gồm 11 tỉnh giai đoạn 2009-2024 ($N = 176$). ***, **, * tương ứng mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

và chất lượng thể chế đều tác động dương, phản ánh tính hỗ trợ giữa hạ tầng số, nguồn nhân lực và môi trường thể chế. Kết quả này phù hợp với các bằng chứng thực nghiệm tại châu Á cho thấy ICT thúc đẩy năng suất và TFP ở các nền kinh tế đang phát triển, như Trung Quốc, Hàn Quốc và các nước ASEAN, thông qua đổi mới quy trình và lan tỏa công nghệ (Niebel, 2018; Vu, 2011), đồng thời tương thích với các nghiên cứu gần đây tại Việt Nam ở cấp doanh nghiệp và địa phương (Lê Thị Hậu & Tô Trung Thành, 2024; Lê Hải Trung et al., 2025).

4.3. Phân tích độ vững

4.3.1. Kiểm tra độ bền bằng phương pháp loại trừ từng tỉnh

Để kiểm tra độ vững của kết quả ước lượng, nghiên cứu thực hiện phân tích độ nhạy theo phương pháp loại trừ từng tỉnh (leave-one-out) bằng cách ước lượng lại mô hình cơ sở khi lần lượt loại bỏ từng tỉnh khỏi mẫu nghiên cứu. Kết quả cho thấy hệ số của biến chuyển đổi số vẫn dương và có ý nghĩa thống kê trong hầu hết các mô hình, đồng thời độ lớn hệ số không thay đổi đáng kể (Phụ lục B). Điều này cho thấy kết quả nghiên cứu không bị chi phối bởi bất kỳ tỉnh riêng lẻ nào và khẳng định tính vững của kết quả ước lượng. Phương pháp phân tích độ nhạy này thường được sử dụng trong các nghiên cứu dữ liệu bảng nhằm đánh giá tính ổn định của hệ số ước lượng và xác định các quan sát có ảnh hưởng lớn (Leamer, 1983; Sala-I-Martin, 1997).

Ngoài ra, phương pháp leave-one-out cũng giúp phát hiện các quan sát có ảnh hưởng lớn (influential observations). Kết quả cho thấy hệ số ICT ổn định khi loại trừ từng tỉnh, cho thấy kết quả không bị chi phối bởi các quan sát ngoại lai.

4.3.2. So sánh vùng Bắc Trung Bộ - Nam Trung Bộ

Để làm rõ hơn sự khác biệt trong tác động của chuyển đổi số (ICT) đến năng suất lao động giữa các tiểu vùng, nghiên cứu tiếp tục thực hiện kiểm định dị biệt vùng giữa Bắc Trung Bộ (BTB) và Nam Trung Bộ (NTB), nhằm đánh giá liệu hiệu quả của ICT có mang tính không đồng nhất theo không gian.

Bảng 6 trình bày kết quả ước lượng DK-FE nhằm kiểm định độ vững và khác biệt tác động của chuyển đổi số giữa Bắc Trung Bộ (BTB) và Nam Trung Bộ (NTB). Kết quả cho thấy chuyển đổi số (ict_mt) có tác động dương và có ý nghĩa thống kê tới năng suất lao động tại BTB ($\beta = 0,667$; $p < 0,05$), phản ánh vai trò thúc đẩy của hạ tầng số trong bối cảnh nền kinh tế có mức xuất phát thấp. Tuy nhiên, hệ số tương tác theo vùng (ict_region) không có ý nghĩa thống kê, cho thấy chưa tồn tại khác biệt rõ ràng về cường độ tác động của ICT giữa hai tiểu vùng. Các biến kiểm soát như lao động qua đào tạo, đô thị hóa, du lịch và chất lượng thể chế đều tác động tích cực, củng cố tính ổn định của kết quả. Phát hiện này phù hợp với các nghiên cứu quốc tế về tính không đồng nhất không gian của tác

Bảng 6: Kết quả hồi quy DK-FE kiểm định khác biệt tác động ICT giữa hai vùng (BTB và NTB)

Biến	Hệ số (Coef.)	Sai số chuẩn	T	p-value	Kết luận
ict_mt	0.667**	0.253	2.63	0.019	Tác động dương, có ý nghĩa (BTB)
ict_region	-0.668	0.418	-1.60	0.131	Khác biệt vùng không có ý nghĩa thống kê
h	3.392***	0.487	6.97	0.000	Lao động đào tạo tăng NSLĐ
Indandothi	0.489***	0.082	5.98	0.000	Đô thị hóa thúc đẩy NSLĐ
Indulich	0.033**	0.011	2.99	0.009	Du lịch tác động tích cực
pci	0.014***	0.006	2.50	0.025	Thế chế cải thiện NSLĐ
cons	-11.334	1.227	-9.23	0.000	-

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

Within $R^2 = 0.922$ | $F(6,15) = 7434.55$ | $p = 0.0000$

Ghi chú: ict_region là biến tương tác ICT $\times$ vùng. Sai số chuẩn Driscoll-Kraay trong ngoặc. Mẫu gồm 11 tỉnh giai đoạn 2009-2024.

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

động ICT tại các vùng đang phát triển (Niebel, 2018; Vu, 2011), đồng thời nhất quán với bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam (Lê Thị Hậu & Tô Trung Thành, 2024; Lê Hải Trung et al., 2025).

4.4. Tính không đồng nhất của tác động

4.4.1. Thể chế mạnh/yếu (PCI cao/thấp)

Để kiểm tra liệu chất lượng thể chế địa phương (PCI) có làm thay đổi cường độ tác động của chuyển đổi số (ICT) đến năng suất lao động, nghiên cứu tiến hành kiểm định dị biệt theo nhóm PCI cao và thấp. Mục tiêu nhằm đánh giá hiệu ứng khuếch đại thể chế trong mối quan hệ ICT - NSLĐ giữa các địa phương.

Bảng 7 trình bày kết quả ước lượng DK-FE nhằm đánh giá vai trò điều tiết của chất lượng thể chế địa phương trong mối quan hệ giữa chuyển đổi số và năng suất lao động. Kết quả cho thấy hệ số ICT cơ sở không có ý nghĩa thống kê ở nhóm PCI thấp, trong khi biến tương tác ict_pcigh mang dấu dương và có ý nghĩa cao ($\beta = 0.210$; $p < 0,01$), hàm ý **hiệu ứng khuếch đại thể chế** đối với tác động của ICT tại các địa phương có chất lượng điều hành tốt. Điều này cho thấy hạ tầng số chỉ phát huy hiệu quả khi được hỗ trợ bởi môi trường thể chế minh bạch và năng lực quản trị cao. Kết quả phù hợp với các bằng chứng quốc tế

Bảng 7: Kết quả hồi quy DK-FE kiểm định dị biệt tác động của ICT theo mức thể chế (PCI)

Biến	Hệ số (Coef.)	Sai số chuẩn	t	p-value	Kết luận
ict_mt	0.267	0.168	1.59	0.133	Không có ý nghĩa ở nhóm PCI thấp
ict_pcigh	0.210***	0.039	5.40	0.000	Hiệu ứng tăng thêm ở nhóm PCI cao
h	3.716***	0.384	9.68	0.000	Lao động đào tạo làm tăng NSLĐ
Indandothi	0.474***	0.076	6.22	0.000	Đô thị hóa thúc đẩy NSLĐ
Indulich	0.027**	0.013	2.04	0.066	Du lịch tác động tích cực
cons	-10.313	0.950	-10.86	0.000	-

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

Within $R^2 = 0.917$ | $F(5,15) = 12850.19$ | $p = 0.0000$

Ghi chú: ict_pcigh là biến tương tác ICT $\times$ PCI cao. Sai số chuẩn Driscoll-Kraay trong ngoặc. Mẫu gồm 11 tỉnh giai đoạn 2009-2024. ***, **, * tương ứng mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

về vai trò hỗ trợ giữa ICT và thể chế trong nâng cao năng suất (Acemoglu et al., 2014; Niebel, 2018), đồng thời nhất quán với các nghiên cứu tại Việt Nam nhấn mạnh tầm quan trọng của PCI trong khai thác lợi ích từ chuyển đổi số (Lê Thị Hậu & Tô Trung Thành, 2024; Lê Hải Trung et al., 2025).

4.4.2. Theo phát triển du lịch

Để phân tích sâu hơn vai trò của du lịch trong mối quan hệ giữa chuyển đổi số (ICT) và năng suất lao động (NSLĐ), nghiên cứu tiến hành kiểm định dị biệt theo mức độ phát triển du lịch giữa các địa phương miền Trung - Tây Nguyên. Mục tiêu nhằm đánh giá liệu các tỉnh có thể mạnh du lịch thu được hiệu ứng lan tỏa ICT mạnh hơn so với các tỉnh còn lại.

mức độ chuyên môn hóa kinh tế địa phương (Niebel, 2018; Gal et al., 2019), cho thấy chuyển đổi số có ý nghĩa đặc biệt trong việc đa dạng hóa động lực tăng năng suất tại các vùng chưa khai thác mạnh du lịch.

4.5. Cơ chế tác động

Bên cạnh tác động trực tiếp, kết quả thực nghiệm cho thấy chuyển đổi số (ICT) tác động đến năng suất lao động thông qua nhiều kênh truyền dẫn khác nhau, bao gồm nguồn nhân lực, đô thị hóa, thể chế và cơ cấu kinh tế địa phương. Trước hết, kết quả mô hình cơ sở cho thấy lao động qua đào tạo có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê cao, cho thấy chất lượng nguồn nhân lực đóng vai trò quan trọng trong việc chuyển hóa đầu tư công nghệ thành

Bảng 8: Kết quả hồi quy DK-FE kiểm định dị biệt tác động ICT theo mức phát triển du lịch

Biến	Hệ số (Coef.)	Sai số chuẩn	t	p - value	Kết luận
ict_mt	0.584**	0.204	2.86	0.012	Tác động dương, có ý nghĩa ở nhóm du lịch không trụ cột
ict_dutour	-0.765*	0.404	-1.89	0.078	Tác động ICT yếu hơn ở nhóm du lịch trụ cột
h	3.490***	0.479	7.29	0.000	Lao động đào tạo tăng NSLĐ
Indandothi	0.477***	0.083	5.75	0.000	Đô thị hóa thúc đẩy NSLĐ
Indulich	0.032**	0.013	2.47	0.027	Du lịch tác động tích cực
pci	0.014***	0.006	2.73	0.016	Thể chế cải thiện NSLĐ
cons	-11.173	1.212	-9.22	0.000	–

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

Within $R^2 = 0.922$ | $F(6,15) = 8308.01$ | $p = 0.0000$

Ghi chú: ict_dutour là biến tương tác ICT $\times$ tỉnh du lịch. Sai số chuẩn Driscoll-Kraay trong ngoặc. Mẫu gồm 11 tỉnh giai đoạn 2009-2024. ***, **, * tương ứng mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

Bảng 8 trình bày kết quả ước lượng DK-FE nhằm kiểm định sự khác biệt tác động của chuyển đổi số theo mức độ phát triển du lịch. Kết quả cho thấy ICT có tác động dương và có ý nghĩa thống kê tới năng suất lao động ở nhóm địa phương du lịch chưa phát triển ($\beta = 0,584$; $p < 0,05$). Ngược lại, hệ số tương tác ict_dutour mang dấu âm và có ý nghĩa ở mức 10%, hàm ý tác động của ICT yếu hơn tại các địa phương du lịch trụ cột, nơi lợi thế ngành dịch vụ truyền thống có thể làm giảm vai trò tương đối của công nghệ số. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu quốc tế cho rằng hiệu quả của ICT phụ thuộc vào cấu trúc ngành và

tăng năng suất. Điều này phù hợp với lý thuyết vốn nhân lực và các nghiên cứu thực nghiệm cho rằng công nghệ số chỉ phát huy hiệu quả khi lực lượng lao động có đủ kỹ năng để hấp thụ và vận hành công nghệ mới (Benhabib & Spiegel, 2005; Niebel, 2018).

Thứ hai, biến đô thị hóa có tác động dương và có ý nghĩa thống kê trong các mô hình, cho thấy hiệu ứng lan tỏa công nghệ và lợi thế mật độ kinh tế tại các khu vực đô thị đóng vai trò quan trọng trong việc nâng cao hiệu quả của chuyển đổi số. Các nghiên cứu quốc tế cho thấy ICT thường có hiệu quả cao hơn tại các khu vực đô thị do sự tập trung doanh nghiệp,

lao động có kỹ năng và hạ tầng công nghệ (Glaeser et al., 1992; Gal et al., 2019).

Thứ ba, kết quả kiểm định β khác biệt theo mức PCI cho thấy tác động của ICT mạnh hơn tại các địa phương có chất lượng thể chế cao, hàm ý thể chế đóng vai trò khuếch đại hiệu quả của chuyển đổi số. Điều này phù hợp với các nghiên cứu về kinh tế thể chế cho rằng công nghệ và thể chế có mối quan hệ hỗ trợ trong việc nâng cao năng suất và tăng trưởng kinh tế (Acemoglu et al., 2014).

Cuối cùng, sự khác biệt theo mức độ phát triển du lịch cho thấy cơ cấu kinh tế địa phương cũng là một kênh truyền dẫn quan trọng của chuyển đổi số đến năng suất lao động. Nhìn chung, các kết quả này cho thấy chuyển đổi số tác động đến năng suất lao động không chỉ trực tiếp mà còn thông qua các kênh về nguồn nhân lực, thể chế, đô thị hóa và cơ cấu kinh tế, phù hợp với các nghiên cứu gần đây về kinh tế số và năng suất tại các nền kinh tế đang phát triển (Niebel, 2018; Vu, 2011).

4.6. Hội tụ năng suất trong bối cảnh chuyển đổi số

Nghiên cứu kiểm định β -convergence có điều kiện bằng hồi quy tốc độ tăng NSLĐ theo mức NSLĐ ban đầu và các yếu tố ICT, nhân lực, đô thị hóa, thể chế. Hệ số âm và có ý nghĩa của NSLĐ ban đầu cho thấy xu

hướng bắt kịp vùng, trong khi hệ số dương hàm ý nguy cơ phân kỳ, phù hợp cảnh báo của OECD.

Bảng 9 trình bày kết quả kiểm định β -convergence có điều kiện của năng suất lao động trong bối cảnh chuyển đổi số. Hệ số của năng suất lao động trễ (L.lnnsld) mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ($\beta = -0,182$; $p < 0,05$), cho thấy tồn tại quá trình hội tụ năng suất, trong đó các địa phương có mức NSLĐ ban đầu thấp có xu hướng tăng trưởng nhanh hơn. Tuy nhiên, biến ICT không có ý nghĩa trong ngắn hạn, hàm ý chuyển đổi số chưa trực tiếp thúc đẩy tốc độ hội tụ mà chủ yếu tác động gián tiếp thông qua các yếu tố hỗ trợ. Ngược lại, lao động qua đào tạo và đô thị hóa có tác động dương và có ý nghĩa, cho thấy vai trò then chốt của nguồn nhân lực và không gian kinh tế trong quá trình bắt kịp. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu quốc tế về hội tụ năng suất có điều kiện, nhấn mạnh tầm quan trọng của vốn nhân lực và thể chế trong bối cảnh số hóa (Barro & Sala-i-Martin, 2004; Benhabib & Spiegel, 2005), đồng thời tương thích với các bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam (Trương Văn Cảnh, 2025; Lê Thị Hậu & Tô Trung Thành, 2024).

Kết quả thực nghiệm không chỉ cho thấy tác động trực tiếp của chuyển đổi số đến năng suất lao động mà còn gợi ý một số kênh

Bảng 9: Kết quả và nhận xét - Hội tụ năng suất lao động (DK-FE)

Biến	Hệ số (Coef.)	Sai số chuẩn	t	p-value	Kết luận
L.lnnsld	-0.182***	0.073	-2.49	0.026	Có hội tụ năng suất (tính NSLĐ thấp bắt kịp)
ict_mt	-0.061	0.054	-1.12	0.281	Chưa có tác động đáng kể trong ngắn hạn
h	0.510***	0.112	4.56	0.000	Lao động đào tạo thúc đẩy tăng trưởng NSLĐ
lnlandothi	0.140**	0.056	2.48	0.026	Đô thị hóa hỗ trợ quá trình hội tụ
lnulich	0.004	0.006	0.74	0.470	Không có ý nghĩa thống kê
pci	0.005	0.003	1.32	0.208	Thể chế chưa phát huy vai trò rõ rệt

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

Ghi chú: L.lnNSLĐ là năng suất trễ dùng kiểm định hội tụ β . Sai số chuẩn Driscoll-Kraay trong ngoặc. Mẫu gồm 11 tỉnh giai đoạn 2009-2024. ***, **, * tương ứng mức ý nghĩa 1%, 5% và 10%.

truyền dẫn quan trọng. Thứ nhất, kết quả hồi quy cho thấy lao động qua đào tạo và đô thị hóa có tác động dương và có ý nghĩa thống kê, hàm ý chuyển đổi số có thể nâng cao năng suất thông qua cải thiện chất lượng nguồn nhân lực và hiệu ứng lan tỏa công nghệ trong không gian đô thị. Thứ hai, kết quả tương tác với PCI cho thấy vai trò khuếch đại của thể chế, cho thấy ICT phát huy hiệu quả mạnh hơn tại các địa phương có chất lượng điều hành tốt. Thứ ba, sự khác biệt theo mức phát triển du lịch cho thấy cơ cấu ngành cũng là một kênh truyền dẫn quan trọng của chuyển đổi số đến năng suất. Nhìn chung, các kết quả này cho thấy chuyển đổi số tác động đến năng suất lao động không chỉ trực tiếp mà còn thông qua các kênh về nguồn nhân lực, thể chế và cơ cấu kinh tế địa phương.

4.7. Quan hệ nhân quả và cú sốc chính sách

Sau khi các phân tích độ vững và khác biệt tác động cùng kiểm định hội tụ năng suất cho thấy vai trò tích cực nhưng không đồng nhất của chuyển đổi số, nghiên cứu tiếp tục xác định quan hệ nhân quả nhằm loại trừ thiên lệch nội sinh và làm rõ tác động của cú sốc chính sách số hóa đến năng suất lao động. Theo thông lệ kinh tế lượng hiện đại, các tiếp cận động và bán thực nghiệm được sử dụng để củng cố suy luận nhân quả và kiểm định cơ chế tác động (Arellano & Bond, 1991; Angrist & Pischke, 2009).

Bảng 10 cung cấp bằng chứng về quan hệ nhân quả giữa chuyển đổi số và năng suất lao

động thông qua ba cách tiếp cận thực nghiệm bổ trợ. Thứ nhất, mô hình Dynamic GMM (Arellano-Bond) cho thấy năng suất lao động có tính động học mạnh và hệ số biến trễ có ý nghĩa thống kê, trọng khi các kiểm định AR(2) và Hansen đều đạt yêu cầu, xác nhận tính hợp lệ của bộ công cụ và độ tin cậy của mô hình. Mặc dù hệ số ICT không có ý nghĩa thống kê trong mô hình động, kết quả cho thấy chuyển đổi số tác động gián tiếp đến năng suất lao động thông qua cơ chế động học và điều chỉnh dài hạn của năng suất. Thứ hai, mô hình Difference-in-Differences mở rộng xác nhận cú sốc chính sách chuyển đổi số giai đoạn sau 2018 làm gia tăng năng suất lao động tại các tỉnh trọng điểm, hàm ý hiệu ứng chính sách mang tính nhân quả ở cấp vùng. Thứ ba, kiểm định Granger panel cho thấy chiều tác động một chiều từ ICT tới năng suất lao động, ủng hộ cơ chế lan tỏa công nghệ từ chuyển đổi số sang hiệu quả sản xuất.

Nhìn chung, ba cách tiếp cận thực nghiệm cho kết quả nhất quán, cho thấy chuyển đổi số có vai trò quan trọng đối với năng suất lao động thông qua cả cơ chế động học, cú sốc chính sách và lan tỏa công nghệ. Các kết quả này phù hợp với bằng chứng quốc tế về vai trò nhân quả của ICT đối với năng suất và tăng trưởng (Arellano & Bond, 1991; Angrist & Pischke, 2009), đồng thời tương thích với các nghiên cứu thực nghiệm gần đây tại Việt Nam về chuyển đổi số và hiệu quả kinh tế địa phương (Lê Thị Hậu & Tô Trung Thành, 2024; Lê Hải Trung et al., 2025).

Bảng 10: Kết quả kiểm định khả năng nhân quả và sốc chính sách (Causal Identification)

Mô hình	Biến chính/ Kiểm định	Dấu kỳ vọng	Kết quả	Kết luận
(1) Dynamic GMM (Arellano-Bond)	$L.lnnsld_t = 0.911^{***}; ict_mt = 0.134 (n.s.)$	+	AR(1) $p = 0.29$; AR(2) $p = 0.89$; Hansen $p = 0.13$; số công cụ = 9 ($< N$)	ICT tác động gián tiếp thông qua động học NSLĐ; kết quả GMM nhất quán với mô hình FE
(2) Diff-in-Diff mở rộng	$did = 0.005^{**}$	+	Chính sách số (2018 $\rightarrow$) tăng NSLĐ ở tỉnh trọng điểm	Hiệu ứng chính sách xác nhận tác động nhân quả cấp vùng
(3) Granger panel	$ICT_{t-1} \rightarrow NSLĐ_t (+)^{**}$; $NSLĐ_{t-1} \rightarrow ICT_t (n.s.)$	+ / 0	ICT dẫn NSLĐ một chiều	Bằng chứng Granger ủng hộ cơ chế lan tỏa công nghệ

(Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả)

Ghi chú: Bảng trình bày kết quả Dynamic GMM, Difference-in-Differences và kiểm định Granger. Kiểm định AR(1), AR(2) và Hansen dùng đánh giá tính hợp lệ công cụ.

5. Thảo luận kết quả

Kết quả thực nghiệm của nghiên cứu cho thấy chuyển đổi số, đo lường thông qua chỉ số ICT, có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến năng suất lao động tại các tỉnh miền Trung - Tây Nguyên. Kết quả này phù hợp với lý thuyết tăng trưởng nội sinh, trong đó công nghệ và tri thức đóng vai trò là động lực thúc đẩy năng suất thông qua đổi mới quy trình sản xuất và lan tỏa công nghệ (Romer, 1990; Aghion & Howitt, 1992). Đồng thời, kết quả cũng nhất quán với các nghiên cứu thực nghiệm quốc tế cho thấy ICT có tác động tích cực đến năng suất và tăng trưởng kinh tế, đặc biệt tại các nền kinh tế đang phát triển nơi công nghệ đóng vai trò như một kênh tiếp thu tri thức và rút ngắn khoảng cách năng suất (Niebel, 2018; Vu, 2011).

Trong bối cảnh khu vực miền Trung - Tây Nguyên, kết quả này có ý nghĩa đặc biệt do đây là khu vực có mức phát triển kinh tế và hạ tầng thấp hơn so với các vùng kinh tế trọng điểm của Việt Nam. Do đó, chuyển đổi số có thể đóng vai trò như một yếu tố “bỏ qua giai đoạn” (leapfrogging), giúp các địa phương cải thiện hiệu quả sản xuất mà không cần tích lũy vốn vật chất lớn trong thời gian dài. Điều này giải thích tại sao tác động của ICT đến năng suất lao động tại khu vực nghiên cứu tương đối lớn về mặt ý nghĩa kinh tế.

Kết quả phân tích tính không đồng nhất cho thấy tác động của chuyển đổi số mạnh hơn tại các địa phương có chất lượng thể chế cao, trong khi tại các địa phương có PCI thấp, tác động của ICT không có ý nghĩa thống kê. Phát hiện này phù hợp với lý thuyết kinh tế thể chế và các nghiên cứu cho rằng công nghệ chỉ phát huy hiệu quả khi được hỗ trợ bởi môi trường thể chế và quản trị tốt (North, 1990; Acemoglu et al., 2014). Điều này hàm ý rằng chuyển đổi số và cải cách thể chế có mối quan hệ bổ trợ trong việc nâng cao năng suất lao động ở cấp địa phương.

Ngoài ra, kết quả nghiên cứu cho thấy tác động của ICT yếu hơn tại các địa phương có ngành du lịch phát triển mạnh. Điều này có thể được giải thích bởi cơ cấu kinh tế phụ thuộc dịch vụ truyền thống, nơi tăng năng suất phụ thuộc nhiều vào quy mô khách du lịch hơn là đổi mới công nghệ. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu quốc tế cho rằng tác động của số hóa phụ thuộc vào cơ cấu ngành và mức độ

công nghiệp hóa của nền kinh tế địa phương (Gal et al., 2019; Niebel, 2018).

Cuối cùng, kết quả kiểm định hội tụ và nhân quả cho thấy chuyển đổi số không làm tăng tốc độ hội tụ năng suất trong ngắn hạn nhưng có tác động nhân quả một chiều đến năng suất lao động trong dài hạn. Điều này cho thấy tác động của chuyển đổi số mang tính tích lũy và thông qua các kênh trung gian như nguồn nhân lực, đô thị hóa và thể chế. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu trước cho rằng công nghệ số tác động đến năng suất thông qua các yếu tố bổ trợ thay vì tác động trực tiếp trong ngắn hạn (Benhabib & Spiegel, 2005; Brynjolfsson & Hitt, 2000).

Nhìn chung, các kết quả thực nghiệm cho thấy chuyển đổi số là một động lực quan trọng của tăng năng suất vùng tại miền Trung - Tây Nguyên, nhưng hiệu quả của chuyển đổi số phụ thuộc mạnh vào chất lượng thể chế, nguồn nhân lực và cơ cấu kinh tế địa phương. Điều này nhấn mạnh rằng chuyển đổi số không chỉ là vấn đề công nghệ mà còn là vấn đề thể chế và cấu trúc kinh tế vùng.

6. Kết luận và hàm ý chính sách

Nghiên cứu này phân tích tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động tại các tỉnh miền Trung - Tây Nguyên giai đoạn 2009-2024, sử dụng dữ liệu bảng cấp tỉnh và chiến lược ước lượng nhiều tầng nhằm xử lý các vấn đề kinh tế lượng như nội sinh, phụ thuộc chéo và động học. Kết quả thực nghiệm cho thấy chuyển đổi số, đo lường bằng chỉ số sẵn sàng ICT, có tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến năng suất lao động, qua đó khẳng định vai trò của hạ tầng số và mức độ sẵn sàng công nghệ như một động lực quan trọng của tăng trưởng năng suất tại các nền kinh tế đang phát triển.

Bên cạnh tác động trung bình, nghiên cứu cung cấp bằng chứng về tính không đồng nhất của hiệu quả chuyển đổi số theo thể chế, cơ cấu ngành và mức độ phát triển vùng. Tác động của ICT mạnh hơn tại các địa phương có chất lượng thể chế tốt và cơ cấu kinh tế chưa phụ thuộc mạnh vào du lịch, cho thấy chuyển đổi số có vai trò đặc biệt trong đa dạng hóa động lực tăng trưởng năng suất. Kết quả này phù hợp với lý thuyết kinh tế thể chế và các bằng chứng quốc tế về mối quan hệ bổ trợ giữa công nghệ, thể chế và vốn nhân lực (Acemoglu et al., 2014; Niebel, 2018).

Kết quả kiểm định hội tụ cho thấy tồn tại quá trình hội tụ năng suất có điều kiện giữa các tỉnh, trong đó lao động qua đào tạo và đô thị hóa đóng vai trò quan trọng trong quá trình bất kíp. Tuy nhiên, chuyển đổi số chưa tác động trực tiếp đến tốc độ hội tụ trong ngắn hạn, hàm ý hiệu quả của ICT chủ yếu thông qua các kênh gián tiếp và cần thời gian để tích lũy. Các phân tích nhân quả bằng Dynamic GMM, Difference-in-Differences và kiểm định Granger cung cấp bằng chứng nhất quán về chiều tác động từ ICT đến năng suất lao động, đồng thời cho thấy tác động tích cực của cú sốc chính sách chuyển đổi số sau năm 2018.

Từ góc độ thực tiễn, cơ chế tác động của chuyển đổi số có thể được quan sát thông qua số hóa quản lý du lịch, chính quyền điện tử và ứng dụng công nghệ trong sản xuất công nghiệp địa phương, góp phần giảm chi phí giao dịch, cải thiện quản trị và nâng cao hiệu quả hoạt động kinh tế địa phương. Điều này cho thấy chuyển đổi số không chỉ tác động ở cấp doanh nghiệp mà còn thông qua cải thiện quản trị công và môi trường kinh doanh cấp tỉnh.

Nghiên cứu đóng góp ở ba khía cạnh. Thứ nhất, về lý thuyết, nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm về vai trò và tính không đồng nhất của chuyển đổi số đối với năng suất lao động ở cấp tỉnh. Thứ hai, về phương pháp, nghiên cứu sử dụng chiến lược ước lượng nhiều tầng kết hợp Driscoll-Kraay, Dynamic GMM, Difference-in-Differences và Granger nhằm củng cố suy luận nhân quả. Thứ ba, về chính sách, nghiên cứu đề xuất định hướng chuyển đổi số theo nhóm địa phương dựa trên mức độ sẵn sàng ICT và chất lượng thể chế nhằm nâng cao năng suất và thu hẹp chênh lệch vùng.

Hàm ý chính sách

Từ góc độ chính sách, kết quả nghiên cứu cho thấy chuyển đổi số chỉ phát huy hiệu quả khi được triển khai đồng thời với nâng cao chất lượng thể chế và phát triển nguồn nhân lực. Do đó, các chính sách nâng cao năng suất vùng cần tập trung vào ba nhóm giải pháp chính: (i) đầu tư hạ tầng số và dữ liệu số cấp tỉnh; (ii) đào tạo kỹ năng số cho lao động và doanh nghiệp; và (iii) cải thiện môi trường thể chế và quản trị địa phương nhằm nâng cao hiệu quả khai thác công nghệ.

Về ưu tiên hành động, chính quyền địa phương có thể triển khai các chương trình cụ

thể như đầu tư hạ tầng số cấp tỉnh kết hợp chương trình đào tạo kỹ năng số cho doanh nghiệp và người lao động trong chu kỳ 6-12 tháng; xây dựng nền tảng dữ liệu dùng chung cho quản lý du lịch, đô thị và dịch vụ công; và hỗ trợ doanh nghiệp nhỏ áp dụng thương mại điện tử và quản trị số. Các chính sách này có thể được triển khai theo lộ trình và có thể đo lường thông qua mức tăng ICT Index, tỷ lệ lao động có kỹ năng số và năng suất lao động địa phương.

Bên cạnh đó, chiến lược chuyển đổi số nên được thiết kế theo nhóm địa phương. Các tỉnh có mức ICT thấp nhưng tiềm năng công nghiệp và đô thị hóa nên ưu tiên đầu tư hạ tầng số và đào tạo nhân lực; các tỉnh có ICT cao nhưng thể chế yếu cần cải thiện môi trường quản trị và dịch vụ công số; trong khi các tỉnh du lịch nên tập trung vào du lịch thông minh và kinh tế dịch vụ số. Cách tiếp cận theo nhóm này giúp nâng cao hiệu quả đầu tư số và giảm chênh lệch năng suất giữa các địa phương.

Hạn chế nghiên cứu và hướng nghiên cứu tiếp theo

Bên cạnh các đóng góp thực nghiệm, nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế. Thứ nhất, quy mô mẫu theo không gian còn nhỏ (11 tỉnh), do đó khả năng ngoại suy cho toàn bộ Việt Nam còn hạn chế. Thứ hai, chỉ số ICT là chỉ số tổng hợp nên có thể chưa phản ánh đầy đủ chất lượng chuyển đổi số và mức độ ứng dụng công nghệ ở cấp doanh nghiệp. Thứ ba, dữ liệu cấp tỉnh chưa cho phép phân tích sâu các kênh truyền dẫn vi mô. Các nghiên cứu tiếp theo có thể mở rộng mẫu toàn quốc, kết hợp dữ liệu doanh nghiệp, phân tích theo ngành và sử dụng mô hình dài hạn hoặc mô hình không gian. ♦

Tài liệu tham khảo:

- Acemoglu, D., Gallego, F. A., & Robinson, J. A. (2014). Institutions, human capital, and development. *Annual Review of Economics*, 6, 875-912. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080213-041119>
- Aghion, P., & Howitt, P. (1992). A model of growth through creative destruction. *Econometrica*, 60(2), 323-351. <https://doi.org/10.2307/2951599>

- Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (2001). Instrumental variables and the search for identification: From supply and demand to natural experiments. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 69-85. <https://doi.org/10.1257/jep.15.4.69>
- Angrist, J. D., & Pischke, J. -S. (2009). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton University Press.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>.
- Baltagi, B. H. (2008). *Econometric analysis of panel data* (4th ed.). John Wiley & Sons.
- Barro, R. J., & Sala-I-Martin, X. I. (2004). *Economic growth* (2nd ed.). MIT Press.
- Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (2005). Human capital and technology diffusion. In P. Aghion, & S. N. Durlauf (Eds.), *Handbook of Economic Growth* (Vol. 1, pp. 935-966). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0684\(05\)01013-0](https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01013-0)
- Bloom, N., Sadun, R., & Van Reenen, J. (2012). Americans do IT better: US multinationals and the productivity miracle. *American Economic Review*, 102(1), 167-201. <https://doi.org/10.1257/aer.102.1.167>.
- Brynjolfsson, E., & Hitt, L. (2000). Beyond computation: Information technology, organizational transformation and business performance. *Journal of Economic Perspectives*, 14(4), 23-48. <https://doi.org/10.1257/jep.14.4.23>.
- Đặng Thị Việt Đức. (2019). Tác động của công nghệ thông tin và truyền thông đến kinh tế Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Đại học Huế: Kinh tế và Phát triển*, 128(5D), 5-19. <https://doi.org/10.26459/hueuni-jed.v128i5D.5314>.
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *The Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560. <https://doi.org/10.1162/003465398557825>.
- Gal, P., Nicoletti, G., Renault, T., Sorbe, S., & Timiliotis, C. (2019). Digitalisation and productivity: In search of the holy grail - Firm-level empirical evidence from EU countries. *OECD Economics Department Working Papers*. <https://doi.org/10.1787/5080f4b6-en>.
- Glaeser, E. L., Kallal, H. D., Scheinkman, J. A., & Shleifer, A. (1992). Growth in cities. *Journal of Political Economy*, 100(6), 1126-1152. <https://doi.org/10.1086/261856>.
- Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal*, 7(3), 281-312. <https://doi.org/10.1177/1536867X0700700301>
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00023-2](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00023-2).
- Lê Hải Trung, Trần Trung Dũng, Lương Minh Hương, & Lê Minh Thủy. (2025). Tác động của chuyển đổi số tới tăng trưởng kinh tế địa phương tại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 332, 22-31. <https://doi.org/10.33301/JED.VI.2045>.
- Lê Thị Hậu, & Tô Trung Thành. (2024). Tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động của doanh nghiệp Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển, Số đặc biệt*, 13-22. <https://doi.org/10.33301/JED.VI.2018>.
- Leamer, E. E. (1983). Let's take the con out of econometrics. *The American Economic Review*, 73(1), 31-43.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7).
- Niebel, T. (2018). ICT and economic growth - Comparing developing, emerging and developed countries. *World Development*, 104, 197-211. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.11.024>.
- North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1653>.
- Pesaran, M. H. (2015). *Time series and panel data econometrics*. Oxford University Press.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), 71-102. <https://doi.org/10.1086/261725>.
- Sala-I-Martin, X. X. (1997). I just ran two million regressions. *The American Economic Review*, 87(2), 178-183.

Trương Văn Cảnh. (2025). Phân tích sự hội tụ và tương quan không gian về năng suất lao động giữa các tỉnh, thành phố Việt Nam giai đoạn 2010-2022. *Tạp chí Khoa học Trường Đại học Sư phạm Hà Nội - Khoa học Xã hội*, 70(3), 153-163. <https://doi.org/10.18173/2354-1067.2025-0047>.

Vu, K. M. (2011). ICT as a source of economic growth in the information age: Empirical evidence from the 1996–2005 period. *Telecommunications Policy*, 35(4), 357-372. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2011.02.008>.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2nd ed.). MIT press.

Summary

This study examines the impact of digital transformation on labor productivity across 11 provinces in Central Vietnam and the

Central Highlands over the period 2009–2024, using provincial panel data and a multi-stage estimation strategy. Results from fixed-effects models with Driscoll–Kraay standard errors indicate that digital transformation, measured by the ICT Readiness Index, has a positive and statistically significant effect on labor productivity. Robustness and heterogeneity analyses show that the impact of ICT is stronger in provinces with higher institutional quality and less tourism-dependent economic structures. Convergence analysis confirms the existence of conditional productivity convergence, while causal approaches including dynamic GMM, Difference-in-Differences, and panel Granger causality tests provide evidence of a causal relationship from digital transformation to labor productivity. The findings highlight digital transformation as an important driver of regional productivity growth in developing economies.

PHỤ LỤC

PHỤ LỤC A:

Danh sách đơn vị hành chính cấp tỉnh khu vực miền Trung - Tây Nguyên trong mẫu nghiên cứu sau sắp xếp năm 2025:

A.1. Cơ sở pháp lý về sắp xếp đơn vị hành chính cấp tỉnh năm 2025

Việc xác định đơn vị phân tích cấp tỉnh trong nghiên cứu được căn cứ theo chủ trương sắp xếp đơn vị hành chính cấp tỉnh của Việt Nam giai đoạn 2023-2025. Cụ thể, khoản 7 Điều 8 Nghị quyết số 76/2025/UBTVQH15 quy định hồ sơ đề án sáp nhập tỉnh, thành phải được trình Quốc hội xem xét, thông qua trước ngày 30/6/2025 để bảo đảm có hiệu lực thi hành từ ngày 01/7/2025. Đồng thời, theo Quyết định số 759/QĐ-TTg năm 2025 và căn cứ Nghị quyết số 60-NQ/TW ngày 12/4/2025 của Ban Chấp hành Trung ương Đảng khóa XIII, chủ trương thống

A.2. Danh sách 11 tỉnh miền Trung - Tây Nguyên sử dụng trong nghiên cứu

STT	Đơn vị phân tích sau sắp xếp	Các tỉnh trước sắp xếp được quy đổi
1	Thanh Hóa	Thanh Hóa
2	Nghệ An	Nghệ An
3	Hà Tĩnh	Hà Tĩnh
4	Quảng Trị	Quảng Bình, Quảng Trị
5	Thừa Thiên Huế	Thừa Thiên Huế
6	Đà Nẵng	Đà Nẵng, Quảng Nam
7	Quảng Ngãi	Quảng Ngãi, Kon Tum
8	Gia Lai	Gia Lai, Bình Định
9	Khánh Hòa	Khánh Hòa, Ninh Thuận
10	Đắk Lắk	Đắk Lắk, Phú Yên
11	Lâm Đồng	Lâm Đồng, Đắk Nông, Bình Thuận

(Nguồn: Tổng hợp của tác giả từ Nghị quyết 76/2025/UBTVQH15; Quyết định 759/QĐ-TTg; Nghị quyết 60-NQ/TW)

nhất tổ chức lại đơn vị hành chính cấp tỉnh của cả nước còn 34 tỉnh, thành phố từ ngày 01/7/2025. Trên cơ sở phương án sắp xếp này, khu vực miền Trung và Tây Nguyên được tổ chức lại từ 19 tỉnh/thành trước sắp xếp thành 11 đơn vị hành chính cấp tỉnh. Do nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng giai đoạn 2009-2024, toàn bộ dữ liệu lịch sử được tái tổ hợp theo 11 đơn vị hành chính này nhằm bảo đảm tính nhất quán của đơn vị quan sát và khả năng so sánh chuỗi số liệu theo thời gian.

A.3. Nguyên tắc xử lý dữ liệu theo đơn vị hành chính sau sắp xếp

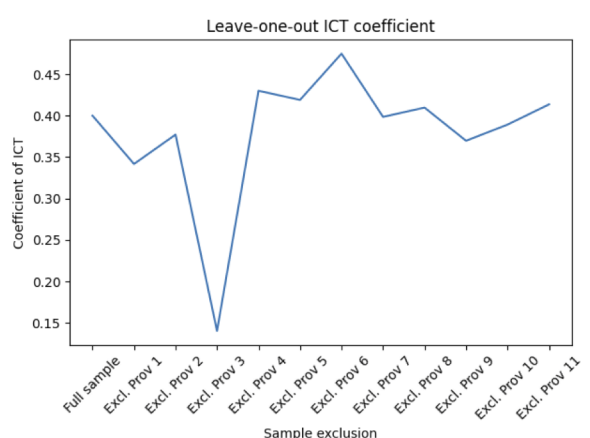
Trong nghiên cứu này, dữ liệu giai đoạn 2009-2024 của các tỉnh trước sáp nhập được xử lý theo các nguyên tắc sau:

1. Các chỉ tiêu kinh tế quy mô được cộng gộp theo các tỉnh được sáp nhập.
2. Các chỉ tiêu tỷ lệ được tính trung bình có trọng số theo quy mô dân số hoặc lao động.
3. Các biến giá trị được quy đổi về giá cố định năm 2010 để bảo đảm khả năng so sánh theo thời gian.
4. Toàn bộ dữ liệu được xây dựng theo 11 đơn vị hành chính thống nhất cho toàn bộ giai đoạn 2009-2024.

PHỤ LỤC B: Kiểm tra độ bền bằng phương pháp loại trừ từng tỉnh

Bảng B1: Kiểm tra độ bền bằng phương pháp loại trừ từng tỉnh

Mẫu	Hệ số ICT
Full sample	0.4
Excl. Prov 1	0.3417
Excl. Prov 2	0.3771
Excl. Prov 3	0.1404
Excl. Prov 4	0.43
Excl. Prov 5	0.419
Excl. Prov 6	0.4748
Excl. Prov 7	0.3985
Excl. Prov 8	0.4097
Excl. Prov 9	0.3697
Excl. Prov 10	0.3892
Excl. Prov 11	0.4136



Hình B1: Hệ số ICT trong mô hình khi loại bỏ từng tỉnh khỏi mẫu

PHỤ LỤC C: Kiểm định phụ thuộc chéo trong dữ liệu bảng

Kiểm định	Thống kê kiểm định	p-value	Giá trị tới hạn	Kết luận
Pesaran CD test	0.642	0.5206	-	Không có phụ thuộc chéo
Friedman test	17.037	0.0735	-	Không có phụ thuộc chéo ở mức 5%
Frees test	0.848	-	0.2116 ($\alpha = 5\%$)	Không có phụ thuộc chéo
Average absolute correlation	0.295	-	-	Tương quan chéo thấp

Để kiểm tra sự tồn tại của phụ thuộc chéo giữa các tỉnh trong dữ liệu bảng, nghiên cứu sử dụng các kiểm định phổ biến bao gồm kiểm định Pesaran CD, Friedman và Frees. Các kiểm định này thường được áp dụng trong dữ liệu bảng với số đơn vị quan sát nhỏ và chuỗi thời gian tương đối dài.

Kết quả kiểm định Pesaran CD cho thấy không bác bỏ giả thuyết không có phụ thuộc chéo giữa các đơn vị quan sát. Kiểm định Friedman và Frees cũng cho kết quả tương tự. Nhìn chung, các kiểm định đều cho thấy không tồn tại phụ thuộc chéo đáng kể giữa các tỉnh trong mẫu nghiên cứu. Tuy nhiên, nghiên cứu vẫn sử dụng sai số chuẩn Driscoll-Kraay nhằm đảm bảo ước lượng vững trước dị phương sai, tự tương quan và phụ thuộc chéo tiềm ẩn trong dữ liệu bảng.

PHỤ LỤC D: Kết quả ước lượng DYNAMIC PANEL GMM

Biến	Hệ số	Sai số chuẩn	p-value
L.lnnsld	0.9107	0.3650	0.032
ict_mt	0.1340	0.9916	0.895
h	0.7876	1.9195	0.690
lnlandoithi	-0.0300	0.1019	0.774
lndulich	-0.0140	0.0491	0.781
pci	0.0014	0.0064	0.827
_cons	-0.0614	2.0906	0.977

Phụ lục D.1: Kết quả ước lượng System GMM (Arellano-Bond)

Biến phụ thuộc: lnnsld

Số quan sát: 165

Số tỉnh: 11

Số công cụ: 9

Phụ lục D.2: Kiểm định mô hình GMM

Kiểm định	Thống kê	p-value	Kết luận
Arellano-Bond AR(1)	$z = -1.06$	0.290	Không có tự tương quan bậc 1
Arellano-Bond AR(2)	$z = -0.14$	0.890	Không có tự tương quan bậc 2
Sargan test	$\chi^2 = 2.39$	0.302	Công cụ hợp lệ
Hansen test	$\chi^2 = 4.08$	0.130	Công cụ hợp lệ
Difference-in-Hansen	$\chi^2 = 4.08$	0.130	Bộ công cụ phù hợp

(Nguồn: Tính toán của tác giả từ dữ liệu 11 tỉnh miền Trung - Tây Nguyên, giai đoạn 2009-2024)