

Mục lục

Ảnh hưởng của vốn nhân lực đến việc làm xanh: Vai trò điều tiết của chuyển đổi số và chất lượng quản trị môi trường

Nguyễn Thị Lệ Quyên, Vũ Hoàng Ngân 2

Tác động của công nghệ thông tin truyền thông (ICT) tới phát thải CO₂: Bằng chứng quốc tế và hàm ý chính sách cho Việt Nam

Lê Hải Trung, Nhữ Thanh Hương, Bùi Thị Lan Anh, Nguyễn Thị Hải Anh 12

Hành vi chuyển đổi số thông minh dưới góc nhìn của lý thuyết nhận thức xã hội nghề nghiệp (SCCT): Vai trò của năng lực lưỡng dụng nhóm và sự tự tin vào năng lực

Đỗ Anh Đức 23

Tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến đầu tư trực tiếp nước ngoài trong bối cảnh khác biệt về thu nhập bình quân

Nguyễn Thị Bảo Ngọc, Nguyễn Thị Hoa, Đặng Phú Hiệp 34

Tác động của quản trị doanh nghiệp và đặc điểm tài chính đến tránh thuế thu nhập doanh nghiệp của các doanh nghiệp niêm yết

Mai Thanh Thủy, Phạm Thu Huyền 44

ẢNH HƯỞNG CỦA VỐN NHÂN LỰC ĐẾN VIỆC LÀM XANH: VAI TRÒ ĐIỀU TIẾT CỦA CHUYỂN ĐỔI SỐ VÀ CHẤT LƯỢNG QUẢN TRỊ MÔI TRƯỜNG

Nguyễn Thị Lệ Quyên*

Bộ Nội vụ

Email: QuyenNTL@moha.gov.vn

Vũ Hoàng Ngân

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: Nganvh@neu.edu.vn

Mã bài báo: JED-3104

Ngày nhận: 02/05/2026

Ngày nhận bản sửa: 06/06/2026; 27/06/2026

Ngày duyệt đăng: 27/06/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.3104

Tóm tắt:

Nghiên cứu đánh giá ảnh hưởng của vốn nhân lực đến tỷ lệ việc làm xanh tại Việt Nam với vai trò điều tiết của chuyển đổi số và chất lượng quản trị môi trường. Sử dụng bộ dữ liệu bảng cân bằng của 63 tỉnh/thành phố giai đoạn 2022-2024 và phương pháp hồi quy dữ liệu bảng với mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên, kết quả nghiên cứu cho thấy vốn nhân lực có ảnh hưởng tích cực đến tỷ lệ việc làm xanh tại Việt Nam. Đặc biệt, chất lượng quản trị môi trường đóng vai trò điều tiết thuận chiều, tăng cường ảnh hưởng tích cực của vốn nhân lực đến việc làm xanh. Ngược lại, chuyển đổi số có tác động điều tiết ngược chiều, phản ánh thực tế rằng trong giai đoạn 2022-2024, chuyển đổi số tại các địa phương Việt Nam chưa gắn kết chặt chẽ với mục tiêu xanh hóa sản xuất và phát triển kỹ năng xanh để tạo ra hiệu ứng cộng hưởng tích cực đối với tỷ lệ việc làm xanh. Từ đó, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý chính sách nhằm gắn kết phát triển vốn nhân lực với nâng cao chất lượng quản trị môi trường địa phương, đồng thời thúc đẩy chuyển đổi số gắn với mục tiêu chuyển đổi xanh và phát triển bền vững tại Việt Nam.

Từ khóa: Chuyển đổi số, quản trị môi trường, việc làm xanh, vốn nhân lực, REM.

Mã JEL: E02, E24.

The impact of human capital on green employment: the moderating role of digital transformation and the quality of environmental governance

Abstract:

This study examines the effect of human capital on green employment in Vietnam and investigates the moderating roles of digital transformation and environmental governance quality. Using a balanced panel dataset of 63 provinces and the Random Effects Model (REM), the findings show that human capital has a positive effect on the green employment rate in Vietnam. In addition, environmental governance quality, measured by the Provincial Green Index (PGI), plays a positive moderating role, thereby strengthening the positive effect of human capital on green employment. By contrast, the results indicate a statistically significant negative moderating effect, suggesting that during the 2022–2024 period, digital transformation at the local level in Vietnam was not sufficiently aligned with green production goals and green skill development to generate positive synergies for green employment. Based on these empirical findings, the study proposes several policy implications that aim to link human capital development with improvements in local environmental governance quality, while promoting digital transformation in alignment with the green transition and sustainable development goals in Vietnam.

Keywords: Digital transformation, environmental governance, green employment, human capital, Random Effects Model (REM).

JEL Codes: E02, E24.

1. Giới thiệu

Chuyển đổi sang nền kinh tế xanh đang trở thành xu hướng tất yếu trong bối cảnh biến đổi khí hậu và áp lực giảm phát thải carbon gia tăng trên phạm vi toàn cầu (UNEP, 2011). Tại Việt Nam, cam kết đạt phát thải ròng bằng “0” vào năm 2050 tại COP26 đặt ra yêu cầu tái cấu trúc nền kinh tế theo hướng xanh hơn, hiệu quả hơn và ít phát thải hơn. Trong tiến trình này, “chuyển đổi kép”, tức là kết hợp giữa chuyển đổi số và chuyển đổi xanh, được xem là động lực quan trọng cho tăng trưởng bền vững (Bộ Kế hoạch và Đầu tư, 2024). Một biểu hiện quan trọng của xu hướng này là phát triển việc làm xanh, tức những việc làm góp phần bảo tồn, phục hồi chất lượng môi trường, đồng thời bảo đảm sinh kế và an sinh cho người lao động (ILO, 2016). Tuy nhiên, phát triển việc làm xanh vẫn còn hạn chế khi 91% doanh nghiệp cho biết không đủ nhân sự có kỹ năng xanh để đạt mục tiêu phát triển bền vững, trong khi đến năm 2030, 60% thanh niên có thể thiếu các kỹ năng cần thiết cho nền kinh tế xanh (Thủy Trương, 2025). Điều này cho thấy phát triển việc làm xanh phụ thuộc chặt chẽ vào chất lượng vốn nhân lực.

Trong bối cảnh chuyển đổi xanh, việc làm xanh thường đòi hỏi kỹ năng chuyên môn, năng lực vận hành công nghệ sạch và khả năng đáp ứng tiêu chuẩn môi trường cao hơn so với việc làm truyền thống (Consoli & cộng sự, 2016; Vona & cộng sự, 2018). Vì vậy, vốn nhân lực không chỉ giúp người lao động tham gia vào các ngành nghề xanh, mà còn thúc đẩy khả năng hấp thụ công nghệ sạch và đổi mới của doanh nghiệp, qua đó mở rộng việc làm xanh (Wang & Taghvaei, 2023). Tuy nhiên, tác động này có thể phụ thuộc vào điều kiện công nghệ và thể chế. Chuyển đổi số có thể hỗ trợ người lao động tiếp cận thông tin, học tập kỹ năng xanh, vận hành công nghệ sạch và thực hiện các nhiệm vụ mới đòi hỏi kỹ năng cao (Acemoglu & Restrepo, 2018). Trong khi đó, chất lượng quản trị môi trường tạo áp lực tuân thủ và tín hiệu chính sách, thúc đẩy doanh nghiệp đổi mới công nghệ và gia tăng nhu cầu lao động có kỹ năng xanh, phù hợp với Giả thuyết Porter (Porter & Linde, 1995).

Mặc dù, các nghiên cứu hiện có vẫn còn nhiều khoảng trống. Bằng chứng về tác động tích cực của vốn nhân lực đến việc làm xanh chủ yếu được ghi nhận tại các nền kinh tế phát triển (Consoli & cộng sự, 2016; Vona & cộng sự, 2018), trong khi bằng chứng tại các quốc gia đang phát triển, đặc biệt ở cấp địa phương, còn hạn chế (Aceleanu, 2016). Vai trò của chuyển đổi số cũng chưa thống nhất. Một số nghiên cứu cho rằng số hóa tạo ra công việc xanh mới đòi hỏi kỹ năng cao (Acemoglu & Restrepo, 2018), trong khi các nghiên cứu khác nhấn mạnh tác động này phụ thuộc vào điều kiện thể chế và trình độ phát triển địa phương (Brynjolfsson & McAfee, 2014). Đặc biệt, vai trò điều tiết của quản trị môi trường trong mối quan hệ giữa vốn nhân lực và việc làm xanh hầu như chưa được kiểm định trực tiếp, dù đã được gợi mở bởi Giả thuyết Porter và Thuyết hiện đại hóa sinh thái (Porter & Linde, 1995; Mol & Spaargaren, 2000).

Tại Việt Nam, các phân tích tích hợp về vốn nhân lực, chuyển đổi số, quản trị môi trường và việc làm xanh ở cấp tỉnh/thành phố còn rất hạn chế. Khoảng trống này đáng chú ý vì cùng một mức vốn nhân lực, các địa phương có nền tảng số và chất lượng quản trị môi trường khác nhau có thể đạt kết quả khác nhau trong xanh hóa thị trường lao động. Vì vậy, nghiên cứu này đánh giá ảnh hưởng của vốn nhân lực đến việc làm xanh tại Việt Nam, đồng thời kiểm định vai trò điều tiết của chuyển đổi số và chất lượng quản trị môi trường.

Nghiên cứu có hai đóng góp chính. Thứ nhất, nghiên cứu mở rộng Thuyết vốn nhân lực trong bối cảnh chuyển đổi xanh bằng cách cho thấy vốn nhân lực là nền tảng quan trọng thúc đẩy việc làm xanh. Thứ hai, nghiên cứu cũng đề xuất và kiểm định khung phân tích tích hợp, kết hợp Thuyết vốn nhân lực với Thuyết thay đổi công nghệ thiên lệch kỹ năng (SBTC) và Thuyết thể chế, qua đó lý giải vì sao cùng một mức vốn nhân lực có thể tạo ra kết quả việc làm xanh khác nhau giữa các địa phương, tùy thuộc vào bối cảnh công nghệ và thể chế của từng địa phương.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Cơ sở lý thuyết

Nghiên cứu này được xây dựng trên nền tảng kết hợp ba lý thuyết chính: Thuyết vốn nhân lực (Human Capital Theory), Thuyết SBTC và Thuyết thể chế (Institutional Theory). Trong đó, Thuyết vốn nhân lực lý giải tác động trực tiếp của vốn nhân lực đến việc làm xanh; Thuyết SBTC cung cấp cơ sở cho vai trò điều tiết của chuyển đổi số; còn Thuyết thể chế lý giải vai trò điều tiết của chất lượng quản trị môi trường.

Theo Thuyết vốn nhân lực, tri thức, kỹ năng, kinh nghiệm và năng lực của người lao động là một dạng vốn được tích lũy thông qua giáo dục, đào tạo và trải nghiệm làm việc, qua đó nâng cao năng suất, thu nhập

và khả năng thích ứng trước những thay đổi của thị trường lao động (Becker, 1964; Schultz, 1961). Trong bối cảnh chuyển đổi xanh, vốn nhân lực là điều kiện nền tảng giúp người lao động đáp ứng các yêu cầu mới về kỹ năng xanh, công nghệ sạch và tiêu chuẩn môi trường.

Trong khi đó, SBTC cho rằng tiến bộ công nghệ không tác động trung lập đến mọi nhóm lao động, mà thường làm gia tăng nhu cầu và năng suất của lao động có kỹ năng cao so với lao động kỹ năng thấp (Acemoglu, 2002; Katz & Murphy, 1992). Theo cách tiếp cận này, công nghệ và vốn nhân lực có quan hệ bổ trợ: khi công nghệ mới được ứng dụng, giá trị của lao động có kỹ năng được khuếch đại. Vì vậy, trong nghiên cứu này, chuyển đổi số được xem là một dạng thay đổi công nghệ có thể làm thay đổi cường độ tác động của vốn nhân lực đến việc làm xanh.

Cuối cùng, thuyết thể chế nhấn mạnh rằng hành vi của tổ chức và doanh nghiệp chịu sự chi phối của môi trường thể chế, bao gồm quy định pháp lý, chuẩn mực và áp lực tuân thủ (DiMaggio & Powell, 1983). Theo đó, chất lượng quản trị môi trường phản ánh năng lực thể chế ở cấp địa phương trong định hướng, giám sát và thúc đẩy hành vi xanh của doanh nghiệp. Yếu tố này có thể điều tiết mức độ chuyển hóa vốn nhân lực thành việc làm xanh.

Như vậy, việc kết hợp ba lý thuyết trên cho phép xây dựng một khung phân tích tích hợp, trong đó vốn nhân lực là động lực cốt lõi, còn chuyển đổi số và chất lượng quản trị môi trường là hai điều kiện bối cảnh điều tiết mối quan hệ giữa vốn nhân lực và việc làm xanh.

2.2. Vốn nhân lực và việc làm xanh

Vốn nhân lực được hiểu là tổng thể tri thức, kỹ năng, năng lực và các thuộc tính cá nhân được thể hiện trong khả năng lao động, góp phần tạo ra phúc lợi kinh tế, xã hội và cá nhân (OECD, 2001). Trong bối cảnh kinh tế hiện đại, vốn nhân lực không chỉ phản ánh trình độ học vấn mà còn bao gồm khả năng tiếp nhận công nghệ mới, giải quyết vấn đề và thích ứng với những thay đổi của thị trường lao động (Mincer, 1974). Trong khi đó, việc làm xanh là những công việc góp phần bảo vệ môi trường, tiết kiệm năng lượng, giảm phát thải, phục hồi hệ sinh thái và thúc đẩy phát triển bền vững, đồng thời bảo đảm các tiêu chuẩn việc làm phù hợp cho người lao động (ILO, 2016). So với việc làm truyền thống, việc làm xanh thường đòi hỏi kỹ năng, tri thức chuyên môn, năng lực vận hành công nghệ sạch và khả năng đáp ứng các quy định môi trường cao hơn.

Từ góc độ vốn nhân lực, lao động có trình độ đào tạo cao hơn thường có khả năng tiếp thu công nghệ mới, đáp ứng yêu cầu của các ngành nghề xanh và hỗ trợ doanh nghiệp đổi mới sản xuất theo hướng bền vững. Consoli & cộng sự (2016) cho rằng việc làm xanh khác biệt đáng kể so với việc làm phi xanh về yêu cầu kỹ năng và vốn nhân lực. Tương tự, Vona & cộng sự (2018) nhấn mạnh rằng các ngành và nhiệm vụ xanh thường đòi hỏi trình độ giáo dục, kỹ năng nhận thức và năng lực kỹ thuật cao hơn. Vì vậy, nguồn nhân lực chất lượng cao có thể thúc đẩy khả năng hấp thụ công nghệ sạch và mở rộng việc làm xanh. Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H1: Vốn nhân lực có tác động cùng chiều đến tỷ lệ việc làm xanh tại Việt Nam.

2.3. Vai trò điều tiết của Chuyển đổi số

Chuyển đổi số là quá trình tích hợp các công nghệ kỹ thuật số tiên tiến (AI, Big Data, Cloud, IoT, nền tảng số) vào toàn bộ các hoạt động của tổ chức và xã hội, làm thay đổi căn bản cách thức vận hành và tạo ra giá trị (OECD, 2019; Vial, 2021).

Theo thuyết SBTC, công nghệ mới có xu hướng làm gia tăng năng suất và giá trị của lao động có kỹ năng cao (Acemoglu, 2002). Khi nền tảng số của địa phương phát triển, người lao động có trình độ dễ tiếp cận thông tin, học tập kỹ năng xanh, sử dụng công nghệ sạch và tham gia vào các hoạt động sản xuất bền vững. Đồng thời, doanh nghiệp tại các địa phương có mức độ chuyển đổi số cao cũng có khả năng đổi mới quy trình, giám sát tài nguyên, tối ưu hóa năng lượng và phát triển sản phẩm, dịch vụ xanh hiệu quả hơn. Công nghệ mới có thể thay thế một số công việc thủ công, nhưng cũng tạo ra các nhiệm vụ mới đòi hỏi kỹ năng cao hơn (Acemoglu & Restrepo, 2018). Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H2: Chuyển đổi số đóng vai trò điều tiết thuận chiều, làm tăng cường tác động tích cực của vốn nhân lực đến tỷ lệ việc làm xanh.

2.4. Vai trò điều tiết của Chất lượng quản trị môi trường

Chất lượng quản trị môi trường là năng lực của hệ thống thể chế trong việc xây dựng, thực thi và giám

sát các quy định, chính sách sinh thái nhằm bảo vệ môi trường và thúc đẩy phát triển bền vững (Halkos & Skouloudis, 2018). Năng lực này thể hiện qua mức độ minh bạch thông tin, tính nhất quán trong thực thi pháp luật và khả năng phát tín hiệu chính sách mạnh mẽ để định hướng hành vi vĩ mô (Porter & Linde, 1995).

Chất lượng quản trị môi trường là một yếu tố thể chế quan trọng có thể định hình quá trình phát triển việc làm xanh. Quản trị môi trường hiệu quả giúp thiết lập các quy định, tiêu chuẩn, cơ chế giám sát và áp lực tuân thủ đối với doanh nghiệp. Khi các quy định môi trường được thiết kế và thực thi hợp lý có thể thúc đẩy đổi mới sáng tạo, giúp doanh nghiệp nâng cao hiệu quả và năng lực cạnh tranh thay vì chỉ làm gia tăng chi phí tuân thủ (Porter & Linde, 1995). Từ góc độ này, chất lượng quản trị môi trường có thể tạo ra áp lực và động lực để doanh nghiệp xanh hóa sản xuất, qua đó làm tăng nhu cầu sử dụng vốn nhân lực có chất lượng cao. Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H3: Chất lượng quản trị môi trường đóng vai trò điều tiết thuận chiều, làm tăng cường tác động tích cực của vốn nhân lực đến tỷ lệ việc làm xanh.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng mẫu dữ liệu bảng cân bằng gồm 189 quan sát tại 63 tỉnh, thành phố của Việt Nam giai đoạn 2022-2024. Dữ liệu được tổng hợp từ bốn nguồn chính thức: (i) bộ Dữ liệu Điều tra Lao động Việc làm (LFS) của Tổng cục Thống kê - dùng để tính toán tỷ lệ việc làm xanh và tỷ lệ lao động qua đào tạo; (ii) Chỉ số Xanh cấp tỉnh (PGI) do Liên đoàn Thương mại và Công nghiệp Việt Nam (VCCI) công bố; (iii) Chỉ số chuyển đổi số cấp tỉnh (DTI) do Bộ Thông tin và Truyền thông công bố; và (iv) Niên giám Thống kê các tỉnh/thành phố - dùng cho các biến kiểm soát.

Việc ghép nối dữ liệu giữa các nguồn được thực hiện thông qua hai khóa định danh chung là mã tỉnh/thành phố và năm. Mỗi quan sát trong bộ dữ liệu cuối cùng tương ứng với một cặp (tỉnh, năm) duy nhất, bảo đảm các biến từ những nguồn khác nhau được khớp chính xác theo cùng địa phương và cùng thời điểm. Do cả bốn nguồn dữ liệu đều công bố đầy đủ cho 63 tỉnh/thành phố trong cả ba năm 2022-2024, bộ dữ liệu thu được là bảng cân bằng hoàn toàn, không xuất hiện quan sát bị thiếu dữ liệu. Đối với một số ít trường hợp có sai khác về tên gọi hoặc cách mã hóa tỉnh giữa các nguồn, nhóm tác giả đã thực hiện chuẩn hóa thủ công theo danh mục đơn vị hành chính của Tổng cục Thống kê trước khi ghép nối, nhằm tránh sai sót trong quá trình khớp dữ liệu.

Giai đoạn 2022-2024 được lựa chọn do tính sẵn có, tương thích của dữ liệu (đặc biệt là Chỉ số Xanh cấp tỉnh mới được công bố). Đây cũng là thời điểm mang tính thời sự khi Việt Nam đẩy mạnh chiến lược “chuyển đổi kép” (số và xanh) gắn với phục hồi thị trường lao động sau đại dịch, tạo bối cảnh lý tưởng để đánh giá mối quan hệ giữa các biến số nghiên cứu ở cấp địa phương.

3.2. Đo lường các biến nghiên cứu

Tỷ lệ việc làm xanh: Nghiên cứu áp dụng khung phân loại O*NET (Hoa Kỳ) để xác định việc làm xanh dựa trên tính chất nhiệm vụ, tập trung vào hai nhóm trực tiếp là “Xanh mới nổi” (Green NE) và “Kỹ năng nâng cao xanh” (Green ES). Để phù hợp với bối cảnh trong nước, quy trình chuyển đổi mã nghề từ O*NET sang Danh mục Nghề nghiệp Việt Nam (VSCO 2020) được thực hiện theo quy trình chi tiết theo hướng dẫn của Hoàng Thị Huệ & cộng sự (2024).

Từ đó, tỷ lệ việc làm xanh của tỉnh j vào năm t được tính toán như sau:

$$GJ_{jt} = \frac{\text{Số việc làm xanh}_{jt}}{\text{Tổng số việc làm}_{jt}} \times 100 \quad (1)$$

Vốn nhân lực được đo lường bằng tỷ lệ lao động từ 15 tuổi trở lên đã qua đào tạo trên địa bàn tỉnh theo đề xuất của Lê Quốc Hội & Nguyễn Thị Hoài Thu (2018). Việc sử dụng chỉ số này phản ánh trực tiếp nguồn cung kỹ năng, nền tảng tri thức và khả năng hấp thụ công nghệ mới của lực lượng lao động tại từng địa phương.

$$HC_{jt} = \frac{\text{Số lao động từ 15 tuổi trở lên đang làm việc đã qua đào tạo}_{jt}}{\text{Tổng lực lượng lao động}_{jt}} \times 100 \quad (2)$$

Chuyển đổi số được đo lường thông qua Chỉ số đánh giá chuyển đổi số cấp tỉnh (Digital Transformation Index - DTI) do Bộ Thông tin và Truyền thông công bố, bao gồm 3 trụ cột chính: chính quyền số, kinh tế

số và xã hội số. Chỉ số này đánh giá toàn diện quá trình chuyển đổi số, tập trung vào hạ tầng, nhân lực, dịch vụ công và an toàn thông tin.

Chất lượng quản trị môi trường được đo lường bằng Chỉ số Xanh cấp tỉnh (Provincial Green Index - PGI) do Liên đoàn Thương mại và Công nghiệp Việt Nam (VCCI) công bố trên thang điểm 40. Chỉ số này bao gồm 4 chỉ số thành phần chính tổng hợp từ 44-45 chỉ tiêu đánh giá chất lượng quản trị môi trường, giảm thiểu ô nhiễm và phát triển bền vững tại địa phương, phù hợp với tiêu chuẩn thân thiện với môi trường.

Nhằm đảm bảo tính khách quan của mô hình, nghiên cứu bổ sung ba biến kiểm soát bao gồm: *Tăng trưởng kinh tế* (đo lường bằng tốc độ tăng trưởng GRDP, phản ánh quy mô và sức cầu của nền kinh tế), *Mật độ dân số* (đo bằng số người/km², kiểm soát đặc thù về sự tập trung lao động) và *Tỷ lệ giới tính* (Cấu trúc nhân khẩu học của lực lượng lao động trên địa bàn).

3.3. Phương pháp phân tích dữ liệu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy dữ liệu bảng với 189 quan sát trong giai đoạn 2022-2024. Quy trình lựa chọn mô hình được thực hiện tuần tự qua các bước kiểm định: (1) Kiểm định F-test để lựa chọn giữa mô hình Pooled OLS và mô hình hiệu ứng cố định (FEM); (2) Kiểm định Hausman để lựa chọn giữa FEM và mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên (REM); (3) Kiểm định Breusch-Pagan và Wooldridge để phát hiện hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan.

Kết quả các kiểm định thực nghiệm định hướng nghiên cứu lựa chọn Mô hình hiệu ứng cố định (FEM) kết hợp sai số chuẩn robust theo cụm tỉnh làm phương pháp ước lượng chính. Lựa chọn này giúp kiểm soát hiệu quả các đặc điểm đặc thù không quan sát được và không thay đổi theo thời gian của từng địa phương (như vị trí địa lý, thể chế cấp tỉnh), đồng thời khắc phục triệt để các vi phạm về phương sai thay đổi và tự tương quan chuỗi, đảm bảo tính hiệu quả, tin cậy của các hệ số ước lượng (Wooldridge, 2010). Nghiên cứu kiểm định tác động của vốn nhân lực đến việc làm xanh và vai trò điều tiết của chất lượng quản trị môi trường và chuyển đổi số thông qua mô hình hồi quy (1), (2) và (3) dưới đây:

$GJ_{jt} = \beta_0 + \beta_1 * HC_{jt} + \beta_2 * DTI_{jt} + \beta_3 * PGI_{jt} + \beta_4 * X_{jt} + \mu_{jt}$ (1)

$GJ_{jt} = \beta_0 + \beta_1 * HC_{jt} + \beta_2 * DTI_{jt} + \beta_3 * PGI_{jt} + \beta_4 * HC_{jt} * DTI_{jt} + \beta_5 * X_{jt} + \mu_{jt}$ (2)

$GJ_{jt} = \beta_0 + \beta_1 * HC_{jt} + \beta_2 * DTI_{jt} + \beta_3 * PGI_{jt} + \beta_4 * HC_{jt} * PGI_{jt} + \beta_5 * X_{jt} + \mu_{jt}$ (3)

Trong đó: GJ_{jt} là tỷ lệ việc làm xanh; HC_{jt} là tỷ lệ lao động từ 15 tuổi trở lên đang làm việc đã qua đào tạo, PGI_{jt} là chỉ số đo lường chất lượng quản trị môi trường và DTI_{jt} là chỉ số đo lường chuyển đổi số với j đại diện cho tỉnh và t đại diện cho năm. Bên cạnh đó, X_{jt} là các biến kiểm soát và μ_{jt} là các biến không quan sát được.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

4.1.1. Thực trạng về chuyển đổi số và chất lượng quản trị môi trường

Bảng 1 cho thấy chỉ số DTI bình quân của cả nước giai đoạn 2022-2024 là 0,65. Trong đó, Đông Nam Bộ và Đồng bằng sông Hồng là hai vùng có mức chuyển đổi số trung bình cao nhất, lần lượt đạt 0,69 và 0,68, trong khi Tây Nguyên có mức thấp nhất, đạt 0,61.

Bảng 1. Thực trạng về chuyển đổi số và chất lượng quản trị môi trường tại Việt Nam

	Chuyển đổi số	Chất lượng quản trị môi trường
Cả nước	0,65	20,54
Trung du và Miền núi phía Bắc	0,64	19,61
Đồng bằng sông Hồng	0,68	21,65
Bắc Trung Bộ và Duyên hải miền Trung	0,65	20,42
Tây Nguyên	0,61	19,69
Đông Nam Bộ	0,69	21,45
Đồng bằng sông Cửu Long	0,64	20,44

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 1 cho thấy Đồng bằng sông Hồng và Đông Nam Bộ tiếp tục là hai vùng có điểm PGI trung bình cao nhất, lần lượt đạt 21,65 và 21,45 điểm. Kết quả này cho thấy các vùng có mức độ phát triển kinh tế, công nghiệp hóa và đô thị hóa cao thường có điều kiện thuận lợi hơn trong cải thiện quản trị môi trường.

4.1.2. Thực trạng về vốn nhân lực

Bảng 2 cho thấy tỷ lệ lao động từ 15 tuổi trở lên đã qua đào tạo của cả nước tăng từ 23,41% năm 2022 lên 25,21% năm 2024. Đồng bằng sông Hồng là vùng có tỷ lệ lao động qua đào tạo cao nhất, đạt trung bình 33,35%, trong khi Đồng bằng sông Cửu Long và Tây Nguyên có mức thấp nhất, lần lượt là 15,36% và 18,24%. Điều này phản ánh sự chênh lệch đáng kể về chất lượng nguồn nhân lực giữa các vùng.

Bảng 2. Tỷ lệ lao động từ 15 tuổi trở lên đang làm việc trong nền kinh tế đã qua đào tạo của cả nước và các vùng kinh tế trong giai đoạn 2022-2024 (Đơn vị: %)

	2022	2023	2024	Trung bình
Cả nước	23,41	24,11	25,21	24,24
Trung du và Miền núi phía Bắc	25,35	25,59	26,51	25,82
Đồng bằng sông Hồng	32,38	33,13	34,55	33,35
Bắc Trung Bộ và Duyên hải miền Trung	26,78	27,57	28,57	27,64
Tây Nguyên	17,48	18,15	19,09	18,24
Đông Nam Bộ	24,16	24,85	26,11	25,04
Đồng bằng sông Cửu Long	14,29	15,37	16,42	15,36

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

4.1.3. Thực trạng về việc làm xanh

Bảng 3 cho thấy tỷ lệ việc làm xanh bình quân cả nước đạt 20,15% trong giai đoạn 2022-2024, tăng từ 19,06% năm 2022 lên 20,92% năm 2023, sau đó giảm nhẹ còn 20,46% năm 2024. Xét theo vùng, Đông Nam Bộ, Đồng bằng sông Hồng, Bắc Trung Bộ và Duyên hải miền Trung là ba vùng có tỷ lệ việc làm xanh trung bình cao hơn mức bình quân cả nước. Ngược lại, Tây Nguyên là vùng có tỷ lệ việc làm xanh thấp nhất, chỉ đạt 8,88%. Kết quả này cho thấy việc làm xanh có xu hướng tập trung nhiều hơn ở các địa phương có cơ cấu kinh tế hiện đại, mức độ công nghiệp hóa cao và điều kiện thuận lợi hơn về vốn nhân lực, công nghệ và quản trị môi trường.

Bảng 3. Tỷ lệ việc làm xanh tại Việt Nam và các vùng kinh tế - xã hội (Đơn vị: %)

Vùng	2022	2023	2024	Trung bình
Cả nước	19,06	20,92	20,46	20,15
Trung du và Miền núi phía Bắc	15,80	17,64	17,69	17,05
Đồng bằng sông Hồng	21,40	23,29	22,17	22,29
Bắc Trung Bộ và Duyên hải miền Trung	19,81	21,51	21,49	20,94
Tây Nguyên	7,98	9,16	9,51	8,88
Đông Nam Bộ	22,30	23,71	23,17	23,06
Đồng bằng sông Cửu Long	18,56	20,39	19,90	19,62

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

4.2. Ảnh hưởng của vốn nhân lực đến việc làm xanh tại Việt Nam

Kết quả tại Bảng 4 cho thấy vốn nhân lực có ảnh hưởng tích cực đến việc làm xanh tại Việt Nam. Cụ thể, khi tỷ lệ lao động qua đào tạo tăng thêm 1 điểm phần trăm, tỷ lệ việc làm xanh tại địa phương có xu hướng tăng thêm 0,186 điểm phần trăm, trong điều kiện các yếu tố khác không đổi. Kết quả này ủng hộ giả thuyết H1.

4.3. Vai trò điều tiết của chuyển đổi số và chất lượng quản trị môi trường trong mối quan hệ giữa vốn nhân lực và việc làm xanh tại Việt Nam

**Bảng 4. Ảnh hưởng của các nhân tố đến khả năng tạo việc làm xanh
tại Việt Nam giai đoạn 2022-2024**

Biến quan sát	Tỷ lệ việc làm xanh		
	Mô hình (1)	Mô hình (2)	Mô hình (3)
Vốn nhân lực	0,186**	0,165**	0,221***
Chuyển đổi số	-0,340**	-1,616	-0,371***
Chất lượng quản trị môi trường	0,084***	0,086***	0,128
Vốn nhân lực x Chuyển đổi số		-0,051**	
Vốn nhân lực x Chất lượng quản trị môi trường			0,0019**
Tăng trưởng kinh tế	0,015**	0,013**	0,020**
Mật độ dân số	-0,0001*	-0,00008	-0,00005***
Tỷ lệ giới tính	-0,330***	-0,365***	-0,324***
Hằng số	44,68***	46,75***	44,15***
R ² (within)	0,2565	0,2589	0,2591
R ² (between)	0,2694	0,2684	0,2599
R ² (overall)	0,2786	0,2678	0,2589
Wald chi ²	67,50***	67,56***	69,18***
Số quan sát	189	189	189

*Mức ý nghĩa thống kê: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$*

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Kết quả ước lượng cho thấy chuyển đổi số và chất lượng quản trị môi trường có vai trò điều tiết khác nhau trong mối quan hệ giữa vốn nhân lực và việc làm xanh tại Việt Nam. Điều này hàm ý rằng vốn nhân lực tuy là yếu tố quan trọng thúc đẩy việc làm xanh, nhưng mức độ phát huy tác động của nó còn phụ thuộc vào bối cảnh công nghệ và thể chế của từng địa phương.

Trước hết, hệ số tương tác giữa vốn nhân lực và chuyển đổi số đạt -0,051 và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Kết quả này cho thấy chuyển đổi số có vai trò điều tiết ngược chiều, tức tại các địa phương có mức độ chuyển đổi số cao hơn, tác động tích cực của vốn nhân lực đến việc làm xanh lại có xu hướng giảm. Như vậy, giả thuyết H2 không được ủng hộ.

Ngược lại, hệ số tương tác giữa vốn nhân lực và chất lượng quản trị môi trường đạt 0,0019 và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, cho thấy chất lượng quản trị môi trường điều tiết thuận chiều mối quan hệ giữa vốn nhân lực và việc làm xanh. Như vậy, H3 được ủng hộ. Điều này có nghĩa là tại các địa phương có quản trị môi trường tốt hơn, tác động tích cực của vốn nhân lực đến việc làm xanh được tăng cường. Khi các quy định, tiêu chuẩn và cơ chế giám sát môi trường được thực thi hiệu quả, doanh nghiệp có động lực đổi mới công nghệ, xanh hóa quy trình sản xuất và gia tăng nhu cầu đối với lao động có kỹ năng xanh.

5. Thảo luận và hàm ý chính sách

5.1. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả thực nghiệm cho thấy vốn nhân lực có ảnh hưởng tích cực đến việc làm xanh tại Việt Nam. Phát hiện này phù hợp với Thuyết vốn nhân lực (Becker, 1964; Schultz, 1961), theo đó vốn nhân lực giúp người lao động tiếp nhận công nghệ sạch, tuân thủ quy chuẩn môi trường và thực hiện các nhiệm vụ sản xuất bền vững. Kết quả này cũng nhất quán với các nghiên cứu trước, khi việc làm xanh thường đòi hỏi hàm lượng

kỹ năng và năng lực nhận thức cao hơn so với việc làm truyền thống (Consoli & cộng sự, 2016; Vona & cộng sự, 2018).

Nghiên cứu cũng cho thấy chất lượng quản trị môi trường điều tiết thuận chiều mối quan hệ giữa vốn nhân lực và việc làm xanh. Điều này hàm ý vốn nhân lực phát huy hiệu quả hơn trong bối cảnh quản trị môi trường địa phương hiệu quả, nơi các quy chuẩn môi trường tạo áp lực thúc đẩy doanh nghiệp đổi mới công nghệ, xanh hóa quy trình sản xuất và gia tăng nhu cầu lao động có kỹ năng. Phát hiện này phù hợp với Giả thuyết Porter (Porter & Linde, 1995) và Thuyết hiện đại hóa sinh thái (Mol & Spaargaren, 2000).

Ngược lại, chuyển đổi số có vai trò điều tiết ngược chiều, cho thấy trong giai đoạn 2022-2024, số hóa chưa tạo ra tác động cộng hưởng tích cực giữa vốn nhân lực và việc làm xanh. Kết quả này có thể được lý giải như sau. Thứ nhất, chỉ số DTI chủ yếu phản ánh mức độ phát triển chính quyền số, kinh tế số và xã hội số hơn là mức độ ứng dụng công nghệ sạch hay sản xuất xanh. Vì vậy, chuyển đổi số chưa tạo ra “thiên lệch xanh” đủ mạnh để khuếch đại tác động của vốn nhân lực đến việc làm xanh. Thứ hai, thị trường việc làm xanh ở Việt Nam còn nhỏ trong khi khu vực kinh tế số tăng trưởng nhanh và thu hút mạnh lao động có kỹ năng (VietnamPlus, 2024). Do đó, lao động có kỹ năng tại các địa phương số hóa cao có thể bị thu hút sang công nghệ thông tin, thương mại điện tử, tài chính số hoặc dịch vụ nền tảng, làm giảm khả năng chuyển hóa vốn nhân lực thành việc làm xanh. Thứ ba, tác động của công nghệ đối với việc làm thường có độ trễ. Theo cách tiếp cận dựa trên nhiệm vụ, tự động hóa có thể thay thế lao động trong một số nhiệm vụ hiện có, trong khi các nhiệm vụ mới chỉ làm gia tăng nhu cầu lao động khi hiệu ứng tái lập việc làm đủ mạnh (Acemoglu & Restrepo, 2019). Với giai đoạn quan sát ngắn 2022-2024, hiệu ứng tạo việc làm xanh từ chuyển đổi số có thể chưa kịp biểu hiện rõ, trong khi hiệu ứng thay thế hoặc tái phân bổ lao động sang các khu vực số hóa phi xanh đã xuất hiện sớm hơn.

5.2. Hàm ý chính sách

Thứ nhất, cần phát triển vốn nhân lực gắn với kỹ năng xanh. Chính sách nên chuyển trọng tâm từ nâng cao tỷ lệ lao động qua đào tạo đơn thuần sang tích hợp sâu các nội dung về kinh tế tuần hoàn, công nghệ sạch và tiêu chuẩn phát thải. Đồng thời cần ưu tiên hỗ trợ đào tạo lại và nâng cao kỹ năng cho lao động tại các địa phương có “vùng trũng” về chất lượng nhân lực.

Thứ hai, cần nâng cao chất lượng quản trị môi trường ở cấp địa phương. Theo đó, các cơ quan quản lý cần phát huy vai trò đòn bẩy của thể chế thông qua tăng cường minh bạch thông tin sinh thái, siết chặt hiệu quả thực thi quy định. Việc gia tăng áp lực tuân thủ chặt chẽ sẽ buộc doanh nghiệp phải đổi mới công nghệ và chủ động gia tăng nhu cầu sử dụng lao động có kỹ năng xanh.

Thứ ba, cần gắn kết chuyển đổi số với chuyển đổi xanh. Kết quả nghiên cứu cho thấy chuyển đổi số không tự động thúc đẩy việc làm xanh nếu quá trình số hóa chỉ tập trung vào hành chính, hạ tầng hoặc kinh tế số nói chung. Vì vậy, cần định hướng công nghệ số vào các mục tiêu xanh cụ thể như quản lý năng lượng, kiểm soát phát thải, truy xuất dữ liệu môi trường, sản xuất sạch và kết nối cung và cầu lao động xanh.

Thứ tư, cần hoàn thiện hệ thống đo lường việc làm xanh ở Việt Nam và tích hợp chỉ tiêu vào hệ thống thống kê lao động - việc làm quốc gia. Điều này tạo cơ sở khoa học để dự báo chính xác nhu cầu nhân lực và hoạch định chiến lược chuyển đổi xanh dài hạn.

6. Kết luận

Nghiên cứu đánh giá ảnh hưởng của vốn nhân lực đến việc làm xanh tại Việt Nam dựa trên dữ liệu cấp tỉnh giai đoạn 2022-2024 và mô hình REM. Kết quả cho thấy vốn nhân lực có tác động tích cực đến việc làm xanh. Trong khi chuyển đổi số điều tiết ngược chiều, chất lượng quản trị môi trường điều tiết thuận chiều, giúp tăng cường khả năng chuyển hóa vốn nhân lực thành việc làm xanh. Mặc dù đạt được những kết quả quan trọng, nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế như chuỗi dữ liệu ngắn, quy trình đo lường việc làm xanh phải dựa trên đối chiếu hệ thống nghề nghiệp quốc tế và số lượng biến kiểm soát còn hạn chế. Các nghiên cứu tiếp theo cần mở rộng giai đoạn phân tích, bổ sung các biến kiểm soát về cơ cấu ngành, đô thị hóa, FDI, trình độ công nghệ, đồng thời thử nghiệm các phương pháp đo lường việc làm xanh thay thế để kiểm định tính bền vững của mô hình.

Tài liệu tham khảo

- Aceleanu, M.I. (2016). Green jobs in a green economy: Support for a sustainable development. *Progress in Industrial Ecology, an International Journal*, 9(4), 341-355. <https://doi.org/10.1504/PIE.2015.076894>
- Acemoglu, D. (2002). Technical change, inequality, and the labor market. *Journal of Economic Literature*, 40(1), 7-72. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/0022051026976>
- Acemoglu, D. & Restrepo, P. (2018). The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment. *American economic review*, 108(6), 1488-1542. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20160696>.
- Acemoglu, D. & Restrepo, P. (2019). Automation and new tasks: How technology displaces and reinstates labor. *Journal of economic perspectives*, 33(2), 3-30. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.33.2.3>.
- Becker, G. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis with special reference to education*. The University of Chicago Press.
- Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2024). *Báo cáo thường niên về Chuyển đổi số doanh nghiệp: Thúc đẩy chuyển đổi số, chuyển đổi xanh*. NXB Thống kê, Hà Nội.
- Brynjolfsson, E. & McAfee, A. (2014). *The second machine age: Work progress and prosperity in a time of brilliant technologies*. WW Norton & company.
- Consoli, D., Marin, G., Marzucchi, A. & Vona, F. (2016). Do green jobs differ from non-green jobs in terms of skills and human capital?. *Research Policy*, 45(5), 1046-1060. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2016.02.007>.
- DiMaggio, P.J. & Powell, W.W. (1983). The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields. *American Sociological Review*, 48(2), 147-160. <https://doi.org/10.2307/2095101>.
- Halkos, G. & Skouloudis, A. (2018). Corporate social responsibility and innovative capacity: Intersection in a macro-level perspective. *Journal of cleaner production*, 182, 291-300. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.02.022>.
- Hoàng Thị Huệ, Nguyễn Hải Anh, Nguyễn Cao Hà Trang, Nguyễn Hải Nam, Nguyễn Khánh Hằng & Nguyễn Thu Thảo (2024). Tăng trưởng kinh tế góp phần thúc đẩy khả năng tạo việc làm xanh tại Việt Nam. *Tạp Chí Kinh Tế Và Phát triển*, 329, 43-52. <https://doi.org/10.33301/JED.VI.1568>.
- ILO (2016). *What is a green job?*. Truy cập ngày 30 tháng 3 năm 2024, từ https://www.ilo.org/global/topics/green-jobs/news/WCMS_220248/lang--en/index.htm.
- Katz, L.F. & Murphy, K.M. (1992). Changes in relative wages, 1963-1987: Supply and demand factors. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 35-78.
- Lê Quốc Hội & Nguyễn Thị Hoài Thu (2018). Tác động của di cư trong nước đến giảm nghèo thông qua chuyển dịch cơ cấu lao động và thay đổi vốn nhân lực ở Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 258, 2-11.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*, National Bureau of Economic Research. Columbia University Press, New York.
- Mol, A.P.J. & Spaargaren, G. (2000). Ecological modernisation theory in debate: A review. *Environmental Politics*, 9(1), 17-49. <https://doi.org/10.1080/09644010008414511>.
- OECD (2001). *The Well-being of Nations: The Role of Human and Social Capital*. OECD Publishing.
- OECD (2019). *Going Digital: Shaping Policies, Improving Lives*. OECD Publishing.
- Porter, M.E. & Linde, C.V.D. (1995). Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship. *Journal of economic perspectives*, 9(4), 97-118. <http://dx.doi.org/10.1257/jep.9.4.97>
- Robins, N., Gouldson, A., Irwin, W. & Sudmant, A. (2019). *Investing in a just transition in the UK: How investors can integrate social impact and place-based financing into climate strategies*. UK: Grantham Research Institute at LSE and the Sustainability Research Institute at the University of Leeds.
- Schultz, T.W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1-17.

-
- Thủy Trương (2025). *Doanh nghiệp toàn cầu 'khát' nhân lực xanh*. Truy cập ngày 27 tháng 05 năm 2026, từ <https://vnexpress.net/doanh-nghiep-toan-cau-khat-nhan-luc-xanh-4916365.html>
- UNEP (2011). *Towards a Green Economy: Pathways to Sustainable Development and Poverty Eradication*. United Nations Environment Programme.
- Vial, G. (2021). Understanding digital transformation: A review and a research agenda. *Managing digital transformation*, 28(2), 118-144.
- VietnamPlus (2024). *Training human resources crucial for digital transformation*. Truy cập ngày 27 tháng 06 năm 2026, từ <https://en.vietnamplus.vn/training-human-resources-crucial-for-digital-transformation-post284062.vnp>
- Vona, F., Marin, G., Consoli, D. & Popp, D. (2018). Environmental regulation and green skills: an empirical exploration. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 5(4), 713-753.
- Wang, F. & Taghvaei, V.M. (2023). Impact of technology and economic complexity on environmental pollution and economic growth in developing and developed countries: using IPAT and STIRPAT models. *Environmental Science and Pollution Research*, 30(29), 73349-73360. <https://doi.org/10.1007/s11356-023-27569-y>.
- Wooldridge, J.M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

***Tác giả liên hệ: Nguyễn Thị Lê Quyên. Email: QuyênNTL@moha.gov.vn**

TÁC ĐỘNG CỦA CÔNG NGHỆ THÔNG TIN TRUYỀN THÔNG (ICT) TỚI PHÁT THẢI CO₂: BẰNG CHỨNG QUỐC TẾ VÀ HÀM Ý CHÍNH SÁCH CHO VIỆT NAM

Lê Hải Trung*

Học viện Ngân hàng

Email: trunglh@hvn.edu.vn

Nhữ Thanh Hương

Công ty cổ phần FiinGroup Việt Nam

Email: nhuthanhhuongpytn@gmail.com

Bùi Thị Lan Anh

Ngân hàng Thương mại Cổ phần Quân Đội

Email: lananh04052004@gmail.com

Nguyễn Thị Hải Anh

Ngân hàng Thương mại Cổ phần Quân Đội

Email: haianhnguyenthi1511@gmail.com

Mã bài báo: JED-2874

Ngày nhận: 27/01/2026

Ngày nhận bản sửa: 06/04/2026; 23/04/2026; 15/05/2026

Ngày duyệt đăng: 15/05/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2874

Tóm tắt:

Nghiên cứu này đánh giá tác động của công nghệ thông tin và truyền thông (ICT) lên phát thải CO₂ trong ngắn hạn và dài hạn bằng dữ liệu bảng của 99 quốc gia giai đoạn 1990-2023. Sử dụng chỉ số ICT tổng hợp xây dựng bằng PCA, kết quả mô hình CS-ARDL cho thấy ICT làm giảm phát thải CO₂ trong ngắn hạn, nhưng làm tăng phát thải trong dài hạn. Kết quả phân tích theo nhóm quốc gia cũng cho thấy mối quan hệ này chỉ có ý nghĩa thống kê ở nhóm quốc gia phát thải cao, trong khi không có ý nghĩa thống kê ở nhóm quốc gia phát thải thấp. Trên cơ sở đó, nghiên cứu hàm ý rằng phát triển ICT cần được gắn với chuyển dịch năng lượng và xanh hóa hạ tầng số nhằm hạn chế rủi ro gia tăng phát thải trong dài hạn, đặc biệt đối với các nền kinh tế đang phát triển như Việt Nam.

Từ khóa: Phát thải CO₂, mô hình CS-ARDL, công nghệ thông tin và truyền thông (ICT), tác động ngắn hạn và dài hạn.

Mã JEL: Q53, O33, C33, Q43.

The impact of information and communication technology on the CO₂ emission: International evidence and implications for Vietnam

Abstract:

This study examines the short-run and long-run impacts of information and communication technology (ICT) on CO₂ emissions using panel data for 99 countries over the period 1990–2023. Using an ICT composite index constructed through principal component analysis and the CS-ARDL model, the results reveal that ICT reduces CO₂ emissions in the short run but increases them in the long run. Further group-based analysis indicates that this relationship is statistically significant only among high-emitting countries, while it is statistically insignificant among low-emitting countries. The findings suggest that ICT development should be aligned with energy transition and the greening of digital infrastructure in order to limit the risk of higher emissions in the long run, especially in developing economies such as Vietnam.

Keywords: CO₂ emissions, CS-ARDL model, information and communication technology (ICT), short-run and long-run effects.

JEL codes: Q53, O33, C33, Q43.

1. Giới thiệu

Ô nhiễm không khí gia tăng cùng với suy thoái môi trường đang làm trầm trọng hơn các tác động tiêu cực của biến đổi khí hậu, ảnh hưởng nghiêm trọng đến môi trường tự nhiên và làm gia tăng chi phí kinh tế (Zhao & cộng sự, 2024). Điều này đặt ra thách thức lớn cho các quốc gia trong việc cân bằng giữa tăng trưởng kinh tế và cắt giảm khí thải (Calvet & cộng sự, 2022). Trong bối cảnh đó, cách mạng công nghiệp 4.0 đã thúc đẩy mạnh mẽ quá trình đổi mới công nghệ, đặc biệt là việc ứng dụng công nghệ thông tin và truyền thông (ICT), được kỳ vọng giúp cải thiện hiệu suất năng lượng và tạo động lực cho quá trình chuyển đổi sang nền kinh tế carbon thấp, từ đó góp phần cải thiện môi trường (Briglaue & cộng sự, 2023).

Mặc dù vậy, các kết quả nghiên cứu thực nghiệm về mối quan hệ giữa ICT và ô nhiễm môi trường chưa thống nhất. Một số nghiên cứu ủng hộ giả thuyết về “hiệu ứng hiệu quả” (*efficiency effect*), hàm ý sự phát triển của ICT giúp thúc đẩy chuyển đổi số nền kinh tế, từ đó cải thiện hiệu quả năng lượng (Lee & cộng sự, 2023), góp phần sản xuất bền vững, tiết kiệm nhiên liệu và giảm phát thải CO₂. Ngược lại, một số nghiên cứu cho rằng ICT mang lại “hiệu ứng phản hồi” (*rebound effect*) đối với môi trường khi phát thải CO₂ có thể gia tăng bởi sự gia tăng đáng kể nhu cầu điện năng cho hạ tầng số, đặc biệt khi nguồn điện phụ thuộc nhiều vào nhiên liệu hóa thạch (Malmudin & cộng sự, 2024). Ngoài ra, sự phát triển của ICT cũng có thể làm gia tăng ô nhiễm môi trường bởi “hiệu ứng mở rộng” (*expansion effect*), khi nhu cầu năng lượng gia tăng, đặc biệt trong các ngành công nghiệp thâm dụng năng lượng (Jin & Yu, 2022). Sự không thống nhất này cho thấy tác động của ICT tới phát thải CO₂ phụ thuộc vào điều kiện môi trường và phát triển của từng quốc gia, cũng như tạo ra các tác động không đồng nhất trong ngắn hạn và dài hạn do sự tương quan giữa các hiệu ứng trái chiều qua thời gian (Wang & cộng sự, 2024).

Nghiên cứu này đánh giá tác động của ICT tới phát thải CO₂ trong ngắn hạn và dài hạn tại 99 quốc gia trên thế giới từ 1990 tới 2023, bằng mô hình tự phân phối hồi quy trễ với dữ liệu dạng bảng chéo (CS-ARDL - Cross-sectional Autoregressive Distributed Lag). Kết quả cho thấy ICT góp phần giảm phát thải CO₂ trong ngắn hạn, nhưng làm gia tăng phát thải trong dài hạn. Bên cạnh đó, nghiên cứu cho thấy rằng tác động khác nhau này chỉ xuất hiện ở nhóm quốc gia phát thải CO₂ cao, trong khi không tìm thấy bằng chứng tương tự ở nhóm quốc gia phát thải thấp. Điều này cho thấy ở các quốc gia phát thải cao, trong đó phần lớn có xu hướng cấu trúc kinh tế thâm dụng công nghiệp và phụ thuộc vào năng lượng hóa thạch như Việt Nam, việc phát triển ICT có thể bước đầu mang lại hiệu ứng hiệu quả nhờ cải thiện hiệu quả sử dụng năng lượng hoặc tối ưu sản xuất. Tuy nhiên, trong dài hạn, hiệu ứng mở rộng quy mô lấn át khi ICT thúc đẩy mở rộng sản xuất, gia tăng năng lượng đi kèm với sự mở rộng của các ngành công nghiệp “nâu”. Kết quả này hàm ý rằng yêu cầu cấp thiết về chính sách theo hướng gắn kết chuyển đổi số với chuyển dịch cơ cấu năng lượng và xanh hóa sản xuất, nhằm hạn chế rủi ro “tái ràng buộc carbon” trong quá trình phát triển ICT.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

Công nghệ thông tin và truyền thông (ICT) đóng vai trò cốt lõi trong quá trình chuyển đổi số nền kinh tế (Dobrota & cộng sự, 2012), góp phần cải thiện hiệu quả hoạt động và thông tin truyền thông giữa các doanh nghiệp, chính phủ và xã hội (Tudose & cộng sự, 2023). Về mặt lý thuyết, lý thuyết kinh tế tân cổ điển của Solow (1956) coi ICT và sự phát triển của công nghệ nói chung, đóng vai trò như một yếu tố đầu vào giúp tạo ra giá trị gia tăng của nền kinh tế thông qua sự cải thiện về chất lượng lao động và hiệu quả sản xuất. Các nghiên cứu thực nghiệm cũng ủng hộ điều này khi cho thấy chuyển đổi số giúp gia tăng năng suất lao động (Li & cộng sự, 2022), giảm thiểu chi phí sản xuất (Yoo & Yi, 2022) và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Lê Hải Trung & cộng sự, 2025). Trên cơ sở đó, một nhóm nghiên cứu cho rằng ICT có thể làm giảm phát thải CO₂ nhờ “hiệu ứng hiệu quả”. Theo Iqbal & cộng sự (2024), việc chuyển dịch hoạt động sang môi trường số giúp cải thiện hiệu suất sử dụng năng lượng, cắt giảm nhu cầu đi lại cũng như tiêu thụ năng lượng hóa thạch, từ đó giảm phát thải CO₂. Bên cạnh đó, ICT còn giúp thúc đẩy chuyển đổi số nền kinh tế, từ đó giảm ô nhiễm môi trường nhờ cải thiện hiệu quả năng lượng (Lee & cộng sự, 2023), thay đổi cách làm việc sang môi trường số giúp giảm nhu cầu đi lại và tiêu thụ năng lượng hóa thạch (Briglaue & cộng sự, 2023), cũng như tăng khả năng ứng dụng các công nghệ xanh (Magazzino & cộng sự, 2021). Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết nghiên cứu sau:

Giả thuyết H1: ICT có tác động làm giảm phát thải CO₂ trong ngắn hạn nhờ nâng cao hiệu quả năng lượng và tối ưu hóa hoạt động kinh tế.

Ngược lại, một số nghiên cứu cho rằng tác động của ICT tới phát thải CO₂ không tuyến tính theo thời gian mà có sự không đồng nhất trong ngắn hạn và dài hạn. Wen & cộng sự (2022) chỉ ra rằng việc sản xuất và vận hành các cấu phần của hệ thống ICT như trung tâm dữ liệu, thiết bị viễn thông dẫn tới sự gia tăng của nhu cầu điện năng và nguyên liệu, từ đó trực tiếp làm tăng phát thải CO₂. Jin & Yu (2022) chỉ ra rằng ICT có tác động tiêu cực tới ô nhiễm môi trường tại Trung Quốc do các ngành công nghiệp thâm dụng năng lượng mở rộng sản xuất nhờ những cải tiến trong hiệu quả sản xuất. Tương tự, Peng & Qin (2024) cho rằng số hóa nhờ ICT làm tăng hiệu ứng phản hồi ở việc gia tăng năng lượng đồng thời, và hiệu ứng này có xu hướng gia tăng theo thời gian. Bên cạnh đó, hiệu ứng phản hồi cũng có thể làm đảo ngược lợi ích môi trường của ICT khi hiệu suất năng lượng gia tăng kèm theo giảm chi phí sử dụng, khiến người dùng có xu hướng tăng cường hoạt động tiêu dùng và làm gia tăng nhu cầu năng lượng (Jin & Yu, 2022). Ví dụ, theo Gillingham & cộng sự (2016), cải tiến hiệu suất do ICT mang lại sẽ kích thích người dân đi lại thường xuyên hơn, làm giảm phần tiết kiệm năng lượng ròng. Briglauer & cộng sự (2023) cũng nhấn mạnh rằng các sản phẩm số với vòng đời ngắn khi ICT phát triển nhanh có thể tạo ra hiệu ứng lỗi thời, làm gia tăng phát thải từ khâu xử lý rác thải điện tử cũng như sản xuất sản phẩm thay thế. Từ những lập luận trên, nghiên cứu đề xuất giả thuyết nghiên cứu sau:

Giả thuyết H2: ICT có tác động làm tăng phát thải CO₂ trong dài hạn, do hiệu ứng quy mô và hiệu ứng phản hồi/hạ tầng số lấn át lợi ích hiệu quả ban đầu.

Nghiên cứu này sẽ đóng góp thêm bằng chứng thực nghiệm về tác động của ICT tới ô nhiễm môi trường, sử dụng dữ liệu từ 99 quốc gia giai đoạn 1990-2023 trong cả ngắn hạn và dài hạn. Đặc biệt, thay vì sử dụng các chỉ số thành phần ICT như các nghiên cứu trước đây, nghiên cứu này xây dựng một chỉ số ICT tổng hợp bằng phân tích thành phần chính (PCA) nhằm tổng hợp thông tin từ nhiều biến quan sát và giảm chiều dữ liệu. Đồng thời, để đánh giá sự khác biệt tiềm tàng trong mối quan hệ của ICT với các quốc gia, nghiên cứu thực hiện phân tích riêng biệt cho nhóm quốc gia có mức độ phát thải CO₂ khác nhau.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình hồi quy

Tác động của ICT đến phát thải CO₂ được đánh giá thông qua mô hình sau:

$$CO_{2it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó: CO₂ là giá trị logarithm của lượng phát thải CO₂ trên đầu người của từng quốc gia; β là các hệ số hồi quy, α_i là biến hiệu ứng cố định theo quốc gia, ε_{it} là phần dư của mô hình; và X_{it} là vector các biến giải thích.

Biến giải thích chính của mô hình này là biến ICT, được xây dựng từ phương pháp phân tích thành phần chính (PCA) từ bốn thành phần của ICT, kế thừa từ nghiên cứu của Pu & cộng sự (2024), bao gồm: tỷ lệ người dùng Internet (%), số thuê bao băng thông rộng cố định (trên 100 người), số thuê bao di động cố định (trên 100 người) và tỷ lệ hàng hóa ICT trên tổng hàng hóa nhập khẩu (%). Việc sử dụng PCA giúp tổng hợp thông tin chung từ các biến thành phần của ICT và giảm chiều dữ liệu trong phân tích thực nghiệm. Ngoài ra, nghiên cứu bổ sung một nhóm các biến kiểm soát. Thứ nhất là thu nhập bình quân đầu người (GDPpc), đại diện cho tăng trưởng kinh tế và phản ánh hiệu ứng quy mô của hoạt động kinh tế đối với phát thải CO₂. Sự gia tăng thu nhập có thể đi kèm với mở rộng sản xuất, gia tăng nhu cầu năng lượng và phát thải. Bên cạnh đó, thu nhập tăng cũng có thể tạo điều kiện cho đổi mới công nghệ và cải thiện hiệu quả môi trường, từ đó giúp giảm phát thải CO₂. Thứ hai là tỷ lệ tín dụng nội địa trên GDP, thể hiện cho độ sâu của hệ thống tài chính quốc gia, phản ánh nguồn lực tài chính mà hệ thống tài chính cung ứng cho khu vực tư nhân, đại diện cho mức độ phát triển tài chính (FD) (Petrović & Lobanov, 2022). Trong khi, Lv & Li (2021) tìm thấy bằng chứng cho thấy mức độ phát triển tài chính đóng vai trò quan trọng giúp giảm thiểu CO₂ không chỉ tại quốc gia đó mà cả quốc gia lân cận. Tuy nhiên, Jiang & Ma (2019) lại tìm thấy bằng chứng cho thấy phát triển tài

chính làm gia tăng phát thải CO₂ do hiệu ứng mở rộng sản xuất nhờ khả năng tiếp cận tài chính. Thứ ba là độ mở thương mại (TRADE), đo lường thông qua kim ngạch xuất nhập khẩu trên GDP. Nghiên cứu của Dauda & cộng sự (2021) cho thấy mở rộng thương mại giúp cải thiện quá trình chuyển giao các công nghệ thân thiện với môi trường, nhưng cũng có thể làm tăng ô nhiễm nếu các quốc gia có quy định môi trường lỏng lẻo, thu hút các công ty gây ô nhiễm. Cuối cùng là chỉ số mật độ dân số (POPI), xác định số người trên mỗi km² diện tích đất. Abdouli & cộng sự (2018) nhận định mật độ dân số cao ban đầu có xu hướng làm gia tăng phát thải CO₂, tuy nhiên tác động này suy giảm sau khi vượt qua một ngưỡng nhất định, cho thấy mối quan hệ chữ U ngược khi áp lực đô thị hóa buộc chính phủ thực hiện cơ chế hiệu quả đô thị và bảo vệ môi trường.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Trong bối cảnh bộ dữ liệu bao quát giai đoạn dài 1990-2023, nhiều cú sốc lớn mang tính toàn cầu như các cuộc khủng hoảng kinh tế và đại dịch COVID-19 có thể đồng thời ảnh hưởng tới nhiều quốc gia, qua đó tạo ra hiện tượng phụ thuộc chéo trong dữ liệu bảng. Do đó, để phát hiện các cú sốc chung không quan sát được giữa các quốc gia, nghiên cứu thực hiện đánh giá sự phụ thuộc chéo thông qua kiểm định của Pesaran (2015). Kiểm định này được xác định thông qua trung bình các hệ số tương quan cặp giữa phần dư từ hồi quy Augmented Dickey-Fuller (ADF) riêng cho từng đơn vị chéo:

$$CD = \frac{\sqrt{2T}}{\sqrt{N(N-1)}} \left(\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \widehat{\rho}_{ij} \right) \rightarrow Norm(0,1) \quad (2)$$

Trong đó:

$\widehat{\rho}_{ij}$ là hệ số tương quan phần dư giữa hai đơn vị i và j ;

T là chiều thời gian và N là chiều không gian của bộ dữ liệu bảng.

Tiếp theo, nghiên cứu sử dụng kiểm định nghiệm đơn vị thế hệ thứ hai CIPS của Pesaran (2007) với các biến trong bối cảnh tồn tại phụ thuộc chéo giữa các quốc gia trong bộ dữ liệu. Phương pháp này dựa trên việc mở rộng kiểm định ADF truyền thống thông qua quy trình hồi quy CADF (Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller), bằng cách bổ sung trung bình chéo của các biến ở dạng trễ và sai phân bậc nhất để kiểm soát các yếu tố chung không quan sát được:

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \rho_i y_{i,t-1} + \beta_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + \sum_{j=1}^k \delta_{i,j} \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^k \gamma_{i,j} \Delta \bar{y}_{t-j} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Trong đó:

$\bar{y}_t$ và $\Delta \bar{y}_t$ là trung bình chéo của biến trễ và sai phân trễ của tất cả các đơn vị tại thời điểm t ;

k là độ trễ tối ưu được xác định theo tiêu chuẩn AIC

Giá trị thống kê CIPS tổng hợp cho toàn bộ bảng dữ liệu được tính như sau:

$$\widehat{CIPS} = N^{-1} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (4)$$

Trong đó:

$CADF_i$ là thống kê t tương ứng với hệ số ρ_i từ phương trình (3).

Tiếp theo, nghiên cứu áp dụng kiểm định đồng liên kết dựa trên mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) của Westerlund (2007) để xác định mối quan hệ dài hạn giữa các biến dựa trên mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) như sau:

$$\Delta Y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \phi_i (Y_{i,t-1} - \beta_i X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p_i} \gamma_{i,j} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q_i} \theta_{i,j} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Trong đó:

ϕ_i là hệ số phản ánh tốc độ điều chỉnh; nếu $\phi_i < 0$ và có ý nghĩa thống kê thì mô hình tồn tại đồng liên kết giữa các biến;

β_i là vector tham số phản ánh mối quan hệ dài hạn giữa Y và X

Để phân tích tác động trong ngắn hạn và dài hạn của ICT đến phát thải CO₂, nghiên cứu sử dụng mô hình CS-ARDL (Cross-Sectionally Augmented ARDL) được phát triển bởi Chudik & Pesaran (2015). Phương pháp này bổ sung các trung bình chéo của biến phụ thuộc và các biến giải thích nhằm hấp thụ các nhân tố chung không quan sát được và giảm thiểu sai lệch ước lượng do các cú sốc lan tỏa toàn cầu, qua đó đảm bảo tính vững đối với dữ liệu dạng bảng tồn tại hiện tượng phụ thuộc chéo và tính không đồng nhất giữa các đơn vị quan sát. Đồng thời, cấu trúc CS-ARDL cho phép ước lượng các hệ số trong ngắn hạn và dài hạn một cách nhất quán ngay cả khi các biến có bậc tích hợp khác nhau (hỗn hợp I(0) và I(1)). Dạng tổng quát của mô hình CS-ARDL được Chudik & Pesaran (2015) phát triển có dạng như sau:

$$\Delta Y_{i,t} = \varphi_i(Y_{i,t-1} - \theta_i' X_{i,t-1}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{i,j} \Delta Y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_{i,j}' \Delta X_{i,t-j} + \sum_{j=0}^m \psi_{i,j}' \Delta \bar{Z}_{t-j} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Trong đó:

Y_{it} là biến phụ thuộc phát thải CO₂;

X_{it} là vector các biến giải thích và biến kiểm soát;

$\bar{Z}_{t-j} = (\bar{Y}_{t-j}, \bar{X}_{t-j})'$ là vector chứa trung bình chéo của biến phụ thuộc và các biến giải thích tại thời điểm t-j;

φ_i là hệ số hiệu chỉnh sai số

p, q là độ trễ của biến phụ thuộc và biến giải thích

Từ phương trình (6), tác động ngắn hạn của ICT được xác định thông qua các hệ số đi kèm với biến ICT ở dạng sai phân bậc nhất, tức $\Delta \text{ICT}_{i,t-j}$. Các hệ số này phản ánh mức thay đổi tức thời của phát thải CO₂ khi ICT biến động trong ngắn hạn. Trong khi đó, tác động dài hạn của ICT được phản ánh bởi hệ số θ_i' trong thành phần hiệu chỉnh sai số ($Y_{i,t-1} - \theta_i' X_{i,t-1}$), thể hiện mối quan hệ cân bằng dài hạn giữa phát thải CO₂ và các biến giải thích. Do đó, nghiên cứu này sử dụng mô hình CS-ARDL để nhận diện sự khác biệt giữa tác động ngắn hạn và dài hạn của ICT đối với phát thải CO₂.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng từ 99 quốc gia trên thế giới giai đoạn 1990-2023. Việc lựa chọn các quốc gia được thực hiện dựa trên mức độ sẵn có của dữ liệu. Các biến sử dụng trong mô hình đều được thu thập từ cơ sở dữ liệu WDI (World Development Indicators). Thống kê mô tả của các biến trình bày trong Bảng 1 cho thấy tính không đồng nhất lớn giữa các quốc gia. Cụ thể, mức độ phát thải CO₂ bình quân ở mức 0,881 và có biên độ dao động lớn giữa các quốc gia với giá trị nhỏ nhất là -3,829 và giá trị lớn nhất là 5,899. Tương tự, biến ICT cũng có mức độ biến động cao với giá trị độ lệch chuẩn ở mức 1,609. Các biến kiểm soát cũng cho thấy giá trị phân tán giữa các quốc gia. Đồng thời, giá trị hệ số bất đối xứng và độ nhọn trong phân phối cho thấy các biến trong mô hình đều không tuân theo phân phối chuẩn.

Bảng 2 thể hiện kết quả kiểm định phụ thuộc chéo theo kiểm định của Pesaran (2015). Giả thuyết H₀ bị

Bảng 1. Thống kê mô tả

Biến	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	Độ chệch	Độ nhọn
lnCO ₂	0,881	1,609	-3,829	5,899	-0,684	2,785
ICT	0,000	1,609	-1,587	5,090	0,655	2,054
lnGDP	9,575	1,222	6,236	11,889	-0,422	2,227
lnFD	3,694	0,933	0,756	5,719	-0,383	2,474
lnTRADE	4,261	0,565	2,621	6,093	0,338	3,415
lnPOPI	4,361	1,485	0,639	9,017	0,048	3,678

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 2. Kiểm định phụ thuộc chéo và tính dừng của dữ liệu

Variable	Cross-sectional Dependence Test	CIPS Unit-root Test		
		Level	First Difference	Inference
lnCO ₂	19,54***	-2,459	-5,449***	I(1)
ICT	383,03***	-1,883	-4,175***	I(1)
lnGDP	273,18***	-2,504	-4,323***	I(1)
lnFD	129,49***	-2,392	-4,703***	I(1)
lnTRADE	106,07***	-2,779***	-5,134***	I(0)
lnPOPI	278,88***	-2,349	-3,064***	I(1)

CD là giá trị kiểm định phụ thuộc chéo của kiểm định Pesaran (2015); CIPS là giá trị của kiểm định tính dừng thể hệ thứ hai của Pesaran (2007). ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa thống kê lần lượt 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

Bảng 3. Kết quả kiểm định đồng liên kết của dữ liệu bảng

Kiểm định đồng liên kết ECM của Westerlund (2007)				
H_0 = Không tồn tại đồng liên kết				
Giá trị	$CO_2 = f(ICT, GDP, FD, TRADE, POPI)$			
	Giá trị kiểm định nhóm		Giá trị kiểm định bảng	
	G_t	G_a	P_t	P_a
Giá trị	-3,889	-9,503	-35,951	-10,848
Z-value	-9,454	10,535	-8,267	5,330
Robust P-value	0,000	1,000	0,000	1,000

G_t và G_a là giá trị kiểm định bình quân nhóm, P_t và P_a là giá trị bình quân bảng. Z-values là giá trị kiểm định chuẩn hóa. Robust P-value là giá trị p-value được tính toán bằng phương pháp bootstrapping. ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa thống kê lần lượt 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

bác bỏ ở tất cả các biến ở mức tin cậy 1%, cho thấy tồn tại phụ thuộc chéo trong dữ liệu. Điều này cho thấy sự cần thiết phải sử dụng kiểm định tính dừng thể hệ thứ hai của Pesaran (2007). Kết quả cho thấy ngoại trừ biến TRADE là chuỗi dừng ở bậc cơ sở I(0), các biến còn lại như CO₂, ICT, GDP, FD và POPI đều dừng ở bậc sai phân thứ nhất I(1).

Bảng 3 thể hiện kết quả kiểm định đồng liên kết của Westerlund (2007). Kết quả cho thấy các thống kê G_t và P_t có giá trị p-value cho phép bác bỏ giả thuyết H_0 ở mức ý nghĩa 1%, hàm ý rằng tồn tại mối quan hệ đồng liên kết dài hạn giữa CO₂ và các biến giải thích trong mô hình.

Bảng 4 trình bày kết quả mô hình đánh giá tác động của ICT tới phát thải CO₂ trong ngắn hạn (Bảng 4A) và dài hạn (Bảng 4B). Kết quả cho thấy ICT có tác động khác biệt giữa ngắn hạn và dài hạn đối với ô nhiễm không khí. Cụ thể, ICT giúp giảm phát thải CO₂ trong ngắn hạn nhưng lại làm gia tăng ô nhiễm không khí trong dài hạn. Về các biến kiểm soát, GDP và TRADE làm tăng phát thải CO₂ trong cả ngắn hạn và dài hạn, trong đó tác động của GDP có ý nghĩa thống kê cao, phản ánh sự thâm dụng năng lượng trong quá trình tăng trưởng tác động tiêu cực lên môi trường. Đáng chú ý, mặc dù POPI không có ý nghĩa trong ngắn hạn, biến này lại có tác động tiêu cực tới phát thải CO₂ trong dài hạn. Phát hiện này phù hợp với kết quả của Abdouli & cộng sự (2018) rằng sau giai đoạn đầu làm tăng nhu cầu tiêu dùng, mật độ dân số sẽ thúc đẩy các cơ chế bảo vệ môi trường và chuyển dịch cơ cấu theo hướng bền vững. Do giai đoạn nghiên cứu bao hàm nhiều

cú sốc toàn cầu lớn có thể ảnh hưởng tới phát thải CO₂ như như khủng hoảng tài chính toàn cầu và đại dịch COVID-19, nhóm tác giả thực hiện kiểm định tính vững bằng cách bổ sung các biến giả năm sự kiện cho khủng hoảng tài chính toàn cầu và đại dịch COVID-19 vào phương trình ngắn hạn của mô hình. Các biến này không được đưa vào quan hệ dài hạn vì phản ánh các cú sốc tạm thời theo thời kỳ. Kết quả chính không thay đổi về dấu và ý nghĩa trong tác động của ICT tới phát thải CO₂ trong ngắn hạn và dài hạn.¹

Bảng 4. Kết quả hồi quy mô hình CS-ARDL

Biến phụ thuộc: lnCO₂		
Biến	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn
Bảng 4A: Phương trình hồi quy ngắn hạn		
Δ ICT	-0,070**	0,032
Δ lnGDP	0,283***	0,088
Δ lnFD	-0,009	0,029
Δ lnTRADE	0,048*	0,026
Δ lnPOPI	3,234	2,200
Bảng 4B: Phương trình hồi quy dài hạn		
Hệ số hiệu chỉnh dài hạn	-1,842***	0,029
ICT	0,086***	0,028
lnGDP	0,199***	0,061
lnFD	0,005	0,020
lnTRADE	0,022	0,026
lnPOPI	-0,482**	0,227

Bảng thể hiện kết quả mô hình hồi quy CS-ARDL. Bảng A thể hiện các hệ số hồi quy cho tác động ngắn hạn, trong khi bảng B thể hiện các hệ số hồi quy của tác động dài hạn tới biến phụ thuộc. ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa thống kê lần lượt 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Nhóm tác giả tiến hành phân tích nhóm quốc gia bằng việc chia mẫu nghiên cứu thành hai nhóm dựa trên phân vị mức phát thải CO₂ bình quân, bao gồm nhóm phát thải cao (30% cao nhất) và nhóm phát thải thấp (30% thấp nhất). Kết quả hồi quy ở Bảng 5 cho thấy các phát hiện tương đồng với ước lượng tại mô hình gốc ở nhóm quốc gia phát thải cao. Cụ thể, ICT có tác động âm tới phát thải CO₂ trong ngắn hạn nhưng lại góp phần gia tăng ô nhiễm trong dài hạn. Ngược lại, tại nhóm quốc gia phát thải thấp, các hệ số hồi quy của ICT đều không có ý nghĩa thống kê ở cả hai kỳ hạn. Kết quả này cho thấy mối quan hệ khác nhau trong ngắn hạn và dài hạn giữa ICT và CO₂ chỉ tồn tại ở các nền kinh tế có cường độ phát thải cao.

4.2. Thảo luận kết quả

Kết quả thực nghiệm cho thấy ICT có tác động khác biệt giữa ngắn hạn và dài hạn đối với phát thải CO₂. Cụ thể, ICT góp phần giảm phát thải CO₂ trong ngắn hạn, phù hợp với các bằng chứng gần đây của Li & cộng sự (2025). Kết quả này cho thấy trong ngắn hạn, hiệu ứng hiệu quả chiếm ưu thế khi ICT giúp tối ưu hóa hoạt động sản xuất và nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng. Bên cạnh đó, phát triển ICT cũng giúp đẩy nhanh tiến trình số hóa trong hoạt động kinh doanh, thúc đẩy thay đổi hành vi sản xuất, nâng cao năng suất lao động (Li & cộng sự, 2022), giúp các doanh nghiệp cải thiện phân bổ nguồn lực và thúc đẩy hiệu quả sử dụng tài nguyên (Alsedrah, 2024) cũng như trực tiếp cắt giảm nhu cầu di chuyển và tiêu thụ vật liệu ở một số hoạt động kinh tế (Briglauer & cộng sự, 2023). Wang & Su (2019) chỉ ra rằng sự phát triển ICT có thể thúc đẩy đầu tư hạ tầng và đặc biệt là đổi mới công nghệ xanh, qua đó hỗ trợ xu hướng tách rời tăng trưởng khỏi phát thải trong ngắn hạn.

Tuy nhiên, trong dài hạn, ICT lại có xu hướng làm phát thải CO₂ gia tăng trở lại, cho thấy sự lấn át của hiệu ứng quy mô và hiệu ứng phản hồi đối với các lợi ích hiệu quả trong ngắn hạn. Sự phát triển của ICT giúp mở rộng sản xuất và tiêu dùng nhờ chi phí thông tin giảm và năng lực kết nối hạ tầng gia tăng, đồng thời cũng kéo theo sự gia tăng của nhu cầu năng lượng và mức độ phát thải CO₂ (Jin & Yu, 2022; Li & cộng sự, 2025). Đồng thời, sự phát triển ICT gắn với việc mở rộng hạ tầng số (mạng viễn thông, trung tâm dữ

Bảng 5. Kết quả hồi quy CS-ARDL mở rộng giữa các nhóm quốc gia

Biến phụ thuộc: $\ln CO_2$				
	Nhóm quốc gia phát thải cao		Nhóm quốc gia phát thải thấp	
Biến	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn	Hệ số hồi quy	Sai số chuẩn
Bảng A: Phương trình hồi quy ngắn hạn				
Δ ICT	-0,120**	0,047	0,146	0,122
Δ lnGDP	-0,159	0,214	0,169	0,234
Δ lnFD	-0,041	0,135	-0,007	0,077
Δ lnTRADE	0,096	0,088	0,213*	0,115
Δ lnPOPI	-0,270	2,255	2,456	7,172
Bảng B: Phương trình hồi quy dài hạn				
Hệ số hiệu chỉnh dài hạn	-1,843***	0,072	-1,838***	0,057
ICT	0,066**	0,033	0,028	0,123
lnGDP	0,329**	0,134	0,189	0,209
lnFD	0,025	0,070	0,010	0,056
lnTRADE	-0,161**	0,060	-0,128*	0,075
lnPOPI	-1,102*	0,658	-0,001	0,264

Bảng thể hiện kết quả mô hình hồi quy CS-ARDL cho nhóm quốc gia có phát thải cao và phát thải thấp. Bảng A thể hiện các hệ số hồi quy cho tác động ngắn hạn, trong khi bảng B thể hiện các hệ số hồi quy của tác động dài hạn tới biến phụ thuộc. ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa thống kê lần lượt 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả.

liệu, thiết bị đầu cuối) và chu kỳ thay thế công nghệ nhanh, làm gia tăng tiêu thụ điện và phát thải gián tiếp (Briglaue & cộng sự, 2023). Ngoài ra, sự mở rộng của kinh tế số còn tiềm ẩn nguy cơ đẩy nhanh quá trình cạn kiệt các nguồn tài nguyên thiên nhiên vốn đã khan hiếm, tác động tiêu cực tới môi trường (Zia & cộng sự, 2024). Như vậy, ICT có thể tạo ra lợi ích môi trường trong giai đoạn đầu thông qua tối ưu hóa, nhưng về lâu dài lại làm tăng CO₂ khi hiệu ứng mở rộng quy mô và nhu cầu năng lượng của hệ sinh thái số trở nên chi phối.

Kết quả của mô hình hồi quy phân nhóm cho thấy tác động khác nhau trong ngắn hạn và dài hạn giữa ICT và CO₂ chỉ được ghi nhận tại nhóm quốc gia phát thải cao. Điều này củng cố nghiên cứu của Peng & Qin (2024), hàm ý tác động môi trường của ICT phụ thuộc vào điều kiện ban đầu và bối cảnh của mỗi quốc gia. Ở các quốc gia phát thải cao, thường là các nền kinh tế đang phát triển với mô hình kinh tế dựa nhiều trên sản xuất, công nghiệp và năng lượng hóa thạch, ICT có thể nhanh chóng mang lại hiệu ứng hiệu quả nhờ dự địa cải thiện hiệu quả ban đầu lớn, giúp giảm lãng phí năng lượng và tối ưu hóa vận hành. Tuy nhiên, trong dài hạn, sự phát triển của ICT thúc đẩy mở rộng các ngành tiêu thụ năng lượng cao và gia tăng nhu cầu điện cho hạ tầng số, khiến hiệu ứng quy mô và phản hồi lấn át lợi ích ban đầu. Ngược lại, ở các quốc gia phát thải thấp, là các quốc gia nơi hiệu quả năng lượng đã ở mức tương đối cao thì biên lợi ích giảm phát thải từ ICT bị hạn chế, dẫn đến tác động của ICT tới phát thải CO₂ không đáng kể.

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này đánh giá tác động qua thời gian của công nghệ thông tin và truyền thông (ICT) tới phát thải CO₂ tại 99 quốc gia trong giai đoạn 1990-2023 thông qua mô hình CS-ARDL. Kết quả thực nghiệm cho thấy ICT có xu hướng làm giảm phát thải CO₂ trong ngắn hạn, thông qua việc tối ưu hóa quy trình vận hành, nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng, phù hợp với giả thuyết “hiệu ứng hiệu quả” của sự phát triển công nghệ và số hóa hoạt động kinh tế. Tuy nhiên, trong dài hạn, ICT lại cho thấy tác động ngược chiều khi làm gia tăng phát thải CO₂, hàm ý rằng lợi ích hiệu quả ban đầu bị lấn át bởi hiệu ứng quy mô và hiệu ứng phản hồi qua thời gian. Cụ thể, ICT thúc đẩy mở rộng hoạt động kinh tế, gia tăng nhu cầu tiêu dùng và sản xuất, qua đó làm tăng tiêu thụ điện năng và phát thải gián tiếp. Bên cạnh đó, tác động khác nhau trong ngắn hạn và dài hạn của ICT tới phát thải CO₂ chủ yếu xuất hiện ở nhóm quốc gia phát thải CO₂ cao. Kết quả này nhấn

manh sự khác biệt trong tác động của ICT tới phát thải CO₂ giữa các quốc gia với đặc điểm khác nhau. Tại các quốc gia phát thải cao với cơ cấu sản xuất thâm dụng năng lượng, ICT có thể nhanh chóng đem lại hiệu quả giảm phát thải trong ngắn hạn; song về dài hạn, nếu ICT phát triển đồng thời với mở rộng công nghiệp “nâu” và nhu cầu năng lượng tăng nhanh, hiệu ứng quy mô sẽ chi phối, khiến phát thải gia tăng trở lại.

Trên cơ sở các phát hiện nêu trên, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý chính sách. Thứ nhất, các quốc gia cần gắn chiến lược phát triển ICT với mục tiêu giảm phát thải, thông qua tiêu chuẩn về hiệu suất năng lượng cho ICT. Thứ hai, các quốc gia cần chú trọng định hướng phát triển ICT đối với các lĩnh vực như tối ưu hệ thống năng lượng, sản xuất thông minh, logistics, đô thị thông minh. Đồng thời, các quốc gia kiểm soát rủi ro phát thải do mở rộng quy mô bằng cơ chế giám sát mức độ phát thải carbon cũng như cơ chế định giá carbon và thị trường tín chỉ carbon để đảm bảo việc mở rộng sản xuất đi kèm với tiêu chuẩn bền vững nền kinh tế. Thứ ba, đối với nhóm quốc gia phát thải cao, phát triển ICT cần kết hợp với chuyển dịch cơ cấu năng lượng, hạn chế mở rộng các ngành thâm dụng carbon, và thúc đẩy ứng dụng ICT trong nâng cao hiệu quả năng lượng của các ngành “nâu”. Những khuyến nghị trên có thể mang giá trị tham khảo đối với Việt Nam, một nền kinh tế đang phát triển có một số đặc điểm tương đồng với nhóm quốc gia phát thải cao, như cơ cấu sản xuất còn tương đối thâm dụng năng lượng và phụ thuộc đáng kể vào nhiên liệu hóa thạch. Theo đó, Việt Nam phát triển ICT cần gắn với mục tiêu nâng cao hiệu quả năng lượng, gắn với lộ trình, mục tiêu giảm phát thải và ổn định năng lượng trong các chiến lược dài hạn quốc gia như Quy hoạch điện VIII (PDP8, Quyết định 500/QĐ-TTg và các điều chỉnh 2025) và Chiến lược Tăng trưởng xanh (thể hiện qua QĐ 1658/2021/QĐ-TTg và Kế hoạch hành động QĐ 882/QĐ-TTg). Cụ thể, Việt Nam cần (i) tích hợp các chỉ tiêu định lượng về đóng góp của ICT vào tiết kiệm năng lượng và giảm phát thải trong các chiến lược này; (ii) thiết lập cơ chế phối hợp liên ngành giữa lĩnh vực ICT và năng lượng trong triển khai chính sách; và (iii) xây dựng hệ thống giám sát, đánh giá dựa trên dữ liệu số để theo dõi hiệu quả thực thi. Điều này giúp đảm bảo ICT hỗ trợ mục tiêu trung hòa carbon thay vì bị “đào chiều” trong dài hạn do hiệu ứng quy mô, làm gia tăng cường độ phát thải CO₂.

Ghi chú:

1. Nhóm tác giả trân trọng cảm ơn ý kiến góp ý của phản biện về kiểm định này. Do giới hạn về độ dài của bài viết, kết quả của mô hình kiểm định tính vững này sẽ được cung cấp theo yêu cầu.

Tài liệu tham khảo

- Abdoul, M., Kamoun, O. & Hamdi, B. (2018). The impact of economic growth, population density, and FDI inflows on CO_2 emissions in BRICs countries: Does the Kuznets curve exist?. *Empirical Economics*, 54(4), 1717-1742. <https://doi.org/10.1007/s00181-017-1263-0>
- Alsedrah, I.T. (2024). Fintech and green finance revolutionizing carbon emission reduction through green energy projects in mineral-rich countries. *Resources Policy*, 94, 105064. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.105064>
- Briglaue, W., Köppl-Turyna, M., Schwarzbauer, W. & Bittó, V. (2023). Evaluating the effects of ICT core elements on CO₂ emissions: Recent evidence from OECD countries. *Telecommunications Policy*, 47(8), 102581. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2023.102581>
- Calvet, L., Gianfrate, G. & Uppal, R. (2022). The finance of climate change. *Journal of Corporate Finance*, 73, 102162. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2022.102162>
- Chudik, A. & Pesaran, M.H. (2015). Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. *Journal of Econometrics*, 188(2), 393-420. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.03.007>
- Dauda, L., Long, X., Mensah, C.N., Salman, M., Boamah, K.B., Ampon-Wireko, S. & Kofi Dogbe, C.S. (2021). Innovation, trade openness and CO₂ emissions in selected countries in Africa. *Journal of Cleaner Production*,

281, 125143. <https://doi.org/10.1016/j.jelepro.2020.125143>

- Dobrota, M., Veljko, J. & Aleksandar, M. (2012). A new perspective on the ICT Development Index. *Information Development*, 28(4), 271-280. <https://doi.org/10.1177/0266666912446497>
- Gillingham, K., Rapson, D. & Wagner, G. (2016). The Rebound Effect and Energy Efficiency Policy. *Review of Environmental Economics and Policy*, 10(1). <https://doi.org/10.1093/reep/rev017>
- Iqbal, K., Hassan, S.T., Geng, Y. & Cai, C. (2024). Impact of Green Technological Innovations, ICT, and Renewable Energy on CO2 Emissions in Emerging Economies. *International Journal of Energy Research*, 2024(1), 5594324. <https://doi.org/10.1155/er/5594324>
- Jiang, C. & Ma, X. (2019). The Impact of Financial Development on Carbon Emissions: A Global Perspective. *Sustainability*, 11(19), 5241. <https://doi.org/10.3390/su11195241>
- Jin, X. & Yu, W. (2022). Information and communication technology and carbon emissions in China: The rebound effect of energy intensive industry. *Sustainable Production and Consumption*, 32, 731-742. <https://doi.org/10.1016/j.spc.2022.06.004>
- Lee, H., Tang, C., Yang, S.A. & Zhang, Y. (2023). Dynamic Trade Finance in the Presence of Information Frictions and FinTech. *Manufacturing & Service Operations Management*, 25(6), 2038-2055. <https://doi.org/10.1287/msom.2022.1102>
- Lê Hải Trung, Trần Trung Dũng, Lương Minh Hương & Lê Minh Thúy (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>
- Li, N., Wang, X., Wang, Z. & Luan, X. (2022). The impact of digital transformation on corporate total factor productivity. *Frontiers in Psychology*, 13, 1071986. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1071986>
- Li, R., Zhang, S., Wang, Q. & Hu, S. (2025). Fintech and urban environmental sustainability: Exploring the impact of financial technology on urban carbon emissions. *Sustainable Development*, 33(2), 2118-2136. <https://doi.org/10.1002/sd.3212>
- Lv, Z. & Li, S. (2021). How financial development affects CO2 emissions: A spatial econometric analysis. *Journal of Environmental Management*, 277, 111397. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2020.111397>
- Magazzino, C., Porri, D., Fusco, G. & Schneider, N. (2021). Investigating the link among ICT, electricity consumption, air pollution, and economic growth in EU countries. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 16(11-12), 976-998. <https://doi.org/10.1080/15567249.2020.1868622>
- Malmödin, J., Lövehagen, N., Bergmark, P. & Lundén, D. (2024). ICT sector electricity consumption and greenhouse gas emissions – 2020 outcome. *Telecommunications Policy*, 48(3), 102701. <https://doi.org/10.1016/j.telpol.2023.102701>
- Peng, H.R. & Qin, X.F. (2024). Digitalization as a trigger for a rebound effect of electricity use. *Energy*, 300, 131585. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2024.131585>
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M.H. (2015). Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. *Econometric Reviews*, 34(6-10), 1089-1117. <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>
- Petrović, P. & Lobanov, M.M. (2022). Impact of financial development on CO2 emissions: Improved empirical results. *Environment, Development and Sustainability*, 24(5), 6655-6675. <https://doi.org/10.1007/s10668-021-01721-5>
- Pu, G., Wong, W.K., Du, Q., Al Shraah, A., Alromaihi, A. & Muda, I. (2024). Asymmetric impact of natural resources, fintech, and digital banking on climate change and environmental sustainability in BRICS countries. *Resources Policy*, 91, 104872. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.104872>
- Solow, R.M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <http://www.jstor.org/stable/1884513>
- Tudose, M.B., Georgescu, A. & Avasilcăi, S. (2023). Global Analysis Regarding the Impact of Digital Transformation on Macroeconomic Outcomes. *Sustainability*, 15(5). <https://doi.org/10.3390/su15054583>
- Wang, Q. & Su, M. (2019). The effects of urbanization and industrialization on decoupling economic growth from carbon emission – A case study of China. *Sustainable Cities and Society*, 51, 101758. <https://doi.org/10.1016/j.scs.2019.101758>

- Wang, Q., Sun, J., Pata, U.K., Li, R. & Kartal, M.T. (2024). Digital economy and carbon dioxide emissions: Examining the role of threshold variables. *Geoscience Frontiers*, 15(3), 101644. <https://doi.org/10.1016/j.gsf.2023.101644>
- Wen, Y., Shabbir, M.S., Haseeb, M., Kamal, M., Anwar, A., Khan, M.F. & Malik, S. (2022). The dynamic effect of information and communication technology and renewable energy on CO2 emission: Fresh evidence from panel quantile regression. *Frontiers in Environmental Science*, 10, 953035. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.953035>
- Westerlund, J. (2007). Testing for Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-748. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>
- Yoo, I. & Yi, C.G. (2022). Economic Innovation Caused by Digital Transformation and Impact on Social Systems. *Sustainability*, 14(5). <https://doi.org/10.3390/su14052600>
- Zhao, M., Zhu, M., Chen, Y., Zhang, C. & Cai, W. (2024). The uneven impacts of climate change on China's labor productivity and economy. *Journal of Environmental Management*, 351, 119707. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2023.119707>
- Zia, Z., Zhong, R. & Akbar, M.W. (2024). Analyzing the impact of fintech industry and green financing on energy poverty in the European countries. *Heliyon*, 10(6), e27532. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e27532>

***Tác giả liên hệ: Lê Hải Trung. Email: trunglh@hvn.edu.vn**

HÀNH VI CHUYỂN ĐỔI SỐ THÔNG MINH DƯỚI GÓC NHÌN CỦA LÝ THUYẾT NHẬN THỨC XÃ HỘI NGHỀ NGHIỆP (SCCT): VAI TRÒ CỦA NĂNG LỰC LƯƠNG DỤNG NHÓM VÀ SỰ TỰ TIN VÀO NĂNG LỰC

Đỗ Anh Đức

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: ducda@neu.edu.vn

Mã bài: JED-3066

Ngày nhận: 11/04/2026

Ngày nhận bản sửa: 08/06/2026

Ngày duyệt đăng: 15/06/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.3066

Tóm tắt:

Trong bối cảnh chuyển đổi số ngày càng phổ biến, năng lực lương dụng nhóm trong việc vừa khai thác hiệu quả công nghệ hiện có vừa linh hoạt áp dụng công nghệ mới, đang trở thành yếu tố then chốt thúc đẩy chuyển đổi số thông minh. Hơn nữa, để phát triển trong môi trường đầy biến động, doanh nghiệp không những cần nâng cao năng lực mà còn phải xem xét đến sự tự tin vào năng lực trong chuyển đổi số của nhân viên. Vì vậy, nghiên cứu này khám phá mối quan hệ giữa năng lực lương dụng nhóm và hành vi chuyển đổi số thông minh, đồng thời kiểm định vai trò trung gian của sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh trong mối quan hệ này. Nghiên cứu sử dụng mẫu gồm 316 nhân viên tri thức trong các doanh nghiệp công nghệ cao. Dữ liệu được phân tích bằng phương pháp mô hình cấu trúc PLS-SEM thông qua phần mềm SmartPLS 4. Kết quả cho thấy năng lực lương dụng nhóm có tác động trực tiếp và gián tiếp đáng kể đến hành vi chuyển đổi số thông qua sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số. Nghiên cứu cung cấp những hàm ý thực tiễn cho các nhà quản lý doanh nghiệp, nhấn mạnh tầm quan trọng của việc phát triển năng lực lương dụng nhóm trong bối cảnh chuyển đổi số tại Việt Nam.

Từ khóa: Hành vi chuyển đổi số thông minh, lý thuyết nhận thức xã hội nghề nghiệp, năng lực lương dụng nhóm, sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh.

Mã JEL: D21, M1, M21.

Digital-intelligence transformation behavior from the perspective of social cognitive career theory: The role of team ambidexterity and self-efficacy

Abstract

In the context of increasingly widespread digital transformation, team ambidexterity, the ability to simultaneously exploit existing technologies while flexibly adopting new ones, has emerged as a critical factor driving digital-intelligence transformation. Moreover, in order to thrive in a highly dynamic environment, organizations must not only enhance their capabilities but also consider employees' self-efficacy in their ability to perform digital-intelligence transformation. Therefore, this study investigates the relationship between team ambidexterity and digital-intelligence transformation behaviors, while also examining the mediating role of digital-intelligence transformation self-efficacy in this relationship. The research employs a sample of 316 knowledge workers from high-tech firms. Data were analyzed using the PLS-SEM structural equation modeling approach through SmartPLS 4 software. The results reveal that team ambidexterity has both direct and indirect significant effects on digital-intelligence transformation behaviors through digital-intelligence transformation self-efficacy. The findings provide practical implications for business managers, highlighting the importance of developing team ambidexterity in the context of digital transformation in Vietnam.

Keywords: Digital-intelligence transformation behavior, digital-intelligence transformation self-efficacy, social cognitive career theory, team ambidexterity.

JEL Codes: D21, M1, M21.

1. Giới thiệu

Trong những năm gần đây, các tổ chức ngày càng đẩy mạnh chuyển đổi số thông minh nhằm nâng cao năng lực đổi mới và duy trì lợi thế cạnh tranh đối với sự phát triển bền vững (Cheng & cộng sự, 2023). Chuyển đổi số thông minh thâm nhập vào mọi cấp độ của tổ chức, quá trình này không chỉ bao gồm việc nâng cấp công nghệ, mà còn đòi hỏi những thay đổi sâu rộng trong cơ cấu tổ chức, quy trình làm việc và vai trò của nhân viên, yêu cầu nhân viên điều chỉnh lại khuôn khổ nhận thức của mình và làm việc hiệu quả trong quá trình chuyển đổi số thông minh (Wu & cộng sự, 2025). Vì vậy, các tổ chức cần nhân viên có những năng lực và hành vi cụ thể nhằm thúc đẩy khả năng thích ứng với các điều kiện đầy thách thức, trong đó, năng lực lưỡng dụng nhóm được coi là năng lực cốt lõi (Berraies & cộng sự, 2025) giúp đối phó với những thay đổi, biến động của môi trường.

Năng lực lưỡng dụng nhóm là khả năng triển khai hiệu quả đồng thời học tập khai thác và khám phá, cho phép nhân viên cân bằng những yêu cầu cạnh tranh trong quá trình làm việc nhằm vừa tối ưu hóa hoạt động hiện tại, vừa tìm kiếm cơ hội đổi mới, từ đó nâng cao hiệu quả vận hành và khả năng thích ứng của tổ chức trong môi trường kinh doanh biến động (Kauppila & Tempelaar, 2016; Kostopoulos & Bozionelos, 2011). Hơn nữa, hành vi chuyển đổi số thông minh không chỉ hỗ trợ việc áp dụng công nghệ mới mà còn tăng cường khả năng kết nối, tích hợp và khai thác nguồn lực trong hệ sinh thái số, từ đó nâng cao hiệu quả hoạt động và tạo nền tảng cho phát triển bền vững. Tuy nhiên, điều này cũng đặt ra những thách thức giữa mục tiêu vận hành ngắn hạn và định hướng chiến lược dài hạn, đòi hỏi doanh nghiệp phải đưa ra những lựa chọn và điều phối phù hợp. Các nghiên cứu gần đây cho thấy năng lực lưỡng dụng và sự tự tin vào năng lực là những tiền đề quan trọng thúc đẩy chuyển đổi số thông qua việc tăng cường học tập, chia sẻ tri thức, đổi mới và khả năng thích ứng của nhân viên (Chen & Lin, 2025; Gong & cộng sự, 2025; Holotiuik & cộng sự, 2024; Wu & cộng sự, 2025; Zhang & cộng sự, 2026). Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu hiện nay tập trung vào cấp độ tổ chức hoặc cá nhân, trong khi vai trò của năng lực lưỡng dụng ở cấp độ nhóm và cơ chế mà nó ảnh hưởng đến hành vi chuyển đổi số thông minh thông qua sự tự tin vào năng lực vẫn chưa được làm rõ (Alo, 2023; Berraies & cộng sự, 2025; March, 1991; Morgeson & Hofmann, 1999). Khoảng trống này đặc biệt đáng chú ý trong bối cảnh Việt Nam, nơi các nghiên cứu về hành vi chuyển đổi số thông minh của nhân viên còn hạn chế cả về số lượng lẫn chiều sâu lý thuyết. Trên cơ sở đó, việc nghiên cứu năng lực lưỡng dụng nhóm và sự tự tin năng lực chuyển đổi số thông minh được xem là yếu tố then chốt giúp doanh nghiệp thúc đẩy hành vi chuyển đổi số thông minh.

Mục đích của nghiên cứu này là khám phá sâu hơn về hành vi chuyển đổi số thông minh. Nghiên cứu này có ba mục tiêu chính: (1) khám phá hai yếu tố năng lực lưỡng dụng nhóm là học tập khai thác và khám phá ảnh hưởng đến sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh; (2) xem xét liệu sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh có đóng vai trò là một yếu tố dự báo đáng tin cậy cho hành vi chuyển đổi số thông minh hay không, và (3) dựa trên lý thuyết nhận thức xã hội về nghề nghiệp, nghiên cứu cung cấp nền tảng lý thuyết về hành vi chuyển đổi số thông minh bằng cách làm sáng tỏ vai trò trung gian của sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh giữa năng lực lưỡng dụng nhóm và hành vi chuyển đổi số thông minh.

2. Tổng quan nghiên cứu và đề xuất các giả thuyết

2.1. Cơ sở lý luận

2.1.1. Lý thuyết nhận thức xã hội về nghề nghiệp

Theo thuyết nhận thức xã hội về nghề nghiệp (Lent & cộng sự, 1994) con đường nghề nghiệp của một cá nhân là kết quả của sự tương tác giữa nhiều yếu tố nghề nghiệp. Lý thuyết xây dựng mô hình tương tác ba yếu tố cốt lõi trong nghề nghiệp bao gồm: (i) yếu tố văn hóa (đặc điểm cá nhân và khả năng thích nghi); (ii) yếu tố nhận thức (sự tự tin năng lực bản thân và kết quả kỳ vọng); và (iii) yếu tố ngữ cảnh (sở thích, mục tiêu và quyết định hành vi), qua đó, cho thấy các yếu tố nhận thức – xã hội này kích thích các hành động lựa chọn nghề nghiệp hoặc các hành vi nghề nghiệp (Wang & cộng sự, 2022). Vì vậy, nghiên cứu ứng dụng lý thuyết nhận thức xã hội về nghề nghiệp để xem xét vai trò của năng lực lưỡng dụng nhóm, sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh và hành vi chuyển đổi số thông minh.

2.1.2. Lý thuyết đa cấp

Lý thuyết đa cấp cho rằng các nguồn lực và đặc điểm ở cấp độ tập thể có thể ảnh hưởng đến hành vi của cá nhân thông qua việc hình thành các nguồn lực tâm lý và nhận thức ở cấp độ cá nhân (Rousseau, 1985). Chuyển đổi số ở cấp doanh nghiệp tác động đến hành vi đổi mới của nhân viên thông qua sự phát triển của vốn con người, vốn xã hội và vốn tâm lý, qua đó làm rõ cơ chế lan tỏa từ cấp độ tổ chức xuống cấp độ cá nhân (Jin & cộng sự, 2025). Kế thừa lập luận này, nghiên cứu cho rằng năng lực lưỡng dụng nhóm, với tư cách là nguồn lực ở cấp độ nhóm, có thể tạo ra môi trường học hỏi, chia sẻ tri thức và hỗ trợ lẫn nhau, từ đó nâng cao sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số của nhân viên, nhân viên sẽ chủ động hơn trong việc tiếp nhận, ứng dụng và thúc đẩy các hoạt động chuyển đổi số thông minh.

2.1.3. Hành vi chuyển đổi số thông minh

Chuyển đổi số thông minh là quá trình doanh nghiệp tích hợp và khai thác các công nghệ số tiên tiến nhằm nâng cao hiệu quả hoạt động, tối ưu hóa việc ra quyết định và thúc đẩy đổi mới sáng tạo (Zhao & cộng sự, 2025). Thông qua việc phát triển năng lực số, tăng cường kết nối tri thức và ứng dụng các giải pháp công nghệ phù hợp, doanh nghiệp có thể vượt qua những hạn chế về không gian, thời gian và nguồn lực của mô hình vận hành truyền thống, từ đó nâng cao năng lực cạnh tranh và hướng tới phát triển bền vững (Liu & Song, 2024). Hành vi chuyển đổi số thông minh là tập hợp các hành vi chủ động của nhân viên nhằm thích ứng, hỗ trợ và thúc đẩy quá trình chuyển đổi số trong tổ chức thông qua việc học hỏi, ứng dụng và khai thác hiệu quả các công nghệ số thông minh vào công việc. Hành vi này không chỉ thể hiện ở sự chấp nhận và sử dụng công nghệ mới mà còn bao gồm sự hợp tác, chia sẻ tri thức và chủ động đề xuất các sáng kiến nhằm nâng cao hiệu quả hoạt động và tạo ra giá trị cho tổ chức trong bối cảnh chuyển đổi số (Wu & cộng sự, 2025). Qua đó, hành vi chuyển đổi số thông minh đóng vai trò then chốt trong việc thúc đẩy quá trình tái cấu trúc và nâng cao năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp. Hành vi chuyển đổi số thông minh bao gồm ba chiều cạnh dựa trên mức độ nỗ lực tự nguyện khác nhau của nhân viên trong việc hỗ trợ thay đổi, bao gồm: hành vi tuân thủ, hợp tác và thúc đẩy chuyển đổi số thông minh (Wu & cộng sự, 2025).

2.2. Giả thuyết nghiên cứu

2.2.1. Sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh tác động đến hành vi chuyển đổi số thông minh

Trong bối cảnh công nghệ ngày càng thâm nhập sâu vào mọi hoạt động kinh doanh, sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh không chỉ đơn thuần là niềm tin vào kỹ năng công nghệ số, mà còn là nhận thức của cá nhân về năng lực hoặc sự tự tin của mình trong việc sử dụng công nghệ số để thực hiện các hoạt động kinh doanh (Ulfert-Blank & Schmidt, 2022). Những người có sự tự tin vào năng lực cao thường có xu hướng đặt ra các mục tiêu thách thức, tham gia vào những nhiệm vụ khó khăn, kiểm soát kết quả để đạt được thành công mong muốn, và kiên trì theo đuổi mục tiêu (Bandura & Wessels, 1997). Malodia & cộng sự (2023) cho thấy nếu nhân viên có sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh cao hơn, họ có xu hướng nhìn nhận chuyển đổi số không chỉ là yêu cầu bắt buộc mà còn là một nguồn lực hỗ trợ nâng cao hiệu quả công việc. Ngược lại, nếu sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh của nhân viên thấp, họ dễ cảm thấy bị quá tải trước những thay đổi công nghệ, từ đó hình thành tâm lý e ngại và né tránh. Trong trường hợp này, chuyển đổi số thông minh thường bị xem như một áp lực hơn là cơ hội, dẫn đến sự tham gia mang tính đối phó và kém hiệu quả. Khi sở hữu mức độ tự tin cao vào năng lực chuyển đổi số, nhân viên không chỉ sẵn sàng thực hiện các yêu cầu liên quan đến số hóa mà còn chủ động học hỏi, chia sẻ tri thức và đề xuất các sáng kiến đổi mới, qua đó thúc đẩy hiệu quả hành vi chuyển đổi số thông minh trong tổ chức (Liu & Kamioka, 2025; Mpofo & cộng sự, 2025). Chúng tôi đề xuất các giả thuyết sau:

H1: Sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh tác động tích cực đến hành vi chuyển đổi số thông minh

2.2.2. Năng lực lưỡng dụng nhóm tác động đến sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh

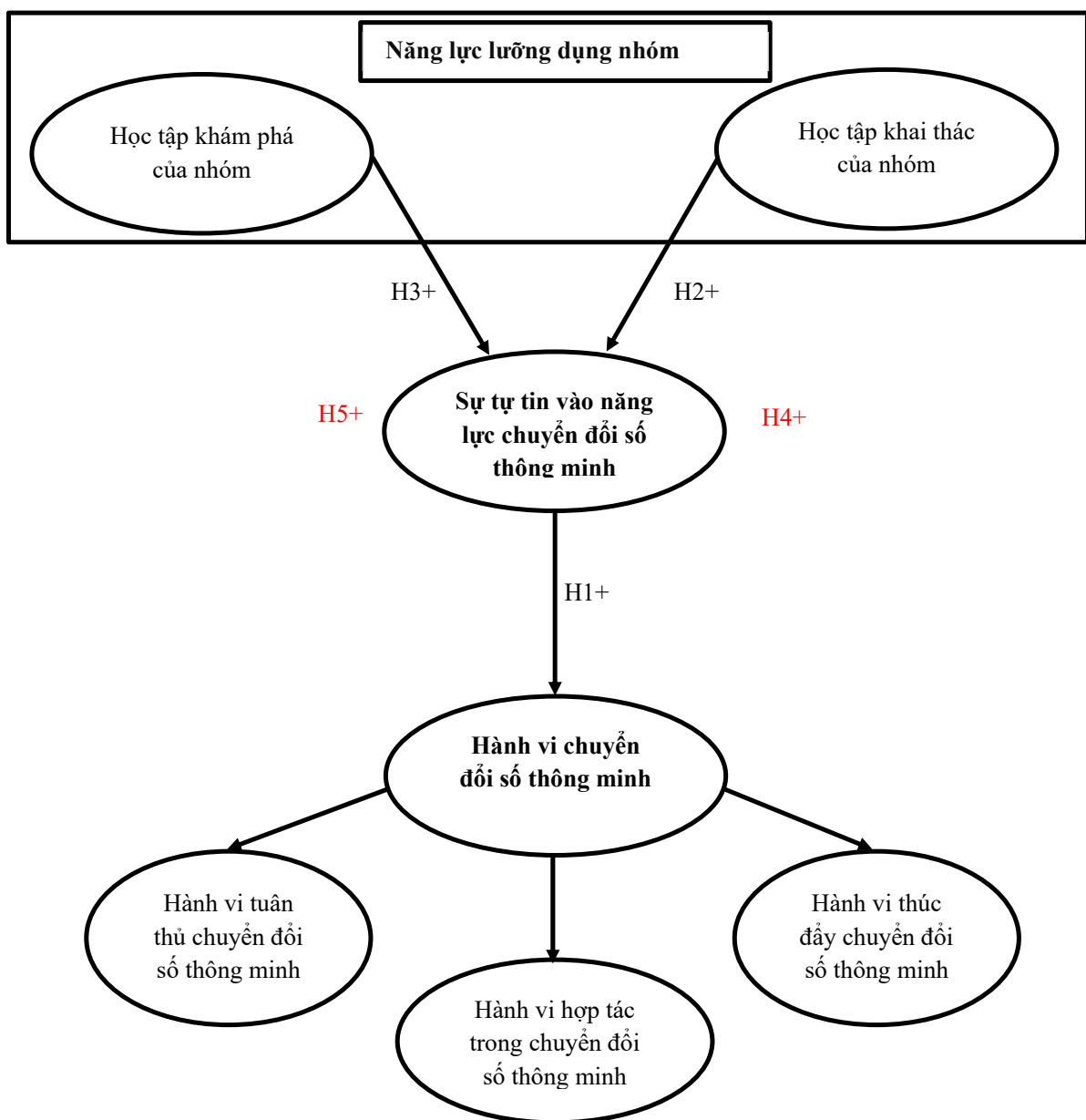
Năng lực lưỡng dụng nhóm là khả năng của tổ chức trong việc đồng thời theo đuổi các hoạt động bao gồm học tập khám phá của nhóm và học tập khai thác của nhóm (Salas Vallina & cộng sự, 2019). Học tập khai thác của nhóm gắn với việc nâng cao hiệu quả và những cải tiến từng bước, trong khi khám phá liên quan

đến việc chấp nhận rủi ro và thử nghiệm nhằm tận dụng cơ hội (Alo, 2023). Doanh nghiệp cần phải liên tục theo dõi môi trường và linh hoạt điều chỉnh giữa học tập khám phá và khai thác của nhóm, qua đó, không chỉ giúp nâng cao khả năng thích ứng mà còn góp phần làm cho công việc trở nên ý nghĩa và thúc đẩy sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh của nhân viên (Lubatkin & cộng sự, 2006).

Học tập khai thác của nhóm gắn liền với việc tận dụng và điều chỉnh các tri thức, kỹ năng và quy trình hiện có nhằm nâng cao hiệu quả hoạt động. Thông qua việc tiến hành học tập khai thác về chuyển đổi số thông minh, nhân viên có thể thực hiện những cải tiến gia tăng đối với công nghệ, quy trình và phương thức làm việc hiện tại (Mom & cộng sự, 2015). Nhờ liên tục tích lũy kinh nghiệm và nâng cao hiệu quả thực hiện công việc, nhân viên dần củng cố niềm tin vào khả năng thích ứng với các yêu cầu chuyển đổi số. Đặc biệt, việc khai thác hiệu quả các công cụ và nền tảng số hiện có giúp họ nâng cao năng lực số, cải thiện khả năng xử lý thông tin và từ đó gia tăng sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh. Do đó:

H2: Học tập khai thác của nhóm tác động tích cực đến sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh

Hình 1. Mô hình nghiên cứu đề xuất



Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Học tập khám phá của nhóm đề cập đến quá trình khám phá các nguồn tri thức ngầm, thông qua việc chuyển hóa và kết hợp chúng để hình thành các hướng đi mới về công nghệ và thị trường (Nonaka, 1994). Học tập khám phá của nhóm đòi hỏi nhân viên phải liên tục phát triển kỹ năng mới, thử nghiệm, và thích ứng với môi trường biến động (Lubatkin & cộng sự, 2006), giúp nhân viên dần tích lũy kinh nghiệm và mở rộng hiểu biết về cách thức triển khai các sáng kiến đổi mới và làm việc hiệu quả với chuyển đổi số thông minh. Qua đó, sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh được nâng cao, giúp nhân viên chủ động nắm bắt cơ hội, sẵn sàng vượt qua thách thức và kiên trì theo đuổi các mục tiêu chuyển đổi số của tổ chức (Jansen & cộng sự, 2016). Do đó:

H3: Học tập khám phá của nhóm tác động tích cực đến sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh
2.2.3. Năng lực lưỡng dụng nhóm tác động gián tiếp đến hành vi chuyển đổi số thông minh

Trong bối cảnh chuyển đổi số, năng lực lưỡng dụng nhóm thúc đẩy hành vi chuyển đổi số thông qua việc kết hợp hiệu quả giữa khai thác và khám phá tri thức, qua đó hỗ trợ nhân viên áp dụng các phương thức làm việc mới, nâng cao hiệu quả hoạt động và thích ứng tốt hơn với những thay đổi công nghệ (Liu & cộng sự, 2023; Salas Vallina & cộng sự, 2019). Học tập khai thác của nhóm được thể hiện qua các hoạt động như tinh chỉnh, lựa chọn, chuẩn hóa, nâng cao hiệu quả và triển khai thực thi (Holotiuk & cộng sự, 2024) giúp nhân viên tích lũy kinh nghiệm, củng cố kỹ năng và hiểu rõ hơn về cách vận hành các công cụ, quy trình số trong thực tiễn. Quá trình này không chỉ làm giảm sự bất định mà còn gia tăng niềm tin của nhân viên vào khả năng làm chủ công nghệ. Vì vậy, theo lý thuyết nhận thức xã hội (Bandura & Wessels, 1997), năng lực lưỡng dụng nhóm là nguồn quan trọng củng cố sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh, từ đó thúc đẩy hành vi chuyển đổi số thông minh. Do đó:

H4: Học tập khai thác của nhóm tác động gián tiếp đến hành vi chuyển đổi số thông minh thông qua sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh

Thông qua việc liên tục tiếp cận tri thức mới, thử nghiệm các phương thức làm việc khác nhau, nhân viên không chỉ mở rộng hiểu biết mà còn tích lũy kinh nghiệm trong việc xử lý những biến động của thị trường. Đặc biệt, trong bối cảnh các doanh nghiệp có xu hướng nhấn mạnh học tập khám phá như một phương pháp học tập cốt lõi, quá trình này càng trở thành nền tảng quan trọng giúp nhân viên phát triển năng lực thích ứng và đổi mới (Alo, 2023), qua đó, góp phần củng cố sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh. Khi mức độ tự tin này được nâng cao, các nhóm có xu hướng chủ động hơn trong việc áp dụng công nghệ mới, thử nghiệm các giải pháp số và điều chỉnh quy trình làm việc để phù hợp với môi trường công nghệ, từ đó thúc đẩy hành vi chuyển đổi số thông minh. Do đó:

H5: Học tập khám phá của nhóm tác động gián tiếp đến hành vi chuyển đổi số thông minh thông qua sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mẫu nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng thiết kế khảo sát ba đợt có độ trễ thời gian nhằm giảm thiểu nguy cơ sai lệch và tăng cường độ tin cậy (Podsakoff và cộng sự, 2003) để xem xét chuyển đổi số thông minh của nhân viên trong các doanh nghiệp công nghệ cao tại Việt Nam. Đối tượng nghiên cứu bao gồm những nhân viên trực tiếp tham gia hoặc chịu ảnh hưởng đáng kể từ hoạt động chuyển đổi số thông minh của tổ chức, trong đó tập trung vào kỹ sư, chuyên gia công nghệ thông tin, nhân viên kỹ thuật, trưởng nhóm và các nhà quản lý cấp trung. Dữ liệu được thu thập từ tháng 10 năm 2025 đến tháng 1 năm 2026, với khoảng sáu tuần giữa mỗi đợt khảo sát.

Tổng cộng có 426 nhân viên phản hồi ở đợt khảo sát 1; 385 ở đợt khảo sát 2; và 328 ở đợt khảo sát 3. Sau khi đối chiếu giữa các đợt khảo sát và loại bỏ những phiếu khảo sát không hợp lệ, mẫu phân tích cuối cùng gồm 316 người trả lời, tương ứng với tỷ lệ duy trì tổng thể khoảng 74% từ đợt thứ nhất đến đợt thứ ba. Sau khi ghép nối dữ liệu giữa các đợt khảo sát và loại bỏ các phiếu không hợp lệ, mẫu nghiên cứu cuối cùng gồm 316 phản hồi hợp lệ. Trong đó, 61,7% người tham gia là nam và 38,3% là nữ, với 64,2% nằm trong độ tuổi

25-35. Về trình độ học vấn, đa số người tham gia có trình độ cao, với 71,5% có bằng cử nhân và 23,1% có bằng thạc sĩ trở lên. Xét về thâm niên công tác, người tham gia phân bố khá đồng đều theo các mức kinh nghiệm, trong đó nhóm lớn nhất có 6-9 năm kinh nghiệm làm việc (39,2%), tiếp theo là 2-5 năm (20,3%) và 10-15 năm (20,3%). Ngoài ra, người tham gia làm việc tại các doanh nghiệp có quy mô và thời gian hoạt động khác nhau: 59,2% làm việc tại các doanh nghiệp có 201-400 nhân viên, và 62,0% làm việc tại các tổ chức được thành lập từ 10-20 năm.

3.2. Thang đo và xử lý dữ liệu

Tất cả các thang đo sử dụng trong nghiên cứu này đều được kế thừa từ các nghiên cứu trước đó đã được kiểm chứng. Hành vi chuyển đổi số thông minh được đo lường bằng thang đo từ nghiên cứu của (Wu & cộng sự, 2025). Sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh được đo lường bằng các mục hỏi được điều chỉnh từ thang đo của Chen & cộng sự (2001). Học tập khám phá của nhóm và học tập khai thác của nhóm được đo lường bằng thang đo của Kostopoulos & Bozionelos (2011). Tất cả các mục hỏi đều được đánh giá bằng thang đo Likert 5 điểm, từ 1 (hoàn toàn không đồng ý) đến 5 (hoàn toàn đồng ý).

Nghiên cứu tiến hành tính toán các chỉ tiêu, sau đó đưa dữ liệu đã xử lý vào phần mềm SmartPLS để tiến hành phân tích, tổng hợp kết quả; đánh giá độ tin cậy, tính chính xác và kiểm định kết quả nghiên cứu.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Đánh giá mô hình đo lường

Kết quả đánh giá mô hình đo lường ban đầu cho thấy ba quan sát DSE3, DSE5 và TLI5 có hệ số tải ngoài không đạt ngưỡng chấp nhận (0,7), vì vậy ba thang đo trên được loại bỏ để cải thiện độ tin cậy và giá trị hội tụ của mô hình (Hair & cộng sự, 2019). Do nhiều doanh nghiệp Việt Nam vẫn đang trong quá trình chuyển đổi số, cơ hội tham gia các hoạt động đổi mới, thử nghiệm công nghệ mới của nhân viên có thể khác nhau đáng kể. Do đó, một số biến quan sát phản ánh các trải nghiệm chuyên sâu hơn có thể chưa nhận được sự đồng thuận cao từ người trả lời, dẫn đến hệ số tải ngoài thấp. Mặc dù vậy, các biến quan sát còn lại vẫn bao quát đầy đủ nội hàm của từng khái niệm, do đó, việc loại bỏ các biến có hệ số tải thấp không ảnh hưởng đáng kể đến giá trị nội dung của thang đo. Sau khi loại bỏ các biến không đạt yêu cầu, mô hình được ước lượng lại bằng PLS-SEM.

Kết quả sau khi hiệu chỉnh cho thấy tất cả các biến quan sát còn lại đều có hệ số tải ngoài vượt ngưỡng 0,70, phản ánh mức độ đại diện tốt của các chỉ báo đối với khái niệm tiềm ẩn tương ứng. Bên cạnh đó, các giá trị Cronbach's alpha (0,875-0,935), rho_A (0,887-0,936) và CR (0,908-0,949) đều vượt ngưỡng khuyến nghị 0,70, cho thấy tính nhất quán nội tại cao của các thang đo. Giá trị AVE > 0,5 dao động từ 0,57 đến 0,81, xác nhận rằng các biến quan sát giải thích được phần lớn phương sai của khái niệm tiềm ẩn. Nhìn chung, các kết quả này khẳng định các thang đo đạt độ tin cậy và giá trị hội tụ tốt, tạo cơ sở vững chắc cho việc đánh giá mô hình cấu trúc ở bước tiếp theo (Hair & cộng sự, 2019).

Kết quả theo tiêu chuẩn Fornell-Larcker cho thấy hệ số căn bậc hai của AVE của tất cả các biến tiềm ẩn lớn hơn hệ số tương quan với các biến tiềm ẩn khác, qua đó khẳng định giá trị phân biệt các biến quan sát. Các giá trị HTMT cũng củng cố kết luận này khi tất cả đều thấp hơn ngưỡng khuyến nghị là 0,9 (Hair & cộng sự, 2019). Do đó, mô hình đo lường thể hiện giá trị phân biệt tốt và cung cấp nền tảng đáng tin cậy để tiếp tục phân tích mô hình cấu trúc.

4.2. Đánh giá mô hình cấu trúc

Kết quả của phân tích PLS Algorithm cho thấy chỉ số R² (R-square value) của DSE và DTB lần lượt bằng 0,358 và 0,385 và R² hiệu chỉnh lần lượt bằng 0,354 và 0,383 là phù hợp (Hair & cộng sự, 2019). Ngoài ra, kết quả cho thấy không có vấn đề cộng tuyến trong mô hình, vì toàn bộ các giá trị VIF đều nhỏ hơn 3.

Kết quả của phân tích Bootstrap để đánh giá các mối quan hệ tác động trực tiếp và gián tiếp (Bảng 3) cho thấy tất cả các mối quan hệ đều có giá trị P < 0,05, vì vậy, các giả thuyết H1, H2, H3, H4, H5 đều được chấp nhận. Điều này phản ánh các nhân tố này đủ ý nghĩa thống kê để thể hiện mối quan hệ tác động tích

Bảng 1. Hệ số tải, AVE, độ tin cậy tổng hợp, Cronbach Alpha

Tên biến	Thang đo	Hệ số tải ngoài	Cronbach's Alpha	rho_A	CR	AVE
Hành vi tuân thủ chuyển đổi số thông minh (DCE)	DCE1	0,916	0,890	0,895	0,931	0,819
	DCE2	0,917				
	DCE3	0,882				
Hành vi thúc đẩy chuyển đổi số thông minh (DCG)	DCG1	0,865	0,935	0,936	0,949	0,756
	DCG2	0,847				
	DCG3	0,886				
	DCG4	0,867				
	DCG5	0,875				
	DCG6	0,874				
	DCN1	0,738				
Hành vi hợp tác trong chuyển đổi số thông minh (DCN)	DCN2	0,787	0,894	0,895	0,915	0,576
	DCN3	0,724				
	DCN4	0,792				
	DCN5	0,746				
	DCN6	0,783				
	DCN7	0,793				
	DCN8	0,701				
Sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh (DSE)	DSE1	0,916	0,892	0,894	0,933	0,822
	DSE2	0,893				
	DSE4	0,911				
Hành vi chuyển đổi số thông minh (DTB)	-	-	0,898	0,900	0,914	-
Học tập khai thác của nhóm (TIL)	TIL1	0,881	0,885	0,887	0,921	0,746
	TIL2	0,903				
	TIL3	0,885				
	TIL4	0,779				
Học tập khám phá của nhóm (TRL)	TRL1	0,854	0,875	0,899	0,908	0,664
	TRL2	0,899				
	TRL3	0,804				
	TRL4	0,751				
	TRL5	0,757				

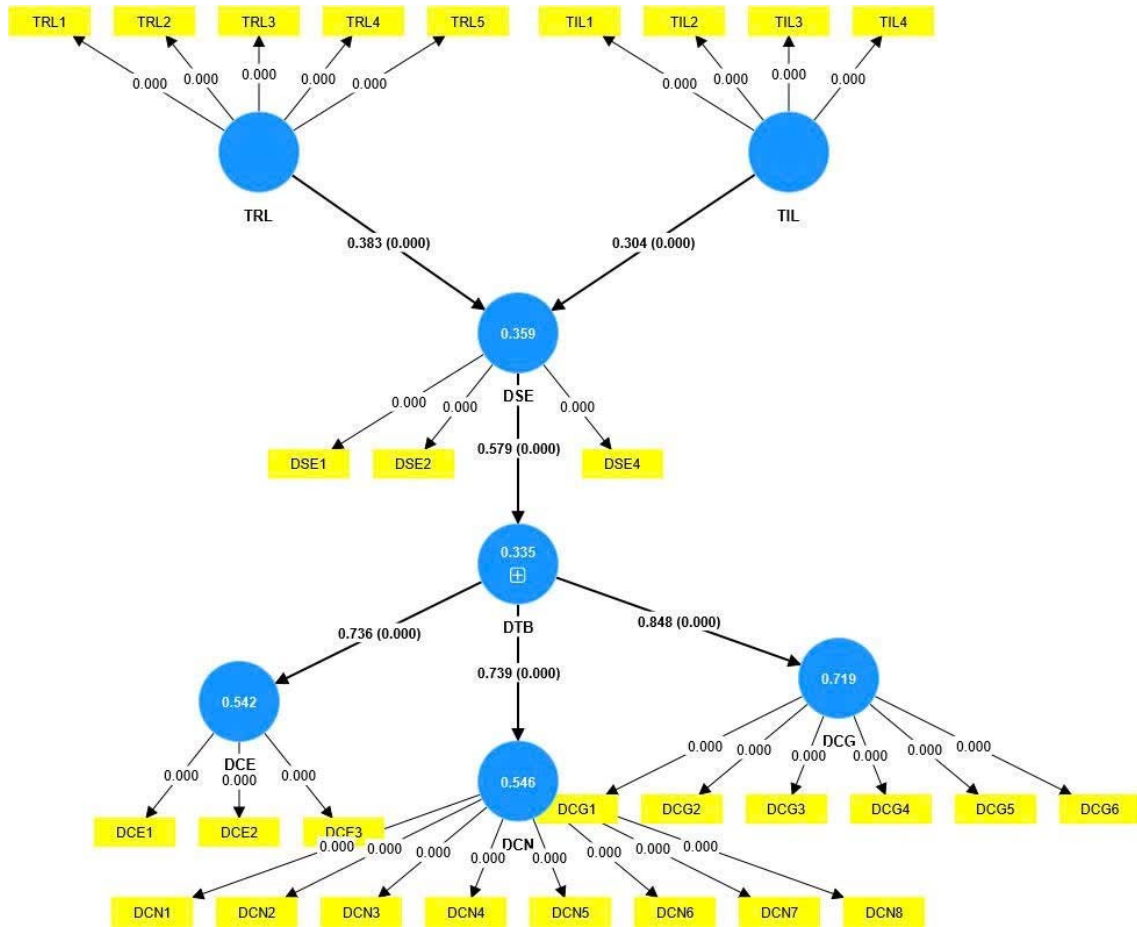
Nguồn: Tổng hợp của nhóm tác giả

Bảng 2. Tiêu chí Fornell-Larcker và HTMT

Biến	Tiêu chí Fornell Larcker							Tiêu chí Heterotrait-Monotrait Ratio (HTMT)						
	DCE	DCG	DCN	DSE	DTB	TIL	TRL	DCE	DCG	DCN	DSE	DTB	TIL	TRL
DCE	0,905													
DCG	0,630	0,869						0,688						
DCN	0,291	0,327	0,759					0,320	0,354					
DSE	0,288	0,318	0,682	0,907				0,317	0,346	0,762				
TIL	0,480	0,565	0,529	0,500	0,672	0,863		0,544	0,624	0,592	0,562	0,750		
TRL	0,309	0,339	0,631	0,539	0,600	0,513	0,815	0,357	0,394	0,697	0,591	0,687	0,598	

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Hình 2. Kết quả mô hình cấu trúc



Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Bảng 3. Kết quả phân tích PLS-SEM

Giả thuyết	Mối quan hệ	Giá trị ước lượng	Giá trị t	Giá trị P	f2	VIF	Giả thuyết
Kiểm định trực tiếp							
H1	DSE → DTB	0,579	14,118	0,000	0,503	1,000	Chấp nhận
H2	TIL → DSE	0,304	4,863	0,000	0,106	1,358	Chấp nhận
H3	TRL → DSE	0,383	6,772	0,000	0,168	1,358	Chấp nhận
Kiểm định gián tiếp							
H4	TIL → DSE → DTB	0,176	4,163	0,000	-	-	Chấp nhận
H5	TRL → DSE → DTB	0,221	5,926	0,000	-	-	Chấp nhận

Nguồn: Tổng hợp của tác giả

cực trực tiếp đến hành vi chuyển đổi số thông minh bằng cách tích hợp Lý thuyết nhận thức xã hội về nghề nghiệp. Kết quả kiểm định cho thấy sự tự tin vào chuyển đổi số thông minh có tác động mạnh nhất đến hành vi chuyển đổi số thông minh ($\beta = 0,579$). Hơn nữa, học tập khai thác và khám phá của nhóm đều là những yếu tố dự báo hiệu quả sự tự tin vào năng lực chuyển đổi số thông minh ($\beta = 0,304$; $\beta = 0,383$), từ đó ảnh hưởng đến hành vi chuyển đổi số thông minh. Với mức ý nghĩa 5%, các tác động gián tiếp riêng biệt đều đạt giá trị kiểm định, theo đó, sự tự tin vào chuyển đổi số thông minh vừa đóng vai trò trung gian giữa học tập khai thác và khám phá của nhóm với hành vi chuyển đổi số thông minh ($\beta = 0,176$; $\beta = 0,221$).

4.3. Thảo luận

Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng học tập khai thác và khám phá của nhóm đều có tác động tích cực đến sự tự tin vào chuyển đổi số thông minh. Bên cạnh đó, sự tự tin vào chuyển đổi số thông minh cũng tác động trực tiếp đến hành vi chuyển đổi số thông minh của nhân viên. Kết quả của nghiên cứu đồng nhất với các nghiên cứu trước đây (Chen & Lin, 2025; Hoessler & Carbon, 2024; Liu & cộng sự, 2023), qua đó nhấn mạnh tầm quan trọng của năng lực lưỡng dụng nhóm trong việc thúc đẩy sự tự tin vào chuyển đổi số thông minh, từ đó nâng cao hành vi chuyển đổi số thông minh. Phát hiện này phù hợp với lập luận của lý thuyết nhận thức xã hội về nghề nghiệp, theo đó niềm tin vào năng lực bản thân là cơ chế tâm lý quan trọng chuyển hóa các nguồn lực từ môi trường làm việc thành hành vi thực tế.

Đáng chú ý, sự tự tin vào chuyển đổi số thông minh có tác động mạnh nhất đến hành vi chuyển đổi số thông minh, kết quả này tương đồng với các nghiên cứu trước đây cho rằng niềm tin vào năng lực cá nhân là một trong những yếu tố dự báo đối với hành vi chuyển đổi số thông minh (Gun & cộng sự, 2024; Nadeem & cộng sự, 2024). Trong bối cảnh nhiều doanh nghiệp Việt Nam vẫn đang ở giai đoạn đầu của quá trình chuyển đổi số, nhân viên thường phải đối mặt với những thay đổi và sự không chắc chắn liên quan đến công nghệ, quy trình và yêu cầu công việc. Khi có mức độ tự tin cao vào năng lực của bản thân, họ sẽ sẵn sàng hơn trong việc học hỏi, thử nghiệm và ứng dụng các công cụ số mới, từ đó thúc đẩy mạnh mẽ các hành vi chuyển đổi số.

Ngoài ra, kết quả trung gian cho thấy sự tự tin vào chuyển đổi số thông minh là cơ chế giải thích quan trọng cho ảnh hưởng của học tập khai thác và học tập khám phá đối với hành vi chuyển đổi số thông minh. Phát hiện này mở rộng các nghiên cứu trước đây khi làm rõ vai trò trung gian của yếu tố nhận thức cá nhân trong mối quan hệ giữa học tập nhóm và hành vi chuyển đổi số trong bối cảnh doanh nghiệp Việt Nam.

5. Kết luận

Doanh nghiệp nên ưu tiên các cơ chế học tập kết hợp giữa khai thác kinh nghiệm hiện có và khám phá tri thức mới, đồng thời triển khai đào tạo theo dự án thực tế và chương trình cố vấn số nhằm tạo điều kiện cho nhân viên trải nghiệm thành công trong các nhiệm vụ số hóa. Bên cạnh đó, doanh nghiệp cần tạo điều kiện để các nhóm thử nghiệm ý tưởng, tiếp cận công nghệ mới và tăng cường chia sẻ tri thức xuyên chức năng. Những hoạt động này không chỉ giúp nhân viên tích lũy kinh nghiệm trong môi trường đổi mới mà còn củng cố sự tự tin vào khả năng thích ứng với các yêu cầu chuyển đổi số, từ đó thúc đẩy hiệu quả hành vi chuyển đổi số thông minh trong tương lai. Hơn nữa, doanh nghiệp cần xây dựng môi trường khuyến khích chuyển đổi số thông minh thông qua việc giao các nhiệm vụ mang tính thách thức, thúc đẩy đổi mới sáng tạo và tăng cường đào tạo kỹ năng số. Bên cạnh đầu tư hạ tầng công nghệ, doanh nghiệp nên triển khai các chương trình đào tạo thực hành, dự án thí điểm quy mô nhỏ và cơ chế phản hồi tích cực nhằm tạo cơ hội cho nhân viên tích lũy trải nghiệm thành công, qua đó củng cố niềm tin vào năng lực chuyển đổi số và khuyến khích sự tham gia chủ động vào các hoạt động chuyển đổi số thông minh.

Lời thừa nhận/cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển Khoa học và Công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số 502.02-2025.30

Tài liệu tham khảo

- Alo, O. (2023). The role of ambidextrous leadership in developing team-level ambidexterity: exploring the supporting roles of reflective conversations and ambidextrous HRM. *Africa Journal of Management*, 9(1), 70-96. <https://doi.org/10.1080/23322373.2022.2155122>
- Bandura, A., & Wessels, S. (1997). *Self-efficacy* (Vol. 10). Cambridge University Press Cambridge.
- Berraies, S., Ben Rejeb, W., & Cherbib, J. (2025). Distributed leadership and team ambidexterity: unpacking the se-

- quential mediation of team climate innovation and knowledge management in teams. *Journal of Organizational Change Management*, 38(2), 471-500. <https://doi.org/10.1108/JOCM-06-2024-0323>
- Chen, G., Gully, S. M., & Eden, D. (2001). Validation of a new general self-efficacy scale. *Organizational research methods*, 4(1), 62-83. <https://doi.org/10.1177/109442810141004>
- Chen, Y.-C., & Lin, Y.-H. (2025). Does organizational ambidextrous learning matter for digital transformation? *Management Decision*, 1-22. <https://doi.org/10.1108/MD-01-2025-0068>
- Cheng, R. C.-N., Men, X., Hsieh, J. P.-A., Cheng, Z. J., Cui, X., Wang, T., & Hsu, S.-H. (2023). The effects of IT chargeback on strategic alignment and performance: the contingent roles of business executives' IT competence and CIOs' business competence. *Internet Research*, 33(1), 57-83. <https://doi.org/10.1108/INTR-11-2020-0630>
- Gong, L., Zhang, S., Guang, J., Liu, Z., & Fu, L. (2025). Where does individual ambidexterity come from under digital work context? Inclusive leadership, team knowledge acquisition, and team knowledge sharing. *Journal of Knowledge Management*, 29(4), 1162-1190. <https://doi.org/10.1108/JKM-05-2024-0621>
- Gun, L., Imamoglu, S. Z., Turkcan, H., & Ince, H. (2024). Effect of digital transformation on firm performance in the uncertain environment: transformational leadership and employee self-efficacy as antecedents of digital transformation. *Sustainability*, 16(3), 1200. <https://doi.org/10.3390/su16031200>
- Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M., & Ringle, C. M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European business review*, 31(1), 2-24. <https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203>
- Hoessler, S., & Carbon, C.-C. (2024). Guiding incumbent companies in navigating digital transformations: A qualitative study on structural ambidexterity and strategic leadership. *Journal of Entrepreneurship, Management and Innovation*, 20(4), 49-72. <https://doi.org/10.7341/20242043>
- Holotiuik, F., Beimborn, D., & Hund, A. (2024). Mechanisms for achieving ambidexterity in the context of digital transformation: Insights from digital innovation labs. <https://fis.uni-bamberg.de/handle/uniba/105954>
- Jansen, J. J., Kostopoulos, K. C., Mihalache, O. R., & Papalexandris, A. (2016). A socio-psychological perspective on team ambidexterity: The contingency role of supportive leadership behaviours. *Journal of management Studies*, 53(6), 939-965. <https://doi.org/10.1111/joms.12183>
- Jin, H., Su, Y., Wang, Z., & Zhou, X. (2025). Cross-level influence mechanisms of digital transformation on employee innovation behaviour from a multidimensional capital perspective. *Management Decision*. <https://doi.org/10.1108/MD-03-2024-0613>
- Kauppila, O. P., & Tempelaar, M. P. (2016). The social-cognitive underpinnings of employees' ambidextrous behaviour and the supportive role of group managers' leadership. *Journal of management Studies*, 53(6), 1019-1044. <https://doi.org/10.1111/joms.12192>
- Kostopoulos, K. C., & Bozionelos, N. (2011). Team exploratory and exploitative learning: Psychological safety, task conflict, and team performance. *Group & Organization Management*, 36(3), 385-415. <https://doi.org/10.1177/1059601111405985>
- Lent, R. W., Brown, S. D., & Hackett, G. (1994). Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice, and performance. *Journal of vocational behavior*, 45(1), 79-122. <https://doi.org/10.1006/jvbe.1994.1027>
- Liu, Q., & Kamioka, T. (2025). The effects of employees' digital growth mindset and supervisors' coaching behaviour on digital self-efficacy. *Technology in Society*, 81, 102875. <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2025.102875>
- Liu, Q.-R., Liu, J.-M., & He, Z.-P. (2023). Digital transformation ambidexterity and business performance. *Journal of Enterprise Information Management*, 36(5), 1402-1420. <https://doi.org/10.1108/JEIM-08-2022-0280>
- Liu, Y., & Song, P. (2024). Research on the influence of firm digital intelligence transformation and management innovation on performance and sustainable development: Empirical evidence from China. *Sustainability*, 16(17), 7578. <https://doi.org/10.3390/su16177578>
- Lubatkin, M. H., Simsek, Z., Ling, Y., & Veiga, J. F. (2006). Ambidexterity and performance in small-to medium-sized

-
- firms: The pivotal role of top management team behavioral integration. *Journal of management*, 32(5), 646-672. <https://doi.org/10.1177/0149206306290712>
- Malodia, S., Mishra, M., Fait, M., Papa, A., & Dezi, L. (2023). To digit or to head? Designing digital transformation journey of SMEs among digital self-efficacy and professional leadership. *Journal of Business Research*, 157, 113547. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2022.113547>
- March, J. G. (1991). Exploration and exploitation in organizational learning. *Organization science*, 2(1), 71-87. <https://doi.org/10.1287/orsc.2.1.71>
- Mom, T. J., Fourné, S. P., & Jansen, J. J. (2015). Managers' work experience, ambidexterity, and performance: The contingency role of the work context. *Human Resource Management*, 54(S1), s133-s153. <https://doi.org/10.1002/hrm.21663>
- Morgeson, F. P., & Hofmann, D. A. (1999). The structure and function of collective constructs: Implications for multi-level research and theory development. *Academy of management review*, 24(2), 249-265. <https://doi.org/10.5465/amr.1999.1893935>
- Mpofu, S., Ndlovu, N., Ndofirepi, T., & Nemashakwe, P. (2025). The influence of organisational ambidexterity on digital efficacy: The moderating role of digital skills. *International Journal of Research in Business & Social Science*, 14(7), 147-163. <https://doi.org/10.20525/ijrbs.v14i7.4545>
- Nadeem, K., Wong, S. I., Za, S., & Venditti, M. (2024). Digital transformation and industry 4.0 employees: Empirical evidence from top digital nations. *Technology in Society*, 76, 102434. <https://doi.org/10.1016/j.tech-soc.2023.102434>
- Nonaka, I. (1994). A dynamic theory of organizational knowledge creation. *Organization science*, 5(1), 14-37. <https://doi.org/10.1287/orsc.5.1.14>
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of applied psychology*, 88(5), 879-903. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879>
- Rousseau, D. M. (1985). Issues of level in organizational research: Multi-level and cross-level perspectives. *Research in organizational behavior*.
- Salas Vallina, A., Moreno-Luzon, M. D., & Ferrer-Franco, A. (2019). The individual side of ambidexterity: do inspirational leaders and organizational learning resolve the exploitation-exploration dilemma? *Employee Relations: The International Journal*, 41(3), 592-613. <https://doi.org/10.1108/ER-02-2018-0050>
- Ulfert-Blank, A.-S., & Schmidt, I. (2022). Assessing digital self-efficacy: Review and scale development. *Computers & Education*, 191, 104626. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2022.104626>
- Wang, D., Liu, X., & Deng, H. (2022). The perspectives of social cognitive career theory approach in current times. *Frontiers in psychology*, 13, 1023994. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1023994>
- Wu, T.-J., Zhang, R.-X., & Li, J.-M. (2025). When employees meet digital-intelligence transformation: Unveiling the role of employee intentions. *International Journal of Information Management*, 84, 102912. <https://doi.org/10.1016/j.jinfomgt.2025.102912>
- Zhang, X., Hao, X., & Jia, X. (2026). Enhancing employees' readiness for digital transformation: findings from SEM and fsQCA approaches based on the planned behavior perspective. *Journal of Enterprise Information Management*, 39(2), 670-695. <https://doi.org/10.1108/JEIM-01-2025-0025>
- Zhao, J., Wang, X., Yao, X., & Xi, X. (2025). Digital-intelligence transformation, for better or worse? The roles of pace, scope and rhythm. *Internet Research*, 35(4), 1465-1507. <https://doi.org/10.1108/INTR-12-2023-1125>
-

TÁC ĐỘNG CỦA TÀI CHÍNH TOÀN DIỆN KỸ THUẬT SỐ ĐẾN ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI TRONG BỐI CẢNH KHÁC BIỆT VỀ THU NHẬP BÌNH QUÂN

Nguyễn Thị Bảo Ngọc*

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: ntb.ngoc@ufm.edu.vn

Nguyễn Thị Hoa

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: nguyenhhoa@ufm.edu.vn

Đặng Phú Hiệp

Trường Đại học Công nghệ Sydney

Email: phuhiiep.dang@uts.edu.au

Mã bài: JED-3079

Ngày nhận: 17/04/2026

Ngày nhận bản sửa: 31/05/2026

Ngày duyệt đăng: 01/06/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.3079

Tóm tắt:

Bài báo nghiên cứu tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến đầu tư trực tiếp nước ngoài trong bối cảnh khác biệt về thu nhập bình quân trong giai đoạn 2010-2024 với dữ liệu của 57 quốc gia. Bằng phương pháp hồi quy Bayes, kết quả nghiên cứu cho thấy tài chính toàn diện kỹ thuật số có tác động tích cực đến đầu tư trực tiếp nước ngoài với xác suất xảy ra tác động tích cực là 99,50% và khi quốc gia có mức thu nhập bình quân càng cao thì mức độ tác động tích cực này càng tăng với xác suất xảy ra là 97,49%. Kết quả này hàm ý rằng các quốc gia, đặc biệt là nhóm thu nhập bình quân thấp, cần ưu tiên thúc đẩy phát triển tài chính toàn diện kỹ thuật số như một công cụ thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài, thông qua việc mở rộng khả năng tiếp cận dịch vụ tài chính, giảm chi phí giao dịch và nâng cao tính minh bạch của thị trường. Đối với các quốc gia có thu nhập bình quân cao, cần chuyển trọng tâm từ mở rộng sang nâng cao chất lượng và hiệu quả của hệ thống tài chính số, nhằm duy trì sức hấp dẫn đối với nhà đầu tư nước ngoài.

Từ khóa: Đầu tư trực tiếp nước ngoài, tài chính toàn diện kỹ thuật số, thu nhập bình quân thấp, thu nhập bình quân cao.

Mã JEL: F21, F23, G32, O16, O33.

The impact of digital financial inclusion on foreign direct investment in the context of differences in per capita income

Abstract

The study examines the impact of digital financial inclusion on foreign direct investment in the context of differences in per capita income over the period 2010 - 2024, using data from 57 countries. Employing the Bayesian regression method, the results reveal that digital financial inclusion has a positive impact on foreign direct investment, with a probability of positive impact of 99.50 %, and as a country's per capita income increases, the magnitude of this positive effect increases, with a probability of occurrence of 97.49 %. These findings imply that countries, particularly those with low per capita income, should prioritize the development of digital financial inclusion as a tool to attract foreign direct investment by expanding access to financial services, reducing transaction costs, and enhancing market transparency. For countries with high per capita income, the policy focus should shift from expansion to improving the quality and efficiency of digital financial systems to maintain attractiveness to foreign investors.

Keywords: Foreign direct investment, digital financial inclusion, low per capita income, high per capita income.

JEL Codes: F21, F23, G32, O16, O33.

1. Đặt vấn đề

Trong bối cảnh toàn cầu hóa và chuyển đổi số, đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) vẫn là động lực then chốt cho tăng trưởng và hội nhập quốc tế. Song hành với đó, tài chính toàn diện kỹ thuật số (DFI) đã tái định nghĩa cách thức tiếp cận dịch vụ tài chính, giúp nâng cao hiệu quả phân bổ nguồn lực (World Bank, 2017). Sahay & cộng sự (2020) nhấn mạnh rằng Fintech và tài chính số không chỉ thúc đẩy tài chính toàn diện mà còn cải thiện trung gian tài chính, tạo điều kiện thuận lợi thu hút dòng vốn quốc tế.

Tuy nhiên, tác động của DFI đến FDI có thể không đồng nhất, tùy thuộc vào trình độ phát triển kinh tế (Levine, 2005). Tại các quốc gia đang phát triển, DFI giúp giảm rào cản tài chính và mở rộng khả năng tiếp cận vốn (Demirgüç-Kunt & cộng sự, 2018), đóng vai trò hỗ trợ quan trọng để hấp thụ hiệu quả dòng vốn ngoại (Alfaro & cộng sự, 2004). Ngược lại, ở các quốc gia thu nhập cao với hệ thống tài chính đã hoàn thiện, lợi ích cận biên của việc mở rộng tài chính toàn diện có thể suy giảm (Beck & cộng sự, 2007) hoặc làm thay đổi cấu trúc dòng vốn quốc tế (Claessens & Van Horen, 2014). Ozili (2021) cũng khẳng định tác động của tài chính số lên các biến vĩ mô phụ thuộc chặt chẽ vào mức độ phát triển và đặc thù thu nhập của mỗi quốc gia.

Mặc dù vai trò của FDI và tài chính toàn diện đã được nghiên cứu rộng rãi, song mối liên kết giữa DFI và FDI trong bối cảnh phân hóa thu nhập vẫn chưa được khai thác triệt để. Nghiên cứu này tập trung phân tích tác động của DFI đến FDI dưới vai trò điều tiết của thu nhập bình quân đầu người. Điểm mới của bài báo là việc ứng dụng phương pháp hồi quy Bayes để lượng hóa xác suất tác động, thay vì chỉ dừng lại ở việc xác định chiều hướng và mức độ.

Mục tiêu chính của nghiên cứu là đánh giá sự khác biệt trong tác động của DFI đến FDI theo các mức thu nhập, từ đó đề xuất hàm ý chính sách nhằm tối ưu hóa việc thu hút đầu tư trong kỷ nguyên số. Ngoài phần đặt vấn đề, bố cục bài báo bao gồm: (2) Tổng quan các nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu; (3) Phương pháp nghiên cứu; (4) Kết quả và thảo luận; (5) Kết luận và hàm ý chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Tổng quan nghiên cứu

Đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) là một bộ phận quan trọng của tài khoản tài chính trong cán cân thanh toán, phản ánh dòng vốn xuyên biên giới gắn với mục tiêu thiết lập lợi ích lâu dài và quyền kiểm soát của nhà đầu tư nước ngoài đối với doanh nghiệp tại quốc gia tiếp nhận (IMF, 2009). Khác với đầu tư gián tiếp, FDI gắn liền với sự tham gia quản trị và chuyển giao công nghệ, qua đó tạo ra các hiệu ứng lan tỏa tích cực đối với năng suất và năng lực cạnh tranh của nền kinh tế (OECD, 2008; Dunning, 2001). Ngoài ra, FDI còn đóng vai trò quan trọng trong việc tích hợp các nền kinh tế vào chuỗi giá trị toàn cầu (Krugman & cộng sự, 2018). Song song với đó, tài chính toàn diện kỹ thuật số (DFI) nổi lên từ thập niên 2010 như một cách tiếp cận nhằm mở rộng khả năng tiếp cận dịch vụ tài chính thông qua công nghệ số. Các tổ chức quốc tế như World Bank và United Nations nhấn mạnh vai trò của công nghệ trong việc giảm bất bình đẳng tài chính, trong khi báo cáo World Bank (2014) cung cấp bằng chứng về tác động của tài chính số trong việc thu hẹp khoảng cách tiếp cận dịch vụ tài chính. Group of Twenty (2016) tiếp tục khẳng định rằng tài chính toàn diện kỹ thuật số cần đảm bảo tính bao trùm, an toàn và bền vững. Do đó, tài chính toàn diện kỹ thuật số được hiểu là sự kết hợp giữa mục tiêu bao trùm tài chính và tiến bộ công nghệ nhằm nâng cao khả năng tiếp cận dịch vụ tài chính một cách hiệu quả và công bằng.

Dựa trên lý thuyết chi phí giao dịch của Coase (1937) và Williamson (1981), sự hiện diện của bất cân xứng thông tin và chi phí tìm kiếm có thể gây ra tình trạng loại trừ tài chính, cản trở các quyết định đầu tư. Sự chuyển dịch từ tài chính toàn diện truyền thống sang tài chính toàn diện kỹ thuật số giúp tháo gỡ các rào cản này thông qua việc tối ưu hóa quy trình dựa trên nền tảng công nghệ (Allen & Gale, 2000). Dưới góc độ thu hút đầu tư, lý thuyết chiết trung (Eclectic Paradigm) của Dunning (1988) chỉ ra rằng môi trường tài chính nội địa là yếu tố then chốt cấu thành lợi thế địa điểm (Location). Các nghiên cứu thực nghiệm của Alfaro & cộng sự (2004), Hermes & Lensink (2003) đồng quan điểm rằng sự phát triển tài chính giúp tăng

khả năng hấp thụ và hiệu quả của dòng vốn ngoại. Gần đây hơn, Sahay & cộng sự (2020) cùng Essa & cộng sự (2025) đã chứng minh DFI không chỉ nâng cao hiệu quả trung gian tài chính mà còn giảm thiểu rủi ro, tạo môi trường thuận lợi cho FDI. Các nghiên cứu trước đây thường tập trung vào tài chính toàn diện truyền thống hoặc Fintech nói chung, chưa tách biệt rõ ràng vai trò của DFI trong bối cảnh chuyển đổi số và tác động của nó đến FDI.

Mối quan hệ giữa DFI và FDI được cho là không tuyến tính mà phụ thuộc vào trình độ phát triển của quốc gia tiếp nhận. Claessens & Van Horen (2014) chỉ ra rằng khi thu nhập và thị trường tài chính phát triển đến một ngưỡng nhất định, cấu trúc dòng vốn quốc tế có xu hướng dịch chuyển từ FDI sang các hình thức đầu tư phức tạp hơn. Ozili (2021) cũng nhấn mạnh yếu tố dị biệt về cấu trúc kinh tế và mức thu nhập sẽ làm thay đổi bản chất tác động của tài chính số. Do đó, thu nhập bình quân đóng vai trò là một biến điều tiết quan trọng, làm thay đổi cường độ tác động của DFI lên FDI. Các bằng chứng thực nghiệm hiện có thường rời rạc tại từng nhóm nước (như Châu Phi hoặc các nước mới nổi), thiếu một cái nhìn tổng thể về cơ chế điều tiết của thu nhập bình quân trên quy mô toàn cầu.

2.2. Giả thuyết nghiên cứu

Tài chính toàn diện kỹ thuật số (DFI) và đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI)

Dựa trên sự kết hợp giữa lý thuyết chi phí giao dịch (Coase, 1937; Williamson, 1981) và lý thuyết chiết trung (Dunning, 1988), DFI đóng vai trò là nhân tố then chốt cải thiện lợi thế địa điểm thông qua việc giảm thiểu bất cân xứng thông tin và tối ưu hóa chi phí vận hành cho các nhà đầu tư ngoại. Thay vì chỉ dừng lại ở vai trò hỗ trợ của tài chính truyền thống, nghiên cứu này kỳ vọng DFI sẽ tạo ra một môi trường đầu tư minh bạch và hiệu quả hơn nhờ các nền tảng công nghệ số. Bằng cách tách biệt DFI khỏi khái niệm tài chính tổng quát, giả thuyết này tập trung lấp đầy khoảng trống về vai trò đặc thù của công nghệ tài chính trong việc nâng cao năng lực hấp thụ vốn ngoại của quốc gia tiếp nhận. Từ lập luận trên, nhóm tác giả đề xuất giả thuyết sau:

Giả thuyết H1: Tài chính toàn diện kỹ thuật số có tác động tích cực đến thu hút đầu tư trực tiếp nước ngoài.

Vai trò điều tiết của thu nhập bình quân

Theo lý thuyết chi phí giao dịch của Coase (1937) và Williamson (1981), tài chính toàn diện số có thể làm giảm chi phí tìm kiếm thông tin, chi phí thanh toán và chi phí thực hiện giao dịch, qua đó nâng cao sức hấp dẫn của môi trường đầu tư. Tuy nhiên, hiệu quả của tài chính toàn diện số không đồng nhất giữa các quốc gia mà phụ thuộc vào trình độ phát triển kinh tế. Beck & cộng sự (2007) cho rằng tác động của phát triển tài chính thường mang tính phi tuyến và chịu ảnh hưởng bởi các điều kiện kinh tế - thể chế của từng quốc gia. Các nền kinh tế có mức thu nhập khác nhau sẽ có khả năng khai thác lợi ích từ tài chính số ở những mức độ khác nhau do sự khác biệt về hạ tầng công nghệ, độ phát triển của thị trường tài chính và chất lượng thể chế. Do đó, việc đưa thu nhập bình quân vào mô hình nghiên cứu nhằm xem xét vai trò điều tiết của trình độ phát triển kinh tế đối với mối quan hệ giữa tài chính toàn diện số và đầu tư trực tiếp nước ngoài. Đồng thời, việc áp dụng phương pháp hồi quy Bayes cho phép xử lý tốt hơn sự không chắc chắn của tham số và đánh giá xác suất tác động của cơ chế điều tiết này. Từ lập luận trên, nhóm tác giả đề xuất giả thuyết sau:

Giả thuyết H2: Sự khác biệt về thu nhập bình quân giữa các quốc gia có ảnh hưởng đến tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến đầu tư trực tiếp nước ngoài.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu của 57 quốc gia trên thế giới trong giai đoạn từ 2010-2024. Các dữ liệu cụ thể bao gồm: các chỉ tiêu tính chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số; đầu tư trực tiếp nước ngoài; độ mở thương mại; tỷ lệ thất nghiệp; tỷ lệ lạm phát; tốc độ tăng trưởng kinh tế được thu thập từ các nguồn Ngân hàng thế giới (World Bank), Quỹ tiền tệ quốc tế (IMF). Việc phân loại nhóm quốc gia theo thu nhập bình quân (GNI) dựa theo tiêu chí phân loại của World Bank.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Mô hình tác động của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến đầu tư trực tiếp nước ngoài trong bối cảnh khác biệt về thu nhập bình quân trong giai đoạn 2010-2024 như sau:

$$FDI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 * DFI_{i,t} + \alpha_2 * GR_{i,t} + \alpha_3 * DFGR_{i,t} + \alpha_x * X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$FDI_{i,t}$ là vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài của quốc gia i tại thời điểm t ;

$DFI_{i,t}$ là chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số của quốc gia i tại thời gian t ;

GR_i là biến giả phân nhóm quốc gia dựa vào tiêu chí phân loại của World Bank theo mức thu nhập bình quân (GNI); nhận giá trị 1 nếu quốc gia thuộc nhóm thu nhập trung bình cao và cao, nhận giá trị 0 nếu quốc gia thuộc nhóm thu nhập trung bình thấp và thấp;

$DFGR_{i,t}$ là biến tương tác giữa chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số (DFI) và biến giả GR ;
 $DFGR_{i,t} = DFI_{i,t} * GR_i$

$X_{i,t}$ là các biến kiểm soát bao gồm TO: độ mở thương mại, EM: tỷ lệ thất nghiệp; INF: tỷ lệ lạm phát; GDP: tốc độ tăng trưởng kinh tế

α_0 là hệ số chặn; $\varepsilon_{i,t}$: sai số.

3.3. Xử lý dữ liệu

Nhóm tác giả áp dụng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA) để xây dựng chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số, bởi đây là một khái niệm đa chiều, không thể phản ánh đầy đủ chỉ bằng một biến đơn lẻ mà cần tổng hợp từ nhiều chỉ tiêu khác nhau. PCA được lựa chọn vì cho phép rút gọn số lượng biến quan sát, đồng thời vẫn bảo toàn phần lớn thông tin và phương sai của dữ liệu ban đầu.

Dựa vào nghiên cứu của Khera & cộng sự (2021), nhóm tác giả đã lựa chọn các thành phần chính và tính chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số bằng phương pháp PCA như sau:

$$DF1 = 0.5484 * z_{it} + 0.4602 * z_{mo} + 0.4878 * z_{cr} + 0.4897 * z_{db} + 0.0693 * z_{ln} + 0.0700$$

$$DF2 = -0.0648 * z_{it} - 0.0474 * z_{mo} - 0.1065 * z_{cr} + 0.0238 * z_{db} + 0.7007 * z_{ln} + 0.7005$$

$$DFI = 0.4081 * DF1 + 0.3325 * DF2$$

Trong đó: (các biến thành phần đã được chuẩn hóa)

z_{it} : tỷ lệ người sử dụng internet (%)

z_{mo} : Thuê bao di động (%)

z_{cr} : Số lượng thẻ tín dụng (%)

z_{db} : Số lượng thẻ ghi nợ (%)

z_{ln} : Dự nợ cho vay của ngân hàng thương mại (% của GDP)

z_{do} : Số dư tiền gửi của ngân hàng thương mại (% của GDP)

3.4. Phương pháp Bayes

Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy Bayes trên phần mềm Stata 17.0 nhằm đánh giá chiều hướng, mức độ tác động cũng như xác suất hậu nghiệm của tài chính toàn diện kỹ thuật số đối với đầu tư trực tiếp nước ngoài, đồng thời xem xét sự khác biệt về mức thu nhập bình quân thông qua biến tương tác giữa tài chính toàn diện kỹ thuật số và nhóm mức thu nhập bình quân. Phương pháp Bayes được lựa chọn nhờ khả năng kết hợp thông tin tiên nghiệm với dữ liệu thực nghiệm, qua đó xử lý tốt tính bất định và phù hợp với các bộ dữ liệu có quy mô hạn chế hoặc chưa đầy đủ. Cụ thể, phương pháp này cho phép tận dụng dữ liệu có độ trễ hoặc chưa hoàn chỉnh để đưa ra ước lượng đáng tin cậy hơn. Trong bối cảnh tài chính toàn diện kỹ thuật số có thể vừa tạo điều kiện thuận lợi cho dòng vốn đầu tư quốc tế, vừa tiềm ẩn những rào cản nhất định tùy theo trình độ phát triển của từng quốc gia, cách tiếp cận Bayes giúp mô hình hóa các mức độ không chắc chắn thay vì chỉ dựa trên các ước lượng điểm. Bên cạnh đó, phương pháp này còn phù hợp với dữ liệu

Bảng 1. Mô tả biến

Biến	Ký hiệu	Đo lường	Nguồn dữ liệu
Biến phụ thuộc			
Đầu tư trực tiếp nước ngoài	FDI	Giá trị ròng của các khoản đầu tư từ các nhà đầu tư nước ngoài	WDI
Biến giải thích			
Chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số (DFI)			
Tỷ lệ người sử dụng internet	it	Tỷ lệ người dân ở một quốc gia hoặc khu vực cụ thể có quyền truy cập và sử dụng Internet (%)	WB, FAS
Thuê bao di động	mo	Tỷ lệ thuê bao điện thoại di động trên 100 dân (%)	WB, FAS
Số lượng thẻ tín dụng	cr	Tổng số thẻ tín dụng do các tổ chức tài chính phát hành trên 100 dân (%)	WB, FAS
Số lượng thẻ ghi nợ	db	Tổng số thẻ ghi nợ do các tổ chức tài chính phát hành trên 100 dân (%)	WB, FAS
Dư nợ cho vay của các ngân hàng thương mại	ln	Tổng giá trị các khoản vay được các ngân hàng thương mại ở một quốc gia cụ thể cấp cho quy mô GDP của quốc gia đó	WB, FAS
Số dư tiền gửi của các ngân hàng thương mại	do	Tổng giá trị tiền gửi được nắm giữ tại các ngân hàng thương mại ở một quốc gia cụ thể trên quy mô GDP của quốc gia đó.	WB, FAS
Biến giả			
Biến phân nhóm quốc gia phát triển và quốc gia đang phát triển	GR	Biến giả phân nhóm quốc gia dựa vào tiêu chí phân loại của World Bank theo mức thu nhập bình quân (GNI); nhận giá trị 1 nếu quốc gia thuộc nhóm thu nhập trung bình cao và cao, nhận giá trị 0 nếu quốc gia thuộc nhóm thu nhập trung bình thấp và thấp	WB
Biến kiểm soát			
Độ mở thương mại	TO	Tổng giá trị xuất khẩu và nhập khẩu (% GDP)	WDI
Tỷ lệ lạm phát	INF	Mức thay đổi hàng năm của Chỉ số giá tiêu dùng (CPI) (%)	WDI
Tỷ lệ thất nghiệp	EM	Số người thất nghiệp chia cho lực lượng lao động của quốc gia	WDI
Tốc độ tăng trưởng kinh tế	GDP	Tốc độ tăng trưởng GDP bình quân đầu người	WDI

Chú thích: WDI (World Development Indicators); WB (World Bank); FAS (Financial Access Survey)

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp

không đồng nhất giữa các nhóm quốc gia theo mức thu nhập bình quân, đồng thời cho phép cập nhật kết quả khi có thêm thông tin mới. Một ưu điểm nổi bật khác là cung cấp kết quả dưới dạng xác suất xảy ra tác động, điều mà các phương pháp dựa trên giá trị p-value chưa phản ánh đầy đủ.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến

Các biến	Quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
FDI	855	3,7630	4,8811	-37,1727	43,9121
DFI	855	0,0000	0,7927	-7,0334	1,1542
GR	855	0,6667	0,4717	0,0000	1,0000
TO	855	59,7365	30,2475	17,8201	182,5630
EM	855	7,2524	5,3938	0,1410	28,8380
INF	855	8,0420	23,0414	-2,4310	557,2020
GDP	855	2,4588	3,9199	-17,1274	19,9390

Nguồn: Tổng hợp kết quả từ Stata 17.0.

Kết quả Bảng 2 cho thấy FDI có giá trị trung bình là 3,7630 với độ lệch chuẩn 4,8811, phản ánh mức độ biến động khá lớn giữa các quốc gia. Chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số (DFI) có giá trị trung bình xấp xỉ 0 và độ lệch chuẩn 0,7927, cho thấy mức độ phân tán không quá cao và dữ liệu tương đối ổn định. Biến giá thu nhập bình quân (GR) có giá trị trung bình 0,6667, cho thấy tỷ lệ các quốc gia thuộc nhóm thu nhập cao chiếm ưu thế trong mẫu nghiên cứu. Trong khi đó, biến lạm phát (INF) có độ lệch chuẩn lớn (23,0414) và giá trị nhỏ nhất rất thấp (-2,4310), hàm ý sự tồn tại của các giá trị ngoại lai đáng kể. Ngoài ra, các biến kiểm soát như độ mở thương mại (TO), tỷ lệ thất nghiệp (EM) và GDP đều có khoảng biến thiên rộng, phản ánh sự khác biệt đáng kể về điều kiện kinh tế giữa các quốc gia trong mẫu.

4.2. Kết quả hồi quy Bayes

Bảng 3. Kết quả hồi quy Bayes

	Giá trị trung bình	Sai số chuẩn	Khoảng tin cậy 95%	
DFI	1,3309	0,0030	0,3053	2,3471
GR	0,2667	0,0026	-0,5942	1,1479
DFGR	1,0802	0,0032	-0,0023	2,1523
TO	0,0501	0,0000	0,0402	0,0602
EM	0,0397	0,0002	-0,0195	0,0981
INF	-0,0067	0,0000	-0,0205	0,0068
GDP	0,1669	0,0002	0,0858	0,2470
_cons	0,0769	0,0028	-0,8829	1,0496
var	20,9526	0,0059	19,0286	23,0311
Hiệu quả trung bình nhỏ nhất			0,9733	
Giá trị chuẩn đoán Gelman-Rubin Rc lớn nhất			1	

Nguồn: Tổng hợp kết quả từ Stata 17.0.

Bảng 4. Xác suất hậu nghiệm

prob1:	(FDI:DFI) >0	(FDI:GR) >0	(FDI:DFGR) >0	(FDI:TO) >0
Giá trị trung bình	0,9950	0,7243	0,9749	1,0000
prob1:	(FDI:EM) >0	(FDI:INF) < 0	(FDI:GDP) >0	
Giá trị trung bình	0,9087	0,8336	1,0000	

Nguồn: Tổng hợp kết quả từ Stata 17.0.

4.3. Thảo luận

Bảng 3 trình bày kết quả phân tích cho thấy các chỉ số kiểm định kỹ thuật của mô hình đạt mức độ tin cậy rất cao. Hiệu quả trung bình thấp nhất của mô hình ghi nhận là 0,9733, vượt xa ngưỡng tối thiểu cho phép là 0,01, khẳng định các tham số được ước lượng có độ ổn định cao. Đặc biệt, giá trị Gelman-Rubin R_c lớn nhất đạt đúng bằng 1, đáp ứng hoàn hảo tiêu chuẩn của Gelman & Rubin (1992) (không vượt quá 1,2), cho thấy mô hình đã đạt được sự hội tụ tuyệt đối. Thêm vào đó, các sai số chuẩn của hệ số hồi quy đều rất thấp, chứng tỏ các tham số không chỉ đáng tin cậy mà còn có độ chính xác dự báo cao trong thực tế.

Bảng 4 cung cấp xác suất hậu nghiệm, cho phép đi sâu vào bản chất tác động của DFI đến FDI. Kết quả từ Bảng 4 xác nhận giả thuyết H1 với xác suất hậu nghiệm lên đến 99,50%, khẳng định tác động tích cực của DFI đến dòng vốn FDI. Về mặt lý luận, kết quả này củng cố mạnh mẽ lý thuyết về lợi thế đặc thù của Dunning (1988). DFI đóng vai trò là nhân tố then chốt làm gia tăng “lợi thế địa điểm” thông qua việc giảm chi phí gia nhập thị trường. Theo quan điểm của ông, sự sẵn có của các dịch vụ tài chính hiện đại (thông qua kỹ thuật số) giúp giảm bớt rào cản gia nhập thị trường cho các nhà đầu tư nước ngoài. Việc tiếp cận tài chính dễ dàng hơn giúp các doanh nghiệp FDI tối ưu hóa quản lý dòng tiền và giảm chi phí vận hành tại nước sở tại. So với nghiên cứu của Essa & cộng sự (2025), nghiên cứu này đi xa hơn khi chỉ rõ rằng DFI không chỉ đơn thuần là tăng khả năng tiếp cận vốn, mà còn là công cụ tối ưu hóa quản trị dòng tiền xuyên biên giới cho các doanh nghiệp đa quốc gia (MNEs). Đây chính là điểm mới so với các nghiên cứu trước, trong khi các nghiên cứu trước đây thường nhìn nhận DFI dưới góc độ an sinh xã hội, nghiên cứu này đã chứng minh DFI là một thành tố của hạ tầng kinh tế số giúp giảm thiểu rủi ro vận hành cho nhà đầu tư quốc tế.

Một phát hiện quan trọng của nghiên cứu là biến tương tác giữa tài chính toàn diện số và mức thu nhập (DFGR) có xác suất hậu nghiệm tác động dương đạt 97,49%, cho thấy mức thu nhập đóng vai trò điều tiết tích cực trong mối quan hệ giữa DFI và FDI. Kết quả này hàm ý rằng tại các quốc gia có thu nhập bình quân cao hơn, tác động tích cực của tài chính toàn diện số đối với thu hút FDI càng mạnh hơn. Kết quả này có thể được lý giải trên cơ sở lý thuyết chi phí giao dịch của Coase (1937) và Williamson (1981). Theo Coase (1937), các chủ thể kinh tế luôn phải đối mặt với chi phí khi sử dụng cơ chế thị trường, bao gồm chi phí tìm kiếm thông tin, chi phí đàm phán và chi phí thực hiện hợp đồng; do đó, những cải thiện giúp cắt giảm các chi phí này sẽ thúc đẩy hoạt động kinh tế và đầu tư. Phát triển quan điểm này, Williamson (1981) cho rằng hiệu quả của các giao dịch phụ thuộc đáng kể vào chất lượng thể chế và cơ chế quản trị, bởi các yếu tố này góp phần làm giảm chi phí giao dịch, hạn chế bất cân xứng thông tin và giảm rủi ro phát sinh từ môi trường kinh doanh. Trong bối cảnh đó, tại các quốc gia có thu nhập cao, hệ thống thể chế, cơ sở hạ tầng công nghệ và thị trường tài chính thường phát triển đồng bộ hơn, giúp tài chính toàn diện số phát huy hiệu quả cao hơn trong việc giảm chi phí giao dịch, chi phí tìm kiếm thông tin và chi phí thực hiện hợp đồng. Khi các nền tảng thanh toán số, hệ thống định danh điện tử và dịch vụ tài chính trực tuyến hoạt động hiệu quả, các doanh nghiệp đa quốc gia có thể quản lý dòng tiền, thanh toán quốc tế và hoạt động đầu tư xuyên biên giới với mức độ an toàn và minh bạch cao hơn. Điều này làm gia tăng lợi thế địa điểm của quốc gia tiếp nhận đầu tư theo lập luận của Dunning (1988, 2001). Bên cạnh đó, các quốc gia có thu nhập cao thường có mức độ phát triển tài chính và chất lượng thể chế tốt hơn, giúp khuếch đại tác động của tài chính số đối với môi trường đầu tư. Theo Allen & Gale (2000), hệ thống tài chính phát triển giúp nâng cao hiệu quả phân bổ nguồn lực và giảm rủi ro thị trường. Trong bối cảnh đó, tài chính toàn diện số không chỉ đóng vai trò hỗ trợ tiếp cận tài chính mà còn trở thành một phần của hạ tầng kinh tế số hiện đại, giúp nâng cao tính minh bạch, khả năng kết nối thị trường và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp FDI. Kết quả nghiên cứu cũng phù hợp với quan điểm của Levine (2005) và Beck & cộng sự (2007) khi cho rằng mức độ phát triển tài chính càng cao thì khả năng hấp thụ và phân bổ hiệu quả nguồn vốn trong nền kinh tế càng lớn. Do đó, ở các quốc gia có thu nhập bình quân cao, tác động của DFI đến FDI không suy giảm mà được củng cố thông qua hiệu ứng hỗ trợ giữa công nghệ tài chính, chất lượng thể chế và độ phát triển của thị trường tài chính.

Mô hình cũng cho thấy độ mở thương mại (TO) và tăng trưởng GDP có xác suất tác động tích cực rất cao

(100%), tương đồng với phát hiện của Alfaro & cộng sự (2004) về tầm quan trọng của quy mô thị trường. Ở chiều ngược lại, lạm phát (INF) gây rủi ro hệ thống, làm giảm niềm tin nhà đầu tư với xác suất tác động là 83,36%, phù hợp với cảnh báo của IMF về sự ổn định vĩ mô (Sahay & cộng sự, 2020).

Việc sử dụng hồi quy Bayes thay vì các phương pháp truyền thống giúp các nhà hoạch định chính sách có cái nhìn trực quan hơn về xác suất rủi ro và khả năng thành công của các chính sách tài chính số. Về mặt thực tiễn, kết quả là minh chứng thực nghiệm để các chính phủ ưu tiên đầu tư vào hạ tầng thanh toán số và Fintech như một chiến lược để hấp dẫn FDI mà không cần chờ đợi sự hoàn thiện của hệ thống ngân hàng truyền thống.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Nghiên cứu này được thực hiện dựa trên bộ dữ liệu thứ cấp thu thập từ 57 quốc gia trong giai đoạn từ năm 2010 đến 2024. Các dữ liệu về tài chính số, đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) và các biến vĩ mô được tổng hợp từ những nguồn uy tín như Ngân hàng Thế giới (World Bank) và Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF). Nhóm tác giả đã áp dụng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA) để xây dựng chỉ số tài chính toàn diện kỹ thuật số (DFI). Sau đó, phương pháp hồi quy Bayes trên dữ liệu bảng được sử dụng để xác định tác động của DFI đến FDI, đồng thời xem xét vai trò điều tiết của mức thu nhập bình quân quốc gia (biến giả GR). Kết quả nghiên cứu cụ thể như sau:

- Tác động tích cực của tài chính toàn diện kỹ thuật số đến FDI: Kết quả phân tích khẳng định DFI có tác động thúc đẩy đáng kể việc thu hút dòng vốn FDI. Xác suất xảy ra tác động tích cực này đạt mức rất cao là 99,50%. Điều này cho thấy việc hiện đại hóa hệ thống tài chính qua công nghệ giúp giảm chi phí giao dịch và bất đối xứng thông tin, từ đó tạo ra môi trường đầu tư hấp dẫn hơn.

- Vai trò điều tiết của mức thu nhập bình quân quốc gia (GR): Nghiên cứu chỉ ra rằng tác động của tài chính số đến FDI có sự khác biệt rõ rệt giữa các nhóm nước. Cụ thể, tại các quốc gia có mức thu nhập bình quân cao và trung bình cao, tác động thúc đẩy của tài chính số đối với FDI tăng so với nhóm nước thu nhập bình quân thấp. Xác suất xảy ra hiện tượng này đạt 97,49%.

- Tác động của các yếu tố vĩ mô: Độ mở thương mại và tăng trưởng kinh tế (GDP) là những nhân tố then chốt thúc đẩy FDI với xác suất tuyệt đối 100%. Trong khi đó, lạm phát đóng vai trò là rào cản tiềm tàng đối với dòng vốn ngoại.

5.2. Hàm ý chính sách

Từ kết quả nghiên cứu, có thể thấy việc phát triển tài chính toàn diện kỹ thuật số là một chiến lược quan trọng để thu hút FDI, đặc biệt có ý nghĩa đối với các quốc gia đang phát triển như Việt Nam. Để tối ưu hóa lợi ích này, các nhà hoạch định chính sách cần lưu ý các giải pháp sau:

Thứ nhất, đẩy mạnh số hóa hệ thống tài chính để giảm chi phí giao dịch. Chính phủ cần tiếp tục hoàn thiện hệ sinh thái tài chính số, tạo điều kiện cho các doanh nghiệp FDI tiếp cận các dịch vụ thanh toán và tín dụng trực tuyến nhanh chóng. Việc đơn giản hóa thủ tục hành chính thông qua công nghệ không chỉ giúp tiết kiệm thời gian mà còn tăng tính minh bạch, một yếu tố mà các nhà đầu tư quốc tế đặc biệt quan tâm khi lựa chọn địa điểm đầu tư.

Thứ hai, tập trung phát triển tài chính số như một lợi thế cạnh tranh cho các nước đang phát triển. Vì tài chính số có biên tác động mạnh mẽ hơn ở nhóm nước có thu nhập bình quân thấp và trung bình, Việt Nam cần tận dụng điều này để tạo ra sự khác biệt so với các quốc gia trong khu vực. Việc đầu tư vào hạ tầng viễn thông và phổ cập kỹ năng số cho người dân sẽ tạo ra một thị trường tài chính năng động, giúp bù đắp những khoảng trống mà hệ thống ngân hàng truyền thống chưa bao phủ hết.

Thứ ba, kết hợp giữa phát triển tài chính số và ổn định kinh tế vĩ mô. Kết quả cho thấy FDI rất nhạy cảm với tăng trưởng GDP và độ mở thương mại. Do đó, chính sách phát triển tài chính số không nên tách rời

các mục tiêu vĩ mô khác. Cần duy trì môi trường kinh doanh cởi mở, kiểm soát lạm phát và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế bền vững để tạo ra động lực cộng hưởng, giúp tài chính số phát huy tối đa vai trò là chất xúc tác thu hút vốn ngoại.

Thứ tư, xây dựng khung pháp lý linh hoạt theo trình độ phát triển. Đối với nhóm các nước đang phát triển, cần ưu tiên chính sách khuyến khích đổi mới sáng tạo và đầu tư cơ sở hạ tầng. Tuy nhiên, khi nền kinh tế tiến dần lên mức thu nhập cao, chính sách cần chuyển dịch trọng tâm sang việc quản lý rủi ro hệ thống, bảo mật dữ liệu và an ninh mạng để duy trì sự ổn định của dòng vốn đầu tư trong môi trường số hóa sâu rộng.

Tài liệu tham khảo

- Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S., & Sayek, S. (2004). FDI and economic growth: The role of local financial markets. *Journal of International Economics*, 64(1), 89–112. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(03\)00081-3](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(03)00081-3)
- Allen, F., & Gale, D. (2000). *Comparing financial systems*. MIT Press.
- Andrew Gelman, A., & Donald B. Rubin, D. B. (1992). Inference from iterative simulation using multiple sequences. *Statistical Science*, 7(4), 457–472. <https://doi.org/10.1214/ss/1177011136>
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, inequality and the poor. *Journal of Economic Growth*, 12(1), 27–49. <https://doi.org/10.1007/s10887-007-9010-6>
- Claessens, S., & Van Horen, N. (2014). Foreign banks: Trends and impact. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(s1), 295–326. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12092>
- Coase, R. H. (1937). The nature of the firm. *Economica*, 4(16), 386–405. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.1937.tb00002.x>
- Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., Ansar, S., & Hess, J. (2018). The Global Findex Database 2017: Measuring financial inclusion and the fintech revolution. *World Bank*. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1259-0>
- Dunning, J. H. (1988). The eclectic paradigm of international production: A restatement and some possible extensions. *Journal of International Business Studies*, 19(1), 1–31.
- Dunning, J. H. (2001). The eclectic (OLI) paradigm of international production: Past, present and future. *International Journal of the Economics of Business*, 8(2), 173–190. <https://doi.org/10.1080/13571510110051441>
- Essa, A. J., Ullah, S., & Bibi, K. (2025). Financial inclusion, foreign direct investment and human development: An analysis from middle-income countries. *International Journal of Advanced Social Studies*, 5(1), 73–78. <https://doi.org/10.70843/ijass.2025.05109>
- Group of Twenty (G20). (2016). *G20 High-Level Principles for Digital Financial Inclusion*. <https://sdgs.un.org/publications/g20-high-level-principles-digital-financial-inclusion-30373>
- Hermes, N., & Lensink, R. (2003). Foreign direct investment, financial development and economic growth. *Journal of Development Studies*, 40(1), 142–163. <https://doi.org/10.1080/00220380412331293707>
- International Monetary Fund (IMF). (2009). *Balance of Payments and International Investment Position Manual (6th ed.)*. <https://www.imf.org/en/publications/manuals-guides/issues/2016/12/31/balance-of-payments-manual-sixth-edition-22588>
- Krugman, P., Obstfeld, M., & Melitz, M. (2018). *International Economics: Theory and Policy (11th ed.)*. Pearson.
- Khera, P., Ogawa, M. S., & Sahay, M. R. (2021). Is digital financial inclusion unlocking growth?. *International Monetary Fund*, 2021 (167), 30. <https://doi.org/10.5089/9781513584669.001>
- Levine, R. (2005). Finance and growth: Theory and evidence. In P. Aghion và S. Durlauf (Eds.), *Handbook of Economic*

-
- Growth* (Vol. 1A, pp. 865–934). Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0684\(05\)01012-9](https://doi.org/10.1016/S1574-0684(05)01012-9)
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). (2008). *OECD Benchmark Definition of Foreign Direct Investment (4th ed.)*. <https://doi.org/10.1787/9789264045743-en>
- Ozili, P. K. (2021). Financial inclusion research around the world: A review. *Forum for Social Economics*, 50(4), 457–479. <https://doi.org/10.1080/07360932.2020.1715238>
- Sahay, R., von Allmen, U. E., Lahreche, A., Khera, P., Ogawa, S., Bazarbash, M., & Beaton, K. (2020). The promise of fintech: Financial inclusion in the post-COVID-19 era. *International Monetary Fund*. <https://www.imf.org/-/media/files/publications/dp/2020/english/pffiea.pdf>
- Williamson, O. E. (1981). The economics of organization: The transaction cost approach. *American Journal of Sociology*, 87(3), 548–577. <https://doi.org/10.1086/227496>.
- World Bank. (2014). *Global Findex Database 2014: Measuring Financial Inclusion around the World*. <https://hdl.handle.net/10986/21865>
- World Bank. (2017). *The Global Findex Database 2017*. <http://documents.worldbank.org/curated/en/332881525873182837>

***Tác giả liên hệ: Nguyễn Thị Bảo Ngọc. Email: ntb.ngoc@ufm.edu.vn**

TÁC ĐỘNG CỦA QUẢN TRỊ DOANH NGHIỆP VÀ ĐẶC ĐIỂM TÀI CHÍNH ĐẾN TRÁNH THUẾ THU NHẬP DOANH NGHIỆP CỦA CÁC DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT

Mai Thanh Thủy*

Khoa Kế toán - Kiểm toán, Trường Kinh tế, Đại học Công nghiệp Hà Nội

Email: maithanhthuy@hau.edu.vn

Phạm Thu Huyền

Khoa Kế toán - Kiểm toán, Trường Kinh tế, Đại học Công nghiệp Hà Nội

Email: phamthuhuyen@hau.edu.vn

Mã bài: JED-3020

Ngày nhận: 27/03/2026

Ngày nhận bản sửa: 25/04/2026

Ngày duyệt đăng: 28/04/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.3020

Tóm tắt:

Nghiên cứu phân tích tác động của quản trị doanh nghiệp và đặc điểm tài chính đến hành vi tránh thuế thu nhập doanh nghiệp của 337 công ty niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2014–2024. Kết quả SYS-GMM cho thấy hành vi tránh thuế có tính bền vững theo thời gian khi biến phụ thuộc trễ mang hệ số dương và các yếu tố quy mô hội đồng quản trị và sở hữu của hội đồng quản trị, sở hữu của CEO ảnh hưởng đáng kể đến mức độ tránh thuế. Điều thú vị là tác động của số lượng thành viên Ban giám đốc không hoàn toàn đồng nhất giữa các tiêu chí đo lường. Chi phí khấu hao và mức độ hạn chế tài chính đóng vai trò quan trọng đối với tránh thuế thu nhập doanh nghiệp. Nghiên cứu cung cấp hàm ý chính sách về nâng cao chất lượng quản trị và tăng cường minh bạch nhằm hạn chế hành vi tránh thuế mang tính cơ hội tại thị trường mới nổi.

Từ khóa: Quản trị doanh nghiệp, tránh thuế, đặc điểm tài chính doanh nghiệp, vĩ mô, thị trường mới nổi, Việt Nam

Mã JEL: G34, H25, O16.

The impact of corporate governance and financial characteristics on corporate tax avoidance of listed firms

Abstract

This research examines the impact of corporate governance and firm-specific financial characteristics on tax avoidance among 337 listed firms in Vietnam over the period 2014–2024. The SYS-GMM estimations reveal tax avoidance behavior tends to be sustained over time. Corporate governance mechanisms, particularly board size, and ownership by board members and CEOs exert statistically significant influences on tax avoidance. Interestingly, the impact of executive board size on tax avoidance is heterogeneous. Depreciation expenses and financial constraints emerge as key determinants. The findings suggest the need to enhance governance quality and transparency for mitigating opportunistic tax avoidance in emerging markets.

Keywords: Corporate governance, Tax avoidance, Financial characteristics, Macroeconomic aspect, Emerging markets, Vietnam

JEL Codes: G34, H25, O16

1. Giới thiệu

Tránh thuế có thể giúp các doanh nghiệp tối ưu hóa dòng tiền và giá trị cổ đông, song cũng làm gia tăng các rủi ro pháp lý, chi phí đại diện và tổn hại danh tiếng nếu vượt quá giới hạn hợp lý (Hanlon & cộng sự, 2025). Hành vi tránh thuế thu nhập doanh nghiệp (TNDN) không phải là quyết định tài chính đơn thuần mà chịu tác động của cấu trúc quản trị, tài chính và biến động của điều kiện kinh tế (Bradshaw & cộng sự, 2019; Hasan & cộng sự, 2021). Các cơ chế quản trị doanh nghiệp (QTDN) như quy mô hội đồng quản trị (HDQT), tỷ lệ thành viên nữ, thành viên độc lập, cơ chế phân quyền giữa Chủ tịch hội đồng quản trị và CEO, cùng với cấu trúc sở hữu (nhà nước, tổ chức, nước ngoài) có ảnh hưởng đáng kể đến mức độ và bản chất của hành vi tránh thuế thông qua vai trò giám sát và kiểm soát xung đột lợi ích (Guenther & cộng sự, 2019; Hasan & cộng sự, 2021). Kovermann & Velte (2021) cho rằng chất lượng quản trị doanh nghiệp thường hạn chế các chiến lược tránh thuế cơ hội, đồng thời quyền lực tập trung hoặc cơ chế giám sát yếu có thể thúc đẩy các quyết định thuế rủi ro hơn. Tuy nhiên, các nghiên cứu thường tập trung vào các nền kinh tế phát triển với môi trường thể chế tương đối hoàn thiện, trong khi ảnh hưởng của các cơ chế quản trị với cấu trúc sở hữu tập trung lớn và vai trò quản lý của nhà nước đáng kể tại thị trường mới nổi vẫn còn hạn chế và chưa đa dạng các thước đo tránh thuế thu nhập doanh nghiệp. Đối với đặc điểm tài chính, khả năng sinh lời, đòn bẩy, quy mô và mức độ hạn chế tài chính là các nhân tố định hình động cơ thuế và mức độ chấp nhận rủi ro của doanh nghiệp (Boubakri & cộng sự, 2023). Dù vậy, các nghiên cứu trước thường đánh giá riêng lẻ từng nhóm nhân tố hoặc sử dụng thước đo tránh thuế thu nhập doanh nghiệp đơn lẻ, chưa làm rõ tính bền vững động của hành vi này. Đồng thời, hạn chế các nghiên cứu đánh giá ảnh hưởng đồng thời giữa quản trị và đặc điểm tài chính của doanh nghiệp.

Nguyễn Hoàng Anh & Vũ Hoàng Phúc (2021), Trương Thùy Vân (2022), Nguyễn Công Phương (2024) đã tập trung vào thước đo thuế suất hiệu quả kế toán truyền thống tại Việt Nam, trong khi các chỉ tiêu dựa trên dòng tiền, vốn phản ánh trực tiếp nghĩa vụ thuế thực nộp chưa được khai thác đầy đủ, làm hạn chế khả năng đánh giá toàn diện mức độ tránh thuế. Hơn nữa, phạm vi phân tích thường dừng lại ở một số nhóm biến riêng lẻ như đặc điểm công ty hoặc cấu trúc sở hữu, chưa xem xét đồng thời quản trị doanh nghiệp, đặc điểm tài chính trong cùng một khung phân tích tích hợp. Ngoài ra, các nghiên cứu này cũng chưa làm rõ sự khác biệt về hành vi tránh thuế giữa các nhóm doanh nghiệp, do đó giá trị khái quát và hàm ý chính sách phần nào chưa thực sự toàn diện.

2. Tổng quan nghiên cứu và giả thuyết nghiên cứu

2.1. Lược khảo các nghiên cứu trước

Theo Hanlon & Heitzman (2010), tránh thuế thu nhập doanh nghiệp được cho là hành vi hợp pháp nhằm giảm nghĩa vụ thuế thông qua việc tận dụng các quy định và kẽ hở trong luật thuế, khác với trốn thuế mang tính bất hợp pháp. Hành vi này chịu ảnh hưởng thông qua nhiều yếu tố như đặc điểm tài chính, cơ chế quản trị và môi trường thể chế (Desai, 2009; Tang, 2019). Tại Việt Nam, Nguyễn Hoàng Anh & Vũ Hoàng Phúc (2021), Nguyễn Công Phương (2024) và Trương Thùy Vân (2022) chủ yếu tập trung vào một số đặc điểm doanh nghiệp và thước đo tránh thuế cơ bản, chưa tiếp cận đầy đủ các khía cạnh tránh thuế theo hướng đa chiều như các nghiên cứu quốc tế

Tránh thuế thu nhập doanh nghiệp có mối liên hệ mật thiết với quản trị doanh nghiệp theo lý thuyết đại diện của Jensen & Meckling (1976), quyết định thuế sẽ bị ảnh hưởng khi xảy ra xung đột lợi ích giữa nhà quản lý và cổ đông chiến lược. Các cơ chế khuyến khích, đặc điểm Hội đồng quản trị và ban điều hành làm gia tăng hành vi tránh thuế đáng kể (Desai & Dharmapala, 2006; Dyreng & cộng sự, 2010; Rego & Wilson, 2012; Armstrong & cộng sự, 2015). Cấu trúc sở hữu của doanh nghiệp khi tách biệt quyền sở hữu và kiểm soát sẽ thúc đẩy khả năng tránh thuế thu nhập doanh nghiệp (Chen & cộng sự, 2010; Badertscher & cộng sự, 2013; Hasan & cộng sự, 2022). Bên cạnh đó, cơ chế quản trị nội bộ và giám sát bên ngoài góp phần kiểm soát trực tiếp mức độ tránh thuế (Armstrong & cộng sự, 2015; Kovermann & Velte, 2019; Kubick & cộng sự, 2016; Lee, 2021; Chen & cộng sự, 2022) hoặc thông qua các tác nhân như hạn chế tài chính và rủi ro thuế (Bayar & cộng sự, 2018; Guenther & cộng sự, 2019; Haque & cộng sự, 2023). Tuy nhiên, dòng

nghiên cứu trước vẫn còn tranh cãi về chiều tác động đồng thời nhiều cơ chế quản trị doanh nghiệp tại các thị trường mới nổi. Đáng chú ý, các nghiên cứu trước vẫn chưa đi sâu vào các đặc điểm của ban điều hành, sở hữu của CEO như những nhân tố quản trị đặc trưng tác động đến tránh thuế tại các quốc gia đang phát triển. Tại Việt Nam, các nghiên cứu hiện mới tiếp cận đặc điểm doanh nghiệp và chưa khai thác sâu quản trị cấp điều hành.

Bên cạnh quản trị doanh nghiệp, đặc điểm tài chính của doanh nghiệp cũng đóng vai trò quan trọng đối với hành vi tránh thuế thuế thu nhập doanh nghiệp. Các doanh nghiệp có quy mô lớn thường thực hiện các chiến lược thuế phức tạp hơn (Dyreneg & cộng sự, 2008; Richardson & cộng sự, 2016), trong khi đòn bẩy tài chính có tác động không đồng nhất với hành vi tránh thuế nhờ chi phí lãi vay được khấu trừ. Khi doanh nghiệp có lợi nhuận cao, có động cơ giảm gánh nặng thuế (Desai, 2009; Tang, 2019) và hạn chế tài chính với cấu trúc phức tạp mà dẫn đến những tác động theo chiều hướng khác nhau đến tránh thuế thuế thu nhập doanh nghiệp do cổ tức, cấu trúc vốn và dòng tiền (Bayar & cộng sự, 2018; Haque & cộng sự, 2023). Ngoài ra, tài sản cố định và khấu hao, tạo điều kiện cho doanh nghiệp tận dụng các khoản chi phí được trừ để giảm thu nhập chịu thuế. Thực tiễn, vẫn chưa thống nhất đối với chiều tác động và còn hạn chế trong việc xem xét đồng thời nhiều đặc điểm tài chính đối với hành vi tránh thuế. Hạn chế tài chính và khấu hao luôn gắn chặt với cơ chế quản trị doanh nghiệp trong việc thúc đẩy chiến lược tránh thuế thuế thu nhập doanh nghiệp. Trong ngữ cảnh Việt Nam, các nghiên cứu như Nguyễn Hoàng Anh & Vũ Hoàng Phúc (2021), Nguyễn Công Phương (2024) và Trương Thùy Vân (2022) chủ yếu tập trung vào các đặc điểm tài chính cơ bản và chưa phân tích sâu mối quan hệ kết hợp giữa đặc điểm tài chính và quản trị doanh nghiệp, do đó cần tiếp tục nghiên cứu theo hướng tích hợp hai nhóm yếu tố này để bổ sung khoảng trống hiện tại.

2.2. Các nhân tố quản trị doanh nghiệp tác động đến tránh thuế thu nhập doanh nghiệp

Quy mô hội đồng quản trị

Theo lý thuyết đại diện, quy mô hội đồng quản trị ảnh hưởng đến hành vi tránh thuế thuế thu nhập doanh nghiệp thông qua cơ chế giám sát và kiểm soát rủi ro. Hội đồng quản trị quy mô lớn có thể nâng cao chất lượng giám sát và hạn chế các chiến lược tránh thuế cực đoan (Minnick & Noga, 2010). Tuy nhiên, hội đồng quản trị quá lớn có thể làm giảm hiệu quả ra quyết định và tạo điều kiện cho ban điều hành gia tăng tránh thuế (Richardson & cộng sự, 2013). Quy mô hội đồng quản trị phù hợp giúp cân bằng giữa giám sát và linh hoạt trong hoạch định thuế (Kubick & cộng sự, 2016; Hasan & cộng sự, 2021). Theo đó, giả thuyết H1 được đề xuất như sau:

Giả thuyết H1: Quy mô hội đồng quản trị **tác động tiêu cực đến tránh thuế** thuế thu nhập doanh nghiệp

Số lượng thành viên Ban Tổng giám đốc

Theo lý thuyết đại diện, Ban Tổng giám đốc (BTGD) quy mô lớn làm phân tán quyền lực và tăng giám sát nội bộ, từ đó hạn chế các chiến lược thuế rủi ro cao (Jensen & Meckling, 1976). BTGD lớn thường có mức độ tránh thuế thấp hơn do chi phí phối hợp và quy trình ra quyết định phức tạp hơn (Armstrong & cộng sự, 2015). Tuy nhiên, điều này cũng có thể giúp BTGD sở hữu chuyên môn đa dạng và hoạch định các chiến lược thuế tinh vi nhưng hợp pháp (Minnick & Noga, 2010; Rego & Wilson, 2012). Kubick & cộng sự (2016), Chen & cộng sự (2019) cho thấy **các tác động** của BTGD phụ thuộc vào giám sát của hội đồng quản trị. Dựa trên phân tích trên, giả thuyết H2 được đưa ra như sau:

Giả thuyết H2: Quy mô Ban tổng giám đốc **tác động tiêu cực đến tránh thuế** thuế thu nhập doanh nghiệp.

Tỷ lệ sở hữu của hội đồng quản trị

Theo lý thuyết đại diện, sở hữu cao có thể thúc đẩy các chiến lược tránh thuế hợp pháp nhằm tối đa hóa giá trị dài hạn (Desai & Dharmapala, 2006; Armstrong & cộng sự, 2015). Sở hữu hội đồng quản trị cao thường gắn với mức độ tránh thuế thấp hơn do thận trọng trước rủi ro pháp lý và uy tín (Minnick & Noga, 2010; Richardson & cộng sự, 2016). Tuy nhiên, khi sở hữu vượt ngưỡng, hiện tượng “*cố thủ quyền lực*” có thể làm gia tăng tránh thuế cơ hội (Chen & cộng sự, 2010; Gaaya & cộng sự, 2017). Mối quan hệ phi tuyến này phụ thuộc vào bối cảnh quản trị và minh bạch thông tin (Kovermann & Velte, 2019; Guenther & cộng sự, 2019).

Nhóm tác giả đề xuất giả thuyết H3 như sau:

Giả thuyết H3: Tỷ lệ sở hữu hội đồng quản trị tác động tích cực đến tránh thuế thu nhập doanh nghiệp.

Tỷ lệ sở hữu của CEO

Khi CEO nắm giữ cổ phần cao hơn, lợi ích của họ gắn với cổ đông, qua đó giảm động cơ theo đuổi tránh thuế rủi ro (Jensen & Meckling, 1976; Desai & Dharmapala, 2006) và sở hữu của CEO cao thường làm giảm tránh thuế cực đoan do gia tăng chi phí pháp lý và uy tín tiềm ẩn (Chen & cộng sự, 2010; Minnick & Noga, 2010). Tuy nhiên, khi sở hữu vượt ngưỡng có thể khiến CEO gia tăng tránh thuế vì lợi ích cá nhân (Armstrong & cộng sự, 2015). Các nghiên cứu gần đây khẳng định mối quan hệ phi tuyến này phụ thuộc vào chất lượng giám sát và cơ chế quản trị (Kovermann & Velte, 2021; Hasan & cộng sự, 2021). Giả thuyết thứ 4 được đề xuất như sau:

Giả thuyết H4: Tỷ lệ sở hữu của CEO tác động tích cực đến tránh thuế thu nhập doanh nghiệp.

2.3. Các nhân tố đặc điểm tài chính tác động đến tránh thuế thu nhập doanh nghiệp

Hạn chế tài chính

Doanh nghiệp bị hạn chế tài chính cao thường có động cơ giảm nghĩa vụ thuế để gia tăng dòng tiền nội bộ và duy trì hoạt động (Chen & cộng sự, 2021). Các doanh nghiệp này tích cực sử dụng chênh lệch kế toán thuế và điều chỉnh thuế ngắn hạn nhằm cải thiện thanh khoản (Bratten & cộng sự, 2017), đồng thời xem tránh thuế như công cụ thay thế tài trợ bên ngoài trong bối cảnh chi phí vốn cao (Kubick & cộng sự, 2016). Khi hạn chế tài chính quá nghiêm trọng, doanh nghiệp có thể thiếu nguồn lực để triển khai chiến lược tránh thuế phức tạp (Baek & Jung, 2025). Giả thuyết thứ 5 được đề xuất như sau:

Giả thuyết H5: Hạn chế tài chính tác động tích cực đến tránh thuế thu nhập doanh nghiệp.

Tỷ lệ khấu hao

Khấu hao là khoản chi phí được trừ khi tính thu nhập chịu thuế nhưng không làm giảm dòng tiền, nên giúp doanh nghiệp giảm nghĩa vụ thuế hiện hành một cách hợp pháp (Tang, 2019; Drake & cộng sự, 2020). Doanh nghiệp có tỷ lệ khấu hao cao thường có tỷ suất thuế hiệu quả thấp hơn, hàm ý mối quan hệ cùng chiều giữa sử dụng khấu hao và tránh thuế (Hopland & cộng sự, 2024). Ngoài ra, lựa chọn phương pháp và thời gian khấu hao cho phép doanh nghiệp dịch chuyển nghĩa vụ thuế giữa các kỳ để tối ưu hóa gánh nặng thuế liên thời gian (Guenther & cộng sự, 2019; Beer & de Mooij, 2024). Giả thuyết thứ 6 được đề xuất như sau:

Giả thuyết H6: Tỷ lệ khấu hao tác động tích cực đến tránh thuế thu nhập doanh nghiệp.

3. Phương pháp nghiên cứu

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập trong giai đoạn 2014–2024 nhằm bảo đảm độ bao quát thời gian và phù hợp với phân tích mô hình bảng động. Mẫu gồm 337 doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên HOSE (187 doanh nghiệp) và HNX (150 doanh nghiệp), được lựa chọn dựa trên tính sẵn có và liên tục của dữ liệu. quản trị doanh nghiệp và đặc điểm tài chính được khai thác từ báo cáo tài chính (BCTC), báo cáo thường niên và báo cáo quản trị. Trong khi đó, dữ liệu vĩ mô được thu thập từ Tổng cục thống kê và đối sánh với dữ liệu của Ngân hàng thế giới (World Bank).

Nghiên cứu đề xuất mô hình tránh thuế thu nhập doanh nghiệp trong điều kiện chịu ảnh hưởng đồng thời của quản trị doanh nghiệp và đặc điểm tài chính (Hanlon & Heitzman, 2010; Tang, 2019; Hanlon & cộng sự, 2025). Do tránh thuế thu nhập doanh nghiệp có tính động và phụ thuộc vào hành vi quá khứ, mô hình dữ liệu bảng động được xây dựng với biến phụ thuộc trễ nhằm xem xét tránh thuế như một quyết định điều chỉnh dần theo thời gian (Dyreneg & cộng sự, 2010; Kubick & cộng sự, 2016; De Simone & cộng sự, 2020). Đồng thời, việc đưa các biến đặc điểm tài chính và quản trị doanh nghiệp (Bảng 1) vào cùng một phương trình hồi quy cho phép đánh giá tác động riêng biệt và tổng hợp của từng nhóm nhân tố theo hướng tiếp cận dựa trên Richardson & cộng sự (2016), Hasan & cộng sự (2022). Phương pháp ước lượng S-GMM được lựa chọn nhằm xử lý nội sinh, phương sai không đồng nhất và vấn đề độ trễ, qua đó bảo đảm tính nhất quán và hiệu quả của ước lượng (Thomsen & Watrin, 2018). Về mặt tổng quát, mô hình nghiên cứu được

Bảng 1. Đo lường biến nghiên cứu

Loại biến	Tên biến	Ký hiệu	Đo lường	Từ các nghiên cứu	Kỳ vọng
Biến phụ thuộc	Tránh thuế TNDN	GETR	Chi phí thuế thu nhập doanh nghiệp / Lợi nhuận kế toán trước thuế	Dyreng & cộng sự (2008); Hanlon & Heitzman (2010); Tang (2019); Hanlon & cộng sự (2025)	
	Tránh thuế TNDN	CETR	Thuế thu nhập doanh nghiệp tiền mặt đã nộp / Lợi nhuận trước thuế	Dyreng & cộng sự (2008); Thomsen & Watrin (2018);	
	Tránh thuế TNDN	ETRCF	Thuế thu nhập doanh nghiệp tiền mặt đã nộp / Dòng tiền hoạt động kinh doanh	Hanlon & Heitzman (2010); Drake & cộng sự (2020); Chen & cộng sự (2010, 2022)	
Đặc điểm tài chính			$KZ = -1.002 \times \frac{CF}{TA} + 0.283 \times Q + 3.139 \times \frac{Deb}{TA} + 3.139 \times \frac{Cash}{TA}$	Kaplan & Zingales (1997); Bayar & cộng sự (2018); Haque & cộng sự (2023)	+
			$-39.368 \times \frac{Div}{TA} - 1.315 \times \frac{TA}{TA}$		
			Khấu hao / Lợi nhuận trước thuế	Badertscher & cộng sự (2013)	+
Quản trị doanh nghiệp		DEP	Khấu hao / Lợi nhuận trước thuế	Badertscher & cộng sự (2013)	+
		BSIZE	Tổng số thành viên HĐQT	Jensen (1993); Hasan & cộng sự (2024)	-
		EXE	Số thành viên Ban TGD	Minnick & Noga (2010); Kubick & cộng sự (2016)	±
		CEOOWN	Tỷ lệ cổ phần CEO nắm giữ	Desai & Dharmapala (2006); Chen & cộng sự (2010); Hasan & cộng sự (2022)	±
		BOWN	Tỷ lệ cổ phần HĐQT nắm giữ	Minnick & Noga (2010); Badertscher & cộng sự (2013)	±

biểu diễn dưới phương trình sau:

$$TAXAV_{i,t} = \alpha + \rho TAXAV_{i,t-1} + \beta 1FIN_{i,t} + \beta 2CG_{i,t} + \mu i + \varepsilon i,t$$

Trong đó:

$TAXAV_{i,t}$ đại diện cho mức độ tránh thuế thu nhập doanh nghiệp của doanh nghiệp i tại thời điểm t , được đo lường thông qua các chỉ tiêu như tỷ lệ thuế hiệu quả.

Biến $TAXAV_{i,t-1}$ là giá trị trễ của tránh thuế, phản ánh tính bền vững và quán tính của hành vi tránh thuế theo thời gian.

Véc-tơ $FIN_{i,t}$ bao gồm các yếu tố tài chính kế toán như hạn chế tài chính, khấu hao.

$CG_{i,t}$ phản ánh các đặc điểm quản trị doanh nghiệp.

Thành phần μ_i thể hiện các yếu tố đặc thù không quan sát được của doanh nghiệp, còn $\varepsilon_{i,t}$ là sai số ngẫu nhiên.

Các biến được đo lường và trình bày trong Bảng 1.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Hành vi tránh thuế thu nhập doanh nghiệp được đo lường thông qua ba chỉ tiêu gồm Getr với giá trị trung bình 0,202; Cetr có giá trị trung bình -0,431 và Etrcf đạt trung bình 0,176 (Bảng 2). Biên độ biến động lớn ở Cetr và Etrcf, cho thấy sự khác biệt đáng kể giữa các doanh nghiệp trong việc ghi nhận chi phí thuế và thực hiện nghĩa vụ thuế tiền mặt, phản ánh mức độ linh hoạt khác nhau trong chiến lược lập kế hoạch thuế và quản trị dòng tiền. Đồng thời, sự xuất hiện khả năng tồn tại các khoản lỗ, hoàn thuế hoặc các biến động bất thường trong nghĩa vụ thuế.

Về đặc điểm tài chính, các biến như khấu hao (depre), chi tiêu nghiên cứu (rexp) và chỉ số Kaplan-Zingales (KZ) cho thấy mức độ phân tán lớn, phản ánh sự không đồng nhất đáng kể trong chính sách khấu hao cũng như mức độ hạn chế tài chính giữa các doanh nghiệp. Sự khác biệt này nhấn mạnh những khác biệt cơ bản trong cấu trúc tài chính và khả năng tiếp cận nguồn vốn bên ngoài của các doanh nghiệp, từ đó định hình

cấu trúc chi phí, năng lực đầu tư dài hạn và khả năng tận dụng các lợi ích liên quan đến thuế.

Ở góc độ quản trị doanh nghiệp, quy mô hội đồng quản trị (Bsize) trung bình là 5,566 thành viên, với số lượng giám đốc (Director) trung bình đạt 4,147; trong khi các biến liên quan đến sở hữu như tỷ lệ sở hữu của hội đồng quản trị (Bown) và của CEO (Ceoown) thể hiện mức độ biến động đáng kể giữa các doanh nghiệp. Điều này cho thấy sự khác biệt trong phân bổ quyền lực và ảnh hưởng quản lý. Sự không đồng nhất trong các đặc điểm quản trị này có thể tạo ra những khác biệt rõ rệt về cơ chế giám sát và sự liên kết lợi ích, từ đó ảnh hưởng đến quá trình ra quyết định của nhà quản lý trong lĩnh vực thuế. Các doanh nghiệp có mức độ sở hữu của CEO cao hơn thường có xu hướng gia tăng quyền quyết định của nhà quản lý, điều này có thể dẫn đến hành vi thuế mang tính chủ động hoặc khác biệt chiến lược so với các doanh nghiệp được giám sát bởi cơ chế quản trị độc lập và phân tán hơn.

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Biến	Tổng số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Getr	3.707	0,202	0,349	-13,979	7,473
Cetr	3.707	-0,431	3,806	-213,070	15,024
Etref	3.707	0,176	18,244	-252,164	1011,073
Boardsize	3.707	5,566	1,274	3,000	11,000
Director	3.707	4,147	1,721	3,000	16,000
Boardown	3.707	10,880	15,110	0,000	93,520
Ceoown	3.707	2,887	7,355	0,000	62,570
Kz	3.707	0,253	42,843	-1357,035	703,116
Depre	3.707	0,577	15,160	-853,556	318,635

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Bảng 3 cho thấy mức độ tránh thuế có mối quan hệ dương khá mạnh với chi phí khấu hao và quan hệ âm với thuế suất hiệu quả cũng như chi phí nghiên cứu phát triển, trong khi mối liên hệ với các đặc điểm quản trị doanh nghiệp nhìn chung yếu. Đồng thời, hệ số tương quan giữa các biến độc lập chủ yếu ở mức thấp đến trung bình, hàm ý rủi ro đa cộng tuyến trong mô hình không đáng kể.

Bảng 3. Phân tích tương quan

	getr	cetr	cfm	boardsize	director	boardown	ceoown	kz	depre
getr	1								
cetr	-0,116***	1							
cfm	-0,003	-0,000	1						
boardsize	-0,025	0,027*	-0,013	1					
director	0,004	-0,011	-0,015	0,296***	1				
boardown	0,015	0,018	0,022	0,076***	0,027*	1			
ceoown	0,004	0,001	-0,007	-0,017	0,070***	0,603***	1		
kz	-0,010	-0,003	0,002	-0,011	0,015	0,013	0,013	1	
depre	0,652***	-0,374***	-0,000	-0,025	0,019	-0,003	-0,002	0,002	1

*Chú thích: * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$*

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Bảng 4 và 5 cho thấy biến phụ thuộc trễ đã khẳng định hành vi tránh thuế của doanh nghiệp có tính bền vững theo thời gian, phù hợp với Dyreng & cộng sự (2010), Hanlon & Heitzman (2010), củng cố tính ổn định động của thuế suất hiệu quả trong bối cảnh thị trường mới nổi (Haque & cộng sự, 2023; Lee, 2024). Xét đến quản trị doanh nghiệp, quy mô hội đồng quản trị có tác động làm giảm mức độ tránh thuế ở một số thước đo, hàm ý rằng hội đồng lớn hơn có thể tăng cường năng lực giám sát và hạn chế các quyết định thuế mang tính cơ hội (Minnick & Noga, 2010; Armstrong & cộng sự, 2015), phù hợp với các phát hiện gần đây về vai trò kiểm soát của hội đồng trong bối cảnh gia tăng yêu cầu minh bạch thuế (Nguyen & cộng sự, 2022). Trong khi đó, số lượng thành viên BTGD tác động đáng kể đến tránh thuế thuế thu nhập doanh nghiệp nhưng lại

có sự khác biệt giữa các thước đo, cho thấy sự tập trung quyền lực và năng lực quản trị của ban điều hành có thể làm gia tăng hoặc điều chỉnh khẩu vị rủi ro thuế (Kubick & cộng sự, 2016; Chen & cộng sự, 2019), phù hợp với lập luận gần đây về mối liên hệ giữa quyền lực quản lý và chiến lược thuế trong môi trường bất định chính sách. Đồng thời, tỷ lệ sở hữu của hội đồng quản trị có ý nghĩa trong một số mô hình, củng cố lập luận rằng cấu trúc sở hữu ảnh hưởng đến mức độ khuyến khích hoặc kiểm soát hành vi tránh thuế (Badertscher & cộng sự, 2013; Richardson & cộng sự, 2016; Zhang & cộng sự, 2023).

Bảng 4. Phân tích hồi quy SYS-GMM tác động của quản trị doanh nghiệp và đặc điểm tài chính đến tránh thuế thuế thu nhập doanh nghiệp của các doanh nghiệp niêm yết

Biến	(1) Getr	(2) Cetr	(3) Cfm
Getr _{t-1}	0,54831*** (0,000)		
Cetr _{t-1}		0,69119*** (0,000)	
Cfm _{t-1}			0,00091*** (0,000)
boardsize	-0,00370* (0,080)	-0,00770 (0,535)	-0,09635** (0,040)
director	-0,00339* (0,081)	0,02704*** (0,004)	-0,07199* (0,071)
boardown	-0,00002 (0,918)	0,00192* (0,050)	0,03648*** (0,000)
ceoown	0,00006 (0,881)	-0,00254 (0,109)	-0,05272*** (0,000)
kz	-0,00014*** (0,007)	0,00220* (0,092)	0,00006 (0,793)
depre	0,01772*** (0,000)	-0,09658*** (0,000)	-0,00054** (0,031)
Hệ số chặn	0,11939*** (0,000)	-0,10181 (0,297)	0,59789* (0,052)
Tổng số quan sát	3,707	3,707	3,707
Số quan sát trễ	3,370	3,370	3,370
Số nhóm	337	337	337
AR (1) p	0,00850	0,176	0,263
AR (2) p	0,324	0,291	0,905
Hansen p	0,171	0,261	0,980

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Đối với các đặc điểm tài chính, chi phí khấu hao có tác động mạnh và nhất quán đến các thước đo tránh thuế, phản ánh vai trò của lá chắn thuế từ tài sản cố định trong chiến lược thuế dài hạn (Badertscher & cộng sự, 2013), nhấn mạnh vai trò của cường độ tài sản hữu hình trong tối ưu hóa nghĩa vụ thuế (Silva & cộng sự, 2024). Chỉ số hạn chế tài chính cho thấy các doanh nghiệp chịu ràng buộc vốn có xu hướng điều chỉnh chính sách thuế để cải thiện dòng tiền khả dụng, phù hợp với bằng chứng về tác động của áp lực tài chính đến quyết định thuế (Bayar & cộng sự, 2018; Haque & cộng sự, 2023). Mặc dù vậy, KZ vẫn còn tồn tại sự không nhất quán qua các thước đo tránh thuế thuế thu nhập doanh nghiệp. Sự không đồng đều về mức độ hạn chế tài chính đóng vai trò then chốt trong việc định hình hành vi lập kế hoạch thuế của doanh nghiệp, đặc biệt là trong việc lựa chọn các chiến lược thuế phức tạp và mang tính dài hạn. Các kiểm định AR (2) và Hansen đều thỏa mãn các điều kiện cần thiết, bảo đảm tính hợp lệ của bộ công cụ và củng cố độ tin cậy của ước lượng GMM (Lee & cộng sự, 2023).

Kết quả ước lượng theo từng sản cho thấy tác động của các yếu tố quản trị doanh nghiệp đến hành vi tránh

Bảng 5. Phân tích hồi quy SYS-GMM tác động của quản trị doanh nghiệp và đặc điểm tài chính đến tránh thuế thu nhập doanh nghiệp của các doanh nghiệp niêm yết trên HSX và HNX

Biến	(4) Getr	(5) Cetr	(6) Cfm	(7) Getr	(8) Cetr	(9) Cfm
Getr _{t-1}	0,57262*** (0,000)			0,37062*** (0,000)		
Cetr _{t-1}		0,70393*** (0,000)			0,41434** (0,018)	
Cfm _{t-1}			0,43112 (0,326)			0,00074*** (0,000)
boardsize	-0,00584** (0,040)	0,01552 (0,124)	-0,01580 (0,747)	-0,00471 (0,204)	-0,00657 (0,877)	-0,20977*** (0,004)
director	-0,00325* (0,087)	0,00966 (0,153)	-0,04111** (0,038)	-0,00421 (0,232)	0,15045** (0,016)	-0,23085** (0,021)
boardown	-0,00039 (0,268)	0,00108 (0,137)	0,01198* (0,081)	-0,00023 (0,285)	-0,00379* (0,073)	0,06952*** (0,000)
ceoown	0,00007 (0,902)	0,00107 (0,550)	-0,01916* (0,096)	0,00051 (0,457)	-0,00940 (0,219)	-0,09231*** (0,000)
kz	-0,00022* (0,094)	0,00050 (0,566)	-0,00020 (0,872)	-0,00009** (0,011)	0,00495** (0,040)	0,00016 (0,533)
depre	0,01876*** (0,000)	-0,01480*** (0,000)	-0,00014 (0,482)	0,00535* (0,054)	-0,73969*** (0,000)	0,00100 (0,842)
Constant	0,13230*** (0,000)	-0,21050*** (0,006)	0,10908 (0,630)	0,17125*** (0,000)	-0,07394 (0,771)	1,62522*** (0,000)
Tổng số quan sát	2057	2057	2057	1650	1650	1650
Số quan sát trễ	1,870	1,870	1,870	1,500	1,500	1,500
Số nhóm	187	187	187	150	150	150
AR (1) p	0,0131	0,0992	0,319	0,103	0,178	0,315
AR (2) p	0,912	0,587	0,475	0,122	0,464	0,256
Hansen p	0,399	0,385	0,946	0,0636	0,328	0,986

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

thuế có sự khác biệt rõ rệt giữa hai thị trường. Trên HSX và quy mô hội đồng quản trị có xu hướng làm giảm mức độ tránh thuế, trong khi chi phí khấu hao và hạn chế tài chính cũng thể hiện tác động khác chiều tùy theo cách đo lường. Ngược lại, các biến quản trị như quy mô hội đồng quản trị ảnh hưởng mạnh và nhất quán hơn, cho thấy quản trị doanh nghiệp có vai trò nổi bật hơn trong việc định hình chính sách thuế tại nhóm doanh nghiệp trên HNX. Đồng thời, các đặc điểm tài chính cũng phân hóa theo từng sàn.

5. Kết luận

Kết quả nghiên cứu cho thấy tránh thuế thu nhập doanh nghiệp có tính bền vững theo thời gian và chịu tác động đồng thời từ các yếu tố quản trị doanh nghiệp và đặc điểm tài chính. Các biến phản ánh cơ chế quản trị như quy mô hội đồng quản trị, mức độ tập trung quyền lực điều hành và cấu trúc sở hữu có ảnh hưởng đáng kể đến mức độ chấp nhận rủi ro thuế, qua đó cho thấy chất lượng giám sát nội bộ và sự phân bổ quyền lực trong doanh nghiệp đóng vai trò trung tâm trong việc định hình chiến lược thuế. Ngoài ra, các đặc điểm tài chính như chi phí khấu hao, quy mô doanh nghiệp và khả năng sinh lời thể hiện mối liên hệ chặt chẽ với chính sách thuế, phản ánh động cơ tối ưu hóa lợi ích sau thuế và khai thác các lá chắn thuế hợp pháp. Sự khác biệt kết quả giữa các sàn niêm yết cũng hàm ý rằng môi trường giám sát, mức độ minh bạch và cấu trúc thị trường có thể làm thay đổi cường độ và chiều tác động của các nhân tố này đối với hành vi tránh thuế.

Hàm ý chính sách quan trọng nhất là cơ quan quản lý thuế cần chuyển từ cách tiếp cận kiểm tra ngắn hạn sang cơ chế giám sát mang tính liên tục và dựa trên rủi ro, bởi hành vi tránh thuế có tính bền vững theo thời gian và có xu hướng được duy trì như một chiến lược dài hạn của doanh nghiệp. Việc xây dựng hệ thống

cảnh báo sớm, kết hợp phân tích động thuế suất hiệu quả và dòng tiền nộp thuế, sẽ giúp nhận diện các mô hình tránh thuế lặp lại thay vì chỉ xử lý từng kỳ riêng lẻ. Đồng thời, kết quả về vai trò của hội đồng quản trị và cấu trúc sở hữu cho thấy cần tăng cường yêu cầu minh bạch về quản trị công ty, đặc biệt là quy định rõ trách nhiệm giám sát của hội đồng, kiểm soát hiện tượng tập trung quyền lực điều hành và nâng cao chất lượng thành viên độc lập nhằm hạn chế quyết định thuế mang tính cơ hội. Đối với doanh nghiệp có cường độ tài sản cố định lớn, lợi nhuận cao hoặc chịu hạn chế tài chính, cơ quan thuế cần thiết kế cơ chế giám sát chuyên biệt vì đây là các nhóm có động cơ và khả năng điều chỉnh nghĩa vụ thuế thông qua hoạch định dài hạn.

Nghiên cứu này còn hạn chế về dữ liệu do chỉ gồm các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết (HOSE và HNX), chưa phản ánh đầy đủ toàn bộ các cơ chế tác động toàn diện đối với doanh nghiệp và ngành nghề kinh doanh tại nền kinh tế mới nổi như Việt Nam. Những tiêu chí đo lường tránh thuế thuế thu nhập doanh nghiệp đề xuất có thể chưa bao quát hết hoạt động của các doanh nghiệp. Hướng nghiên cứu của nhóm tác giả sẽ bổ sung mẫu sang các doanh nghiệp sàn OTC và UPCOM, các doanh nghiệp chưa niêm yết. Việc đánh giá, so sánh các lĩnh vực ngành nghề khác nhau và phát hiện thêm các thước đo tránh thuế thuế thu nhập doanh nghiệp đối với nền kinh tế mới nổi, cũng như ước lượng tác động từ thể chế, pháp lý và môi trường vĩ mô cũng là hướng nghiên cứu cấp thiết cần giải quyết.

Tài liệu tham khảo

- Armstrong, C. S., Blouin, J. L., Jagolinzer, A. D., & Larcker, D. F. (2015). Corporate governance, incentives, and tax avoidance. *Journal of Accounting and Economics*, 60(1), 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2015.02.003>
- Badertscher, B. A., Katz, S. P., & Rego, S. O. (2013). The separation of ownership and control and corporate tax avoidance. *Journal of Accounting and Economics*, 56(2-3), 228-250. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2013.08.005>
- Baek, K. J., & Yeo, Y. J. (2025). Impact of Sustainable Tax Strategy Development on Investment Scale and Corporate Value: Evidence from Korea. *Administrative Sciences*, 15(11), 453. <https://doi.org/10.3390/admsci15110453>
- Bayar, O., Huseynov, F., & Sardarli, S. (2018). Corporate governance, tax avoidance, and financial constraints. *Financial Management*, 47(3), 651-677.
- Beer, S., & de Mooij, R. (2024). Coming clean on your taxes. *Economic Analysis and Policy*, 84, 455-474.
- Boubakri, N., Cosset, J. C., Mishra, D., & Somé, H. Y. (2023). The value of risk-taking in mergers: Role of ownership and country legal institutions. *Journal of Empirical Finance*, 70, 427-444.
- Bradshaw, M., Liao, G., & Ma, M. S. (2019). Agency costs and tax planning when the government is a major shareholder. *Journal of Accounting and Economics*, 67(2-3), 255-277.
- Bratten, B., Gleason, C. A., Larocque, S. A., & Mills, L. F. (2017). Forecasting taxes: New evidence from analysts. *The Accounting Review*, 92(3), 1-29.
- Chen, C., Shi, S., Song, X., & Zheng, S. X. (2021). Financial constraints and cross-listing. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 71, 101305. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2021.101290>
- Chen, R., El Ghouli, S., Guedhami, O., Wang, H., & Yang, Y. (2022). Corporate Governance and Tax Avoidance: Evidence from U.S. Cross-Listing. *The Accounting Review*, 97, 49-78. <https://doi.org/10.2308/TAR-2019-0296>.
- Chen, S., Chen, X., Cheng, Q., & Shevlin, T. (2010). Are family firms more tax aggressive than non-family firms? *Journal of Financial Economics*, 95(1), 41-61. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2009.02.003>
- Chen, Y., Ge, R., Louis, H., & Zolotoy, L. (2019). Stock liquidity and corporate tax avoidance. *Review of Accounting Studies*, 24(1), 309-340.

-
- De Simone, L., Nickerson, J., Seidman, J., & Stomberg, B. (2020). How reliably do empirical tests identify tax avoidance?. *Contemporary Accounting Research*, 37(3), 1536-1561.
- Desai, M. A. (2009). Corporate Tax Avoidance and Firm Value. *Review of Economics and Statistics*, 91(3), 537-546. <https://doi.org/10.1162/rest.91.3.537>
- Desai, M. A., & Dharmapala, D. (2006). Corporate tax avoidance and high-powered incentives. *Journal of Financial Economics*, 79(1), 145-179. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.02.002>
- Drake, K., Hamilton, R., & Lusch, S.J. (2020). Are declining effective tax rates indicative of tax avoidance? Insight from effective tax rate reconciliations. *Journal of Accounting and Economics*, 70, 1-24.
- Dyreng, S. D., Hanlon, M., & Maydew, E. L. (2008). Long-Run Corporate Tax Avoidance. *Accounting Review*, 83(1), 61-82. <https://doi.org/10.2308/accr.2008.83.1.61>
- Dyreng, S., Hanlon, M., & Maydew, E. (2010). The effects of managers on corporate tax avoidance. *The Accounting Review*, 85, 1163-1189.
- Gaaya, S., Lakhal, N., & Lakhal, F. (2017). Does family ownership reduce corporate tax avoidance? The moderating effect of audit quality. *Managerial Auditing Journal*, 32(7), 731-744.
- Guenther, D.A., Wilson, R.J., & Wu, K. (2019). Tax uncertainty and incremental tax avoidance. *The Accounting Review*, 94, 229-247.
- Hanlon, M., & Heitzman, S. (2010). A review of tax research. *Journal of Accounting and Economics*, 50(2-3), 127-178. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.09.002>
- Hanlon, M., Hoopes, J. L., & Shackelford, D. A. (2025). Corporate tax shaming. *National Tax Journal*, 78(3), 767-788.
- Haque, T., Pham, T. P., & Yang, J. (2023). Geopolitical risk, financial constraints, and tax avoidance. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 88, 101858.
- Hasan, A., Anwar, W., Zahir-Ul-Hassan, M. K., & Ahmed, A. (2024). Corporate governance and tax avoidance: evidence from an emerging market. *Applied Economics*, 56(22), 2688-2704.
- Hasan, I., Kim, I., Teng, H., & Wu, Q. (2022). The effect of foreign institutional ownership on corporate tax avoidance: International evidence. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 46, 100440.
- Hasan, M.M., Lobo, G.J., & Qiu, B. (2021). Organizational capital, corporate tax avoidance, and firm value. *Journal of Corporate Finance*, 70, 102050.
- Hopland, A. O., Bjerksund, P., & Schjelderup, G. (2024). The taxation of Norway's richest. *Nordic Tax Journal*, 2024(s1), 72-82.
- Jensen, M. C. (1993). The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems. *the Journal of Finance*, 48(3), 831-880.
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305-360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- Kaplan, S. N., & Zingales, L. (1997). Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?. *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169-215. <https://doi.org/10.1162/003355397555163>
- Kovermann, J., & Velte, P. (2019). The impact of corporate governance on corporate tax avoidance—A literature review. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 36, 100270. <https://doi.org/10.1016/j.intaccaudtax.2019.100270>
- Kovermann, J., & Velte, P. (2021). CSR and tax avoidance: A review of empirical research. *Corporate Ownership and Control*, 18(2), 20-39.
- Kubick, T. R., Lynch, D. P., Mayberry, M. A., & Omer, T. C. (2016). The effects of regulatory scrutiny on tax avoidance: An examination of SEC comment letters. *Accounting Review*, 91(6), 1751-1780.
- Lee, H. A. (2024). Exploring the relationship between environmental, social, and governance and tax avoidance
-

strategies. *SAGE Open*, 14(4), 21582440241298089. <https://doi.org/10.1177/21582440241298089>

- Lee, Y. J. (2021). The effects of analysts' tax expense forecast accuracy on corporate tax avoidance: An international analysis. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 17(2), 100243. <https://doi.org/10.1016/j.jcae.2021.100243>
- Lee, Y., Shevlin, T., & Venkat, A. (2023). The effect of tax avoidance on capital structure choices. *Journal of the American Taxation Association*, 45(1), 91-115.
- Minnick, K. & Noga, T. (2010) Do Corporate Governance Characteristics Influence Tax Management? *Journal of Corporate Finance*, 16, 703-718. <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2010.08.005>
- Nguyễn Công Phương (2024) Đặc điểm công ty có ảnh hưởng đến tránh thuế ở các công ty phi tài chính niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 324, 19-27.
- Nguyễn Hoàng Anh & Vũ Hoàng Phúc (2021). Các yếu tố ảnh hưởng đến hành vi tránh thuế của doanh nghiệp niêm yết trên sàn UPCOM. *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, 234, 70-80.
- Nguyen, M. H., Tran, T. P., & Pham, M. V. (2022). Relationship between tax avoidance and institutional ownership over business cost of debt. *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2026005. <https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2026005>
- Rego, S. O., & Wilson, R. (2012). Equity Risk Incentives and Corporate Tax Aggressiveness. *Journal of Accounting Research*, 50(3), 775—810.
- Richardson, G., Taylor, G., & Lanis, R. (2013). The impact of board of director oversight characteristics on corporate tax aggressiveness: An empirical analysis. *Journal of Accounting and Public policy*, 32(3), 68-88. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2013.02.004>
- Richardson, G., Wang, B., & Zhang, X. (2016). Ownership structure and corporate tax avoidance: Evidence from publicly listed private firms in China. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 12(2), 141-158.
- Silva, E. M., Martinez, A. L., Zanoteli, E. J., & Sarlo Neto, A. (2024). Impact of Tax Policies on Foreign Direct Investment: A Decade of Bibliometric Analysis and Systematic Review. *Latin American Business Review*, 25(3-4), 235-262.
- Tang, T.Y.H. (2019). The value implications of tax avoidance across countries. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 34, 615–638. <https://doi.org/10.1177/0148558X17742821>.
- Thomsen, M., & Watrin, C. (2018). Tax avoidance over time: a comparison of European and U.S. firms. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 33, 40-63. <https://doi.org/10.1016/j.intaccudtax.2018.11.002>
- Trương Thùy Vân (2022). Sử dụng GMM nghiên cứu nhân tố ảnh hưởng đến chênh lệch giữa lợi nhuận kế toán và thu nhập chịu thuế của các doanh nghiệp niêm yết ở Việt Nam. *Tạp chí Khoa học Kinh tế*, 10(1), 63-71.
- Zhang, L., Peng, L., Fu, X., Zhang, Z., & Wang, Y. (2023). Alternative corporate governance: Does tax enforcement improve the performance of mergers and acquisitions in China?. *Corporate Governance: An International Review*, 31(4), 647-666.

***Tác giả liên hệ: Mai Thanh Thủy. Email: maithanhthuy@hau.edu.vn**