

## Mục lục

Lực lượng kinh tế tư nhân Việt Nam – động lực quan trọng trong phát triển kinh tế đất nước	<i>Ngô Thắng Lợi, Nguyễn Thị Hoa</i>	2
Tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động của doanh nghiệp Việt Nam	<i>Lê Thị Hậu, Tô Trung Thành</i>	13
Ứng dụng trí tuệ nhân tạo trong phát triển kinh tế xã hội	<i>Trần Thị Vân Hoa, Đỗ Thị Đông</i>	23
Tác động của bất ổn chính sách kinh tế thế giới tới rủi ro sụp đổ giá trên thị trường chứng khoán Việt Nam	<i>Lê Hải Trung, Nguyễn Thanh Tùng</i>	33
Tác động của trách nhiệm xã hội đến hiệu quả tài chính của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam	<i>Bùi Huy Trung, Dương Linh Anh, Vũ Thị Hồng Ngọc, Trần Tuấn Long</i>	44
Mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát tại Việt Nam: Tiếp cận đồng tích hợp phi tuyến	<i>Nguyễn Thanh Hà</i>	56
Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đến lượng phát thải CO <sub>2</sub> ở Việt Nam: Tiếp cận bằng mô hình ARDL	<i>Đoàn Ngọc Phúc</i>	67
Tâm lý thị trường, bất ổn kinh tế và biến động tiền mã hoá	<i>Trần Sơn Tùng, Lại Hoài Phương, Đào Thị Thanh Bình</i>	77
Tăng cường liên kết giữa doanh nghiệp FDI tại Hà Nội với doanh nghiệp tư nhân trong chuỗi giá trị toàn cầu	<i>Bùi Huy Nhung, Bùi Thị Thanh Huyền, Đoàn Xuân Hậu</i>	88
Tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất tại Cần Thơ	<i>Nguyễn Thị Phương Dung, Nguyễn Thị Thanh Tâm, Nguyễn Lê Hoa Hạ, Nguyễn Minh Triết</i>	97

---

# LỰC LƯỢNG KINH TẾ TƯ NHÂN VIỆT NAM – ĐỘNG LỰC QUAN TRỌNG TRONG PHÁT TRIỂN KINH TẾ ĐẤT NƯỚC

**Ngô Thăng Lợi**

*Trường Đại học Kinh tế Quốc dân*

*Email: loint@neu.edu.vn*

**Nguyễn Thị Hoa**

*Trường Đại học Kinh tế Quốc dân*

*Email: hoantkht@neu.edu.vn*

Mã bài: JED-2020

Ngày nhận: 25/09/2024

Ngày nhận bản sửa: 02/10/2024

Ngày duyệt đăng: 08/10/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.2020

## **Tóm tắt:**

*Bài viết nhìn nhận dưới góc độ lực lượng kinh tế tư nhân, tức là cấu trúc hệ thống tổng thể các bộ phận cấu thành khu vực này. Theo cách tiếp cận đó, ngoài việc đánh giá được những bước tiến nhảy vọt của khu vực này, từ chỗ là đối tượng tôn tại để cải tạo đến chỗ được định vị là khu vực giữ vai trò động lực quan trọng trong phát triển đất nước, bài viết đã phát hiện được những “vấn đề” của kinh tế tư nhân Việt Nam hiện nay, như: mất cân đối giữa các nhóm quy mô doanh nghiệp, những yếu kém trong sự liên kết giữa các bộ phận cấu thành, kể cả vai trò hạn chế của các “sếu đầu đàn”, sự tham gia yếu ớt của các loại hình doanh nghiệp nhỏ và vừa cũng như các hộ kinh doanh cá thể trong quá trình hình thành và phát triển các mô hình chuỗi liên kết. Trên cơ sở các phát hiện hai nhóm nguyên nhân chính của các vấn đề nói trên là những yếu kém của chính lực lượng kinh tế tư nhân và những bất cập trong hệ thống chính sách hỗ trợ của Nhà nước, bài viết đề xuất hai nhóm giải pháp tương ứng nhằm nâng cao vai trò động lực quan trọng của kinh tế tư nhân trong quá trình thực hiện khát vọng phát triển Việt Nam đến năm 2030, tầm nhìn đến năm 2045.*

**Từ khóa:** Lực lượng kinh tế tư nhân, động lực, mô hình liên kết, chính sách, bao trùm, hỗ trợ.

**Mã JEL:** L26; O17; O25

## **Vietnam’s private economy - an important driving force for economic development**

### **Abstract:**

*The study looks from the perspective of private economic forces, i.e. the overall system structure of the components constituting this sector. Based on that perspective, in addition to assessing the paradigm shift in recognition of this sector’s status from a subject to be reformed to be an important driving force of the country’s development, the research has identified “problems” of Vietnam’s private economy, such as a structural imbalance among firm sizes, critical weaknesses in the inner connection between components of the system, including the modest role of the “lead firms”, weak participation of small and medium-sized firms and household businesses in networking and making linkages, and developing value chains. Two main groups of causes of these problems stemming from imbedded weaknesses of the private economic force and shortcomings of the government’s support policies have been detected. Accordingly, two sets of suggestions for strengthening the driving role of the private sector are proposed for realizing Vietnam’s development aspirations to the year 2030, with a vision towards year 2045.*

**Keywords:** Private economic forces, driving force, linkage model, policy, inclusiveness, support.

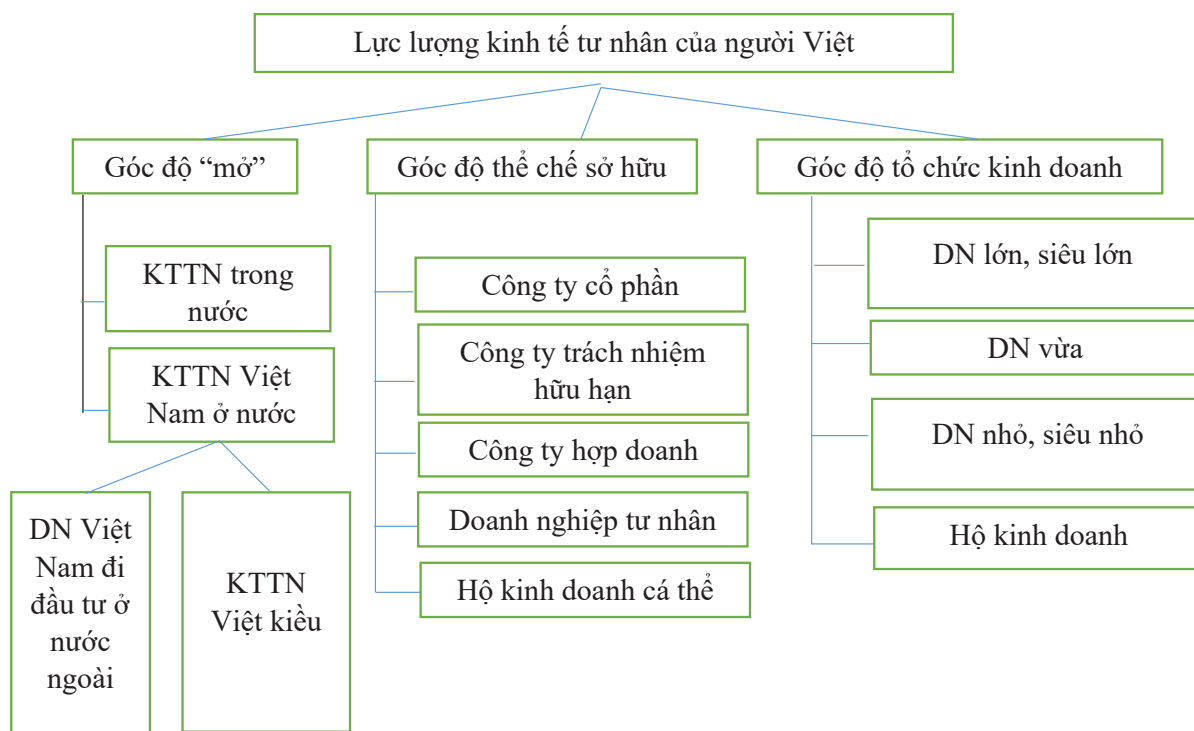
**JEL Codes:** L26; O17; O25

## 1. Đặt vấn đề

Đã có nhiều cách hiểu về kinh tế tư nhân theo các góc độ nhìn nhận khác nhau, như: xem xét kinh tế tư nhân như là một hình thức sở hữu tức là thành phần kinh tế (Thomsen & Pedersen, 1998; ADB, 2002; CIEM, 2021), hay nhìn nhận kinh tế tư nhân theo góc độ là một hình thức tổ chức sản xuất kinh doanh (Lindert, 2009), v.v... Trên cơ sở phân tích và tổng hợp các nghiên cứu trước, bài viết cho rằng kinh tế tư nhân của người Việt Nam, hiểu một cách tổng thể, là một bộ phận của nền kinh tế, được vận hành bởi các đơn vị kinh tế (ở trong và ngoài lãnh thổ Việt Nam) mà chủ thể là người Việt Nam, đại diện cho sở hữu tư nhân (hoặc cá thể) thực hiện kinh doanh vì lợi nhuận và các mục tiêu xã hội khác.

Trong thời gian qua, khi đánh giá cũng như định hướng phát triển kinh tế tư nhân Việt Nam, có nhiều quan điểm mang tính thiên lệch về số lượng, coi số lượng doanh nghiệp (DN) thành lập là tiêu chí chủ yếu đánh giá kết quả hoạt động bộ máy và thành tích phát triển kinh tế tư nhân (Trần Đình Thiên, 2020). Từ đó đưa ra mục tiêu số doanh nghiệp/1000 dân là tiêu chí đánh giá phát triển doanh nghiệp nói chung và doanh nghiệp tư nhân nói riêng. Điều này đúng, nhưng chưa đủ và thậm chí không quan trọng bằng cách nhìn nhận dưới góc độ sức mạnh của kinh tế tư nhân với tư cách là một khối liên kết hữu cơ, xoắn quện với nhau thành một tổng thể, gọi là lực lượng kinh tế tư nhân. Lực lượng kinh tế tư nhân Việt Nam được hiểu là một tổng thể cấu trúc các loại hình kinh tế tư nhân mang quốc tịch Việt Nam, trong đó mỗi bộ phận được xác định trong mối quan hệ với các bộ phận khác và với tổng thể hệ thống, tạo thành nền tảng của nền kinh tế thị trường ở Việt Nam.

Hình 1: Các bộ phận cấu thành lực lượng kinh tế tư nhân của người Việt Nam



Nguồn: Tổng hợp của tác giả

Những điểm nhấn quan trọng từ nội hàm trên: (i) Trong lực lượng kinh tế tư nhân Việt Nam, vai trò và chức năng của mỗi thành tố được xác định trong mối liên hệ với các thành tố khác và với tổng thể - hệ thống, theo đó, các tập đoàn kinh tế (doanh nghiệp lớn và siêu lớn) đóng vai trò “trụ cột”, làm trục liên kết các doanh nghiệp nhỏ và vừa, tạo thành “chuỗi”, “mạng” sản xuất Việt Nam; (ii) Trong thành tố cấu thành lực lượng kinh tế tư nhân, cần lưu ý bộ phận kinh tế tư nhân Việt Nam ở nước ngoài, bao gồm các doanh nghiệp đi đầu tư nước ngoài và kinh tế tư nhân của người Việt Nam sống ở nước ngoài (Việt kiều).

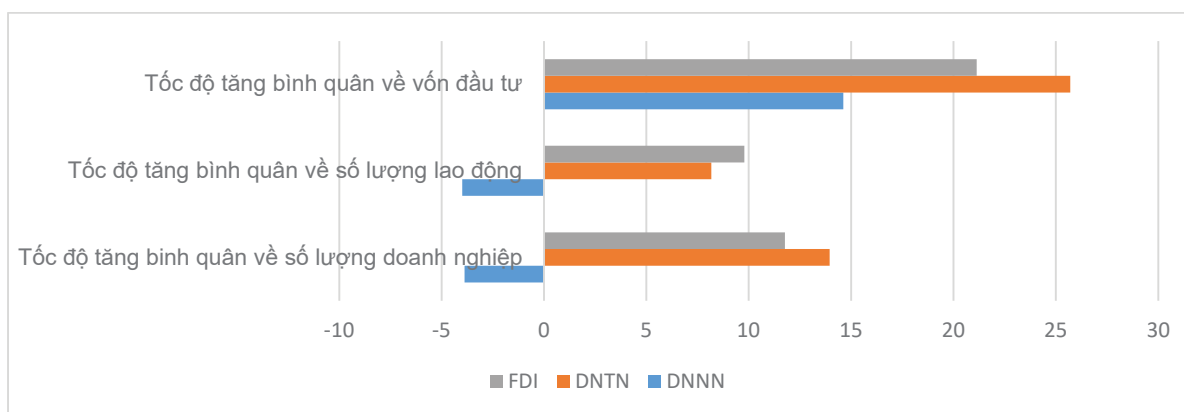
Xét về nguyên lý, nền kinh tế thị trường có cấu trúc đa sở hữu, trong đó kinh tế tư nhân luôn luôn là thành tố tất yếu, bắt buộc, phủ nhận kinh tế tư nhân có nghĩa là bác bỏ kinh tế thị trường trên thực tế (V.I.Le Nin, 1978). Trong các nền kinh tế thị trường (bao gồm kinh tế thị trường tự do, kinh tế thị trường – xã hội hay kinh tế thị trường – nhà nước) sự tăng trưởng kinh tế bền vững được quyết định bởi các tư nhân hoạt động vì lợi nhuận (E.Wayne Nafziger, 1998) và việc quyết định xem sản xuất và tiêu thụ cái gì và bao nhiêu (cũng như ở đâu và như thế nào) đều được các đơn vị kinh tế tư nhân đưa ra (Todaro, 1997). Đối với Việt Nam, một khi đã theo đuổi sự phát triển bằng phương thức kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa, thì kinh tế nhà nước đóng vai trò dẫn dắt, định hướng quá trình phát triển. Tuy nhiên, xuất phát từ đặc trưng và những thế mạnh gắn liền với thị trường, thì khu vực kinh tế tư nhân là một động lực quan trọng trong quá trình phát triển đất nước (Đảng Cộng sản Việt Nam, 2021). Mức độ thực hiện được sứ mệnh là động lực quan trọng phụ thuộc vào bản thân sự lớn lên của kinh tế tư nhân, sự hỗ trợ của Nhà nước và sự gắn kết với kinh tế nhà nước và khu vực doanh nghiệp FDI. Trên cơ sở Nghị quyết 10-NQ/TW (Đảng cộng sản Việt Nam, 2017) và gần đây là Nghị quyết số 41-NQ/TW (2023) của Ban chấp hành Trung ương Đảng và Nghị quyết số 45/NQ-CP của Thủ tướng Chính phủ (2023) chuyên đề về phát triển kinh tế tư nhân, bài viết đưa ra các tiêu chí thể hiện vai trò động lực phát triển quan trọng của lực lượng kinh tế tư nhân Việt Nam trong nền kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa ở Việt Nam, là cơ sở để nhìn nhận và đánh giá đúng khu vực kinh tế này, theo đó: (i) Cần chiếm tỷ trọng ngày càng cao về số lượng doanh nghiệp và các yếu tố nguồn lực; (ii) Phải có cơ cấu tổ chức hợp lý nhằm tạo ra sự lớn mạnh của toàn bộ lực lượng kinh tế tư nhân; (iii) Đóng vai trò là động lực tác động mạnh nhất đến tăng trưởng kinh tế, chuyển dịch cơ cấu kinh tế và đóng góp ngân sách cho nền kinh tế cả về số và chất lượng; (iv) Phải đi đầu trong việc thực hiện các mô hình kinh doanh hiện đại và phát triển bền vững trên cơ sở gắn kết chặt chẽ và có hiệu quả các bộ phận cấu thành lực lượng kinh tế tư nhân.

## 2. Những thành quả khẳng định vai trò là động lực trong phát triển kinh tế đất nước của lực lượng kinh tế tư nhân

### *Thứ nhất, lực lượng kinh tế tư nhân trở thành động lực trong tăng trưởng quy mô nền kinh tế*

Nếu xem xét quy mô nền kinh tế ở góc độ sự gia tăng nguồn lực, bình quân giai đoạn 2011-2022, lực lượng kinh tế tư nhân Việt Nam có tốc độ tăng trưởng vượt trội so với các khu vực kinh tế khác về số lượng doanh nghiệp (bình quân năm đạt 14,7%), quy mô vốn đầu tư (25,3%) và lực lượng lao động (8%) (Hình 2).

**Hình 2: Tốc độ tăng bình quân về số lượng doanh nghiệp, số lượng lao động, vốn đầu tư doanh nghiệp tư nhân giai đoạn 2011-2022**



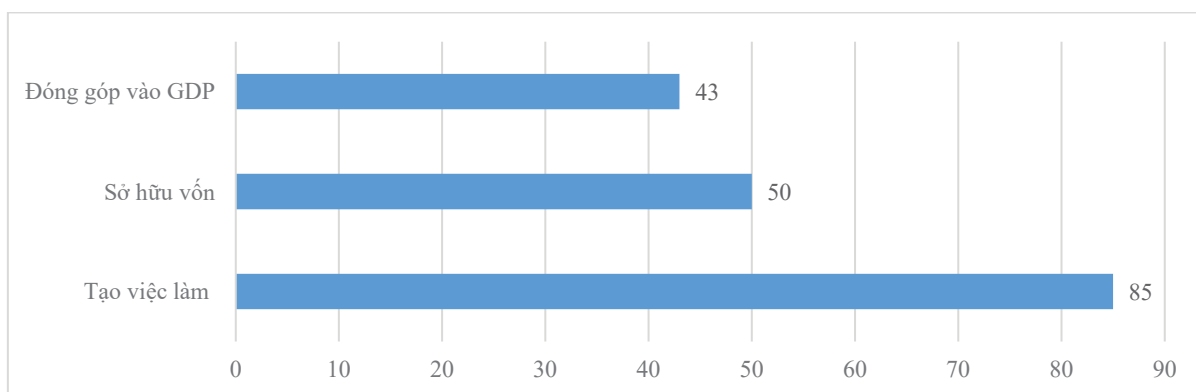
Nguồn: Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2023a)

Các con số tương ứng trung bình của cả nước theo Hình 2 chỉ là: 10%, 21,9% và 5,1%. Một số yếu tố như tốc độ tăng vốn đầu tư và số lượng doanh nghiệp, còn cao hơn cả mức các doanh nghiệp FDI đạt được (tương ứng chỉ là 20% và 12,3%). Tương ứng với sự gia tăng quy mô các yếu tố nguồn lực thì doanh thu thuần của khu vực kinh tế tư nhân cũng có sự gia tăng cao hơn so với các khu vực khác, bình quân giai đoạn 2011-2022, tốc độ tăng trưởng doanh thu doanh thu từ các doanh nghiệp khu vực tư nhân tăng đạt 13,5%/năm, cao hơn nhiều so với doanh nghiệp nhà nước (chỉ đạt 6,1% bình quân hàng năm) và xấp xỉ bằng với khu vực FDI (Bộ Kế hoạch và Đầu tư, 2023a).

**Thứ hai, lực lượng kinh tế tư nhân trở thành động lực quan trọng đóng góp vào thực hiện mục tiêu phát triển kinh tế, xã hội của đất nước**

Cho đến nay, khu vực kinh tế tư nhân đã đóng góp trên 50% vào tổng mức tăng trưởng hàng năm và chiếm 43% tổng GDP, 53,4% tổng vốn đầu tư xã hội và 82,07% lao động hoạt động trong nền kinh tế, 38% tổng lợi nhuận trước thuế của toàn bộ doanh nghiệp, 51% tổng thu nhập tạo ra cho người lao động trong doanh nghiệp, đóng góp trên 40% tổng thu ngân sách nhà nước (cao hơn các khu vực khác).

**Hình 3: Đóng góp của doanh nghiệp tư nhân Việt Nam vào tăng trưởng kinh tế 2022**



Nguồn: Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2023a)

**Thứ ba, hệ thống các tập đoàn kinh tế và doanh nghiệp quy mô lớn khu vực tư nhân đang đóng vai trò chủ lực đối với sự phát triển trong một số lĩnh vực quan trọng của nền kinh tế**

Trong thời gian qua: (i) Số lượng doanh nghiệp quy mô lớn đã tăng lên, một số doanh nghiệp phát triển đạt tầm khu vực và thế giới, góp phần nâng cao vị thế, uy tín của Việt Nam trên trường quốc tế. Theo Viện chiến lược - Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2023), tính đến 2023, có 315 doanh nghiệp khu vực tư nhân thuộc danh sách 500 doanh nghiệp lớn nhất Việt Nam, trong danh sách 200 công ty khu vực Châu Á - Thái Bình Dương, hoạt động hiệu quả cao có doanh thu trên 1 tỷ USD, khu vực tư nhân Việt Nam có 7 công ty; (ii) Trong Bảng xếp hạng FAST500 - Top 500 doanh nghiệp tăng trưởng nhanh nhất Việt Nam do Vietnam Report (2024a) và VietNamNet công bố vào tháng 3/2024, doanh nghiệp tư nhân (DNTN) chiếm đa số với 82,4% và tỷ lệ này khá ổn định trong nhiều năm gần đây; (iii) Trong bảng xếp hạng Profit 500 - TOP 500 doanh nghiệp có lợi nhuận tốt nhất Việt Nam (Vietnam Report, 2024b), khả năng sinh lời (ROA, ROE) của doanh nghiệp tư nhân khá tốt, và có xu hướng thu hẹp với doanh nghiệp nhà nước (DNNN) và doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài; (iv) Trong nội bộ khu vực tư nhân, theo Công bố báo cáo đánh giá 500 doanh nghiệp lớn nhất (VPE 500) năm 2023 của Viện chiến lược - Bộ Kế hoạch và Đầu tư, mặc dù chỉ chiếm 0,075% số lượng doanh nghiệp khu vực tư nhân nhưng 500 doanh nghiệp tư nhân lớn nhất đã đóng góp 12% lao động, chiếm 28% tổng tài sản và đóng góp 18,4% doanh thu của các doanh nghiệp tư nhân trên cả nước. Những dấu hiệu này đã nhen nhóm ý tưởng của nhóm nghiên cứu trong việc nâng tầm vị trí doanh nghiệp tư nhân Việt Nam lên một bước cao hơn trong thời gian tới.

**3. Những vấn đề trong phát triển lực lượng kinh tế tư nhân làm giảm vai trò động lực phát triển đất nước**

**Một là, lực lượng kinh tế tư nhân Việt Nam đang có những dấu hiệu “hụt hơi” trong quá trình thực hiện vai trò động lực mở rộng quy mô nền kinh tế**

Mặc dù vẫn là khu vực dẫn dắt toàn nền kinh tế về tăng trưởng số lượng doanh nghiệp, vốn, lao động. Tuy nhiên, trong quá trình dẫn dắt, khu vực kinh tế tư nhân đang có những dấu hiệu “hụt hơi”: (i) Tốc độ tăng trưởng về số lượng doanh nghiệp, doanh thu, vốn đầu tư hay lao động của giai đoạn từ 2016 đến nay chậm dần so với giai đoạn từ 2011-2015, thậm chí thấp hơn khu vực doanh nghiệp FDI; (ii) Hiện tượng doanh nghiệp không muốn lớn hay thậm chí “mini hóa” có xu hướng gia tăng trong những năm gần đây.

**Bảng 1: Quy mô doanh nghiệp tư nhân so với doanh nghiệp nhà nước và doanh nghiệp FDI năm 2021**

Loại hình doanh nghiệp	Số lao động bình quân 1 doanh nghiệp (lao động)	Số vốn bình quân 1 doanh nghiệp (tỷ đồng)	Doanh thu bình quân 1 doanh nghiệp (tỷ đồng)
DNTN	13	43,8	25,32
DNNN	514,4	53000	1772,99
FDI	229	420	417,96

Nguồn: Tính toán từ Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2023a)

(iii) Hiện tượng doanh nghiệp tư nhân ngừng hoạt động hoặc phá sản cũng có xu hướng tăng thậm chí xấp xỉ bằng số doanh nghiệp thành lập mới. Theo số liệu của Tổng cục Thống kê (2024), 5 tháng đầu năm 2024 bình quân mỗi tháng có 19.500 doanh nghiệp đóng cửa. Số này chỉ thấp hơn một chút so với 19.800 doanh nghiệp đăng ký thành lập mới và quay lại hoạt động mỗi tháng từ đầu năm.

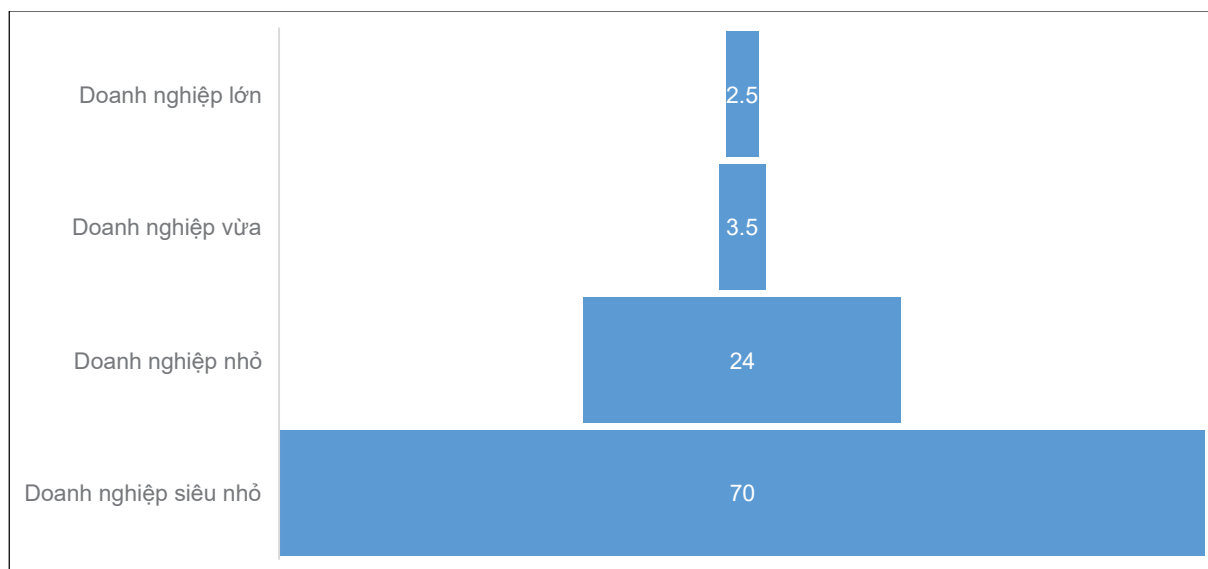
**Hai là, những bất cập trong cấu trúc của lực lượng kinh tế tư nhân đã làm yếu vai trò là động lực phát triển đất nước**

(i) Các doanh nghiệp tư nhân quy mô lớn còn quá ít ỏi, không đủ tạo ra lực hút để thực hiện vai trò dẫn dắt toàn bộ lực lượng doanh nghiệp tư nhân Việt Nam trong quỹ đạo phát triển của họ như các “sếu đầu đàn”. Các tập đoàn kinh tế tư nhân Việt Nam có kết quả hoạt động kinh doanh tốt, nhưng trong hoạt động kinh doanh, kể cả khi đầu tư ra nước ngoài, nhìn chung chủ yếu vẫn là hoạt động kinh doanh mang tính độc lập, khép kín trong nội bộ tập đoàn, không có sự liên kết với nhau trong kinh doanh, thậm chí thủ thê với nhau kể cả trong quan điểm kinh doanh. Quan trọng hơn, trong “sứ mệnh” hay “tầm nhìn” phát triển của các tập đoàn lớn vẫn chưa đặt vấn đề xây dựng và phát triển được các chuỗi - mạng sản xuất, do các tập đoàn làm chủ, liên kết với các doanh nghiệp vừa và nhỏ của lực lượng doanh nghiệp tư nhân Việt Nam thành một khối sức mạnh.

(ii) Doanh nghiệp quy mô vừa rất thiếu nên không thể đóng được vai trò trung gian giữa doanh nghiệp nhỏ và siêu nhỏ với doanh nghiệp lớn và ít có khả năng chuyên tiếp lên quy mô lớn. Sự thiếu vắng các doanh nghiệp quy mô vừa đã phản ánh các doanh nghiệp tư nhân nhỏ thiếu năng lực, động cơ và tham vọng lớn lên về quy mô

(iii) Các đơn vị kinh tế tư nhân còn lại có quy mô nhỏ siêu nhỏ là chủ yếu (96%), thành phần chủ yếu là kinh tế cá thể (hộ kinh doanh) nên rất khó có thể liên kết hay nhận sự hỗ trợ của các doanh nghiệp lớn.

**Hình 4: Tỷ lệ doanh nghiệp tư nhân theo quy mô năm 2022**



Nguồn: Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2023b)

(iv) Phần lớn doanh nghiệp tư nhân quy mô nhỏ có hạn chế về năng lực khoa học - công nghệ, năng lực cạnh tranh, năng lực quản trị và hội nhập kinh tế quốc tế, sản phẩm sản xuất và kinh doanh nhỏ lẻ, dung lượng vốn thấp, chất lượng không cao, cơ hội tham gia vào mạng sản xuất và các chuỗi giá trị trong nước và toàn cầu còn thấp. Trong khi đó, theo nghiên cứu kinh nghiệm của các nước như Mỹ, Nhật Bản, Hàn Quốc, kể cả Trung Quốc cho thấy, các doanh nghiệp nhỏ và vừa phần lớn là các doanh nghiệp khởi nghiệp sáng tạo, có sử dụng công nghệ cao và đảm nhận hoạt động kinh doanh, mặc dù tính chất thương mại của sản phẩm không lớn về quy mô nhưng lại chủ yếu là các sản phẩm sáng tạo, các sản phẩm mang tính “vườn ươm”, “lồng ấp” và được các doanh nghiệp lớn mua lại để thực hiện thương mại hóa, có vị trí nhất định trong chuỗi giá trị sản xuất.

**Ba là, các mối liên kết của lực lượng kinh tế tư nhân còn yếu kém và đơn giản**

Theo số liệu Báo cáo thường niên doanh nghiệp năm 2022 (VCCI, 2023), tỷ lệ liên kết tham gia hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp nhỏ và vừa với các doanh nghiệp lớn thuộc khu vực tư nhân ở Việt Nam hiện nay rất thấp và độ sâu của liên kết còn rất yếu. Ngành điện tử viễn thông là 5-10%, sản xuất ô tô: 7-10%, tỷ lệ nội địa hóa trong các doanh nghiệp FDI chỉ đạt 34% về số lượng phụ tùng linh kiện và 5% xét theo giá trị sản phẩm (so với Trung Quốc đạt 68%, Thái lan 57%). Các doanh nghiệp khu vực tư nhân Việt Nam cũng chưa chú trọng cải thiện khả năng liên kết, nâng cao năng lực cạnh tranh để tham gia chuỗi giá trị khu vực và toàn cầu, chỉ có khoảng 21% doanh nghiệp nhỏ và vừa tham gia được một phần chuỗi giá trị toàn cầu, 14% thành công trong việc liên kết với đối tác nước ngoài. Trong Báo cáo phát triển bền vững khu vực doanh nghiệp tư nhân trình Chính phủ, Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2018) nhận định sự liên kết của các doanh nghiệp tư nhân Việt Nam khá lỏng lẻo, đặc biệt là có rất ít mối liên kết giữa các doanh nghiệp nhỏ và doanh nghiệp có quy mô lớn hơn. Bên cạnh đó, các hình thức liên kết kinh tế còn khá đơn giản, sơ khai, chưa triển khai được các hình thức liên kết “mềm” thông qua thỏa thuận, hợp tác sử dụng thương hiệu, dịch vụ, kết quả nghiên cứu đổi mới, ứng dụng khoa học, công nghệ chung trong tập đoàn theo nguyên tắc thị trường.

**Bốn là, đóng góp lực lượng kinh tế tư nhân còn chưa đủ mạnh để tạo ra những bước đi nhảy vọt vào mục tiêu phát triển kinh tế, xã hội của đất nước**

Các yếu tố kìm hãm chủ yếu thuộc về chất lượng hoạt động kinh doanh của lực lượng tư nhân, trong đó có thể kể đến: (i) Mặc dù lực lượng kinh tế tư nhân chiếm tỷ trọng cao trong toàn nền kinh tế về mặt số lượng (97,5% số doanh nghiệp, 85% tổng lao động và vốn đầu tư), nhưng tỷ trọng chiếm trong GDP chỉ khoảng 39-40%, đóng góp vào tăng trưởng GDP chỉ trên dưới 50% và gần như không thay đổi trong nhiều năm vừa qua (Bộ Kế hoạch và Đầu tư, 2023b); (ii) Hiệu quả kinh doanh (bảo gồm cả hiệu quả sử dụng nguồn lực và hiệu quả tài chính) của khu vực kinh tế tư nhân nhìn chung là thấp: tỷ lệ số doanh nghiệp thua lỗ cao, chiếm gần 50% tổng số doanh nghiệp, cao hơn doanh nghiệp FDI (43,4%) và cao hơn nhiều so với doanh nghiệp nhà nước (17,3%) (Bộ Kế hoạch và Đầu tư, 2023a)

**Bảng 2: Tỷ lệ doanh nghiệp ghi nhận lãi/ lỗ theo loại hình doanh nghiệp**

		Bình quân 2011-2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021
Tỷ lệ DN báo lãi (%)	DNNN	80,2	83,5	81,1	78,5	79,3	77,6	81,0
	DN khu vực tư nhân	46,1	47,0	45,2	43,7	42,6	39,3	39,1
	DN FDI	51,3	51,4	51,0	51,5	52,6	47,5	50,1
Tỷ lệ DN báo lỗ (%)	DNNN	17,9	15,6	15,2	19,3	18,8	18,7	17,3
	DN khu vực tư nhân	39,9	49,3	48,3	48,6	49,0	41,5	50,7
	DN FDI	46,7	47,9	42,3	46,6	45,6	43,4	47,1

Nguồn: Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2023a)

(iii) Trong số 40% đóng góp vào GDP của nền kinh tế có tới trên 30% là thuộc về các hộ kinh doanh cá thể, điều này không chỉ kìm hãm hiệu quả kinh doanh, lãng phí khá lớn nguồn lực phân bổ cho khu vực kinh doanh không hiệu quả và một tổn thất rất lớn cho nền kinh tế đó là tổn thất một lượng khá lớn về thu ngân sách nhà nước khi một phần lớn bộ phận kinh tế tư nhân đóng góp vào GDP của nền kinh tế là hộ kinh doanh cá thể.

(iv) Thu nhập bình quân tháng của doanh nghiệp khu vực tư nhân mặc dù có tăng lên, (năm 2021 đạt khoảng 9 triệu đồng/lao động) nhưng so với doanh nghiệp nhà nước chỉ bằng 57,1% và gần 80,5% khu vực doanh nghiệp có vốn đầu tư nước ngoài (Bộ Kế hoạch và Đầu tư, 2023b). Thu nhập thấp của người lao động khu vực kinh tế tư nhân đã gây ảnh hưởng không tích cực đến việc thực hiện một số mục tiêu xã hội đặt ra về cải thiện, nâng cao mức sống dân cư, xóa đói giảm nghèo và an sinh xã hội.

#### 4. Nguyên nhân của các vấn đề trong phát triển của lực lượng kinh tế tư nhân

**Thứ nhất, đối với thực thể khu vực kinh tế tư nhân có thể nói là hiện nay chưa có mô hình thích hợp, có hiệu quả để gắn kết các bộ phận cấu thành của lực lượng kinh tế tư nhân Việt Nam**

(i) Các doanh nghiệp tư nhân quy mô lớn (tập đoàn kinh tế) chưa chủ động được vai trò dẫn dắt trong mô hình phát triển đa tầng lực lượng doanh nghiệp tư nhân Việt Nam; (ii) Các doanh nghiệp nhỏ và vừa còn thiếu các điều kiện tiên quyết để có thể tham gia liên kết kinh doanh với các doanh nghiệp quy mô lớn của khu vực tư nhân cũng như của các khu vực kinh tế khác; (iii) Chưa có được mô hình liên kết giữa bộ phận doanh nghiệp tư nhân trong nước với các doanh nghiệp, doanh nhân Việt kiều ở nước ngoài để phát huy được thế mạnh của từng bộ phận tạo nên sức mạnh cộng sinh của kinh tế tư nhân trong nước và ngoài nước.

#### **Thứ hai, những yếu kém liên quan đến hệ thống chính sách phát triển**

Bài viết cho rằng hệ thống chính sách của nhà nước hiện còn nhiều khía cạnh bất cập, thiếu tính bao trùm (công bằng) và thậm chí gây khó hơn cho khu vực kinh tế tư nhân, nhất là các doanh nghiệp nhỏ và vừa (so với các khu vực kinh tế khác) trong tiếp cận các yếu tố nguồn lực, thực hiện sản xuất kinh doanh và nhất là trong phân phối thu nhập từ kết quả kinh doanh. Trong khi đó, nếu coi các doanh nghiệp vừa, nhỏ, siêu nhỏ là đối tượng “yếu thế” trong thị trường cạnh tranh, thì các chính sách nhà nước lại chưa hướng đến hỗ trợ có hiệu quả cho bộ phận này. Nhìn chung, những đặc ân cho doanh nghiệp nhà nước và những ưu đãi lớn cho khu vực FDI trên mọi phương diện làm cho các doanh nghiệp khu vực tư nhân càng gặp nhiều khó khăn trong tiếp cận các yếu tố nguồn lực và nhất là chịu nhiều thua thiệt trong nghĩa vụ nộp thuế so với khả năng doanh thu và lợi nhuận của mình.

**Bảng 3: Cơ cấu vốn, doanh thu, lợi nhuận và nộp thuế năm 2022**

	<i>Đơn vị: %</i>			
	Doanh thu	Lợi nhuận	Mức nộp thuế thu nhập doanh nghiệp	Vốn
DN nhà nước	11,2	20,4	24,2	21,1
DN ngoài nhà nước	57,9	35,6	45,3	59,4
DN nghiệp FDI	30,9	44	30,5	19,5

*Nguồn: Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2023a)*

Khu vực doanh nghiệp tư nhân là khu vực có hiệu quả kinh doanh thấp nhất, vốn và doanh thu chiếm tỷ trọng cao trong cơ cấu xét theo thành phần kinh tế (xấp xỉ 60%), nhưng mức lợi nhuận chỉ chiếm khoảng 35% tổng lợi nhuận của nền kinh tế thu được, trong khi đó đã đóng góp tới 45,3% tổng số thuế thu nhập doanh nghiệp. Khu vực FDI có hiệu quả kinh doanh cao, với tổng lợi nhuận đem lại xấp xỉ 50% tổng lợi nhuận của nền kinh tế nhưng mức đóng góp thuế thu nhập doanh nghiệp cho ngân sách nhà nước lại chỉ là hơn 30%.

#### 5. Một số giải pháp nhằm bảo đảm lực lượng kinh tế tư nhân Việt Nam thực sự trở thành động lực quan trọng trong phát triển đất nước

Dựa trên hai nhóm nguyên nhân làm yếu đi sức mạnh của lực lượng kinh tế tư nhân, với quan điểm nâng tầm vai trò của kinh tế tư nhân trong thời gian tới để thực hiện các khát vọng Việt Nam: năm 2030 trở thành nước có mức thu nhập trung bình cao và đến năm 2045 là nước phát triển có mức thu nhập cao, bài viết đưa ra hai nhóm giải pháp nhằm khắc phục các điểm yếu của lực lượng kinh tế tư nhân hiện nay.

##### 5.1. Đề xuất mô hình liên kết lực lượng kinh tế tư nhân Việt Nam

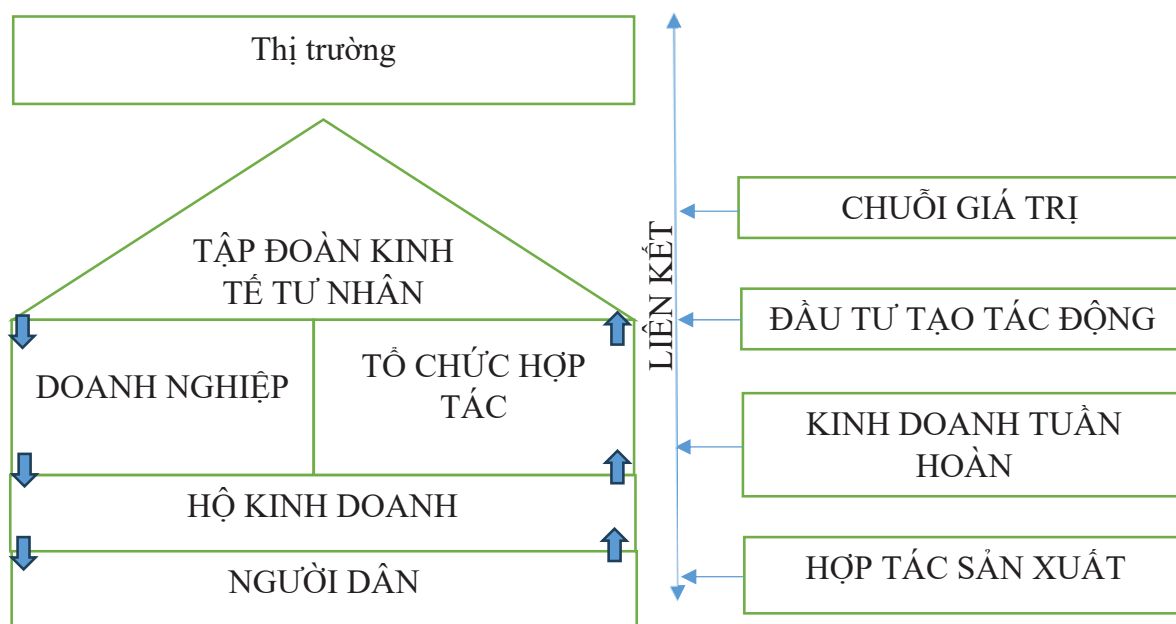
*Mô hình 1: Mô hình „hiệu ứng chảy tràn“ - liên kết các loại hình doanh nghiệp tư nhân trong nước với nhau*



Mô hình này hướng các bộ phận cấu thành kinh tế tư nhân thực hiện liên kết kinh tế với nhau xuất phát trước hết từ mục tiêu kinh tế (lợi nhuận của doanh nghiệp), sau đó là từ sự phân định (dựa trên các bên cùng có lợi) một cách hợp lý (theo năng lực) sân chơi của các bộ phận cấu thành. Quá trình này hiệu quả và sự lớn mạnh của các bộ phận cấu thành kinh tế tư nhân được “tràn” từ trên (các tập đoàn kinh tế tư nhân) xuống dưới, tạo thành một hệ thống vững bền vững theo nguyên tắc tự nguyện và cùng có lợi

Nội dung mô hình “hiệu ứng” chảy tràn thể hiện qua hình 5.

**Hình 5: Mô hình liên kết doanh nghiệp tư nhân dạng “Hiệu ứng chảy tràn”**



Mô hình trên thể hiện rõ nội dung phân công lao động giữa doanh nghiệp lớn, các tập đoàn kinh tế tư nhân với các loại hình doanh nghiệp tư nhân khác dựa trên nguyên tắc cùng có lợi. Quan hệ hợp tác cùng có lợi giữa các tập đoàn kinh tế tư nhân với các doanh nghiệp khác tạo nên sự phát triển mà cả phía doanh nghiệp cũng như xã hội và người dân đều được hưởng lợi ích. Hợp tác kinh doanh có thể tạo thành những doanh nghiệp lớn mạnh cả về tiềm lực kinh tế lẫn quy mô. Có như vậy, mới cạnh tranh được với những tập đoàn nước ngoài, vươn ra sân chơi toàn cầu và hình thành nên chuỗi giá trị. Theo mô hình này:

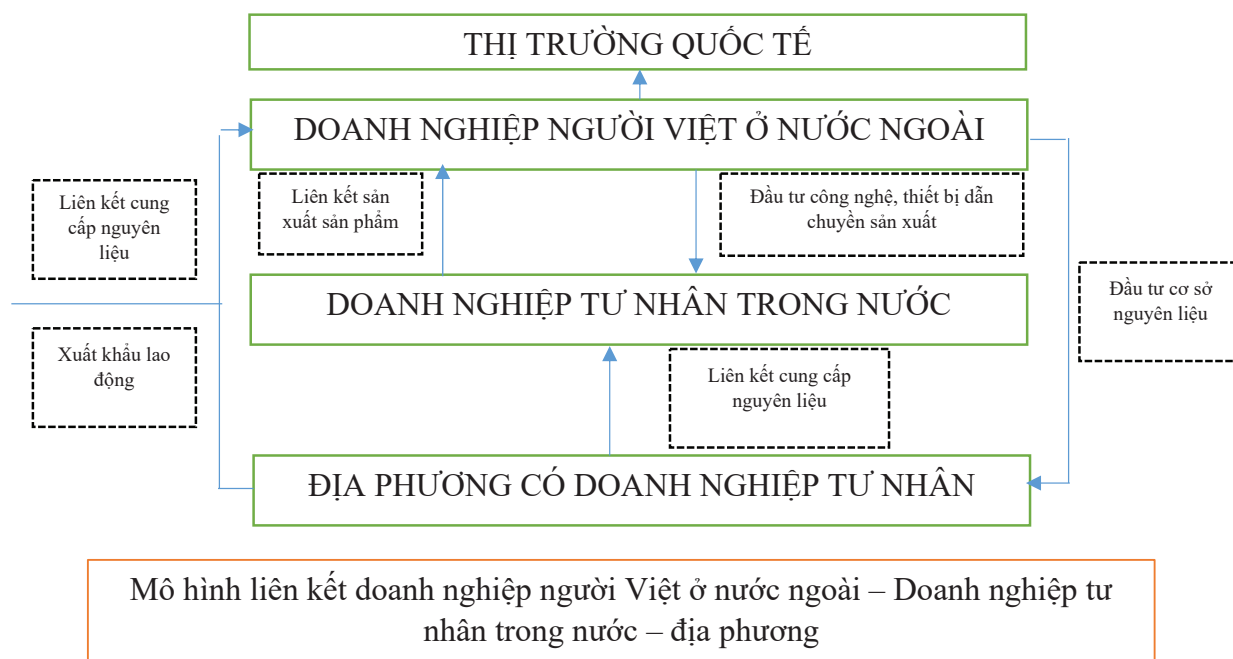
- Tiếp cận trực tiếp với thị trường, thực hiện thương mại hóa sản phẩm là các doanh nghiệp lớn hoặc các tập đoàn kinh tế tư nhân (thường hay gọi là các sếu đầu đàn). Để có được sản phẩm đồng bộ với quy mô lớn, chất lượng cao và chi phí thấp, các tập đoàn thực hiện các liên kết trực tiếp hoặc gián tiếp với các bộ phận khác của khu vực kinh tế tư nhân, dưới các hình thức khác nhau như: Liên kết chuỗi giá trị sản xuất, liên kết kinh doanh tuần hoàn, liên kết hợp tác, hợp đồng cung cấp và trao đổi sản phẩm hay theo kiểu doanh nghiệp kinh doanh tạo tác động. Nhờ liên kết mà kết quả kinh doanh và sự phát triển được chảy tràn từ trên xuống.

- Các doanh nghiệp vừa và nhỏ là đối tác đáng tin cậy để các doanh nghiệp lớn, các tập đoàn kinh tế tư nhân hợp tác, liên kết và đặt hàng sản phẩm, phụ tùng chi tiết cũng như các dịch vụ trong toàn bộ chuỗi sản xuất và cung ứng sản phẩm. Đồng thời các doanh nghiệp vừa và nhỏ cũng là thị trường quan trọng trực tiếp tiêu thụ hoặc tham gia phân phối các sản phẩm của các tập đoàn kinh tế tư nhân lớn. Họ cũng có thể là nơi mà các tập đoàn kinh tế tư nhân lớn tổ chức nghiên cứu hoặc thực hiện những sáng tạo mới, ứng dụng công nghệ mới trong kinh doanh.

Mô hình 2: Mô hình liên kết doanh nghiệp người Việt Nam ở nước ngoài và doanh nghiệp tư nhân trong nước trên địa bàn địa phương có doanh nghiệp với việc tăng cường củng cố vai trò của hiệp hội doanh nghiệp trong và ngoài nước

Nhóm nghiên cứu dựa trên lợi thế và bất lợi thế của 2 bộ phận doanh nghiệp tư nhân trong và ngoài nước, đề xuất một mô hình liên kết thể hiện cụ thể qua Hình 6.

**Hình 6: Mô hình liên kết doanh nghiệp Việt kiều với khu vực tư nhân trong nước**



Mô hình liên kết doanh nghiệp người Việt ở nước ngoài – Doanh nghiệp tư nhân trong nước – địa phương

Theo mô hình này: Doanh nghiệp tư nhân người Việt ở nước ngoài có lợi thế về thị trường tiêu thụ sản phẩm, về các điều kiện vốn đầu tư, công nghệ và thiết bị sản xuất kinh doanh hiện đại, trong khi đó các doanh nghiệp này lại khó khăn về cơ sở nguyên liệu, cơ sở sản xuất hoặc lực lượng lao động. Ngược lại, doanh nghiệp tư nhân trong nước và địa phương lại có các lợi thế trên. Nếu liên kết được hai bộ phận này với nhau thì lực lượng kinh tế tư nhân của người Việt Nam sẽ có cơ hội được lớn mạnh thêm. Cụ thể mô hình liên kết này: (i) Doanh nghiệp người Việt Nam ở nước ngoài liên kết với địa phương ở trong nước có doanh nghiệp kinh doanh cùng ngành nghề, để thực hiện đầu tư cơ sở nguyên liệu và thu mua nguyên liệu, hoặc kể cả đầu tư cơ sở chế biến để thực hiện chế biến sản phẩm từ nguồn nguyên liệu địa phương;

(ii) Các địa phương trong nước có nhiệm vụ xây dựng và phát triển cơ sở nguyên liệu cung cấp cho doanh nghiệp tư nhân đóng tại địa phương và doanh nghiệp người Việt ở nước ngoài, đồng thời liên kết với cơ sở kinh doanh, các doanh nghiệp, tập đoàn người Việt ở nước ngoài thực hiện các hợp đồng xuất khẩu lao động sang các doanh nghiệp người Việt ở nước ngoài; (iii) Các doanh nghiệp người Việt ở nước ngoài liên kết với doanh nghiệp khu vực tư nhân trong nước, thực hiện đầu tư thiết bị, công nghệ, dây chuyền sản xuất tại doanh nghiệp tư nhân ở trong nước, tổ chức sản xuất sản phẩm từ nguồn nguyên liệu trong nước chuyển qua, liên kết để thu mua sản phẩm của các doanh nghiệp trong nước và trực tiếp trao đổi thương mại hóa ở thị trường quốc tế;

(iv) Các doanh nghiệp tư nhân trong nước thực hiện liên kết sản xuất với doanh nghiệp người Việt và là trung tâm kết nối doanh nghiệp người Việt ở nước ngoài với địa phương để theo dõi thực thi các hợp đồng liên kết.

### 5.2. Đề xuất hoàn thiện các chính sách hỗ trợ phát triển kinh tế tư nhân nhằm khắc phục tình trạng yếu thế của khu vực kinh tế này so với các khu vực khác trong nền kinh tế thị trường hiện đại

Thứ nhất, chính sách trước mắt, bao gồm: (i) Tiếp tục hoàn thiện chính sách tạo thuận lợi cho gia nhập thị trường, nhất là các thị trường mới, thị trường nước ngoài và nâng cao tính “chính thức” của khu vực kinh tế tư nhân; (ii) Tập trung tháo gỡ những điểm nghẽn, rào cản pháp lý đang cản trở hoạt động đầu tư kinh doanh của các chủ thể kinh tế tư nhân; (iii) Tiếp tục hỗ trợ doanh nghiệp giảm gánh nặng chi phí, tăng cường khả

---

năng tiếp cận đa dạng nguồn vốn; (iv) Xóa bỏ các rào cản, biện pháp hành chính can thiệp trực tiếp, tạo ra bất bình đẳng trong tiếp cận đất đai;

*Thứ hai*, chính sách trung và dài hạn: (i) Xây dựng và triển khai hiệu quả các chính sách tăng cường nuôi dưỡng tinh thần kinh doanh, thúc đẩy tinh thần, ý chí khởi nghiệp sáng tạo; (ii) Nghiên cứu ban hành và triển khai hiệu quả các chính sách khuyến khích, hỗ trợ các chủ thể kinh tế tư nhân phát triển công nghệ, đổi mới sáng tạo, chuyển đổi số, tận dụng các thành tựu của Cách mạng công nghiệp lần thứ tư và đón đầu các xu hướng phát triển mô hình kinh tế mới; (iii) Ban hành và triển khai thực hiện hiệu quả các chính sách hỗ trợ doanh nghiệp khu vực tư nhân khai thác hiệu quả thị trường trong nước và mở rộng thị trường xuất khẩu, tham gia sâu vào chuỗi giá trị trong nước, khu vực và toàn cầu; (iv) Ban hành và triển khai hiệu quả các chính sách tạo nguồn lực phát triển kinh tế tư nhân.

*Thứ ba*, chính sách áp dụng riêng đối với từng loại hình doanh nghiệp: (i) *Đối với các* doanh nghiệp khu vực tư nhân quy mô lớn hay các tập đoàn kinh tế tư nhân, nhấn mạnh đến hoàn thiện cơ chế, chính sách khuyến khích, tạo điều kiện cho các doanh nghiệp khu vực tư nhân tham gia vào quá trình cổ phần hóa doanh nghiệp nhà nước, thoái vốn nhà nước tại doanh nghiệp để hình thành nên những doanh nghiệp đa sở hữu quy mô lớn, dẫn dắt trong một số ngành, lĩnh vực; (ii) *Đối với* doanh nghiệp quy mô vừa, nhấn mạnh đến các chính sách thúc đẩy tích tụ vốn, khuyến khích sự tăng trưởng về quy mô của các doanh nghiệp tư nhân, khuyến khích các doanh nghiệp giữ lại lợi nhuận, tái đầu tư lợi nhuận vào hoạt động sản xuất, kinh doanh của doanh nghiệp có thể được thực hiện thông qua các biện pháp nhằm cải thiện môi trường kinh doanh, cải cách chính sách thuế; (iii) *Đối với các* doanh nghiệp nhỏ và siêu nhỏ, cần tập trung vào các chính sách liên quan đến tiếp cận dễ dàng hơn các nguồn sản xuất kinh doanh như: tài chính, đất đai, công nghệ, nhân lực, cũng như các chính sách tạo cơ hội bỏ vốn cho họ.

Bài viết thể hiện quan điểm mới khi nhìn nhận đánh giá kinh tế tư nhân Việt Nam theo góc độ cấu trúc tổng thể và liên kết các bộ phận cấu thành để tạo nên sức mạnh của lực lượng kinh tế tư nhân. Tuy vậy, trong khung khổ hạn chế của bài viết, các khía cạnh về vai trò động lực của lực ượng kinh tế tư nhân Việt Nam chủ yếu nêu ở góc độ nhận định, đánh giá tổng quát, chưa phân tích hay diễn giải sâu sắc nguồn gốc cụ thể. Các giải pháp phát triển lực lượng kinh tế tư nhân Việt Nam mới chỉ nêu ở góc độ đề xuất, mà chưa nêu được khía cạnh làm thế nào để thực hiện được những đề xuất đó.

## **Tài liệu tham khảo**

ADB (2002), *Reference Guide for Private Sector Assessment*.

Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2018), *Báo cáo Phát triển bền vững doanh nghiệp*.

Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2023a) *Sách Trắng doanh nghiệp Việt Nam*, NXB Thống kê 2023.

Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2023b), *Niên giám thống kê*, NXB Thống kê 2023.

CIEM (2021), *Nâng cao năng lực của khu vực kinh tế tư nhân Việt Nam trong giai đoạn mới*, Chương trình Australia Hỗ trợ cải cách kinh tế (Aus4Reform).

Đảng cộng sản Việt Nam (2017), *Nghị quyết số 10-NQ/TW Hội nghị Trung ương lần thứ năm (khóa XII) về phát triển kinh tế tư nhân trở thành một động lực quan trọng của nền kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa*, ban hành ngày 3/6/2017.

Đảng cộng sản Việt Nam (2021), *Văn kiện Đại hội đại biểu toàn quốc lần thứ XIII*, NXB Chính trị Quốc gia.

- 
- E.Wayne Nafziger (1998), *Kinh tế học của các nước đang phát triển*, NXB Thống kê.
- Linert I. (2009), ‘Where Does the Public Sector End and the Private Sector Begin?’, IMF Working paper WP/09/122.
- Michal P. Todaro (1997), *Kinh tế học cho thế giới thứ Ba*, NXB Giáo dục.
- Thomsen S. & Pederson T. (1998), ‘Industry and Ownership Structure’, *International Review of Law and Economics*, 18, 385-402.
- Thủ tướng Chính phủ (2023), *Nghị quyết số 45/NQ-CP về phát triển kinh tế tư nhân trở thành một động lực quan trọng của nền kinh tế thị trường định hướng xã hội chủ nghĩa*, ban hành ngày 31/03/2023.
- Tổng cục Thống kê (2024), *Báo cáo tình hình kinh tế xã hội tháng 5 và 5 tháng đầu năm 2024*.
- Trần Đình Thiên (2020), *Các thành phần kinh tế Việt Nam: Vấn đề và định hướng chính sách*, NXB Chính trị Quốc gia.
- V.I. Lê nin (1978), *Lê Nin toàn tập, tập 43*, NXB Tiến Bộ.
- VCCI (2023), *Báo cáo thường niên doanh nghiệp Việt Nam 2022/2023: Năng lực động của doanh nghiệp Việt Nam: Hiện trạng, vị trí trong chuỗi giá trị toàn cầu*.
- Viện chiến lược - Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2023), *Báo cáo 2023: 500 doanh nghiệp tư nhân lớn nhất Việt Nam*.
- Vietnam Report (2024a) *Bảng xếp hạng FAST500 - Top 500 Doanh nghiệp tăng trưởng nhanh nhất Việt Nam*
- Vietnam Report (2024b), *Bảng xếp hạng PROFIT500 - Top 500 Doanh nghiệp lợi nhuận tốt nhất Việt Nam năm 2024*.

---

# TÁC ĐỘNG CỦA CHUYỂN ĐỔI SỐ ĐẾN NĂNG SUẤT LAO ĐỘNG CỦA DOANH NGHIỆP VIỆT NAM

Lê Thị Hậu

Đại học Thủy Lợi

Email: hault@tlu.edu.vn

Tô Trung Thành

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: thanhtt@neu.edu.vn

Mã bài: JED-2018

Ngày nhận: 25/09/2024

Ngày nhận bản sửa: 04/10/2024

Ngày duyệt đăng: 11/10/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.2018

## Tóm tắt:

Chuyển đổi số không chỉ đơn thuần là việc áp dụng công nghệ vào doanh nghiệp, mà còn là một cuộc cách mạng thay đổi toàn diện cách thức vận hành, từ đó nâng cao năng suất lao động. Bài viết nghiên cứu thực trạng và tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động của các doanh nghiệp Việt Nam. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu điều tra doanh nghiệp của Tổng cục Thống kê năm 2019 về chuyển đổi số để đánh giá năng suất lao động doanh nghiệp Việt Nam giai đoạn 2020-2022. Nghiên cứu áp dụng mô hình hồi quy bình phương nhỏ nhất (OLS) với hiệu ứng cố định theo cả chiều không gian (tỉnh) và thời gian (năm) và sai số chuẩn vững để ước lượng tác động của chuyển đổi số lên năng suất lao động. Kết quả cho thấy chuyển đổi số có tác động tích cực đến năng suất lao động. Trình độ lao động và cường độ vốn cũng được xác định là những yếu tố quan trọng trong việc thúc đẩy năng suất lao động thông qua chuyển đổi số.

**Từ khóa:** Chuyển đổi số, năng suất lao động, doanh nghiệp, trình độ lao động, cường độ vốn.

**Mã JEL:** B21

## The impact of digital transformation on labor productivity of Vietnamese firms

### Abstract:

Digital transformation is not simply the application of technology to firms, but also a revolution that completely changes the way it operates, thereby improving labor productivity. This research investigates the current situations and the impact of digital transformation on labor productivity of Vietnamese firms. The study uses the General Statistics Office's 2019 enterprise survey data on digital transformation to evaluate the labor productivity of Vietnamese firms in the period 2020-2022. The research employs least squares regression models with fixed effects in both spatial (province) and time (year) dimensions and robust standard errors to estimate the impact of digital transformation on labor productivity. The results reveal that digital transformation has a positive impact on labor productivity. Labor qualifications and capital intensity are also identified as important determinants in promoting labor productivity through digital transformation.

**Keywords:** Digital transformation, labor productivity, firms, labor level, capital intensity

**JEL Code:** B21

---

## 1. Giới thiệu

Trước tác động của cuộc cách mạng công nghiệp lần thứ tư và ảnh hưởng của đại dịch Covid-19, các doanh nghiệp Việt Nam đứng trước nhiều cơ hội và không ít thách thức. Vì vậy, chuyển đổi số là xu hướng tất yếu để doanh nghiệp phát triển trong tương lai. Theo báo cáo thường niên chuyển đổi số năm 2022 của Cục phát triển doanh nghiệp - Bộ Kế hoạch và Đầu tư, trong lộ trình chuyển đổi số đã có 6,2% doanh nghiệp đã đánh giá thực trạng và xác định được mục tiêu; 7,6% doanh nghiệp đã có kế hoạch, chiến lược chuyển đổi số; 48,8% doanh nghiệp đã từng sử dụng các công nghệ, phần mềm mới nhưng hiện tại không còn sử dụng; 35,3% doanh nghiệp đã số hóa tài liệu quy trình và 2,2% doanh nghiệp đã làm chủ công nghệ, phần mềm quản lý để phân tích dữ liệu, tự động hóa. Kết quả trên cho thấy hầu như tất cả các doanh nghiệp đều đã nhận thức để bắt đầu chuyển đổi số. Tuy nhiên, do lượng doanh nghiệp khá lớn, tỷ lệ doanh nghiệp vừa và nhỏ chiếm đến gần 97% dẫn đến nhiều doanh nghiệp chưa đủ tiềm lực để phát triển chuyển đổi số như: cơ sở hạ tầng, chi phí, nguồn nhân lực. Cùng với đó theo niên giám thống kê 2022 của Tổng cục thống kê, năng suất lao động của toàn nền kinh tế theo giá hiện hành năm 2022 ước tính đạt 188,7 triệu đồng/lao động tăng 4,8% do trình độ của người lao động được cải thiện. Tỷ lệ lao động qua đào tạo có bằng, chứng chỉ năm 2022 đạt 26,4%, cao hơn tỷ lệ 26,1% của năm 2021. Từ thực trạng chuyển đổi số doanh nghiệp và năng suất lao động có thể thấy được mối liên hệ giữa chuyển đổi số và năng suất lao động.

Đã có rất nhiều nghiên cứu về chuyển đổi số đến năng suất lao động như Abdurashidova & cộng sự (2022), Gao (2023), Du & Jiang (2022). Tại Việt Nam cũng đã có một số tác giả nghiên cứu tác động của chuyển đổi số đến năng suất như Trần Thọ Đạt & Tô Trung Thành (2019), Đoàn Hương Quỳnh & Trần Thanh Thu (2021), Vũ Minh Khương (2019), Nguyễn Tuấn Anh (2020), Nguyễn Thị Thảo Nhi & cộng sự (2023)... Các nghiên cứu đều chỉ ra được tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động.

Nghiên cứu này có mục tiêu đánh giá thực trạng chuyển đổi số và phân tích tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động, từ đó đưa ra các hàm ý chính sách cho các doanh nghiệp tận dụng được lợi ích của quá trình chuyển đổi số. Đối tượng nghiên cứu là các doanh nghiệp Việt Nam đang hoạt động trong giai đoạn 2020-2022 theo số liệu điều tra doanh nghiệp của Tổng cục Thống kê. Ngoài phần giới thiệu, nghiên cứu bao gồm các phần chính sau: tổng quan nghiên cứu về tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động; tiếp theo là phương pháp nghiên cứu, kết quả nghiên cứu và thảo luận. Cuối cùng là các kết luận và các hàm ý chính sách.

## 2. Tổng quan nghiên cứu

### *Chuyển đổi số trong doanh nghiệp*

Chuyển đổi số (digital transformation) là một quá trình đa diện tích hợp các công nghệ kỹ thuật số vào tất cả các khía cạnh của một tổ chức, thay đổi cơ bản cách nó hoạt động và mang lại giá trị. Sự chuyển đổi này không chỉ đơn thuần là công nghệ, nó bao gồm những thay đổi xã hội và kinh tế, nhấn mạnh sự cần thiết của một xã hội trưởng thành kỹ thuật số và cởi mở cho sự đổi mới (Evtushenko & cộng sự 2023; Vial, 2019). Nói cách khác, đây là quá trình doanh nghiệp chuyển đổi từ mô hình kinh doanh truyền thống sang mô hình kinh doanh dựa trên nền tảng số. Các doanh nghiệp đã nắm rõ được con đường để nâng cao khả năng cạnh tranh hay cắt giảm chi phí cho doanh nghiệp của mình, đó là thực hiện quá trình chuyển đổi số (Mazzone, 2014). Theo nhóm nghiên cứu, chuyển đổi số trong doanh nghiệp là sự phát triển kỹ thuật số có chủ ý và đang diễn ra của một doanh nghiệp, mô hình kinh doanh, quy trình, ý tưởng hoặc phương pháp, cả về mặt chiến lược và chiến thuật.

### *Tổng quan nghiên cứu về tác động chuyển đổi số đến năng suất lao động*

Để nâng cao năng suất lao động, doanh nghiệp có thể sử dụng công nghệ kỹ thuật số để thực hiện cải cách, đẩy nhanh quá trình đổi mới sản phẩm và dịch vụ, đồng thời mở ra nhiều kênh hơn để nâng cao năng suất lao động (Zhang & cộng sự, 2020). Hay doanh nghiệp có thể sử dụng các công nghệ kỹ thuật số, như trí tuệ nhân tạo và dữ liệu lớn để nâng cấp quy trình hoạt động nhằm giảm chi phí vận hành (Adomako & cộng sự, 2021). Đồng thời phân tích dữ liệu lớn có thể rút ngắn thời gian ra quyết định và phản hồi của doanh nghiệp, đồng thời cải thiện hiệu quả hoạt động tổng thể Loebbecke & Picot (2015). Chuyển đổi số có thể hỗ trợ các doanh nghiệp nâng cao năng lực phân tích dữ liệu và quản lý dữ liệu tốt hơn (Wu & cộng sự, 2020). Theo đó, chuyển đổi số có thể tạo điều kiện tăng năng suất lao động bằng cách thúc đẩy đổi mới công nghệ.

Trong quá trình này, lực lượng lao động truyền thống sẽ bị loại bỏ, nhưng những nhân viên có trình độ học vấn cao hoặc có tay nghề cao sẽ tồn tại nhờ xu hướng áp dụng chuyển đổi số. Vốn nhân lực, theo đó làm tăng năng suất doanh nghiệp (Oppong & JPattanayak, 2019). Li & cộng sự (2018), nhấn mạnh vai trò của yếu tố con người trong việc thúc đẩy các quá trình chuyển đổi. Gal & cộng sự (2019) nghiên cứu về chuyển đổi số trong các SMEs, đánh giá các yếu tố then chốt và tác động đến hiệu suất, cho rằng việc áp dụng hàng loạt các công nghệ số có tác động làm tăng năng suất, yếu tố then chốt bao gồm nhân lực. Nó giúp cải thiện hiệu quả hoạt động, tăng năng suất và giảm thời gian thực hiện các công việc. Hơn nữa, việc cải thiện vốn nhân lực có lợi cho việc cải thiện năng suất lao động của doanh nghiệp Zhao & Li (2021). (Chatterjee, 2020) khẳng định năng suất lao động của doanh nghiệp bị ảnh hưởng bởi trình độ vốn con người và tác động của nó là tích cực. Các nghiên cứu trên đều mới đưa ra các phương pháp chuyển đổi số giúp tăng năng suất lao động nhưng chưa đo lường cụ thể được. Đây chính là điểm hạn chế của các nghiên cứu trước và cũng là khoảng trống mà nghiên cứu này điền đầy. Làm thế nào để đo lường chính xác tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động? Nghiên cứu bằng cách nghiên cứu thông qua việc sử dụng biến số phù hợp hơn và dữ liệu tổng quát hơn để đưa đến kết luận.

### 3. Phương pháp nghiên cứu

#### *Dữ liệu*

Dữ liệu nghiên cứu được lấy từ điều tra doanh nghiệp của Tổng cục thống kê từ năm 2019–2022. Nghiên cứu sử dụng kết quả điều tra mẫu về ứng dụng công nghệ trong doanh nghiệp năm 2019 của Tổng cục Thống kê để xây dựng chỉ số đo lường mức độ chuyển đổi số của doanh nghiệp. Dữ liệu điều tra sử dụng công nghệ năm 2019 bao gồm hơn 8.000 doanh nghiệp. Tiếp theo, bằng cách kết hợp dữ liệu này với bộ dữ liệu điều tra doanh nghiệp hàng năm giai đoạn 2020-2022, nghiên cứu phân tích mối quan hệ giữa mức độ chuyển đổi số và năng suất lao động của doanh nghiệp. Để đảm bảo tính chính xác của kết quả, các quan sát thiếu dữ liệu hoặc bất thường đã được loại bỏ. Sau khi làm sạch dữ liệu, loại bỏ các quan sát không có dữ liệu hoặc dữ liệu bất thường trong các biến về năng suất lao động, cường độ vốn trung bình, số lao động trung bình, và tuổi, mẫu nghiên cứu gồm 20.491 quan sát về doanh nghiệp Việt Nam, trong đó 6.976 quan sát vào năm 2020, 6.980 quan sát vào năm 2021 và 6.535 quan sát vào năm 2022.

#### *Mô hình*

Để đánh giá tác động của chuyển đổi số đến năng suất lao động cấp doanh nghiệp, nghiên cứu sử dụng mô hình tương tự Papadogonas & Voulgaris (2005), được thể hiện như sau:

$$\ln nsld_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{i2019} + \alpha_1 X_{i2019} * I_{it} + \delta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó:

$\ln nsld_{it}$ : Biến phụ thuộc năng suất lao động của doanh nghiệp  $i$  tại năm  $t$ .

$X_{i2019}$ : là biến đo lường mức độ chuyển đổi số của của doanh nghiệp năm 2019.

$\alpha_1 X_{i2019} * I_{it}$ : là biến tương tác giữa việc sử dụng công nghệ số và phần mềm với chất lượng lao động, tiếp đến là cường độ vốn của doanh nghiệp  $i$  tại năm  $t$

$Z_{it}$ : là các đặc tính trong doanh nghiệp  $i$  năm  $t$  bao gồm trình độ người lao động ( $edu_{2019}$ ), cường độ vốn ( $cdv$ ), tuổi ( $age$ ) và số lượng lao động ( $sld\_tb$ ), quy mô lao động của doanh nghiệp ( $size$ ), ngành nghề kinh doanh chính ( $nganh$ ), hình thức sở hữu ( $htsh$ ), tỉnh ( $tin$ ), phân tích năm ( $nam$ ).

$\varepsilon_{it}$  là phần dư

#### *Phương pháp nghiên cứu*

Nghiên cứu áp dụng mô hình hồi quy bình phương nhỏ nhất (OLS) với hiệu ứng cố định theo cả chiều không gian (tỉnh) và thời gian (năm) và sai số chuẩn vững để ước lượng tác động của chuyển đổi số lên năng suất lao động. Rõ ràng, khi ước lượng mô hình (1) sẽ luôn có khả năng xảy ra nội sinh trong mối quan hệ giữa biến chuyển đổi số và năng suất lao động bởi vì đầu tư vào chuyển đổi số có thể được xem xét cả như một động lực và kết quả của năng suất lao động. Các nghiên cứu trước đây đã cố gắng giải quyết vấn đề này bằng phương pháp biến số công cụ. Tuy nhiên, việc thiếu các công cụ để ước lượng quá trình chuyển đổi số và ứng dụng công nghệ của doanh nghiệp đã hạn chế độ tin cậy của các kết quả nghiên cứu Tambe & Hitt (2012). Để khắc phục hạn chế này, nghiên cứu sử dụng các giá trị trễ của biến sử dụng công nghệ và phần

**Bảng 1: Mô tả các biến tác động đến năng suất lao động**

Tên biến	Ký hiệu	Mô tả biến	Kỳ vọng
<b>Biến phụ thuộc</b>			
Năng suất lao động	nsld	Tổng giá trị sản xuất/ đầu vào lao động (đơn vị triệu VND/người). Đầu vào lao động là số lao động trung bình giữa đầu kỳ và cuối kỳ.	
<b>Biến độc lập</b>			
Sử dụng công nghệ tiên tiến	sdcn	Bằng 1 nếu doanh nghiệp có sử dụng một trong các công nghệ. Bằng 0 nếu doanh nghiệp không áp dụng bất kỳ công nghệ nào	+
Ứng dụng công nghệ trong sản xuất kinh doanh	udcn	Bằng 1 nếu doanh nghiệp có ứng dụng một trong các công nghệ. Bằng 0 nếu doanh nghiệp không áp dụng bất kỳ công nghệ nào	+
Sử dụng phần mềm IT trong doanh nghiệp	pm	Bằng 1 nếu doanh nghiệp có sử dụng phần mềm. Bằng 0 nếu doanh nghiệp không sử dụng bất kỳ phần mềm nào	+
Trình độ người lao động	edu_2019	Tỷ lệ lao động có trình độ đại học trở lên/tổng số lao động	+
Lực lượng lao động	sld_tb	Số lao động trung bình trong doanh nghiệp. Ln_sld_tb là logarit của số lao động làm việc trong doanh nghiệp / đơn vị cá thể	+
Cường độ vốn	cdv	Cường độ vốn được xác định bằng tài sản trung bình giữa đầu kỳ và cuối kỳ của doanh nghiệp trên số tổng lao động trung bình. Đơn vị triệu VND/người. Ln_cdv là logarit của cường độ độ vốn trong doanh nghiệp.	+
Tuổi của doanh nghiệp	age	Tuổi của doanh nghiệp	-
Quy mô doanh nghiệp	size	4 qui mô doanh nghiệp theo số lượng lao động Doanh nghiệp siêu nhỏ số lượng lao động < 10; Doanh nghiệp nhỏ số lượng lao động 10 – 200; Doanh nghiệp vừa số lượng lao động 200 – 300; Doanh nghiệp lớn số lượng lao động > 300.	
Hình thức sở hữu	htsh	3 hình thức Doanh nghiệp nhà nước; Doanh nghiệp tư nhân; Doanh nghiệp FDI	
Ngành	nganh	9 ngành nghề kinh doanh	
Tỉnh	tinhh	63 tỉnh/ thành phố trực thuộc trung ương	
Phân tích năm	nam	3 năm 2020, 2021, 2022	

Nguồn: Tổng hợp tài liệu của nhóm tác giả

mềm nhằm giảm thiểu vấn đề nội sinh (Bloom & cộng sự, 2012; Tambe & Hitt, 2012). Cụ thể, nghiên cứu sử dụng các giá trị trễ của biến chuyển đổi số trong năm 2019 để ước lượng các tác động lên năng suất lao động giai đoạn 2020-2022, từ đó giảm thiểu ảnh hưởng của tính đồng thời giữa các biến.

Bên cạnh đó, việc kiểm soát các hiệu ứng cố định không quan sát được theo cả tỉnh và năm giúp loại bỏ các yếu tố nhiễu, đảm bảo tính chính xác của ước lượng. Ngoài ra, nghiên cứu sử dụng ước lượng sai số chuẩn vững nhằm xử lý vấn đề phương sai của sai số không đồng nhất. Trước khi thực hiện hồi quy, nghiên cứu cũng kiểm định tính đa cộng tuyến để đảm bảo độ tin cậy trong kết quả hồi quy. Các biến liên tục trong mô hình được chuyển sang logarit tự nhiên để phân tích tỷ lệ thay đổi.

#### 4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

##### 4.1. Thực trạng chuyển đổi số trong doanh nghiệp

Để đánh giá được thực trạng quá trình chuyển đổi số doanh nghiệp Việt Nam, nhóm nghiên cứu lựa chọn năm 2022 để đưa ra thực trạng vì đây là năm nền kinh tế hồi phục mạnh mẽ sau đại dịch Covid-19, đồng thời khung chính sách, khái niệm, đo lường và đánh giá về chuyển đổi số cơ bản đã được hình thành rõ nét. Nhóm nghiên cứu sử dụng báo cáo thường niên 2022 được viết dựa trên dữ liệu thu thập được từ 1000 doanh nghiệp trong năm 2022 thực hiện bởi Cục Phát triển Doanh nghiệp, Bộ Kế hoạch và Đầu tư để làm căn cứ đưa ra thực trạng chuyển đổi số.

Chuyển đổi số trong các doanh nghiệp thường diễn ra thông qua một số giai đoạn riêng biệt, mỗi giai đoạn

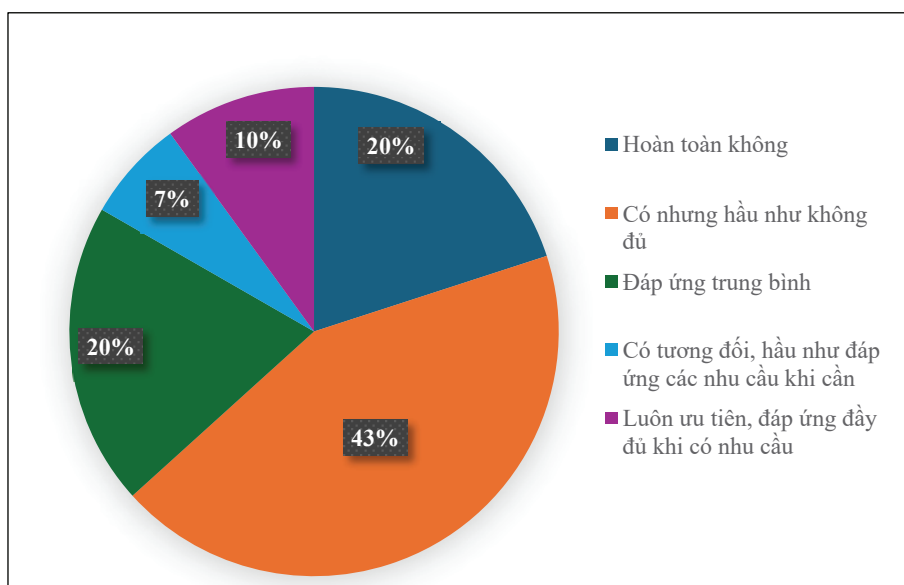


được đặc trưng bởi sự phát triển cụ thể và tác động đến các quy trình kinh doanh. Hiểu được các giai đoạn này là rất quan trọng để thực hiện hiệu quả và tối đa hóa lợi ích. Các giai đoạn chuyển đổi kỹ thuật số theo Chen & Wang (2020) bao gồm: (i) giai đoạn số hóa thông tin (Digitization): việc chuyển đổi dữ liệu từ dạng vật lý sang dạng kỹ thuật số; (ii) giai đoạn số hóa quy trình (Digitalization): việc áp dụng công nghệ để tự động hóa quy trình hiện tại, giúp giảm chi phí vận hành và tăng hiệu quả; (iii) giai đoạn chuyển đổi số toàn diện (Digital Transformation): chuyển đổi số là sự thay đổi mang tính căn bản về công nghệ và tâm lý, tạo ra sự đột phá và chuyển đổi quy trình cả bên trong và bên ngoài doanh nghiệp.

Theo tính toán của nhóm tác giả từ dữ liệu của Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2022), chiếu theo các giai đoạn của chuyển đổi số, nhóm nghiên cứu thấy rằng tỷ lệ doanh nghiệp số hóa thông tin chỉ chiếm tỷ trọng thấp là 13,7%. Tỷ lệ doanh nghiệp số hóa quy trình là việc áp dụng công nghệ để tự động hóa quy trình hiện tại là 48,8%. Các hoạt động trong giai đoạn này giúp giảm chi phí vận hành và tăng hiệu quả kinh doanh cho doanh nghiệp. Tỷ lệ doanh nghiệp số hóa toàn diện là 37,5% chứng tỏ ngày càng có nhiều doanh nghiệp đã tham gia chuyển đổi số thành công.

Chi phí cho quá trình chuyển đổi số là một bài toán rất khó cho các nhà quản trị khi đưa ra quyết định chuyển đổi số cho doanh nghiệp. Theo số liệu Hình 1 có khoảng 37% doanh nghiệp đủ tài chính để chi cho

**Hình 1: Ngân sách doanh nghiệp dùng cho chuyển đổi số**



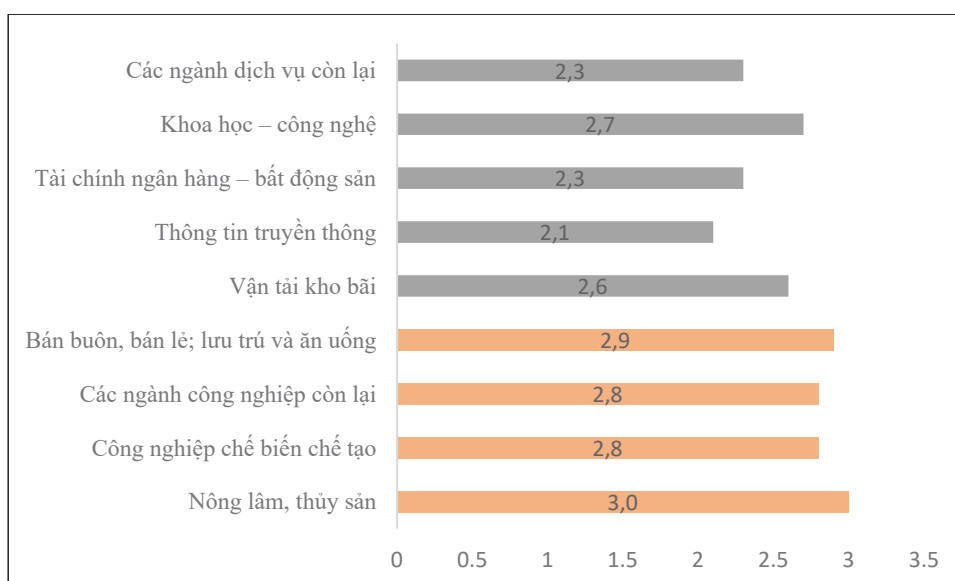
*Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ dữ liệu Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2022)*

chuyển đổi số, 43% doanh nghiệp có chi cho hoạt động chuyển đổi số nhưng không đủ và 20% doanh nghiệp hoàn toàn không đủ chi phí để chi cho hoạt động chuyển đổi số. Trên thực tế việc thiếu ngân sách dành cho chuyển đổi số cũng là thách thức phổ biến tại các doanh nghiệp Việt Nam, đặc biệt là các doanh nghiệp vừa và nhỏ.

Mức độ sẵn sàng trong chuyển đổi số là một công cụ để doanh nghiệp tự thực hiện đánh giá nhanh nhưng có tính hệ thống về mức độ sẵn sàng. Khung đánh giá mức độ sẵn sàng theo 9 ngành nghề. Trong mỗi ngành được chuyển thành thang điểm từ 1 đến 5 tương đương với mức độ trưởng thành số hóa. Mức cơ bản (0-1) doanh nghiệp chưa hình thành mục tiêu hiện tại cho chuyển đổi số; Mức đang phát triển (1-2) mục tiêu số hóa đã được xây dựng và phát triển; Mức phát triển (2-3) số hóa là một phần không thể thiếu trong chiến lược của doanh nghiệp. Mức nâng cao (3-4) chuyển đổi số được tích hợp trong toàn bộ hoạt động của tổ chức; Mức dẫn đầu (4-5) doanh nghiệp là tiên phong trong lĩnh vực đổi mới, dẫn đầu trong mảng chuyển đổi số của ngành.

Theo số liệu Hình 2, mức độ sẵn sàng chuyển đổi số của 9 ngành nói chung vẫn đang ở mức phát triển và tương đối đồng đều. Chưa có ngành nào bứt tốc dẫn đầu cho quá trình chuyển đổi số. Cụ thể ngành đang dẫn đầu trong sẵn sàng chuyển đổi số là: nông lâm, thủy sản; bán buôn, bán lẻ, lưu trú và ăn uống; công nghiệp

**Hình 2: Mức độ sẵn sàng chuyển đổi số theo ngành**



Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả từ dữ liệu Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2022)

chế biến chế tạo và công nghiệp. Ngược lại một số ngành đang tụt lại sau việc sẵn sàng chuyển đổi số là: Các ngành dịch vụ; tài chính ngân hàng – bất động sản; thông tin truyền thông.

#### 4.2. Kết quả và thảo luận

##### Thống kê mô tả biến

Tỷ lệ doanh nghiệp ứng dụng công nghệ (udcn) và phần mềm (pm) trong Bảng 2 lần lượt là 35,8% và

**Bảng 2: Mô tả thống kê mô tả cho các biến chính trong mô hình**

Biến số	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất	Đơn vị
nsld	20491	192,299	5.892,580	0	152.124	triệu VND/người
sdcn	20491	0,239	0,427	0	1	Có/không
udcn	20491	0,358	0,479	0	1	Có/không
pm	20491	0,328	0,469	0	1	Có/không
edu_2019	20491	34,880	29,820	0	100	Phần trăm
sld_tb	20491	139,000	592,000	1	18.378	Người
cdv	20491	3.426,180	26.265,530	0	2.328.743	triệu VND/người
age	20491	12,000	7,000	2	72	Năm

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả

32,8%, cho thấy mức độ ứng dụng công nghệ và phần mềm còn khá hạn chế. Số lượng lao động trung bình (sld\_tb) trong các doanh nghiệp là 139 người, với độ lệch chuẩn cao (592). Điều này phản ánh sự phân bố không đồng đều về quy mô lao động giữa các doanh nghiệp. Thêm vào đó, năng suất lao động trong Bảng 2 ở mức trung bình là 192,299 triệu VND/người, nhưng có độ lệch chuẩn rất lớn (5892,58). Điều này khá tương đồng với phân bố quy mô lao động khi cho thấy sự chênh lệch lớn về năng suất sản xuất giữa các doanh nghiệp.

Ma trận tương quan Pearson giữa các biến độc lập trong mô hình được thể hiện trong Bảng 3. Tương quan giữa việc, sử dụng công nghệ (sdcn), ứng dụng công nghệ (udcn) và phần mềm (pm) trong khoảng 0,33-0,41, cho thấy mối quan hệ tương đối mạnh giữa hai biến này. Tương quan giữa tỷ lệ lao động có trình độ đại học (edu\_2019) và các biến chuyển đổi số dương với độ lớn khá thấp, với giá trị cao nhất là 0,0988 với biến udcn. Điều này cho thấy các doanh nghiệp ứng dụng công nghệ và phần mềm trong doanh nghiệp không có mối quan hệ mạnh với trình độ học vấn của lao động.

##### Kết quả thực nghiệm

**Bảng 3: Tương quan Pearson giữa các biến độc lập trong mô hình nghiên cứu**

	sdcn	udcn	pm	edu_2019	sld_tb	cdv	age
Sdcn	1,0000						
Udcn	0,4070	1,0000					
Pm	0,3485	0,4000	1,0000				
edu_2019	0,0411	0,0988	0,0477	1,0000			
sld_tb	0,1158	0,0976	0,1429	-0,0649	1,0000		
Cdv	0,0195	0,0204	0,0167	0,0687	-0,0104	1,0000	
Age	0,0545	0,0425	0,0738	-0,0358	0,0988	0,0158	1,000

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả

Bảng 4 trình bày kết quả hồi quy từng biến chuyển đổi số (sdcn, udcn và pm) cùng năng suất lao động. Đối với các biến kiểm soát, trình độ lao động (edu\_2019) năm 2019 có tương quan dương với năng suất lao động của doanh nghiệp giai đoạn 2020-2022. Hệ số của biến này dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% trong cả ba cột (1)-(3). Điều này cho thấy rằng trình độ học vấn của lao động có ảnh hưởng tích cực đến năng suất lao động trong ba năm tiếp theo. Tương tự, các biến ln\_sld\_tb (số lượng lao động trung bình) và ln\_cdv (cường độ vốn) cũng có hệ số dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy rằng cả quy mô lao động và cường độ vốn đều có tác động tích cực đến năng suất lao động giai đoạn 2020-2022. Ngược lại, biến tuổi (ln\_age) có tương quan âm với năng suất lao động và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, cho thấy rằng các doanh nghiệp có tuổi đời cao hơn có xu hướng có năng suất lao động thấp hơn.

Về các biến chuyển đổi số, kết quả Bảng 4 cho thấy rằng các doanh nghiệp sử dụng phần mềm (pm) trong

**Bảng 4: Kết quả hồi quy mô hình phân tích tác động chuyển đổi số đến năng suất lao động tại các doanh nghiệp Việt Nam giai đoạn 2020 – 2022**

Biến phụ thuộc: ln_nslđ	(1)	(2)	(3)
Sdcn	-0,0179 (0,0205)		
Udcn		0,0291 (0,0189)	
Pm			0,0637*** (0,0192)
edu_2019	0,00280*** (0,000357)	0,00276*** (0,000358)	0,00273*** (0,000357)
ln_sld_tb	0,285*** (0,0139)	0,282*** (0,0139)	0,280*** (0,0139)
ln_cdv	0,626*** (0,00814)	0,624*** (0,00814)	0,623*** (0,00815)
ln_age	-0,0713*** (0,0170)	-0,0710*** (0,0170)	-0,0712*** (0,0170)
Hằng số	0,937*** (0,106)	0,939*** (0,106)	0,947*** (0,106)
Số quan sát	20.491	20.491	20.491
R-squared	0,439	0,439	0,439
Prob > F	0,000	0,000	0,000
VIF	4,69	4,69	4,70
Hiệu ứng cố định tỉnh	Có	Có	Có
Hiệu ứng cố định năm	Có	Có	Có

Ghi chú: \*Hồi quy OLS hiệu ứng cố định theo năm và tỉnh. Sai số chuẩn vừng trong ngoặc đơn, \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . VIF < 10 cho thấy các hồi quy không có hiện tượng đa cộng tuyến.

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả

**Bảng 5: Kết quả hồi quy biến năng suất lao động với chuyển đổi số và biến tương tác với chất lượng lao động và cường độ vốn giai đoạn 2020-2022**

	A. Hồi quy vai trò của trình độ lao động		B. Hồi quy vai trò của cường độ vốn	
	Biến giải thích về chuyển đổi số	Biến tương tác với edu_2019	Biến giải thích về chuyển đổi số	Biến tương tác với ln_cdv
	(1)	(2)	(3)	(4)
Sdcn	0,00614 (0,0310)	-0,000659 (0,000659)	-0,0794 (0,101)	0,00898 (0,0153)
Udcn	-0,0106 (0,0286)	0,00108* (0,000613)	-0,148 (0,0928)	0,0261* (0,0142)
Pm	0,00906 (0,0283)	0,00149** (0,000607)	-0,323*** (0,0937)	0,0567*** (0,0143)

*Ghi chú: \*Sai số chuẩn vững để trong ngoặc đơn; \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; hệ số VIF trong các mô hình đều nhỏ hơn 10.*

*Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu của nhóm tác giả*

năm 2019 có năng suất lao động cao hơn 6,37% so với các doanh nghiệp không sử dụng trong giai đoạn 2020-2022, với hệ số của biến pm ở cột (3) dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Tuy nhiên, các biến sdcn và udcn không có ý nghĩa thống kê. Điều này hàm ý cho sự ảnh hưởng của các yếu tố khác trong quá trình tăng năng suất lao động thông qua sử dụng các công nghệ tiên tiến. Những phân tích thêm về vai trò của chất lượng lao động và cường độ vốn sẽ giúp hiểu rõ hơn về mối tương quan giữa chuyển đổi số và năng suất lao động của doanh nghiệp.

Để hiểu rõ hơn về vai trò của hai biến cường độ vốn và trình độ lao động, nghiên cứu đã thêm vào mô hình ước lượng các biến tương tác giữa chuyển đổi số và hai biến này. Hệ số của các biến tương tác này sẽ cho thấy mối quan hệ giữa hai biến này với tác động của chuyển đổi số lên năng suất lao động. Kết quả hồi quy được trình bày trong Bảng 5. Cụ thể, nhóm A bao gồm các kết quả hồi quy với biến tương tác giữa chuyển đổi số và trình độ lao động, với cột (1) và cột (2) lần lượt ghi lại hệ số của biến chuyển đổi số và hệ số của biến tương tác. Tương tự, nhóm B bao gồm các kết quả hồi quy với biến tương tác giữa chuyển đổi số và cường độ vốn, với cột (3) và cột (4) lần lượt ghi lại hệ số của biến chuyển đổi số và hệ số của biến tương tác.

Về trình độ lao động, tỷ lệ lao động từ đại học trở lên có vai trò thúc đẩy năng suất lao động thông qua chuyển đổi số. Hệ số tương tác trong Bảng 5 giữa udcn và edu\_2019 dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Về ước lượng điểm, nếu tăng 1 đơn vị tỷ lệ lao động có trình độ từ đại học trở lên trong các doanh nghiệp ở Việt Nam năm 2019, hệ số ảnh hưởng của việc ứng dụng các công nghệ tiên tiến tới năng suất lao động có thể tăng từ 1,08 đơn vị trong giai đoạn 2020-2022. Tương tự, với việc sử dụng phần mềm, hệ số tương tác dương và ý nghĩa ở mức 5%. Cụ thể, nếu tăng 1 đơn vị tỷ lệ lao động có trình độ từ đại học trở lên trong các doanh nghiệp ở Việt Nam năm 2019, hệ số ảnh hưởng của việc sử dụng phần mềm tới năng suất lao động sẽ tăng 1,49 đơn vị.

Kết quả của cường độ vốn trong Bảng 5 cũng tương tự như trình độ lao động. Hệ số tương tác của biến này với udcn và pm dương và có ý nghĩa thống kê tương ứng ở mức 10% và 1%. Tức là, hệ số ảnh hưởng của việc sử dụng phần mềm tới năng suất lao động sẽ tăng tương ứng 2,61 và 5,67 đơn vị nếu như biến ln\_cdv tăng lên 1 đơn vị. Thêm vào đó, hệ số của biến pm ở cột (3) âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Điều này cho thấy với các doanh nghiệp có cường độ vốn đủ thấp, việc chuyển đổi số thông qua sử dụng phần mềm năm 2019 sẽ khiến doanh nghiệp giảm năng suất so với doanh nghiệp không áp dụng.

## 5. Kết luận và hàm ý chính sách

Kết quả hồi quy đã chỉ ra rằng các doanh nghiệp sử dụng phần mềm trong sản xuất kinh doanh năm 2019 có năng suất lao động cao hơn so với các doanh nghiệp không sử dụng trong giai đoạn 2020-2022. Việc đầu tư vào phát triển và sử dụng phần mềm trong sản xuất kinh doanh có thể mang lại lợi ích đáng kể cho hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp trong trung hạn.

Trình độ lao động và cường độ vốn cũng được xác định là những yếu tố quan trọng trong việc thúc đẩy năng suất lao động thông qua chuyển đổi số. Trình độ học vấn của lao động năm 2019 có mối tương quan

---

đương với hệ số tác động của chuyển đổi số tới năng suất lao động giai đoạn 2020-2022, hàm ý rằng lao động có trình độ cao hơn sẽ giúp doanh nghiệp tận dụng tốt hơn các công nghệ và phần mềm mới. Tương tự, cường độ vốn cao cũng thúc đẩy năng suất lao động thông qua chuyển đổi số. Các doanh nghiệp có nguồn vốn mạnh mẽ sẽ có khả năng đầu tư vào công nghệ và cải thiện hiệu quả sản xuất.

Tuy nhiên, nghiên cứu cũng phát hiện rằng các doanh nghiệp có cường độ vốn thấp nhưng cố gắng chuyển đổi số bằng cách sử dụng phần mềm trong sản xuất kinh doanh có thể gặp phải tình trạng giảm năng suất lao động so với doanh nghiệp không sử dụng. Điều này có thể do các doanh nghiệp này chưa đủ nguồn lực để triển khai và duy trì các công nghệ mới một cách hiệu quả, dẫn đến việc không đạt được lợi ích mong muốn từ chuyển đổi số.

Những phát hiện này nhấn mạnh tầm quan trọng của việc cân nhắc kỹ lưỡng khi đầu tư vào công nghệ và chuyển đổi số, đặc biệt là đối với các doanh nghiệp có nguồn lực hạn chế. Các doanh nghiệp cần đảm bảo rằng họ có đủ nguồn lực và kế hoạch triển khai hợp lý để tận dụng tối đa lợi ích từ các công nghệ mới.

Từ các kết quả nghiên cứu, một số hàm ý chính sách có thể rút ra như sau:

*Thứ nhất*, Chính phủ nên chủ động thích ứng với sự phát triển nhanh chóng của công nghệ kỹ thuật số và thực hiện các chính sách hỗ trợ, tài chính và thuế để khuyến khích các doanh nghiệp áp dụng công nghệ kỹ thuật số. Đồng thời, bằng cách thiết lập một nền tảng dữ liệu lớn để tạo điều kiện cho sự hợp tác liền mạch giữa các tổ chức tài chính, doanh nghiệp và nền tảng Internet, phù hợp với nhu cầu tài chính, tăng cường tỷ lệ tài chính, giảm chi phí và giải quyết hiệu quả các thách thức tài chính mà các doanh nghiệp nhỏ hơn phải đối mặt.

*Thứ hai*, các doanh nghiệp nên chủ động tích hợp công nghệ kỹ thuật số vào tất cả các khía cạnh hoạt động của mình, tăng cường cơ sở hạ tầng thông tin và đạt được tính minh bạch trong quá trình sản xuất. Doanh nghiệp cũng nên điều chỉnh các chiến lược chuyển đổi của mình theo đặc điểm độc đáo của mình thay vì bắt chước một cách mù quáng các doanh nghiệp hàng đầu. Bỏ qua tính khác biệt và hạn chế của chiến lược chuyển đổi kinh doanh của riêng mình có thể cản trở sự phát triển của doanh nghiệp. Nghiên cứu chỉ ra rằng trình độ lao động và cường độ vốn có tác động tích cực đến năng suất lao động. Do đó, các doanh nghiệp cần nâng cao trình độ lao động, đặc biệt là lao động về lĩnh vực công nghệ thông tin, nâng cao cường độ vốn bằng cách đầu tư vào công nghệ hiện đại, tối ưu hóa quy trình sản xuất, quản lý hàng tồn kho hiệu quả, nâng cao chất lượng sản phẩm, tái cơ cấu tài sản cố định.

Về hạn chế, nghiên cứu sử dụng phiếu điều tra doanh nghiệp hàng năm của Tổng cục Thống kê giai đoạn 2019-2022. Do giới hạn về câu hỏi nghiên cứu trong bảng hỏi, nhiều quá trình quan trọng khác của chuyển đổi số như tự động hóa các quy trình và quản trị chưa được nghiên cứu đầy đủ, đồng thời vai trò của môi trường kinh doanh, chính sách hỗ trợ từ chính quyền chưa được phân tích cụ thể. Các tác động dài hạn của chuyển đổi số tới năng suất lao động cũng cần tìm hiểu kỹ hơn với chuỗi số liệu theo thời gian dài hơn. Đây cũng là định hướng tốt để phát triển các nghiên cứu trong tương lai, khi thực hiện các cuộc khảo sát doanh nghiệp với nội dung khảo sát toàn diện hơn, qua đó gợi mở thêm nhiều đề xuất chính sách quan trọng và cụ thể để giúp tăng năng suất lao động của các doanh nghiệp ở Việt Nam thông qua chuyển đổi số.

## Tài liệu tham khảo

- Abdurashidova, M.S. & Muhammad, E.B. (2022), 'Digital Transformation of the Industrial Sector: The Case of Uzbekistan Economy', *In The 6th International Conference on Future Networks and Distributed Systems (ICFNDS '22)*, ACM Tashkent TAS, Uzbekistan, 146-178.
- Adomako, J. Amankwah-Amoah, S.Y. Tarba & Z. Khan.(2021), 'Perceived corruption, business process digitization, and SMEs' degree of internationalization in sub-Saharan Africa', *Journal of Business Research*, 123 (1), 196-207.
- Bloom, N., R. Sadun. & J. Van Reenen (2012), 'Americans do IT better: US multinationals and the productivity miracle', *American Economic Review*, 102 (1), 167-201.
- Bộ Kế hoạch và Đầu tư (2022), *Báo cáo thường niên chuyển đổi số doanh nghiệp 2022*, truy cập ngày 12 tháng 3 năm

---

2924, từ <https://business.gov.vn>.

- C. Loebbecke & A. Picot.(2015), ‘Reflections on societal and business model transformation arising from digitization and big data analytics: A research agenda’, *Journal of Strategic Information Systems*, 24 (1), 149-157.
- Chatterjee, A. (2020), ‘Financial inclusion, Information and Communication Technology Diffusion, and Economic Growth: A Panel Data Analysis’, *Information Technology for Development*, 26 (3), 607-635.
- Chen, Z.H., Li, Y. & Wang, P. (2020), ‘Transportation accessibility and regional growth in the Greater Bay Area of China’, *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 86, 21.
- D. Mazzone (2014), ‘*Digital or death: Digital transformation: The only choice for business to survive smash and conquer*’, retrieved on Jan 20th, 2023, DOI:97809939573.
- Đoàn Hương Quỳnh & Trần Thanh Thu (2021), ‘Cơ hội và thách thức đối với tăng năng suất lao động trong nền kinh tế số’, *Tạp chí Tài chính*, ngày 20 tháng 5, trang 9.
- Evtushenko, O., Toporkova, O., Kokhashvili, N., & Yankina, E. (2023), ‘Digitalisation in engineering education: Practice challenges and opportunities’, *E3S Web of Conferences*, 371, 05072,
- G. Vial (2019), ‘Understanding digital transformation: A review and a research agenda’, *Journal of Strategic Information Systems*, 10 (3), 1-71.
- G.K. Oppong & J.K. Pattanayak (2019), ‘Does investing in intellectual capital improve productivity? Panel evidence from commercial banks in India’, *Borsa Istanbul Review*, 19 (3), 219-227.
- Gal, P., Nicoletti, G., Renault, T., Sorbe, S. & Timiliotis, C. (2019), ‘Digitalisation and productivity: In search of the holy grail – Firm-level empirical evidence from EU countries’, *OECD Economics Department Working Papers*, 1533, 1- 66.
- Gao, Y. (2023), ‘Unleashing the mechanism among environmental regulation, artificial intelligence, and global value chain leaps: A roadmap toward digital revolution and environmental sustainability’, *Environmental Science and Pollution Research*, 30(10), 28107–28117.
- Li, L., Su, F., Zhang, W. & Mao, J. (2018), ‘Digital transformation by SME entrepreneurs: A capability perspective’. *Information Systems Journal*, 28, 1–29.
- Nguyễn Thị Thảo Nhi, Nguyễn Thị Mai Phương, Nguyễn Thị Quỳnh, Trần Thị Thanh & Phan Thế Công (2023), ‘Tác động của chuyển đổi số tới hiệu quả kinh doanh của các doanh nghiệp Việt Nam trong bối cảnh mới’, *Tạp chí nghiên cứu công nghiệp và thương mại*, 82, 1-9.
- Nguyễn Tuấn Anh (2020), ‘Thúc đẩy chuyển đổi số tại Việt Nam’, *Tạp chí khoa học & công nghệ Việt Nam*, 9, 13-15.
- Tambe, P. & Hitt, L. M. (2012), ‘The Productivity of Information Technology Investments: New Evidence from IT Labor Data’, *Information Systems Research*, 23(1), 599-617.
- Trần Thọ Đạt & Tô Trung Thành (2019), *Cải thiện năng suất lao động trong bối cảnh kinh tế số*, Nhà xuất bản đại học Kinh tế Quốc dân, Hà Nội.
- Voulgaris, Fotini, Theodore Papadogonas, & George Agiomirgianakis.(2005), ‘Job Creation and Job Destruction in Greek Manufacturing’, *Review of Development Economics*, 9 (2), 289–301.
- Vũ Minh Khương (2019), ‘Dự báo tác động của chuyển đổi số tới kết quả sản xuất - kinh doanh của 500 doanh nghiệp lớn nhất Việt Nam’, *Tạp chí khoa học & công nghệ Việt Nam*, 10, 14-17.
- Wu, W. (2020), ‘Analysis of digital tourism, virtual tourism and wisdom tourism. In: The international conference on cyber security intelligence and analytics’, *CSIA 2020. Advances in Intelligent Systems and Computing*, 1147 (3), 18-25, retrieved on September 12th 2024, from <<https://doi.org/10.1007/978-3-030-43309-3>>.
- X. Du & K. Jiang (2022), ‘Promoting enterprise productivity: the role of digital transformation’, *Borsa Istanbul Review*, 22 (6), 1165–1181.
- Zhang, J., Mishra, A. K., Zhu, P & Li, X. (2020), ‘Land rental market and agricultural labor productivity in rural China: A mediation analysis’, *World Dev*, 135, 1-8.
- Zhao, Q. & Li, Z. (2021), ‘Application of computer vision media simulation technology in distance education of new generation labor productivity’, *In Journal of Physics: Conference Series*, 4, 1-8.

# ỨNG DỤNG TRÍ TUỆ NHÂN TẠO TRONG PHÁT TRIỂN KINH TẾ XÃ HỘI

Trần Thị Vân Hoa

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: hoattv@neu.edu.vn

Đỗ Thị Đông

Trường Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: dongdt@neu.edu.vn

Mã bài: JED-2005

Ngày nhận bài: 19/04/2024

Ngày nhận bài sửa: 07/10/2024

Ngày duyệt đăng: 09/10/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.2005

## Tóm tắt

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm tìm hiểu về việc ứng dụng trí tuệ nhân tạo trong phát triển kinh tế xã hội. Phương pháp nghiên cứu tại bàn với các dữ liệu thứ cấp được thu thập từ nhiều nguồn bao gồm sách, tạp chí, báo, các bài viết trên internet. Kết quả cho thấy trí tuệ nhân tạo được ứng dụng phổ biến vào các lĩnh vực kinh tế xã hội và có tác động tích cực và đáng kể đến phát triển kinh tế xã hội. Cụ thể hơn, xu hướng công nghệ này là động lực mới cho tăng trưởng kinh tế. Dựa vào những phân tích, bài viết đề xuất một vài gợi ý về chính sách đối với Việt Nam trong việc quản lý sử dụng AI để thúc đẩy phát triển kinh tế xã hội.

**Từ khóa:** Phát triển kinh tế, trí tuệ nhân tạo, Việt Nam.

**Mã JEL:** O32 O38, O40

## The application of artificial intelligence in socio-economic development

### Abstract

The popularity of artificial intelligence applications in recent years has made them of interest to researchers. Making artificial intelligence a factor of socio-economic development has also become of interest to governments, including Vietnam. The objective of this paper is to investigate the application of Artificial Intelligence in socio-economic development. Desk research is used with secondary data collected from sources, including books, magazines, newspapers, and articles on the Internet. The results show that Artificial Intelligence has been applied in different fields; more specifically, this technology is a new driving force for economic growth. Based on the results, implications are given to Vietnam in managing AI to promote socio-economic development.

**Keywords:** Artificial Intelligence, socio-economic development, Vietnam.

**JEL Codes:** O32, O38, O40

## 1. Giới thiệu

Trong những năm gần đây, việc áp dụng trí tuệ nhân tạo (Artificial Intelligence - AI) trong phát triển kinh tế xã hội đã thu hút được sự quan tâm của các nhà quản lý và giới học thuật. Quan điểm chung là AI được áp dụng trong nhiều lĩnh vực và có thể thúc đẩy phát triển kinh tế-xã hội (Yugang, 2019; Philip & Korinek, 2023; Mohamed, 2024). Tuy nhiên, do mỗi quốc gia có những đặc điểm riêng biệt nên sự ảnh hưởng của AI có thể khác nhau, đòi hỏi cần có những phân tích có cơ sở từ đó, xác định được những cách thức phù hợp

---

để quản lý việc sử dụng AI để phát triển kinh tế xã hội. Là một đất nước mới nổi, điều này đặc biệt quan trọng đối với Việt Nam. Vì vậy, mục đích của bài viết này là tìm hiểu việc áp dụng AI và tác động có thể có của nó đến phát triển kinh tế- xã hội ở các quốc gia, từ đó, đưa ra những gợi ý đối với việc ban hành và thực thi các chính sách quản lý việc sử dụng công nghệ này ở Việt Nam. Nội dung chính của bài viết bao gồm: khái quát về AI, phân tích việc áp dụng và tác động của AI trong phát triển kinh tế- xã hội, chính sách quản lý nhà nước về AI ở một số quốc gia, và cuối cùng là gợi ý một số đề xuất đối với Việt Nam trong quản lý việc sử dụng AI.

## **2. Khái quát về trí tuệ nhân tạo**

Thuật ngữ trí tuệ nhân tạo hay trí thông minh nhân tạo lần đầu tiên được đưa ra bởi John McCarthy năm 1956 tại hội thảo Dartmouth tại Mỹ. Đây cũng là hội thảo đầu tiên trên thế giới về chủ đề này, còn John McCarthy thì được coi như cha đẻ của AI. Ban đầu, khi đề cập đến AI, John McCarthy & cộng sự chỉ hình dung khái quát rằng cần phải làm ra những cỗ máy có thể sử dụng được ngôn ngữ, tạo ra những khái niệm và rút ra được những kết luận, giải quyết được một số vấn đề khó khăn để phục vụ con người. Mục tiêu của AI là tạo ra những cỗ máy có thể hành xử như là chúng có trí thông minh. Sau đó, ông cho rằng, AI là khoa học và kỹ thuật sản xuất máy móc thông minh, đặc biệt là các chương trình máy tính thông minh (McCarthy, 1997). Nó liên quan đến việc sử dụng máy móc để hiểu trí tuệ của con người, nhưng không giới hạn chỉ là những phương pháp mà chúng ta có thể quan sát được một cách sinh học. Về sau, khái niệm này được phát triển. Chẳng hạn như, Hammond (2015) cho rằng AI là một bộ phận của khoa học máy tính tập trung vào việc phát triển máy tính có thể làm những việc mà con người thường làm, đặc biệt là những việc mà con người phải sử dụng đến trí thông minh. Từ đó, có thể hiểu, AI là khoa học và công nghệ tạo ra các thiết bị có thể bắt chước và thực hiện được nhiều kỹ năng phức tạp của con người. Khi đề cập đến AI, người ta cũng thường đề cập đến học máy (machine learning), đây được coi là một tập con của AI, là môn khoa học nhằm phát triển những thuật toán và mô hình thống kê mà các hệ thống máy tính sử dụng để thực hiện các tác vụ dựa vào khuôn mẫu và suy luận mà không cần hướng dẫn cụ thể.

AI được xây dựng dựa trên cơ sở ba bộ phận cấu thành, có thể coi như ba quá trình của trí thông minh: cảm nhận, suy nghĩ và hành động (Hammond, 2015). Để có thể xác định được thiết bị có phải là AI không, người ta sử dụng bài kiểm tra Turing. Đây là bài kiểm tra do nhà toán học và nhà mật mã học Alan Turing thiết kế, nhằm mục đích đo lường khả năng bắt chước cuộc trò chuyện như con người của AI. Để vượt qua bài kiểm tra này và được công nhận là AI, thiết bị cần có tối thiểu những kỹ năng bao gồm: khả năng xử lý ngôn ngữ tự nhiên, có tri thức, có tư duy tự động, và có khả năng học (Turing, 1950).

Nếu xem xét ở khía cạnh cấp độ phát triển và lợi ích đem lại, các nhà khoa học đã phân loại AI thành 7 cấp độ gồm: AI phản ứng, AI bối cảnh, AI chuyên môn hẹp, AI tạo sinh, AI lý luận, AI tổng quát, và AI siêu thông minh. Nhìn chung, AI càng được phát triển ở cấp độ cao thì càng lợi hại, nhưng cũng càng tiềm ẩn những thách thức và rủi ro với con người. AI là một cuộc cách mạng thực sự vì nó cho phép tạo ra các công nghệ tiên tiến, giúp tối ưu hóa việc giải quyết các vấn đề từ đơn giản đến phức tạp trong nhiều lĩnh vực. Gần đây, Yong & cộng sự (2023) chỉ ra rằng sự phát triển mạnh mẽ của AI trong các lĩnh vực kinh tế xã hội là chưa từng có. Đặc biệt, sự ra đời của kỹ nguyên hậu đại dịch đã làm gia tăng sự phụ thuộc và mong muốn sử dụng AI để phát triển kinh tế xã hội.

## **3. Việc áp dụng và tác động của trí tuệ nhân tạo trong các lĩnh vực kinh tế - xã hội**

### **3.1. Trí tuệ nhân tạo được áp dụng đa dạng trong nhiều lĩnh vực khác nhau**

AI đã và đang được áp dụng rộng rãi trong lĩnh vực kinh doanh (Trần Thị Vân Hoa, 2017). Ngày nay, chúng ta không còn xa lạ với những cái tên như ManyChat, Answer Bot, Google Analytics, Tableau, IBM Watson,... Đây chính là những công cụ AI được áp dụng vào các hoạt động của doanh nghiệp ở các lĩnh vực như phân tích dữ liệu và dự báo, ra quyết định quản trị, tự động hóa quy trình và tích hợp, tối ưu hóa marketing và quảng cáo, cải thiện dịch vụ khách hàng, phát triển sản phẩm và dịch vụ mới, quản trị dự án, quản trị chuỗi cung ứng, bảo mật và giám sát (Mounir & Ahmed, 2021; Yang, 2022; Pallathadka & cộng sự, 2023; Gupta & Katoch, 2023; Yoganandham & Elanchezhian, 2023). Ở góc độ quản lý kinh tế, AI đang dần trở thành một công cụ quan trọng để phân tích dữ liệu và dự báo kinh tế, quản lý tài chính công và đầu tư, quản lý chuỗi cung ứng quốc gia, phát triển và quản lý cơ sở hạ tầng, phân tích và quản lý rủi ro, phát triển



---

chính sách và quy hoạch đô thị, quản lý nguồn nhân lực, tối ưu hóa hiệu quả hoạt động thông qua tự động hóa và tích hợp hệ thống, phân tích và quản lý sự bền vững,... từ cấp độ ngành đến cấp độ quốc gia và quốc tế (Rahmani & cộng sự, 2023).

AI đang dần trở thành công cụ hữu hiệu trong việc quản lý và cải thiện các khía cạnh xã hội như cải thiện dịch vụ công, hỗ trợ chăm sóc sức khỏe và xã hội, giáo dục và đào tạo, tương tác công dân và tham gia xã hội (Sharma & cộng sự, 2019). Đặc biệt, việc áp dụng AI thường mang lại sự thay đổi căn bản trong các hoạt động thường ngày, chẳng hạn như sự xuất hiện của ChatGPT đã đặt ra tính cấp thiết phải thay đổi phương pháp giảng dạy trong lĩnh vực giáo dục để có thể đạt được hiệu quả học tập trong bối cảnh công nghệ AI. Nhìn chung, việc áp dụng AI không chỉ mang lại hiệu quả cao hơn mà còn giúp nâng cao chất lượng cuộc sống, phù hợp với nhu cầu và mong đợi của người dân (Yoganandham và Elanchezian, 2023).

Trong lĩnh vực quốc phòng an ninh, AI cũng được ứng dụng để phân tích và xử lý dữ liệu lớn, triển khai hệ thống tự động và robot, mô phỏng và đào tạo, giám sát và an ninh mạng, hỗ trợ ra quyết định (Szabadsföldi, 2021; Rashid & cộng sự, 2023). Tuy nhiên, việc áp dụng AI trong lĩnh vực này cũng đặt ra các câu hỏi về đạo đức và pháp lý, đặc biệt là trong trường hợp xảy ra sai sót hoặc tổn thất không mong muốn. Việc quốc tế hóa các quy định về sử dụng AI trong quân sự là điều cần thiết để đảm bảo rằng công nghệ này được sử dụng một cách an toàn và trách nhiệm.

### ***3.2. Tác động của trí tuệ nhân tạo đến phát triển kinh tế - xã hội***

Tác động của AI đến phát triển kinh tế - xã hội là chủ đề được nhiều nhà nghiên cứu quan tâm. Trong một nghiên cứu về các tỉnh của Trung Quốc, Yugang (2019) đã phát hiện ra rằng, cũng giống như đầu tư và tiêu dùng, AI có tác động tích cực và đáng kể đến tăng trưởng kinh tế của Trung Quốc. Cụ thể, AI là động lực mới cho tăng trưởng kinh tế. Đồng quan điểm, Yoganandham & cộng sự (2023) cho rằng AI là một hình thức vốn độc đáo. Thậm chí trong một số ngành, AI được dự đoán sẽ thay thế nguồn nhân lực. Philip & Korinek (2023) đã triển khai một nghiên cứu với giả định rằng AI làm tăng sản lượng đầu ra, ví dụ thông qua việc tăng khả năng thay thế vốn cho lao động hoặc tự động hóa nhiệm vụ, bởi AI có thể cho phép vốn «tự sao chép», nghĩa là AI đẩy nhanh tăng trưởng và giảm tỷ lệ lao động và rằng AI làm tăng sản lượng kiến thức, bởi AI có thể cho phép vốn «tự cải thiện», và do đó đẩy nhanh tăng trưởng hơn nữa. Kết quả nghiên cứu cho thấy, AI có đủ khả năng để mang lại cả hai hiệu ứng này. Gần đây nhất, Mohamed (2024) khẳng định rằng, AI đại diện cho động lực thúc đẩy năng suất và tăng trưởng kinh tế. Nó có thể tăng hiệu quả và cải thiện đáng kể quá trình ra quyết định bằng cách phân tích lượng lớn dữ liệu, nhưng đồng thời nó cũng tạo ra những rủi ro nghiêm trọng không kém về phân cực thị trường việc làm, bất bình đẳng gia tăng, thất nghiệp có cấu trúc và sự xuất hiện của các cấu trúc công nghiệp không mong muốn mới. Một số tác giả cũng tìm ra bằng chứng về tác động của AI đến tăng trưởng bền vững (Hanane & Jiang, 2022; Yuxin & cộng sự, 2022). Tác động của AI đến phát triển xã hội, giáo dục, y tế, văn hóa, quốc phòng-an ninh cũng được khẳng định thông qua nhiều nghiên cứu theo hướng làm tăng năng lực của quốc gia và nâng cao hiệu quả trong mọi lĩnh vực (Nuary & cộng sự, 2021; Araya & King, 2022; Ali & cộng sự, 2023).

### ***3.3. Tình hình đầu tư và phát triển trí tuệ nhân tạo***

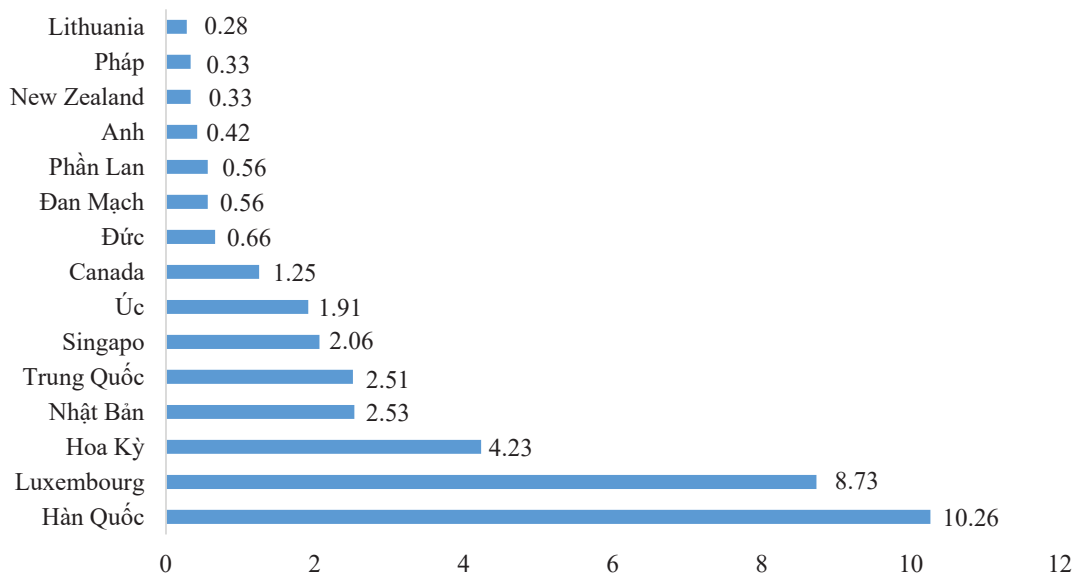
Hầu hết các nghiên cứu có liên quan đều nhấn mạnh rằng AI có tiềm năng tác động đáng kể đến phát triển kinh tế xã hội theo nhiều cách khác nhau (Aghion & cộng sự, 2017; Zhao & cộng sự, 2022; Hatzius & cộng sự, 2023). Tuy nhiên, tác động của AI đối với tăng trưởng kinh tế và phát triển xã hội không đồng đều ở các lĩnh vực và khu vực. Một số ngành có thể đạt được những thay đổi và tăng trưởng đáng kể, trong khi một số ngành khác lại phải đối mặt với những thách thức hoặc bị tổn hại. Ngoài ra, việc áp dụng công nghệ AI cần có cơ sở hạ tầng phù hợp, tính khả dụng của dữ liệu và các chính sách hỗ trợ đầy đủ, có thể khác nhau giữa các nền kinh tế khác nhau.

Năm 2017, Công ty PwC của Anh đã ước tính đóng góp cụ thể của AI vào GDP toàn cầu là 15.700 tỷ đô la trong giai đoạn 2018-2030, tăng 14%. Việc tạo ra giá trị sẽ cao hơn ở Châu Á - Thái Bình Dương (26%) và Bắc Mỹ (14,5%) so với Châu Âu (9,9% đến 11,5%) và các nước đang phát triển. Điều này chủ yếu sẽ dẫn đến tăng năng suất (55%) và phục hồi tiêu dùng (45%) cho đến năm 2030, nhưng tỷ lệ này sẽ bị đảo ngược sau các chuẩn mực này, vì ngưỡng năng suất tối ưu (PwC, 2017).

Kết quả áp dụng AI trong các lĩnh vực trong những năm gần đây tăng lên không ngừng, đặc biệt là trong

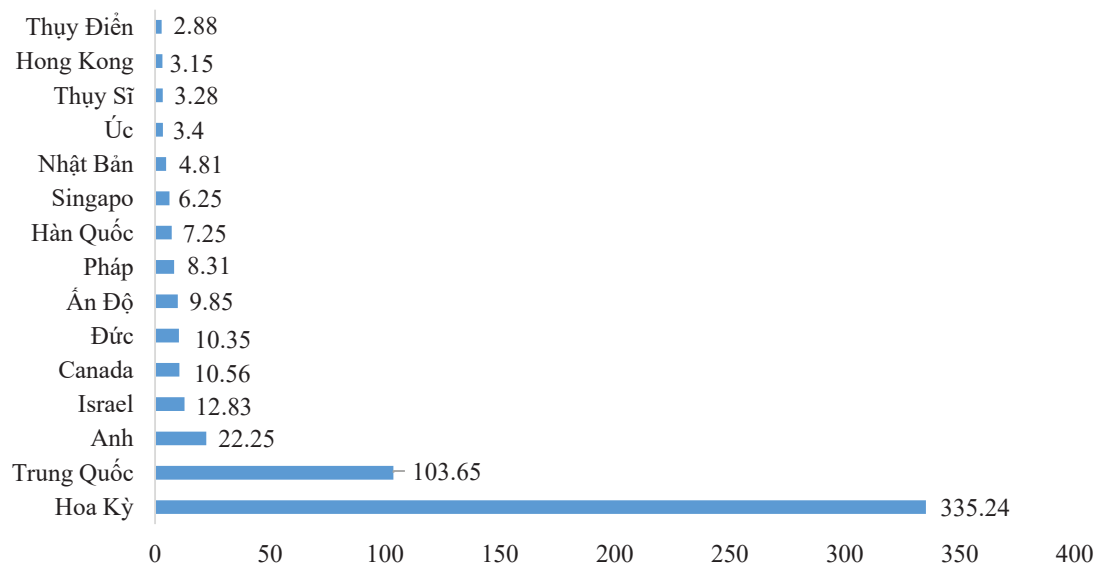
lĩnh vực sáng chế. Hình 1 cho thấy danh mục các quốc gia dẫn đầu về số lượng bằng sáng chế do AI tạo ra (tính theo đơn vị 100.000 dân). Theo đó, chỉ số số lượng bằng sáng chế do AI tạo ra cao nhất là Hàn Quốc, đạt mức 10,26; tiếp theo là Luxembourg, đạt mức 8,73. Hoa Kỳ là quốc gia thứ 3 với chỉ số 4,23. Trong danh mục có 4 quốc gia trong khu vực Châu Á bao gồm Hàn Quốc, Nhật Bản, Trung Quốc, Singapore (Maslej & cộng sự, 2024).

**Hình 1. Số lượng bằng sáng chế do AI tạo ra ở các quốc gia tính trên 100.000 dân**



Nguồn: Maslej & cộng sự (2024)

**Hình 2. Tổng đầu tư tư nhân cho AI theo quốc gia trong giai đoạn 2013- 2023 (ĐVT: tỷ USD)**

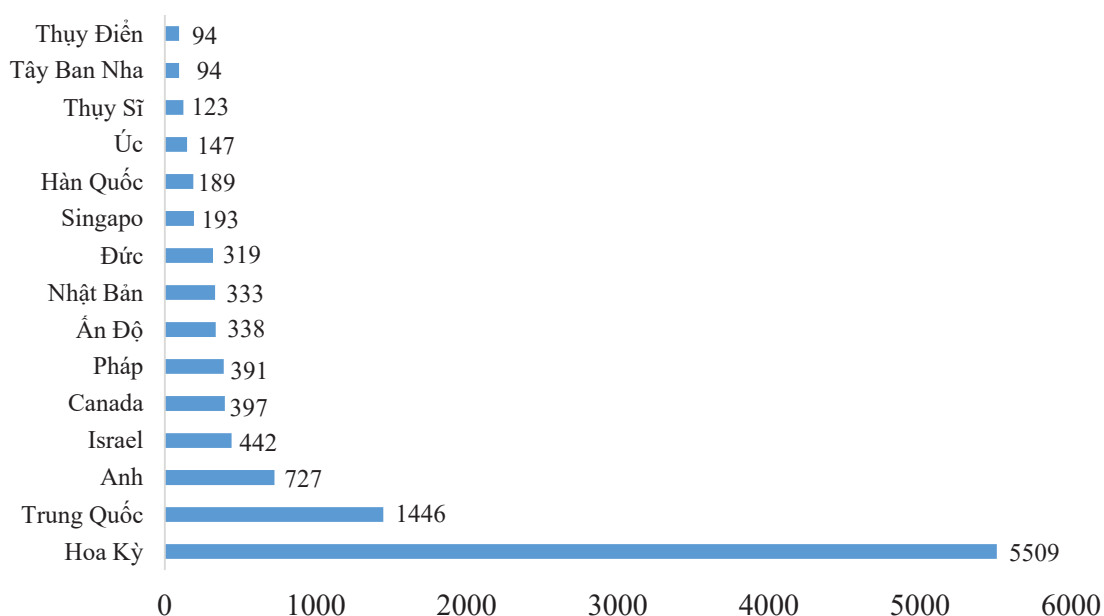


Nguồn: Maslej & cộng sự (2024)

Giá trị đầu tư cho AI ở các quốc gia không ngừng tăng lên. Theo nghiên cứu của Đại học Stanford, quốc gia đầu tư nhiều nhất vào AI trong giai đoạn 2013-2022 là Hoa Kỳ, với số tiền là 248,9 tỷ USD, tiếp theo là Trung Quốc, với 95,1 tỷ USD. Hoa Kỳ cũng là quốc gia đứng đầu về chi tiêu của khu vực tư nhân cho phát triển AI (Hình 2). Tổng chi tiêu cho AI của khu vực tư nhân tại Hoa Kỳ giai đoạn 2013-2023 là 335,24 tỷ USD. Tiếp theo là Trung Quốc với giá trị chưa bằng 1/3 so với Hoa Kỳ, đạt mức 103,65 tỷ USD. Anh là quốc gia có mức chi tiêu này lớn thứ 3 trên thế giới với 22,25 tỷ USD. Các quốc gia và vùng lãnh thổ còn lại trong hình có mức chi tiêu nhỏ hơn 10 tỷ USD.

Bên cạnh đó, Hoa Kỳ là quốc gia có số lượng các công ty AI mới nhiều nhất trong giai đoạn 2013-2023, với tổng số là 5.509 công ty, tiếp theo là Trung Quốc với 1.446 công ty, bằng khoảng 26% số lượng công ty AI mới tại Hoa Kỳ. Đứng thứ ba trong đồ thị là Anh với 727 công ty, bằng khoảng 1/3 số lượng công ty AI mới của Trung Quốc. Sáu quốc gia có số lượng công ty AI mới nhiều hơn 300 lần lượt là Israel, Canada, Pháp, Ấn Độ, Nhật Bản, Đức (Hình 3).

**Hình 3. Tổng số công ty AI mới theo quốc gia**



*Nguồn: Maslej & cộng sự (2024)*

#### **4. Chính sách quản lý nhà nước về trí tuệ nhân tạo**

Trong những năm qua, nhiều quốc gia và vùng lãnh thổ, chẳng hạn như Hoa Kỳ, Liên minh Châu Âu, Anh, Nhật Bản, Hàn Quốc, và Trung Quốc, đã ban hành các chính sách quan trọng liên quan đến AI. Sự gia tăng của các chính sách này phản ánh nhận thức ngày càng tăng của các nhà hoạch định chính sách về nhu cầu quản lý AI và cải thiện khả năng tận dụng tiềm năng phát triển AI của các quốc gia. Cụ thể là:

##### **4.1. Ban hành chiến lược trí tuệ nhân tạo quốc gia**

Canada là quốc gia khởi xướng việc xây dựng chiến lược AI quốc gia vào tháng 3 năm 2017. Đến nay, 75 chiến lược AI quốc gia đã được công bố. Danh mục các quốc gia này được trình bày trong Bảng 1.

Đối với Việt Nam, Chính phủ Việt Nam đã ban hành Quyết định số 127/QĐ-TTg của Thủ tướng Chính phủ ngày 26/1/2021: Ban hành Chiến lược quốc gia về nghiên cứu, phát triển và ứng dụng Trí tuệ nhân tạo đến năm 2030 (Thủ tướng Chính phủ, 2021). Đây là khung khổ pháp lý quan trọng để không chỉ định hướng cho sự phát triển công nghệ mà còn đảm bảo rằng sự phát triển đó phù hợp với các giá trị xã hội, an toàn công cộng, và lợi ích quốc gia.

##### **4.2. Hoàn thiện khung pháp lý về trí tuệ nhân tạo**

**Bảng 1: Công bố chiến lược AI của các quốc gia**

Năm	Quốc gia
2017	Canada, Trung Quốc, Phần Lan.
2018	Pháp, Đức, Ấn Độ, Mauritius, Mexico, Thụy Điển.
2019	Achentina, Bangladesh, Chi lê, Colombia, Cyprus, Cộng hòa Séc, Đan Mạch, Ai Cập, Estonia, Nhật Bản, Lithuania, Luxembourg, Malta, Hà Lan, Bồ Đào Nha, Qatar, Romania, Nga, Sierra Leone, Singapore, Cộng hòa Slovakia, Tiểu vương quốc Ả rập, Mỹ, Uruguay.
2020	Algeria, Bulgaria, Croatia, Greece, Hungary, Indonesia, Latvia, Hàn Quốc, Na Uy, Ba Lan, Ả rập Xêut, Serbia, Tây Ban Nha, Thụy Sĩ.
2021	Úc, Áo, Brazil, HongKong, Ailen, Malaysia, Peru, Phillipines, Slovenia, Tunisia, Thổ Nhĩ Kỳ, Ukraina, Anh, Việt Nam.
2022	Bỉ, Ghana, Iran, Ý, Jordan, Thái Lan.
2023	Azerbaijan, Bahrain, Benin, Cộng hòa Dominican, Ethiopia, I rãc, Israel, Rwanda.

*Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp từ các báo cáo chỉ số AI Readiness Index công bố tại oxfordinsights.com*

Luật về AI tại các quốc gia được hoàn thiện không ngừng. Hoa Kỳ là một trong số những quốc gia hoàn thiện hành lang pháp lý về AI chặt chẽ và sớm nhất trên thế giới. Sau khi công bố chiến lược AI quốc gia vào năm 2019, Hoa Kỳ công bố luật về AI đầu tiên vào năm 2020. Đạo luật AI cho An ninh Quốc gia được Hoa Kỳ ban hành sớm vào tháng 3/2023, làm rõ và củng cố thẩm quyền của Bộ Quốc phòng trong việc mua các công cụ an ninh AI, tăng cường khả năng phòng thủ mạng. Tháng 6/2023, Hoa Kỳ ban hành Đạo luật Ủy ban Quốc gia về AI, kêu gọi thành lập một Ủy ban Quốc gia về AI, nhiệm vụ là xây dựng một khung pháp lý điều chỉnh AI toàn diện, nhấn mạnh tầm quan trọng của sự đóng góp từ các chuyên gia do sự đổi mới nhanh chóng và tính phức tạp của AI, nhằm giảm thiểu rủi ro, bảo tồn vị thế lãnh đạo của Hoa Kỳ trong nghiên cứu và phát triển AI. Tiếp đó, ngày 6/7/2023, Hạ viện Hoa Kỳ thông qua Đạo luật Việc làm trong tương lai có tính đến tác động của AI đến kỹ năng của người lao động. Liên tiếp sau đó, ngày 19/7/2023, Thượng viện Hoa Kỳ ban hành Đạo luật Đánh giá Rủi ro An ninh Sinh học và Trí tuệ Nhân tạo. Ngày 21/7/2023, các phòng thí nghiệm AI tư nhân ở Mỹ ký cam kết AI tự nguyện của Nhà Trắng. Chính quyền Biden-Harris nhận được cam kết tự nguyện từ bảy công ty AI lớn tại Hoa Kỳ để thúc đẩy sự phát triển của AI an toàn, bảo mật và đáng tin cậy. Ngày 12/9/2023, Thượng viện Hoa Kỳ ban hành Đạo luật Bảo vệ Bầu cử khỏi AI Lừa đảo. Ngày 30/10/2023, Tổng thống Biden ban hành Sắc lệnh hành pháp về AI an toàn, bảo mật và đáng tin cậy.

Ngày 10/1/2023, Trung Quốc ban hành quy định về quản lý tổng hợp Internet. Trung Quốc đưa ra các quy định nhằm vào công nghệ “tổng hợp sâu” để giải quyết các vấn đề bảo mật liên quan đến việc tạo ra các thực thể ảo thực tế và phương tiện truyền thông đa phương thức, bao gồm cả “deepfake”. Ngày 15/8/2023, quốc gia này cập nhật quản lý không gian mạng các biện pháp AI tạo ra. Chính sách cập nhật của Trung Quốc áp dụng cách tiếp cận quản lý có mục tiêu hơn, tập trung vào các ứng dụng có ý nghĩa công khai thay vì quy định chung chung. Các quy định đã sửa đổi khuyến khích phát triển AI tạo ra, chuyển hướng khỏi trọng tâm trừng phạt trước đây.

Ngày 18/9/2023, Vương quốc Anh ban hành các nguyên tắc để hướng dẫn thị trường AI cạnh tranh và bảo vệ người tiêu dùng. Cục Cạnh tranh và Thị trường của Anh đề xuất các nguyên tắc để thúc đẩy thị trường AI cạnh tranh đồng thời đảm bảo bảo vệ người tiêu dùng. Ngày 1/11/2023, Vương quốc Anh tổ chức Hội nghị thượng đỉnh về an toàn AI. Hội nghị được tổ chức nhằm giải quyết các rủi ro AI và thúc đẩy hợp tác toàn cầu, đạt đến đỉnh cao là Tuyên bố Bletchley. Tuyên bố này, được 28 quốc gia, bao gồm Trung Quốc và Hoa Kỳ, xác nhận, biểu thị một thỏa thuận toàn cầu quan trọng về an toàn AI. Vương quốc Anh cũng đã công bố Viện an toàn AI đầu tiên trên thế giới, chuyên đánh giá và nghiên cứu về an toàn. Sau đó, Anh công bố thành lập Viện An toàn AI vào ngày 2/11/2023. Tổ chức này do chính phủ hỗ trợ chuyên thúc đẩy an toàn AI vì lợi ích công cộng, nhằm bảo vệ Anh và nhân loại khỏi những tiến bộ không lường trước được của AI.

Ngày 9/12/2023, Liên Minh Châu Âu ban hành Đạo luật AI. Đạo luật này thiết lập khuôn khổ quản lý dựa trên rủi ro cho AI, cấm các hệ thống có rủi ro không thể chấp nhận được, chẳng hạn như những kẻ thao túng hành vi và phân loại các hệ thống có rủi ro cao thành các lĩnh vực dựa trên sản phẩm và quan trọng. AI tạo sinh, chẳng hạn như ChatGPT, được yêu cầu tuân thủ các tiêu chuẩn minh bạch. Trong khi đó, AI có rủi ro thấp, bao gồm các công nghệ deepfake, phải tuân theo các nghĩa vụ minh bạch cơ bản.

Như vậy, có thể thấy rằng, Chính phủ các nước trên thế giới đã tập trung vào phát triển AI thông qua nhiều chiến lược, chính sách, và các khuôn khổ pháp lý khác nhau. Các hoạt động phát triển tập trung vào đầu tư tài chính, xây dựng chiến lược và chính sách triển khai AI, phát triển hợp tác quốc tế về AI, phát triển nguồn nhân lực về AI, thúc đẩy đổi mới sáng tạo về AI.

### 4.3. Chỉ số sẵn sàng trí tuệ nhân tạo của các quốc gia

Từ năm 2017, Tổ chức Oxford Insights xuất bản báo cáo chỉ số sẵn sàng về AI nhằm đánh giá năng lực quản lý và triển khai AI của các chính phủ. Tính đến nay, tổ chức này đã công bố 6 báo cáo hàng năm về chỉ số này. Chỉ số có ba trụ cột bao gồm: điểm số về chính phủ, điểm số về công nghệ và điểm số về dữ liệu và hạ tầng. Bảng 2 thể hiện xếp hạng của một số quốc gia năm 2023.

**Bảng 2: Chỉ số sẵn sàng về AI của các quốc gia năm 2023**

Quốc gia	Điểm số	Điểm số chính phủ	Điểm số công nghệ	Điểm dữ liệu và hạ tầng	Xếp hạng
Mỹ	84,8	86,04	81,02	87,32	1
Singapore	81,97	90,40	66,19	89,32	2
Anh	78,57	82,50	68,80	84,42	3
Nhật Bản	75,08	82,76	56,85	85,61	9
Trung Quốc	70,94	77,32	60,76	74,75	16
Malaysia	68,71	79,99	54,13	72,00	23
Thái Lan	63,03	77,21	41,33	70,55	37
Ấn Độ	62,58	75,18	49,39	63,17	40
Indonesia	61,03	76,24	43,48	63,38	42
<b>Việt Nam</b>	<b>54,48</b>	<b>69,04</b>	<b>37,82</b>	<b>56,58</b>	<b>59</b>
Philippines	51,98	65,43	34,38	56,13	65
Lào	33,05	28,39	25,81	44,96	136
Căm pu chia	31,88	27,93	22,53	45,17	145
Myanmar	30,91	21,63	27,98	43,14	149

*Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp từ các báo cáo chỉ số AI Readiness Index của các quốc gia*

Năm 2023, Việt Nam có điểm trung bình chỉ số sẵn sàng ứng dụng AI tăng, đạt 54,48 điểm vượt qua Philippines để vươn lên vị trí thứ 5/10 khu vực ASEAN (năm 2022 là 53,96 và 2021 là 51,82 điểm, xem Bảng 3).

**Bảng 3: Điểm số và thứ hạng về sự sẵn sàng về ứng dụng AI của chính phủ Việt Nam trong giai đoạn 2019-2023**

Năm	Điểm số	Xếp hạng
2019	5,081	70
2020	42,82	76
2021	51,82	62
2022	53,96	55
2023	54,48	59

*Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp từ các báo cáo của Đại học Stanford và Oxford Insights (2019-2023)*

Năm 2019, Oxford Insights sử dụng một cách tính điểm khác nên điểm số của Việt Nam là 5,081 và Việt Nam xếp thứ 70 trong số 194 quốc gia được xếp hạng. Thứ hạng này được cải thiện đáng kể, lên hạng 59 vào năm 2023 trong số 193 quốc gia được xếp hạng.

## 5. Một số đề xuất chính sách

Có thể thấy sự phát triển AI và ứng dụng AI rộng rãi trong tất cả các lĩnh vực là một xu hướng không thể đảo ngược. Vì AI phát triển với tốc độ rất nhanh, quốc gia nào phát triển được AI và phát huy được sức mạnh vượt trội của AI trong các hoạt động thì sẽ sở hữu lợi thế cạnh tranh mạnh mẽ trên thị trường thế giới. Đối với Việt Nam, Chính phủ Việt Nam đã có quyết định về chiến lược về nghiên cứu, phát triển và ứng dụng AI từ năm 2021 nhưng đến nay vẫn thiếu khung khổ pháp lý, nguồn lực cũng như hạ tầng kỹ thuật để phát triển dẫn đến mức độ phát triển và ứng dụng AI còn khiêm tốn. Để có thể phát huy sức mạnh của AI trong việc nâng cao năng lực cạnh tranh quốc gia, đảm bảo sự phát triển bền vững ở Việt Nam trong thời gian tới,

---

cần lưu ý một số vấn đề sau:

Thứ nhất, phát triển và ứng dụng AI không đơn thuần chỉ là vấn đề công nghệ mà cần được nhìn nhận rộng hơn, toàn diện hơn trong các vấn đề kinh tế, xã hội và an ninh quốc phòng của một quốc gia, khu vực và toàn cầu. Nhìn rộng ra, ứng dụng và phát triển AI còn là vấn đề địa chính trị, quốc gia nào có thể mạnh về phát triển và ứng dụng AI thì quốc gia đó có tiềm lực mạnh và có sức ảnh hưởng to lớn đối với các quốc gia khác trong khu vực và quốc tế.

Thứ hai, cần có quan điểm mở, hướng tới những điều cấm không được làm hơn là những điều được làm khi ban hành các chính sách và khung khổ pháp lý cho sự phát triển và ứng dụng AI. Việc ứng dụng AI phát triển nhanh chóng, vượt qua dự báo của con người. Vì vậy, cần có các chính sách phù hợp để phát huy sức mạnh của AI để nâng cao năng lực cạnh tranh quốc gia. Theo đó, khung khổ pháp lý trong phát triển AI nên tập trung theo hướng không vi phạm quyền con người, đảm bảo quyền lợi người dùng và tính bảo mật cao.

Thứ ba, không nên tuyệt đối hóa lợi ích của AI cũng như những nguy cơ và rủi ro khi phát triển và ứng dụng AI. AI có những tác dụng tích cực trong việc giải quyết các vấn đề nhưng tiềm ẩn những tác động tiêu cực và có thể gây hại đến quyền và sức khỏe con người. Vì vậy, cần có những đạo luật đạo đức thể hiện sự thận trọng, không nên vội vã khi phát triển AI ở các cấp độ cao khi con người chưa có được các giải pháp hữu hiệu cũng như sẵn sàng cho việc kiểm soát AI một cách chủ động.

Thứ tư, cần có nhận thức và thái độ rõ ràng khi đầu tư cho phát triển và ứng dụng AI là khoản đầu tư cho khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo nên có sự rủi ro lớn, do đó cần có các chính sách đầu tư và quản lý phù hợp, không chỉ cần sự kiên trì theo đuổi mà cần có tư duy dám chấp nhận rủi ro và có tâm lý cũng như các giải pháp ứng phó khi rủi ro xảy ra.

Thứ năm, cần có chiến lược quốc gia với một tầm nhìn và lựa chọn thông minh phù hợp với tiềm lực và vị thế của đất nước. Đầu tư cho phát triển và ứng dụng AI là cần thiết nhưng việc đầu tư này cũng cần nhiều nguồn lực. Do đó, cần xác định Việt Nam có cần thiết và có thể trở đầu tư để trở thành cường quốc dẫn đầu về AI không, hay chỉ nên là quốc gia biết lựa chọn và ứng dụng AI tốt nhất? Từ đó, xây dựng các kế hoạch phù hợp với lựa chọn chiến lược.

Thứ sáu, cần có cái nhìn toàn cầu khi phát triển và ứng dụng AI để có các chiến lược hội nhập và hợp tác quốc tế, lựa chọn đối tác phù hợp để phát triển và ứng dụng AI.

Trên cơ sở những lưu ý này, việc phát triển và quản lý sử dụng AI cần tập trung vào những hoạt động sau:

Một là, cần nâng cao nhận thức đúng đắn về lợi ích và những nguy cơ và rủi ro khi phát triển và ứng dụng AI cho toàn dân đặc biệt là nguồn nhân lực chất lượng cao và lãnh đạo các bộ, ngành, địa phương. Cần nhận thức rõ phát triển ứng dụng AI là vấn đề toàn cầu, vấn đề địa chính trị, vấn đề lợi ích, chủ quyền và sức mạnh quốc gia chứ không chỉ đơn thuần là vấn đề công nghệ và quyền con người. Đặc biệt cần tuyên truyền rõ quan điểm và tầm nhìn của Việt Nam trong phát triển và ứng dụng AI nhằm thúc đẩy thái độ và hành vi đúng đắn khi phát triển và ứng dụng AI.

Hai là, chủ động hợp tác và hội nhập quốc tế trong phát triển và ứng dụng AI, phối hợp với các quốc gia trong khu vực ASEAN nhanh chóng ban hành các đạo luật về phát triển và ứng dụng AI trong khu vực cũng như khung khổ pháp lý cho phát triển và ứng dụng AI tại Việt Nam bao gồm cả các luật liên quan đến đạo đức và trách nhiệm trong phát triển và ứng dụng AI trong tất cả các lĩnh vực từ phát triển kinh tế, xã hội, quốc phòng- an ninh, y tế, giáo dục,...

Ba là, nhanh chóng ban hành các tiêu chuẩn để đánh giá, đo lường và xác định những nguy cơ AI đem lại trong từng lĩnh vực để làm căn cứ lựa chọn, xác định và quản lý việc phát triển và ứng dụng AI một cách rõ ràng. Đặc biệt lưu ý đến các cơ chế và chính sách thử nghiệm có giám sát đối với phát triển và ứng dụng AI để đảm bảo đúng định hướng và mang lại hiệu quả kinh tế xã hội vì sự phát triển bền vững trong tương lai.

Bốn là, cần sớm hình thành bộ phận quản lý nhà nước về phát triển và ứng dụng AI trong Bộ Khoa học và Công nghệ và các bộ ngành có liên quan, các địa phương và coi đây là một trong những bộ phận quan trọng trong quản lý phát triển khoa học công nghệ và đổi mới sáng tạo quốc gia.

Năm là, có chiến lược phát triển nguồn nhân lực có đủ kiến thức, kỹ năng đáp ứng yêu cầu của phát triển và ứng dụng AI trong các lĩnh vực. Trong đó, bên cạnh chiến lược đào tạo cần có những chiến lược thu hút

---

nhân tài và giữ chân nhân tài trong lĩnh vực này.

Sáu là, cần tích hợp chiến lược phát triển AI với chiến lược phát triển kinh tế xã hội, chiến lược phát triển xanh và bền vững quốc gia cũng như các chiến lược phát triển ngành và lĩnh vực. Bên cạnh đó, cần cụ thể hóa chiến lược phát triển AI mà chính phủ ban hành thành các kế hoạch hành động cụ thể, có các mục tiêu, chỉ tiêu cụ thể để đánh giá và giám sát hàng năm nhằm đạt được mục tiêu chung đã đặt ra.

Tóm lại, phát triển và ứng dụng AI đang có tốc độ phát triển nhanh chóng trên thế giới. Việt Nam không thể đứng ngoài xu thế đó, nếu không có chiến lược xác định tầm nhìn và vị thế của Việt Nam trong xu thế này thì sẽ nhanh chóng tụt hậu và khó có thể đẩy nhanh sự phát triển kinh tế, xã hội và đảm bảo an ninh quốc gia. Phát triển và ứng dụng AI có nhiều lợi ích nhưng cũng có nhiều rủi ro, do đó, cần có sớm triển khai các biện pháp kiểm soát và xây dựng khung khổ pháp lý đủ mạnh để đảm bảo quyền con người, kịp thời ngăn chặn các hành động lợi dụng AI để giả mạo và gây thiệt hại cho con người, gây ảnh hưởng đến an ninh quốc gia. Phát triển và ứng dụng AI không chỉ là vấn đề công nghệ của từng quốc gia mà là vấn đề địa chính trị toàn cầu do đó cần có sự hợp tác với các quốc gia trong khu vực và quốc tế để chung tay xây dựng những đạo luật kiểm soát, quản lý, định hướng sự phát triển và ứng dụng AI có trách nhiệm, có đạo đức và sáng tạo vì sự phát triển chung của con người.

**Lời thừa nhận/Cảm ơn:** Bài báo này là một phần kết quả nghiên cứu của đề tài KX04.19/21-25.

### Tài liệu tham khảo

- Aghion, P., Jones, B. & Jones, C. (2017), 'Artificial intelligence and economic growth', *Working Paper No. 23928, National Bureau of Economic Research*. DOI: 10.3386/w23928.
- Ali, O., Murray, P.A., Momin, M., Dwivedi, Y.K., & Malik, T. (2023), 'The effects of artificial intelligence applications in educational settings: Challenges and strategies', *Technological Forecasting & Social Change*, 198. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2023.123076>.
- Araya, D. & King, M. (2022), 'The Impact of Artificial Intelligence on Military Defence and Security', CIGI Papers No. 263, The Centre for International Governance Innovation.
- Gupta, R. & Katoch, H. (2023), 'Role of Artificial Intelligence in Business Management', *International Journal for Multidimensional Research Perspectives*, 1(3), 175-184.
- Hatzius, J., Briggs, J., Kodnani, D. & Pierdomenico, G. (2023), 'The potentially large effects of artificial intelligence on economic growth', Working paper Economics Research, Goldman Sachs, 26 March 2023.
- Hammond, K. (2015) *Practical Artificial Intelligence for dummies*, Narrative Science Edition, John Wiley and Sons, U.S.
- Hanane, T. & Jiang, W. (2022), 'The Impact of Artificial Intelligence on Sustainable Development in Electronic Markets' *Sustainability*, 14, 3568. DOI: <https://doi.org/10.3390/su14063568>.
- Maslej, N., Fattorini, L., Perrault, R., Parli, V., Reuel, A., Brynjolfsson, E., Etchemendy, J., Ligett, K., Lyons, T., Manyika, J., Niebles, J.C., Shoham, Y., Wald, R., & Clark, J. (2024), 'The AI Index 2024 Annual Report,' AI Index Steering Committee, Institute for Human-Centered AI, Stanford University, Stanford.
- McCarthy, J. (1997), *What is Artificial Intelligence?*, last retrieved on Sep 5<sup>th</sup> 2024, from <<http://www-formal.stanford.edu/jmc/whatisai/whatisai.html>>.
- Mohamed, A.T. (2024), 'The impact of artificial intelligence on economic development', *Journal of Electronic Business & Digital Economics*, 3(2), 142-55.
- Mounir, E.K. & Ahmed, A.F. (2021), 'Effects of Artificial Intelligence on Decision Making in Project Management',

---

*American Journal of Industrial and Business Management*, 11, 251-260.

- Nuany, M.G., Judijanto, L., Nurliyah, E.S., Muriyanto, M., & El-Farra, S.A. (2022), 'Impact of AI in Education and Social Development through Individual Empowerment', *Journal of Artificial Intelligence and Development*, 1(2), 89-97.
- Pallathadka, H., Ramirez-Asis, E.H., LoliPoma, T.P., Kaliyaperumal, K., Ventayen, R.J.M., & Naved, M. (2023), 'Applications of artificial intelligence in business management, e-commerce and finance', *Material Today*, 80(2023), 2610-2613. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.matpr.2023.03.123>.
- Philip, T. & Korinek, A. (2023), *Economic Growth under Transformative AI*, Working Paper 31815, National Bureau of Economic Research.
- PwC (2017), *Sizing the prize What's the real value of AI for your business and how can you capitalise?*, last retrieved on Sep 5<sup>th</sup> 2024, from <<https://www.pwc.com/gx/en/issues/analytics/assets/pwc-ai-analysis-sizing-the-prize-report.pdf>>.
- Rahmani, A.M., Rezazadeh, B., Haghparast, M., Chang, W.C., & Ting, S.G. (2023), 'Applications of Artificial Intelligence in the Economy, Including Applications in Stock Trading, Market Analysis, and Risk Management', *IEEE Access*, 11, 80769-80793. DOI: <https://doi.org/10.1109/ACCESS.2023.3300036>.
- Rashid, A.B., Kausik, A.K., Sunny, A.A.H., & Bappy, M.H. (2023), 'Artificial Intelligence in the Military: An Overview of the Capabilities, Applications, and Challenges', *International Journal of Intelligent Systems*, 4, 1-31.
- Sharma, G., Yadav, A., & Chopra, R. (2019), 'Artificial intelligence and effective governance: A review, critique and research agenda', *Sustainable Futures*, DOI: <https://doi.org/10.1016/j.sftr.2019.100004>.
- Szabadföldi, I. (2021), 'Artificial Intelligence in Military Application Opportunities and Challenges', *Land Forces Academy Review*, 26(2), 157-165.
- Thủ tướng Chính phủ (2021), Quyết định số 127/QĐ-TTg, Ban hành Chiến lược quốc gia về nghiên cứu, phát triển và ứng dụng Trí tuệ nhân tạo đến năm 2030, ban hành ngày 26/1/2021.
- Trần Thị Vân Hoa (biên soạn, 2017), *Cách mạng Công nghiệp 4.0: Vấn đề đặt ra cho phát triển kinh tế xã hội và hội nhập quốc tế của Việt Nam*, Nhà xuất bản Chính trị Quốc gia Sự thật, Hà Nội.
- Turing, A.M. (1950) 'Computing machinery and intelligence', *Mind*, LIX(236), 433-460.
- Yang, C.H. (2022), 'How artificial intelligence technology affects productivity and employment: Firm-level evidence from Taiwan', *Research Policy*, 51(6). DOI: 10.1016/j.respol.2022.104536.
- Yoganandham, G., & Elanchezian, G. (2023), 'Artificial intelligence (AI) and economic growth with reference to decision-making, social governance, accelerate Industry 4.0, and foster innovation- A theoretical assessment', *Science, Technology and Development*, 12(8), 224-236.
- Yoganandham, G., Mohammed Imran Khan E., & Elanchezian, G. (2023), 'Impact of Artificial Intelligence (Ai) on India's Economic Growth and Population - An Assessment', *International Journal of All Research Education and Scientific Methods*, 11(9), 342-347.
- Yong, Q., Zeshui, X., XinXin, W., & Marinko, S. (2023). 'Artificial intelligence and economic development: An evolutionary investigation and systematic review', *Journal of the Knowledge Economy*, 15, 1736-1770. DOI: 10.1007/s13132-023-01183-2.
- Yugang, H.E. (2019), 'The Effect of Artificial Intelligence on Economic Growth: Evidence from Cross-Province Panel Data', *Korean Journal of Artificial Intelligence*, 7(2), 9-12.
- Yuxin, F., Hongjun, C., & Jihui, S. (2022), 'Impact of artificial intelligence on regional green development under China's environmental decentralization system-based on spatial Durbin model and threshold effect', *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(22), 14776. DOI: 10.3390/ijerph192214776.
- Zhao P., Gao Y., & Sun X.(2022), 'How does artificial intelligence affect green economic growth?- Evidence from China', *Science of the Total Environment*, 834, 155306. DOI: 10.1016/j.scitotenv.2022.155306.



# TÁC ĐỘNG CỦA BẤT ỔN CHÍNH SÁCH KINH TẾ THẾ GIỚI TỚI RỦI RO SỤT ĐỔ GIÁ TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Lê Hải Trung

Học viện Ngân hàng

Email: trunglh@hvn.edu.vn

Nguyễn Thanh Tùng

Học viện Ngân hàng

Email: tungnt@hvn.edu.vn

Mã bài: JED-1681

Ngày nhận: 22/03/2024

Ngày nhận bản sửa: 29/05/2024

Ngày duyệt đăng: 18/06/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1681

## Tóm tắt:

Nghiên cứu này đánh giá tác động của bất ổn chính sách kinh tế thế giới tới rủi ro sụt giảm giá cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Cụ thể, nghiên cứu đánh giá tác động của chỉ số bất ổn chính sách kinh tế thế giới GEPU (Global Economic Policy Uncertainty) tới rủi ro sụp đổ giá của 214 cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam từ 2013 tới 2022. Kết quả hồi quy dữ liệu bảng cho thấy tác động cùng chiều của mức độ bất ổn chính sách kinh tế đối với rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu. Đồng thời tác động này cũng mạnh hơn ở các cổ phiếu có quy mô giao dịch lớn, thể hiện mức độ bất đồng ý kiến lớn hơn trong đánh giá cổ phiếu của các nhà đầu tư. Bên cạnh đó, khi so sánh tác động của hai quốc gia là đối tác thương mại lớn nhất của Việt Nam là Mỹ và Trung Quốc, kết quả cho thấy rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu chủ yếu chịu tác động lớn hơn từ bất ổn chính sách kinh tế tại Mỹ. Các kết quả này thể hiện đặc điểm của thị trường chứng khoán Việt Nam với tỷ lệ nhà đầu tư cá nhân cao, dẫn đến phản ứng mạnh mẽ hơn với các cú sốc của thế giới do hiệu ứng tâm lý của nhà đầu tư cá nhân.

**Từ khóa:** Bất ổn chính sách kinh tế, rủi ro sụp đổ giá, thị trường chứng khoán.

**Mã JEL:** G12, G14, G18.

## Impacts of global economic uncertainty on the stock crash risks in Vietnamese stock markets

### Abstract:

This study examines the impact of global economic policy uncertainty on the stock crash risks in Vietnam. Specifically, we investigate the impact of the Global Economic Policy Uncertainty (GEPU) index on the crash risks of 224 stocks listed on the Vietnam Stock Exchange from 2013 to 2022. We find that firms face higher stock crash risks when the level of global economic policy uncertainty increases. This effect is more prominent for firms with greater disagreement among investors, confirming the investor's heterogeneous belief mechanism. Moreover, the study reveals that these impacts are more pronounced by the economic policy uncertainty in the U.S. than in China. These results demonstrate the characteristics of the Vietnamese stock market with a high proportion of individual investors, leading to stronger reactions to global shocks due to the psychological effect of individual investors.

**Keywords:** Economic policy uncertainty, crash risk, stock market.

**JEL Codes:** G12, G14, G18.

---

## 1. Giới thiệu

Kinh tế thế giới những năm qua với nhiều biến động như đại dịch Covid-19, chiến tranh thương mại hay căng thẳng địa, chính trị đã gây ra nhiều bất ổn trong chính sách kinh tế của các quốc gia (Baker & cộng sự, 2016). Những sự thay đổi nhanh chóng của chính sách kinh tế có thể tác động trực tiếp tới thị trường chứng khoán do sự thay đổi về phân bổ rủi ro của các nhà đầu tư (Pástor & Veronesi, 2013) cũng như gián tiếp thông qua thay đổi trong hành vi và hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp (Bloom, 2009; Jens, 2017). Do vậy, bất ổn chính sách kinh tế có thể khiến thị trường chứng khoán có xu hướng biến động mạnh hơn (Brogaard & Detzel, 2015).

Nghiên cứu này đánh giá tác động của bất ổn chính sách kinh tế thế giới đến rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu thể hiện rủi ro giá cổ phiếu sụp đổ mạnh trong một khoảng thời gian nhất định, tác động tiêu cực tới các nhà đầu tư và tiềm ẩn nguy cơ ảnh hưởng tới nền kinh tế khi xảy ra trên diện rộng (Wen & cộng sự, 2019). Bất ổn chính sách kinh tế có thể tác động tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu thông qua cả hai cơ chế: (i) các nhà quản lý có xu hướng che giấu các tin xấu khi tính không chắc chắn về mặt chính sách gia tăng (Luo & Zhang, 2020) dẫn tới giá cổ phiếu sụp đổ mạnh khi các tin xấu cuối cùng phải công khai (Jin & cộng sự, 2019) và (ii) các nhà đầu tư trên thị trường có xu hướng bất đồng và đánh giá khác nhau nhiều hơn về kì vọng giá cổ phiếu khi sự không chắc chắn về chính sách kinh tế gia tăng (Hong & Stein, 2003) đẩy giá cổ phiếu vượt giá trị phù hợp, gây nên sự sụp đổ giá cổ phiếu khi giá điều chỉnh về mức cân bằng (Habib & cộng sự, 2018).

Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả đánh giá tác động của bất ổn chính sách kinh tế thế giới, thể hiện qua chỉ số phản ánh sự bất ổn chính sách kinh tế toàn cầu (GEP - Global Economic Policy Uncertainty) được xây dựng bởi Baker & cộng sự (2016) tới rủi ro sụp đổ giá của 224 cổ phiếu niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn từ 2013 tới 2022. Các nghiên cứu trước đây đã bước đầu đánh giá tác động của bất ổn chính sách kinh tế thế giới đến Việt Nam như mức độ tăng trưởng kinh tế (Lam & cộng sự, 2024; Trung & cộng sự, 2021) hoặc mức độ nắm giữ tiền của các doanh nghiệp (Lý, 2020). Bên cạnh đó, một số nghiên cứu đã đánh giá tác động của bất ổn chính sách kinh tế thế giới tới thị trường chứng khoán Việt Nam nhưng kết quả chưa thống nhất. Lê & cộng sự (2018) chỉ ra rằng thị trường chứng khoán Việt Nam phản ứng nhanh và tức thời đối với biến động chính sách kinh tế thế giới, trong khi Nguyễn & Ngô (2019) lại cho thấy rằng những thay đổi chính sách kinh tế thế giới có tác động ngược chiều lên giá cổ phiếu ở 6 quốc gia mới nổi trong khu vực Châu Á (Hong Kông, Hàn Quốc, Malaysia, Indonesia, Philippines và Thái Lan) nhưng không có tác động khi xét tới Việt Nam. Trong bối cảnh thị trường chứng khoán Việt Nam vẫn đang ở giai đoạn đầu của quá trình phát triển với độ minh bạch thông tin thấp, tỷ lệ nhà đầu tư cá nhân cao, có xu hướng đầu tư theo đám đông khiến thị trường thường biến động mạnh (Hoài, 2023; Vo & Phan, 2017). Với độ mở về kinh tế ngày càng lớn, thị trường chứng khoán Việt Nam ngày càng trở nên nhạy cảm với các biến động từ kinh tế thế giới. Do vậy, việc nghiên cứu tác động của bất ổn chính sách kinh tế thế giới tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu có ý nghĩa quan trọng đối với Việt Nam nhằm bảo vệ nhà đầu tư, đảm bảo sự phát triển lành mạnh của thị trường chứng khoán. Tuy nhiên, theo hiểu biết của nhóm tác giả, đây là nghiên cứu đầu tiên đánh giá tác động của bất ổn chính sách kinh tế tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

## 2. Tổng quan nghiên cứu

### 2.1. Lý thuyết về rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu

Rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu (stock price crash risk) được định nghĩa là rủi ro tỷ suất sinh lời của giá cổ phiếu sụp đổ mạnh, thể hiện qua mức độ lệch trái (negative skewness) của phân phối xác suất đối với tỷ suất sinh lời của cổ phiếu (Chang & cộng sự, 2017).

Rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu có thể được lý giải thông qua lý thuyết về người đại diện (Agency Theory). Theo đó, người quản lý có xu hướng che giấu các thông tin tiêu cực trong thời gian dài nhằm mục đích duy trì vị trí quản lý (Ball, 2009) hoặc để tăng giá trị của các quyền lợi về cổ tức (Kim & cộng sự, 2011). Khi các thông tin tiêu cực vượt qua khỏi kiểm soát và công khai tới thị trường cùng thời điểm, cổ phiếu đối diện với rủi ro sụp đổ mạnh do sự đánh giá lại của thị trường. Ủng hộ lý thuyết này, Hutton & cộng sự (2009) chỉ ra rằng mức độ thiếu minh bạch trong báo cáo tài chính là gia tăng rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu với các doanh nghiệp tại Mỹ. Tương tự, việc quản trị lợi nhuận có chủ đích làm tăng rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu, đặc biệt là trong các giai đoạn khủng hoảng (Loureiro & Silva, 2022).

---

Rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu cũng có thể được lý giải thông qua lý thuyết về hành vi của nhà đầu tư (Investor Behavior Theory). Hong & Stein (2003) cho rằng rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu xuất phát từ hành vi đầu tư khác nhau giữa các nhà đầu tư trên thị trường. Bên cạnh đó, Cao & cộng sự (2002) chỉ ra rằng các nhà đầu tư có lợi thế thông tin thường chủ động giao dịch khi giá cổ phiếu có xu hướng tăng và rời bỏ thị trường sớm. Điều này khiến cho khi xảy ra sự điều chỉnh của giá cổ phiếu, các nhà đầu tư ít có lợi thế thông tin dễ phản ứng tiêu cực khi các thông tin bất lợi xuất hiện. Ủng hộ lý thuyết này, Callen & Fang (2015) chỉ ra rằng mức độ tham gia của các nhà đầu tư tổ chức có thể giúp giảm rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu, trong khi đó mức độ thông tin khác nhau từ các nhà phân tích chuyên nghiệp (Xu & cộng sự, 2017) có thể khiến giá tăng rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu.

## **2.2. Lý thuyết về bất ổn chính sách kinh tế**

Bất ổn chính sách kinh tế được hiểu là những thay đổi không lường trước được của các chính sách kinh tế, ảnh hưởng đến hệ thống kinh tế nói chung và việc ra quyết định của các chủ thể trong nền kinh tế nói riêng. Trong các giai đoạn mà mức độ bất ổn của chính sách kinh tế gia tăng, dân cư có xu hướng thu hẹp tiêu dùng và trì hoãn các hành vi đầu tư do sự sụt giảm của thu nhập dân cư cũng như khả năng sinh lời của các doanh nghiệp, từ đó gây ảnh hưởng tiêu cực tới tăng trưởng kinh tế (Pastor & Veronesi, 2012; Pastor & Veronesi, 2013). Bên cạnh đó, các doanh nghiệp có xu hướng áp dụng các chính sách kinh doanh thận trọng trong giai đoạn bất ổn chính sách kinh tế gia tăng bởi chi phí vay vốn gia tăng (Jens, 2017; Pastor & Veronesi, 2012), dẫn tới suy giảm nhu cầu tuyển dụng và đầu tư (Bloom, 2014; Gulen & Ion, 2016) và hạn chế các hoạt động mở rộng kinh doanh (Çolak & cộng sự, 2017; Colak & cộng sự, 2021). Bất ổn chính sách kinh tế có tác động tiêu cực tới mức độ đổi mới sáng tạo của các doanh nghiệp (Bhattarai & cộng sự, 2020), làm gia tăng mức độ thất nghiệp, tiềm ẩn tác động dài hạn tới triển vọng tăng trưởng kinh tế trong dài hạn (Caggiano & cộng sự, 2020).

Bất ổn chính sách kinh tế còn có tác động lan truyền giữa các quốc gia bởi sự gia tăng của mức độ kết nối và toàn cầu hóa nền kinh tế (Georgiadis & Mehl, 2016). Bất ổn chính sách kinh tế tại các quốc gia lớn có thể gây ra bất ổn chính sách kinh tế tại các quốc gia đang phát triển do sự gia tăng trong thương mại quốc tế (Balli & cộng sự, 2017), đặc biệt là các quốc gia đang phát triển bởi sự thay đổi các dòng vốn luân chuyển giữa các quốc gia (An & cộng sự, 2022). Cuối cùng, bất ổn chính sách kinh tế có thể gây ra những biến động đối với thị trường tài chính và tài sản thế giới, từ đó lan truyền rủi ro tới các nền kinh tế (Balli & cộng sự, 2017; Mei & cộng sự, 2019).

## **2.3. Tác động của bất ổn chính sách kinh tế tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu trên thị trường chứng khoán**

Sự không chắc chắn về chính sách kinh tế vĩ mô có thể gây thiệt hại cho nhà đầu tư, dẫn đến nghi ngại trong việc thực hiện các quyết định đầu tư lâu dài (Jacob & cộng sự, 2022), cũng như gia tăng mức độ biến động của thị trường do những sự đánh giá khác nhau giữa các nhà đầu tư (Liu & Zhang, 2015). Trong giai đoạn bất ổn chính sách kinh tế gia tăng, rủi ro gia tăng đối với hoạt động kinh doanh tạo động cơ cho nhà quản lý trong việc che giấu dòng tiền (Nagar & cộng sự, 2019). Điều này dẫn tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu khi các thông tin tiêu cực cuối cùng được công khai (Luo & Zhang, 2020). Bên cạnh đó, mức độ không chắc chắn về chính sách gia tăng sẽ khuếch đại yếu tố thiên lệch hành vi và tạo ra sự định giá sai về giá chứng khoán trên thị trường (Chen & cộng sự, 2017). Điều này sẽ trở lên trầm trọng hơn ở các thị trường mới nổi như Việt Nam khi các quy định bán khống bị hạn chế, dẫn đến rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu tăng lên khi giá điều chỉnh về mức phù hợp.

### *Giả thuyết 1: Rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu cao hơn khi mức độ bất ổn chính sách kinh tế gia tăng*

Để đánh giá chi tiết hơn, nhóm tác giả tiếp tục kiểm định giả thuyết rằng tác động của bất ổn chính sách kinh tế tới rủi ro sụp đổ giá là khác nhau với các cổ phiếu có tần suất giao dịch khác nhau. Điều này bởi lẽ mức độ khác nhau trong đánh giá cổ phiếu của các nhà đầu tư là một nguyên nhân gây nên sự sụp đổ giá của cổ phiếu (Habib & cộng sự, 2018). Tác động này có thể lớn hơn trong bối cảnh bất ổn chính sách kinh tế gia tăng làm niềm tin và đánh giá của các nhà đầu tư trên thị trường trở nên không chắc chắn (Jin & cộng sự, 2019).

*Giả thuyết 2: Tác động của bất ổn chính sách kinh tế tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu phụ thuộc vào mức độ khác nhau trong đánh giá cổ phiếu của nhà đầu tư*

Bên cạnh đó, tác động lan truyền của bất ổn chính sách kinh tế thế giới tới Việt Nam có thể không giống nhau, tùy thuộc vào quốc gia khởi tạo. Sử dụng chỉ số bất ổn chính sách kinh tế của hai đối tác thương mại lớn nhất của Việt Nam là Mỹ và Trung Quốc, Trung & cộng sự (2021) chỉ ra rằng, tác động của bất ổn chính sách kinh tế của Mỹ tới tăng trưởng kinh tế Việt Nam là lớn hơn so với Trung Quốc. Trên cơ sở đó, nhóm tác giả kiểm định giả thuyết về tác động khác nhau của bất ổn chính sách kinh tế Mỹ và Trung Quốc tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu tại Việt Nam.

*Giả thuyết 3: Bất ổn chính sách kinh tế của Mỹ và Trung Quốc có mức độ tác động khác nhau tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu*

### 3. Dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Đo lường rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu và mức độ bất ổn chính sách kinh tế

Để đo lường rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu, tác giả sử dụng hai chỉ tiêu thường được sử dụng trong các nghiên cứu thực nghiệm (ví dụ, Chen & Chen, 2024; Habib & cộng sự, 2018; Wen & cộng sự, 2019; Yang & cộng sự, 2024) là chỉ số độ chệch (NSKEW - Negative Skewness Coefficient) và chỉ số biên độ biến động (DUVOL - Down-to-up Volatility).

Cụ thể, với mỗi cổ phiếu trong mỗi năm, tỷ suất sinh lời cá biệt theo tuần được xác định thông qua mô hình hồi quy như sau:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,i}R_{m,t-2} + \beta_{2,i}R_{m,t-1} + \beta_{3,i}R_{m,t} + \beta_{4,i}R_{m,t+1} + \beta_{5,i}R_{m,t+2} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

trong đó  $R_{i,t}$  là tỷ suất sinh lời trong tuần  $-t$  thuộc năm  $t$  của cổ phiếu  $i$ , và  $R_{m,t}$  là tỷ suất sinh lời tuần  $-t$  năm  $t$  của VN-Index. Tỷ suất sinh lời cá biệt của cổ phiếu  $i$ , tuần  $\tau$ , năm  $t$  được xác định là:

$$W_{i,t} = \ln(1 + \varepsilon_{i,t})$$

với  $\varepsilon_{i,t}$  là phần dư của mô hình hồi quy (1).

Chỉ số  $NCSKEW_{i,t}$  của cổ phiếu  $i$  năm  $t$  được xác định là:

$$NCSKEW_{i,t} = -\frac{n(n-1)^{3/2}\sum_{\tau=1}^n W_{i,t}^3}{(n-1)(n-2)(\sum_{\tau=1}^n W_{i,t}^2)^{3/2}} \quad (2)$$

Trong đó  $W_{i,t}$  đại diện cho lợi suất đặc trưng của cổ phiếu theo từng tuần trong suốt khoảng thời gian  $t$  và  $n$  là số tuần trong năm  $t$ . Giá trị NCSKEW càng lớn cho thấy rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu càng cao.

Chỉ số  $DUVOL_{i,t}$  được xác định như sau

$$DUVOL_{i,t} = \ln \frac{(n_u-1)\sum_{down} W_{i,t}^2}{(n_d-1)\sum_{up} W_{i,t}^2} \quad (3)$$

Trong đó,  $down$  ( $up$   $W_{i,t}$ ) là những tuần có mức lợi suất thấp hơn (cao hơn) mức trung bình,  $n_u$  là số tuần mà cổ phiếu tăng giá,  $n_d$  là số tuần mà cổ phiếu giảm giá trong năm  $t$  hơn so với giá trị bình quân trong năm. Tương tự như NCSKEW, giá trị DUVOL càng lớn thì rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu càng cao.

Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả sử dụng chỉ số bất ổn chính sách kinh tế (EPU – Economic Policy Uncertainty) của thế giới, cũng như riêng biệt cho Mỹ và Trung Quốc, dựa trên phương pháp phân tích ngôn ngữ của (Baker & cộng sự, 2016).<sup>1</sup> Cụ thể, Baker & cộng sự (2016) xây dựng chỉ số từ định lượng tần suất đưa tin của báo chí về bất ổn chính sách kinh tế với các cụm từ nhất định. Các cụm từ này được chia thành nhóm các cụm chính sách, nhằm phản ánh tổng thể về bất ổn chính sách kinh tế quốc gia trên các khía cạnh khác nhau. Đây cũng là chỉ tiêu được sử dụng nhiều để xây dựng chỉ số bất ổn chính sách kinh tế của nhiều quốc gia trên thế giới như Trung Quốc (Davis & cộng sự, 2019), Nhật (Arbatli & cộng sự, 2017), Đức (Grimme & Stöckli, 2018) hay Brazil (Ferreira & cộng sự, 2019). Chỉ số EPU đối với thế giới (GEPU) trong nghiên cứu này được xác định thông qua giá trị bình quân gia quyền của 16 quốc gia có tầm ảnh hưởng lớn trên thế giới của (Davis, 2016).

#### 3.2. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu đánh giá tác động của bất ổn chính sách kinh tế tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu tại Việt Nam thông qua mô hình hồi quy tương tự như Chen & Chen (2024) như sau:

$$CrashRisk_{i,t} = \alpha + \beta EPU_t + \gamma X_{i,t-1} + \varphi_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Trong đó,  $CrashRisk_{i,t}$  là rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu  $i$  trong năm  $t$ , được xác định thông qua chỉ số  $NCSKEW_{i,t}$  hoặc  $DUVOL_{i,t}$ .  $EPU_t$  là giá trị logarit của chỉ số GEPU để đánh giá tác động của bất ổn chính sách kinh tế thế giới.  $X_{i,t}$  là các biến kiểm soát thể hiện đặc trưng của cổ phiếu  $i$  năm  $t$ , có thể tác động đến rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu. Tương tự như các nghiên cứu trước đây, tác giả sử dụng (1) biến trễ của  $NCSKEW_{i,t}$  hoặc  $DUVOL_{i,t}$  để kiểm soát có vấn đề tự tương quan hoặc nội sinh tiềm tàng trong mô hình; (2) quy mô doanh nghiệp (TA), là logarithm của vốn hoá doanh nghiệp, tỷ lệ sinh lời trên tổng tài sản (ROA), tỷ lệ đòn bẩy tài chính (LEV), tỷ lệ giá trị sổ sách so với giá thị trường (BM) và tỷ lệ sinh lời (RET) do các doanh nghiệp có quy mô và tỷ lệ sinh lời trong quá khứ cao có thể ảnh hưởng đến rủi ro đảo chiều giá cổ phiếu (Hutton & cộng sự, 2009; Kim & cộng sự, 2011); (3) giá trị vòng quay cổ phiếu điều chỉnh (DTURN) được xác định bằng tỷ lệ khối lượng giao dịch trên số cổ phiếu lưu hành trừ đi giá trị bình quân trong năm gần nhất để kiểm soát mức độ khác nhau trong đánh giá cổ phiếu của nhà đầu tư; (4) tỷ lệ biến động của tỷ suất sinh lời cổ phiếu (SIGMA) thể hiện mức độ biến động của cổ phiếu trong năm (Xu & cộng sự, 2013). Mô hình (4) được ước lượng theo hiệu ứng cố định với  $\varphi_i$  và  $\tau_t$  là hiệu ứng cố định theo doanh nghiệp và theo thời gian để kiểm soát cho các tác động nội sinh riêng biệt của mỗi cổ phiếu và sự thay đổi theo thời gian có thể ảnh hưởng đến rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu.

### 3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Để đánh giá tác động của bất ổn chính sách kinh tế tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu, nghiên cứu sử dụng thông tin giao dịch và báo cáo tài chính của tất cả các doanh nghiệp niêm yết trên HOSE từ 2013 tới 2022. Tương tự như các nghiên cứu trước, tác giả loại bỏ (1) cổ phiếu của các doanh nghiệp tài chính (ngân hàng, chứng khoán, bảo hiểm); (2) cổ phiếu các doanh nghiệp bị hủy niêm yết trong khoảng thời gian nghiên cứu và (3) cổ phiếu với số tuần có kết quả giao dịch ít hơn 30 tuần. Tổng số cổ phiếu trong mẫu nghiên cứu bao gồm 214 doanh nghiệp 19.270 quan sát.

Bảng 1 thể hiện thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình. Giá trị bình quân của NSKEW là -0,009 và DUVOL là -0,096. Độ lệch chuẩn của hai chỉ số này ở mức tương đối cao, ở giá trị 1,019 với NSKEW và 0,632 với DUVOL, cho thấy mức độ khác nhau đáng kể trong rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu trên thị trường Việt Nam. Giá trị bình quân của GEPU là 5,258, trong khi độ lệch chuẩn 0,356. Các cổ phiếu có tỷ lệ sinh lời bình quân là 0,103 với tỷ lệ biến động bình quân là 0,054. Tỷ lệ giá trị sổ sách trên thị giá bình quân ở mức 1,909 với tỷ lệ sinh lời trên tổng tài sản ở mức 6,5% và tỷ lệ nợ trên tổng tài sản ở mức 46,7%.

**Bảng 1: Thống kê mô tả**

	Giá trị bình quân	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Trung vị	Giá trị lớn nhất
NSKEW	-0,009	1,019	-4,016	-0,063	7,038
DUVOL	-0,096	0,632	-2,826	-0,107	5,477
GEPU	5,258	0,356	4,689	5,268	5,788
RET	0,103	0,482	-2,428	0,108	2,386
BM	1,909	1,602	-2,140	1,474	24,899
DTURN	0,004	0,081	-0,622	0,001	0,618
SIGMA	0,054	0,027	0,013	0,048	0,436
ROA	0,065	0,085	-0,996	0,051	0,784
TA	21,279	1,340	18,548	21,143	27,082
LEV	0,467	0,208	0,003	0,478	1,294

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Bảng 2 thể hiện ma trận tương quan giữa các biến sử dụng trong mô hình định lượng. Hai biến NSKEW và DUVOL có mức độ tương quan cao bởi cùng đo lường rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu. Hệ số tương quan giữa các biến giải thích trong mô hình ở mức thấp, cho thấy mô hình không xuất hiện vấn đề tự tương quan.

### 4. Kết quả mô hình nghiên cứu

**Bảng 2: Ma trận tương quan**

	NSKEW	DUVOL	EPU	RET	BM	DTURN	SIGMA	ROA	TA	LEV
NSKEW	1,000									
DUVOL	0,904	1,000								
EPU	0,076	0,047	1,000							
RET	-0,561	-0,527	-0,185	1,000						
BM	0,063	0,081	-0,319	-0,134	1,000					
DTURN	-0,138	-0,124	0,027	0,378	-0,105	1,000				
SIGMA	0,246	0,241	0,091	-0,067	0,020	0,101	1,000			
ROA	-0,099	-0,101	-0,034	0,185	-0,217	0,036	-0,266	1,000		
TA	0,006	-0,012	0,145	-0,053	-0,149	0,051	-0,164	-0,100	1,000	
LEV	-0,007	0,007	-0,048	0,039	0,069	0,051	0,098	-0,421	0,341	1,000

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

#### 4.1. Mô hình cơ sở

Bảng 3 thể hiện kết quả hồi quy của mô hình (4) đánh giá tác động của bất ổn chính sách kinh tế thế giới tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Hai cột (1) và (2) thể hiện kết quả hồi quy mà không có biến kiểm soát, trong khi cột (3) và (4) thể hiện kết quả hồi quy đầy đủ. Hệ số hồi quy của biến EPU là dương và có ý nghĩa thống kê đối với cả NSKEW và DUVOL ở cả bốn mô hình, cho thấy tác động cùng chiều của mức độ bất ổn chính sách kinh tế đối với rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu, ủng hộ giả thuyết 1. Tương tự như Jin & Myers (2006) và Hutton & cộng sự (2009), rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu cùng chiều với mức độ giao dịch và ngược chiều với tỷ lệ giá trị sổ sách trên thị giá.

**Bảng 3: Tác động của GEPU tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu**

	Biến phụ thuộc			
	NSKEW (1)	DUVOL (2)	NSKEW (3)	DUVOL (4)
NSKEW	-0,139*** (0,021)		-0,097*** (0,026)	
DUVOL		-0,138*** (0,021)		-0,092*** (0,025)
EPU	0,188*** (0,057)	0,064* (0,035)	0,288*** (0,075)	0,116** (0,047)
RET			0,048 (0,059)	0,019 (0,036)
BM			-0,189*** (0,022)	-0,118*** (0,014)
SIGMA			0,386 (0,982)	-0,577 (0,611)
ROA			0,080 (0,361)	-0,110 (0,225)
TA			-0,018 (0,034)	-0,007 (0,021)
LEV			-0,045 (0,195)	-0,098 (0,121)
DTURN			0,680** (0,273)	0,407** (0,170)
Số quan sát	2.560	2.560	2.315	2.315
R <sup>2</sup>	0,025	0,022	0,146	0,149

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

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

#### 4.2. Mô hình mở rộng

Các nghiên cứu trước đây đã chỉ ra rằng khối lượng giao dịch của cổ phiếu chịu ảnh hưởng bởi yếu tố niềm tin không đồng nhất của nhà đầu tư (Scheinkman & Xiong, 2003). Do vậy, để đánh giá giả thuyết 2, nhóm tác giả bổ sung biến kết hợp giữa EPU và khối lượng giao dịch của cổ phiếu (TURN) vào mô hình (4).

$$CrashRisk_{i,t} = \alpha + \beta_1 EPU_t + \beta_2 EPU_t * TURN_{i,t} + \gamma X_{i,t-1} + \varphi_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

**Bảng 4: Tác động của GEPU tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu:  
Vai trò của khối lượng giao dịch**

	Biến phụ thuộc	
	NSKEW (1)	DUVOL (2)
NSKEW	-0,100*** (0,026)	
DUVOL		-0,098*** (0,025)
EPU	0,286*** (0,084)	0,092* (0,052)
EPU*TURN	0,820* (0,408)	0,857** (0,373)
Biến kiểm soát	YES	YES
Hiệu ứng cố định thời gian	YES	YES
Hiệu ứng cố định doanh nghiệp	YES	YES
Số quan sát	2.315	2.315
R <sup>2</sup>	0,151	0,155

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

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

Bảng 4 đánh giá tác động của bất ổn chính sách kinh tế tới rủi ro sụp đổ giá của các cổ phiếu với khối lượng giao dịch khác nhau. Hệ số hồi quy của biến kết hợp  $EPU_t * TURN_t$  mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê, tương ứng 0,820 với NSKEW và 0,857 với DUVOL. Điều này cho thấy, khi các yếu tố khác không đổi, tác động của bất ổn chính sách kinh tế tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu là lớn hơn với các cổ phiếu có sự bất đồng lớn hơn giữa các nhà đầu tư, thể hiện ở khối lượng giao dịch lớn hơn. Kết quả này ủng hộ giả thuyết 2 và cũng là phù hợp với đặc tính nhạy cảm thông tin của thị trường chứng khoán Việt Nam với tỷ lệ nhà đầu tư cá nhân cao.

Để đánh giá giả thuyết 3, nhóm tác giả bổ sung thêm 2 biến là  $EPU\_US$  và  $EPU\_CHN$ , thể hiện mức độ bất ổn chính sách kinh tế của Mỹ và Trung Quốc như sau:

$$CrashRisk_{i,t} = \alpha + \beta_1 EPU_{t-US} + \beta_2 EPU_{t-CHN} + \gamma X_{i,t-1} + \varphi_i + \tau_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

**Bảng 5: Tác động của EPU tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu: So sánh Mỹ và Trung Quốc**

	Biến phụ thuộc					
	NSKEW			DUVOL		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
NSKEW	-0,091*** (0,026)	-0,097*** (0,026)	-0,092*** (0,026)	-0,091*** (0,025)	-0,090*** (0,026)	-0,089*** (0,025)
EPU_US	0,400*** (0,106)		0,371** (0,146)	0,242*** (0,066)		0,331*** (0,090)
EPU_CHN		0,129*** (0,047)	0,018 (0,064)		0,041 (0,029)	-0,058 (0,039)
Biến kiểm soát	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Hiệu ứng cố định thời gian	YES	YES	YES	YES	YES	YES

Bảng 5 cho thấy, ảnh hưởng khác nhau của bất ổn chính sách kinh tế tại hai quốc gia Mỹ và Trung Quốc tới rủi ro sụp đổ giá trên thị trường chứng khoán Việt Nam với tác động lớn hơn từ Mỹ, ủng hộ giả thuyết 3. Cụ thể, hệ số hồi quy của 2 biến  $EPU\_US$  và  $EPU\_CHN$  với biến phụ thuộc NSKEW và DUVOL cho thấy mức độ sụp đổ giá của các cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam phản ứng mạnh hơn trước những bất ổn trong chính sách kinh tế của Mỹ hơn so với Trung Quốc. Khi đưa cả hai chỉ số này vào mô hình hồi quy (3) và (5), chỉ có  $EPU\_US$  là vẫn duy trì giá trị dương và có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy tác động dẫn dắt và trọng yếu của bất ổn chính sách kinh tế Mỹ tới Việt Nam so với Trung Quốc.

---

### 4.3. Thảo luận kết quả

Kết quả nghiên cứu cho thấy bất ổn chính sách kinh tế thể giới làm gia tăng rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả này tương đồng với các nghiên cứu trước đây như Jin & cộng sự (2019); Luo & Zhang (2020). Điều này cho thấy rằng khi mức độ bất ổn chính sách kinh tế thể giới gia tăng, các nhà đầu tư yêu cầu phần bù rủi ro cao hơn, khiến cho giá sụp đổ mạnh trong giai đoạn này để thể hiện mức tỷ suất sinh lời cao hơn trong tương lai (Pástor & Veronesi, 2013). Kết quả mô hình mở rộng cho thấy tác động này mạnh hơn ở các cổ phiếu có quy mô giao dịch lớn, thể hiện mức độ bất đồng ý kiến lớn hơn trong đánh giá cổ phiếu của các nhà đầu tư. Điều này phù hợp với tính chất và thực trạng của thị trường chứng khoán Việt Nam. Vo & Phan (2017) chỉ ra rằng, thị trường chứng khoán Việt Nam có tỷ lệ nhà đầu tư cá nhân cao, cùng xu hướng đầu tư theo đám đông, đặc biệt là trong các giai đoạn thị trường biến động mạnh. Điều này khiến cho các nhà đầu tư có xu hướng thực hiện hành vi đầu tư mua theo cảm xúc và có xu hướng đẩy giá cổ phiếu vượt quá mức trong ngắn hạn, dẫn đến rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu cao hơn trong tương lai.

Khi so sánh tác động của hai quốc gia là đối tác thương mại lớn nhất của Việt Nam là Mỹ và Trung Quốc, kết quả cho thấy rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu chủ yếu chịu tác động lớn hơn từ bất ổn chính sách kinh tế tại Mỹ. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu trước đây, cho thấy vai trò lan truyền rủi ro của Mỹ đối với kinh tế thể giới nói chung cũng như Việt Nam nói riêng (Balli & cộng sự, 2021; Trung, 2019). Bất ổn chính sách kinh tế Mỹ có thể lan truyền rủi ro tới các quốc gia khác do tác động tiêu cực tới thương mại quốc tế và tỷ lệ lạm phát do sự thay đổi của tỷ giá (Bhattarai & cộng sự, 2020), làm đảo chiều các dòng vốn quốc tế (Salisu & cộng sự, 2022) hoặc chính sách tiền tệ quốc gia (Lakdawala & cộng sự, 2021).

### 5. Kết luận

Nghiên cứu này đánh giá tác động của bất ổn chính sách kinh tế tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả nghiên cứu chỉ ra bất ổn chính sách kinh tế làm gia tăng rủi ro giảm giá cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Bên cạnh đó, tác động này chủ yếu do hiệu ứng tâm lý của các nhà đầu tư cá nhân dẫn đến phản ứng tiêu cực khi có sự bất ổn trong chính sách kinh tế thể giới, đặc biệt là Mỹ, dẫn đến rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu cao hơn ở các cổ phiếu có mức độ giao dịch cao.

Nghiên cứu này đưa ra một số hàm ý như sau:

*Thứ nhất*, bất ổn chính sách kinh tế thể giới nên được xem như một nhân tố rủi ro mà nhà đầu tư cần xem xét để tối ưu hoá quyết định giao dịch, xây dựng danh mục và quản lý rủi ro.

*Thứ hai*, cơ quan quản lý cần theo dõi chặt chẽ những thay đổi trong chính sách kinh tế thể giới nhằm có những phản ứng phù hợp, đặc biệt là Mỹ.

*Thứ ba*, kết quả của nghiên cứu này cho thấy tác động của tâm lý và hành vi đầu tư của các nhà đầu tư cá nhân trên thị trường Việt Nam. Do vậy, các cơ quan quản lý nên cân nhắc gia tăng tỷ lệ các nhà đầu tư tổ chức và chuyên nghiệp cũng giúp nâng cao tính hiệu quả của thị trường chứng khoán Việt Nam, tránh những rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu quá mức.

Nghiên cứu này còn tồn tại một số hạn chế có thể giải quyết ở các nghiên cứu trong tương lai. Thứ nhất, nghiên cứu sử dụng chỉ số EPU để đánh giá tác động của bất ổn chính sách kinh tế thể giới tới Việt Nam. Tuy nhiên, các nghiên cứu trong tương lai có thể xây dựng và phát triển chỉ số EPU riêng cho Việt Nam để thực hiện đánh giá cụ thể hơn tác động từ những bất ổn nội tại của các chính sách kinh tế tại Việt Nam. Thứ hai, nghiên cứu mới chỉ đánh giá tác động của EPU tới thị trường chứng khoán, chưa thực hiện nghiên cứu tới các loại tài sản khác như thị trường trái phiếu hay bất động sản. Thứ ba, nghiên cứu chưa đánh giá và chỉ ra tác động của EPU tới rủi ro sụp đổ giá cổ phiếu tại các nhóm ngành kinh doanh khác nhau. Những hướng nghiên cứu này sẽ được đánh giá cụ thể hơn trong những nghiên cứu tương lai.

### Ghi chú:

1. Các chỉ số này có thể được thu thập từ website <https://www.policyuncertainty.com>.



---

## Tài liệu tham khảo

- An, X., Wu, B., Dedahanov, A. T., & Sun, W. (2022), 'Episodes of extreme international capital inflows in emerging and developing economies: The role of global economic policy uncertainty', *Plos one*, 17(9), e0275249, doi:10.1371/journal.pone.0275249
- Arbatli, E. C., Davis, S. J., Ito, A., & Miake, N. (2017), *Policy uncertainty in Japan*, Retrieved from National Bureau of Economic Research
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016), 'Measuring economic policy uncertainty', *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636, doi:10.1093/qje/qjw024
- Ball, R. (2009), 'Market and political/regulatory perspectives on the recent accounting scandals', *Journal of Accounting Research*, 47(2), 277-323, doi:10.1111/j.1475-679X.2009.00325.x
- Balli, F., Hasan, M., Ozer-Balli, H., & Gregory-Allen, R. (2021), 'Why do US uncertainties drive stock market spillovers?', International evidence. *International Review of Economics & Finance*, 76, 288-301.
- Balli, F., Uddin, G. S., Mudassar, H., & Yoon, S.-M. (2017), 'Cross-country determinants of economic policy uncertainty spillovers', *Economics Letters*, 156, 179-183.
- Bhattarai, S., Chatterjee, A., & Park, W. Y. (2020), 'Global spillover effects of US uncertainty', *Journal of Monetary Economics*, 114, 71-89.
- Bloom, N. (2009), 'The impact of uncertainty shocks', *Econometrica*, 77(3), 623-685.
- Bloom, N. (2014), 'Fluctuations in uncertainty', *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153-176.
- Brogaard, J., & Detzel, A. (2015), 'The asset-pricing implications of government economic policy uncertainty', *Management Science*, 61(1), 3-18.
- Caggiano, G., Castelnuovo, E., & Figueres, J. M. (2020), 'Economic policy uncertainty spillovers in booms and busts', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 82(1), 125-155.
- Callen, J. L., & Fang, X. (2015), 'Short interest and stock price crash risk', *Journal of Banking & Finance*, 60, 181-194.
- Cao, H., Coval, J., & Hirshleifer, D. (2002), 'Sidelined investors, trading-generated news, and security returns', *The Review of Financial Studies*, 15(2), 615-648.
- Chang, X., Chen, Y., & Zolotoy, L. (2017), 'Stock liquidity and stock price crash risk', *Journal of financial and quantitative analysis*, 52(4), 1605-1637.
- Chen, J., Jiang, F., & Tong, G. (2017), 'Economic policy uncertainty in China and stock market expected returns', *Accounting & Finance*, 57(5), 1265-1286.
- Chen, T.-H., & Chen, K.-S. (2024), 'The effect of investor attention on stock price crash risk', *Journal of Empirical Finance*, 75, 101456, doi:10.1016/j.jempfin.2023.101456
- Çolak, G., Durnev, A., & Qian, Y. (2017), 'Political uncertainty and IPO activity: Evidence from US gubernatorial elections', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 52(6), 2523-2564.
- Colak, G., Gounopoulos, D., Loukopoulos, P., & Loukopoulos, G. (2021), 'Political power, local policy uncertainty and IPO pricing', *Journal of Corporate Finance*, 67, 101907.
- Davis, S. J. (2016), *An index of global economic policy uncertainty*, Retrieved from <https://www.nber.org/papers/w22740>
- Davis, S., Liu, D., & Sheng, X. (2019), 'Economic policy uncertainty since China: The view from Mainland newspapers', *Paper presented at the SITE conference on the "Macroeconomics of Uncertainty and Volatility"*, August.
- Ferreira, P. C., Vieira, R. M. B., da Silva, F. B., & de Oliveira, I. C. (2019). Measuring Brazilian economic uncertainty. *Journal of Business Cycle Research*, 15, 25-40.
- Georgiadis, G., & Mehl, A. (2016), 'Financial globalisation and monetary policy effectiveness', *Journal of International Economics*, 103, 200-212.
- Grimme, C., & Stöckli, M. (2018), 'Measuring macroeconomic uncertainty in Germany', Paper presented at the CESifo Forum.

- 
- Gulen, H., & Ion, M. (2016), 'Policy uncertainty and corporate investment', *The Review of Financial Studies*, 29(3), 523-564.
- Habib, A., Hasan, M. M., & Jiang, H. (2018), 'Stock price crash risk: review of the empirical literature', *Accounting & Finance*, 58, 211-251, doi:10.1111/acfi.12278
- Hoài, N. T. (2023), 'Mối quan hệ giữa cảm xúc nhà đầu tư và biến động của thị trường chứng khoán Việt Nam', *Tạp chí nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 34, 4-20.
- Hong, H., & Stein, J. C. (2003), 'Differences of opinion, short-sales constraints, and market crashes', *The Review of Financial Studies*, 16(2), 487-525, doi:10.1093/rfs/hhg006
- Hutton, A. P., Marcus, A. J., & Tehranian, H. (2009), 'Opaque financial reports, R2, and crash risk', *Journal of financial Economics*, 94(1), 67-86, doi:10.1016/j.jfineco.2008.10.003
- Jacob, M., Wentland, K., & Wentland, S. A. (2022), 'Real effects of tax uncertainty: Evidence from firm capital investments', *Management Science*, 68(6), 4065-4089.
- Jens, C. E. (2017), 'Political uncertainty and investment: Causal evidence from US gubernatorial elections', *Journal of financial Economics*, 124(3), 563-579.
- Jin, L., & Myers, S. C. (2006), 'R2 around the world: New theory and new tests', *Journal of financial Economics*, 79(2), 257-292, doi:10.3386/w10453
- Jin, X., Chen, Z., & Yang, X. (2019), 'Economic policy uncertainty and stock price crash risk', *Accounting & Finance*, 58(5), 1291-1318.
- Kim, J.-B., Li, Y., & Zhang, L. (2011), 'CFOs versus CEOs: Equity incentives and crashes', *Journal of financial Economics*, 101(3), 713-730.
- Lakdawala, A., Moreland, T., & Schaffer, M. (2021), 'The international spillover effects of US monetary policy uncertainty', *Journal of International Economics*, 133, 103525.
- Lam, H. T., Trinh, H. K. B., Ngọc, B. T. H., Hoài, N. T. M., Nghĩa, P. T., & Mỹ, B. H. (2024), 'Chính sách kinh tế bất định, bất ổn giá dầu và tăng trưởng kinh tế Việt Nam', *VNU University of Economics and Business*, 4(1), 51-51.
- Lê, H. A. C., Ngô, S. N., & Nguyễn, T. M. H. (2018), 'Phản ứng của giá cổ phiếu đối với biến động chính sách kinh tế thế giới và chính sách tiền tệ tại Việt Nam', *Tạp chí nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 29(3), 05-22.
- Liu, L., & Zhang, T. (2015), 'Economic policy uncertainty and stock market volatility', *Finance Research Letters*, 15, 99-105.
- Loureiro, G., & Silva, S. (2022), 'Earnings management and stock price crashes post US cross-delistings', *International Review of Financial Analysis*, 82, 102215.
- Luo, Y., & Zhang, C. (2020), 'Economic policy uncertainty and stock price crash risk', *Research in International Business and Finance*, 51, 101112.
- Lý, T. T. H. (2020), 'Bất định chính sách kinh tế của Trung Quốc và nắm giữ tiền của các công ty thuộc khu vực Đông Nam Á', *Tạp chí nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 31, 25-50.
- Mei, D., Zeng, Q., Cao, X., & Diao, X. (2019), 'Uncertainty and oil volatility: New evidence', *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 525, 155-163.
- Nagar, V., Schoenfeld, J., & Wellman, L. (2019), 'The effect of economic policy uncertainty on investor information asymmetry and management disclosures', *Journal of accounting and Economics*, 67(1), 36-57.
- Nguyễn, T. M. H., & Ngô, S. N. (2019), 'Tác động của bất ổn chính sách kinh tế thế giới đến giá cổ phiếu: Nghiên cứu ở các nền kinh tế mới nổi khu vực Châu Á', *Tạp chí Khoa học Kinh tế*, 7(2), 67-77.
- Pastor, L., & Veronesi, P. (2012), 'Uncertainty about government policy and stock prices', *The Journal of Finance*, 67(4), 1219-1264.
- Pastor, L., & Veronesi, P. (2013), 'Political uncertainty and risk premia', *Journal of Financial Economics*, 110(3), 520-545.
- Salisu, A. A., Gupta, R., & Demirer, R. (2022), 'The financial US uncertainty spillover multiplier: Evidence from a GVAR model', *International Finance*, 25(3), 313-340.

- 
- Scheinkman, J. A., & Xiong, W. (2003), 'Overconfidence and speculative bubbles', *Journal of Political Economy*, 111(6), 1183-1220.
- Trung, L. H., Duy, P. C., & Anh, T. T. V. (2021), 'Ảnh hưởng của bất ổn chính sách kinh tế thế giới đến Việt Nam và một số khuyến nghị', *Tạp chí Ngân hàng*, 16, 2-10.
- Trung, N. B. (2019), 'The spillover effect of the US uncertainty on emerging economies: A panel VAR approach', *Applied Economics Letters*, 26(3), 210-216.
- Võ, X. V., & Phan, D. B. A. (2017), 'Further evidence on the herd behavior in Vietnam stock market', *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 13, 33-41.
- Wen, F., Xu, L., Ouyang, G., & Kou, G. (2019), 'Retail investor attention and stock price crash risk: evidence from China', *International Review of Financial Analysis*, 65, 101376, doi:10.1016/j.irfa.2019.101376
- Xu, N., Jiang, X., Chan, K. C., & Wu, S. (2017), 'Analyst herding and stock price crash risk: Evidence from China', *Journal of International Financial Management & Accounting*, 28(3), 308-348.
- Xu, N., Jiang, X., Chan, K. C., & Yi, Z. (2013), 'Analyst coverage, optimism, and stock price crash risk: Evidence from China', *Pacific-Basin Finance Journal*, 25, 217-239.
- Yang, M., Dong, D., & Xia, G. (2024), 'Risk disclosure and stock price crash risk: Evidence from Chinese listed firms', *Finance Research Letters*, 60, 104967, doi:10.1016/j.frl.2023.104967.

---

# TÁC ĐỘNG CỦA TRÁCH NHIỆM XÃ HỘI ĐẾN HIỆU QUẢ TÀI CHÍNH CỦA CÁC NGÂN HÀNG THƯƠNG MẠI TẠI VIỆT NAM

**Bùi Huy Trung**

Học viện ngân hàng

Email: [trungbh@hvn.edu.vn](mailto:trungbh@hvn.edu.vn)

**Dương Linh Anh**

Học viện ngân hàng

Email: [25a4013173@hvn.edu.vn](mailto:25a4013173@hvn.edu.vn)

**Vũ Thị Hồng Ngọc**

Học viện ngân hàng

Email: [25a4013267@hvn.edu.vn](mailto:25a4013267@hvn.edu.vn)

**Trần Tuấn Long**

Học viện ngân hàng

Email: [25a4013258@hvn.edu.vn](mailto:25a4013258@hvn.edu.vn)

Mã bài: JED-1754

Ngày nhận: 02/05/2024

Ngày nhận bản sửa: 23/07/2024

Ngày duyệt đăng: 01/08/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1754

## Tác động của trách nhiệm xã hội đến hiệu quả tài chính của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam

### Tóm tắt:

Nghiên cứu này phân tích tác động của trách nhiệm xã hội đến hiệu quả tài chính của các ngân hàng thương mại. Nhóm tác giả sử dụng bộ dữ liệu của 26 ngân hàng thương mại tại Việt Nam trong giai đoạn 2010-2022 và phương pháp Generalized Method of Moments (GMM) để phân tích mối quan hệ của hai biến số trên. Biến số trách nhiệm xã hội được đo lường bằng phương pháp phân tích nội dung, trong khi các biến phản ánh hiệu quả tài chính của ngân hàng thương mại được đo lường bằng các chỉ tiêu khác nhau. Kết quả nghiên cứu cho thấy việc thực hiện trách nhiệm xã hội có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính của các ngân hàng thương mại, tuy nhiên tác động của từng thành phần trách nhiệm xã hội có sự khác biệt đáng kể. Bên cạnh đó, cấu trúc sở hữu nước ngoài cũng có ảnh hưởng đến tác động của trách nhiệm xã hội đến hiệu quả tài chính của ngân hàng thương mại. Dựa trên các kết quả này, nhóm tác giả đưa ra các khuyến nghị trong việc thực thi tốt trách nhiệm xã hội đồng thời nâng cao hiệu quả tài chính tại các ngân hàng thương mại trong thời gian tới.

**Từ khóa:** Trách nhiệm xã hội, hiệu quả tài chính, ngân hàng thương mại Việt Nam

**Mã JEL:** C23, G21, O32, O33.

## The impact of corporate social responsibility on financial performance of commercial banks in Vietnam

### Abstract:

This study examines the impact of corporate social responsibility on financial performance of commercial banks. We utilize a dataset of 26 commercial banks in Vietnam from 2010 to 2022 and employ the Generalized Method of Moments to analyze the relationship between these two determinants. The corporate social responsibility variable is measured using content analysis, while the variables reflecting the financial performance are measured by different indicators. The results reveal that the implementation of social responsibility positively affects the financial performance of commercial banks. However, the impact of each component of social responsibility differs considerably. Besides, the foreign ownership structure significantly affects the impact of CSR on the financial performance of banks. Therefore, we propose several recommendations for effectively implementing social responsibility while also enhancing operational efficiency in commercial banks in the future.

**Keywords:** Corporate social responsibility, financial performance, Vietnamese commercial banks.

**JEL Codes:** C23, G21, O32, O33.

---

## 1. Giới thiệu

Trong bối cảnh thế giới ngày càng đối mặt với nhiều thách thức về môi trường, khí hậu, công bằng xã hội và khủng hoảng kinh tế, các yêu cầu đặt ra về phát triển bền vững nói chung và trách nhiệm xã hội (TNXH) của các doanh nghiệp nói riêng đã và đang thu hút đông đảo sự quan tâm của cộng đồng. Các yêu cầu này không chỉ áp dụng với các doanh nghiệp kinh doanh, sản xuất thông thường mà đang dần trở thành xu thế chung trong lĩnh vực tài chính- ngân hàng, xuất phát từ tầm quan trọng của các tổ chức tài chính trong việc đóng góp, tài trợ cho các hoạt động trách nhiệm xã hội thông qua tài chính xanh, các dự án phát triển cộng đồng,... Bên cạnh đó, kể từ sau giai đoạn 2007-2008, ngành ngân hàng toàn cầu đã phải đối mặt với khủng hoảng mất niềm tin từ công chúng, phần lớn nguyên nhân xuất phát từ các cuộc khủng hoảng tài chính và các vụ bê bối liên quan đến rủi ro đạo đức. Trách nhiệm xã hội được coi là một phương tiện quan trọng để xây dựng lại và tăng cường niềm tin cho các ngân hàng thông qua việc thể hiện cam kết với xã hội và môi trường.

Về mặt lý thuyết, trách nhiệm xã hội có thể tác động đến hoạt động của ngân hàng ở cả hai chiều hướng tích cực và tiêu cực. Một mặt, thực thi tốt trách nhiệm xã hội có thể giúp các ngân hàng thương mại (NHTM) cải thiện vị thế, nâng cao danh tiếng và tạo lợi thế cạnh tranh. Mặt khác, chi phí để triển khai các hoạt động này có thể ảnh hưởng đến khả năng sinh lời của các ngân hàng thương mại. Nói cách khác, các nhà quản trị ngân hàng đứng trước bài toán tối ưu hóa điểm cân bằng giữa lợi nhuận và trách nhiệm xã hội, môi trường. Các nghiên cứu thực nghiệm về chủ đề trách nhiệm xã hội tại các ngân hàng thương mại còn tương đối hạn chế, một phần do khó khăn trong việc lượng hóa mức độ thực hiện trách nhiệm xã hội của các ngân hàng. Bên cạnh đó, hầu hết các nghiên cứu liên quan đến chủ đề này được thực hiện ở các quốc gia phát triển, trong khi đó bằng chứng thực nghiệm tại các quốc gia mới nổi, các quốc gia đang phát triển chưa nhiều.

Tại Việt Nam, trong bối cảnh Đảng và Nhà nước đã ban hành nhiều chủ trương, chính sách, chương trình hành động và xác định phát triển bền vững là mục tiêu trọng tâm trong giai đoạn tới, vấn đề thực hiện trách nhiệm xã hội tại các doanh nghiệp nói chung và tại các ngân hàng thương mại nói riêng ngày càng được quan tâm hơn. Ngành ngân hàng có vai trò như xương sống của nền kinh tế Việt Nam, do đó việc thực thi trách nhiệm xã hội tốt trong ngành được dự báo sẽ có tác động lan tỏa rộng và ảnh hưởng tích cực tới kinh tế, xã hội. Tuy nhiên trong bối cảnh môi trường kinh doanh có nhiều biến động, xu hướng toàn cầu hóa, xu hướng hội nhập diễn ra nhanh chóng, thực tế cho thấy so với các quốc gia trong khu vực và trên thế giới, việc triển khai trách nhiệm xã hội trong lĩnh vực ngân hàng Việt Nam còn khá mới mẻ. Trong điều kiện còn nhiều hạn chế về nguồn lực, các ngân hàng gặp khó khăn trong việc ra quyết định có nên đầu tư và đầu tư bao nhiêu vào việc thực hiện trách nhiệm xã hội cũng như đánh giá tác động của thực thi trách nhiệm xã hội đến lợi nhuận.

Nghiên cứu này tập trung vào phân tích tác động của việc thực hiện trách nhiệm xã hội đến hiệu quả tài chính của các ngân hàng thương mại Việt Nam thông qua phương pháp hồi quy dựa trên dữ liệu bảng theo năm của 26 ngân hàng thương mại trong giai đoạn 2010-2022. Để kiểm soát các vấn đề nội sinh, nhóm nghiên cứu sử dụng phương pháp Moment tổng quát (Generalized Method of Moments-GMM) để tiến hành hồi quy các phương trình. Bên cạnh đó, để giải quyết bài toán lượng hóa việc thực hiện trách nhiệm xã hội của ngân hàng, nhóm tác giả sử dụng phương pháp phân tích nội dung.

Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng việc thực hiện trách nhiệm xã hội góp phần nâng cao hiệu quả tài chính của ngân hàng thương mại Việt Nam. Tuy nhiên, tác động của việc thực hiện trách nhiệm xã hội đối với từng bên liên quan có sự phân hóa. Bên cạnh đó, kết quả thực nghiệm cũng chỉ ra rằng có sự khác biệt trong tác động của trách nhiệm xã hội đối với hiệu quả tài chính giữa các ngân hàng thương mại có tỷ lệ sở hữu vốn nước ngoài trên 15% và các ngân hàng thương mại có tỷ lệ sở hữu vốn nước ngoài dưới 15%. Kết quả trên có thể cung cấp hàm ý quan trọng cho các ngân hàng thương mại trong việc thực hiện tốt trách nhiệm xã hội nhằm nâng cao hiệu quả tài chính.

## 2. Tổng quan nghiên cứu về tác động của việc thực hiện trách nhiệm xã hội đối với hiệu quả tài chính của ngân hàng thương mại

Về mặt lý thuyết, các nghiên cứu về tác động của trách nhiệm xã hội đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp chia thành hai xu hướng chính. Trong khi lý thuyết các bên liên quan (Freeman, 1983) và lý thuyết dựa vào nguồn nhân lực chỉ ra trách nhiệm xã hội nâng cao hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, lý thuyết cổ đông (Friedman, 1970) cho rằng trách nhiệm xã hội ảnh hưởng tiêu cực tới lợi nhuận của doanh nghiệp.

Các nghiên cứu thực nghiệm trước đây chủ yếu tập trung vào tác động của trách nhiệm xã hội đối với hiệu quả tài chính của các doanh nghiệp. Sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu 2007-2008, tác động của trách nhiệm xã hội đối với hiệu quả tài chính của các ngân hàng mới bắt đầu được các học giả quan tâm và nghiên cứu. Hầu hết các nghiên cứu hiện có đều chỉ ra trách nhiệm xã hội có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính của ngân hàng. Sử dụng dữ liệu thu thập được của các ngân hàng thuộc Liên minh Châu Âu, Gangi & cộng sự (2018) chỉ ra trách nhiệm xã hội và hiệu quả tài chính của ngân hàng có mối tương quan cùng chiều. Cụ thể, hoạt động trách nhiệm xã hội làm tăng thu nhập lãi thuần và lợi nhuận, đồng thời làm giảm tỷ lệ nợ xấu của ngân hàng. Tương tự, các nghiên cứu của Salehi & cộng sự (2020), Sudiyatno & cộng sự (2024) sử dụng số liệu của các ngân hàng tại nhiều quốc gia trên thế giới khẳng định trách nhiệm xã hội tác động tích cực đến hiệu quả tài chính của ngân hàng. Nghiên cứu của Belasri (2020) tìm ra bằng chứng cho thấy trách nhiệm xã hội chỉ có tác động tích cực đến hiệu quả hoạt động của ngân hàng tại các nước phát triển và ở các nước có mức độ bảo vệ nhà đầu tư cao. Trong khi đó, một số nghiên cứu lại chỉ ra mối tương quan ngược chiều giữa trách nhiệm xã hội và hiệu quả tài chính của ngân hàng (Matuszaka & Rózańska, 2017; Tran & cộng sự, 2021). Zhou & cộng sự (2021) chỉ ra rằng trách nhiệm xã hội tác động tiêu cực đến hiệu quả tài chính của ngân hàng thương mại trong ngắn hạn, tuy nhiên, mối tương quan này chuyển sang tích cực trong dài hạn. Bên cạnh đó, một số nghiên cứu khác lại cho rằng trách nhiệm xã hội không ảnh hưởng đến hiệu quả tài chính của ngân hàng (Szegedi & cộng sự, 2020). López-Penabad & cộng sự (2023) tìm ra mối quan hệ dạng chữ U giữa trách nhiệm xã hội và hiệu quả của ngân hàng thương mại.

Tại Việt Nam, số lượng các nghiên cứu về mối quan hệ giữa trách nhiệm xã hội và hiệu quả tài chính của các ngân hàng thương mại vẫn còn tương đối hạn chế. Nghiên cứu của Đào Lê Kiều Oanh (2024) chỉ ra rằng việc thực hiện trách nhiệm xã hội của các ngân hàng thương mại cao hơn so với mức trung bình của các công ty đã niêm yết trên thị trường chứng khoán. Lê Phước Hương & Lưu Tiến Thuận (2019), Tran & cộng sự (2021) và My & My (2022) nghiên cứu mối quan hệ giữa trách nhiệm xã hội và hiệu quả hoạt động của các ngân hàng thương mại. Tuy nhiên, các nghiên cứu trên chưa đánh giá một cách toàn diện tác động của trách nhiệm xã hội đến hiệu quả hoạt động của ngân hàng thương mại. Trong khi nghiên cứu của Lê Phước Hương & Lưu Tiến Thuận (2019) và Tran & cộng sự (2021) chỉ sử dụng một biến độc lập để đo lường trách nhiệm xã hội tổng thể, nghiên cứu của My & My (2022) lại chỉ xem xét 4 khía cạnh độc lập của trách nhiệm xã hội bao gồm: môi trường, nhân viên, cộng đồng, dịch vụ khách hàng mà chưa xem xét tác động tổng hợp của các khía cạnh trên. Bên cạnh đó, các nghiên cứu trên cũng chưa xem xét tác động của trách nhiệm xã hội đến hiệu quả hoạt động giữa các nhóm ngân hàng thương mại có đặc điểm riêng biệt.

Tóm lại, các công trình hiện có vẫn còn tồn tại một số khoảng trống nghiên cứu như sau: (i) Các nghiên cứu còn hạn chế do khó khăn trong việc định lượng mức độ thực hiện trách nhiệm xã hội của ngân hàng; (ii) Các nghiên cứu trước đây chủ yếu đo lường trách nhiệm xã hội dưới góc độ tổng quát chứ chưa đi sâu phân tích việc thực hiện trách nhiệm xã hội với từng bên liên quan; (iii) Các nghiên cứu trước đây chưa xem xét tác động của trách nhiệm xã hội đến hiệu quả tài chính của ngân hàng thương mại giữa các nhóm ngân hàng có đặc điểm khác nhau. Nghiên cứu này tập trung vào việc trả lời ba câu hỏi: (i) Việc thực hiện trách nhiệm xã hội tác động đến hiệu quả tài chính của ngân hàng như thế nào; (ii) Việc thực hiện trách nhiệm xã hội đối với từng bên liên quan ảnh hưởng đến hiệu quả tài chính của ngân hàng thương mại như thế nào và (iii) Cấu trúc sở hữu nước ngoài có ảnh hưởng đến tác động của trách nhiệm xã hội đến hiệu quả tài chính hay không.

### 3. Phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Mô hình nghiên cứu

Để phân tích tác động của việc thực hiện trách nhiệm xã hội đối với hiệu quả tài chính của ngân hàng thương mại, nhóm nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy tổng quát như sau:

$$FP_{it} = \beta_0 + \beta_1 CSR_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 Z_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó:

$FP_{it}$  : là biến phụ thuộc, đo lường hiệu quả tài chính của ngân hàng  $i$  tại năm  $t$

$CSR_{it}$  : là biến giải thích, đo lường mức độ thực hiện trách nhiệm xã hội của ngân hàng  $i$  tại năm  $t$ . Mức độ thực hiện trách nhiệm xã hội của ngân hàng phản ánh thông qua mức độ thực hiện trách nhiệm xã hội đối

với các bên liên quan bao gồm: khách hàng, nhân viên, cộng đồng, môi trường, cổ đông.

$X_{i,t}$  : là nhóm biến thể hiện đặc trưng của ngân hàng. Dựa vào các nghiên cứu trước đây về tác động của trách nhiệm xã hội đến hiệu quả tài chính của ngân hàng của Wu & Shen (2013), Nguyen & cộng sự (2022b), nhóm nghiên cứu sử dụng những biến đặc trưng của ngân hàng bao gồm tỷ lệ chi phí thu nhập (CIR), tỷ lệ tài sản thanh khoản trên tổng tài sản (LTA), tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng trên tổng dư nợ (LLP), tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản (ETA).

$Z_t$  : là nhóm biến vĩ mô, bao gồm GDP và biến giả COVID phản ánh giai đoạn sau khi dịch bệnh Covid-19 bùng phát.

$v_i$  : đại diện giữa các yếu tố không quan sát được giữa các đối tượng khác nhau nhưng không thay đổi theo thời gian.

$\varepsilon_{i,t}$  : đại diện giữa các yếu tố không quan sát được giữa các đối tượng khác nhau và thay đổi theo thời gian.

Nhóm nghiên cứu cũng sử dụng các mô hình hồi quy để phân tích tác động của việc thực hiện trách nhiệm xã hội đối với từng bên liên quan đến hiệu quả tài chính của ngân hàng:

$$FP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CSRcu_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 Z_t + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$FP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CSRem_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 Z_t + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$FP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CSRco_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 Z_t + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$$FP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CSRen_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 Z_t + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$FP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CSRs_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \beta_3 Z_t + v_i + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Trong đó:

$CSRcu_{i,t}$ ;  $CSRem_{i,t}$ ;  $CSRco_{i,t}$ ;  $CSRen_{i,t}$ ;  $CSRs_{i,t}$ : phản ánh mức độ thực hiện trách nhiệm xã hội lần lượt đối với khách hàng, nhân viên, cộng đồng, môi trường và cổ đông của ngân hàng  $i$  tại năm  $t$ .

**Bảng 1: Kết quả kiểm định vấn đề nội sinh trong mô hình**

	Giá trị	p-value
Durbin (score)	20,2022	0,0000
Wu-Hausman	21,2335	0,0000

Để kiểm tra vấn đề nội sinh có thể xảy ra trong mô hình, nhóm nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy hai bước (Two stage least square). Kết quả kiểm định được thể hiện trong Bảng 1.

Kết quả kiểm định Durbin và Wu-Hausman cho thấy mô hình có khả năng gặp phải vấn đề nội sinh. Do đó, để kiểm soát vấn đề nội sinh, nhóm nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy GMM để tiến hành hồi quy phương trình (1)-(6).

### 3.2. Dữ liệu nghiên cứu và mô tả các biến

#### 3.2.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nhóm nghiên cứu sử dụng dữ liệu bảng của 26 ngân hàng thương mại tại Việt Nam trong giai đoạn từ năm 2010 đến năm 2022. Quy mô tính theo tổng tài sản của ngân hàng thương mại trong mẫu nghiên cứu chiếm khoảng 91,29% tổng tài sản của các ngân hàng thương mại tại Việt Nam tính đến thời điểm ngày 31/12/2022. Do đó, các ngân hàng trong mẫu nghiên cứu có khả năng đại diện tốt cho hệ thống ngân hàng thương mại Việt Nam. Dữ liệu sử dụng để đo lường biến phụ thuộc và các biến tài chính khác trong nghiên cứu được thu thập và tính toán từ báo cáo tài chính của các ngân hàng. Dữ liệu dùng để lượng hóa mức độ thực hiện trách nhiệm xã hội của ngân hàng được trích xuất và phân tích từ báo cáo thường niên của các ngân hàng.

#### 3.2.2. Giới thiệu các biến nghiên cứu

Thứ nhất, đối với biến phụ thuộc  $FP_{i,t}$ , nghiên cứu sử dụng biến đại diện là tỷ lệ lợi nhuận trước thuế trên tổng tài sản ROA.

Thứ hai, đối với biến giải thích trách nhiệm xã hội, dựa trên các nghiên cứu trước đây của Wu & Shen (2013), Lê Phước Hương & Lưu Tiến Thuận (2019), Nguyen & cộng sự (2022b), nhóm nghiên cứu đo lường mức độ thực hiện trách nhiệm xã hội của ngân hàng thông qua phương pháp phân tích nội dung. Nhóm nghiên cứu xây dựng danh mục các chỉ tiêu có liên quan đến việc thực hiện trách nhiệm xã hội của ngân hàng thương mại với từng bên liên quan (Bảng 2). Các chỉ tiêu này được xây dựng trên cơ sở tham khảo và kế thừa nghiên cứu của Maqbool & Zameer (2018), Lê Phước Hương & Lưu Tiến Thuận (2019), các tiêu chí đánh giá trách nhiệm xã hội trong thông tư 155/2015/TT-BTC về việc hướng dẫn công bố thông tin trên

**Bảng 2: Các chỉ tiêu trách nhiệm xã hội đối với các bên liên quan**

Bên liên quan	Số chỉ tiêu	Chỉ tiêu đo lường
Khách hàng	4	- Giải quyết phàn nàn, khiếu nại - Tri ân khách hàng - Giá tăng tiện ích của sản phẩm và dịch vụ - An toàn, bảo mật thông tin khách hàng
Nhân viên	5	- Chăm sóc sức khỏe, tinh thần của nhân viên - Đào tạo nâng cao năng lực nhân viên - Các chính sách phúc lợi, hỗ trợ, bảo hiểm, thu nhập của nhân viên - Quá trình tuyển dụng, bổ nhiệm minh bạch - Công nhận, khen thưởng nhân viên
Cộng đồng	3	- Tài trợ lĩnh vực y tế, giáo dục, khoa học, thể thao, văn hóa, nghệ thuật, các chương trình của chính phủ - Các chương trình từ thiện (ví dụ: Cho người nghèo, người bị khuyết tật, người có hoàn cảnh kém may mắn, người thuộc diện chính sách, thiên tai, dịch bệnh, chiến tranh...) - Bình đẳng giới
Môi trường	4	- Bảo vệ môi trường - Ngân hàng số - Tín dụng xanh - Báo cáo phát triển bền vững
Cổ đông	3	- Cung cấp thông tin cho cổ đông - Đảm bảo lợi ích cao nhất cho cổ đông - Phân chia cổ tức

*Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp*

thị trường chứng khoán, tiêu chuẩn quốc gia TCVN ISO 26000:2013 hướng dẫn về trách nhiệm xã hội. Khi phân tích nội dung, nếu nội dung nào phù hợp với chỉ tiêu trong Bảng 2 thì cho 1 điểm, ngược lại là 0 điểm.

Giá trị của biến trách nhiệm xã hội của ngân hàng đối với từng bên liên quan sẽ được tính theo công thức sau:

$$CSR_k = \frac{N_k}{\text{Số chỉ tiêu TNXH đối với bên liên quan } i}$$

Trong đó:

$CSR_k$  là biến phản ánh trách nhiệm xã hội của ngân hàng đối với bên liên quan  $k$ , bao gồm: khách hàng ( $CSR_{cu}$ ), nhân viên ( $CSR_{em}$ ), cộng đồng ( $CSR_{co}$ ), môi trường ( $CSR_{en}$ ) và cổ đông ( $CSR_s$ )

$N_k$  là điểm số thực hiện trách nhiệm xã hội với bên liên quan  $k$ , được đo lường dựa trên Bảng 2.

Giá trị của biến thực hiện trách nhiệm xã hội tổng quát của ngân hàng bằng tổng các biến trách nhiệm xã hội đối với từng bên liên quan. Công thức tính giá trị của biến trách nhiệm xã hội của ngân hàng như sau:

$$CSR = CSR_{cu} + CSR_{em} + CSR_{co} + CSR_{en} + CSR_s$$

Thứ ba, nhóm nghiên cứu sử dụng các biến vi mô mang tính đặc trưng của từng ngân hàng và các biến vĩ mô làm biến kiểm soát trong mô hình. Đối với các biến vi mô thể hiện đặc trưng của ngân hàng, nhóm sử dụng biến phản ánh tỷ lệ chi phí thu nhập (CIR), biến phản ánh tỷ lệ tài sản thanh khoản trên tổng tài sản (LTA), biến phản ánh tỷ lệ dự phòng rủi ro tín dụng trên tổng dư nợ (LLP), biến phản ánh tỷ lệ vốn chủ sở hữu trên tổng tài sản (ETA). Đối với các biến vĩ mô, dựa trên nghiên cứu của Nguyen & cộng sự (2022b),



nhóm nghiên cứu hai biến GDP (đo lường bằng tốc độ tăng trưởng tổng sản phẩm quốc nội) và Covid (biến giả phản ánh giai đoạn dịch bệnh Covid-19 bùng phát)

### 3.2.3. Thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình nghiên cứu

Bảng 3 mô tả thống kê các biến được sử dụng trong mô hình hồi quy. Giá trị trung bình của ROA, ROE, NIM lần lượt là 0,01161; 0,12752; 0,07753. Theo số liệu thống kê, độ lệch chuẩn của hai chỉ số ROA và NIM lần lượt là 0,00949 và 0,04397 tương đối thấp cho thấy không có quá nhiều sự biến động trong hai chỉ số đo lường hiệu quả tài chính này giữa các ngân hàng và qua các năm. Đối với các biến phản ánh mức độ thực hiện trách nhiệm xã hội của ngân hàng, độ lệch chuẩn của các biến này tương đối cao, dao động trong khoảng 0,21960 đến 0,32854. Điều này cho thấy có sự khác nhau về mức độ thực hiện trách nhiệm xã hội giữa các ngân hàng và qua các năm.

**Bảng 3: Thống kê mô tả dữ liệu**

Kí hiệu biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị tối thiểu	Giá trị tối đa
ROA	338	0,01161	0,00949	-0,05512	0,04688
ROE	338	0,12752	0,10147	-0,82002	0,50126
NIM	338	0,07753	0,04397	-0,00755	0,30017
CSR	338	0,61733	0,18950	0,10526	1
CSR <sub>cu</sub>	338	0,56615	0,26251	0	1
CSR <sub>cm</sub>	338	0,69477	0,26921	0	1
CSR <sub>co</sub>	338	0,61128	0,28988	0	1
CSR <sub>en</sub>	338	0,47077	0,32854	0	1
CSR <sub>s</sub>	338	0,75795	0,21960	0,33333	1
CIR	338	0,82384	0,12331	0,36070	1,53484
LTA	338	0,41065	0,14181	0,18654	0,84980
LLP	338	0,01354	0,00546	-0,01063	0,036574
ETA	338	0,09340	0,04156	0,03717	0,25538
GDP	338	0,06093	0,01594	0,02562	0,08020
Covid	338	0,23077	0,42195	0	1

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu

## 4. Kết quả nghiên cứu

### 4.1. Kết quả mô hình

Bảng 4 trình bày kết quả hồi quy phương trình (1) với biến phụ thuộc ROA. Mô hình (1) đo lường tác động của việc thực hiện trách nhiệm xã hội nói chung đến ROA của ngân hàng. Kết quả cho thấy hệ số của biến CSR trong mô hình là 0,01658, có ý nghĩa thống kê ở mức 10%. Điều này hàm ý rằng việc thực hiện trách nhiệm xã hội góp phần làm tăng hiệu quả tài chính của ngân hàng. Đối với mô hình (2), (3) và (5) ước lượng tác động của việc thực hiện trách nhiệm xã hội đối với khách hàng (CSR<sub>cu</sub>), nhân viên (CSR<sub>cm</sub>) và môi trường (CSR<sub>en</sub>) đến ROA, hệ số của CSR<sub>cu</sub>, CSR<sub>cm</sub> và CSR<sub>en</sub> lần lượt là 0,01165; 0,01059; 0,01423 và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%, 5% và 10%. Điều này hàm ý rằng việc thực hiện trách nhiệm xã hội đối với khách hàng, nhân viên và môi trường có tác động tích cực tới hiệu quả tài chính của ngân hàng. Trong khi đó, mô hình (4), (6) cho thấy hệ số của CSR<sub>co</sub>, CSR<sub>s</sub> lần lượt là -0,00422; -0,00110 và đều không có ý nghĩa thống kê.

Bên cạnh đó, yếu tố sở hữu nước ngoài trong quy mô vốn chủ sở hữu của ngân hàng cũng có khả năng ảnh hưởng đến trách nhiệm xã hội và hiệu quả hoạt động của ngân hàng. Do đó, nhóm tác giả đã tiến hành hồi quy mô hình (1) với hai mẫu dữ liệu: (i) các ngân hàng có tỷ lệ sở hữu nước ngoài trên 15% (bao gồm 14 ngân hàng thương mại) và (ii) các ngân hàng có tỷ lệ sở hữu nước ngoài dưới 15% (bao gồm 12 ngân hàng thương mại). Kết quả hồi quy được trình bày trong Bảng 5. Cột (1) thể hiện kết quả hồi quy phương trình (1) với nhóm các ngân hàng có tỷ lệ sở hữu của khối ngoại dưới 15% và cột (2) thể hiện kết quả hồi quy với nhóm các ngân hàng có tỷ lệ sở hữu của khối ngoại trên 15%. Kết quả cho thấy công bố thông tin về trách

nhiệm xã hội của các ngân hàng thương mại có tỷ lệ vốn sở hữu nước ngoài trên 15% có mối quan hệ cùng chiều với hiệu quả tài chính ở mức ý nghĩa thống kê 5%. Ngược lại, kết quả nghiên cứu không tìm thấy mối tương quan giữa trách nhiệm xã hội và hiệu quả tài chính đối với nhóm các ngân hàng thương mại có tỷ lệ vốn sở hữu nước ngoài dưới 15%.

**Bảng 4: Kết quả ước lượng**

Biến giải thích	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA	ROA
ROA (-1)	0,35535*** (0,10108)	0,38687*** (0,10589)	0,39490*** (0,10871)	0,3163*** (0,08971)	0,3269*** (0,10529)	0,35188*** (0,10250)
CIR	- 0,00067*** (0,00007)	- 0,00061*** (0,00007)	- 0,00070*** (0,00008)	- 0,00065*** (0,00065)	- 0,00069*** (0,00007)	- 0,00065*** (0,00006)
LTA	0,00009 (0,00011)	0,00003 (0,00010)	0,00005 (0,00010)	-0,00003 (0,00008)	0,00019 (0,00015)	-0,00002 (0,00008)
LLP	- 0,00758*** (0,00251)	- 0,00688*** (0,00251)	- 0,00691*** (0,00254)	-0,00537** (0,00224)	- 0,00657*** (0,00253)	- 0,00611*** (0,00209)
ETA	0,00159** (0,00062)	0,00115* (0,00061)	0,00170** (0,00066)	0,00129** (0,00051)	0,00128** (0,00062)	0,00114* (0,0006)
GDP	-0,02349 (0,02325)	-0,01704 (0,02165)	-0,01598 (0,02209)	0,00835 (0,01840)	-0,03405 (0,02777)	0,00030 (0,01669)
Covid	-0,00320 (0,00195)	-0,00173 (0,00145)	-0,00187 (0,00154)	0,00057 (0,00141)	-0,00466* (0,00268)	-0,00027 (0,00113)
CSR	0,01658* (0,00852)					
CSRcu		0,01165** (0,00509)				
CSRrem			0,01059** (0,00527)			
CSRco				-0,00422 (0,00395)		
CSRen					0,01423* (0,00766)	
CSRs						-0,00110 (0,00473)
N	338	338	338	338	338	338
Sargan test	0,036	0,087	0,073	0,001	0,063	0,000
AR (1)	0,089	0,001	0,069	0,002	0,280	0,024
AR (2)	0,392	0,973	0,422	0,945	0,047	0,298

Chú thích: Giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; \*\*\*, \*\*, \* lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu

#### 4.2. Kiểm định tính vững

Nhóm nghiên cứu cũng sử dụng các phương pháp khác nhau để kiểm định tính vững của kết quả mô hình nghiên cứu. Thứ nhất, nhóm tiến hành hồi quy với các phương pháp Pooled OLS, REM và FEM sau đó so sánh kết quả thu được với kết quả của mô hình chính hồi quy bằng phương pháp GMM. Kết quả hồi quy được trình bày trong Phụ lục (1)-(3). Thứ hai, nhóm nghiên cứu tiến hành hồi quy các phương trình với 2 biến phụ thuộc thay thế là ROE và NIM và so sánh kết quả thu được với kết quả của mô hình chính với biến phụ thuộc ROA. Kết quả hồi quy được trình bày trong Phụ lục (4). Nhìn chung, kết quả của các mô hình kiểm tra tính vững phù hợp với kết quả của mô hình chính.

**Bảng 5: Kết quả hồi quy với 2 nhóm ngân hàng có tỷ lệ sở hữu của khối ngoại trên và dưới 15%**

Biến giải thích	Nhóm ngân hàng có tỷ lệ sở hữu nước ngoài dưới 15%	Nhóm ngân hàng có tỷ lệ sở hữu nước ngoài trên 15%
	(1)	(2)
ROA(-1)	0,15644* (0,21757)	0,27349* (0,16951)
CIR	-0,10383*** (0,02620)	-0,0318** (0,02445)
LTA	0,05152 (0,02227)	-0,00085 (0,02081)
LLP	-0,06467* (0,36424)	-0,08235** (0,28838)
ETA	0,15753** (0,16540)	0,04519** (0,08375)
GDP	0,04179 (0,06451)	0,00183 (0,03804)
Covid	-0,00286 (0,00420)	-0,00133 (0,00276)
CSR	0,00166 (0,01418)	0,0315** (0,01132)
N	156	182
S-test	0,094	0,139
AR (1)	0,061	0,017
AR (2)	0,219	0,320

*Chú thích: Giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; \*\*\*, \*\*, \* lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%.*

*Nguồn: Tính toán của tác giả*

## 5. Thảo luận kết quả

Thứ nhất, kết quả mối quan hệ của trách nhiệm xã hội đối với khách hàng và hiệu quả tài chính của ngân hàng phù hợp với kết quả của Gangi & cộng sự (2018). Nhìn chung, việc thực hiện trách nhiệm xã hội với khách hàng giúp nâng cao hiệu quả tài chính của ngân hàng. Việc thực hiện trách nhiệm xã hội đối với khách hàng như tri ân, giải quyết phàn nàn và khiếu nại, gia tăng tiện ích, bảo mật thông tin khách hàng vừa làm tăng sự hài lòng và lòng trung thành của khách hàng hiện có vừa thu hút thêm khách hàng mới. Điều này góp phần nâng cao năng lực cạnh tranh của các ngân hàng, qua đó tăng hiệu quả tài chính của các ngân hàng. Bên cạnh đó, khách hàng gửi tiền có xu hướng chấp nhận mức lãi suất huy động thấp hơn và khách hàng đi vay cũng sẵn sàng trả mức lãi suất cao hơn đối với các ngân hàng thực hiện tốt trách nhiệm xã hội với họ (Gangi & cộng sự, 2018). Qua đó, các ngân hàng có thể giảm chi phí và phân bổ tín dụng hiệu quả hơn, từ đó nâng cao hiệu quả tài chính.

Thứ hai, kết quả việc thực hiện trách nhiệm xã hội đối với nhân viên tác động tích cực đến hiệu quả tài chính của ngân hàng phù hợp với kết quả các nghiên cứu trước đây của Lee (2020), Nguyen & cộng sự (2022a). Các chính sách chăm sóc sức khỏe, tinh thần, môi trường làm việc thân thiện, dân chủ, chế độ điều chỉnh mức lương phù hợp với mức lương thị trường và các chế độ phúc lợi khác tạo động lực cống hiến và củng cố lòng trung thành của nhân viên. Các chính sách công nhận, khen thưởng cho nhân viên có thành tích xuất sắc, có sáng kiến đóng góp cho ngân hàng sẽ khuyến khích các nhân viên thể hiện tốt hơn trong công việc và tạo ra các phong trào thi đua trong ngân hàng. Bên cạnh đó, các chương trình đào tạo nhằm nâng cao kiến thức và kỹ năng chuyên môn cũng góp phần làm tăng hiệu quả làm việc của nhân viên, từ đó nâng cao hiệu quả hoạt động nói chung và hiệu quả tài chính nói riêng của ngân hàng.

Thứ ba, kết quả việc thực hiện trách nhiệm xã hội đối với môi trường đối với hiệu quả tài chính của ngân hàng phù hợp với nghiên cứu trước đây của Nguyen & cộng sự (2022b). Nhìn chung, việc thực thi trách nhiệm xã hội đối với môi trường góp phần cải thiện hiệu quả tài chính của ngân hàng. Các hoạt động trách nhiệm xã hội với môi trường bao gồm tiết kiệm năng lượng, giảm khí thải, hạn chế sử dụng giấy, nâng cao ý

---

thức bảo vệ môi trường của nhân viên, ngân hàng số.... góp phần làm giảm chi phí hoạt động của ngân hàng, từ đó nâng cao hiệu quả tài chính của ngân hàng.

Thứ tư, kết quả thực nghiệm cho thấy việc thực hiện trách nhiệm xã hội đối với cộng đồng và cổ đông không có tác động đến hiệu quả tài chính của các ngân hàng tại Việt Nam. Kết quả này phù hợp với kết luận của My & My (2022), nghiên cứu đã chỉ ra các chỉ tiêu liên quan đến trách nhiệm xã hội với cộng đồng của ngân hàng thương mại Việt Nam không phải là nhân tố ảnh hưởng đến sự lựa chọn ngân hàng của khách hàng.

Thứ năm, kết quả nghiên cứu cho thấy tác động của trách nhiệm xã hội đến hiệu quả tài chính là rõ rệt hơn đối với nhóm ngân hàng thương mại có tỷ lệ sở hữu nước ngoài trên 15%. Kết quả này có thể hàm ý việc các đối tác quốc tế ngày càng quan tâm đến vấn đề trách nhiệm xã hội trong chiến lược kinh doanh của các ngân hàng thương mại.

## **6. Kết luận và khuyến nghị**

Nghiên cứu này đã tiến hành xây dựng mô hình định lượng để phân tích tác động của việc thực hiện trách nhiệm xã hội đến hiệu quả tài chính của ngân hàng. Biến độc lập chính (trách nhiệm xã hội) được xây dựng trên cơ sở lý thuyết khai thác văn bản và phương pháp phân tích nội dung có liên quan trong báo cáo thường niên của các ngân hàng thương mại. Từ kết quả thực nghiệm sử dụng dữ liệu bảng của 26 ngân hàng trong giai đoạn 2010-2022, nhóm nghiên cứu đưa ra kết luận: Việc thực hiện trách nhiệm xã hội góp phần nâng cao hiệu quả tài chính của ngân hàng thương mại. Tuy nhiên, tác động của việc thực hiện trách nhiệm xã hội đối với từng bên liên quan có sự phân hóa. Bên cạnh đó, kết quả thực nghiệm cũng chỉ ra rằng có sự khác biệt trong tác động của trách nhiệm xã hội đối với hiệu quả tài chính giữa các ngân hàng thương mại có tỷ lệ sở hữu vốn nước ngoài trên 15% và các ngân hàng thương mại có tỷ lệ sở hữu vốn nước ngoài dưới 15%. Kết quả này có ý nghĩa quan trọng trong việc đưa ra những gợi ý về mặt quản lý đối với các ngân hàng thương mại và Ngân hàng Nhà nước.

Thứ nhất, các ngân hàng nên tích cực tham gia vào các hoạt động trách nhiệm xã hội và tăng cường thông tin, truyền thông những hoạt động đó đến các bên liên quan thông qua các kênh truyền thông đại chúng, xây dựng báo cáo phát triển bền vững của ngân hàng để xây dựng hình ảnh, danh tiếng tốt.

Thứ hai, các ngân hàng nên chú trọng thực hiện trách nhiệm xã hội đối với khách hàng và nhân viên. Đối với khách hàng, các ngân hàng nên cung cấp thông tin đầy đủ về sản phẩm và dịch vụ, thiết lập các quy trình chăm sóc khách hàng, giải quyết phàn nàn một cách hiệu quả, ứng dụng công nghệ số vào phát triển sản phẩm và dịch vụ để nâng cao trải nghiệm của khách hàng. Đối với nhân viên, các ngân hàng cần tập trung cải thiện chế độ chăm sóc sức khỏe và tinh thần nhân viên, chú trọng hoạt động đào tạo nâng cao nghiệp vụ, có chính sách lương thưởng phù hợp với vị trí việc làm, tuyển dụng công khai, minh bạch. Đối với môi trường, các ngân hàng nên tiết kiệm điện, giảm khí thải, hạn chế sử dụng giấy, nâng cao ý thức bảo vệ môi trường của nhân viên, tài trợ các dự án thân thiện môi trường.

Thứ ba, Ngân hàng Nhà nước cần đẩy mạnh tuyên truyền nâng cao nhận thức của ngân hàng về trách nhiệm xã hội. Triển khai thí điểm và khuyến khích các ngân hàng công bố Báo cáo phát triển bền vững theo tiêu chuẩn quốc tế, trong đó trình bày chi tiết nội dung trách nhiệm xã hội đối với từng bên liên quan. Bên cạnh đó, cần xây dựng bộ tiêu chuẩn đánh giá mức độ thực hiện trách nhiệm xã hội dành riêng cho ngân hàng tham khảo các tiêu chuẩn quốc tế như ISO 26000, SA 8000... và có hệ thống theo dõi việc thực hiện trách nhiệm xã hội của các ngân hàng.

## PHỤ LỤC

### Phụ lục 1: Kết quả hồi quy mô hình Pooled OLS

Biến giải thích	ROA
CSR	-0,00067* (0,00108)
CIR	-0,06493*** (0,00164)
LTA	-0,00452*** (0,00137)
LLP	0,08531*** (0,03240)
ETA	0,04922*** (0,00477)
GDP	-0,01697 (0,01369)
Covid	-0,00215*** (0,00057)
Constant	0,06230*** (0,00224)
N	338
R-square	0,8722

Chú thích: Giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; \*\*\*, \*\*, \* lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

### Phụ lục 2: Kết quả hồi quy mô hình FEM

Biến giải thích	ROA
CSR	-0,00057 (0,00141)
CIR	-0,06694*** (0,00191)
LTA	-0,00418** (0,00178)
LLP	0,13672*** (0,03851)
ETA	0,04352*** (0,00608)
GDP	-0,01578 (0,01261)
Covid	-0,00212*** (0,00057)
Constant	0,06432*** (0,00244)
N	338
R-square	0,8700

Chú thích: Giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; \*\*\*, \*\*, \* lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

**Phụ lục 3: Kết quả hồi quy mô hình REM**

	ROA
CSR	-0,00017** (0,00125)
CIR	-0,06619*** (0,00176)
LTA	-0,00426*** (0,00159)
LLP	0,11939*** (0,03494)
ETA	0,04569*** (0,00539)
GDP	-0,01601 (0,01243)
Covid	-0,00212*** (0,00055)
Constant	0,06354*** (0,00232)
N	338
R-square	0,8712

Chú thích: Giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; \*\*\*, \*\*, \* lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

**Phụ lục 4: Kết quả hồi quy mô hình với biến phụ thuộc là ROE và NIM**

Biến giải thích	ROE	NIM
ROE(-1)	0,19418** (0,05523)	
NIM(-1)		0,14930* (0,04537)
CSR	-0,03156* (0,08035)	-0,04033** (0,08233)
CIR	-0,00761 (0,08015)	-0,08556** (0,09340)
LTA	-0,01798 (0,09433)	-0,45351*** (0,12364)
LLP	-0,57537*** (0,21164)	-0,94178 (1,85928)
ETA	0,56944 (0,65268)	2,17424*** (0,56072)
GDP	-0,30075 (0,20824)	0,37596* (0,20749)
Covid	-0,03483** (0,01767)	0,01167 (0,01368)
N	338	338
Sargan test	0,001	0,295
AR (1)	0,763	0,178
AR (2)	0,037	0,86

Chú thích: Giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn; \*\*\*, \*\*, \* lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của nhóm tác giả

---

## Tài liệu tham khảo

- Belasri, S. Gomes, M. , Pijourlet, G. (2020), ‘Corporate social responsibility and bank efficiency’, *Journal of Multinational Financial Management*, 54, 2020, 100612, <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2020.100612>.
- Đào Lê Kiều Oanh (2024), ‘Tăng cường thực hiện trách nhiệm xã hội tại các ngân hàng thương mại Việt Nam’, *Tạp chí ngân hàng*, 10(5),1-22.
- Freeman, R. E. (1983), ‘Strategic management: A stakeholder approach’, *Advances in strategic management*, 1(1), 31-60.
- Friedman, M. (1970), ‘The Social Responsibility of Business is to Increase Its Profits’, *The New York Times Magazine*, September 13, 1970.
- Gangi, F., Mustilli, M., Varrone, N. & Daniele, L. M. (2018), ‘Corporate social responsibility and banks financial performance’, *International Business Research*, 11(10), 42-58.
- Lee, Y. (2020), ‘Toward a communality with employees: The role of CSR types and internal reputation’, *Corporate Reputation Review*, 23(1), 13-23.
- Lê Phước Hương & Lưu Tiến Thuận (2019), ‘Tác động của trách nhiệm xã hội đến hiệu quả tài chính: Nghiên cứu tình huống các ngân hàng thương mại cổ phần Việt Nam’, *Tạp chí Khoa học & Đào tạo Ngân hàng*, 211, 1-11.
- López-Penabad, M.C., Iglesias-Casal, A. & Neto, J.F.S. (2023), ‘Does corporate social performance improve bank efficiency? Evidence from European banks’. *Review of Managerial Science* 17, 1399–1437, <https://doi.org/10.1007/s11846-022-00579-9>.
- Maqbool, S. & Zameer, M.N. (2018), ‘Corporate social responsibility and financial performance: An empirical analysis of Indian banks’, *Future Business Journal*, 4(1), 84-93, <https://doi.org/10.1016/j.fbj.2017.12.002>.
- Matuszaka, Ł., & Rózańska, E. (2017), ‘An examination of the relationship between CSR disclosure and financial performance: The case of polish banks’, *Accounting And Management Information Systems*, 16(4), 522–533, <https://doi.org/10.24818/jamis.2017.04005>.
- My, S.T. & My, H. T. (2022), ‘Relationship between corporate social responsibility and bank performance of listed banks in Vietnam’, *Journal of Hunan University Natural Sciences*, 49(1), 212-219.
- Nguyen, C. T., Nguyen, L. T., & Nguyen, N. Q. (2022a), ‘Corporate social responsibility and financial performance: The case in Vietnam’, *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2075600.
- Nguyen, V.T., Bui, H. T., & Le, C. H. (2022b), ‘The impacts of corporate social responsibility to corporate financial performance: A case study of Vietnamese commercial banks’, *Cogent Economics & Finance*, 10(1), 2132642.
- Salehi, M., Mahmoudabadi, M., Adibian, M. S., & Ranjbar, H. R. (2020), ‘The potential impact of managerial entrenchment on firms’ corporate social responsibility activities and financial performance: Evidence from Iran’, *International Journal of Productivity and Performance Management*, 70(7), 1793–1815, <https://doi.org/10.1108/IJPPM-06-2019-0259>
- Sudiyatno, B., Bagana, B.D., Hardiyanti, W., Puspitasari, E. & Safitri, S.D. (2024), ‘The role of corporate social responsibility as a moderating factor in influencing bank performance in Indonesia’, *Banks and Bank Systems*, 19(1), 1-11, doi:10.21511/bbs.19(1).2024.01.
- Szegedi, K., Khan, Y., & Lentner, C. (2020), ‘Corporate social responsibility and financial performance: Evidence from Pakistani listed banks’, *Sustainability*, 12(10), 4080, <https://doi.org/10.3390/su12104080>.
- Tran, Q. T., Vo, T. D., & Le, X. T. (2021), ‘Relationship between profitability and corporate social responsibility disclosure: Evidence from Vietnamese listed banks’, *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(3), 875–883, <https://doi.org/10.13106/jafeb.2021.vol8.no3.0875>.
- Wu, M. W., & Shen, C. H. (2013), ‘Corporate social responsibility in the banking industry: Motives and financial performance’, *Journal of Banking & Finance*, 37(9), 3529-3547.
- Zhou, G., Sun, Y., Luo, S., Liao, J. (2021), ‘Corporate social responsibility and bank financial performance in China: The moderating role of green credit’, *Energy Economics*, 97, 105190, <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2021.105190>.

# MỐI QUAN HỆ GIỮA LÃI SUẤT VÀ LẠM PHÁT TẠI VIỆT NAM: TIẾP CẬN ĐỒNG TÍCH HỢP PHI TUYẾN

Nguyễn Thanh Hà

Trường Đại học Ngân hàng Thành phố Hồ Chí Minh

Email: hant\_tkt@hub.edu.vn

Mã bài: JED-1695

Ngày nhận bài: 01/04/2024

Ngày nhận bài sửa: 30/07/2024

Ngày duyệt đăng: 10/09/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1695

## Tóm tắt

Lạm phát, lãi suất là hai chỉ số vĩ mô quan trọng của nền kinh tế nên mối quan hệ giữa chúng thu hút sự quan tâm của các nhà hoạch định chính sách và nhà nghiên cứu. Mục tiêu của nghiên cứu này là phân tích mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát ở Việt Nam giai đoạn 2007 – 2023. Sử dụng dữ liệu lãi suất trái phiếu Chính phủ, lạm phát với phương pháp đồng tích hợp phi tuyến, nghiên cứu tìm ra rằng lãi suất và lạm phát biến động trong một xu thế chung và việc hiệu chỉnh về vị trí cân bằng là một quá trình liên tục, ở dạng logistic. Tuy nhiên, mối quan hệ giữa các biến này không phải là một một như giả thuyết Fisher đề cập. Từ đó suy ra thị trường tiền tệ và thị trường tài chính có quan hệ tác động qua lại: có thể sử dụng các công cụ của chính sách tiền tệ để tác động đến thị trường tài chính; ngược lại, lãi suất danh nghĩa dài hạn có thể trở thành chỉ báo cho lạm phát.

**Từ khóa:** Đồng tích hợp phi tuyến, giả thuyết Fisher, lãi suất, lạm phát, mô hình hồi quy chuyển tiếp tron.

**Mã JEL:** C22, C62, E22, E43.

## The relationship between the interest rate and inflation in Vietnam: A nonlinear cointegration approach

### Abstract

Interest rates and inflation are two crucial macro indicators of the economy, so the relationship between them attracts the attention of policymakers and researchers. This study aims to analyze the relationship between the interest rate and inflation in Vietnam from 2007 to 2023. Employing government bond yield and inflation rate data and the nonlinear cointegration approach, the research shows that long-term interest rates and inflation rates fluctuated together, following a common trend. When these time series deviate from the equilibrium position, they will move at a fast speed to return to the equilibrium position with a transition function in non-symmetric logarithmic form. However, the relationship between these variables is not one-to-one, as mentioned by Fisher's hypothesis. Research evidence shows that the monetary market and the financial market have an interactive relationship: monetary policy tools can be used to influence the financial market; on the contrary, long-term nominal interest rates can become an indicator of the inflation rate.

**Keywords:** Fisher Hypothesis, inflation rate, interest rate, Nonlinear Cointegration, Smooth Transition Regression.

**JEL Codes:** C22, C62, E22, E43.



---

## 1. Giới thiệu

Lãi suất và lạm phát là hai chỉ số kinh tế vĩ mô quan trọng, có tác động trực tiếp đến nền kinh tế của một quốc gia. Để ổn định lạm phát, tạo sự tăng trưởng bền vững cho nền kinh tế, một trong những công cụ quan trọng và chủ yếu của Ngân hàng trung ương là lãi suất. Ngược lại, lãi suất chịu ảnh hưởng của nhiều nhân tố trong đó có lạm phát dự tính, khi lạm phát dự tính tăng, lãi suất sẽ tăng (Lê Thị Tuyết Hoa & Nguyễn Thị Nhung, 2006). Nghiên cứu mối quan hệ giữa chúng có nhiều ý nghĩa quan trọng. Việc xem xét tác động của lãi suất đến lạm phát là cơ sở để kiểm tra khả năng dự báo lạm phát bằng lãi suất. Ngược lại, nếu tỷ lệ lạm phát tác động đến lãi suất thì ngân hàng trung ương có thể sử dụng các biện pháp can thiệp vào tỷ lệ lạm phát nhằm tạo ảnh hưởng đến lãi suất. Do đó, việc phân tích mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát giúp kiểm tra khả năng tác động qua lại giữa thị trường tiền tệ, thị trường tài chính và sự hiệu quả của các thị trường này. Trên cơ sở đó, các nhà hoạch định chính sách có thể đưa ra những chính sách phù hợp, ổn định kinh tế vĩ mô và thực hiện các mục tiêu kinh tế xã hội (Vũ Thị Huyền Trang, 2020).

Một giả thuyết nổi tiếng về mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát là Fisher (1930). Theo giả thuyết này, lãi suất danh nghĩa dài hạn là tổng của lãi suất thực kì vọng (ex-ante real interest rate) và tỷ lệ lạm phát kì vọng, trong đó, lãi suất thực kì vọng được xem là hằng số. Do đó, tỷ lệ lạm phát có quan hệ cùng chiều với lãi suất danh nghĩa dài hạn.

Từ khi ra đời, giả thuyết Fisher nhận được sự quan tâm đặc biệt và nhiều nghiên cứu đã kiểm định tính đúng đắn của giả thuyết này với dữ liệu thực nghiệm. Các kết quả nhận được là không thống nhất. Nhiều nghiên cứu nhận thấy mối tương quan thuận chiều giữa lãi suất, lạm phát và hiệu ứng Fisher phù hợp (Mishkin, 1992; Evans & Lewis, 1995; Thornton, 1996; Crowder & Hoffman, 1996; Atkins & Coe, 2002; Ayub & cộng sự, 2004; Maghyereh & Al-Zoubi, 2006) trong khi có những bằng chứng rằng các chuỗi lãi suất và lạm phát không có tương quan (Payne & Ewing, 1997; Nusair, 2008; Ahmad, 2010a).

Một số nghiên cứu cho thấy mối tương quan giữa lãi suất và lạm phát dạng phi tuyến ở những nước thực hiện chính sách lạm phát mục tiêu (Serdar & Ismet, 2019; Pınar Gürel, 2021). Cho đến nay, vì nhiều điều kiện chưa thực hiện được nên Việt Nam chưa áp dụng chính sách này. Trong bối cảnh ấy, liệu lãi suất và lạm phát ở Việt Nam thực sự có mối tương quan phi tuyến với nhau không? Bài báo này sẽ tập trung trả lời câu hỏi đó. Thông qua kết quả nghiên cứu, tác giả rút ra một số đề xuất đến các nhà hoạch định chính sách và nhà nghiên cứu.

Bài báo đóng góp vào kho tàng nghiên cứu ở nhiều khía cạnh. Thứ nhất, kết quả nghiên cứu tại Việt Nam sẽ là một trường hợp đặc biệt xem xét sự tồn tại của mối tương quan giữa lãi suất và lạm phát tại một quốc gia đang phát triển, chưa thực hiện chính sách lạm phát mục tiêu ở Đông Nam Á. Thứ hai, khác với các nghiên cứu cùng chủ đề tại Việt Nam và trên thế giới, nghiên cứu xem xét mối quan hệ cân bằng giữa lãi suất và lạm phát bằng phương pháp đồng tích hợp phi tuyến. Phương pháp này giúp khắc phục được những sai lầm của các kiểm định nghiệm đơn vị và đồng tích hợp tuyến tính.

Bài báo được cấu trúc như sau. Mục 2 trình bày cơ sở lý thuyết, mục 3 mô tả phương pháp kinh tế lượng của nghiên cứu. Kết quả nghiên cứu có ở mục 4 và các kết luận được trình bày ở mục 5.

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

### 2.1. Cơ sở lý thuyết

Giả thuyết Fisher được biểu diễn dưới dạng:

$$i_t = r_t^e + \pi_t^e \quad (1)$$

trong đó  $i_t$ ,  $r_t^e$ ,  $\pi_t^e$  lần lượt là lãi suất danh nghĩa, lãi suất thực kì vọng, tỷ lệ lạm phát kì vọng tại thời điểm  $t$ .

Kì vọng về lạm phát bằng tỷ lệ lạm phát cộng với sai số dự đoán lạm phát ( $\varepsilon_t$ ):

$$\pi_t^e = \pi_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Kết hợp (1) và (2) ta có:

$$i_t = \pi_t + r_t^e + \varepsilon_t \quad (3)$$

Theo giả thuyết Fisher, lãi suất thực được xem là hằng số. Nói cách khác, trong dài hạn, lãi suất danh nghĩa có mối quan hệ một một cùng chiều với lạm phát dự kiến. Điều này gợi ý phương trình hồi quy:

$$i_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + u_t \quad (4)$$

Nếu hệ số  $\alpha_1$  có ý nghĩa thống kê và  $\alpha_1 = 1$  thì giả thuyết Fisher được chứng minh bằng thực nghiệm.

Một khó khăn khi sử dụng phương pháp OLS là các biến có thể không dừng và kết quả ước lượng có thể là giả mạo. Để tránh hiện tượng này đồng thời xem xét mối quan hệ ngắn hạn và dài hạn giữa các chuỗi, người ta sử dụng phương pháp đồng tích hợp. Đồng tích hợp xảy ra khi các biến không dừng nhưng tổ hợp tuyến tính của chúng là dừng. Nói cách khác, sai số hiệu chỉnh  $u_t$  dừng. Để kiểm định tính dừng của  $u_t$ , ta có thể áp dụng thủ tục kiểm định nghiệm đơn vị tuyến tính, chẳng hạn, kiểm định ADF (Augmented Dickey Fuller) được biểu diễn bởi mô hình:

$$\Delta u_t = \alpha + \rho u_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j \Delta u_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Cặp giả thuyết được kiểm định là  $H_0 : \rho = 0$  ( $u_t$  dừng) và  $H_1 : \rho < 0$  ( $u_t$  không dừng).

Tuy nhiên, các tác giả như Balke & Fomby (1997), Mishkin (2000) cho rằng trong một số trường hợp, các kiểm định đồng tích hợp tuyến tính là không thích hợp. Balke & Fomby (1997) nói thêm, khi có sự tồn tại của chi phí giao dịch hay sự chuyển đổi chính sách,  $u_t$  có thể ở dạng phi tuyến và việc giả sử  $u_t$  ở dạng tuyến tính là không phù hợp.

Một nguyên nhân khác có thể dẫn đến tính phi tuyến của  $u_t$  là chính sách lạm phát mục tiêu hay “hành vi mang tính cơ hội” của ngân hàng trung ương. Theo quan điểm của Mishkin (2000) về chính sách lạm phát mục tiêu hay Orphanides & Wilcox (2002), Kose & cộng sự (2012) khi ủng hộ cách tiếp cận cơ hội, nếu tỷ lệ lạm phát cao quá mức so với mục tiêu đặt ra, ngân hàng trung ương sẽ tăng lãi suất; ngược lại, khi lạm phát ở mức vừa phải nhưng vẫn cao hơn hay thấp hơn mục tiêu dài hạn, ngân hàng trung ương không nên can thiệp mà chờ đợi các tình huống ngoại sinh khiến lạm phát quay trở lại mức dài hạn, tạo ra “vùng không hành động”. Nếu lạm phát nằm ngoài “vùng không hành động”, các nhà hoạch định chính sách sẽ chủ động hành động, cụ thể là tăng lãi suất khi lạm phát vượt quá giới hạn trên của biên độ và hạ thấp lãi suất khi lạm phát ở mức dưới giới hạn dưới của biên độ. Kết quả là, các đặc tính theo thời gian của lạm phát hay lãi suất thay đổi tùy thuộc vào việc lạm phát nằm bên trong hay bên ngoài biên độ. Bên trong vùng, chúng khác nhau và có thể được đặc trưng bởi nghiệm đơn vị và bên ngoài vùng, chúng trở về vị trí trung bình (Weidmann, 1996). Hệ quả là, mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát tuân theo một quá trình ngẫu nhiên phi tuyến, nghĩa là, trở về vị trí trung bình khi nằm ngoài vùng giới hạn và có nghiệm đơn vị bên trong vùng này.

Một số tác giả đã tiếp cận đồng tích hợp phi tuyến cho phép  $\rho$  trong mô hình (5) thay đổi. Granger & Terasvirta (1993) đề xuất mô hình tự hồi quy chuyển tiếp trơn (Smooth Transition Autoregression – STAR). Dạng tổng quát của mô hình STAR là:

$$\Delta u_t = \alpha' + \rho' u_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_j' \Delta u_{t-j} + \left\{ \alpha_0 + \rho_0 u_{t-1} + \sum_{j=1}^p \lambda_{0j} \Delta u_{t-j} \right\} F[\theta; u_{t-d}] + \varepsilon_t \quad (6)$$

trong đó  $u_t$  là sai số ngẫu nhiên khi hồi quy  $y_t$  theo  $x_t$ ,  $F[\theta; u_{t-d}]$  là hàm chuyển tiếp, bị chặn giữa 0 và 1, tham số  $\theta$  xác định tốc độ chuyển tiếp giữa hai thời kì,  $\varepsilon_t$  là nhiễu trắng với trung bình là 0 và phương sai là hằng số.

Nếu  $F[\theta; u_{t-d}] = 1 - \exp\left[-\theta(u_{t-d} - \mu)^2\right]$  thì mô hình (6) gọi là ESTAR. Nếu  $F[\theta; u_{t-d}] = \left\{1 + \exp\left[-\theta(u_{t-d} - \mu)\right]\right\}^{-1}$  thì mô hình (6) gọi là LSTAR.  $\mu$  là mức cân bằng của  $u_t$ .

Vì mô hình (6) ở dạng phi tuyến, ta phải sử dụng hướng tiếp cận OLS phi tuyến hoặc hàm hợp lý bằng thủ tục tối ưu hóa. Hàm hợp lý có dạng:

$$\ln(L) = -\frac{1}{2} \ln(2\pi) - \ln(\sigma) - \frac{1}{2} \left( \frac{u_t}{\sigma} \right)^2 \quad (7)$$

Hàm chuyển tiếp được chuẩn hóa bằng cách lấy hàm gốc chia cho  $\sum u_t$  trong LSTAR và bởi  $\sum u_t^2$  trong ESTAR.

---

Tóm lại, theo giả thuyết Fisher, lãi suất dài hạn và tỷ lệ lạm phát có quan hệ cùng chiều một một. Đây là cơ sở lý thuyết để xem xét mối quan hệ đồng tích hợp giữa chúng. Tuy nhiên, do các nguyên nhân như sự tồn tại của chi phí giao dịch, chính sách lạm phát mục tiêu, hành vi mang tính cơ hội của ngân hàng trung ương, một số tác giả cho rằng các kiểm định đồng tích hợp truyền thống là không phù hợp. Đồng tích hợp phi tuyến có thể được thực hiện dựa trên giả sử rằng sai số hiệu chỉnh là hàm phi tuyến như mô hình (6), gồm hai loại là LSTAR và ESTAR.

## 2.2. Tổng quan nghiên cứu

Do có nhiều ý nghĩa quan trọng, mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát nhận được sự quan tâm đặc biệt thông qua một số lượng lớn các nghiên cứu. Nhìn chung, các tác giả tìm ra nhiều kết quả nghiên cứu khác nhau. Trong khi Fama (1975), Atkins (1989), Mishkin (1992), Wallace & Warner (1993), Crowder & Hoffman (1996), Ghazali & Ramlee (2003), Lardic & Migron (2003), Atkins & Coe (2004), Berument & cộng sự (2007), Obi & cộng sự (2009), Hall & cộng sự (2010), Ahmad (2010a) và Kose & cộng sự (2012) nhận được kết quả thực nghiệm về mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát thì Mishkin (1981), Barthold & Dougan (1986), Rose (1988) và MacDonald & Murphy (1989) tìm ra bằng chứng ngược lại.

Các phương pháp đồng tích hợp được sử dụng phổ biến để xem xét mối tương quan giữa lãi suất và tỷ lệ lạm phát. Rapach & Weber (2004) cho rằng các kiểm định đồng tích hợp có khả năng lớn trong việc kiểm định giả thuyết Fisher. Nhiều bằng chứng về mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát bằng phương pháp đồng tích hợp đã được tìm ra. Tuy nhiên, Gregory & cộng sự (1996) tranh luận rằng nếu một chuỗi thời gian chứa các cú sốc cấu trúc, các kiểm định đồng tích hợp truyền thống có xu hướng chấp nhận giả thuyết  $H_0$  về không có đồng tích hợp trong khi sự thật là  $H_0$  sai. Do đó, những nghiên cứu gần đây ưa thích việc sử dụng các phương pháp đồng tích hợp phi tuyến như Christopoulos & Leon-Ledesma (2007), Nusair (2009), Ahmad (2010b), và Cushman & cộng sự (2023). Christopoulos & Leon-Ledesma (2007) đưa ra bằng chứng cho thấy, ở Hoa Kỳ trong giai đoạn 1960–2004, mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát ở dạng phi tuyến. Nusair (2009) đã sử dụng mô hình LSTAR với dữ liệu Nhật Bản và sáu quốc gia châu Á khác trong giai đoạn tháng 2 năm 1973 đến tháng 4 năm 2007 và tìm ra bằng chứng ủng hộ giả thuyết Fisher. Khi sử dụng mô hình hồi quy chuyển tiếp tron STAR, Ahmad (2010b) cũng ủng hộ mối quan hệ đồng tích hợp giữa lãi suất và lạm phát ở các nước châu Á.

Các tác giả đã tìm ra mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát tại các nước phát triển ở Mỹ và các nước châu Âu như Bierens (2000), Kapetanious & cộng sự (2003), Ghazali & Ramlee (2003), Berument & cộng sự (2007), Hall & cộng sự (2010), Lardic & Migron (2003), Atkins & Coe (2004), và Christopoulos & Leon-Ledesma (2007). Trong khi đó, nhiều nghiên cứu khác lại tìm ra mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát tại các nước châu Á, như Berument & cộng sự (2007) tại 45 nước đang phát triển, Ling & cộng sự (2007) ở các nước Đông Á, Nusair (2009) ở Nhật và sáu nước châu Á, Ahmad (2010b) mở rộng nghiên cứu ở Trung Quốc, Hong Kong, Indonesia, Hàn Quốc, Malaysia, Philippine, Singapore và Thái Lan bằng cách kiểm tra tính dừng của lãi suất thực, Tsong & Hachicha (2014) kiểm tra sự phù hợp của giả thuyết tại Malaysia và Indonesia, Camba & Camba (2021) nghiên cứu tại Philippines. Nusair (2008) kiểm định giả thuyết Fisher cho 6 quốc gia châu Á và tìm ra bằng chứng về đồng tích hợp ở mức ý nghĩa 5% tại Hàn Quốc và mức ý nghĩa 10% tại Malaysia và Singapore. Obi & cộng sự (2009) nghiên cứu tại Nigeria và nhận được sự ủng hộ giả thuyết trong giai đoạn 1970–2007. Kose & cộng sự (2012) đã thu được kết quả ủng hộ hiệu ứng Fisher ở Thổ Nhĩ Kỳ trong giai đoạn 2002–2009.

Tại Việt Nam, có một số nghiên cứu về mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát là Nguyễn Anh Tuấn (2016), Trương Đông Lộc (2020), và Vũ Thị Huyền Trang (2020). Các nghiên cứu này đều sử dụng phương pháp định lượng nhưng ở các giai đoạn nghiên cứu khác nhau với phương pháp và mô hình khác nhau. Nếu như Nguyễn Anh Tuấn (2016) chỉ sử dụng mô hình hồi quy tuyến tính đơn giản, chưa rõ ràng và chặt chẽ, trong đó lãi suất mục tiêu được hồi quy theo biến lạm phát với dữ liệu từ năm 2005 đến 2013, Trương Đông Lộc (2020) dùng phương pháp kiểm định đường bao phân phối trễ tự hồi quy và Vũ Thị Huyền Trang (2020) chọn mô hình VAR để phân tích mối quan hệ giữa lạm phát với các mức lãi suất khác nhau như lãi suất tái chiết khấu, lãi suất tái cấp vốn, lãi suất cho vay, lãi suất tiền gửi và lãi suất vay qua đêm. Các nghiên cứu đều tìm ra bằng chứng về mối quan hệ cùng chiều giữa lãi suất và lạm phát. Chi tiết hơn, Trương Đông Lộc (2020) còn cho thấy sự tương quan lãi suất và lạm phát không phải là một-một. Ngoài ra, Vũ Thị Huyền

Trang (2020) nhận định rằng lạm phát có phản ứng khá mạnh đối với lãi suất tái cấp vốn, lãi suất tái chiết khấu và lãi suất tiền gửi, ngược lại, lãi suất cho vay và lãi suất tái chiết khấu phản ứng khá nhanh với lạm phát. Tuy nhiên, nhìn chung, các nghiên cứu này cũng chỉ xem xét mối quan hệ giữa hai chuỗi lãi suất và lạm phát ở dạng tuyến tính mà việc này có thể dẫn đến những kết luận sai lầm. Hiện tại, chưa có nghiên cứu nào xem xét mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến giữa lãi suất và lạm phát tại Việt Nam.

### 3. Phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu được sử dụng là lãi suất trái phiếu Chính phủ kì hạn một năm từ nguồn Reuters và chỉ số giá tiêu dùng từ cơ sở dữ liệu IFS của IMF với tần suất tháng, từ tháng 7 năm 2007 đến tháng 6 năm 2023.

**Bảng 1: Các biến được sử dụng trong nghiên cứu**

Biến số	Ký hiệu	Nguồn dữ liệu/ Công thức tính
Lãi suất trái phiếu Chính phủ kì hạn một năm	$i_t$	Reuters
Chỉ số giá tiêu dùng	$CPI_t$	IMF
Tỷ lệ lạm phát	$\pi_t$	$\pi_t = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} \cdot 1200$

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

#### 3.2. Phương pháp và mô hình nghiên cứu

Để nghiên cứu mối quan hệ đồng tích hợp giữa lãi suất và lạm phát một cách toàn diện, tác giả sử dụng tổng hợp các phương pháp đồng tích hợp tuyến tính và phi tuyến, bao gồm kiểm định Engle & Granger (1987), mô hình hiệu chỉnh sai số tuyến tính (Error Correction Model – ECM) và STAR. Quy trình nghiên cứu gồm các bước sau:

- Kiểm định tính dừng của các biến  $i_t$  và  $\pi_t$  bằng kiểm định nghiệm đơn vị.
- Hồi quy mô hình (4) thu được phần dư  $u_t$ .
- Kiểm định Engle & Granger (1987) thông qua kiểm định tính dừng của  $u_t$ .
- Ước lượng và kiểm định mô hình ECM và STAR. Một số kiểm định khác được thực hiện như sự phù hợp của hàm hồi quy, ý nghĩa thống kê của các hệ số hồi quy, hiện tượng tự tương quan, hiệu ứng ARCH. Hàm chuyển tiếp phải nằm trong  $[0,1]$ . Cuối cùng, nếu mô hình phi tuyến có kết quả ước lượng và kiểm định yếu hơn mô hình tuyến tính, ta cần xem xét lại việc sử dụng mô hình STAR.

### 4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

#### 4.1. Kết quả nghiên cứu

Một số nhận xét được rút ra khi quan sát đồ thị trong Hình 1.

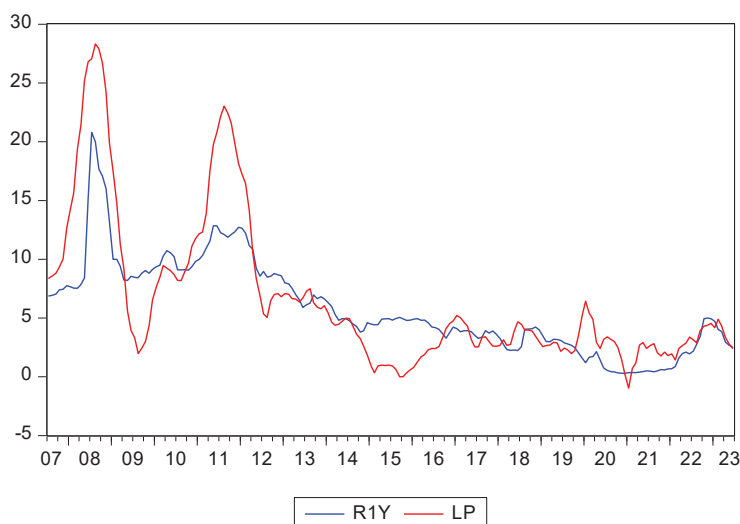
Thứ nhất, nhìn chung, lãi suất và lạm phát có xu hướng biến động cùng nhau. Đây là một cơ sở để phỏng đoán rằng chúng có mối tương quan cùng chiều với nhau.

Thứ hai, lãi suất và lạm phát biến động khá mạnh. Trong suốt giai đoạn nghiên cứu, hai chuỗi thời gian này đạt đỉnh vào giữa năm 2008 và giữa năm 2011. Năm 2008 là giai đoạn kinh tế Việt Nam gặp nhiều bất ổn trong bối cảnh khủng hoảng tài chính thế giới. Lạm phát thời kì này tăng mạnh trong nửa đầu năm 2008 và giảm dần từ quý III cùng năm. Tuy nhiên, do những ảnh hưởng của cuộc khủng hoảng kinh tế thế giới và những gói kích thích kinh tế không hiệu quả, tỷ lệ lạm phát năm 2011 tăng mạnh lên mức 18,58%. Thâm hụt ngân sách cao và nghĩa vụ trả nợ lớn cũng khiến nhu cầu phát hành trái phiếu Chính phủ tăng vọt đẩy lãi suất trái phiếu Chính phủ lên rất cao, khoảng 12%/năm. Từ những năm 2013 trở lại đây, nhờ hạ dần được tỷ lệ lạm phát và kiểm soát tăng trưởng cung tiền tốt hơn, nền kinh tế Việt Nam có những bước phát triển tích cực, thị trường trái phiếu duy trì ổn định, giữ vững niềm tin của các nhà đầu tư và lãi suất trái phiếu có xu hướng giảm. Đến tháng 6 năm 2023, lãi suất trái phiếu Chính phủ dài hạn chỉ còn khoảng 2,5%.

Như vậy, ngoài hai cột mốc vào năm 2008 và 2011, lãi suất và lạm phát đạt đỉnh thì kể từ năm 2013, hai

chuỗi thời gian này có xu hướng ổn định hơn và biến động cùng nhau. Sự quan sát này dẫn đến dự đoán rằng các chuỗi  $i_t$  và  $\pi_t$  có mối tương quan cùng chiều với nhau trong một xu thế cân bằng trong dài hạn. Do có hai điểm gãy trong giai đoạn nghiên cứu nên đồng tích hợp phi tuyến dường như thích hợp hơn đồng tích hợp tuyến tính.

**Hình 1: Đồ thị các chuỗi lãi suất và lạm phát trong giai đoạn 2007 - 2023**



Nguồn: Đồ thị được trích xuất từ phần mềm Eviews.

Ghi chú: Đường màu xanh biểu diễn chuỗi lãi suất; đường màu đỏ biểu diễn chuỗi lạm phát.

**Bảng 2: Kiểm định nghiệm đơn vị của các biến**

Biến	Dạng gốc		Dạng sai phân
	$ADF_{CT}$	$ADF_C$	
$i_t$	-0,6227	-1,8456	-7,0189***
$\pi_t$	-2,9005	-2,1037	-3,7428***

Nguồn: Tính toán của tác giả từ phần mềm Eviews.

Ghi chú:  $ADF_{CT}$  và  $ADFC$  biểu diễn kiểm định nghiệm đơn vị ADF trong hai trường hợp có hệ số chặn, có xu hướng và chỉ có hệ số chặn. Ở mức ý nghĩa 1%, giá trị tới hạn của kiểm định ADF với hệ số chặn, có xu hướng là -4,01 và kiểm định ADF chỉ có hệ số chặn là -3,47.

\*\*\* hàm ý bác bỏ giả thuyết về nghiệm đơn vị ở mức ý nghĩa 1%.

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị ở Bảng 2 cho thấy các chuỗi  $i_t$  và  $\pi_t$  đều không dừng ở dạng gốc và dừng ở dạng sai phân ở mức ý nghĩa 1%. Nói cách khác, chúng có dạng tích hợp bậc 1 và đây là điều kiện cần để tác giả bắt đầu kiểm tra mối quan hệ đồng tích hợp giữa các chuỗi thời gian này.

Kết quả ước lượng mô hình (4) trình bày ở Bảng 3 cho thấy  $\pi_t$  có tác động cùng chiều đến  $i_t$  ở mức ý nghĩa 1%. Tuy nhiên, khi kiểm định  $H_0 : \beta = 1$ , bằng chứng nhận được là  $H_0$  bị bác bỏ, chứng tỏ rằng nếu  $\pi_t$  tăng một đơn vị thì  $i_t$  thay đổi một lượng khác một đơn vị. Điều này suy ra giữa  $i_t$  và  $\pi_t$  không phải là quan hệ một-một như nội dung của giả thuyết Fisher.

Khi thực hiện kiểm định ADF trên các phần dư được ước lượng, kết quả cho thấy giá trị kiểm định là -4,9064, nhỏ hơn giá trị tới hạn ở mức ý nghĩa 1% (-4,0084), suy ra  $u_t$  dừng. Do đó, theo Engle & Granger (1987), các chuỗi  $\pi_t$  và  $i_t$  có mối quan hệ đồng tích hợp.

Tuy nhiên, như đã phân tích, khả năng về sự tồn tại của mối quan hệ đồng tích hợp phi tuyến cần được xem xét. Để kiểm định tính tuyến tính và phi tuyến trong mối quan hệ đồng tích hợp, tác giả tiếp tục ước lượng và kiểm định mô hình ECM và STAR.

**Bảng 3: Kết quả ước lượng mô hình (4)**

$$i_t = \alpha + \beta\pi_t + u_t$$

$\alpha$	$\beta$	R <sup>2</sup>	Kiểm định ADF cho phần dư
2,3740*** (0,2257)	0,5222*** (0,0244)	0,7062	-4,9064***

Nguồn: Tính toán của các tác giả từ phần mềm Eviews.

Ghi chú: Ở mức ý nghĩa 1%, giá trị tới hạn của kiểm định ADF có hệ số chặn, có xu hướng theo tiêu chuẩn AIC với độ trễ tối ưu là -4,01. Giá trị trong ngoặc đơn là sai số chuẩn của hệ số ước lượng.

\*\*\* hàm ý bác bỏ giả thuyết rằng các hệ số không có ý nghĩa thống kê hoặc bác bỏ giả thuyết về nghiệm đơn vị ở mức ý nghĩa 1%.

Kết quả ước lượng và kiểm định mô hình ECM và STAR được trình bày chi tiết ở Bảng 4.

**Bảng 4: Kết quả ước lượng và kiểm định mô hình ECM và LSTAR**

	ECM:		LSTAR:	
	$\Delta u_t = \alpha + \rho u_{t-1} + \lambda_1 \Delta u_{t-1} + \lambda_2 \Delta u_{t-2} + \varepsilon_t$		$\Delta u_t = \alpha + \rho u_{t-1} + \lambda_1 \Delta u_{t-1} + \lambda_2 \Delta u_{t-2} + \varepsilon_t$ $(\alpha_0 + \rho_0 u_{t-1} + \lambda_{01} \Delta u_{t-1} + \lambda_{02} \Delta u_{t-2}) (1 + \exp[-\theta(u_{t-1} - \mu)] / 0,86)^{-1}$	
	Hệ số	Sai số chuẩn	Hệ số	Sai số chuẩn
$\alpha$	-0,0049	0,0568	-0,0036	0,0573
$\rho$	-0,0800***	0,0276	-0,0811***	0,0264
$\lambda_1$	0,4030***	0,0693	0,3099***	0,1060
$\lambda_2$	-0,2321***	0,0716	-0,0445*	0,0318
$\alpha_0$			-1,5443**	0,6463
$\rho_0$			-0,1496**	0,0759
$\lambda_{01}$			0,6777***	0,2057
$\lambda_{02}$			-0,9016***	0,2202
$\theta$			21,5340*	14,851
$\mu$			1,3646***	0,1026
Kiểm định Breusch - Godfrey	1,0074		1,8846	
Kiểm định ARCH	0,1316		0,8914	
R <sup>2</sup>	0,2012		0,3165	
RSS	112,638		96,1668	
Sai số chuẩn hàm hồi quy	0,7803		0,7330	

Nguồn: Kết quả được trích xuất từ phần mềm Eviews.

Ghi chú: \*\*\*, \*\*, \* hàm ý hệ số hồi quy có ý nghĩa thống kê ở mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%.

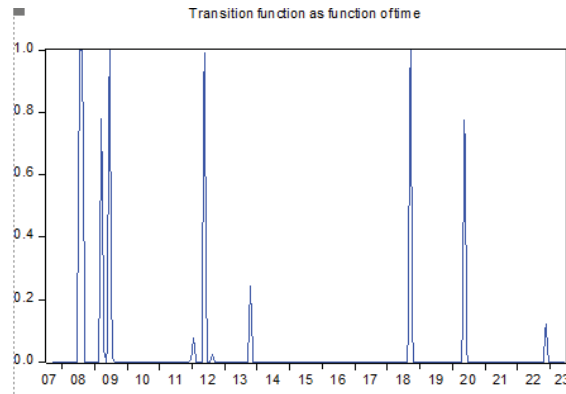
Kí hiệu  $\Delta$  biểu diễn sai phân của các biến.

Kết quả ước lượng mô hình ESTAR cho thấy mô hình này không phù hợp. Khi xem xét một cách toàn diện các tiêu chuẩn như độ phù hợp của hàm hồi quy, ý nghĩa thống kê của các hệ số hồi quy, hiện tượng phương sai sai số thay đổi, tự tương quan, các điều kiện về dấu, chẳng hạn  $\rho < 0$ ; tác giả nhận thấy các mô hình ECM và LSTAR đều phù hợp. So sánh giữa hai mô hình ECM và LSTAR, hệ số xác định, RSS, sai số chuẩn hàm hồi quy đều cho kết quả mô hình LSTAR tốt hơn. Do đó, có thể nói, các biến  $\pi_t$  và  $i_t$  có mối quan hệ đồng tích hợp và phù hợp với dạng phi tuyến hơn là tuyến tính.

Theo kết quả ước lượng và kiểm định của mô hình LSTAR, các biến  $i_t$  và  $\pi_t$  có mối quan hệ cân bằng trong ngắn hạn và dài hạn. Mỗi khi các biến này lệch khỏi vị trí cân bằng, chúng sẽ nhanh chóng di chuyển về vị trí cân bằng với tốc độ chuyển tiếp giữa hai thời kì ( $\theta$ ) rất lớn.

Hàm hiệu chỉnh là hàm dạng logistic cho thấy nếu các chuỗi nằm phía trên hay phía dưới vị trí cân bằng với độ lớn như nhau thì tốc độ hiệu chỉnh về vị trí cân bằng là khác nhau.

**Hình 2: Đồ thị hàm chuyển tiếp trong giai đoạn 2007 - 2023**



*Nguồn: Trích xuất từ phần mềm Eviews.*

Hình 2 mô tả hàm chuyển tiếp theo thời gian. Quan sát sự thay đổi của giá trị hàm chuyển tiếp từ 0 đến 1 ta thấy tính phi tuyến trong mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát xảy ra vào những thời điểm giữa năm 2008, giữa năm 2009, giữa năm 2012, 2018 khi hàm chuyển tiếp có giá trị gần 1. Đây cũng là những thời điểm chứng kiến những cú sốc trong nền kinh tế Việt Nam. Như vậy, trong suốt giai đoạn nghiên cứu, sự biến động của lãi suất và lạm phát không bằng phẳng mà tương đối phức tạp, có nhiều bước chuyển (shift) lớn, do đó, việc mô tả mối quan hệ cân bằng giữa lãi suất và lạm phát bằng một hàm logistic phi tuyến là hợp lý.

#### 4.2. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả hồi quy mô hình (4) cho thấy tỷ lệ lạm phát có tác động cùng chiều đến lãi suất dài hạn. Ngoài ra, bằng phương pháp đồng tích hợp, tác giả đã chứng minh rằng các chuỗi  $i_t$  và  $\pi_t$  có mối quan hệ đồng tích hợp. Kết quả này cho thấy các chuỗi lãi suất và lạm phát có mối tương quan cùng chiều trong ngắn hạn và trong dài hạn. Chúng không tách rời và biến động độc lập mà gắn bó chặt chẽ cùng nhau trong một xu thế chung. Mỗi khi lệch khỏi xu thế ấy, chúng sẽ nhanh chóng trở về vị trí cân bằng trong dài hạn với tốc độ chuyển tiếp giữa các thời kì chuyển tiếp rất lớn. Kết quả hồi quy mô hình STAR cho thấy sự chuyển tiếp từ giai đoạn này sang giai đoạn khác diễn ra liên tục, trơn.

Mối quan hệ đồng tích hợp giữa chuỗi lãi suất và lạm phát phù hợp với dạng phi tuyến hơn là tuyến tính, trong đó hàm chuyển tiếp có dạng hàm logistic. Điều này cho thấy, khi các biến lãi suất và lạm phát ở trạng thái mất cân bằng trong dài hạn, chúng có thể điều chỉnh trạng thái ấy theo một cách thức phi tuyến khá phức tạp, vì nó không chỉ phụ thuộc vào độ lớn của độ lệch khỏi vị trí cân bằng mà còn phụ thuộc vào dấu của độ lệch (tức là chuỗi đang ở vị trí phía trên hay phía dưới vị trí cân bằng). Dù các biến ở phía trên hay ở phía dưới vị trí cân bằng với độ lệch giống nhau thì tốc độ hiệu chỉnh là không giống nhau.

Bằng chứng thực nghiệm về đồng tích hợp phi tuyến giữa các chuỗi lãi suất và lạm phát tại nghiên cứu này một lần nữa khẳng định sức mạnh của phương pháp đồng tích hợp phi tuyến khi nghiên cứu về mối quan hệ của các chuỗi thời gian. Mặc dù ở nghiên cứu này, kiểm định Engle & Granger (1987), mô hình ECM vẫn phù hợp để biểu diễn mối quan hệ giữa chuỗi  $i_t$  và  $\pi_t$  nhưng mô hình STAR được chứng minh là phù hợp hơn.

Mặc dù Việt Nam chưa thực hiện chính sách lạm phát mục tiêu, lãi suất và lạm phát tại Việt Nam vẫn được chứng minh là có mối quan hệ phi tuyến với nhau. Kết quả này giống với nhiều nghiên cứu khác trên thế giới như Christopoulos & Leon-Ledesma (2007), Nusair (2009), Ahmad (2010b), Cushman & cộng sự (2023). So sánh với các nghiên cứu khác ở Việt Nam, có thể nói tác giả đã sử dụng một phương pháp định

---

lượng chặt chẽ, rõ ràng và toàn diện hơn khi kết hợp cả phương pháp đồng tích hợp tuyến tính và phi tuyến. Giống các nghiên cứu khác, kết quả cho thấy mối tương quan cùng chiều giữa lãi suất và lạm phát Việt Nam, hai chuỗi này biến thiên với lượng thay đổi khác nhau như Trương Đông Lộc (2020). Tuy nhiên, tác giả đã chứng minh rằng mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát tại Việt Nam thích hợp với dạng phi tuyến chứ không phải là dạng tuyến tính như các nghiên cứu khác.

### 5. Kết luận và hàm ý chính sách

Bằng cách tiếp cận đồng tích hợp phi tuyến, nghiên cứu tìm ra kết quả rằng các chuỗi lãi suất và lạm phát Việt Nam có tương quan cùng chiều trong ngắn hạn và dài hạn theo một xu hướng chung. Mỗi khi một chuỗi nào đó tách khỏi xu thế cân bằng này, chúng sẽ hiệu chỉnh về vị trí cân bằng. Sự hiệu chỉnh này diễn ra liên tục, trơn, theo dạng hàm logistic. Ngoài ra, quan hệ giữa lãi suất và lạm phát không phải là một một như một số nghiên cứu trên thế giới và Việt Nam.

Từ kết quả nghiên cứu, tác giả rút ra một số hàm ý. Thứ nhất, quan hệ cùng chiều giữa lạm phát và lãi suất dài hạn cho thấy có thể sử dụng các công cụ của chính sách tiền tệ để tác động đến thị trường tài chính và ngược lại, lãi suất danh nghĩa dài hạn có thể trở thành chỉ báo cho lạm phát. Thông thường ngân hàng trung ương sẽ dùng lãi suất ngắn hạn để kiểm soát lạm phát. Kết quả nghiên cứu cho thấy có thể sử dụng lãi suất dài hạn để tạo ảnh hưởng đến thị trường tiền tệ nhằm kiểm soát lạm phát. Khi lạm phát tăng cao, có thể tăng lãi suất danh nghĩa để nhanh chóng giảm lạm phát, tránh gây tổn hại đến nền kinh tế. Từ thực trạng nền kinh tế hiện tại, tác giả đề xuất rằng nên tiếp tục giữ tỷ lệ lạm phát thấp để duy trì mức lãi suất thấp nhằm thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Ngược lại, có thể sử dụng lãi suất nhằm giữ lạm phát ổn định. Thứ hai, lãi suất dài hạn và lạm phát được chứng minh là có mối quan hệ cùng chiều nhưng không phải là quan hệ một một. Điều này chứng tỏ giả thuyết Fisher không đúng một cách hoàn toàn và lãi suất thực (bằng lãi suất danh nghĩa trừ đi tỷ lệ lạm phát) chưa phải là hằng số và có thể bị ảnh hưởng bởi các cú sốc tiền tệ.

Mặc dù đã tìm được một số bằng chứng khoa học có ý nghĩa về mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát, nghiên cứu này vẫn tồn tại một số hạn chế. Chẳng hạn, tác giả chưa xem xét tác động của các yếu tố khác ngoài lạm phát đến lãi suất. Ngoài ra, tác giả cũng chưa phân tích toàn diện sự biến động, chuyển tiếp giữa các thời kì khác nhau trong mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát. Điều này gợi ý cho các nghiên cứu khác trong tương lai.

### Tài liệu tham khảo

- Ahmad, S. (2010a), 'The long-run Fisher effect in developing economies', *Studies in Economics and Finance*, 27(4), 268-275. DOI: <https://doi.org/10.1108/10867371011085129>.
- Ahmad, S. (2010b), 'Fisher effect in nonlinear STAR framework: Some evidence from Asia', *Economics Bulletin*, 30(4), 2558-2566.
- Atkins, F. J. (1989), 'Co-integration, error correction and the Fisher effect', *Applied Economics*, 21(12), 1611-1620. DOI: <https://doi.org/10.1080/758531695>.
- Atkins, F. J., & Coe, P. J. (2002), 'An ARDL bounds test of the long-run Fisher effect in the United States and Canada', *Journal of Macroeconomics*, 24(2), 255-266. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0164-0704\(02\)00019-8](https://doi.org/10.1016/S0164-0704(02)00019-8).
- Ayub, G., Rehman, N., Iqbal, M., Zaman, Q., & Atif, M. (2014), 'Relationship between inflation and interest rate: evidence from Pakistan', *Research Journal of Recent Sciences*, 3, 51-55.
- Balke, N. S., & Fomby, T. B. (1997), 'Threshold cointegration', *International Economic Review*, 627-645. DOI: <https://doi.org/10.2307/2527284>.
- Barthold, T. A., & Dougan, W. R. (1986), 'The Fisher hypothesis under different monetary regimes', *The Review of Economics and Statistics*, 674-679. DOI: <https://doi.org/10.2307/1924527>.
- Bierens, H. J. (2000), 'Nonparametric nonlinear cotrending analysis, with an application to interest and inflation in the United States', *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(3), 323-337. DOI: <https://doi.org/10.1080/0735015.2000.10524874>.



- 
- Berument, H., Ceylan, N. B., & Olgun, H. (2007), 'Inflation uncertainty and interest rates: is the Fisher relation universal?', *Applied Economics*, 39(1), 53-68. DOI: <https://doi.org/10.1080/00036840500427908>.
- Camba Jr, A. C., & Camba, A. L. (2021), 'An engle-granger and Johansen cointegration approach in testing the validity of Fisher hypothesis in the Philippines', *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(12), 31-38. Doi: 10.13106/jafeb.2021.vol8.no12.0031.
- Christopoulos, D. K., & León-Ledesma, M. A. (2007), 'A long-run non-linear approach to the fisher effect', *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(2-3), 543-559. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.0022-2879.2007.00035.x>.
- Crowder, W. J., & Hoffman, D. L. (1996), 'The long-run relationship between nominal interest rates and inflation: the Fisher equation revisited,' *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28(1), 102-118. DOI: <https://doi.org/10.2307/2077969>.
- Cushman, D. O., De Vita, G., & Trachanas, E. (2023), 'Is the Fisher effect asymmetric? Cointegration analysis and expectations measurement', *International Journal of Finance & Economics*, 28(4), 3727-3748. DOI: <https://doi.org/10.1002/ijfe.2616>.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987), 'Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing', *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913236>.
- Evans, M. D., & Lewis, K. K. (1995), 'Do expected shifts in inflation affect estimates of the long-run Fisher relation?', *The Journal of Finance*, 50(1), 225-253. DOI: <https://doi.org/10.2307/1913236>.
- Fama, E. F. (1975), 'Short-term interest rates as predictors of inflation', *American Economic Review*, 65(3), 269-282. DOI: <https://doi.org/10.7208/9780226426983-021>.
- Fisher, I. (1930), *The Theory of Interest, as Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It*, Macmillan, New York.
- Ghazali, N. A., & Ramlee, S. (2003), 'A long memory test of the long-run Fisher effect in the G7 countries', *Applied Financial Economics*, 13(10), 763-769. DOI: <https://doi.org/10.1080/09603100210149149>.
- Granger, C. W., & Teräsvirta, T. (1993), *Modelling nonlinear economic relationships*, Oxford University Press.
- Gregory, A. W., Nason, J. M., & Watt, D. G. (1996), 'Testing for structural breaks in cointegrated relationships', *Journal of Econometrics*, 71(1-2), 321-341. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(96\)84508-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(96)84508-8).
- Hall, S. G., Hondroyannis, G., Swamy, P. A. V. B., & Tavlas, G. S. (2010), 'The Fisher effect puzzle: a case of non-linear relationship?', *Open Economies Review*, 21, 91-103. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11079-009-9157-1>.
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003), 'Testing for a unit root in the nonlinear STAR framework', *Journal of Econometrics*, 112(2), 359-379. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(02\)00202-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(02)00202-6).
- Kose, N., Emirmahmutoglu, F., & Aksoy, S. (2012), 'The interest rate-inflation relationship under an inflation targeting regime: The case of Turkey', *Journal of Asian Economics*, 23(4), 476-485. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2012.03.001>.
- Lardic, S., & Mignon, V. (2003), 'Fractional cointegration between nominal interest rates and inflation: A re-examination of the Fisher relationship in the G7 countries', *Economic Bulletin*, 3(14), 1-10.
- Lê Thị Tuyết Hoa & Nguyễn Thị Nhung (2007), *Tiền tệ ngân hàng*, Nhà xuất bản Thống kê, Hà Nội.
- Ling, T. H., Liew, V. K. S., & Syed Khalid Wafa, S. A. W. (2007), 'Fisher hypothesis: East Asian evidence from panel unit root tests', MPRA Paper 5432, University Library of Munich, Germany.
- MacDonald, R., & Murphy, P. D. (1989), 'Testing for the long run relationship between nominal interest rates and inflation using cointegration techniques', *Applied Economics*, 21(4), 439-447. DOI: <https://doi.org/10.1080/758519711>.
- Maghyreh, A. I., & Al-Zoubi, H. A. (2006), 'Does Fisher effect apply in developing countries: evidence from a nonlinear cotrending test applied to Argentina, Brazil, Malaysia, Mexico, South Korea and Turkey', *Applied Econometrics and International Development*, 6(2), 31-46.
- Mishkin, F. S. (1981), 'The real interest rate: An empirical investigation', In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 15, 151-200, North-Holland. DOI: [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(81\)90022-1](https://doi.org/10.1016/0167-2231(81)90022-1).
- Mishkin, F. S. (1992), 'Is the Fisher effect for real?: A reexamination of the relationship between inflation and interest

- 
- rates', *Journal of Monetary Economics*, 30(2), 195-215. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(92\)90060-F](https://doi.org/10.1016/0304-3932(92)90060-F).
- Mishkin, F. S. (2000), 'Inflation targeting for emerging-market countries', *American Economic Review*, 90(2), 105-109. DOI: 10.1257/aer.90.2.105.
- Nguyễn Anh Tuấn (2016), 'Hiệu ứng Fisher về lãi suất và lạm phát ở Việt Nam', *Tạp chí Quản lý và Kinh tế Quốc tế*, 88, truy cập lần cuối ngày 01/04/2024, từ <<https://tapchi.ftu.edu.vn/c%3%A1c-s%E1%BB%91-t%E1%BA%A1p-ch%C3%AD-kt%C4%91n/t%E1%BA%A1p-ch%C3%AD-kt%C4%91n-s%E1%BB%91-81-90/t%E1%BA%A1p-ch%C3%AD-kt%C4%91n-s%E1%BB%91-88/1421-hi%E1%BB%87u-%E1%BB%A9ng-fisher-v%E1%BB%81-l%C3%A3i-su%E1%BA%A5t-v%C3%A0-l%E1%BA%A1m-ph%C3%A1t-%E1%BB%9F-vi%E1%BB%87t-nam.html>>.
- Nusair, S.A. (2008), 'Testing for the Fisher hypothesis under regime shifts: an application to Asian countries', *International Economic Journal*, 22(2), 273-284. DOI: <https://doi.org/10.1080/10168730802095660>.
- Nusair, S. A. (2009), 'Non-linear co-integration between nominal interest rates and inflation: An examination of the Fisher hypothesis for Asian countries', *Global Economic Review*, 38(2), 143-159. DOI: <https://doi.org/10.1080/12265080902891446>.
- Obi, B., Abu, N., & Obida, G. W. (2009), 'An empirical investigation of the Fisher effect in Nigeria: a co-integration and error correction approach', 5(5), 96-109.
- Orphanides, A., & Wilcox, D. W. (2002), 'The opportunistic approach to disinflation', *International Finance*, 5(1), 47-71. DOI: <https://doi.org/10.1111/1468-2362.00087>.
- Payne, J. E., & Ewing, B. T. (1997), 'Evidence from lesser developed countries on the Fisher hypothesis: A cointegration analysis', *Applied Economics Letters*, 4(11), 683-687. DOI: <https://doi.org/10.1080/758530649>.
- Pinar Gürel, S. (2021), 'The validity of the fisher effect for an inflation targeting country: The case of Turkey', *Ekonomski Pregled*, 72(5), 697-717. DOI: <https://doi.org/10.32910/ep.72.5.3>.
- Rapach, D. E., & Weber, C. E. (2004), 'Are real interest rates really nonstationary? New evidence from tests with good size and power', *Journal of Macroeconomics*, 26(3), 409-430. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2003.03.001>.
- Rose, A. K. (1988), 'Is the real interest rate stable?', *The Journal of Finance*, 43(5), 1095-1112. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1988.tb03958.x>.
- Serdar, O., & Ismet, G. (2019), 'Re-considering the Fisher equation for South Korea in the application of nonlinear and linear ARDL models', *Quantitative Finance and Economics*, 3, 75-87. DOI: 10.3934/QFE.2019.1.75.
- Thornton, J. (1996), 'The adjustment of nominal interest rates in Mexico: A study of the Fisher effect', *Applied Economics Letters*, 3(4), 255-257. DOI: <https://doi.org/10.1080/758520875>.
- Trương Đông Lộc (2020), 'Mối quan hệ giữa lãi suất và lạm phát ở Việt Nam: Phương pháp kiểm định đường bao ARD', *Tạp chí Khoa học và Đào tạo Ngân hàng*, 220, 28-37.
- Tsong, C. C., & Hachicha, A. (2014), 'Revisiting the Fisher hypothesis for several selected developing economies: A quantile cointegration approach', *Economic Issues*, 19(1), 57-72.
- Vũ Thị Huyền Trang (2020), 'Mối quan hệ giữa lạm phát và lãi suất ở Việt Nam: Thực trạng và dự báo'. Đề tài nghiên cứu thuộc Viện chiến lược và chính sách tài chính, nghiệm thu năm 2023, mã số: 2020-03, truy cập lần cuối ngày 01/04/2024, từ <[https://mof.gov.vn/webcenter/portal/vclvcstc/pages\\_r/l/chi-tiet-tin?dDocName=MOFUCM227562](https://mof.gov.vn/webcenter/portal/vclvcstc/pages_r/l/chi-tiet-tin?dDocName=MOFUCM227562)>.
- Wallace, M. S., & Warner, J. T. (1993), 'The Fisher effect and the term structure of interest rates: Tests of cointegration', *The Review of Economics and Statistics*, 75(2), 320-24. DOI: 10.2307/2109438.
- Weidmann, J. (1996), 'New Hope for the Fisher Effect?: A Reexamination Using Threshold Cointegration', University of Bonn, SFB 303 Discussion Paper B-385. SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3555>.
-

# TÁC ĐỘNG CỦA ĐẦU TƯ TRỰC TIẾP NƯỚC NGOÀI, ĐỘ MỞ THƯƠNG MẠI, TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ VÀ ĐÔ THỊ HÓA ĐẾN LƯỢNG PHÁT THẢI CO<sub>2</sub> Ở VIỆT NAM: TIẾP CẬN BẰNG MÔ HÌNH ARDL

Đoàn Ngọc Phúc

Trường Đại học Tài chính - Marketing

Email: doanphuc@ufm.edu.vn

Mã bài: JED-1787

Ngày nhận bài: 29/05/2024

Ngày nhận bài sửa: 17/07/2024

Ngày duyệt đăng: 10/10/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1787

## Tóm tắt

Nghiên cứu này đánh giá tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa và đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> tại Việt Nam trong giai đoạn 1990 -2022 bằng mô hình ARDL (Mô hình phân phối trễ tự hồi quy). Kết quả nghiên cứu cho thấy độ mở thương mại tác động tích cực đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong ngắn hạn và dài hạn, tăng trưởng kinh tế có tác động tích cực CO<sub>2</sub> trong ngắn hạn nhưng không có tác động trong dài hạn, còn mức độ đô thị hóa không có tác động đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong ngắn hạn nhưng có tác động trong dài hạn. Trong khi đó, vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài có tác động tiêu cực đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong ngắn hạn nhưng không có tác động trong dài hạn. Từ kết quả nghiên cứu bài viết đề xuất một số hàm ý chính sách nhằm cải thiện chất lượng môi trường, góp phần thực hiện mục tiêu phát triển bền vững ở Việt Nam.

Mã JEL: Q56, Q43, F64

Từ khóa: ARDL, đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, phát thải CO<sub>2</sub>, tăng trưởng kinh tế.

## The impact of foreign direct investment, trade openness, economic growth and urbanization on CO<sub>2</sub> emissions in Vietnam: An ARDL model approach

### Abstract

This study evaluates the impact of foreign direct investment, trade openness, urbanization rate and economic growth on CO<sub>2</sub> emissions in Vietnam in the period 1990 - 2022 using the ARDL model (Autoregressive Distributed Lag). Research results show that trade openness has a positive impact on CO<sub>2</sub> emissions in the short and long term, economic growth has a positive impact on CO<sub>2</sub> in the short term but has no impact in the long term, while the urbanization has no impact on CO<sub>2</sub> emissions in the short term but has a long-term impact. Meanwhile, foreign direct investment has a negative impact on CO<sub>2</sub> emissions in the short term but has no impact in the long term. From the research results, the article proposes some policy implications to improve environmental quality, contributing to achieving sustainable development goals in Vietnam.

JEL codes: Q56, Q43, F64

Keywords: ARDL, CO<sub>2</sub> emissions, economic growth, foreign direct investment, trade openness.

---

## 1. Đặt vấn đề

Kể từ khi đổi mới và hội nhập vào nền kinh tế khu vực và thế giới, Việt Nam đã đạt được nhiều thành tựu to lớn trên tất cả mọi lĩnh vực, nhất là nền kinh tế đạt được tốc độ tăng trưởng nhanh và theo đó quá trình đô thị hóa cũng diễn ra mạnh mẽ. Hội nhập quốc tế còn đưa Việt Nam trở thành điểm đến hấp dẫn đối với dòng vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài và gia tăng đáng kể kim ngạch thương mại do mở rộng thị trường xuất nhập khẩu. Có thể nói, đổi mới và hội nhập quốc tế đã mang lại nhiều cơ hội cho nền kinh tế Việt Nam nhưng đồng thời cũng đặt ra nhiều thách thức cho nền kinh tế, bộc lộ nhiều bất cập và tạo ra nhiều áp lực lớn lên môi trường. Tình trạng ô nhiễm môi trường gia tăng đáng kể, đặc biệt ở các thành phố lớn có dân số đông, tập trung nhiều khu công nghiệp quy mô lớn chất lượng môi trường suy thoái nghiêm trọng, đe dọa đến chất lượng cuộc sống, an ninh sinh thái, cản trở sự phát triển bền vững của đất nước.

Ở Việt Nam, đã có một số nghiên cứu thực nghiệm đánh giá tác động riêng rẽ của từng yếu tố liên quan đến đầu tư trực tiếp nước ngoài, thương mại quốc tế, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đến lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Một số nghiên cứu xem xét tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài, tăng trưởng kinh tế đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> (Vũ Thị Minh Ngọc & Lê Quang Linh, 2020; Trần Văn Hưng, 2024). Một số nghiên cứu khác lại xem xét tác động của độ mở thương mại, phát triển tài chính và tăng trưởng kinh tế đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> (Đoàn Thị Thu Trang & cộng sự, 2023; Hoàng Thị Xuân & Ngô Thái Hưng, 2024). Tuy nhiên, kết quả của các nghiên cứu cũng không đồng nhất với nhau, đặc biệt là xu hướng tác động trong dài hạn. Mặt khác, quá trình đô thị hóa ở Việt Nam đang diễn ra mạnh mẽ mang lại cơ hội việc làm nhiều hơn cho người lao động nhưng cũng tạo ra những áp lực đến môi trường, làm tăng lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Vì vậy, một nghiên cứu thực nghiệm nhằm đánh giá tác động đồng thời của đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> ở Việt Nam là rất cần thiết. Mặt khác, về phương pháp, nghiên cứu này sử dụng phương pháp phân tích bằng mô hình phân phối trễ tự hồi quy ARDL được đề xuất bởi Pesaran & cộng sự (1996) để đánh giá tác động ngắn hạn và dài hạn của các yếu tố phân tích đến lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Hơn nữa kết quả của nghiên cứu này còn đề xuất một số hàm ý chính sách quan trọng nhằm giảm thiểu lượng phát thải CO<sub>2</sub>, cải thiện chất lượng môi trường, góp phần thực hiện mục tiêu phát triển bền vững ở Việt Nam.

Nội dung của nghiên cứu này bao gồm các phần: phần 1 giới thiệu vấn đề nghiên cứu; phần 2 giới thiệu tổng quan nghiên cứu; phần 3 mô tả phương pháp nghiên cứu; phần 4 trình bày kết quả nghiên cứu và thảo luận kết quả nghiên cứu; phần 5 đưa ra kết luận và các kiến nghị từ kết quả nghiên cứu.

## 2. Tổng quan nghiên cứu

Tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) đến môi trường phụ thuộc vào công nghệ chuyển giao được sử dụng trong quá trình sản xuất ở nước tiếp nhận vốn FDI (Shahbaz & cộng sự, 2019). Copeland & Taylor (1994) cho rằng, các công ty nước ngoài ở các nước phát triển gây ô nhiễm, chuyển hoạt động sản xuất sang các nước đang phát triển gây nên tình trạng suy thoái môi trường ở các nước tiếp nhận FDI. Nói cách khác, FDI làm tăng lượng khí thải CO<sub>2</sub> và suy thoái môi trường. Shahbaz & cộng sự (2011) cho rằng, các quốc gia có trình độ công nghệ cao sẽ có khả năng quản lý tốt hơn và ít phát thải CO<sub>2</sub> hơn. Nhiều nghiên cứu đã chứng minh rằng, các dòng vốn FDI làm giảm lượng khí thải CO<sub>2</sub> bằng cách cung cấp một môi trường sạch hơn (Zubair & cộng sự, 2020). Ngược lại, nghiên cứu của Dhrifi & cộng sự (2020) tìm thấy tác động vốn đầu tư nước ngoài (FDI) làm tăng lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Nghiên cứu của Omri & cộng sự (2014) lại tìm thấy mối quan hệ nhân quả hai chiều giữa FDI và phát thải CO<sub>2</sub>. Trong khi, các nghiên cứu của Hoffmann & cộng sự (2005), Lee (2013) lại cho thấy không có mối quan hệ giữa FDI và CO<sub>2</sub>.

Theo Grossman & Krueger (1991), độ mở thương mại ảnh hưởng đến môi trường thông qua ba kênh: hiệu ứng quy mô, hiệu ứng kỹ thuật và hiệu ứng thành phần. Hiệu ứng quy mô có nghĩa là những biến động trong thương mại dẫn đến sự gia tăng sản lượng và lượng khí thải CO<sub>2</sub>. Nó cũng nói rằng việc mở rộng thị trường sẽ làm tăng sản xuất và tiêu dùng, đồng thời mức độ ô nhiễm sẽ tăng lên. Hiệu ứng kỹ thuật làm tăng sự đổi mới công nghệ với độ mở thương mại, giảm cường độ phát thải, giảm ô nhiễm và mang lại lợi ích môi trường sạch hơn (Chebbi & cộng sự, 2011; Dauda & cộng sự, 2021). Mặt khác, hiệu ứng thành phần cho thấy sự phân bổ hàng hóa được trao đổi và tác động của thương mại đến ô nhiễm. Các nghiên cứu thực nghiệm của

---

Akin (2014), Sbia & cộng sự (2014), Kasman & Duman (2015), Zhang & cộng sự (2017), Shahbaz & cộng sự (2019), Essandoh & cộng sự (2020) đã tìm thấy mối quan hệ tiêu cực giữa độ mở thương mại và lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Ngược lại, Ertugrul & cộng sự (2016), Shahbaz & cộng sự (2017), Dauda & cộng sự (2021) tìm ra mối quan hệ tích cực giữa độ mở thương mại và lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Trong khi đó, kết quả nghiên cứu của Dogan & Turkekul (2016) cho thấy không có mối quan hệ giữa độ mở thương mại và phát thải CO<sub>2</sub>.

Mối quan hệ giữa lượng phát thải CO<sub>2</sub> và tăng trưởng kinh tế là mối quan tâm lớn của các nhà nghiên cứu kinh tế ba thập kỷ qua sau những phát hiện mang tính đột phá của Grossman & Krueger (1991). Kuznets (1955), đưa ra giả thuyết về mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và bất bình đẳng phân phối thu nhập cho rằng, bất bình đẳng thu nhập ngày càng gia tăng và bắt đầu giảm sau một giới hạn nhất định do kinh tế tiếp tục phát triển và sự thay đổi này ở dạng chữ U ngược. Grossman & Krueger (1991) đã điều chỉnh giả thuyết Kuznets về mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và ô nhiễm môi trường được đặt tên là giả thuyết đường cong Kuznets môi trường (EKC). Giả thuyết EKC cho rằng trong giai đoạn đầu của tăng trưởng kinh tế, ô nhiễm môi trường sẽ gia tăng và việc cải thiện môi trường sẽ diễn ra khi mức thu nhập tăng lên. Điều này có nghĩa là chỉ số tác động môi trường là một hàm số hình chữ U ngược của thu nhập bình quân đầu người (Stern, 2004). Nghiên cứu Fodha & Zaghoud (2010) cho thấy có mối quan hệ tuyến tính trong dài hạn ngày càng tăng giữa GDP bình quân đầu người và lượng phát thải CO<sub>2</sub> bình quân đầu người. Kết quả nghiên cứu của Chang (2010) chứng minh có mối quan hệ cùng chiều giữa GDP và phát thải CO<sub>2</sub> và kết luận rằng tăng trưởng GDP sẽ kích thích lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Trong khi đó, Richmond & Kaufmann (2006) không tìm thấy mối quan hệ giữa tăng trưởng kinh tế và lượng phát thải CO<sub>2</sub>.

Đô thị hóa được coi là một quá trình trong đó phần lớn dân số lao động chuyển từ nông dân sang dân cư phi nông thôn, làm tăng dân số thành thị. Đô thị hóa đang trở thành sự thay đổi xã hội quan trọng nhất của con người trên toàn cầu, đặc biệt là ở các nước đang phát triển (Gu, 2019). Zhou & cộng sự (2019) đề xuất mối quan hệ đường cong Kuznets giữa đô thị hóa và lượng khí thải CO<sub>2</sub>, đồng thời họ cũng khẳng định rằng đô thị hóa góp phần rất lớn vào việc tăng lượng khí thải CO<sub>2</sub>. Nghiên cứu của Sheng & Guo (2016) chỉ ra rằng đô thị hóa nhanh chóng làm tăng lượng khí thải CO<sub>2</sub> cả trong ngắn hạn và dài hạn. Ngược lại, một số nghiên cứu khác lại cho rằng, đô thị hóa lại góp phần giảm lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Mức độ đô thị hóa càng cao thì lượng phát thải CO<sub>2</sub> càng giảm (Ma & cộng sự, 2019). Wang & cộng sự (2021) cho rằng, đô thị hóa làm giảm lượng khí thải CO<sub>2</sub> nhưng tác động này rất yếu ở các nước OECD vì các nền kinh tế phát triển đã đạt được mục tiêu tách rời giữa đô thị hóa và lượng khí thải CO<sub>2</sub>. Nghiên cứu Ahmed & cộng sự (2019) cho thấy, mối liên hệ hình chữ U ngược giữa đô thị hóa và lượng khí thải CO<sub>2</sub>: ban đầu lượng khí thải CO<sub>2</sub> sẽ tăng lên cùng với tốc độ đô thị hóa nhưng khi đạt đến giá trị tới hạn, sự gia tăng đô thị hóa sẽ làm giảm lượng khí thải CO<sub>2</sub>. Ahmed & cộng sự (2019) còn phát hiện thấy rằng, đô thị hóa làm tăng lượng khí thải CO<sub>2</sub> ở các nước đang phát triển nhưng ngược lại, nhận thức về phát triển thân thiện với môi trường sẽ tăng lên và chính phủ sẽ được yêu cầu nâng cao hiệu quả để giảm thiểu lượng khí thải CO<sub>2</sub> ở các nước phát triển.

Đối với trường hợp của Việt Nam, nghiên cứu của Đoàn Thị Thu Trang & cộng sự (2023) kết luận rằng, tăng trưởng kinh tế tác động đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> theo hình chữ U thường, trong khi độ mở thương mại không tác động đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong ngắn hạn nhưng có tác động ngược chiều với lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong dài hạn. Nghiên cứu của Vũ Thị Minh Ngọc & Lê Quang Linh (2020) phát hiện thu nhập bình quân đầu người tác động đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> bình quân theo hình dạng chữ U ngược và đầu tư trực tiếp nước ngoài là tác nhân gây ô nhiễm môi trường ở các tỉnh phía Bắc Việt Nam. Nghiên cứu của Hoàng Thị Xuân & Ngô Thái Hưng (2024) cho rằng, tiêu thụ năng lượng, độ mở thương mại và phát triển tài chính là nguyên nhân dẫn đến suy thoái môi trường trầm trọng hơn ở Việt Nam.

Các kết quả nghiên cứu về tác động của các yếu tố liên quan đến đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> không đồng nhất và có sự khác biệt trong kết luận. Hơn nữa, các nghiên cứu đối với Việt Nam chủ yếu xem xét tác động riêng rẽ của từng yếu tố liên quan đến đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, tăng trưởng kinh tế đến chất lượng môi trường ở Việt Nam mà chưa xem xét tác động đồng thời của các yếu tố trên và cũng chưa xem xét đến tác động của đô thị hóa đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong khi đây lại là yếu tố đóng vai trò quan trọng đối với sự thành công

của Việt Nam trong quá trình chuyển đổi kinh tế trong hơn ba thập kỷ vừa qua. Do đó, đánh giá đầy đủ tác động của các yếu tố đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> tại Việt Nam là mục tiêu nghiên cứu này mong muốn hướng tới.

### 3. Nguồn dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Nguồn dữ liệu

Mục tiêu của nghiên cứu là xem xét ảnh hưởng của đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa lên lượng phát thải CO<sub>2</sub> ở Việt Nam. Nghiên cứu sử dụng dữ liệu chuỗi thời gian theo năm, trong giai đoạn từ năm 1990 đến năm 2022 (33 năm), từ nguồn cơ sở dữ liệu của Ngân hàng thế giới (WB).

**Bảng 1: Tên biến và nguồn dữ liệu của các biến nghiên cứu**

Biến	Tên biến	Đơn vị tính	Nguồn	Dữ liệu
CO2	Lượng phát thải CO2	Tấn/đầu người	Hoffmann & cộng sự (2005); Lee (2013)	WB
FDI	Đầu tư trực tiếp nước ngoài	triệu USD	Zubair & cộng sự, (2020); Dhryfi & cộng sự (2020)	WDI
TRADE	Độ mở thương mại	Tổng kim ngạch xuất nhập khẩu/GDP	Zhang & cộng sự (2017), Shahbaz & cộng sự (2019), Essandoh & cộng sự (2020)	WDI
GDP	GDP bình quân đầu người	USD	Richmond & Kaufmann (2006); Fodha & Zaghdoud (2010)	WB
URBAN	Đô thị hóa	% dân số thành thị so với tổng dân số	Sheng & Guo (2016); Ma & cộng sự (2019); Wang & cộng sự (2021)	WB

Nguồn: Thu thập của tác giả.

#### 3.2. Phương pháp nghiên cứu

Dựa vào các nghiên cứu của Fodha & Zaghdoud (2010), Zubair & cộng sự (2020), Zhang & cộng sự (2017), Essandoh & cộng sự (2020), Sheng & Guo (2016), Wang & cộng sự (2021), mô hình nghiên cứu tổng quát được đề xuất như sau:

$$\Delta \ln CO_{2t} = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \ln CO_{2t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_i \Delta \ln FDI_{t-i} + \sum_{i=0}^n \delta_i \Delta \ln TRADE_{t-i} + \sum_{i=0}^n \theta_i \Delta \ln GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \partial_i \Delta \ln URBAN_{t-i} + \omega \ln CO_{2t-1} + \rho \ln FDI_{t-1} + \tau \ln TRADE_{t-1} + \varphi \ln GDP_{t-1} + \psi \ln URBAN_{t-1} + \varepsilon_t$$

Trong đó:

$\alpha$  là hệ số chặn;

$\beta, \gamma, \delta, \theta$  là các hệ số trong ngắn hạn;

$\omega, \rho, \tau, \varphi, \psi$  là các hệ số trong dài hạn;

$\varepsilon_t$ : Sai số nhiễu trắng.

$\ln CO_2$ ,  $\ln FDI$ ,  $\ln TRADE$ ,  $\ln GDP$ ,  $\ln URBAN$  lần lượt là logarit tự nhiên của lượng phát thải CO<sub>2</sub> bình quân đầu người, logarit tự nhiên của vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, logarit tự nhiên của GDP bình quân đầu người và đô thị hóa.

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp phân tích bằng mô hình phân phối trễ tự hồi quy ARDL được đề xuất bởi Pesaran, Shin & Smith (1996). Theo Pesaran & Pesaran (1997), phương pháp phân phối trễ tự hồi quy ARDL có nhiều ưu điểm hơn so với các phương pháp đồng liên kết khác ở các điểm sau: (i) mô hình ARDL là cách tiếp cận có ý nghĩa thống kê hơn để kiểm định tính đồng liên kết trong trường hợp số lượng mẫu nhỏ; (ii) để tìm mối quan hệ dài hạn, phương pháp ARDL không ước lượng hệ phương trình như các phương pháp thông thường khác mà chỉ ước lượng một phương trình duy nhất; (iii) các kỹ thuật đồng

liên kết khác yêu cầu các biến hồi quy được đưa vào liên kết có độ trễ bằng nhau nhưng trong cách tiếp cận ARDL, các biến hồi quy có thể có các độ trễ tối ưu khác nhau; (iv) tiếp cận ARDL cho phép áp dụng với các chuỗi tích hợp bậc I(0) hoặc I(1); (v) phương pháp ARDL có thể đánh giá tác động ngắn hạn và dài hạn của một biến lên biến khác. Chính vì những ưu điểm nêu trên, mô hình ARDL là phù hợp để đánh giá tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> ở Việt Nam.

Theo Pesaran & Pesaran (1997), thủ tục ước lượng ARDL được thực hiện theo trình tự sau: 1) Kiểm định tính dừng của dữ liệu chuỗi thời gian; 2) Xác định độ trễ tối ưu dựa trên các tiêu chuẩn FPE, AIC, HQIC, SBIC; 3) Kiểm định đường bao để xác định mối quan hệ dài hạn giữa các biến; 4) Ước lượng mô hình ARDL với độ trễ đã được xác định; 5) Đánh giá tác động ngắn hạn và dài hạn giữa các biến trong mô hình; 6) Kiểm tra độ tin cậy và tính ổn định của mô hình.

#### 4. Kết quả nghiên cứu

##### 4.1. Thống kê mô tả dữ liệu

**Bảng 2: Thống kê mô tả các biến**

Biến	Đơn vị tính	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Nhỏ nhất	Lớn nhất
CO2	Tấn/người	1,471351	1,101119	0,288853	3,822048
FDI	Triệu USD	6365	5770	180	17900
TRADE	Tổng giá trị xuất nhập khẩu/GDP	123,7191	33,74717	66,21227	186,4682
GDP	USD/người	1421,08	1298,802	96,7193	4163,514
URBAN	Tỷ lệ dân số thành thị	28,458	5,729	20,257	38,766

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả giá trị của mỗi biến: Lượng khí thải CO<sub>2</sub> bình quân đầu người trung bình là 1,47135 tấn, nhỏ nhất là 0,288853 tấn và lớn nhất là 3,822048 và độ lệch chuẩn là 1,101119 tấn. Lượng vốn FDI trung bình là 6365 triệu USD, nhỏ nhất là 180 triệu USD và lớn nhất là 17900 triệu USD, độ lệch chuẩn 5770 triệu USD. Độ mở thương mại trung bình là 123,719%, nhỏ nhất là 66,21227%, lớn nhất là 186,4682%, độ lệch chuẩn là 33,74717%. GDP bình quân đầu người trung bình là 1421,08 USD, nhỏ nhất là 96,7193 USD, lớn nhất là 4163,514 USD, độ lệch chuẩn là 1298,802 USD. Tỷ lệ dân số thành thị trung bình khoảng 28,458%, nhỏ nhất là 20,257% và lớn nhất là 38,766%, độ lệch chuẩn là 5,729%.

##### 4.2. Kiểm định tính dừng

Với dữ liệu chuỗi thời gian, trước khi đi vào phân tích hồi quy, các biến cần đảm bảo tính dừng. Kết quả kiểm định tính dừng ở bảng 3 cho thấy các biến đều không dừng ở chuỗi gốc nhưng dừng ở sai phân bậc nhất. Vì vậy, dữ liệu phù hợp để tiến hành phân tích quan hệ ngắn hạn và dài hạn bằng mô hình ARDL.

**Bảng 3: Kiểm định tính dừng của các biến**

Tên biến	Thống kê t	Giá trị p
LnCO2	-0,877	0,7955
LnFDI	-2,476	0,1215
TRADE	-0,204	0,9380
LnGDPPC	-2,422	0,1357
URBAN	1,425	0,9972
<b>Sai phân bậc 1</b>		
ΔLnCO2	-4,709	0,0001
ΔLnFDI	-4,215	0,0006
ΔTRADE	-6,036	0,0000
ΔLnGDPPC	-5,637	0,0000
ΔURBAN	-4,050	0,0012

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Kết quả kiểm định nghiệm đơn vị bảng 3 cho thấy, tất cả các biến đều không dừng ở chuỗi gốc nhưng dừng ở sai phân bậc nhất I(1) với mức ý nghĩa 1%. Như vậy, chuỗi dữ liệu của các biến của nghiên cứu này

phù hợp cho sử dụng mô hình ARDL.

### 4.3. Lựa chọn độ trễ tối ưu

**Bảng 4: Kết quả lựa chọn độ trễ tối ưu**

Lag	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-4,23512	-9,71583	-9,64448	-9,47586*
1	-1,35671	-8,64825	-8,22012	-7,20843
2	-3,92534	-7,73631	-,9514	-5,09664
3	-5,62153	-8,01223	-6,87054	-4,17272
4	-11,19345*	-11,32018*	-9,82949*	-6,28859

*Nguồn: Tính toán của tác giả.*

Bảng 4 trình bày độ trễ tối ưu của mô hình ARDL với các biến dừng ở sai phân bậc nhất I(1). Dựa vào tiêu chí AIC, độ trễ tối ưu được lựa chọn là 4.

### 4.4. Kiểm định mối quan hệ dài hạn

Để xem xét mối quan hệ dài hạn giữa các biến, nghiên cứu tiến hành kiểm định đường bao ARDL (Bound test).

**Bảng 5: Kết quả kiểm định đường bao ARDL**

Giá trị thống kê		Giá trị tới hạn F		Giá trị tới hạn t	
Giá trị thống kê	Mức ý nghĩa	Đường bao dưới	Đường bao trên	Đường bao dưới	Đường bao trên
F = 7,540	1%	3,74	5,06	-3,43	-4,60
t = -5,761	2,5%	3,25	4,49	-3,13	-4,26
	5%	2,86	4,01	-2,86	-3,39
	10%	2,45	4,52	-2,57	-3,66

*Nguồn: Tính toán của tác giả.*

Kết quả kiểm định đường bao ở bảng 5 cho thấy, giá trị thống kê F = 7,540 lớn hơn tất cả các giá trị tới hạn đường bao trên và giá trị thống kê t nhỏ hơn tất cả các giá trị tới hạn đường bao trên ở các mức ý nghĩa 1%; 2,5%; 5%; 10% nên mô hình ARDL tồn tại mối quan hệ dài hạn.

### 4.5. Kết quả ước lượng mô hình ARDL

Kết quả ước lượng mối quan hệ trong ngắn hạn và dài hạn bằng mô hình ARDL được trình bày ở bảng sau:

Để đảm bảo độ tin cậy của các ước lượng, nghiên cứu tiến hành một số kiểm định như kiểm định tự tương quan, kiểm định phương sai thay đổi, kiểm định phân phối chuẩn phần dư và kiểm định sự phù hợp của mô hình. Kết quả cho thấy mô hình ARDL đảm bảo độ tin cậy (Bảng 7).

Tiếp theo, nghiên cứu tiến hành kiểm tra tính ổn định của mô hình thông qua kiểm định tổng tích lũy phần dư và kiểm định bình phương tổng tích lũy phần dư. Kết quả cho thấy, tổng tích lũy của phần dư và bình phương tổng tích lũy của phần dư đều nằm trong dải tiêu chuẩn ở mức ý nghĩa 5%. Như vậy, mô hình ARDL xem xét tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, tăng trưởng kinh tế, đô thị hóa lên đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> ở Việt Nam có tính ổn định.

### 4.6. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả ước lượng từ mô hình ARDL cho thấy:

Vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài tác động ngược chiều đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong ngắn hạn nhưng không nhưng không có tác động trong dài hạn. Trong ngắn hạn, FDI tác động tức thì đến phát thải CO<sub>2</sub> và tác động ở độ trễ 1 và độ trễ 2. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với kết quả nghiên cứu Shahbaz & cộng sự (2011), Zubair & cộng sự (2020). Kết quả này cũng phù hợp với thực trạng thu hút FDI xanh ở Việt Nam trong thời gian qua. Thật vậy, trong những năm gần đây, các dự án FDI đầu tư vào Việt Nam được sàng lọc, đánh giá tác động môi trường nhằm đảm bảo các dự án đầu tư đáp ứng tiêu chuẩn thân thiện với môi trường



**Bảng 6: Kết quả ước lượng mô hình ARDL**

LnCO2	(1)	(2)	(3)
	ADJ	Long-run	Short -run
LnCO2 <sub>t-1</sub>	-1,55089*** (0,000)		
LnFDI <sub>t-1</sub>		0,0719808 (0,237)	
TRADE <sub>t-1</sub>		0,0037439*** (0,002)	
LnGDP <sub>t-1</sub>		-0,2294179 (0,133)	
URBAN <sub>t-1</sub>		4,231007*** (0,000)	
ΔLnFDI			-0,194764** (0,016)
ΔLnFDI <sub>t-1</sub>			-0,124251* (0,053)
ΔLnFDI <sub>t-2</sub>			-0,195784*** (0,006)
ΔTRADE			-0,004091** (0,038)
ΔTRADE <sub>t-1</sub>			-0,003886* (0,052)
ΔlnGDP			0,114875 0,466
ΔlnGDP <sub>t-1</sub>			0,324319* (0,065)
ΔlnGDP <sub>t-2</sub>			0,699152*** (0,007)
URBAN			0,950255 (0,479)
URBAN <sub>t-1</sub>			-1,310174 (0,370)
URBAN <sub>t-2</sub>			0,937144 (0,645)
URBAN <sub>t-3</sub>			1,071164 (0,394)
Hằng số			-3,357326*** (0,000)
Số quan sát	33	33	33

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Ghi chú: \*mức ý nghĩa 10%; \*\*mức ý nghĩa 5%; \*\*\* mức ý nghĩa 1%.

Các số trong ngoặc đơn thể hiện giá trị p (p-value).

để phù hợp với mục tiêu tăng trưởng bền vững của Việt Nam.

Độ mở thương mại có tác động cùng chiều đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong cả ngắn hạn và dài hạn. Trong ngắn hạn, độ mở thương mại tác động tức thì và ở độ trễ 1 đến lượng phát thải CO<sub>2</sub>. Kết quả nghiên cứu này nhất quán với kết quả nghiên cứu của Ertugrul & cộng sự (2016), Shahbaz & cộng sự (2017), Dauda & cộng sự (2021). Độ mở thương mại có vai trò quan trọng đối với tăng trưởng kinh tế và cải thiện cuộc sống của người dân nhưng do những quy định chưa chặt chẽ về môi trường nên Việt Nam đang phải chịu những tổn

**Bảng 7: Kiểm định các khuyết tật mô hình ARDL**

Loại kiểm định	Giá trị p	Kết quả
Kiểm định tự tương quan	0,1069	Không có hiện tượng tự tương quan
Kiểm định phương sai thay đổi	0,1697	Không có hiện tượng tự tương quan
Kiểm định phân phối chuẩn của phần dư	0,2721	Phần dư có phân phối chuẩn
Kiểm định sự phù hợp của mô hình	0,3214	Mô hình được chỉ định đúng

Nguồn: Tính toán của tác giả.

---

thất về môi trường khi hội nhập sâu rộng vào nền kinh tế toàn cầu và thúc đẩy tự do hóa thương mại trong những thập niên gần đây.

Tốc độ tăng trưởng kinh tế có tác động cùng chiều đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong ngắn hạn nhưng không có tác động trong dài hạn. Trong ngắn hạn, tăng trưởng kinh tế tác động đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> ở độ trễ 1 và 2. Kết quả nghiên cứu cho thấy tồn tại mối quan hệ chữ U ngược giữa gia tăng thu nhập và lượng phát thải CO<sub>2</sub> theo giả thuyết EKC. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với kết quả nghiên cứu Grossman & Krueger (1991), Stern (2004). Trong hơn một thập niên qua, kể từ Đại hội toàn quốc lần thứ XI của Đảng cộng sản Việt Nam, đổi mới mô hình tăng trưởng, cơ cấu lại nền kinh tế nhằm thiết lập mô thức vận hành nền kinh tế trên cơ sở tối ưu hóa nguồn lực dựa vào khoa học công nghệ đã có tác động đáng kể đến việc cải thiện chất lượng môi trường.

Mức độ đô thị hóa không có tác động đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong ngắn hạn nhưng có tác động cùng chiều đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong dài hạn. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với kết quả nghiên cứu của Sheng & Guo (2016), Zhou & cộng sự (2019). Sự gia tăng dân số cơ học ở các thành phố lớn ở Việt Nam trong thời gian qua đang tạo áp lực lớn lên môi trường. Bên cạnh đó, việc quy hoạch mạng lưới đô thị chưa gắn với quy hoạch khu công nghiệp, quy hoạch xây dựng, chưa đảm bảo tiêu chuẩn về không gian xanh. Mặt khác, hệ thống hạ tầng giao thông, hệ thống thoát nước, cấp nước đã được đầu tư nhưng vẫn còn lạc hậu, chưa đáp ứng được tốc độ đô thị hóa nhanh, đang có xu hướng làm gia tăng lượng phát thải CO<sub>2</sub>, ảnh hưởng xấu đến chất lượng môi trường.

Như vậy, kết quả của nghiên cứu này phù hợp với các kết quả của các nghiên cứu trước và cũng phù hợp với bối cảnh thực tiễn ở Việt Nam.

## **5. Kết luận và hàm ý chính sách**

### **5.1. Kết luận**

Nghiên cứu đánh giá tác động của đầu tư trực tiếp nước ngoài, độ mở thương mại, tăng trưởng kinh tế và đô thị hóa đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> ở Việt Nam trong giai đoạn 1990 -2022 bằng mô hình ARDL. Kết quả nghiên cứu cho thấy độ mở thương mại tác động tích cực đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong ngắn hạn và dài hạn, tăng trưởng kinh tế có tác động tích cực CO<sub>2</sub> trong ngắn hạn nhưng không có tác động trong dài hạn, còn mức độ đô thị hóa không có tác động đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong ngắn hạn nhưng có tác động trong dài hạn. Trong khi đó, vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài có tác động tiêu cực đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> trong ngắn hạn nhưng không có tác động trong dài hạn.

### **5.2. Hàm ý chính sách**

Từ kết quả nghiên cứu trên bài viết đề xuất một số hàm ý chính sách sau:

Thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài cần chú trọng đến chất lượng, ưu tiên thu hút các dự án FDI sử dụng công nghệ nguồn, công nghệ cao, công nghệ thân thiện với môi trường. Thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài trong thời gian tới, cần lựa chọn và ưu tiên các nhà đầu tư đến từ các nước phát triển, các tập đoàn lớn dẫn đầu trong ứng dụng công nghệ và chuyển giao công nghệ. Các yêu cầu về công nghệ và môi trường là tiêu chí hàng đầu trong việc lựa chọn thu hút dự án FDI. Bên cạnh đó, cần ban hành các tiêu chuẩn và quy chuẩn về bảo vệ môi trường trong thu hút và sử dụng FDI. Nâng cấp các yêu cầu về môi trường và đánh giá tác động về môi trường để loại bỏ các dự án FDI sử dụng nhiều tài nguyên và có nguy cơ tác động xấu đến môi trường.

Tiếp tục đổi mới mô hình tăng trưởng kinh tế theo chiều sâu gắn với hiệu quả sử dụng tài nguyên, hình thành cơ cấu kinh tế hợp lý, phù hợp với yêu cầu phát triển bền vững. Đẩy mạnh áp dụng rộng rãi sản xuất, tiêu dùng xanh và sạch để giảm thiểu phát thải và hạn chế mức độ gia tăng ô nhiễm, bảo vệ chất lượng môi trường, sức khỏe con người, đảm bảo phát triển bền vững. Rà soát, điều chỉnh quy hoạch các ngành kinh tế, phát triển công nghiệp xanh, nông nghiệp xanh với cơ cấu ngành nghề, công nghệ thân thiện với môi trường, sử dụng tiết kiệm tài nguyên và hạn chế ô nhiễm.

Phát huy lợi thế so sánh của đất nước trong thương mại quốc tế gắn với chuyển đổi sản xuất để giảm được lượng khí thải ra môi trường, tiết kiệm nguyên nhiên liệu đầu vào tạo ra được các sản phẩm xanh hơn khi

---

xuất khẩu, giúp các ngành hàng xuất khẩu của Việt Nam đứng vững trong chuỗi cung ứng toàn cầu trước những đòi hỏi về xanh hóa sản xuất từ các đối tác thương mại lớn của Việt Nam như Mỹ, EU, Nhật Bản... Đồng thời đẩy mạnh việc dán nhãn sinh thái đối với hàng hóa nhập khẩu nhằm hướng đến thực hiện mục tiêu sản xuất và tiêu dùng bền vững.

Cần cân đối hài hòa giữa tỷ lệ dân số đô thị với việc quản lý chất lượng môi trường. Bên cạnh đó, cần kiểm soát sự gia tăng dân số cơ học ở các thành phố lớn để không tạo nhiều áp lực lên môi trường, đồng thời quy hoạch lại mạng lưới đô thị, gắn với quy hoạch khu công nghiệp, quy hoạch xây dựng, tăng thêm các tiêu chuẩn sống của người dân về không gian xanh, hạ tầng giao thông, cung cấp nước sạch và các điều kiện tối thiểu khác để hạn chế giảm thải CO<sub>2</sub> và cải thiện chất lượng môi trường.

### Tài liệu tham khảo

- Ahmed, Z., Wang, Z. & Ali, S. (2019), 'Investigating the Non-linear Relationship between Urbanization and CO<sub>2</sub> Emissions: An Empirical Analysis', *Air Qual Atmos Health*, 12(8), 945–953. DOI: 10.1007/s11869-019-00711.
- Akin, C. S. (2014), 'The impact of foreign trade, energy consumption and income on CO<sub>2</sub> Emissions', *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4(3), 465–475
- Chang, C. (2010), 'A multivariate causality test of carbon dioxide emissions, energy consumption and economic growth in China', *Applied Energy*, 87, 3533–3537.
- Chebbi, H.E., Olarreaga, M. & Zitouna, H. (2011), 'Trade openness and CO<sub>2</sub> emissions in Tunisia', *Middle East Development Journal*, 3(1), 29–53. DOI: 10.1142/S1793812011000314.
- Copeland, B.R. & Taylor, M.S. (1994), 'North-South trade and the environment', *The Quarterly Journal of Economics*, 109(3), 755–787.
- Dauda, L., Long, X., Menah, C.N., Salman, M., Boamah, K.B., Wireko, S. & Dogbe, C.S.K. (2021), 'Innovation, trade openness and CO<sub>2</sub> emissions in selected countries in Africa', *Journal of Cleaner Production*, 281(125143), 1–11. DOI: 10.1016/j.jclepro.2020.125143.
- Dhrifi, A., Jaziri, R. & Alnahdi, S. (2020), 'Does foreign direct investment and environmental degradation matter for poverty? Evidence from developing countries', *Structural Change and Economic Dynamics*, 52, 13–21. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2019.09.008>.
- Dogan, E. & Turkekul, B. (2016), 'CO<sub>2</sub> emissions, real output, energy consumption, trade, urbanization and financial development: Testing e Ekc Hypothesis For the USA', *Environmental Science Pollution Research*, 23, 1203–1213.
- Đoàn Thị Thu Trang, Phạm Thảo Linh, Nguyễn Thị Thu Huyền, Nguyễn Bảo Anh & Phùng Thị Hồng Ngát (2023), 'Tác động của tăng trưởng kinh tế và độ mở thương mại đến lượng phát thải CO<sub>2</sub> ở Việt Nam', *Tạp chí Khoa học Thương mại*, 183, 53–45.
- Ertugrul, H.M., Cetin, M., Seker, F. & Dogan, E. (2016), 'The impact of trade openness on global carbon dioxide emissions: Evidence from the top ten emitters among developing countries', *Ecological Indicators*, 67, 543–555. DOI: 10.1016/j.ecolind.2016.03.027.
- Essandoh, O.K., Islam, M. & Kakinaka, M. (2020), 'Linking international trade and foreign direct investment to CO<sub>2</sub> emissions: Any differences between developed and developing countries?', *Science of the Total Environment*, 712, 136–437. DOI: 10.1016/j.scitotenv.2019.136437.
- Fodha, M. & Zaghoud, O. (2010), 'Economic growth and environmental degradation in Tunisia: An empirical analysis of the environmental Kuznets curve', *Energy Policy*, 38, 1150–1156.
- Grossman, G.M. & Krueger, A.B. (1991), 'Environmental impacts of a North American free trade agreement', *National Bureau of Economic Research*, 3914, 1–57.
- Gu, C. (2019), 'Urbanization: Processes and Driving Forces', *China Earth Science*, 62(9), 1351–1360. DOI: 10.1007/s11430-018-9359.
- Hoàng Thị Xuân & Ngô Thái Hưng (2024), 'Mối quan hệ giữa tiêu thụ năng lượng, độ mở thương mại, phát triển tài chính và chất lượng môi trường tại Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 320, 2–12.

- 
- Hoffmann, R., Lee, C., Ramasamy, B. & Yeung, M. (2005), 'FDI and Pollution: A Granger Causality Test Using Panel Data', *Journal of International Development*, 17, 311-317. DOI: 10.1002/jid.1196.
- Kasman, A. & Duman, Y.S. (2015), 'CO<sub>2</sub> emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in New EU member and candidate countries: A Panel Data Analysis', *Economic Modelling*, 44, 97-103. DOI: 10.1016/j.econmod.2014.10.022.
- Kuznets, S. (1955), 'Economic growth and income inequality', *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Lee, J.W. (2013), 'The contribution of foreign direct investment to clean energy use, carbon emissions and economic growth', *Energy Policy*, 55, 483-489. DOI: 10.1016/j.enpol.2012.12.039.
- Ma, M., Cai, W., Cai, W. & Dong, L. (2019), 'Whether carbon intensity in the commercial building sector decouples from economic development in the service industry? Empirical Evidence from the Top Five Urban Agglomerations in China', *Journal of Cleaner Production*, 222, 193-205. DOI: 10.1016/j.jclepro.2019.01.314.
- Omri, A., Nguyen, D. K. & Rault, C. (2014), 'Causal interactions between CO<sub>2</sub> emissions, FDI, and economic growth: evidence from dynamic simultaneous equation models', *Economic Modelling*, 42, 382- 389. DOI: 10.1016/j.econmod.2014.07.026.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.I.(1996), 'Testing for the existence of a long run relationship', *Cambridge Working paper in Economic* 9622, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Pesaran, M.H. & Pesaran, B.(1997), *Working with microsoft 4.0*, Camfit data Ltd, Cambridge.
- Richmond, A. K. & Kaufmann, R. K. (2006), 'Is there a turning point in the relationship between income and energy use and/or carbon emissions?', *Ecological Economics*, 56, 176-189.
- Sbia, R., Shahbaz, M. & Hamdi, H. (2014), 'A Contribution of foreign direct investment, clean energy, trade openness, carbon emissions and economic growth to energy demand in UAE', *Economic Modelling*, 36, 191-197. DOI: 10.1016/j.econmod.2013.09.047.
- Shahbaz, M., Nasreen, S. & Afza, T. (2011), 'Environmental consequences of economic growth and foreign direct investment: Evidence from panel data analysis', *MPRA Paper 32547*, University Library of Munich, Germany.
- Shahbaz, M., Nasreen, S., Ahmed, K. & Hammoudeh, S. (2017), 'Trade openness- carbon emissions nexus: the importance of turning points of trade openness for country panels', *Energy Economics*, 61, 221-232.
- Shahbaz, M., Gozgor, G., Adom, P.K. & Hammoudeh, S. (2019), 'The technical decomposition of carbon emissions and the concerns about FDI and trade openness effects in the United States', *International Economics*, 159, 56-73. DOI: 10.1016/j.inteco.2019.05.001.
- Sheng, P. & Guo, X. (2016), 'The long run and short run impacts of urbanization on carbon dioxide emissions', *Economic Modeling*, 53, 208-215. DOI: 10.1016/j.econmod.2015.12.006.
- Stern, D.I. (2004), 'The rise and fall of the environmental Kuznets curve', *World Development*, 32(8), 1419-1439. DOI: 10.1016/j.worlddev.2004.03.004.
- Trần Văn Hưng (2024), 'Mối quan hệ giữa FDI, toàn cầu hóa, tăng trưởng kinh tế, tăng trưởng xanh và khí thải CO<sub>2</sub> tại Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 321(3), 41-51.
- Vũ Thị Minh Ngọc & Lê Quang Linh (2020), 'Tác động của FDI đến môi trường tại các tỉnh khu vực phía Bắc', *Tạp chí Quản lý & Kinh tế Quốc tế*, 119, 20-31.
- Wang, W.-Z., Liu, L.-C., Liao, H. & Wei, Y.-M. (2021), 'Impacts of urbanization on carbon emissions: An empirical analysis from OECD countries', *Energy Policy*, 151, 112-171. DOI: 10.1016/j.enpol.2021.112171.
- Zhang, S., Liu, X. & Bae, J. (2017), 'Does trade openness affect CO<sub>2</sub> emissions: Evidence from ten newly industrialized countries?', *Environmental Science Pollution Research*, 24, 17616-17625. DOI: 10.1007/s11356-017-9392-8.
- Zubair, A.O., Samad, A.A. & Dankumo, A.M. (2020), 'Does Gross Domestic Income, trade integration, FDI inflows, GDP and capital reduces CO<sub>2</sub> emissions? An empirical evidence from Nigeria', *Current Research in Environmental Sustainability*, 2, 100-109. DOI: 10.1016/j.crsust.2020.100009.
- Zhou, C., Wang, S. & Wang, J. (2019), 'Examining the influences of urbanization on carbon dioxide emissions in the Yangtze river delta, China: Kuznets curve relationship', *Science Total Environment*, 675, 472-482. DOI: 10.1016/j.scitotenv.2019.04.269.

# TÂM LÝ THỊ TRƯỜNG, BẤT ỔN KINH TẾ VÀ BIẾN ĐỘNG TIỀN MÃ HOÁ

**Trần Sơn Tùng**

*Khoa Quản trị kinh doanh và du lịch, Trường Đại học Hà Nội*

*Email: tungts@hanu.edu.vn*

**Lại Hoài Phương**

*Khoa Quản trị kinh doanh và du lịch, Trường Đại học Hà Nội*

*Email: lhphuong@hanu.edu.vn*

**Đào Thị Thanh Bình**

*Khoa Quản trị kinh doanh và du lịch, Trường Đại học Hà Nội*

*Email: binhdt@hanu.edu.vn*

Mã bài: JED-1707

Ngày nhận: 04/04/2024

Ngày nhận bản sửa: 08/07/2024

Ngày duyệt đăng: 24/07/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1707

## **Tóm tắt:**

Tiền mã hóa hiện nay vẫn được xem là khoản đầu tư có tính rủi ro cao, do biên độ dao động lớn và biến động liên tục. Do đó, việc dự báo chính xác và hiểu được các yếu tố quyết định mức độ biến động của tiền mã hoá đặc biệt quan trọng đối với các nhà đầu tư. Nghiên cứu áp dụng mô hình ARIMAX và GARCHX để dự báo độ biến động của tiền mã hoá bằng cách sử dụng các chỉ số tài chính truyền thống, tâm lý thị trường, và bất ổn kinh tế. Nghiên cứu thu thập dữ liệu theo ngày của sáu đồng tiền mã hoá trong giai đoạn 2021-2023. Kết quả cho thấy mô hình GARCHX có hiệu quả vượt trội so với mô hình ARIMAX trong ước lượng biến động tiền mã hoá.

**Từ khóa:** Bất ổn chính sách, biến động giá, tâm lý thị trường, tiền mã hoá, ARIMAX, GARCHX

**Mã JEL:** 032, C12, C22, G17, G41

## **Market sentiment, economic uncertainty and crypto volatility**

### **Abstract:**

Cryptocurrencies are high-risk and speculative due to their significant volatility. Therefore, accurate estimation and understanding of the determinants of cryptocurrency volatility are of particular importance to investors. This study uses ARIMAX and GARCHX to forecast cryptocurrency volatility from financial indices, market sentiment, and economic policy uncertainty. Daily data of six cryptocurrencies are collected for the period from 2021 to 2023. Results show that GARCHX outperforms ARIMAX in the forecast of cryptocurrency volatility.

**Keywords:** Economic policy uncertainty, volatility, sentiment, cryptocurrency, ARIMAX, GARCHX

**JEL Codes:** 032, C12, C22, G17, G41

## **1. Giới thiệu**

Tiền mã hoá là một loại tài sản kỹ thuật số phi tập trung dựa trên công nghệ chuỗi khối hoặc công nghệ sổ cái phân tán, cho phép thực hiện các giao dịch ngang hàng (P2P), sử dụng mật mã để bảo mật và có thể hoạt động độc lập với các trung gian như các ngân hàng và bộ xử lý thanh toán. Sự ra đời của tiền mã hoá được cho là hệ quả sau sự thất bại của hệ thống tài chính toàn cầu trước khủng hoảng kinh tế - tài chính thế giới năm 2007 - 2008, do nhu cầu của nhà đầu tư về một loại tiền tệ có tính năng vượt trội, không bị kiểm soát và

---

chi phối bởi bất kỳ tổ chức tài chính truyền thống hay chính phủ nào. Hiện nay, trên thế giới có gần 20.000 loại tiền mã hóa khác nhau với tổng giá trị thị trường khoảng 2 nghìn tỷ đô la Mỹ (Urquhart & Lucey, 2022). Nổi bật nhất vẫn là sản phẩm tiền mã hoá đầu tiên và lớn nhất, Bitcoin, dẫn đầu thị trường với vốn hóa đạt giá trị ngưỡng 2,6 nghìn tỷ đô la vào thời điểm bài nghiên cứu (Coinmarketcap, 19/3/2024).

Thị trường tiền mã hóa là thị trường phi tập trung và thiếu sự hỗ trợ từ chính phủ, do đó, nó phải đối mặt với nguy cơ biến động cao cũng như bong bóng giá (Corbet & cộng sự, 2018). Trên thực tế, mức độ biến động của tiền mã hóa thường cao hơn nhiều so với các loại tiền tệ truyền thống (Yermack, 2015) với biên độ giá trung bình hàng ngày cao gấp đến 10 lần so với thị trường tiền tệ (Liu & Serletis, 2019). Do vậy, tiền mã hoá vẫn được sử dụng nhiều cho mục đích đầu cơ (Blau, 2017).

Nghiên cứu về biến động tiền mã hóa rất quan trọng, vì kết quả nghiên cứu có thể góp phần vào việc hiểu cơ chế dẫn truyền thông tin trên thị trường tiền mã hóa, cung cấp thông tin hữu ích cho các nhà đầu tư (Liu & Serletis, 2019). Dự báo được biến động tiền mã hóa có thể giúp các nhà đầu tư quản lý rủi ro hiệu quả hơn và đưa ra quyết định sáng suốt về việc mua/bán đồng tiền mã hóa. Đối với các nhà phân tích và các bên tham gia thị trường khác, dự báo biến động tiền mã hóa là một phần quan trọng trong đánh giá và phân bổ rủi ro, cũng như định giá phái sinh (Segnon & Bekiros, 2020).

Bài viết này hướng tới dự báo biến động của các đồng tiền mã hóa dựa trên các yếu tố tâm lý thị trường và các yếu tố tài chính - kinh tế, thông qua việc áp dụng các mô hình ARIMAX và GARCHX. Nghiên cứu thu thập dữ liệu theo ngày của sáu đồng tiền mã hóa trong giai đoạn 2021-2023, kết quả cho thấy mô hình GARCHX hiệu quả vượt trội so với mô hình ARIMAX trong ước lượng biến động tiền mã hóa.

## **2. Tổng quan nghiên cứu**

### ***Bất ổn kinh tế (EPU) và biến động tiền mã hoá***

Theo Demir & cộng sự (2018), sự ra đời của Bitcoin sau cuộc khủng hoảng tài chính toàn cầu năm 2007-2008 đã đặt ra câu hỏi về tính hiệu quả của tài chính truyền thống và các loại tiền mã hoá là lựa chọn an toàn thay thế cho các loại tiền tệ thông dụng, đặc biệt trong những thời kỳ bất ổn về kinh tế và chính trị. Wang & cộng sự (2019) cũng phát hiện ra rằng trong các giai đoạn khủng hoảng nợ ở châu Âu từ 2010 đến 2013 và khủng hoảng ngân hàng ở Síp từ 2012 đến 2013, nhiều người đã chuyển sang sử dụng Bitcoin như một tài sản trú ẩn hoặc phương tiện phòng tránh rủi ro và những bất ổn trên thị trường. Do đó, sự thay đổi trong chỉ số bất ổn kinh tế được cho là có thể ảnh hưởng đến biến động của Bitcoin (Yu & cộng sự, 2019).

Trên thực tế, một số nghiên cứu đã tập trung tới mối quan hệ giữa biến động tiền mã hoá với bất ổn kinh tế. Nghiên cứu của Fang & cộng sự (2019) về tác động của EPU tới mức độ biến động của Bitcoin và các tài sản truyền thống khác cho thấy EPU có thể dự đoán được sự biến động của Bitcoin. Cheng & Yen (2020) cũng nghiên cứu khả năng dự đoán của EPU đối với biến động của tiền mã hoá. Họ nhận thấy rằng EPU của Trung Quốc có khả năng dự đoán được biến động của tiền mã hoá, nhưng EPU của Mỹ, Nhật Bản và Hàn Quốc lại không có khả năng dự báo. Paule-Vianez & cộng sự (2020) nghiên cứu ảnh hưởng của EPU tới lợi suất và biến động của Bitcoin. Kết quả của nghiên cứu này cho thấy rằng EPU có ảnh hưởng cùng chiều tới lợi suất và biến động của Bitcoin. Mokni (2021) tiến hành nghiên cứu trên 10 quốc gia có người dùng Bitcoin nhiều nhất đã đưa ra kết luận là EPU chỉ có tác động tới độ biến động của Bitcoin khi thị trường tăng giá.

### ***Tâm lý nhà đầu tư và biến động tiền mã hoá***

Các nghiên cứu trước đây chỉ ra rằng tâm lý nhà đầu tư luôn có mối quan hệ gắn liền với giá tài sản, những bất thường và hành vi đầu cơ của thị trường tài chính truyền thống (Da & cộng sự, 2015; Ferreira & Morais, 2023). Với tốc độ tăng trưởng chưa từng có trong lịch sử, thị trường tiền mã hoá đã thu hút sự chú ý của các nhà đầu tư và học giả, trở thành một kênh đầu tư thay thế (Yousaf & cộng sự, 2023). Là một thị trường chứa nhiều rủi ro, thị trường tiền mã hoá có độ nhạy cảm lớn hơn đối với tâm lý của nhà đầu tư, đặc biệt là trong các tình huống cực đoan (Sifat, 2021). Theo Shiller (2020), các loại tiền mã hoá, ví dụ như Bitcoin có giá trị như bây giờ là do sự hào hứng của công chúng. Thực vậy, các nghiên cứu về tâm lý nhà đầu tư dựa trên các nền tảng truyền thông xã hội, như Guégan & Renault (2021), Smuts (2019) và Nasekin & Chen (2020), đã chỉ ra mối quan hệ giữa tâm lý nhà đầu tư và biến động giá tiền mã hoá. Dias & cộng sự (2022) sử dụng hồi quy phân vị trên dữ liệu trong giai đoạn 2017–2021 cho ra kết quả là sự quan tâm và cảm xúc của nhà đầu

---

tư là yếu tố dự báo quan trọng của lợi nhuận và biến động của Bitcoin. Güler (2023) sử dụng ba chỉ số đo lường tâm lý của nhà đầu tư (khối lượng giao dịch Bitcoin; chỉ số sợ hãi & tham lam về tiền điện tử; chỉ số Hiệp hội các nhà đầu tư cá nhân Mỹ) và áp dụng mô hình EGARCH để nghiên cứu tác động của tâm lý nhà đầu tư đối với lợi tức và biến động của Bitcoin. Kết quả ước lượng cho thấy rằng tâm lý nhà đầu tư có tác động tích cực đến lợi tức và biến động của Bitcoin, đặc biệt là sau khi bùng phát dịch Covid-19.

### ***Thị trường tài chính truyền thống và tiền mã hoá***

Ngoài việc bị ảnh hưởng bởi các yếu tố về bất định về kinh tế hay yếu tố tâm lý nhà đầu tư, tiền mã hoá còn có thể có mối liên hệ đến thị trường tài chính truyền thống. Van Wijk (2013) phát hiện ra rằng hầu hết các biến số ảnh hưởng đến giá Bitcoin liên quan đến nền kinh tế Mỹ. Conrad & cộng sự (2018) nhận thấy rằng biến động của S&P 500 có ảnh hưởng tiêu cực và đáng kể tới biến động dài hạn của Bitcoin trong giai đoạn 2013-2017. Do vậy, trong bài viết này, chúng tôi đưa vào mô hình các biến đo lường hiệu quả sinh lời của các chỉ số trên thị trường tài chính truyền thống Mỹ.

## **3. Phương pháp nghiên cứu**

### ***3.1. Dữ liệu nghiên cứu***

Merton (1980) và Nelson (1992) nhận thấy rằng không cần sử dụng quá nhiều dữ liệu lịch sử để dự báo mức độ biến động, mà chỉ cần một thời kỳ quan sát ngắn là đủ để thực hiện phân tích dự báo và ước lượng biến động chính xác (Poon & Granger, 2003). Bài viết này thu thập dữ liệu theo ngày trong khoảng thời gian 3 năm từ 01/01/2021 đến 01/01/2024.

Nghiên cứu này sử dụng bộ dữ liệu bao gồm bốn thành phần chính như sau: (1) Dữ liệu về biến động giá của sáu đồng tiền mã hóa chính, bao gồm Bitcoin (BTC), Ethereum (ETH), Binance Coin (BNB), Solana (SOL), Ripple (XRP), và Cardano (ADA). Quyết định chọn các đồng tiền này dựa trên vốn hóa thị trường, loại trừ stablecoin và meme coin để đảm bảo tính đại diện và ổn định; (2) Nghiên cứu thu thập dữ liệu về hiệu suất sinh lời của các chỉ số tài chính truyền thống, bao gồm Nasdaq 100, Dow Jones Industrial Average, và Russell 2000, nhằm so sánh và phân tích mối quan hệ giữa thị trường truyền thống và tiền mã hóa; (3) Chỉ số sợ hãi và tham lam của thị trường tiền mã hóa (Crypto Fear & Greed Index) được sử dụng để đo lường tâm lý thị trường, với thang đo từ 0 đến 100. Cuối cùng, nghiên cứu sử dụng các chỉ số bất ổn kinh tế để đo lường mức độ bất ổn, bao gồm chỉ số bất ổn kinh tế Mỹ (Economic Policy Uncertainty) và chỉ số bất ổn tiền tệ Mỹ (Economic Monetary Uncertainty).

### ***3.2. Phương pháp nghiên cứu***

Bài viết sử dụng và so sánh mô hình ARIMAX và GARCHX để đánh giá khả năng ước tính độ biến động của tiền mã hoá.

#### ***Mô hình ARIMAX***

Mô hình tự hồi quy tích hợp trung bình trượt (ARIMA), được phát triển bởi Box & Jenkins (1970), là một phương pháp phổ biến trong việc dự báo chuỗi thời gian sử dụng dữ liệu quá khứ. Mô hình ARIMAX là phiên bản mở rộng của mô hình ARIMA. Tương tự như ARIMA, mô hình này dựa trên giả định về mối quan hệ tuyến tính giữa giá trị và phương sai trong quá khứ với giá trị hiện tại và sử dụng phương trình hồi quy tuyến tính được suy ra từ mối quan hệ trong quá khứ nhằm dự báo tương lai. Khác với mô hình ARIMA, mô hình ARIMAX có xuất hiện thêm biến độc lập. Về bản chất, ARIMAX giống mô hình hồi quy đa biến nhưng có lợi thế trong dự báo do mô hình này có tính đến yếu tố tự tương quan được biểu diễn trong phần dư của mô hình. Mô hình ARIMAX có dạng như sau:

$$Y_t = \delta + \sum_{i=1}^p \varphi_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \epsilon_{t-j} + \sum_{k=1}^r \beta_k x_{t-k} + \epsilon_t$$

#### ***Mô hình GARCHX***

Mô hình tự hồi quy với phương sai có điều kiện khác nhau (ARCH) được sử dụng để mô hình hóa chuỗi thời gian (Engle, 1982). Mô hình ARCH coi phương sai của chuỗi thời gian hiện tại là một hàm số của các sai số ngẫu nhiên thời gian trước, hay nói cách khác phương sai thay đổi qua thời gian. Tuy nhiên, mô hình ARCH có nhược điểm là đồ thị biểu diễn giống mô hình trung bình di động hơn là mô hình tự hồi quy Engle (1995). Mô hình GARCH, được phát triển độc lập bởi các nhà kinh tế học Bollerslev (1986) và Taylor

(2008), cho phép phương sai có điều kiện phụ thuộc vào độ trễ của chu kỳ trước. Bài viết này sử dụng mô hình GARCHX, một biến thể của mô hình GARCH. Mô hình này cho phép chạy các biến ngoại sinh quan trọng có thể ảnh hưởng đến lợi suất tài sản (Apergis & Apergis, 2022). Mô hình GARCHX tiêu chuẩn bao gồm hai phương trình: một phương trình trung bình có điều kiện và một phương trình phương sai có điều kiện.

Phương trình trung bình với biến ngoại sinh:

$$Y_t = \delta + \sum_{i=1}^p \varphi_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{i,t}$$

Phương trình GARCHX(1,1)

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \cdot \sigma_{t-1}^2$$

### 3.3. Mô hình nghiên cứu

Để tiến hành nghiên cứu, bài viết sử dụng các biến đo lường tâm lý thị trường, bất ổn chính sách kinh tế và hiệu quả tài chính trên thị trường tài chính truyền thống làm biến độc lập cùng với biến động tiền mã hoá làm biến phụ thuộc.

Biến động tiền mã hoá đo lường sự biến động trong một chu kỳ 30 ngày và được chuẩn hóa theo năm dựa trên số ngày giao dịch (365 ngày đối với tiền mã hóa).

Biến đo lường tâm lý thị trường được đại diện bằng chỉ số sợ hãi và tham lam. Chỉ số sợ hãi và tham lam của thị trường tiền mã hóa được tính toán dựa trên các tiêu chí bao gồm: biến động giá (25%), khối lượng giao dịch toàn thị trường (25%), đánh giá các nền tảng xã hội (15%), khảo sát (15%), chỉ số thống trị của Bitcoin (10%), và xu hướng tìm kiếm Google (10%).

Các biến đo lường bất ổn chính sách kinh tế bao gồm chỉ số bất ổn chính sách và chỉ số bất ổn tài chính Mỹ. Hai chỉ số này được xây dựng theo phương pháp của Baker & cộng sự (2016) và Husted & cộng sự (2020).

Các chỉ số đo lường hiệu suất sinh lời của các chỉ số chứng khoán đại diện cho thị trường tài chính truyền thống của Mỹ là Russell 2000 (đại diện cho 2000 công ty có vốn hóa nhỏ), Nasdaq 100 (đại diện cho 100 công ty công nghệ và có liên quan trên sàn Nasdaq), và Dow Jones IA (đại diện cho 30 công ty lớn và đa ngành nghề) cũng được đưa vào trong mô hình.

Các biến được sử dụng trong mô hình được trình bày ở Bảng 1.

**Bảng 1: Các biến sử dụng trong mô hình**

Tên biến	Định nghĩa	Nguồn
<b>Biến phụ thuộc</b>		
V	Biến đo lường biến động tỷ suất sinh lời của từng đồng tiền mã hóa.	Nouir & Hamida (2023)
<b>Biến độc lập</b>		
RNDX, RDJIA, RRUT	Biến đo lường hiệu suất sinh lời trên giá của 4 chỉ số chứng khoán là Nasdaq 100, Dow Jones IA và Russell 2000.	Gong & cộng sự (2023)
EPU, EMU	Các chỉ số đo lường bất ổn chính sách kinh tế của Mỹ (EPU), bất ổn chính sách tiền tệ Mỹ (EMU)	Nouir & Hamida (2023); Baker & cộng sự (2016); Husted & cộng sự (2020)
FNG	Chỉ số sợ hãi và tham lam.	Gong & cộng sự (2023); Güler (2023)

*Nguồn: Tác giả tổng hợp.*

## 4. Kết quả và thảo luận

### 4.1. Thống kê mô tả

Bảng 2 trình bày thống kê mô tả các biến sử dụng trong phạm vi nghiên cứu. Giá trị cao của các biến



**Bảng 2: Thống kê mô tả các biến**

	VBTC	VETH	VBNB	VSOL	VXRP	VADA	RNDX	RDJIA	RRUT	EPU	EMU	FNG
Quan sát	1096	1096	1096	1096	1096	1096	1096	1096	1096	1096	1096	1096
Trung bình	0,6075	0,7731	0,7854	1,1915	0,9796	0,8998	0,0002	0,0002	0,0000	136,2023	96,3473	44,9790
Độ lệch chuẩn	0,2207	0,3410	0,5187	0,5117	0,5778	0,4053	0,0126	0,0079	0,0123	68,4629	92,3047	21,8208
Thấp nhất	0,1705	0,1543	0,1982	0,4862	0,3042	0,2344	-0,0570	-0,0402	-0,0488	14,6900	7,6000	6
25%	0,4327	0,5220	0,4814	0,8602	0,5458	0,6225	-0,0034	-0,0020	-0,0052	90,1400	34,5475	25
50%	0,5914	0,7483	0,6413	1,0466	0,7537	0,8045	0,0000	0,0000	0,0000	122,2650	69,2600	47
75%	0,7571	0,9635	0,9305	1,4269	1,1952	1,0868	0,0051	0,0029	0,0048	167,0800	127,6825	64
Cao nhất	1,2055	2,0355	2,9594	2,8707	2,7144	2,2472	0,0722	0,0363	0,0593	632,3700	904,6500	95

*Nguồn: Tác giả tổng hợp*

này, đặc biệt là đối với các đồng tiền mã hóa có vốn hóa thấp như Solana (SOL), Ripple (XRP) và Cardano (ADA), với giá trị trung bình dao động quanh 1. Sự khác biệt giữa giá trị cao nhất và thấp nhất của tỷ suất sinh lời của tiền mã hóa này càng làm nổi bật sự biến động mạnh mẽ trong các loại tiền mã hóa có vốn hóa nhỏ hơn, với độ lệch chuẩn và giá trị biên rộng vượt xa so với Bitcoin (BTC) và Ethereum (ETH).

Tỷ suất sinh lời của các chỉ số thị trường tài chính truyền thống cho thấy chỉ số Nasdaq 100 (NDX) có hiệu suất mạnh mẽ nhất với giá trị cao nhất đạt 7,22% trong một ngày. Sau đó là chỉ số Russell 2000 với biến động cao nhất là 5,9% trong một ngày. Chỉ số bình quân công nghiệp Dow Jones (DJIA) ghi nhận biến động thấp nhất, với độ lệch chuẩn có giá trị là 0,0079 trong thời gian quan sát.

Các chỉ số phản ánh bất ổn kinh tế (EPU) và chỉ số bất ổn tài chính (EMU) cho thấy giai đoạn nhiều biến động của chính sách kinh tế cũng như tài chính của Mỹ. Cả hai chỉ số đều đạt giá trị cao nhất lần lượt là 632 và 904, kèm theo độ lệch chuẩn đáng kể là 68 và 92. Các mốc thời gian đánh dấu biến động trong chính sách kinh tế và chính sách tiền tệ của Mỹ nêu trên tương ứng với các ngày 26/12/2020 – thời điểm bùng nổ đại dịch Covid-19, 22/05/2023 – thỏa thuận gia hạn trần nợ công Mỹ, 15/10/2023 - bùng nổ chiến tranh tại dải Gaza.

Giá trị trung bình và trung vị của chỉ số tham lam và sợ hãi trong thời gian nghiên cứu lần lượt đạt 45 và 47, phản ánh tâm lý thị trường tiền mã hóa không hoàn toàn định hướng theo tích cực hoặc tiêu cực trong giai đoạn này. Tuy nhiên, sự biến động lớn của chỉ số này, với độ lệch chuẩn đáng kể là 21,8 và giá trị biên rộng từ 6 đến 95, cũng cho thấy rằng thị trường trong giai đoạn này đã trải qua những giai đoạn cực đoan trong cả cảm xúc hưng phấn và lo sợ.

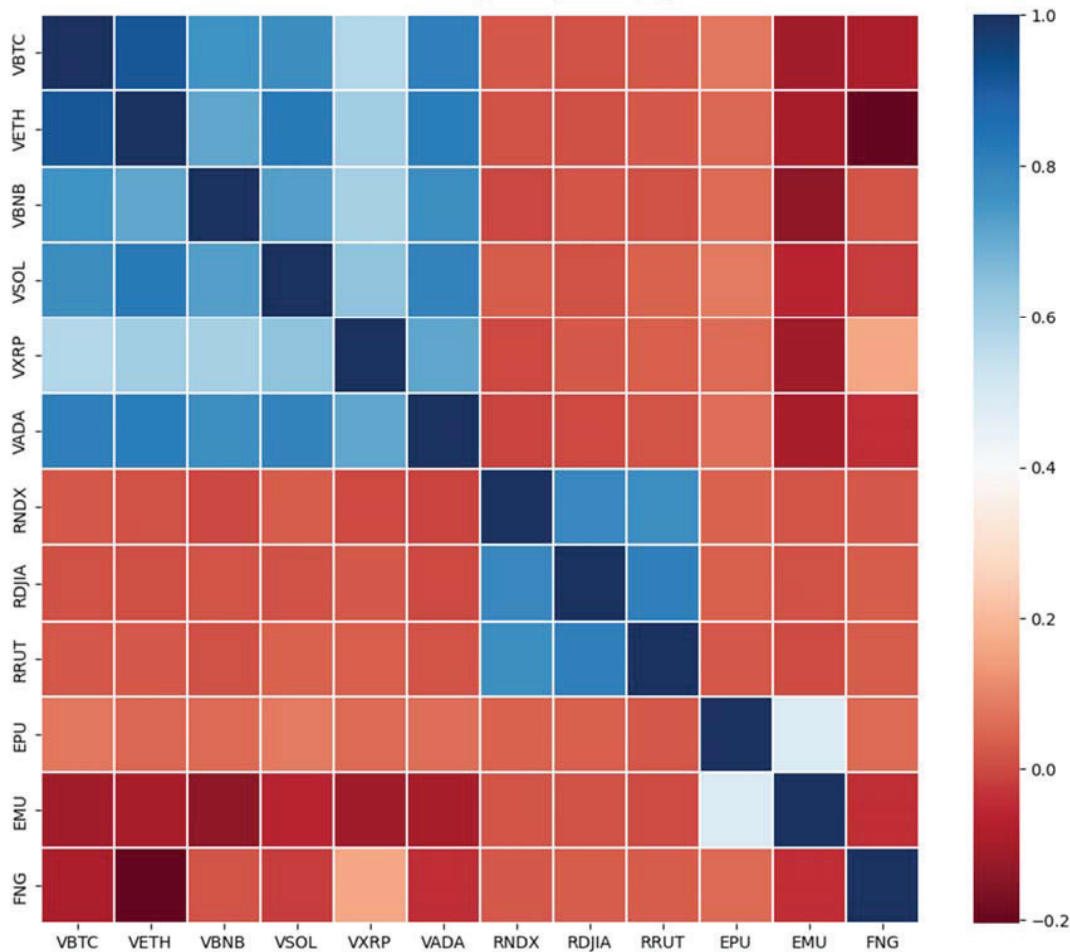
#### 4.2. Ma trận tương quan

Hình 1 thể hiện ma trận tương quan giữa các biến sử dụng trong nghiên cứu. Kết quả cho thấy mối tương quan tích cực giữa biến động của cả 6 đồng tiền mã hóa quan sát, trong đó BTC và ETH có tương quan cao nhất (0,91). Ngược lại, biến động của các đồng tiền mã hóa lại có tương quan nghịch với hiệu suất sinh lời của các chỉ số tài chính truyền thống, bất ổn kinh tế cũng như chỉ số tham lam và sợ hãi. Điều này có thể giải thích rằng, khi các chỉ số thị trường có hiệu suất sinh lời tăng, nền kinh tế Mỹ xảy ra nhiều bất ổn sẽ làm giảm biến động hiệu suất sinh lời tiền mã hóa. Chỉ số tham lam và sợ hãi cũng có mối tương quan nghịch với biến động tiền mã hóa, lý giải rằng, khi thị trường chìm trong sợ hãi, thì đồng tiền mã hóa sẽ có nhiều biến động hơn và ngược lại khi thị trường hưng phấn thì tỷ suất sinh lời tiền mã hóa sẽ ít biến động hơn.

Trong khi đó, đối với các chỉ số thị trường sử dụng trong quan sát thì hiệu suất sinh lời của các chỉ số này có mối tương quan tích cực với giá trị trung bình ở mức 0,75. Đáng lưu ý rằng, hai chỉ số đo lường bất ổn kinh tế của Mỹ chỉ có tương quan tích cực ở mức 0,49 cho thấy bất ổn chính sách tiền tệ và bất ổn kinh tế chuyển động cùng chiều, mặc dù không hoàn toàn tuyệt đối.

#### 4.3. Kiểm định tính dừng cho tỷ suất sinh lời tiền mã hóa

Hình 1: Ma trận nhiệt tương quan biến



Nguồn: Tác giả tổng hợp

Bảng 3: Kiểm định tính dừng chuỗi tỷ suất sinh lời tiền mã hóa

	RBTC	RETH	RBNB	RSOL	RXRP	RADA
<b>ADF</b>	-33,8951 ***	-34,5823 ***	-7,7575 ***	-9,9657 ***	-25,1180 ***	-10,1993 ***
<b>Phillip-Perron</b>	-33,8880 ***	-34,5520 ***	-36,1362 ***	-34,1876 ***	-34,7929 ***	-34,8157 ***

Chú thích: \*, \*\*, \*\*\*: có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Kết quả kiểm định tính dừng bằng phương pháp Augmented Dickey-Fuller và Phillip-Perron cho các chuỗi tỷ suất sinh lời cho thấy các giá trị trung bình và phương sai của chuỗi không thay đổi theo thời gian trong phạm vi quan sát, thích hợp cho xây dựng mô hình và dự báo.

#### 4.4. Kết quả mô hình ARIMAX

Bảng 4 cho thấy kết quả của mô hình auto ARIMA với các bậc AR và MA tương ứng. Kết quả này cho thấy rằng tỷ lệ sinh lời của các chỉ số thị trường tài chính như DJIA và RUT có ý nghĩa ở mức 1% đối với biến động giá của các đồng tiền mã hóa. Chỉ số Nasdaq chỉ có ý nghĩa đối với các đồng tiền mã hóa như ETH, BNB, XRP và ADA. Đáng chú ý, hai chỉ số NDX và DJIA có hệ số âm, cho thấy tác động tiêu cực lên biến động giá của các đồng tiền mã hóa, trong khi hiệu suất sinh lời của chỉ số tài chính Russell 2000 có hệ số dương, cho thấy tác động tích cực lên biến động giá của tất cả các đồng tiền mã hóa trong mô hình.

Hai chỉ số về bất ổn kinh tế là EPU và EMU không cho kết quả có ý nghĩa thống kê cho mô hình. Chỉ số bất ổn kinh tế Mỹ EPU chỉ có ý nghĩa thống kê ở mức 10% đối với mô hình dự đoán biến động giá cho

**Bảng 4: Kết quả mô hình ARIMAX**

	VBTC	VETH	VBNB	VSOL	VXRP	VADA
Bậc P	3	2	2	3	3	3
Bậc Q	2	2	1	1	0	1
RNDX	-0,8643	-4,7589***	-24,1286***	2,7011	-44,5880***	-19,8377***
RDJIA	-7,7340***	-26,6225***	22,4781***	-54,0396***	20,2238***	-22,2919***
RRUT	2,7602***	18,3110***	4,1146***	31,4494***	31,1150***	24,6064***
EPU	-0,00008494	-0,00007998	0,00008051	0,0002	0,0011*	0,00009273
EMU	-0,00006682	-0,00005499	-0,00001173	0,00004668	0,000003536	0,0001
FNG	-0,0018*	-0,0071***	-0,0129***	-0,0017	-0,0212***	0,0005
AR(1)	0,6108***	0,5819***	0,7682	0,1793	0,9645***	0,1739*
AR(2)	0,9106***	0,4074***	0,2260	0,8598***	0,0536	0,8627***
AR(3)	-0,5280***			-0,0501	-0,0327	-0,0488
MA(1)	0,5358***	0,4175***	0,2394	0,8083		0,7575***
MA(2)	-0,3664***	0,1674***				
Sigma2	0,1194***	0,2231***	0,4063***	0,6755***	1,1570***	0,3518***

Chú thích: \*, \*\*, \*\*\* có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%

Nguồn: Tác giả tổng hợp

đồng tiền Ripple (XRP).

Chỉ số về sợ hãi và tham lam (FNG) có ý nghĩa thống kê với hầu hết các mô hình, ngoại trừ mô hình biến động giá Solana. Hệ số mang dấu âm cho thấy tác động tiêu cực của chỉ số này lên biến động giá của các đồng tiền mã hóa.

Các hệ số AR và MA có ý nghĩa thống kê trong hầu hết các mô hình, cho thấy sự thành công của mô hình trong việc sử dụng các giá trị biến động giá và sai số trong quá khứ để dự đoán.

#### 4.5. Kết quả mô hình GARCHX

Bảng 5 trình bày kết quả phương trình hồi quy, sử dụng các biến ngoại sinh cho từng đồng tiền mã hóa. Kết quả cho thấy hiệu suất sinh lời của chỉ số Nasdaq và Russell có ý nghĩa thống kê và tác động tích cực đối với tất cả các đồng tiền mã hóa. Mặc dù vậy, chỉ số DJIA không có ý nghĩa thống kê trong tất cả các mô hình. Chỉ số bất ổn kinh tế có ý nghĩa thống kê ở ngưỡng 1% đối với đồng tiền mã hóa Ripple và có tác động tiêu cực, trong khi chỉ số bất ổn tài chính Mỹ có tác động tích cực đến đồng tiền mã hóa của sàn giao dịch Binance ở mức thống kê 1%. Chỉ số sợ hãi và tham lam chỉ có ý nghĩa thống kê với hiệu suất sinh lời của đồng tiền SOL với hệ số dương và mức ý nghĩa thống kê 1%.

**Bảng 5: Phương trình trung bình với biến ngoại sinh**

	RBTC	RETH	RBNB	RSOL	RXRP	RADA
Const	0,0061549	-0,0139	0,0071391	-0,0689	0,0293	-0,0110
RNDX	5,6428***	6,3112***	4,2108***	9,2723***	9,1237***	7,7690***
RDJIA	-0,8846	-0,8900	-1,2839	-2,7275	-3,8561	-2,0535
RRUT	5,4368***	6,1672***	5,7936***	7,7051***	6,5355***	6,5261***
EPU	-0,00004396	-0,000062251	-0,00012456	-0,00020493	-0,00050756***	-0,00019628
EMU	-0,00009065	0,000076534	0,000175***	0,000037585	0,00005036	0,00012914
FNG	-0,00013952	0,00036363	-0,00010967	0,0026801***	0,00096206	0,00042610

Chú thích: \*, \*\*, \*\*\* có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Bảng 6 trình bày kết quả phương trình GARCHX(1,1). Hằng số Omega của mô hình đo lường biến động giá XRP cho thấy biến động cố định của XRP cao nhất trong các đồng tiền mã hóa (0,069). Giá trị Alpha(1) mang dấu dương và nhỏ hơn 1 tại tất cả các mô hình thỏa mãn điều kiện của mô hình GARCHX với mức ý nghĩa 1%, giá trị lớn nhất của Alpha là 0,71 tại mô hình dự đoán biến động cho XRP cho thấy 71% biến động giá của XRP dựa trên sai số quá khứ. Giá trị Beta(1) mang dấu dương và có giá trị nhỏ hơn 1 thỏa mãn điều kiện của mô hình GARCHX. Hệ số Beta(1) có ý nghĩa thống kê tại tất cả các mô hình minh chứng rằng biến động trong phương sai của các đồng tiền mã hóa được giải thích bởi phương sai tại thời điểm trước đó,

**Bảng 6: Kết quả mô hình GARCHX(1,1)**

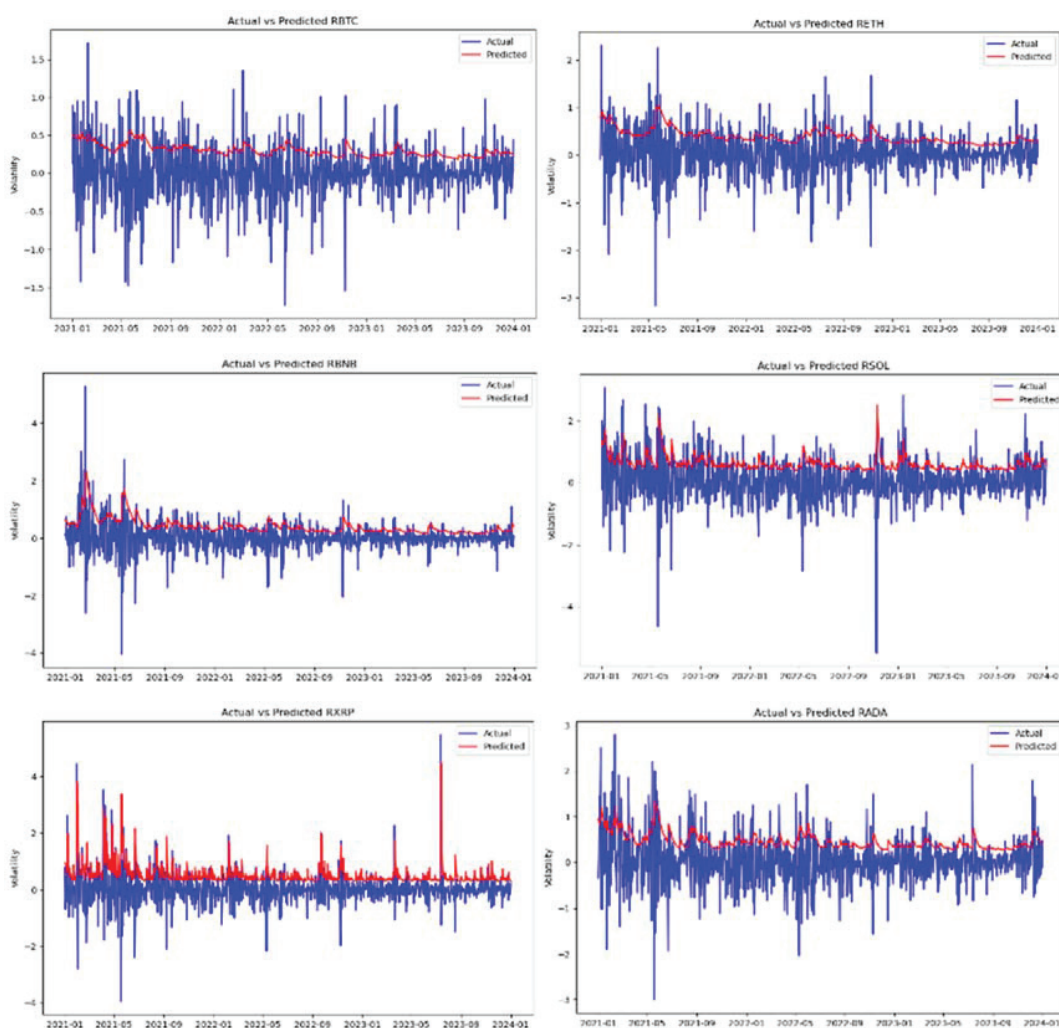
	RBTC	RETH	RBNB	RSOL	RXRP	RADA
Omega	0,0020550	0,0017851	0,0025116	0,0318	0,0692***	0,0097845
Alpha(1)	0,0543***	0,0631***	0,1317***	0,1998	0,7268***	0,1233
Beta(1)	0,9228***	0,9248***	0,8679***	0,7309***	0,2732***	0,8334***

Chú thích: \*, \*\*, \*\*\* có ý nghĩa thống kê ở mức 10%, 5% và 1%

Nguồn: Tác giả tổng hợp

với tác động lớn cho hầu hết các đồng tiền mã hóa, với tỷ lệ trên 70%.

Hình 2 thể hiện kết quả dự đoán và giá trị thực tế của mô hình GARCHX(1,1). Biểu đồ thể hiện rõ mô hình GARCHX(1,1) thành công trong việc nắm bắt được những cú sốc tăng và giảm trong các đồng tiền mã hóa với kết quả tốt nhất cho đồng tiền của hệ sinh thái Ripple (XRP).

**Hình 2: Giá trị thực tế và dự đoán biến động của các mô hình GARCHX(1,1)**

Nguồn: Tác giả tổng hợp

#### 4.6. Hiệu suất mô hình ARIMAX và GARCHX(1,1)

Dựa trên kết quả đánh giá hiệu suất của hai mô hình, giá trị log likelihood đánh giá mức độ phù hợp của mô hình với dữ liệu cho ra kết quả tốt hơn tại mô hình GARCHX(1,1). Giá trị thấp hơn cho AIC và BIC tại mô hình GARCHX(1,1) cũng chỉ ra rằng mô hình GARCHX(1,1) phù hợp hơn và không tăng tính phức tạp cho việc dự đoán biến động giá của các đồng tiền mã hóa.

**Bảng 7: Hiệu suất mô hình ARIMAX và GARCHX(1,1)**

	BTC	ETH	BNB	SOL	XRP	ADA
<b>Mô hình ARIMAX</b>						
<b>Log Likelihood</b>	-377,278	-733,519	-1067,354	-1347,571	-1611,549	-958,137
<b>AIC</b>	778,555	1489,037	2154,708	2717,142	3243,098	1938,275
<b>BIC</b>	838,548	1544,031	2204,702	2772,136	3293,092	1993,269
<b>Mô hình GARCHX(1,1)</b>						
<b>Log Likelihood</b>	-206,264	-444,150	-435,463	-945,990	-750,881	-624,409
<b>AIC</b>	432,528	908,301	890,925	1911,98	1521,76	1268,82
<b>BIC</b>	482,522	958,295	940,920	1961,97	1571,76	1318,81

Nguồn: Tác giả tổng hợp

## 5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này tập trung vào phân tích biến động trong tỷ suất sinh lời của các đồng tiền mã hóa có vốn hóa lớn nhất, đại diện cho hơn 70% vốn hóa thị trường tiền mã hóa. Thị trường tiền mã hóa mang các đặc tính như: hoạt động giao dịch 24/7, biên độ dao động không giới hạn và ẩn chứa tính đầu cơ, luôn tiềm ẩn các cú sốc giá bất ngờ theo cả chiều hướng tích cực lẫn tiêu cực. Trong mô hình nghiên cứu của mình, nhóm tác giả sử dụng thêm các biến ngoại sinh bao gồm: bất ổn chính sách kinh tế và tài chính của Mỹ, kết hợp các biến về tỷ suất sinh lời của các chỉ số đại diện cho thị trường tài chính truyền thống và chỉ số đại diện cho tâm lý thị trường - tham lam và sợ hãi với mục đích mang đến một khía cạnh tổng quát hơn về các yếu tố tác động đến biến động trong thị trường này.

Thông qua việc áp dụng hai mô hình phổ thông trong dự đoán giá trị chuỗi theo thời gian là ARIMAX và GARCHX(1,1). Nghiên cứu đạt được các kết luận quan trọng sau:

(i) Các chỉ số thị trường tài chính truyền thống của Mỹ đóng vai trò quan trọng trong việc dự đoán biến động giá của các đồng tiền mã hóa, với chỉ số NDX và RUT có tác động tích cực và chỉ số DJIA mang tác động tiêu cực. Điều này củng cố và mở rộng thêm cho nghiên cứu trước đó của Conrad & cộng sự (2018) khi xem xét các yếu tố thị trường tài chính truyền thống Mỹ tới biến động của tiền mã hóa.

(ii) Biến động giá của thị trường tiền mã hóa không hoàn toàn dự đoán được bởi các bất ổn kinh tế và tài chính của Mỹ, tuy nhiên tại một số đồng tiền như BNB và XRP, các chỉ số này có mang đến tác động cả tiêu cực và tích cực. Điều này đi ngược lại với các nghiên cứu trước đây của Fang & cộng sự (2019), Wu & cộng sự (2021) khi cho rằng yếu tố bất ổn kinh tế có ảnh hưởng và mang tác động ngược chiều đến biến động tiền mã hóa. Tuy nhiên, kết quả của nghiên cứu này đồng tình với quan điểm trong nghiên cứu trước đó của Yu & cộng sự (2019), sử dụng dữ liệu trong giai đoạn 2003-2018, kết luận rằng chỉ số bất ổn kinh tế không ảnh hưởng đáng kể đến thị trường tiền mã hóa.

(iii) Chỉ số sợ hãi và tham lam mang tác động tiêu cực đến tất cả các đồng tiền mã hóa, đặc biệt đến các đồng tiền có vốn hóa lớn như BTC và ETH. Điều này đồng thuận với các nghiên cứu trước đó của Dias & cộng sự (2022), Güler (2023) về chỉ số tham lam và sợ hãi có ý nghĩa cho mô hình dự đoán biến động tỷ suất sinh lời.

(iv) Mô hình GARCHX(1,1) thể hiện sự hiệu quả vượt trội so với mô hình ARIMAX trong việc dự đoán các biến động giá trên thị trường tiền mã hóa. Điều này được lý giải rằng mô hình GARCH với hai biến là sai số và phương sai có điều kiện phù hợp hơn cho tỷ suất sinh lời của các loại tài sản có biến động lớn. Ngoài ra, mô hình GARCHX còn có một số ưu điểm so với các mô hình đo biến động khác như ARCH và GARCH tiêu chuẩn. GARCHX không chỉ tính đến phương sai có điều kiện mà còn tích hợp các biến ngoại sinh vào mô hình, giúp nắm bắt tốt hơn các yếu tố tác động bên ngoài đến sự biến động của tài sản. Điều này đặc biệt hữu ích trong việc dự đoán biến động trên các thị trường tài sản có nhiều yếu tố ảnh hưởng phức tạp như tiền mã hóa. Mô hình GARCHX cũng cho phép phân tích tác động riêng lẻ của từng biến ngoại sinh, từ đó cung cấp cái nhìn chi tiết và toàn diện hơn về các nhân tố gây biến động.

Dựa trên các kết quả đạt được, nghiên cứu cũng đề xuất các khuyến nghị và định hướng phát triển tiếp theo, bao gồm:

---

Thứ nhất, với đặc tính giao dịch 24/7 của thị trường tiền mã hóa, các nghiên cứu tiếp theo có thể cân nhắc thu thập dữ liệu tại các khung thời gian thấp hơn, như khung 4 giờ và 1 giờ để tăng độ chính xác của mô hình nghiên cứu.

Thứ hai, thị trường tiền mã hóa vẫn chịu ảnh hưởng chính bởi các yếu tố toàn cầu, đặc biệt từ các nền kinh tế lớn như Mỹ và Trung Quốc. Tuy nhiên, với vai trò một nền kinh tế mới nổi cùng với mức độ hội nhập nhanh như Việt Nam, các nghiên cứu tiếp theo có thể xem xét các cách tiếp cận khác, bao gồm: tác động của thị trường tiền mã hóa đến ổn định kinh tế, giải pháp phát triển tài chính toàn diện, cũng như ảnh hưởng của thị trường tiền mã hóa đến thị trường tài chính truyền thống Việt Nam.

Thứ ba, các nghiên cứu tiếp theo cũng cần cân nhắc sử dụng các mô hình dự đoán tiên tiến hơn để xử lý các biến phức tạp hơn cũng như tăng cường độ chính xác, điều này có thể được thực hiện bằng việc áp dụng các mô hình học sâu và học máy.

### Tài liệu tham khảo

- Apergis, N., & Apergis, E. (2022), 'The role of Covid-19 for Chinese stock returns: evidence from a GARCHX model', *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 29(5), 1175-1183.
- Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016), 'Measuring economic policy uncertainty', *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.
- Blau, B. M. (2017), 'Price dynamics and speculative trading in bitcoin', *Research in International Business and Finance*, 41, 493-499.
- Bollerslev, T. (1986), 'Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity', *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327.
- Box, G. E. P., & Jenkins, G. M. (1970), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco: Holden-Day.
- Conrad, C., Custovic, A., & Ghysels, E. (2018), 'Long-and short-term cryptocurrency volatility components: A GARCH-MIDAS analysis', *Journal of Risk and Financial Management*, 11(2), 23.
- Corbet, S., Lucey, B., & Yarovaya, L. (2018), 'Datestamping the Bitcoin and Ethereum bubbles', *Finance Research Letters*, 26, 81-88.
- Cheng, H.-P., & Yen, K.-C. (2020). 'The relationship between the economic policy uncertainty and the cryptocurrency market'. *Finance Research Letters*, 35, 101308.
- Da, Z., Engelberg, J., & Gao, P. (2015), 'The sum of all FEARS investor sentiment and asset prices', *The Review of Financial Studies*, 28(1), 1-32.
- Demir, E., Gozgor, G., Lau, C. K. M., & Vigne, S. A. (2018), 'Does economic policy uncertainty predict the Bitcoin returns? An empirical investigation', *Finance Research Letters*, 26, 145-149.
- Dias, I. K., Fernando, J. M. R., & Fernando, P. N. D. (2022), 'Does investor sentiment predict bitcoin return and volatility? A quantile regression approach', *International Review of Financial Analysis*, 84, 102383.
- Engle, R. (1995), *ARCH: Selected readings*, Oxford University Press.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007.
- Fang, L., Bouri, E., Gupta, R., & Roubaud, D. (2019), 'Does global economic uncertainty matter for the volatility and hedging effectiveness of Bitcoin?', *International Review of Financial Analysis*, 61, 29-36.
- Ferreira, J., & Morais, F. (2023), 'Predict or to be predicted? A transfer entropy view between adaptive green markets, structural shocks and sentiment index', *Finance Research Letters*, 56, 104100.
- Gong, J., Wang, G.-J., Zhou, Y., Zhu, Y., Xie, C., & Foglia, M. (2023), 'Spreading of cross-market volatility information: Evidence from multiplex network analysis of volatility spillovers', *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 83, 101733.
- Guégan, D., & Renault, T. (2021), 'Does investor sentiment on social media provide robust information for Bitcoin returns predictability?', *Finance Research Letters*, 38, 101494.

- 
- Güler, D. (2023), 'The Impact of investor sentiment on bitcoin returns and conditional volatilities during the era of Covid-19', *Journal of Behavioral Finance*, 24(3), 276-289.
- Husted, L., Rogers, J., & Sun, B. (2020), 'Monetary policy uncertainty', *Journal of Monetary Economics*, 115, 20-36.
- Liu, J., & Serletis, A. (2019), 'Volatility in the cryptocurrency market', *Open Economies Review*, 30(4), 779-811.
- Merton, R. C. (1980), 'On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation', *Journal of Financial Economics*, 8(4), 323-361.
- Mokni, K. (2021), 'When, where, and how economic policy uncertainty predicts Bitcoin returns and volatility? A quantiles-based analysis', *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 80, 65-73.
- Nasekin, S., & Chen, C. Y. H. (2020), 'Deep learning-based cryptocurrency sentiment construction', *Digital Finance*, 2(1), 39-67.
- Nelson, D. B. (1992), 'Filtering and forecasting with misspecified ARCH models I: Getting the right variance with the wrong model', *Journal of Econometrics*, 52(1-2), 61-90.
- Nouir, J. B., & Hamida, H. B. H. (2023), 'How do economic policy uncertainty and geopolitical risk drive Bitcoin volatility?', *Research in International Business and Finance*, 64, 101809.
- Paule-Vianez, J., Prado-Román, C., & Gómez-Martínez, R. (2020), 'Economic policy uncertainty and Bitcoin. Is Bitcoin a safe-haven asset?', *European Journal of Management and Business Economics*, 29(3), 347-363.
- Poon, S. H., & Granger, C. W. J. (2003), 'Forecasting volatility in financial markets: A review', *Journal of Economic Literature*, 41(2), 478-539.
- Segnon, M., & Bekiros, S. (2020), 'Forecasting volatility in bitcoin market', *Annals of Finance*, 16(3), 435-462.
- Shiller, R. J. (2020), *Narrative Economics: How Stories Go Viral and Drive Major Economic Events*, Princeton University Press.
- Sifat, I. (2021), 'On cryptocurrencies as an independent asset class: Long-horizon and COVID-19 pandemic era decoupling from global sentiments', *Finance Research Letters*, 43, 102013.
- Smuts, N. (2019), 'What drives cryptocurrency prices? An investigation of Google trends and telegram sentiment', *ACM SIGMETRICS Performance Evaluation Review*, 46(3), 131-134.
- Taylor, S. J. (2008), *Modelling financial time series*, World Scientific.
- Urquhart, A., & Lucey, B. (2022), 'Crypto and digital currencies—nine research priorities', *Nature*, 604(7904), 36-39.
- Van Wijk, D. (2013), *What can be expected from the BitCoin*, Erasmus Universiteit Rotterdam, 18.
- Wang, G.-J., Xie, C., Wen, D., & Zhao, L. (2019), 'When Bitcoin meets economic policy uncertainty (EPU): Measuring risk spillover effect from EPU to Bitcoin', *Finance Research Letters*, 31, 101431.
- Wu, W., Tiwari, A. K., Gozgor, G., & Leping, H. (2021), 'Does economic policy uncertainty affect cryptocurrency markets? Evidence from Twitter-based uncertainty measures', *Research in International Business and Finance*, 58, 101478.
- Yen, K.-C., & Cheng, H.-P. (2020). Economic policy uncertainty and cryptocurrency volatility. *Finance Research Letters*, 34, 101428.
- Yermack, D. (2015), 'Is Bitcoin a real currency? An economic appraisal', *In Handbook of digital currency* (pp. 31-43), Academic Press.
- Yousaf, I., Riaz, Y., & Goodell, J. W. (2023), 'The impact of the SVB collapse on global financial markets: Substantial but narrow', *Finance Research Letters*, 55(Part B), 103948.
- Yu, M., Gao, R., Su, X., Jin, X., Zhang, H., & Song, J. (2019), 'Forecasting Bitcoin volatility: The role of leverage effect and uncertainty', *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 533, 120707.

---

# TĂNG CƯỜNG LIÊN KẾT GIỮA DOANH NGHIỆP FDI TẠI HÀ NỘI VỚI DOANH NGHIỆP TƯ NHÂN TRONG CHUỖI GIÁ TRỊ TOÀN CẦU

**Bùi Huy Nhung**

*Trường Đại học Kinh tế Quốc dân*

*Email: nhuongbh@neu.edu.vn*

**Bùi Thị Thanh Huyền**

*Trường Đại học Kinh tế Quốc dân*

*Email: huyenbt@neu.edu.vn*

**Đoàn Xuân Hậu**

*Trường Đại học Kinh tế Quốc dân*

*Email: haudx@neu.edu.vn*

Mã bài: JED-1772

Ngày nhận: 16/05/2024

Ngày nhận bản sửa: 12/06/2024

Ngày duyệt đăng: 04/07/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1772

## **Tóm tắt:**

Hội nhập kinh tế quốc tế và tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu đóng vai trò then chốt trong việc thúc đẩy phát triển kinh tế thông qua việc tạo điều kiện chuyển dịch cơ cấu kinh tế, chuyển giao công nghệ và thúc đẩy tăng trưởng kinh tế. Nghiên cứu thực trạng liên kết của doanh nghiệp có vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài trên địa bàn thành phố Hà Nội với doanh nghiệp tư nhân, bài viết đã chỉ ra được 4 hạn chế trong quá trình liên kết, đó là: (i) Doanh nghiệp tư nhân tham gia vào chuỗi giá trị ở phần trung nguồn (chủ yếu cung cấp đầu vào cho các doanh nghiệp FDI sản xuất sản phẩm); (ii) Mức độ liên kết giữa doanh nghiệp FDI của thành phố Hà Nội với doanh nghiệp tư nhân thấp hơn so với thành phố khác, cụ thể là thành phố Hồ Chí Minh, thành phố Hải Phòng và thành phố Đà Nẵng; (iii) Tỷ lệ doanh nghiệp FDI của thành phố Hà Nội cung ứng sản phẩm và dịch vụ của mình cho nhóm khách hàng là doanh nghiệp tư nhân trong nước có sự sụt giảm; (iv) Sản phẩm của các doanh nghiệp FDI trên địa bàn thành phố Hà Nội vẫn là xuất khẩu và bán cho khu vực nước ngoài tại Việt Nam. Trên cơ sở những nguyên nhân của hạn chế, bài viết đề xuất 2 nhóm giải pháp để tăng cường liên kết giữa doanh nghiệp FDI của thành phố Hà Nội với doanh nghiệp tư nhân trong bối cảnh mới.

**Từ khóa:** FDI, doanh nghiệp tư nhân, liên kết, chuỗi giá trị.

**Mã JEL:** F23, M16, O19.

## **Solutions to strengthen linkages between FDI firms in Hanoi and private firms in the global value chain**

### **Abstract:**

International economic integration and participation in the global value chain play a key role in promoting economic development by facilitating economic restructuring, technology transfer and promoting economic growth. Researching the current status of linkages between FDI firms in Hanoi and private firms, the study has pointed out four limitations in the linkage process, including (i) private firms participating in the chain value in the midstream part (mainly providing inputs for FDI firms to produce products); (ii) the level of linkages between FDI firms in Hanoi and private firms is lower than in other localities, specifically Ho Chi Minh, Hai Phong and Da Nang; (iii) the proportion of FDI firms in Hanoi providing products and services to domestic private firm customers has decreased; (iv) products of FDI firms in Hanoi are still exported and sold to foreign sectors in Vietnam. Based on the findings, two groups of solutions are proposed for strengthening the linkages between Hanoi's FDI firms and private firms in the new context.

**Keywords:** FDI, private firm, linkage, value chain.

**JEL Codes:** F23, M16, O19



---

## 1. Đặt vấn đề

Hiện nay, trên thế giới đang nổi lên nhiều bối cảnh mới, tác động rõ rệt đến xu hướng thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài (FDI) của các quốc gia. Cụ thể, những bối cảnh này bao gồm: (i) Chiến tranh thương mại Mỹ - Trung và xu hướng dịch chuyển FDI ra khỏi Trung Quốc; (ii) Đứt gãy chuỗi cung ứng và sự dịch chuyển đầu tư do ảnh hưởng của dịch Covid-19; (iii) Sự phát triển của kinh tế số; (iv) Xu hướng đầu tư xanh nhằm hướng tới các mục tiêu phát triển bền vững (SDGs); và (v) Sự thay đổi trong các chính sách thu hút FDI của các quốc gia. Nhận thức được bối cảnh đó, dựa trên quan điểm của Nghị quyết số 50-NQ/TW ngày 20/08/2019 của Bộ Chính trị (2019) về vai trò của khu vực kinh tế có vốn đầu tư nước ngoài là bộ phận hợp thành quan trọng của nền kinh tế Việt Nam, được khuyến khích, tạo điều kiện phát triển lâu dài, hợp tác, cạnh tranh lành mạnh với các khu vực kinh tế khác; và Nghị quyết 58/NQ-CP ngày 27/4/2020 của Chính phủ (2020) về Chương trình hành động thực hiện Nghị quyết 50/NQ-TW của Bộ Chính trị về định hướng hoàn thiện thể chế, chính sách, nâng cao chất lượng hiệu quả hợp tác đầu tư nước ngoài đến năm 2030, Thành ủy Hà Nội (2021) đã ban hành Chương trình 02-CTr/TU về đẩy mạnh đổi mới mô hình tăng trưởng, cơ cấu lại nền kinh tế và hội nhập quốc tế, nâng cao năng suất, chất lượng, hiệu quả, sức cạnh tranh, phát triển kinh tế. Mục tiêu đề ra trong chương trình là: Phân đấu thu hút 30 - 40 tỷ USD vốn đầu tư nước ngoài, vốn giải ngân đạt 20 - 30 tỷ USD trong giai đoạn 2021 - 2025. Thành phố Hà Nội cũng đưa ra định hướng thu hút FDI theo chiều sâu gắn với mục tiêu phát triển bền vững, ưu tiên những dự án chất lượng, sản phẩm có giá trị gia tăng và tính cạnh tranh cao. Nâng cao hiệu quả thu hút nguồn vốn FDI để thúc đẩy tăng trưởng, chọn lọc các lĩnh vực công nghệ cao và gắn với bảo vệ môi trường, chú trọng liên kết và chuyển giao công nghệ. Tuy nhiên, các doanh nghiệp tư nhân tại Hà Nội chủ yếu tham gia chuỗi giá trị ở phần trung nguồn thông qua cung cấp đầu vào cho các doanh nghiệp FDI sản xuất sản phẩm; Mức độ liên kết giữa doanh nghiệp tư nhân và các doanh nghiệp FDI tại Hà Nội thấp hơn so với thành phố Hồ Chí Minh và thành phố Hải Phòng.

Như vậy, trong bối cảnh mới, đòi hỏi thành phố Hà Nội phải có những đánh giá khách quan về vai trò của nguồn vốn FDI đối với phát triển kinh tế xã hội của thành phố thời gian qua, trong đó có phát triển năng lực sản xuất của địa phương như: (i) Nâng cao trình độ công nghệ sản xuất kinh doanh; (ii) Tăng cường tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu. Do vậy, bài viết này sẽ tập trung phân tích thực trạng liên kết của doanh nghiệp FDI trên địa bàn thành phố Hà Nội với doanh nghiệp tư nhân, chỉ ra những bất cập trong quá trình liên kết. Từ đó, đề xuất giải pháp tăng cường liên kết giữa doanh nghiệp FDI trên địa bàn thành phố Hà Nội với doanh nghiệp tư nhân trong thời gian tới, góp phần nâng cao chất lượng nguồn vốn FDI thu hút vào địa bàn thành phố Hà Nội trong bối cảnh mới.

## 2. Cơ sở lý thuyết

Lý thuyết về liên kết doanh nghiệp (DN) được phát triển bởi nhà kinh tế nổi tiếng- Giáo sư Porter (1985, 1990) và được sử dụng một cách phổ biến trong việc hoạch định các chính sách công và chính sách công nghiệp. UNIDO (2010) cũng đã đưa ra khung lý thuyết cụm ngành công nghiệp kết hợp với chuỗi giá trị trong sản xuất một ngành hàng cụ thể (mặt hàng chủ lực) với bối cảnh toàn cầu hoá để phân tích sự liên kết giữa các doanh nghiệp (nhất là doanh nghiệp FDI nước ngoài và doanh nghiệp trong nước tại một cụm ngành/khu vực kinh tế cụ thể). Khi đó, liên kết giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp trong nước được hiểu là việc thiết lập mối quan hệ, tương tác giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp trong nước cả về đầu vào, đầu ra và thị trường sản phẩm, nhằm mục đích mang lại lợi ích cho cả hai bên (Dao, 2021).

Các công ty sản xuất trong chuỗi giá trị toàn cầu không chỉ tham gia vào thương mại quốc tế mà còn cả đầu tư trực tiếp nước ngoài (Chun & cộng sự, 2021). Khi đó, sự hiện diện của các tập đoàn đa quốc gia trong khu vực này đã góp phần thúc đẩy chuyển giao công nghệ và kỹ năng quản lý, nâng cao trình độ công nghệ tại nước nhận vốn FDI, đồng thời giúp tăng năng suất lao động và cải thiện năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp nội địa tại khi tham gia chuỗi giá trị toàn cầu.

Khi doanh nghiệp FDI tham gia vào thị trường trong nước có thể dẫn đến sự cạnh tranh hoặc liên kết với doanh nghiệp trong nước. Liên kết giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp trong nước chủ yếu thông qua hai hình thức liên kết là liên kết ngang và liên kết dọc:

*Liên kết ngang:* Đây là hình thức liên kết giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp trong nước cùng ngành. Liên kết ngang giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp trong nước thực hiện thông qua việc hợp tác cùng

khai thác cơ hội kinh doanh hoặc thông qua dự án chuyển giao công nghệ, hỗ trợ đào tạo nhân lực cho doanh nghiệp trong nước.

*Liên kết dọc:* Liên kết dọc tồn tại dưới hai dạng là liên kết ngược và liên kết xuôi.

Theo Dao (2021), liên kết ngược xảy ra khi các doanh nghiệp FDI mua hàng hóa và dịch vụ đầu vào từ các doanh nghiệp trong nước. Hình thức liên kết này có khả năng tạo ra hiệu ứng lan tỏa lớn nhất tới các doanh nghiệp trong nước (Javorcik, 2004). Hiệu ứng lan tỏa này diễn ra thông qua ba hình thức sau: (i) Doanh nghiệp FDI hỗ trợ doanh nghiệp trong nước về mặt kỹ thuật và kinh nghiệm quản lý nhằm nâng cao chất lượng sản phẩm đầu vào cho chính doanh nghiệp FDI (Javorcik, 2004; Dao, 2021); (ii) Doanh nghiệp FDI đặt ra tiêu chuẩn cao về chất lượng sản phẩm đầu vào, từ đó tạo động lực cho doanh nghiệp trong nước nâng cấp công nghệ, cải tiến quy trình quản lý (Dao, 2021); (iii) Các doanh nghiệp trong nước cung cấp cho các doanh nghiệp FDI có khả năng mở rộng thị phần, đặc biệt là ở thị trường xuất khẩu, thông qua các doanh nghiệp FDI và do đó có thể nâng cao hiệu quả nhờ tính kinh tế theo quy mô (Dao, 2021; Javorcik, 2004).

Liên kết xuôi xảy ra khi các doanh nghiệp FDI cung cấp sản phẩm và dịch vụ đầu vào cho các doanh nghiệp trong nước. Với chất lượng sản phẩm đầu vào tốt hơn từ doanh nghiệp FDI, doanh nghiệp trong nước có thể nâng cao chất lượng đầu ra. Hơn nữa, khi các nhà cung cấp hỗ trợ kỹ thuật cho khách hàng là các doanh nghiệp trong nước, các doanh nghiệp này có thể nâng cao năng suất của mình (Dao, 2021). Trong nghiên cứu của Liang (2017), dữ liệu từ các doanh nghiệp Trung Quốc chỉ ra rằng hiệu ứng lan tỏa từ liên kết xuôi thậm chí còn mạnh hơn so với liên kết ngược. Takii & Narjoko (2012) sử dụng dữ liệu từ các doanh nghiệp Indonesia, tìm thấy mối tương quan tích cực giữa thước đo liên kết xuôi và năng suất của các doanh nghiệp trong nước.

Tuy nhiên, tại các quốc gia đang phát triển, với đặc trưng đa số doanh nghiệp thuộc loại vừa và nhỏ, hình thái liên kết giữa các doanh nghiệp vừa và nhỏ chủ yếu là liên kết ngược theo chiều dọc - liên quan đến vai trò của các doanh nghiệp vừa và nhỏ khi là nhà cung ứng nguyên vật liệu hoặc dịch vụ đầu vào cho các doanh nghiệp lớn. Qua tổng quan các nghiên cứu trước đó, có thể thấy rằng hiện nay liên kết ngược được đánh giá là khá phổ biến và đem lại lợi ích tích cực cho doanh nghiệp nội địa và nước nhận đầu tư. Tuy nhiên, mức độ liên kết giữa doanh nghiệp FDI với doanh nghiệp nội địa trong cả liên kết xuôi, liên kết ngược,... đều khá yếu bởi hầu hết các doanh nghiệp nội địa vẫn chưa đáp ứng yêu cầu để thành nhà cung cấp cho các doanh nghiệp FDI.

### 3. Tổng quan về vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài tại Hà Nội

Với lợi thế cạnh tranh về môi trường đầu tư thông thoáng, chính trị ổn định, kinh tế - xã hội phát triển bền vững, nguồn nhân lực dồi dào, chất lượng cao, thành phố Hà Nội là một trong những địa phương hấp dẫn với nhà đầu tư nước ngoài. Nhờ các lợi thế đó, dòng vốn FDI vào thành phố Hà Nội trong những năm gần đây có xu hướng tăng lên, đặc biệt là sau khi Việt Nam tham gia vào các hiệp định thương mại tự do (FTA) song phương và đa phương.

**Bảng 1: Tổng số dự án FDI cấp mới của một số địa phương giai đoạn 2010-2022**

	Đơn vị tính: Dự án, %					
	Hà Nội	Đà Nẵng	Bắc Ninh	Hải Phòng	TP.HCM	Cả nước
Tổng số DA	5.465	832	1.712	765	9.456	28.116
Tỷ trọng	19,44	2,96	6,09	2,72	33,63	100
Tốc độ tăng	6,5	15,2	9,8	13,6	8,9	5,6

*Nguồn: Tổng cục thống kê (2011, 2016, 2021, 2023)*

Giai đoạn 2010-2022, số dự án FDI trên địa bàn thành phố Hà Nội liên tục tăng lên. Tính đến năm 2022, tổng số dự án lũy kế FDI đạt 5.465 dự án, chiếm 19,44% tổng dự án FDI trên cả nước. Như vậy tốc độ tăng trưởng dự án cấp mới của Hà Nội đạt 6,5%/năm, cao hơn mức bình quân chung của cả nước (5,6%/năm).

---

Tuy nhiên, cả số dự án của Hà Nội và tốc độ tăng trưởng dự án vẫn thấp hơn so với thành phố Hồ Chí Minh (9.456 dự án, chiếm 33,6% trong tổng số dự án mới của cả nước, tốc độ tăng bình quân 9,8%/năm). Ngoài ra, tốc độ tăng trưởng các dự án của Hà Nội cũng thấp hơn so với các địa phương khác như: Đà Nẵng (15,2%/năm), Bắc Ninh (9,8%/năm) và Hải Phòng (13,6%/năm).

Tổng số vốn FDI đăng ký lũy kế trên địa bàn thành phố Hà Nội tính đến năm 2022 đạt 18.373 triệu USD, vốn thực hiện đạt 16.784 triệu USD, chiếm 91,35%, trong đó giai đoạn 2010 - 2015, thành phố Hà Nội đã thu hút được 4.674 triệu USD tổng số vốn đăng ký mới, và 6.768 triệu USD tổng số vốn thực hiện. Bình quân giai đoạn này lượng vốn đăng ký tăng bình quân 33,39%/năm, tuy nhiên vốn thực hiện lại giảm còn 7,06%/năm. Bước sang giai đoạn 2016-2022, thành phố Hà Nội đã thu hút 13.699 triệu USD số vốn đăng ký, và 10.016 triệu USD vốn thực hiện. Riêng năm 2019, thu hút được 919 dự án mới với 1.606 triệu USD. Bình quân giai đoạn 2016-2022, lượng vốn đăng ký tăng 44,27%/năm và vốn thực hiện tăng 14,26%/năm. Trong giai đoạn này, dịch bệnh Covid 19 diễn ra trong 2 năm (năm 2020, 2021) đã dẫn đến tình trạng đứt gãy chuỗi cung ứng của các nhà đầu tư khiến cho quy mô các dự án mở rộng thấp hơn so với các năm trước đây. Bên cạnh đó, việc đi lại của các chuyên gia trong các dự án FDI gặp khó khăn cũng gây ảnh hưởng đến kế hoạch đầu tư, sản xuất kinh doanh trong các doanh nghiệp. Tuy nhiên sau đại dịch Covid-19, thành phố Hà Nội đã thu hút được một số dự án lớn điển hình như: Dự án Tổ hợp vui chơi giải trí đa năng – trường đua ngựa tại huyện Sóc Sơn, Hà Nội do tập đoàn Charmvit (Hàn Quốc) làm chủ đầu tư với tổng vốn đầu tư khoảng 420 triệu USD (tương đương khoảng 9.600 tỉ đồng); Dự án góp vốn, mua cổ phần của Beerco Limited (Hồng Kông) vào công ty TNHH Vietnam Beverage với giá trị vốn góp là 3,85 tỉ USD; Dự án khu trung tâm đô thị Tây hồ Tây (Hàn Quốc) tại Hà Nội, điều chỉnh tăng vốn đầu tư thêm hơn 774 triệu USD.

#### **4. Thực trạng liên kết giữa doanh nghiệp FDI tại Hà Nội và doanh nghiệp tư nhân trong chuỗi giá trị toàn cầu thời gian qua**

Phân tích kết quả từ số liệu điều tra của PCI trong giai đoạn 2010-2022 cho thấy doanh nghiệp FDI trên địa bàn thành phố Hà Nội có tham gia liên kết với các doanh nghiệp tư nhân trong chuỗi giá trị và xu hướng liên kết ngày càng tăng. Sự liên kết ngày càng tăng cho thấy khả năng hội nhập chuỗi cung ứng toàn cầu của các doanh nghiệp trong nước thông qua doanh nghiệp FDI ngày càng sâu. Năm 2022, tỷ lệ doanh nghiệp FDI sử dụng hàng hóa và dịch vụ đầu vào cung ứng bởi các doanh nghiệp tư nhân Việt Nam chiếm 58,49%, giảm nhẹ so với năm 2021 (66,18%) nhưng tăng 26,56% so với năm 2011 (31,93%). Mặt khác, vai trò nhà cung cấp của khối doanh nghiệp nhà nước (DNNN) giảm sút và khối doanh nghiệp tư nhân tăng lên, cụ thể: tỷ lệ doanh nghiệp FDI sử dụng hàng hóa, dịch vụ cung ứng bởi các hộ kinh doanh tại Việt Nam tăng từ mức 5,26% năm 2011 lên 18,05% vào năm 2018. Sau khủng hoảng bởi dịch bệnh Covid-19, tỷ lệ này giảm dần xuống còn 9,8% năm 2021 và tăng lên 20,13% vào năm 2022.

Vai trò của các nhà cung ứng tại nước xuất xứ và nước thứ ba đang bị thu hẹp dần và gia tăng vai trò của nhà cung cấp trong nước về hàng hóa dịch vụ đầu vào cho khối doanh nghiệp FDI trên địa bàn thành phố Hà Nội. Năm 2022, chỉ 24,53% doanh nghiệp FDI của thành phố Hà Nội nhập khẩu hàng hóa, dịch vụ từ nước xuất xứ, mức thấp trong cả giai đoạn 2011-2022. Tương tự, tỷ lệ doanh nghiệp FDI chuyển sang sử dụng các nhà cung cấp ở nước thứ ba đã giảm từ 26,26% vào năm 2011 xuống còn 10,69% trong năm 2022. Như vậy, tỷ lệ nhà cung cấp là các doanh nghiệp trong nước ngày càng tăng đặc biệt là trong lĩnh vực thiết bị điện tử và logistics.

Bên cạnh những thành tựu trên, liên kết sản xuất của doanh nghiệp FDI của thành phố Hà Nội và doanh nghiệp tư nhân trong chuỗi giá trị toàn cầu còn nhiều hạn chế, thể hiện:

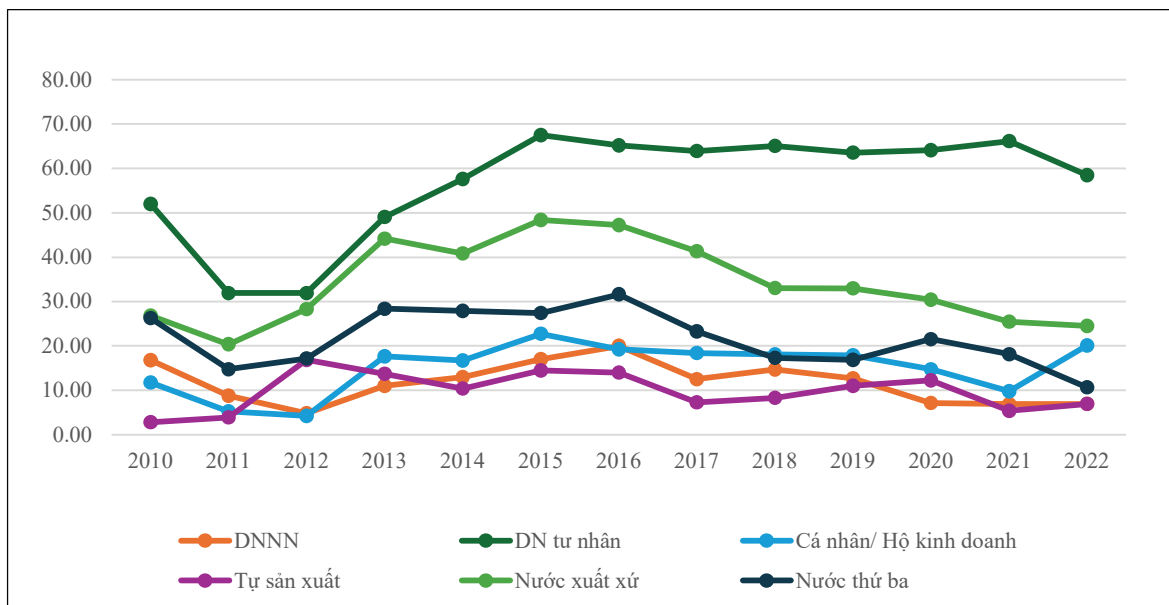
*Thứ nhất*, các doanh nghiệp tư nhân tham gia vào chuỗi giá trị ở phần trung nguồn (chủ yếu cung cấp đầu vào cho các doanh nghiệp FDI sản xuất sản phẩm, chiếm 58,6%).

*Thứ hai*, mức độ liên kết giữa các doanh nghiệp tư nhân với các doanh nghiệp FDI thấp hơn so với các địa phương khác. Năm 2022, thành phố Hà Nội có nhà cung cấp là các doanh nghiệp tư nhân thấp hơn so với TPHCM (74,56%), Hải Phòng (62,5%), Đà Nẵng (65,22%).

*Thứ ba*, tỷ lệ doanh nghiệp FDI cung ứng sản phẩm và dịch vụ của mình cho nhóm khách hàng là doanh nghiệp tư nhân trong nước có sự sụt giảm. Năm 2022 chỉ 39,9% số doanh nghiệp FDI cung ứng sản phẩm và dịch vụ cho khối doanh nghiệp tư nhân Việt Nam và 15,69% cho các cá nhân người Việt Nam, giảm 9,1% so với năm 2010 đối với khách hàng là doanh nghiệp tư nhân và giảm 8,31% đối với khách hàng là cá nhân người Việt Nam.

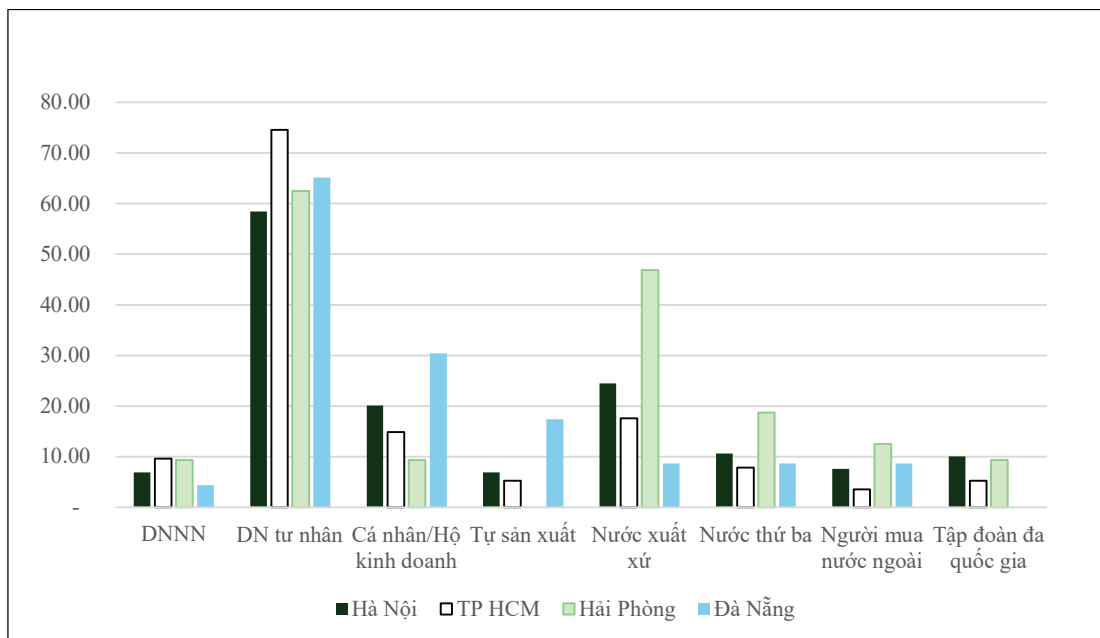
Thứ tư, sản phẩm của các doanh nghiệp FDI trên địa bàn thành phố Hà Nội vẫn là xuất khẩu và bán cho khu vực nước ngoài tại Việt Nam. Theo kết quả khảo sát năm 2022 của VCCI, so với các địa phương khác thì tỷ lệ khách hàng của doanh nghiệp FDI trên địa bàn thành phố Hà Nội là doanh nghiệp thuộc khu vực tư

**Hình 1: Nhà cung cấp của các doanh nghiệp FDI tại Hà Nội  
(% với ít nhất một nhóm nhà cung cấp)**



Nguồn: Xử lý từ kết quả khảo sát PCI các năm của VCCI

**Hình 2: Nhà cung cấp của các doanh nghiệp FDI  
tại các địa phương năm 2022**



Nguồn: Xử lý từ kết quả khảo sát PCI năm 2022 của VCCI

nhân Việt Nam còn thấp (chiếm 17,44%). Tỷ lệ này cao hơn so thành phố Hải Phòng (6,9%), thấp hơn so với thành phố Hồ Chí Minh (21,1%) và thành phố Đà Nẵng (25,93%).

Nguyên nhân của tình trạng liên kết giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp tư nhân trong chuỗi giá trị toàn cầu còn thấp là do:

Thứ nhất, trình độ năng lực của các doanh nghiệp tư nhân của thành phố Hà Nội còn kém nên chưa có khả năng tham gia liên kết sâu với các doanh nghiệp FDI trong chuỗi giá trị. Số lượng doanh nghiệp tư nhân tăng

**Bảng 2: Khách hàng chính của doanh nghiệp FDI tại Hà Nội qua các năm  
(% với ít nhất một nhóm khách hàng)**

Năm	Khu vực nhà nước		Xuất khẩu		Khu vực nước ngoài tại Việt Nam			Khu vực tư nhân Việt Nam		
	DNNN	CQNN	Nước xuất xứ	Nước thứ ba	Cá nhân	Gộp	Doanh nghiệp	Cá nhân	Gộp	Doanh nghiệp
2010	15,08	4,47	30,17	4,47		39,11			29,05	
2011	5,96	18,25	21,75	1,05		30,88			39,30	
2012	8,13	3,92	19,58	14,76		23,80			42,47	
2013	17,99	10,98	27,13	24,09		49,39			52,44	
2014	15,24	7,81	25,28	16,73		55,76			41,26	
2015	18,77	7,94	26,71	15,88		60,29			45,85	
2016	20,00	11,20	26,00	18,00	21,20		59,20	24,00		50,00
2017	15,63	10,76	22,22	13,19	20,49		66,32	24,65		48,61
2018	9,02	5,64	23,68	9,40	9,77		62,03	19,55		42,48
2019	16,15	8,25	26,46	13,40	16,84		61,86	18,21		48,11
2020	13,50	8,44	29,11	11,39	12,24		57,38	25,74		51,90
2021	5,88	2,94	10,29	17,16	10,78		52,94	15,69		39,90
2022	9,88	3,49		22,67		37,84			17,44	

Nguồn: Xử lý từ kết quả khảo sát PCI các năm của VCCI

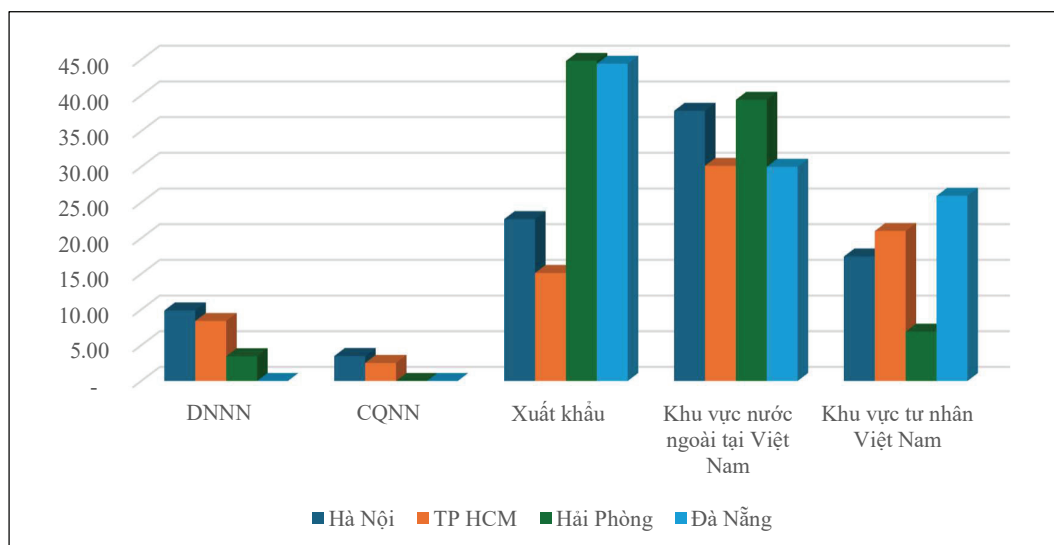
chậm, phần lớn quy mô nhỏ và siêu nhỏ; Mức tăng vốn thấp hơn bình quân chung cả nước; Mức tăng doanh thu, lợi nhuận doanh nghiệp còn thấp. Số lượng doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ là doanh nghiệp tư nhân vẫn còn thấp và hầu hết là doanh nghiệp có quy mô nhỏ, thiếu những doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ quy mô lớn, có uy tín, chiến lược kinh doanh bài bản và dài hơi, có thương hiệu cũng như khả năng cạnh tranh với các doanh nghiệp lớn trên thị trường quốc tế. Doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ trong nước có trình độ công nghệ thấp hơn nhiều so với các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ FDI và so với trình độ công nghệ của doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ các nước; Năng lực tổ chức sản xuất và quản lý chưa đáp ứng được yêu cầu của chuỗi cung ứng của doanh nghiệp FDI. Một trong những điểm yếu nhất của doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ trong nước là khả năng nghiên cứu và phát triển (R&D). Do vậy các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ trong nước thường gặp khó khăn trong việc đáp ứng một cách toàn diện các yêu cầu rất khắt khe về chất lượng, thông số kỹ thuật, nguồn nguyên vật liệu và chính sách đặt hàng của các doanh nghiệp FDI.

*Thứ hai*, thời gian qua việc triển khai các chính sách thu hút đầu tư và tạo lập môi trường đầu tư tại thành phố Hà Nội chưa hiệu quả, cụ thể: (i) Những quy định thủ tục hành chính còn thiếu tính đồng bộ, nhiều quy định về thủ tục hành chính chưa đạt yêu cầu về tính rõ ràng, minh bạch, nhất là các quy định về yêu cầu, điều kiện của thủ tục hành chính..., khiến tâm lý ngại đầu tư cho các doanh nghiệp FDI vẫn chưa được cải thiện; (ii) Hoạt động xúc tiến đầu tư chưa hiệu quả khi thành phố Hà Nội chưa đưa ra tiêu chí các dự án FDI để thu hút vào địa bàn. Hà Nội chưa công khai chiến lược thu hút các nhà đầu tư FDI lớn và mang tầm chiến lược, đứng đầu các chuỗi giá trị và các chuỗi cung ứng toàn cầu để đáp ứng yêu cầu xây dựng thành phố thông minh; (iii) Năng lực cạnh tranh ở mặt hiệu quả quản lý nhà nước đối với hoạt động đầu tư trực tiếp nước ngoài còn chưa cao. Điều này thể hiện chỉ số PCI của Hà Nội thay đổi chậm, từ xếp thứ 24/63 năm 2015 lên thứ 9/63 năm 2020 và giảm xuống thứ 20/63 vào năm 2022. Hiện nay một số chỉ tiêu thành phần trong PCI còn thấp (như gia nhập thị trường; tiếp cận đất đai;...) so với các thành phố lớn khác. Chỉ số hài lòng về sự phục vụ hành chính (SIPAS) năm 2019 xếp thứ 52/63; Chỉ số hiệu quả quản trị và hành chính công (PAPI) năm 2020 xếp thứ 48/63. Chính những điều này gây cản trở cho việc thu hút vốn FDI.

*Thứ ba*, văn hóa doanh nghiệp FDI một số nước thể hiện rõ nét khi chỉ lựa chọn các doanh nghiệp của quốc gia mình để hợp tác đầu tư. Theo số liệu điều tra PCI của phòng Thương mại và Công nghiệp Việt Nam (VCCI), tính đến năm 2022, tỷ lệ doanh nghiệp FDI có nhà cung cấp từ nước xuất xứ FDI và từ nước thứ ba chiếm trên 35% và tỷ lệ doanh nghiệp FDI tự sản xuất chiếm gần 7% (Hình 1).

Như vậy, các doanh nghiệp FDI có hệ sinh thái riêng, cụ thể với 2 dự án FDI có vốn lớn điển hình ở thành

**Hình 3: Khách hàng chính của doanh nghiệp FDI tại một số địa phương năm 2022  
(% với ít nhất một nhóm khách hàng)**



Nguồn: Xử lý từ kết quả khảo sát PCI năm 2022 của VCCI

phố Hà Nội là Canon và Panasonic Việt Nam.

Canon đầu tư vào KCN Thăng Long đã trở thành doanh nghiệp chủ đạo góp phần thu hút hàng loạt các doanh nghiệp FDI vệ tinh của Nhật Bản đầu tư vào KCN để tăng cường liên kết theo mô hình Kuchiki (Nguyễn Ngọc Sơn, 2015). Các doanh nghiệp FDI của Nhật Bản tham gia vào liên kết sản xuất của Canon bao gồm: Chiyoda (Tlip); Japan, Sedai (KCN Nội Bài), Sumi – Hanel (KCN Sài Đồng B), Fuji Mold (Nomura), Salto (Tlip)....

Công ty TNHH Panasonic Việt Nam có bảy công ty bao gồm: Panasonic Việt Nam và bộ phận kinh doanh trực thuộc Panasonic Sales Việt Nam (PSV), Trung tâm nghiên cứu và phát triển (PRDCV), bốn công ty sản xuất bao gồm Panasonic Appliances Việt Nam (PAPVN), Panasonic System Networks Việt Nam (PSNV), Panasonic Industrial Devices Việt Nam (PIDVN), Panasonic Electric Works Việt Nam (PEWVN) (tên cũ là Panasonic Life Solutions Việt Nam), và công ty bảo hiểm Panasonic Insurance Service Việt Nam (PISVN). Như vậy, Panasonic tại Việt Nam đầu tư chu trình khép kín từ nghiên cứu, triển khai đến sản xuất và bán hàng và dịch vụ tài chính bảo hiểm. Do vậy, khả năng của các doanh nghiệp tư nhân tham gia liên kết với doanh nghiệp FDI trong chuỗi giá trị toàn cầu là rất thấp.

### 5. Giải pháp tăng cường liên kết giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp tư nhân trên địa bàn thành phố Hà Nội trong bối cảnh mới

Trong thời gian tới, thành phố Hà Nội muốn tăng cường liên kết giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp tư nhân trong chuỗi giá trị toàn cầu thì cần tập trung thực hiện các nhóm giải pháp sau đây:

#### 5.1. Nhóm giải pháp nâng cao năng lực của doanh nghiệp tư nhân để tăng khả năng liên kết với doanh nghiệp FDI trong chuỗi giá trị

Một là, thành phố Hà Nội cần tạo môi trường thể chế minh bạch, bình đẳng giữa các thành phần kinh tế. Trước tiên, các văn bản pháp luật có nhiều quy định chồng chéo, lỗi thời như Luật Đất đai, Luật Hỗ trợ doanh nghiệp nhỏ và vừa,... cần được sửa đổi, bổ sung cho phù hợp với tình hình thực tế của thời đại mới, gắn với chuyên đổi số và đáp ứng yêu cầu được đề ra trong Nghị quyết Đại hội XIII của Đảng là hoàn thiện thể chế, lấy khu vực kinh tế tư nhân làm động lực cho sự phát triển. Chương trình cải cách thể chế cần tập trung vào những lĩnh vực trọng yếu như tạo môi trường cạnh tranh bình đẳng giữa tất cả các doanh nghiệp, thúc đẩy cơ hội tiếp cận tài chính cho doanh nghiệp vừa và nhỏ, mở rộng nguồn vốn dài hạn, tăng cường và xanh hóa dịch vụ hạ tầng và bảo đảm lực lượng lao động có kỹ năng để đạt được mô hình tăng trưởng giá trị cao, đổi mới sáng tạo, và có năng suất cao.

Tiếp đến là cắt bỏ các thủ tục hành chính rườm rà, tạo điều kiện cho các doanh nghiệp được đăng ký kinh

---

doanh đúng quy định và bình đẳng trước pháp luật. Khi đó, các chủ thể kinh tế, bao gồm các chủ thể của khu vực kinh tế tư nhân sẽ phát huy được tối đa khả năng của mình và Nhà nước sẽ xây dựng được một nền kinh tế thị trường phát triển lành mạnh và bền vững.

*Hai là*, Nhà nước khuyến khích và tạo điều kiện hình thành một số tập đoàn kinh tế tư nhân lớn trong lĩnh vực có vai trò dẫn dắt phát triển ngành và có đủ năng lực liên kết với các tập đoàn đa quốc gia, có khả năng cạnh tranh trên thị trường khu vực và thế giới. Đây là điều kiện cơ bản để hình thành các cụm liên kết ngành. Các doanh nghiệp đầu tàu này sẽ lôi kéo, thúc đẩy các doanh nghiệp, các ngành có liên quan phát triển và liên kết với các doanh nghiệp FDI trong chuỗi giá trị.

*Ba là*, trên cơ sở triển khai Nghị định 80/NĐ-CP ngày 26/8/2021 quy định chi tiết và hướng dẫn thi hành một số điều của luật hỗ trợ doanh nghiệp nhỏ và vừa, thành phố Hà Nội nên triển khai xây dựng đề án khảo sát đánh giá năng lực, thực trạng doanh nghiệp nhỏ và vừa tham gia cụm liên kết ngành, chuỗi giá trị của thành phố Hà Nội. Mục đích xây dựng đề án là nhận diện được điểm mạnh, điểm yếu, cơ hội, thách thức của các doanh nghiệp nhỏ và vừa lĩnh vực công nghiệp tham gia cụm liên kết ngành, chuỗi giá trị. Trên cơ sở dựa trên các tiêu chuẩn, yêu cầu của tập đoàn đa quốc gia, các tiêu chuẩn quốc tế, thành phố Hà Nội nên ban hành Chương trình phát triển công nghiệp hỗ trợ phù hợp với đối tượng sản phẩm và năng lực của doanh nghiệp tư nhân địa phương; Dự án hỗ trợ nâng cao năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp phát huy lợi thế tham gia chuỗi cung ứng cho các doanh nghiệp FDI trên địa bàn thành phố, hướng tới thị trường xuất khẩu. Chương trình phát triển công nghiệp hỗ trợ khuyến khích chuyển đổi số trong sản xuất công nghiệp, ứng dụng thành tựu Cách mạng công nghiệp 4.0 trong sản xuất công nghiệp; Chuyển công nghiệp sang sản xuất, chế tạo, công nghệ cao; Khuyến khích đầu tư vào nghiên cứu và phát triển, chuyển giao công nghệ, chuyển nhượng sáng chế, sáng kiến từ doanh nghiệp và tổ chức nghiên cứu phát triển nước ngoài, nâng cao năng lực làm chủ công nghệ.

*Bốn là*, thành phố Hà Nội cần có các chính sách khuyến khích phát triển các mô hình kinh doanh bền vững. Mô hình kinh doanh áp dụng kinh tế tuần hoàn, mô hình kinh doanh bao trùm và các mô hình kinh doanh bền vững khác (đảm bảo các yếu tố bền vững về kinh tế, bảo vệ môi trường, ứng phó biến đổi khí hậu, giải quyết các vấn đề an sinh xã hội) trên cơ sở triển khai Chương trình hỗ trợ doanh nghiệp khu vực tư nhân kinh doanh bền vững giai đoạn 2020 - 2025.

## **5.2. Nhóm giải pháp tạo môi trường thuận lợi để thu hút các doanh nghiệp FDI phù hợp với mục tiêu phát triển kinh tế xã hội và tăng cường được liên kết giữa doanh nghiệp tư nhân và doanh nghiệp FDI**

Trước tiên, thành phố Hà Nội cần tiếp tục tạo lập môi trường đầu tư, kinh doanh thuận lợi để các doanh nghiệp, nhà đầu tư hoạt động sản xuất kinh doanh thành công. Đồng thời thành phố Hà Nội cần xác định nguồn vốn FDI là nguồn lực rất quan trọng bên cạnh nguồn lực đầu tư từ ngân sách nhà nước để thực hiện thành công mục tiêu tăng trưởng kinh tế và các mục tiêu phát triển kinh tế - xã hội cho những năm tiếp theo.

Thu hút vốn đầu tư FDI vào thành phố Hà Nội phải luôn theo định hướng tăng cường thu hút nhà đầu tư nước ngoài, doanh nghiệp đầu tư nước ngoài, đặc biệt là các tập đoàn đa quốc gia liên kết với doanh nghiệp trong nước hình thành và phát triển cụm liên kết ngành theo từng chuỗi giá trị. Trong mối quan hệ liên kết này, các doanh nghiệp lớn, các doanh nghiệp FDI, các nhà sản xuất đóng vai trò hạt nhân, còn các doanh nghiệp nhỏ, doanh nghiệp tư nhân, các doanh nghiệp công nghiệp hỗ trợ đóng vai trò như các vệ tinh trong hệ thống.

Do vậy, các nhà lãnh đạo của thành phố Hà Nội cần thay đổi tư duy trong quá trình thu hút vốn đầu tư như: (i) Tập trung vào việc thu hút đầu tư từ các tập đoàn lớn có sức mạnh về tài chính, công nghệ, đối tác, thị trường, và thông tin, đang nắm giữ những lĩnh vực then chốt trong sản xuất kinh doanh trên toàn cầu, đến từ các quốc gia phát triển hàng đầu; (ii) Tập trung thu hút các nhà đầu tư đứng đầu trong các chuỗi cung ứng, nhằm tối đa hóa lợi ích cho các doanh nghiệp trong nước khi tham gia vào chuỗi giá trị toàn cầu. Bên cạnh đó, thành phố Hà Nội cần có đa dạng hóa hình thức và có nội dung xúc tiến phù hợp để thu hút được những nhà đầu tư chiến lược, phù hợp với mục tiêu phát triển kinh tế - xã hội cũng như tăng cường được sự liên kết giữa doanh nghiệp FDI và doanh nghiệp tư nhân trong chuỗi giá trị toàn cầu.

---

## Tài liệu tham khảo

- Bộ Chính trị (2019), *Nghị quyết số 50-NQ/TW, ngày 20/8/2019 về định hướng hoàn thiện thể chế, chính sách, nâng cao chất lượng, hiệu quả hợp tác đầu tư nước ngoài đến năm 2030*, ban hành ngày 20 tháng 8 năm 2019.
- Dao, H.T. (2021), 'Determinants of linkages between foreign direct investment firms and domestic firms in Vietnam', *International Journal of Advanced and Applied Sciences*, 8(6), 94-102
- Chính phủ (2020), *Nghị quyết 58/NQ-CP ban hành Chương trình hành động thực hiện Nghị quyết 50/NQ-TW của Bộ Chính trị về định hướng hoàn thiện thể chế, chính sách, nâng cao chất lượng hiệu quả hợp tác đầu tư nước ngoài đến năm 2030*, ban hành ngày 27 tháng 4 năm 2020.
- Chun, H., Hur, J., & Son, N. S. (2021), 'Global value chains and servicification of manufacturing: Evidence from firm-level data', *Japan and the World Economy*, 58, 101074, DOI:10.1016/j.japwor.2021.1010
- Javorcik BS (2004), 'Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages', *American Economic Review*, 94(3): 605- 627, DOI: 10.1257/0002828041464605\_
- Liang FH (2017), 'Does foreign direct investment improve the productivity of domestic firms? Technology spillovers, industry linkages, and firm capabilities', *Research Policy*, 46(6): 138-159, DOI: 10.1016/j.respol.2016.08.007
- Nguyễn Ngọc Sơn (2015), *Phát triển cụm ngành công nghiệp trong điều kiện toàn cầu hoá và hội nhập kinh tế quốc tế*, Nhà xuất bản Chính trị quốc gia, Hà Nội.
- Porter, M.E. (1990), 'New global strategies for competitive advantage', *Planning Review*, 18(3), 4-14, DOI: 10.1108/eb054287.
- Porter, M.E., (1985), *Competitive Advantage: Creating and Sustaining Superior Performance*, New York, NY: Free Press.
- Takii S and Narjoko D (2012), 'FDI forward linkage effect and local input procurement-evidence from Indonesian manufacturing'. In: Hahn CH and Narjoko DA (Eds.), *Dynamics of firm selection process in globalized economies: 111-146. ERIA Research Project Report No. 3*, Economic Research Institute for ASEAN and East Asia, Jakarta, Indonesia.
- Thành ủy Hà Nội (2021), *Chương trình số 02-CTr/TU về "Đẩy mạnh đổi mới mô hình tăng trưởng, cơ cấu lại nền kinh tế và hội nhập quốc tế, nâng cao năng suất, chất lượng, hiệu quả, sức cạnh tranh, phát triển kinh tế Thủ đô nhanh và bền vững giai đoạn 2021-2025*, ban hành ngày 17 tháng 3 năm 2021.
- Tổng cục Thống kê (2011), *Niên giám thống kê 2010*, NXB Thống kê, Hà Nội
- Tổng cục Thống kê (2016), *Niên giám thống kê 2015*, NXB Thống kê, Hà Nội
- Tổng cục Thống kê (2021), *Niên giám thống kê 2020*, NXB Thống kê, Hà Nội
- Tổng cục Thống kê (2023), *Niên giám thống kê 2022*, NXB Thống kê, Hà Nội
- UNIDO (2010), *Cluster Development for Pro-poor Growth: The UNIDO Approach*, United Nations Industrial Development Organization (UNIDO) press, Vienna.



# TÁC ĐỘNG CỦA CHUYỂN ĐỔI SỐ ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA DOANH NGHIỆP SẢN XUẤT TẠI CẦN THƠ

**Nguyễn Thị Phương Dung**

Trường Đại học Cần Thơ

Email: [phuongdung@ctu.edu.vn](mailto:phuongdung@ctu.edu.vn)

**Nguyễn Thị Thanh Tâm**

Sinh viên Trường Đại học Cần Thơ

Email: [tamb2006208@student.ctu.edu.vn](mailto:tamb2006208@student.ctu.edu.vn)

**Nguyễn Lê Hoa Hạ**

Cục Thống kê thành phố Cần Thơ

Email: [nguyenlehoaha@gmail.com](mailto:nguyenlehoaha@gmail.com)

**Nguyễn Minh Triết**

Cục thuế tỉnh Đồng Tháp

Email: [nmtrietdt@gmail.com](mailto:nmtrietdt@gmail.com)

Mã bài: JED-1774

Ngày nhận: 22/05/2024

Ngày nhận bản sửa: 03/07/2024

Ngày duyệt đăng: 02/08/2024

DOI: 10.33301/JED.VI.1774

## Tóm tắt:

Mục tiêu chính của nghiên cứu là xem xét tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp tại Cần Thơ. Dữ liệu được thu thập thông qua khảo sát 198 doanh nghiệp sản xuất công nghiệp tại Cần Thơ trong giai đoạn 2021–2023. Phương pháp ước lượng bình phương bé nhất (GLS) được sử dụng để kiểm định mối quan hệ của các nhân tố trong mô hình lý thuyết. Kết quả nghiên cứu thực nghiệm đã chỉ ra rằng chuyển đổi số làm tăng hiệu quả kinh doanh của doanh nghiệp một cách rõ rệt. Ngoài ra, nghiên cứu cũng nhấn mạnh về vai trò của các yếu tố khác như quy mô, thời gian hoạt động góp phần làm tăng hiệu quả hoạt động. Tuy nhiên, biến đòn bẫy tài chính làm giảm hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất. Đồng thời, nghiên cứu còn đề xuất hàm ý giúp doanh nghiệp nâng cao hiệu quả trong nền kinh tế số.

**Mã JEL:** L86, M12, M15.

**Từ khóa:** Chuyển đổi số, chi phí doanh nghiệp sản xuất, hiệu quả hoạt động, quy mô doanh nghiệp.

## The impact of digital transformation on the performance of manufacturing firms in Can Tho

### Abstract:

This study is conducted to examine the impact of digital transformation on the performance of industrial manufacturing firms in Can Tho. Data were collected through a survey with representatives from 198 manufacturing firms in Can Tho during the period 2021–2023. The feasible generalized least squares (GLS) estimation method was employed to test the relationships among factors in the theoretical model. The results reveal that digital transformation significantly improves the firm performance. In addition, this research emphasizes the role of other determinants such as firm size and age, in enhancing the firm performance. However, financial leverage reduces the performance of manufacturing firms. The study also suggests several implications for helping firms enhance their performance in the digital economy.

**Keywords:** Digital transformation, firm size, cost, performance.

**JEL Codes:** L86, M12, M15

---

## 1. Giới thiệu

Trong bối cảnh cạnh tranh khốc liệt và sự bùng nổ của cuộc cách mạng công nghiệp 4.0, chuyển đổi số (CDS) không còn là lựa chọn mà là điều kiện tiên quyết để doanh nghiệp (DN) tồn tại và phát triển. Bởi chuyển đổi số giúp doanh nghiệp nâng cao hiệu quả hoạt động (HQHD) thông qua việc tự động hóa các quy trình và tăng cường khả năng thích ứng với sự thay đổi của thị trường (Guo & Xu, 2021; Peng & Tao, 2022; Chen & Xu, 2023; Nguyễn Thị Thảo Nhi & cộng sự, 2022). Thêm vào đó, chuyển đổi số còn giúp doanh nghiệp quản trị hiệu quả về mặt chi phí cũng như tối ưu hoá việc phân bổ các nguồn lực (Adamik & Nowicki, 2018), trong đó việc quản trị hiệu quả hoạt động là yếu tố then chốt.

Với mục tiêu đưa Việt Nam trở thành quốc gia phát triển số, Chính phủ đã ban hành Quyết định số 749/QĐ-TTg ngày 3/6/2020 và Quyết định số 221/QĐ-TTg ngày 22/02/2021 đã đặt nền móng vững chắc cho chuyển đổi số quốc gia. Nhận thức được tầm quan trọng của chuyển đổi số, thành phố Cần Thơ đã đặt mục tiêu rằng doanh nghiệp sản xuất công nghiệp (DNSXCN) là một trong chín ngành trọng điểm cần ưu tiên chuyển đổi số (Sở Thông tin và Truyền thông thành phố Cần Thơ, 2022). Năm 2022, chỉ số sản xuất công nghiệp Cần Thơ (IIP) tăng 29,59% so với năm 2021 và chỉ số IIP duy trì ở mức 7,25%/năm. Trong đó, doanh nghiệp sản xuất công nghiệp chế biến, chế tạo đóng vai trò chủ lực và chiếm tỷ trọng trên 90% giá trị công nghiệp toàn ngành (Tổng cục thống kê, 2023). Điều này cho thấy doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ không chỉ có vai trò quan trọng trong việc đóng góp vào tốc độ tăng trưởng kinh tế của tỉnh, mà còn là ngành huyết mạch giải quyết việc làm và hỗ trợ đối với sự phát triển ngành dịch vụ và nông nghiệp.

Thế nhưng, đại dịch Covid-19 đã ảnh hưởng nghiêm trọng đến hiệu quả hoạt động doanh nghiệp Việt Nam nói chung (Phạm Hồng Chương & cộng sự, 2020) và Cần Thơ nói riêng. Đại dịch đã khiến doanh nghiệp sản xuất (DNSX) Cần Thơ rơi vào tình trạng khó khăn trong định hướng phát triển bởi hầu hết các hoạt động đều bị ngừng trệ. Do đó, doanh nghiệp sản xuất nhận thức được sự phát triển bền vững là vấn đề quan trọng để doanh nghiệp ứng phó với bất kỳ một cuộc khủng hoảng bất ngờ nào (Kien & cộng sự, 2023). Để trả lời câu hỏi làm thế nào để giúp cho doanh nghiệp sản xuất công nghiệp Cần Thơ có thể phát triển bền vững, doanh nghiệp sản xuất công nghiệp Cần Thơ đã tìm ra cho mình một con đường đó là tự động hoá quy trình hoạt động của doanh nghiệp. Mà tự động hoá quy trình này được thực hiện ở tất cả các khâu từ sản xuất đến dịch vụ là việc thực hành chuyển đổi số ở doanh nghiệp. Chuyển đổi số là quá trình mà các doanh nghiệp tích hợp công nghệ số vào các hoạt động truyền thống và thay đổi cách thức vận hành của doanh nghiệp (Wang & cộng sự, 2022). Chuyển đổi số có tác động mạnh đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp cả về phạm vi và cường độ so với vai trò của công nghệ thông tin truyền thống (Guo & Xu, 2021). Björkdahl (2020) đã chỉ ra rằng thay vì thúc đẩy tăng trưởng, chuyển đổi số tập trung vào việc cải tiến các quy trình vận hành, tức là giảm chi phí hoạt động và nâng cao hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Cụ thể là việc thực hành chuyển đổi số đã được chứng minh từ các công trình nghiên cứu trước rằng chuyển đổi số giúp cho doanh nghiệp sản xuất tăng lợi nhuận lên 7,3%/năm so với trước đó (Vũ Minh Khương, 2019).

Qua tổng quan tài liệu cho thấy, bên cạnh những lợi ích mà chuyển đổi số mang lại cho doanh nghiệp đã được chứng minh từ các công trình nghiên cứu trước như tăng hiệu quả hoạt động và giảm chi phí (Zhai & cộng sự, 2022), thì một số công trình nghiên cứu khác lại chỉ ra rằng chuyển đổi số làm giảm hiệu quả trong ngắn hạn (Putra, 2022), bởi chi phí đầu tư cho chuyển đổi số là quá lớn. Ngoài ra, nghiên cứu còn tìm thấy nguyên nhân dẫn đến sự khác biệt này là do cách đo lường chuyển đổi số khác nhau cũng dẫn đến kết quả khác nhau cũng như cường độ thực hành chuyển đổi số khác nhau giữa các doanh nghiệp. Tất cả các công trình nghiên cứu đã tìm thấy bằng chứng ở những quốc gia phát triển có mức độ thị trường hóa cao (Wang & cộng sự, 2022). Vậy điều này có xảy ra tương tự đối với doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ không? Để trả lời câu hỏi này, nghiên cứu cho rằng thật cần thiết phải xem xét tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp Cần Thơ từ đó nghiên cứu đề xuất hàm ý giúp cho doanh nghiệp sản xuất công nghiệp Cần Thơ phát triển bền vững trong nền kinh tế số.

## 2. Cơ sở lý thuyết và giả thuyết nghiên cứu

### 2.1. Cơ sở lý thuyết

Dethine & cộng sự (2020) đã định nghĩa “chuyển đổi số là thuật ngữ diễn đạt những thay đổi tổ chức bị ảnh hưởng bởi công nghệ số”, chuyển đổi số không chỉ đơn giản là việc áp dụng các công nghệ mới vào quá trình hoạt động, mà nó còn đại diện cho một sự đổi mới toàn diện, tổng thể trong cách doanh nghiệp hoạt

---

động và tương tác với tác nhân bên ngoài (Martin, 2008). Các công trình nghiên cứu còn cho rằng chuyển đổi số giúp doanh nghiệp số hoá dữ liệu, số hoá các nhiệm vụ và thông tin thành định dạng số giúp cho công tác lưu trữ, xử lý và truyền thông hiệu quả hơn mà không thay đổi hoạt động tạo ra giá trị (Verhoef & cộng sự, 2021).

Trong nghiên cứu này chúng tôi sử dụng lý thuyết nguồn lực (Barney, 1995) và lý thuyết chi phí giao dịch của Foss (1996) là lý thuyết chính cho nghiên cứu về mức độ tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ. Theo lý thuyết nguồn lực thì nguồn lực của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp gồm “tài sản vô hình và hữu hình” (Barney & Arkan, 2005). Tài sản vô hình đối với thực hành chuyển đổi số là các phần mềm số hoá trong toàn doanh nghiệp, tài sản hữu hình là máy móc thiết bị liên quan đến cơ sở hạ tầng chuyển đổi số và hệ thống vận hành của dây chuyền sản xuất. Nếu doanh nghiệp quản trị tốt nguồn lực này sẽ tạo ra sự khác biệt trong môi trường kinh doanh đầy cạnh tranh, nguồn lực mạnh sẽ giúp cho doanh nghiệp đạt được lợi thế bền vững. Việc thực hành chuyển đổi số trong doanh nghiệp sản xuất công nghiệp được chúng tôi kỳ vọng rằng đây là nguồn lực đặc biệt mà doanh nghiệp có thể tạo ra tính hiếm và khó bắt chước từ đối thủ cạnh tranh. Vì các doanh nghiệp sản xuất công nghiệp trong cùng một ngành có thể khác nhau về kết quả bởi họ sử dụng các nguồn lực khác nhau và các nguồn lực này không đồng nhất (Chwiłkowska-Kubala & cộng sự, 2023).

Ngoài ra, lý thuyết chi phí giao dịch được chúng tôi sử dụng trong việc thực hành chuyển đổi số của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ với mục đích ứng dụng công nghệ số giúp doanh nghiệp giảm chi phí giao dịch. Cụ thể là, việc sử dụng công nghệ số có thể giảm đi các chi phí giao dịch bởi việc tối ưu hóa quy trình kinh doanh và tăng cường kết nối với đối tác qua các nền tảng số hóa. Ngoài ra, chuyển đổi số cũng có thể giúp giảm các chi phí nội bộ bằng cách tối ưu hóa quản lý thông tin và tự động hóa các quy trình làm việc (Choudhury & Sabherwal, 2003). Tuy nhiên, cũng có thể xuất hiện các chi phí mới liên quan đến việc triển khai và quản lý công nghệ số. Điều này đòi hỏi các doanh nghiệp phải đánh giá kỹ lưỡng cân nhắc giữa các lợi ích và chi phí của việc chuyển đổi số (Bharadwaj & cộng sự, 2013).

## 2.2. Giả thuyết nghiên cứu

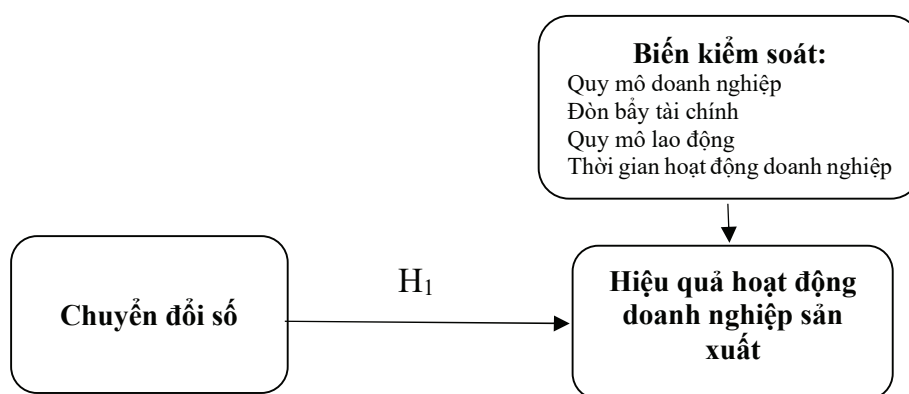
Theo lý thuyết chi phí giao dịch, chuyển đổi số giúp tiết kiệm chi phí giao dịch bên ngoài và chi phí kiểm soát nội bộ, từ đó các doanh nghiệp nỗ lực chuyển hướng sang mô hình số hóa để theo đuổi mục tiêu nâng cao hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp (Liu & cộng sự, 2018). Các công trình nghiên cứu của Chen & Xu (2023), Guo & Xu (2021) cho rằng chuyển đổi số mang lại hiệu quả đáng kể trong quá trình kinh doanh. Chuyển đổi số có thể giúp giảm chi phí hoạt động phát sinh từ sự bất cân xứng thông tin trong các giao dịch bên ngoài. Nghiên cứu của Peng & Tao (2022), Zhang & cộng sự (2022) cũng đã chỉ ra mối quan hệ cùng chiều của chuyển đổi số và hiệu quả hoạt động. Mọi doanh nghiệp áp dụng chuyển đổi số đều kỳ vọng sẽ nâng cao khả năng hoạt động và cải tiến quy trình. Tại Việt Nam các nghiên cứu của Nguyễn Thị Thảo Nhi & cộng sự (2022), Do & cộng sự (2022), cũng lần lượt chỉ ra các bằng chứng chuyển đổi số giúp nâng cao hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Tuy nhiên cả hai công trình nghiên cứu này đều được thực hiện với đối tượng là ngân hàng thương mại (Do & cộng sự, 2022) và nhiều loại hình doanh nghiệp khác nhau (Nguyễn Thị Thảo Nhi & cộng sự, 2022). Thực tế cho thấy việc thực hành chuyển đổi số đối với doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ chiếm chi phí đầu tư thấp, nhưng nghiên cứu vẫn kỳ vọng rằng doanh nghiệp sản xuất công nghiệp sẽ được bù đắp lại bằng việc sử dụng hiệu quả chi phí khi thực hành chuyển đổi số trong toàn doanh nghiệp. Chẳng hạn, nhờ vào việc ứng dụng nền tảng số, thông tin được truyền tải hiệu quả trong tổ chức, giúp nâng cao hiệu quả giao tiếp giữa các bộ phận và quy trình kinh doanh, loại bỏ những công đoạn thừa hoặc không tạo ra giá trị cho khách hàng như nhận định của Mikalef & cộng sự (2020). Ngoài ra, nghiên cứu còn kỳ vọng rằng ứng dụng công nghệ số đã thúc đẩy doanh nghiệp nhận diện được những rủi ro, cơ hội và tạo ra giá trị giúp doanh nghiệp thích nghi với những thay đổi của môi trường một cách hiệu quả nhất như nhận định của Li (2020) và Liu & cộng sự (2011).

Tuy nhiên, một số công trình nghiên cứu khác cho rằng doanh nghiệp đầu tư vào chuyển đổi số nhưng họ thường không đạt được mức tăng doanh thu như mong đợi. Nghiên cứu của Gebauer & cộng sự (2020) lý giải sự thất bại là do doanh nghiệp chưa hiểu biết sâu sắc về động lực của các mô hình kinh doanh, bản chất cấu trúc của các mô hình kinh doanh là rất phức tạp, việc thay đổi dẫn đến sự không nhất quán giữa các thành phần, gây cản trở việc nâng cao hiệu quả. Bên cạnh đó, để đầu tư chuyển đổi số thì doanh nghiệp đầu tư một khoản chi phí khá cao để trang bị cũng như đào tạo khả năng về kỹ thuật số từ đó làm giảm hiệu

quả hoạt động của doanh nghiệp (Guo & cộng sự, 2023). Mặt khác, nghiên cứu của Putra (2022) và Guo & cộng sự (2023) cho rằng việc đầu tư vào chuyển đổi số cần thời gian để thấy được hiệu quả. Điều này cho thấy rằng tác động của chuyển đổi số rất phức tạp, mức độ về chi phí đầu tư hay thời gian thực hiện chuyển đổi số khác nhau lại cho ra những mối quan hệ không giống nhau. Chính vì thế, mối quan hệ giữa chuyển đổi số và hiệu quả hoạt động vẫn luôn tồn tại tính hai mặt, không thể chắc chắn nếu không kiểm chứng một cách cụ thể. Để đưa ra kết luận, nghiên cứu này sẽ tiến hành kiểm tra sự tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp sản xuất công nghiệp trong giai đoạn 2021 đến 2023 trên địa bàn Cần Thơ, nghiên cứu kì vọng mối quan hệ cùng chiều giữa chuyển đổi số và hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp sản xuất với giả thuyết sau:

$H_1$ : Chuyển đổi số có tác động cùng chiều đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp tại thành phố Cần Thơ.

**Hình 1: Mô hình đề xuất**



### 3. Dữ liệu và phương pháp phân tích

#### 3.1. Phương pháp thu thập số liệu

Bài nghiên cứu sử dụng số liệu sơ cấp được thu thập thông qua khảo sát đại diện các doanh nghiệp sản xuất công nghiệp về tình hình thực hiện chuyển đổi số trong doanh nghiệp giai đoạn 2021-2023. Các tiêu chí chọn mẫu từ các doanh nghiệp sản xuất công nghiệp dựa trên sự đầy đủ thông tin về chỉ số tài chính và các khoản mục về chi phí đầu tư phần mềm, công nghệ cho chuyển đổi số trong giai đoạn 2021-2023. Nghiên cứu sử dụng kỹ thuật chọn mẫu phi xác suất là phương pháp chọn mẫu có mục đích, phân tổ theo quy mô doanh nghiệp lớn, vừa và nhỏ đối với doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ. Nghiên cứu đã khảo sát được 66 doanh nghiệp sản xuất công nghiệp (198 quan sát) từ tổng thể 98 doanh nghiệp sản xuất công nghiệp đang hoạt động ở Cần Thơ đạt yêu cầu để tiến hành kiểm định giả thuyết của mô hình nghiên cứu.

#### 3.2. Phương pháp phân tích

Có nhiều phương pháp khác nhau để đo lường mức độ chuyển đổi số trong các doanh nghiệp bao gồm: (1) Sử dụng biến giả (Putra, 2022; Nguyễn Thị Thảo Nhi & cộng sự, 2022); (2) Phân tích văn bản (Guo & Xu, 2021; Zhai & cộng sự, 2021); (3) Tỷ lệ tài sản vô hình liên quan đến kỹ thuật số trên tổng tài sản vô hình (Wang & cộng sự, 2022); (4) Đo lường mức độ đầu tư vào công nghệ (Nguyễn Thu Giang & Lê Đức Đàm, 2022). Hầu hết các công trình nghiên cứu đều sử dụng cách đo lường chuyển đổi số là biến giả hoặc tỷ lệ tài sản vô hình kỹ thuật số trên tổng tài sản vô hình vì các nghiên cứu tiếp cận số liệu doanh nghiệp ở sản giao dịch chứng khoán. Bài báo này chúng tôi đo lường mức độ chuyển đổi số tại các doanh nghiệp sản xuất công nghiệp tại Cần Thơ theo mức độ đầu tư vào công nghệ thông qua chi phí doanh nghiệp chi cho các phần mềm, hạ tầng công nghệ thông qua phương pháp khảo sát tại doanh nghiệp. Bài báo này nghiên cứu tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp với mô hình hồi quy như sau:

$$ROA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DT_{it} + \alpha_2 Size_{it} + \alpha_3 Age_{it} + \alpha_4 Lev_{it} + \alpha_5 Labor_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Trong đó, biến phụ thuộc là tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA), nguyên nhân sử dụng ROA là biến

phụ thuộc vì nghiên cứu muốn xem xét việc thực hành chuyển đổi số như là một phần đầu tư tài sản của doanh nghiệp. Vì thế, nghiên cứu cần đánh giá hiệu quả trên tổng tài sản sẽ chính xác hơn so với chỉ số hiệu quả ROE và ROS. Biến độc lập là chuyển đổi số (DT); ngoài ra để làm rõ hơn về mối quan hệ cũng như tính chính xác của mô hình các biến kiểm soát gồm: Thời gian hoạt động của doanh nghiệp (Age); Quy mô tài sản doanh nghiệp (Size); Đòn bẩy tài chính (Lev); Quy mô lao động (Labor).

**Bảng 1: Định nghĩa biến đo lường trong mô hình**

Biến	Định nghĩa	Nguồn
ROA	Lợi nhuận sau thuế/Tổng tài sản	Guo & Xu (2021)
DT	Logarit của chi phí đầu tư hạ tầng và phần mềm công nghệ	Nguyễn Thu Giang & Lê Đức Đàm (2022)
Size	Logarit của Tổng tài sản	Jardak & Ben Hamad (2022); Zhang & cộng sự (2022)
Age	Logarit của thời gian hoạt động của doanh nghiệp	Wang & cộng sự (2022)
Lev	Tổng nợ/Tổng tài sản	Zhang & cộng sự (2022); Guo & Xu (2021)
Labor	Logarit của số lực lượng lao động của doanh nghiệp	Lê Na & cộng sự (2023)

#### 4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

##### 4.1. Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Dữ liệu thống kê từ nghiên cứu chỉ ra rằng mức độ chuyển đổi số trong các doanh nghiệp sản xuất công nghiệp tại Cần Thơ trong giai đoạn 2021-2023 được đo lường thông qua đầu tư vào hạ tầng và phần mềm vận hành (DT). Giá trị trung bình của biến DT là 14,9927%, với độ lệch chuẩn là 1,7667%. Mặc dù có sự biến động nhưng không có sự chênh lệch lớn, với giá trị thấp nhất là 9,8750% và cao nhất là 20,5312%. Tỷ lệ đầu tư vào chuyển đổi số tương đối thấp trong các doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ trong giai đoạn nghiên cứu. Sự chênh lệch này có thể phản ánh mức độ ưu tiên khác nhau về đầu tư vào quá trình chuyển đổi số giữa các doanh nghiệp. Biến tỷ số lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA) có giá trị trung bình là 0,9199%. Sự biến động của ROA từ -103,5968% đến 31,7314% cho thấy mức độ chênh lệch lớn về hiệu quả giữa các doanh nghiệp. ROA cũng phụ thuộc vào biến động trong lợi nhuận và tổng tài sản của doanh nghiệp có quy mô khác nhau. Do đó, chỉ số này là một chỉ số quan trọng trong việc phản ánh hiệu quả hoạt động trong quá trình hoạt động kinh doanh của doanh nghiệp, đặc biệt là khi so sánh với các năm khác nhau và điều kiện môi trường kinh doanh khác nhau. Biến quy mô doanh nghiệp (size) cho thấy phần lớn các doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ là doanh nghiệp nhỏ và vừa, với tổng giá trị tài sản nhỏ nhất là 588,86 triệu đồng và khoảng 3,5% số lượng doanh nghiệp được khảo sát là có quy mô lớn.

**Bảng 2: Thống kê mô tả các biến của mô hình**

Tên biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ROA	198	0,9199	9,9565	-103,5968	31,7314
DT	198	14,9927	1,7667	9,8750	20,5312
Age	198	11,9615	5,2453	3,0000	31,0000
Size	198	24,5468	2,0283	20,1937	29,2735
Lev	198	50,4219	27,9437	0,0000	100,0000
Labor	198	3,2685	1,6439	0,6931	7,9050

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu, 2024.

Bước tiếp theo nghiên cứu sẽ ước lượng mô hình hồi quy OLS, mô hình hiệu ứng cố định FEM và mô hình hiệu ứng ngẫu nhiên REM. Sau đó, sử dụng kiểm định Hausman để lựa chọn mô hình phù hợp. Kết quả kiểm định Hausman trong Bảng 3 cho thấy với giá trị Prob > chi2 lớn hơn 0,05, điều này cho thấy mô hình REM phù hợp hơn trong việc ước lượng mối quan hệ giữa các biến trong mô hình nghiên cứu.

##### 4.2 Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Bảng 4 trình bày kết quả tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất

**Bảng 3: Tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động doanh nghiệp sản xuất**

Biến số	OLS		FEM		REM		
	Hệ số	t	Hệ số	t	Hệ số	t	
DT	0,180	0,41	0,728	0,95	0,374	0,77	
Age	0,0706	0,06	2,245	0,47	0,257	0,17	
Size	0,932**	2,25	-0,469	-0,24	0,898*	1,72	
Lev	-0,0423	-1,65	-0,0338	-0,62	-0,0431	-1,45	
Labor	0,192	0,37	-2,067	-1,18	-0,0338	-0,05	
Hằng số	-23,32**	-2,27	4,856	0,10	-25,03**	-197	
Số quan sát						198	
Kiểm định Breusch-Pagan Lagrange						17,52***	
Kiểm định Hausman						3,25	
Kiểm định Wooldridge						249.715***	
R <sup>2</sup>	0,5670				0,6622		

Ghi chú: \*, \*\* và \*\*\*, tương ứng với mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%.

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu, 2024.

công nghiệp ở Cần Thơ. Giá trị thống kê t đối với các biến của mô hình được thể hiện ở \*\*\*, \*\*, và \* để chỉ mức ý nghĩa lần lượt là 1%, 5%, và 10%.

Phân tích kết quả cho thấy, chuyển đổi số có mối quan hệ cùng chiều với ROA ở mức ý nghĩa 1%, với hệ số ước lượng là 0,2630. Kết quả này cũng tương đồng với những nghiên cứu của Nguyễn Thị Thảo Nhi & cộng sự (2022) và Do & cộng sự (2022) rằng chuyển đổi số không chỉ giúp nâng cao hiệu quả hoạt động của ngân hàng (Do & cộng sự, 2022) và doanh nghiệp trong bối cảnh mới (Nguyễn Thị Thảo Nhi & cộng sự, 2022), mà nghiên cứu này còn cho thấy rằng doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ đầu tư vào chuyển đổi số càng nhiều thì doanh nghiệp hoạt động càng hiệu quả. Nghĩa là doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ thực hiện chuyển đổi số sẽ có khả năng hoạt động tốt hơn doanh nghiệp không có chuyển đổi số (Zhai & cộng sự, 2022). Chuyển đổi số giúp doanh nghiệp tháo gỡ bài toán về chi phí (Zhai & cộng sự, 2022), tạo ra lợi thế cạnh tranh bền vững (Ling-Wenquan, 2006). Mặc dù, nghiên cứu này chúng tôi điều tra số liệu trong 3 năm nhưng kết quả cho thấy việc đầu tư vào chuyển đổi số giúp doanh nghiệp nâng cao được hiệu quả hoạt động trong doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ. Điều này trái ngược với kết quả của Putra (2022), vì Putra (2022) cho rằng chuyển đổi số cần phải được nghiên cứu trong một thời gian dài. Điều này có thể giải thích rằng doanh nghiệp sản xuất công nghiệp Cần Thơ đầu tư chuyển đổi số đang mang lại hiệu quả cho doanh nghiệp, bởi việc đầu tư vào chuyển đổi số đã giúp doanh nghiệp giảm thiểu chi phí vận hành của doanh nghiệp từ đó làm tăng hiệu quả hoạt động (Guo & cộng sự, 2023). Thực tiễn cho thấy rằng phần lớn doanh nghiệp sản xuất công nghiệp tại Cần Thơ là những doanh nghiệp nhỏ và vừa với thời gian hoạt động trung bình khoảng 11 năm, cũng chính vì thế mà chi phí đầu tư cho chuyển đổi số còn thấp và chuyển đổi số được đầu tư vào các khía cạnh thế mạnh của doanh nghiệp. Chính vì điều này đã giúp cho doanh nghiệp mang lại hiệu quả từ hoạt động chuyển đổi số. Vì vậy, nghiên cứu bác bỏ nhận định của Putra (2022) và Guo & cộng sự (2023) rằng chuyển đổi số không có độ trễ mà hiệu quả của chuyển đổi

**Bảng 4: Kết quả hồi quy về tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động doanh nghiệp sản xuất công nghiệp**

Biến số	GLS	
	Hệ số	T
DT	0,2630***	4,39
Age	0,4964***	4,29
Size	0,2842***	3,12
Lev	-0,0155***	-4,50
Labor	0,1061	1,63
Hằng số	-11,036***	-4,56
Quan sát	198	

Nguồn: Kết quả xử lý số liệu, 2024.

---

số tùy thuộc vào việc thực hành và tích hợp công nghệ số đối với nguồn lực của doanh nghiệp. Hiệu quả của việc thực hành chuyển đổi số đã chỉ ra được tính hiếm và khó bắt chước do tính đặc thù và vận hành riêng biệt của từng tổ chức. Kết quả nghiên cứu này đã đóng góp vào lý thuyết nguồn lực rằng việc thực hành chuyển đổi số của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ là một dạng nguồn lực đặc biệt của tổ chức và mang tính hiếm, khó bắt chước đối với đối thủ cạnh tranh. Kết quả nghiên cứu đã thể hiện tầm quan trọng của chuyển đổi số đối với các doanh nghiệp sản xuất công nghiệp cũng như là những lợi ích mà chuyển đổi số mang lại. Đặc biệt với các doanh nghiệp vừa và nhỏ, chuyển đổi số giống như “đòn bẩy” giúp thúc đẩy hiệu quả hoạt động một cách mạnh mẽ để rút ngắn khoảng cách với các doanh nghiệp lớn (Nguyễn Thị Thảo Nhi & cộng sự, 2022).

### 4.3 Kiểm định sự khác biệt

Biến quy mô (Size): Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng quy mô doanh nghiệp có mối quan hệ cùng chiều với ROA là 0,2842 ở mức ý nghĩa 1%. Kết quả này tương thích với nghiên cứu của Putra (2022), Guo & Xu (2021), Do & cộng sự (2022) và Jardak & Ben Hamad (2022). Điều này thể hiện rằng quy mô doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở thị trường Cần Thơ càng lớn sẽ giúp cho doanh nghiệp hoạt động càng hiệu quả. Mặt khác, Một doanh nghiệp có tổng tài sản lớn chứng tỏ doanh nghiệp đó có nhiều điều kiện thuận lợi về cạnh tranh, hơn thế nữa với quy mô lớn doanh nghiệp có khả năng đầu tư vào công nghệ tiên tiến và cơ sở hạ tầng hiện đại, từ đó tăng cường hiệu suất và giảm chi phí sản xuất.

Biến thời gian hoạt động của doanh nghiệp (AGE): Thông qua kết quả nghiên cứu thấy rằng thời gian hoạt động của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở thị trường Cần Thơ có tác động cùng chiều với ROA, ở mức ý nghĩa 1% với hệ số ước lượng là 0,4964. Điều này phản ánh rằng khi doanh nghiệp có thời gian hoạt động lâu thì hiệu quả doanh nghiệp càng cao. Kết quả tương đồng với nghiên cứu của Zhang & cộng sự (2022). Dựa trên quan điểm nguồn lực của Barney (1995), khi doanh nghiệp hoạt động lâu năm sẽ tích lũy và phát triển nguồn lực như lợi nhuận giữ lại càng lớn thì càng giúp cho doanh nghiệp có nguồn vốn vững chắc và luôn sẵn sàng đầu tư vào công nghệ mới. Ngoài ra, các doanh nghiệp hoạt động lâu năm sẽ xây dựng được các mối quan hệ lâu dài với khách hàng, đối tác và nhà cung cấp. Sự ổn định này không chỉ tạo ra sự tin cậy và lòng trung thành từ phía khách hàng mà còn giúp họ dễ dàng tiếp cận các nguồn lực và cơ hội mới. Bên cạnh đó, thời gian hoạt động lâu dài còn đại diện cho kinh nghiệm mà doanh nghiệp có được trong hoạt động kinh doanh (Geroski, 1995), điều này giúp doanh nghiệp có khả năng thích ứng tốt hơn với môi trường kinh doanh đầy biến động, dự đoán được những xu hướng tiếp theo và biết cách lựa chọn phương pháp mới phù hợp từ đó giúp nâng cao hiệu quả kinh doanh.

Biến đòn bẩy tài chính (LEV): Kết quả ước lượng GLS cho thấy biến đòn bẩy tài chính có tác động ngược chiều đến hiệu quả hoạt động với hệ số ước lượng là -0,0155 ở mức ý nghĩa 1%. Điều đó cho thấy rằng tỷ nợ trên tổng tài sản của các doanh nghiệp sản xuất công nghiệp càng tăng thì hiệu quả hoạt động càng giảm, kết quả cũng tương đồng với các nghiên cứu của Zhai & cộng sự (2022), Peng & Tao (2022). Đòn bẩy tài chính là một công cụ để doanh nghiệp tăng cường khả năng đầu tư và mở rộng hoạt động kinh doanh của mình, nó đề cập đến số nợ mà một doanh nghiệp đã sử dụng để đầu tư vào tài sản. Tuy nhiên, công cụ này luôn tồn tại tính 2 mặt, nếu các khoản nợ cao, bắt buộc doanh nghiệp phải tập trung vào việc chi trả nợ, chính điều này đã trực tiếp làm tăng chi phí và làm giảm hiệu quả hoạt động. Vì vậy, khi khoản nợ của doanh nghiệp vượt trên mức chi trả sẽ dẫn đến tác động ngược chiều với hiệu quả hoạt động.

## 5. Kết luận, hàm ý quản trị và giới hạn nghiên cứu

### 5.1. Kết luận

Nghiên cứu được thực hiện với mục tiêu tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp Cần Thơ. Nghiên cứu khảo sát doanh nghiệp sản xuất công nghiệp Cần Thơ trong giai đoạn từ năm 2021 đến năm 2023. Kết quả này được xác định chắc chắn sau khi đã khắc phục hoàn toàn các yếu tố khuyết tật. Kết quả nghiên cứu của chúng tôi chỉ ra rằng việc thực hành chuyển đổi số của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp Cần Thơ làm tăng hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Kết quả nghiên cứu này đóng góp vào lý thuyết nguồn lực rằng việc thực hành chuyển đổi số là một nguồn lực đặc biệt giúp doanh nghiệp tạo ra sự khác biệt (tính hiếm, khó bắt chước) từ đối thủ cạnh tranh. Ngoài ra, nghiên cứu còn nhấn mạnh về vai trò của các yếu tố khác như quy mô doanh nghiệp, thời gian hoạt động góp phần làm tăng

---

hiệu quả hoạt động. Tuy nhiên, biến đòn bẫy tài chính làm giảm hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ. Ngoài ra, khác với kỳ vọng ban đầu biến lực lượng lao động không có tác động đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở thị trường Cần Thơ.

### **5.2. Hàm ý quản trị**

Dựa vào những phát hiện trên, nghiên cứu đề xuất hàm ý quản trị nhằm thúc đẩy hoạt động chuyển đổi số của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở thị trường Cần Thơ nâng cao hiệu quả hoạt động như sau:

Dựa vào phát hiện chuyển đổi số có mối quan hệ cùng chiều với hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp, chúng tôi cung cấp bằng chứng cho các nhà quản lý doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ rằng việc đầu tư vào chuyển đổi số không có độ trễ. Điều này đã được chứng minh rằng việc đầu tư chuyển đổi số cũng không đòi hỏi chi phí quá lớn, doanh nghiệp cần triển khai chuyển đổi số ở một số hoạt động chủ lực của doanh nghiệp thay cho việc chuyển đổi đồng bộ vào tất cả các hoạt động. Ngoài ra, các nhà quản lý nên biết rằng việc phát triển và nâng cấp nguồn lực của họ rất quan trọng để tiếp cận về công nghệ cũng như chính sách của địa phương về chuyển đổi số một cách hiệu quả.

Ngoài ra, nghiên cứu còn cho thấy rằng quy mô và thời gian hoạt động doanh nghiệp có mối quan hệ cùng chiều với hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp Cần Thơ. Nghĩa là quy mô doanh nghiệp càng lớn và thời gian hoạt động càng lâu thì doanh nghiệp hoạt động càng hiệu quả. Điều này cho thấy rằng doanh nghiệp sản xuất công nghiệp Cần Thơ cần mở rộng quy mô và thực hiện đầu tư công nghệ. Bởi doanh nghiệp sản xuất công nghiệp Cần Thơ chủ yếu là doanh nghiệp nhỏ và vừa và sản xuất gia công chiếm tỉ trọng lớn trong tổng số doanh nghiệp được khảo sát. Chính vì vậy doanh nghiệp sản xuất công nghiệp cần chú trọng gia tăng đầu tư vào công nghệ cũng như tìm kiếm đối tác để liên doanh, liên kết mở rộng quy mô tài sản, tiếp cận công nghệ hiện đại để nâng cao hiệu quả hoạt động cho doanh nghiệp mình.

Và cuối cùng, nghiên cứu cũng cho thấy biến đòn bẫy tài chính có mối quan hệ ngược chiều với hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp Cần Thơ. Điều này có nghĩa là nếu doanh nghiệp sản xuất công nghiệp Cần Thơ sử dụng đòn bẫy là nợ trên tổng tài sản càng cao thì hiệu quả của doanh nghiệp càng giảm. Khoản nợ càng nhiều càng tạo ra áp lực trả nợ vì thế nhà quản lý cần xem xét cân đối đòn bẫy nợ để đảm bảo hiệu quả hoạt động bền vững. Ngoài ra, nhà quản lý có thể giảm bớt áp lực các khoản vay bằng cách kêu gọi đầu tư hoặc chiếm dụng vốn từ các nhà cung cấp cũng là một giải pháp giúp doanh nghiệp sử dụng vốn hiệu quả.

### **5.3. Giới hạn nghiên cứu**

Ngoài những đóng góp về lý thuyết và thực tiễn, nghiên cứu của chúng tôi cũng có một số hạn chế như sau:

*Thứ nhất*, nghiên cứu tập trung về tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp sản xuất công nghiệp ở Cần Thơ. Mặc dù số quan sát chiếm 66,35% tổng thể, tuy nhiên tính tổng thể đại diện cho Cần Thơ có một số hạn chế nhất định do việc tiếp cận số liệu tài chính của doanh nghiệp trong 3 năm là công việc gặp nhiều khó khăn. Do đó, chúng tôi đề xuất các nghiên cứu tiếp theo nên mở rộng phạm vi nghiên cứu để đảm bảo tính đại diện cao hơn.

*Thứ hai*, đối tượng nghiên cứu là chủ doanh nghiệp, kế toán hoặc quản lý có kiến thức về chuyển đổi số cũng như chỉ số tài chính của doanh nghiệp, do đó nghiên cứu chỉ tập trung vào đối tượng mà chưa phân tích những vấn đề của nhân viên có liên quan đến việc thực hành chuyển đổi số. Do đó, các nghiên cứu tiếp theo cần xem xét đến những khó khăn hoặc hành vi của nhân viên khi thực hành chuyển đổi số để có cái nhìn toàn diện và đề xuất giải pháp nâng cao hiệu quả từ cách tiếp cận người sử dụng.

*Thứ ba*, các biến đo lường chuyển đổi số và hiệu quả hoạt động được đo lường bằng thang đo định lượng. Mặc dù nghiên cứu đã rất nỗ lực trong việc đo lường chuyển đổi số bằng số tiền đầu tư vào công nghệ và phần mềm cũng như biến hiệu quả hoạt động đo lường thông qua chỉ số ROA. Vì thế, nghiên cứu cũng còn một số hạn chế nhất định về cách đo lường chuyển đổi số như chi phí đào tạo nhân lực số và các chi phí có liên quan đến chuyển đổi số khác vẫn chưa được khai thác. Tương tự như cách đo lường chuyển đổi số, chỉ số đo lường hiệu quả cần mở rộng thêm chỉ số ROE và ROS nếu nghiên cứu muốn xem xét chuyển đổi số có giúp doanh nghiệp gia tăng doanh thu đối với chỉ số ROS hoặc đầu tư vốn đối với chỉ số ROE.



---

**Lời thừa nhận/cảm ơn:** Bài viết này là kết quả của Đề tài Nghiên cứu khoa học cấp Bộ năm 2024 được Bộ giáo dục và Đào tạo tài trợ với tên đề tài: “Tác động của chuyển đổi số đến hiệu quả chi phí của doanh nghiệp logistics đồng bằng sông Cửu Long”, Mã số: B2024-14.

### Tài liệu tham khảo

- Adamik, A., & Nowicki, M. (2018, May), ‘Preparedness of companies for digital transformation and creating a competitive advantage in the age of Industry 4.0’, *In Proceedings of the International Conference on Business Excellence*, 12(1), 10-24.
- Barney, J. B. (1995), ‘Looking inside for competitive advantage’, *Academy of Management Perspectives*, 9(4), 49-61.
- Barney, J. B., & Arian, A. M. (2005), ‘The resource-based view: origins and implications’, in book *The Blackwell handbook of strategic management*, 123-182.
- Bharadwaj, A., El Sawy, O. A., Pavlou, P. A., & Venkatraman, N. V. (2013), ‘Digital business strategy: toward a next generation of insights’, *MIS quarterly*, 37(2), 471-482.
- Björkdahl, J. (2020), ‘Strategies for digitalization in manufacturing firms’, *California management review*, 62(4), 17-36.
- Chen, Y. & Xu, J. (2023), ‘Digital transformation and firm cost stickiness: Evidence from China’, *Finance Research Letters*, 52, 103510.
- Choudhury, V., & Sabherwal, R. (2003), ‘Portfolios of control in outsourced software development projects’, *Information systems research*, 14(3), 291-314.
- Chwiłkowska-Kubala, A., Cyfert, S., Malewska, K., Mierzejewska, K., & Szumowski, W. (2023), ‘The impact of resources on digital transformation in energy sector companies. The role of readiness for digital transformation’, *Technology in Society*, 74, 102315.
- Dethine, B., Enjolras, M., & Monticolo, D. (2020), ‘Digitalization and SMEs’ export management: Impacts on resources and capabilities’, *Technology Innovation Management Review*, 10(4), 18-34.
- Do, T. D., Pham, H. A. T., Thalassinou, E. I., & Le, H. A. (2022), ‘The impact of digital transformation on performance: Evidence from Vietnamese commercial banks’, *Journal of risk and financial management*, 15(1), 2-15.
- Foss, K. (1996), ‘Transaction costs and technological development: the case of the Danish fruit and vegetable industry’, *Research Policy*, 25(4), 531-547.
- Gebauer, H., Fleisch, E., Lamprecht, C., & Wortmann, F. (2020), ‘Growth paths for overcoming the digitalization paradox’, *Business Horizons*, 63(3), 313-323.
- Geroski, P. A. (1995), ‘What do we know about entry?’, *International journal of industrial organization*, 13(4), 421-440.
- Guo, L., & Xu, L. (2021), ‘The effects of digital transformation on firm performance: Evidence from China’s manufacturing sector’, *Sustainability*, 13(22), 12844.
- Guo, X., Li, M., Wang, Y., & Mardani, A. (2023), ‘Does digital transformation improve the firm’s performance? From the perspective of digitalization paradox and managerial myopia’, *Journal of Business Research*, 163, 113868.
- Jardak, M. K. & Ben Hamad, S. (2022), ‘The effect of digital transformation on firm performance: evidence from Swedish listed companies’, *The Journal of Risk Finance*, 23(4), 329-348.
- Kien, N. D., Hung, P. X., Quan, T. T., & Hien, N. M. (2023), ‘The COVID-19 pandemic impact and responses in emerging economies: Evidence from Vietnamese firms’, *Economies*, 11(1), 1-16.
- Lê Na, Nguyễn Danh Thịnh, Trần Đình Lý (2023), ‘Nghiên cứu ảnh hưởng của hoạt động quản trị đến hiệu quả kinh doanh các công ty ngành bất động sản niêm yết trên sàn giao dịch chứng khoán Việt Nam’, *Tạp Chí Khoa Học Đại Học Mở*, 18(5), 20-31.
- Li, F. (2020), ‘The digital transformation of business models in the creative industries: A holistic framework and

---

emerging trends', *Technovation*, 92, 102012.

- Ling-Wenquan, Y. H. (2006), 'Perceived organizational support (POS) of the employees', *Acta Psychologica Sinica*, 38(02), 281.
- Liu, J., Yuan, C., Hafeez, M., & Yuan, Q. (2018), 'The relationship between environment and logistics performance: Evidence from Asian countries', *Journal of cleaner production*, 204, 282-291.
- Martin, A. (2008), 'Digital literacy and the "digital society"', *Digital literacies: Concepts, policies and practices*, 30(151), 1029-1055.
- Mikalef, P., Krogstie, J., Pappas, I. O., & Pavlou, P. (2020), 'Exploring the relationship between big data analytics capability and competitive performance: The mediating roles of dynamic and operational capabilities', *Information & Management*, 57(2), 103169.
- Nguyễn Thị Thảo Nhi, Nguyễn Thị Mai Phương, Nguyễn Thị Quỳnh, Trần Thị Thanh & Phan Thế Công (2022), 'Tác động của chuyển đổi số tới hiệu quả kinh doanh của các doanh nghiệp Việt Nam trong bối cảnh mới', *Tạp Chí Trường Đại Học Thương Mại*, 23(8), 45-56.
- Nguyễn Thu Giang & Lê Đức Đàm (2022), 'Tác động của số hóa doanh nghiệp lên khả năng tham gia vào chuỗi cung ứng toàn cầu: Bằng chứng từ các doanh nghiệp sản xuất tại Việt Nam', *Tạp chí Khoa học Đại học Cần Thơ*, 58(4), 235-251.
- Peng, Y., & Tao, C. (2022), 'Can digital transformation promote enterprise performance? From the perspective of public policy and innovation', *Journal of Innovation & Knowledge*, 7(3), 1-8.
- Phạm Hồng Chương và nhóm nghiên cứu. (2020), 'Tác động của đại dịch Covid-19 đến nền kinh tế Việt Nam', *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 274, 2-13.
- Putra, M. A. (2022), 'Impact of Digital Transformation and Big Data Analytic Capabilities of The Indonesian Bank Profitability', *J. Econ. Business, Account. Ventur*, 25(2), 135-144.
- Sở Thông tin và Truyền thông thành phố Cần Thơ (2022), *Cần Thơ quyết tâm giữ vững thành tích về chuyển đổi số*, truy cập tại <http://www.cchccantho.gov.vn/can-tho-quyet-tam-giu-vung-thanh-tich-ve-chuyen-doi-so#:~:text=N%C4%83m%202022%2C%20DTI%20c%E1%BB%A7a%20TP,r%E1%BA%A5t%20nhi%E1%BB%81u%20%E1%BB%9F%20m%E1%BB%8D%20m%E1%BA%B7t>.
- Tổng cục thống kê. (2023), *Top 10 địa phương có chỉ số sản xuất công nghiệp tăng cao nhất năm 2022*, truy cập tại <https://cafef.vn/top-10-dia-phuong-co-chi-so-san-xuat-cong-nghiep-tang-cao-nhat-nam-2022-20230101113559349.chn>.
- Verhoef, P. C., Broekhuizen, T., Bart, Y., Bhattacharya, A., Dong, J. Q., Fabian, N., & Haenlein, M. (2021), 'Digital transformation: A multidisciplinary reflection and research agenda', *Journal of business research*, 122, 889-901.
- Vũ Minh Khương (2019), 'Dự báo tác động của chuyển đổi số tới kết quả sản xuất-kinh doanh của 500 doanh nghiệp lớn nhất Việt Nam', *Tạp chí Khoa học và Công nghệ Việt Nam*, 10, 15-17.
- Wang, H., Cao, W., & Wang, F. (2022), 'Digital transformation and manufacturing firm performance: Evidence from China', *Sustainability*, 14(16), 1-18.
- Zhai, H., Yang, M., & Chan, K. C. (2022), 'Does digital transformation enhance a firm's performance? Evidence from China', *Technology in Society*, 68, 101841. <https://doi.org/10.1016/j.techsoc.2021.101841>.
- Zhang, T., Shi, Z. Z., Shi, Y. R. & Chen, N. J. (2022), 'Enterprise digital transformation and production efficiency: Mechanism analysis and empirical research', *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 35(1), 2781-2792.