

**Mục lục**

---

Tác động của tài chính toàn diện đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia đang phát triển khu vực Châu Á	<i>Trần Thị Phương Thảo, Đinh Thị Thanh Bình</i>	2
Phát triển trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm và sự bất ổn trên thị trường năng lượng: một phân tích động sử dụng mô hình TVP-VAR	<i>Lê Thanh Hà, Bùi Thị Minh Anh</i>	12
Cường độ năng lượng và hiệu quả tài chính: Mối quan hệ hai chiều trong các doanh nghiệp tại Việt Nam	<i>Chu Thị Mai Phương, Lê Hà Anh</i>	24
Tác động của hạn chế tài chính đến hiệu quả hoạt động, chi phí lãi vay và đầu tư của doanh nghiệp Việt Nam	<i>Trần Hùng Sơn, Nguyễn Thanh Liêm, Huỳnh Thị Ngọc Lý</i>	35
Từ nhận diện chứng nhận đến quyết định lựa chọn nhà ở xanh: Sức mạnh của niềm tin trong việc hóa giải rào cản tâm lý khách hàng	<i>Phan Trần Huy Hùng, Phan Đình Nguyên</i>	44

# TÁC ĐỘNG CỦA TÀI CHÍNH TOÀN DIỆN ĐẾN TĂNG TRƯỞNG KINH TẾ TẠI CÁC QUỐC GIA ĐANG PHÁT TRIỂN KHU VỰC CHÂU Á

Trần Thị Phương Thảo

Trường Đại học Ngoại thương

Email: thaotran.fiis@ftu.edu.vn

Đinh Thị Thanh Bình\*

Trường Đại học Ngoại thương

Email: binhdt@ftu.edu.vn

Mã bài báo: JED-2906

Ngày nhận: 03/02/2026

Ngày nhận bản sửa: 12/03/2026; 30/03/2026

Ngày duyệt đăng: 08/04/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2906

## Tóm tắt:

Nghiên cứu này phân tích tác động của tài chính toàn diện đến tăng trưởng kinh tế với mẫu gồm 23 quốc gia đang phát triển khu vực châu Á trong giai đoạn 2007-2024. Đầu tiên, nghiên cứu tính toán một chỉ số tổng hợp đo lường tài chính toàn diện bằng phương pháp phân tích thành phần chính (PCA). Tiếp đó, nghiên cứu xây dựng mô hình đánh giá tác động của tài chính toàn diện đến tăng trưởng kinh tế, kết quả hồi quy FGLS cho thấy tài chính toàn diện tác động tích cực và có ý nghĩa thống kê đến tăng trưởng kinh tế. Từ đó, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý chính sách nhằm tăng cường vai trò hỗ trợ tăng trưởng kinh tế của tài chính toàn diện tại các nước đang phát triển châu Á.

**Từ khóa:** Châu Á, quốc gia đang phát triển, tài chính toàn diện, tăng trưởng kinh tế.

**Mã JEL:** O16, O47, O53.

## The impact of financial inclusion on economic growth in developing countries in ASIA

### Abstract:

This study examines the impact of financial inclusion on economic growth using a sample of 23 developing Asian countries over the period 2007-2024. First, a composite financial inclusion index is constructed using the Principal Component Analysis method. Subsequently, an econometric model is employed to assess the impact of financial inclusion on economic growth. The estimation results based on the Feasible Generalized Least Squares method reveal that financial inclusion has a positive and statistically significant effect on economic growth. Based on the findings, several policy implications are proposed to enhance the role of financial inclusion in supporting economic growth in developing Asian countries.

**Keywords:** Asia, developing countries, economic growth, financial inclusion.

**JEL codes:** O16, O47, O53

## 1. Giới thiệu

Trong những năm gần đây, tài chính toàn diện đã trở thành một chủ đề thu hút sự quan tâm đặc biệt trên phạm vi toàn cầu như là một trụ cột quan trọng cho phát triển bền vững (Ozili & cộng sự, 2023). Mục tiêu cốt lõi của tài chính toàn diện là phát triển một hệ thống tài chính có khả năng cung cấp các dịch vụ tài chính phù hợp với chi phí hợp lý cho mọi thành viên trong xã hội. Do đó, tài chính toàn diện có ý nghĩa đặc biệt quan trọng đối với sự phát triển kinh tế và xã hội của quốc gia (World Bank, 2025). Trước xu thế đó, các

---

nước châu Á và đặc biệt là các nền kinh tế đang phát triển trong khu vực đã hình thành những định hướng rõ ràng nhằm đưa tài chính toàn diện trở thành một trụ cột quan trọng trong tiến trình phát triển kinh tế (World Bank, 2025; UNCDF, 2024). Cụ thể, các nước tập trung xây dựng và thực hiện chiến lược quốc gia nhằm mở rộng khả năng tiếp cận các dịch vụ tài chính chính thức cho mọi nhóm dân cư (OECD, 2021; Loukoianova & cộng sự, 2018).

Cho đến nay, đã có nghiên cứu xem xét ảnh hưởng của tài chính toàn diện đến tăng trưởng kinh tế tại châu Á. Tuy nhiên, các nghiên cứu vẫn tồn tại hạn chế nhất định như: sự thiếu thống nhất và chưa đầy đủ trong cách đo lường tài chính toàn diện, phạm vi không gian nghiên cứu hẹp hoặc giai đoạn nghiên cứu không còn cập nhật. Trong bối cảnh các nước đang phát triển ở châu Á đẩy mạnh triển khai các chương trình nâng cao mức độ tài chính toàn diện như một động lực nhằm bứt phá tăng trưởng kinh tế, việc có thêm các nghiên cứu nhằm bổ sung các bằng chứng thực nghiệm về vai trò của tài chính toàn diện đối với tăng trưởng kinh tế ở các quốc gia này là cần thiết.

Nghiên cứu này sử dụng phương pháp đo lường mức độ tài chính toàn diện phù hợp với dữ liệu đầy đủ và cập nhật cho nhiều nước trong nhóm quốc gia đang phát triển tại châu Á, từ đó tính toán được chỉ số tài chính toàn diện tổng hợp và thực hiện ước lượng tác động trên quy mô mẫu lớn, nâng cao tính đại diện của nghiên cứu. Kết quả nghiên cứu của bài viết cung cấp thêm bằng chứng về vai trò tích cực của tài chính toàn diện đối với tăng trưởng kinh tế cho các quốc gia đang phát triển khu vực châu Á.

Phần còn lại của bài viết có cấu trúc như sau: Phần 2 trình bày cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu, Phần 3 đề cập đến mô hình nghiên cứu và nguồn dữ liệu, Phần 4 phân tích và thảo luận kết quả nghiên cứu, và Phần 5 dành cho kết luận và đề xuất hàm ý chính sách.

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

### **2.1. Khái niệm tài chính toàn diện**

Một trong những định nghĩa ban đầu về tài chính toàn diện được đề xuất bởi Leyshon & Thrift (1995), cho rằng tài chính toàn diện là quá trình mở rộng khả năng tiếp cận hệ thống tài chính chính thức cho các nhóm xã hội và cá nhân trước đây bị loại trừ tài chính.

Bên cạnh khả năng tiếp cận, nhiều khái niệm được đưa ra cũng nhấn mạnh đến mức độ sử dụng và chất lượng của các dịch vụ tài chính. Điển hình là định nghĩa của Ngân hàng Thế giới, theo đó tài chính toàn diện là trạng thái mà mọi cá nhân và đơn vị kinh doanh đều được đảm bảo khả năng tiếp cận và thực sự sử dụng các công cụ tài chính thiết yếu, tương thích với nhu cầu riêng và với mức chi phí hợp lý, dựa trên cơ sở cung cấp lâu dài và có trách nhiệm của các tổ chức tài chính (World Bank, 2025). Sarma (2008) khẳng định ba khía cạnh bao gồm khả năng tiếp cận, tính sẵn có và mức độ sử dụng của hệ thống tài chính cùng nhau tạo nên tài chính toàn diện.

### **2.2. Đo lường tài chính toàn diện**

Cho đến nay, vẫn chưa có một thước đo thống nhất để đánh giá mức độ tài chính toàn diện giữa các quốc gia (Ifediora & cộng sự, 2022). Về cơ bản, có ba phương pháp đo lường chính, đó là sử dụng các chỉ tiêu riêng lẻ, xây dựng chỉ số tổng hợp theo công thức khoảng cách Euclide do Sarma (2008, 2015) đề xuất, và phương pháp phân tích thành phần chính - PCA (Cámara & Tuesta, 2014).

Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả lựa chọn tính toán chỉ số tài chính toàn diện bằng phương pháp PCA vì đây là phương pháp tối ưu nhất trong ba phương pháp. Sarma (2015) chỉ ra rằng tài chính toàn diện có bản chất đa chiều và mỗi chỉ tiêu thành phần có chức năng cung cấp thông tin về một khía cạnh riêng của tài chính toàn diện. Vì vậy, nếu chỉ lựa chọn một số chỉ tiêu đại diện đưa vào mô hình, kết quả sẽ không phản ánh trọn vẹn mức độ tài chính toàn diện. Ngoài ra, việc đưa cùng lúc bộ chỉ tiêu này vào mô hình sẽ có nguy cơ mắc đa cộng tuyến cao. Trong khi đó, phương pháp tính chỉ số tài chính toàn diện tổng hợp theo công thức khoảng cách Euclide do Sarma (2008, 2015) đề xuất có nhược điểm là gán trọng số cho các chỉ tiêu thành phần một cách chủ quan, dựa trên trực giác hoặc phán đoán của nhà nghiên cứu (Cámara & Tuesta, 2014). So với hai phương pháp trên, phương pháp PCA có những ưu điểm vượt trội. Đầu tiên, PCA

---

cho phép kết hợp nhiều chỉ tiêu trong một chỉ số duy nhất, từ đó giải quyết nguy cơ đa cộng tuyến trong mô hình (Meniago, 2025). Hơn nữa, phương pháp này cho phép gán trọng số cho các chỉ tiêu thành phần dựa trên thông tin nội tại của dữ liệu, do đó đảm bảo tính khách quan và khoa học trong tính toán. Nhiều nghiên cứu tiêu biểu đã áp dụng và khuyến nghị sử dụng phương pháp PCA (Cámara & Tuesta, 2014; Jima & Makoni, 2023).

Bài nghiên cứu sử dụng phương pháp PCA để tính toán chỉ số tài chính toàn diện dựa trên quy trình do Greenacre & cộng sự (2023) và Kumar & cộng sự (2013) khái quát gồm các bước như sau:

### 2.2.1. Lựa chọn biến

Trước tiên, cần thiết lập khung lý thuyết làm cơ sở cho sự lựa chọn và kết hợp biến. Theo Sarma (2008, 2015), Jima & Makoni (2023) và Thatrsarani & cộng sự (2021), có ba khía cạnh cấu thành tài chính toàn diện đó là mức độ thâm nhập của ngân hàng, khả năng tiếp cận và mức độ sử dụng các dịch vụ.

### 2.2.2. Chuẩn hóa

Cần chuẩn hóa các biến nhằm đảm bảo mỗi biến đóng góp một cách tương đương vào quá trình phân tích.

### 2.2.3. Phân tích thành phần chính

Dựa trên ma trận hiệp phương sai của các biến đã chuẩn hóa, có thể tính toán các giá trị riêng và véc tơ riêng. Từ đó xác định thành phần chính thứ nhất mà có thể giải thích được tỷ lệ phương sai lớn nhất của dữ liệu.

### 2.2.4. Xây dựng chỉ số tổng hợp

Thành phần chính thứ nhất được sử dụng để tính toán chỉ số tổng hợp bằng cách nhân các biến chuẩn hóa với trọng số tương ứng rồi cộng lại:

$$\text{Index}_i = \sum_{j=1}^p w_j z_{ij}$$

Trong đó:

$\text{Index}_i$ : chỉ số tổng hợp cho đơn vị quan sát  $i$ ;

$z_{ij}$ : giá trị chuẩn hóa của biến thứ  $j$  tại quan sát  $i$ ;

$w_j$ : trọng số của biến thứ  $j$  trong thành phần chính thứ nhất;

$p$ : số biến đầu vào.

Phương pháp chuẩn hóa min-max được thực hiện để đưa giá trị của chỉ số tổng hợp về từ 0 đến 1 nhằm thuận tiện cho việc so sánh và diễn giải. Trong đó, giá trị chỉ số càng cao phản ánh mức độ tài chính toàn diện càng lớn. Ngoài ra, để khẳng định sự thích hợp của PCA, kết quả kiểm định Bartlett bắt buộc phải đạt ngưỡng ý nghĩa thống kê còn chỉ số KMO phải đạt mức trên 0,5.

## 2.3. Lý thuyết về tác động của tài chính toàn diện đến tăng trưởng kinh tế

Kênh dẫn truyền tác động của tài chính toàn diện đến tăng trưởng kinh tế có thể được khái quát theo hai hướng sau.

Đầu tiên, tài chính toàn diện mang đến cơ hội tiếp cận nguồn tín dụng chi phí thấp dành cho các nhóm dân cư dễ bị tổn thương, tạo điều kiện để họ triển khai các hoạt động sản xuất có tổ chức, từ đó nâng cao tổng sản lượng đầu ra. Phần giá trị gia tăng ở cấp độ cơ sở sẽ tạo động lực cho tăng trưởng kinh tế ở tầm vĩ mô. Theo cách này, tài chính toàn diện không chỉ giúp thúc đẩy tăng trưởng kinh tế mà còn góp phần hỗ trợ giảm nghèo ở khu vực nông thôn (Sethi & Acharya, 2018).

Kênh tác động thứ hai diễn ra thông qua hệ thống tài chính, nơi nhóm người yếu thế có thể tiếp cận các sản phẩm bảo hiểm và tiền gửi của ngân hàng. Điều này đồng nghĩa với việc các cá nhân và doanh nghiệp có cơ hội đầu tư nguồn tiết kiệm, qua đó giúp tăng cường hiệu suất tái phân bổ nguồn vốn vào các kế hoạch đầu tư dài hạn. Quá trình này dẫn đến gia tăng sản lượng và việc làm, qua đó nâng cao thu nhập (Claessens & Perotti, 2007).

Về các bằng chứng thực nghiệm, các nghiên cứu có phạm vi không gian nghiên cứu đa dạng. Mohammed

---

& cộng sự (2024), Ifediora & cộng sự (2022) và Jima & Makoni (2023) sử dụng phương pháp PCA để tính chỉ số tài chính toàn diện và chỉ ra rằng tài chính toàn diện có ảnh hưởng tích cực đến tăng trưởng kinh tế ở các nước châu Phi. Tác động tích cực này cũng được tìm thấy bởi Kim & cộng sự (2018) và Ali & cộng sự (2020) trong nghiên cứu về các nước Hồi giáo. Ngoài ra, Sethi & Acharya (2018) khai thác dữ liệu của 31 nước trên thế giới và khẳng định tăng trưởng kinh tế trong dài hạn được thúc đẩy bởi tài chính toàn diện. Kết quả tương tự cũng được tìm thấy bởi Trần & cộng sự (2020) với bộ dữ liệu của 97 quốc gia. Đặc biệt, Van & cộng sự (2019) chỉ ra việc tăng mức độ tài chính toàn diện hỗ trợ tăng trưởng kinh tế mạnh hơn tại các quốc gia thu nhập thấp.

Xét về khu vực châu Á nói riêng, Ấn Độ là một trong những nước được các nhà nghiên cứu quan tâm nhiều nhất. Nhìn chung, các nghiên cứu đều chỉ ra tài chính toàn diện thúc đẩy tăng trưởng kinh tế tại Ấn Độ với các cách đo lường tài chính toàn diện khác nhau. Cụ thể, Sharma (2016) đánh giá tác động của ba khía cạnh riêng lẻ của tài chính toàn diện bao gồm mức độ thâm nhập, khả năng sẵn có và mức độ sử dụng. Cùng tiếp cận dựa trên ba khía cạnh đó nhưng Singh & cộng sự (2021) dựa trên phương pháp tiếp cận khoảng cách của Sarma (2008) để tính một chỉ số tổng hợp. Trong khi đó, Lenka & Sharma (2017) sử dụng PCA để xây dựng chỉ số tài chính toàn diện của Ấn Độ từ sáu chỉ tiêu thành phần.

Với nghiên cứu về các nước đang phát triển khác tại khu vực châu Á, theo quan sát của nhóm tác giả, đa số các nghiên cứu sử dụng phương pháp PCA để tính chỉ số tài chính toàn diện, tuy nhiên các chỉ tiêu thành phần mà mỗi bài sử dụng có sự khác nhau. Hussain & cộng sự (2024) nghiên cứu về 21 nước châu Á giai đoạn 2004-2019 trong đó có 10 nước đang phát triển. Nghiên cứu ứng dụng phương pháp PCA để tính chỉ số tài chính toàn diện tổng hợp từ 5 chỉ tiêu thành phần bao gồm số lượng ATM, số chi nhánh trung gian tài chính, số ngân hàng, tỷ lệ tín dụng và tiền gửi so với GDP. Kết quả khẳng định tác động tích cực của tài chính toàn diện đến tăng trưởng kinh tế trên tất cả các nhóm mẫu và chỉ ra tác động này có biểu hiện mạnh hơn ở nhóm nước đang phát triển. Nguyễn (2025) báo cáo tác động tích cực của tài chính toàn diện đến phát triển con người tại các nước đang phát triển châu Á giai đoạn 2005-2021. Trong đó, chỉ số tổng hợp đại diện cho tài chính toàn diện được xác định thông qua phương pháp PCA từ 4 chỉ tiêu là số máy ATM, số người vay vốn, số chi nhánh ngân hàng và số tài khoản tiền gửi. Mặt khác, nghiên cứu về 11 nước mới nổi khu vực Nam Á, Đông Á và Thái Bình Dương của Dương & Ngô (2024) giai đoạn 2010 đến 2022 cũng báo cáo tác động tích cực của tài chính toàn diện đến tăng trưởng kinh tế nhưng nghiên cứu này áp dụng công thức của Sarma (2008) để tính toán chỉ số tổng hợp.

Tổng quan các bài nghiên cứu tại châu Á cho thấy một số khoảng trống như sau. Thứ nhất, phương pháp đo lường tài chính toàn diện chưa thống nhất. Một số nghiên cứu sử dụng chỉ tiêu và khía cạnh riêng lẻ mà không tổng hợp chúng thành một chỉ số duy nhất để khái quát hóa bản chất đa chiều của tài chính toàn diện. Một số nghiên cứu tính chỉ số tổng hợp theo công thức khoảng cách Euclide, trong khi hạn chế lớn của cách tính này là gán trọng số cho các chỉ tiêu thành phần dựa trên trực giác hoặc phán đoán của nhà nghiên cứu thay vì đặc điểm của dữ liệu. Một số nghiên cứu sử dụng phương pháp tính PCA nhưng bỏ qua chỉ tiêu tín dụng liên quan đến khu vực tư nhân mà đây là khu vực đóng vai trò rất quan trọng trong nền kinh tế (Thatsarani & cộng sự, 2021). Thứ hai, phạm vi không gian của một số nghiên cứu còn hẹp, chưa phản ánh đầy đủ bức tranh toàn diện của các nước đang phát triển ở châu Á. Thứ ba, phạm vi thời gian phân tích trong các nghiên cứu về các nước châu Á chưa được cập nhật.

Dựa vào những lý luận nêu trên, bài viết đề xuất giả thuyết nghiên cứu sau:

*Giả thuyết 1: Tài chính toàn diện có tác động tích cực đến tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia đang phát triển khu vực châu Á.*

### **3. Phương pháp nghiên cứu**

#### **3.1. Mô hình nghiên cứu**

Nghiên cứu xây dựng mô hình hồi quy ước lượng tác động của tài chính toàn diện đến tăng trưởng kinh tế nhằm kiểm định giả thuyết 1 trên cơ sở tham khảo mô hình nghiên cứu của Kim & cộng sự (2018) và Ali & cộng sự (2020).

Mô hình nghiên cứu có dạng tổng quát như sau:

$$\ln GDP_{it} = \beta_0 + \beta_1 FI_{it} + \beta_2 INF_{it} + \beta_3 TRADE_{it} + \beta_4 POP_{it} + \beta_5 UNEMP_{it} + \beta_6 GOVEXPEND_{it} + \varepsilon_{it}$$

Trong đó:

i: đại diện cho các quốc gia nghiên cứu;

t: năm nghiên cứu;

$\beta_0$ : hệ số chặn;

$\beta_k$ : hệ số góc (k nhận giá trị từ 1 đến 6);

$\varepsilon_{it}$ : sai số ngẫu nhiên.

### 3.1.1. Biến phụ thuộc

$\ln GDP_{it}$ : là logarit tự nhiên của tổng sản phẩm quốc nội bình quân đầu người của quốc gia i năm t.

### 3.1.2. Biến độc lập

$FI_{it}$ : chỉ số tài chính toàn diện tổng hợp của quốc gia i vào năm t.

Dựa trên cơ sở lý luận, các bước xây dựng chỉ số tài chính toàn diện bằng phương pháp PCA trong nghiên cứu này được thực hiện theo quy trình như sau:

#### Bước 1: Lựa chọn và chuẩn hóa các chỉ tiêu thành phần

Bài viết lựa chọn sử dụng năm chỉ tiêu thành phần để tính toán FI đại diện cho ba khía cạnh phản ánh mức độ tài chính toàn diện là mức độ thâm nhập, khả năng tiếp cận và mức độ sử dụng. Trong nghiên cứu này, nhóm tác giả bổ sung chỉ tiêu tín dụng trong nước dành cho khu vực tư nhân nhằm phản ánh vai trò và tiềm năng đóng góp của khu vực tư nhân trong quá trình phát triển kinh tế mà các nghiên cứu đi trước không đề cập đến (Thatsarani & cộng sự, 2021).

**Bảng 1. Các chỉ tiêu đo lường tài chính toàn diện**

Khía cạnh	Chỉ tiêu	Ký hiệu	Nguồn số liệu	Nghiên cứu tham khảo
Mức độ thâm nhập	Tín dụng trong nước dành cho khu vực tư nhân (% GDP)	z_incredit	WDI	Thatsarani & cộng sự (2021), Van & cộng sự (2019)
Khả năng tiếp cận	Số lượng máy rút tiền tự động (ATM) trên 100.000 người trưởng thành	z_inatm	IMF FAS	Sarma (2008, 2015), Kim & cộng sự (2018), Sethi & Acharya (2018), Van & cộng sự (2019), Singh & cộng sự (2021)
	Số lượng chi nhánh ngân hàng thương mại trên 100.000 người trưởng thành	z_inbank		
Mức độ sử dụng	Tổng dư nợ cho vay tại các ngân hàng thương mại (% GDP)	z_inloan		Sarma (2008), Sharma (2016), Ifediora & cộng sự (2022)
	Tổng tiền gửi tại các ngân hàng thương mại (% GDP)	z_indeposit		

Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp.

Sau khi logarit hóa nhằm giảm độ lệch của dữ liệu, bước tiếp theo là chuẩn hóa các chỉ tiêu này bằng phương pháp Z-score (Thatsarani & cộng sự, 2021).

#### Bước 2: Tìm giá trị riêng và véc tơ riêng từ ma trận hiệp phương sai

Thành phần chính thứ nhất (Comp1) được lựa chọn để xây dựng chỉ số tổng hợp FI vì có giá trị riêng lớn nhất (3,092), giải thích được 61,8% phương sai tổng thể.

#### Bước 3: Xây dựng công thức tính toán chỉ số tài chính toàn diện tổng hợp (FI)

Chỉ số tài chính toàn diện được tính bằng cách nhân các biến chuẩn hóa với trọng số tương ứng của Comp1:

$$FI = (0,414 z\_Inatm) + (0,200 z\_Inbank) + (0,535 z\_Inloan) + (0,456 z\_Indeposit) + (0,543z\_Incredit)$$

Cuối cùng phép chuẩn hóa min-max được sử dụng để đưa chỉ số FI về giá trị từ 0 đến 1. Ngoài ra, chỉ số Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) bằng 0,7407 và kiểm định Bartlett cho kết quả p-value < 0,05 khẳng định việc áp dụng PCA đối với bộ dữ liệu là phù hợp.

Bảng 2 trình bày kết quả 5 giá trị riêng được sắp xếp theo thứ tự giảm dần để xác định thành phần chính thứ nhất ở bước 2, đồng thời thể hiện các trọng số phản ánh mức độ đóng góp của từng biến thành phần được sử dụng để tính toán chỉ số tổng hợp ở bước 3.

**Bảng 2. Kết quả phân tích thành phần chính**

<b>a. Giá trị riêng của ma trận</b>					
Thành phần	Giá trị riêng	Hiệu số	Tỷ lệ giải thích	Tích lũy	
Comp1	3,092	1,912	0,618	0,618	
Comp2	1,181	0,725	0,236	0,855	
Comp3	0,456	0,277	0,091	0,946	
Comp4	0,179	0,088	0,036	0,982	
Comp5	0,092	.	0,018	1,000	
<b>b. Trọng số thành phần</b>					
Biến	Comp1	Comp2	Comp3	Comp4	Comp5
z_Inatm	0,414	0,415	-0,738	0,303	0,141
z_Inbank	0,200	0,781	0,583	0,097	-0,043
z_Inloan	0,535	-0,109	0,104	-0,599	0,576
z_Indeposit	0,456	-0,435	0,323	0,690	0,153
z_Incredit	0,543	-0,132	-0,025	-0,254	-0,789

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán bằng Stata.

### 3.1.3. Các biến kiểm soát

$INF_{it}$ : tỷ lệ lạm phát của quốc gia  $i$  năm  $t$ . Lạm phát ở mức độ hợp lý có thể thúc đẩy tăng trưởng kinh tế qua các kênh đầu tư, tiết kiệm và kích cầu. Mặt khác, lạm phát cao làm biến dạng giá tương đối, dẫn đến việc nguồn lực bị phân bổ kém hiệu quả và đầu tư bị kìm hãm (Fischer, 1993).

$TRADE_{it}$ : độ mở thương mại của quốc gia  $i$  năm  $t$ . Theo lý thuyết lợi thế so sánh, hội nhập thương mại sẽ tạo cơ hội cho quốc gia chuyên môn hóa trong những lĩnh vực có lợi thế về nguồn lực sản xuất, từ đó quy mô và năng lực sản xuất được nâng cao, góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế (Krueger, 1978).

$POP_{it}$ : tốc độ tăng dân số của quốc gia  $i$  năm  $t$ . Lý thuyết của Malthus và mô hình Solow cho rằng dân số tăng làm giảm thu nhập bình quân đầu người. Ngược lại, các lý thuyết tăng trưởng hiện đại cho rằng quy mô dân số lớn mở rộng hoạt động nghiên cứu và phát triển, thúc đẩy đổi mới công nghệ, qua đó hiệu quả kinh tế được cải thiện (Romer, 1990).

$UNEMP_{it}$ : tỷ lệ thất nghiệp của quốc gia  $i$  năm  $t$ . Theo định luật Okun, thất nghiệp tác động ngược chiều đến tăng trưởng kinh tế. Ngoài ra, nhiều nghiên cứu cũng cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động tiêu cực của thất nghiệp đến tăng trưởng kinh tế.

$GOVEXPEND_{it}$ : chi tiêu tiêu dùng cuối cùng của chính phủ quốc gia  $i$  năm  $t$ . Trường phái Keynes cho rằng chi tiêu công có thể thúc đẩy tăng trưởng kinh tế thông qua việc mở rộng tổng cầu. Ngược lại, các lý thuyết cổ điển và tân cổ điển cho rằng chi tiêu công quá mức có thể gây hiệu ứng lấn át và kìm hãm tăng trưởng (Nyasha & Odhiambo, 2019).

### 3.2. Dữ liệu

Nhằm mở rộng phạm vi phân tích so với các nghiên cứu trước đây tại châu Á và nâng cao tính khái quát của kết quả đối với nhóm nước đang phát triển, nghiên cứu tối đa quy mô mẫu dựa trên sự đầy đủ về dữ liệu của các biến. 23 quốc gia được phân tích là Armenia, Azerbaijan, Bangladesh, Campuchia, Trung Quốc,

Georgia, Ấn Độ, Indonesia, Iraq, Jordan, Kazakhstan, Kyrgyzstan, Lebanon, Malaysia, Mông Cổ, Nepal, Pakistan, Philippines, Thái Lan, Timor-Leste, Thổ Nhĩ Kỳ, Uzbekistan và Việt Nam với giai đoạn nghiên cứu từ 2007 đến 2024. Mặc dù Quỹ Tiền tệ Quốc tế (IMF) bắt đầu công bố dữ liệu về tài chính toàn diện từ năm 2004, nhưng chỉ từ năm 2007 trở đi các chỉ tiêu mới được thống kê tương đối đầy đủ. Dữ liệu của biến phụ thuộc là GDP bình quân đầu người, cùng với các biến kiểm soát bao gồm tỷ lệ lạm phát, độ mở thương mại, tốc độ tăng dân số, tỷ lệ thất nghiệp và chỉ tiêu tiêu dùng của chính phủ được thu thập từ cơ sở dữ liệu World Development Indicators (WDI) của Ngân hàng Thế giới (WB). Trong khi đó, các chỉ tiêu thành phần dùng để tính toán chỉ số tài chính toàn diện được thu thập từ nguồn Financial Access Survey (FAS) do IMF công bố.

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

Có ba loại mô hình thường được sử dụng trong phân tích dữ liệu bảng, đó là mô hình bình phương nhỏ nhất gộp (POLS), mô hình tác động ngẫu nhiên (REM) và mô hình tác động cố định (FEM) (Hill & cộng sự, 2018). Nhóm tác giả thực hiện các kiểm định để lựa chọn được mô hình phù hợp nhất như sau.

Đầu tiên, kiểm định Breusch-Pagan Lagrange Multiplier được thực hiện nhằm lựa chọn giữa mô hình POLS và REM. Kết quả p-value = 0,000 hàm ý rằng có tồn tại yếu tố tác động bảng không quan sát được và không thay đổi theo thời gian, do đó REM phù hợp hơn POLS. Tiếp theo, kiểm định Hausman được áp dụng để lựa chọn giữa REM và FEM. Nếu yếu tố tác động bảng có mối quan hệ với biến độc lập thì FEM được lựa chọn và ngược lại. Kết quả kiểm định với giá trị p-value = 0,6447 cho thấy mô hình REM là lựa chọn tốt hơn.

Tiếp theo, nghiên cứu thực hiện các kiểm định lỗi của mô hình. Kết quả kiểm định Breusch-Pagan với p-value = 0,000 cho thấy mô hình mắc vấn đề phương sai sai số thay đổi. Ngoài ra, kiểm định Wooldridge với kết quả p-value = 0,000 cho thấy mô hình có tồn tại vấn đề tự tương quan. Để khắc phục hai lỗi này, bài viết áp dụng phương pháp hồi quy Bình phương tối thiểu tổng quát khả thi (Feasible generalized least squares - FGLS).

**Bảng 3. Kết quả ước lượng mô hình**

lnGDP	Coefficient	Std. err.	z	P>z	[95% conf. interval]	
FI	1,375***	0,201	6,820	0,000	0,980	1,770
INF	-0,002*	0,001	-1,740	0,082	-0,003	0,000
TRADE	0,003***	0,001	4,210	0,000	0,001	0,004
POP	-0,018**	0,007	-2,370	0,018	-0,032	-0,003
UNEMP	-0,008	0,006	-1,250	0,211	-0,021	0,005
GOVEXPEND	-0,017***	0,002	-7,800	0,000	-0,022	-0,013
cons	7,207***	0,160	44,910	0,000	6,892	7,521

*Nguồn: Nhóm tác giả tính toán bằng Stata.*

Kết quả ước lượng ủng hộ giả thuyết của nghiên cứu. Hệ số hồi qui của biến số FI có giá trị dương và có ý nghĩa thống kê ở mức 1% chứng tỏ việc nâng cao mức độ tài chính toàn diện thúc đẩy tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia đang phát triển khu vực châu Á. Tác động tích cực này đồng nhất với cơ sở lý thuyết được ủng hộ bởi nhiều nghiên cứu đi trước như Lenka & Sharma (2017), Dương & Ngô (2024) và Hussain & cộng sự (2024).

Xét các biến số kiểm soát, phần lớn các biến có ý nghĩa thống kê và có dấu tác động như kỳ vọng. Cụ thể, hội nhập thương mại thúc đẩy tăng trưởng kinh tế trong khi đó sự gia tăng về dân số, chi tiêu tiêu dùng công và lạm phát kim hãm tăng trưởng kinh tế.

#### 5. Kết luận và hàm ý chính sách

Bài viết nghiên cứu tác động của tài chính toàn diện đến tăng trưởng kinh tế với mẫu gồm 23 quốc gia đang phát triển khu vực châu Á trong giai đoạn 2007-2024. Kết quả cho thấy tài chính toàn diện có vai trò thúc đẩy tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia đang phát triển châu Á.

Từ kết quả nghiên cứu, bài viết đề xuất một số hàm ý chính sách nhằm tăng cường vai trò của tài chính

---

toàn diện đối với tăng trưởng kinh tế tại các quốc gia đang phát triển ở châu Á. Thứ nhất, các chính phủ cần triển khai chương trình giáo dục tài chính thống nhất và theo lộ trình dài hạn như một chiến lược quốc gia nhằm nâng cao kiến thức và kỹ năng để tiếp cận, sử dụng và quản lý các sản phẩm tài chính hiệu quả cho người dân. Thứ hai, các nước cần xây dựng chiến lược phân bổ mạng lưới tài chính hợp lý theo vùng miền, trong đó khuyến khích mở mới hoặc nâng cấp các điểm giao dịch tại những khu vực đang có mức độ phổ cập thấp, địa hình phức tạp và dân cư phân bố thưa thớt. Thứ ba, các quốc gia nên ứng dụng công nghệ tài chính để triển khai các giải pháp thanh toán qua điện thoại di động và dịch vụ tư vấn tài chính cá nhân tích hợp trên điện thoại thông minh. Cuối cùng, chính phủ nên ban hành quy định cho phép các đơn vị tài chính vi mô mở rộng mạng lưới, từ đó giúp người dân có thêm lựa chọn, giảm sự phụ thuộc vào tín dụng phi chính thức.

Nghiên cứu có một số đóng góp về mặt lý luận và thực tiễn. Thứ nhất, nghiên cứu có đóng góp mới về phương pháp nghiên cứu. So với các bài nghiên cứu trước đây, bài viết đã bổ sung thêm chỉ tiêu tín dụng trong nước dành cho khu vực tư nhân (% GDP) vào bộ chỉ tiêu tính chỉ số toàn diện nhằm phản ánh được vai trò và tiềm năng đóng góp của khu vực tư nhân trong quá trình đầu tư và phát triển kinh tế. Thứ hai, nghiên cứu bổ sung thêm bằng chứng thực nghiệm về vai trò tích cực của tài chính toàn diện với bộ dữ liệu đầy đủ hơn và cập nhật hơn. Bài viết có phạm vi nghiên cứu được mở rộng với mẫu gồm 23 quốc gia đang phát triển tại châu Á và khoảng thời gian nghiên cứu được cập nhật đến năm 2024. Nhờ đó, các kết luận rút ra có tính khái quát cao hơn đối với nhóm các nước đang phát triển trong khu vực và phản ánh chính xác hơn bối cảnh kinh tế hiện tại.

Tuy nhiên, nghiên cứu còn tồn tại một số hạn chế khách quan. Cụ thể, một số chỉ tiêu tài chính toàn diện phổ biến khác như số lượng tài khoản hay số người vay vốn không được sử dụng do thiếu hụt dữ liệu. Bên cạnh đó, khi nguồn dữ liệu cho phép, việc nghiên cứu về tài chính toàn diện kỹ thuật số thông qua các chỉ tiêu về dịch vụ tiền di động, ví điện tử hay ngân hàng số là một hướng nghiên cứu mới phù hợp với thời đại chuyển đổi số hiện nay.

## Tài liệu tham khảo

- Ali, M., Hashmi, S.H., Nazir, M.R., Bilal, A. & Nazir, M.I. (2020). Does financial inclusion enhance economic growth? Empirical evidence from the IsDB member countries. *International Journal of Finance & Economics*, 26(4), 5235-5258.
- Cámara, N. & Tuesta, D. (2014). *Measuring financial inclusion: A multidimensional index* (BBVA Research Paper No. 14/26). BBVA.
- Claessens, S. & Perotti, E. (2007). Finance and inequality: Channels and evidence. *Journal of Comparative Economics*, 35(4), 748-773. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2007.07.002>
- Dương, N.H. & Ngô, T.H. (2024). Tác động của tài chính số tới tăng trưởng kinh tế tại các nền kinh tế mới nổi khu vực Châu Á: Vai trò điều tiết của tài chính toàn diện. *Tạp Chí Kinh Tế - Luật và Ngân Hàng*, 266(7), 13-25. <https://doi.org/10.59276/jelb.2024.07cd.2744>
- Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485-512. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90027-D](https://doi.org/10.1016/0304-3932(93)90027-D)
- Greenacre, M., Groenen, P.J.F., Hastie, T., d'Enza, A.I., Markos, A. & Tuzhilina, E. (2023). Principal component analysis. *Nature Reviews Methods Primers*, 2(1), 100.
- Hill, R.C., Griffiths, W.E. & Lim, G.C. (2018). *Principles of econometrics*. John Wiley & Sons.
- Hussain, S., Rehman, A. Ur., Ullah, S., Waheed, A. & Hassan, S. (2024). Financial inclusion and economic growth: Comparative panel evidence from developed and developing Asian countries. *SAGE Open*, 14(1). <https://doi.org/10.1177/21582440241232585>

- 
- Ifediora, C., Offor, K.O., Eze, E.F., Takon, S.M., Ageme, A.E., Ibe, G.I. & Onwumere, J.U.J. (2022). Financial inclusion and its impact on economic growth: Empirical evidence from sub-Saharan Africa. *Cogent Economics & Finance*, 10(1). <https://doi.org/10.1080/23322039.2022.2060551>
- Jima, M.D. & Makoni, P.L. (2023). Financial inclusion and economic growth in Sub-Saharan Africa—A panel ARDL and Granger non-causality approach. *Journal of Risk and Financial Management*, 16(6), 299-299. <https://doi.org/10.3390/jrfm16060299>
- Kim, D.W., Yu, J.S. & Hassan, M.K. (2018). Financial inclusion and economic growth in OIC countries. *Research in International Business and Finance*, 43, 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2017.07.178>
- Krueger, A.O. (1978). *Foreign trade regimes and economic development: Liberalization attempts and consequences*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Kumar, M., Ahmad, T., Rai, A. & Sahoo, P.M. (2013). Methodology for construction of composite index. *Indian Agricultural Statistics Research Institute*, 9(2), 639-647.
- Lenka, S.K. & Sharma, R. (2017). Does financial inclusion spur economic growth in India?. *The Journal of Developing Areas*, 51(3), 215-228. <https://doi.org/10.1353/jda.2017.0069>
- Leyshon, A. & Thrift, N. (1995). Geographies of financial exclusion: Financial abandonment in Britain and the United States. *Transactions of the Institute of British Geographers*, 20(3), 312. <https://doi.org/10.2307/622654>
- Loukoianova, E., Yang, Y., Guo, S., Hunter, L., Jahan, S., Jamaludin, F. & Schauer, J. (2018). Financial Inclusion in Asia-Pacific. *Departmental Papers / Policy Papers*, 18(17), 1.
- Meniago, C. (2025). Digital financial inclusion and economic growth: The moderating role of institutions in SADC countries. *International Journal of Financial Studies*, 13(1), 4. <https://doi.org/10.3390/ijfs13010004>
- Mohammed, S.S., Kassem, G.M. & Ali, M. (2024). Financial inclusion, institutional quality and economic growth in Sub-Saharan African countries. *Energy Research Letters*, 5(Early View). <https://doi.org/10.46557/001c.77903>
- Nguyễn, T.M.L. (2025). Tác động của tài chính toàn diện đến phát triển con người: nghiên cứu trường hợp các quốc gia đang phát triển tại châu Á. *Tạp Chí Kinh Tế và Phát Triển*, 334(2). <https://doi.org/10.33301/jed.vi.2259>
- Nyasha, S. & Odhiambo, N.M. (2019). The impact of public expenditure on economic growth: A review of international literature. *ProQuest*, 19(2), 81-101. <https://doi.org/10.2478/fofi-2019-0015>
- OECD (2021). *Digitalisation and Finance in Asia*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/dad32d34-e>
- Ozili, P.K., Ademiju, A. & Rachid, S. (2023). Impact of financial inclusion on economic growth: review of existing literature and directions for future research. *International Journal of Social Economics*, 50(8). <https://doi.org/10.1108/ijse-05-2022-0339>
- Romer, P.M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), S71-S102. <https://doi.org/10.1086/261725>
- Sarma, M. (2008). *Index of financial inclusion* (Working Paper No. 215). New Delhi: Indian Council for Research on International Economic Relations.
- Sarma, M. (2015). Measuring financial inclusion. *Economics Bulletin*, 35(1), 604-611.
- Sethi, D. & Acharya, D. (2018). Financial inclusion and economic growth linkage: some cross-country evidence. *Journal of Financial Economic Policy*, 10(3), 369-385. <https://doi.org/10.1108/jfep-11-2016-0073>
- Sharma, D. (2016). Nexus between financial inclusion and economic growth. *Journal of Financial Economic Policy*, 8(1), 13-36. <https://doi.org/10.1108/jfep-01-2015-0004>
- Singh, B.P., Kumari, A., Sharma, T. & Malhotra, A. (2021). Financial inclusion, Pradhan Mantri Jan Dhan Yojna Scheme and economic growth: Evidence from Indian States. *Economic Notes*, 50(3). <https://doi.org/10.1111/ecno.12186>
- Thathsarani, U., Wei, J. & Samaraweera, G. (2021). Financial inclusion's role in economic growth and human capital
-

- 
- in South Asia: An econometric approach. *Sustainability*, 13(8), 4303. <https://doi.org/10.3390/su13084303>
- Trần, T.T.H., Nguyễn, V.H., Nguyễn, T.Q. & Đoàn, Đ.G. (2020). Tác động của tài chính toàn diện và các nhân tố khác đến tăng trưởng kinh tế. *Tạp Chí Khoa Học & Đào Tạo Ngân Hàng*, 223(2020).
- UNCDF (2024). *ASEAN Monitoring Progress 2023: Financial Inclusion*. United Nations Capital Development Fund. <https://asean.org/wp-content/uploads/2023/04/ASEAN-Monitoring-Progress-2022-UNCDF.pdf>
- Van, L.T.H., Vo, A.T., Nguyen, N.T. & Vo, D.H. (2019). Financial inclusion and economic growth: A International evidence. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(1), 1-25. <https://doi.org/10.1080/1540496x.2019.1697672>
- World Bank (2025). *Financial inclusion*. <https://www.worldbank.org/en/topic/financialinclusion/overview#1>

**\* Tác giả liên hệ: Đinh Thị Thanh Bình. Email: binhdt@ftu.edu.vn**

# PHÁT TRIỂN TRÍ TUỆ NHÂN TẠO CÓ TRÁCH NHIỆM VÀ SỰ BẤT ỔN TRÊN THỊ TRƯỜNG NĂNG LƯỢNG: MỘT PHÂN TÍCH ĐỘNG SỬ DỤNG MÔ HÌNH TVP-VAR

Lê Thanh Hà\*

Khoa Kinh tế học, Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: lethanhha@neu.edu.vn

Bùi Thị Minh Anh

NCS Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: TS4449KH@st.neu.edu.vn

Mã bài: JED-2860

Ngày nhận: 22/01/2026

Ngày nhận bản sửa: 16/03/2026; 26/03/2026

Ngày duyệt đăng: 27/03/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2860

## Tóm tắt:

Nghiên cứu sử dụng mô hình TVP-VAR để xem xét mối quan hệ giữa trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm và bất ổn trên thị trường năng lượng từ ngày 11 tháng 2 năm 2018 đến ngày 11 tháng 2 năm 2025. Nghiên cứu chứng minh sự thay đổi theo thời gian của mức độ lan truyền rủi ro khi bùng phát COVID-19 và khủng hoảng Nga-Ukraine. Kết nối ròng cho thấy trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm chủ yếu đóng vai trò truyền sóc ròng từ giữa 2019 đến hết 2023. Ngược lại, chỉ số này chuyển sang ròng sóc ròng nửa đầu năm 2019 và từ năm 2024 trở đi. Năng lượng tái tạo giữ vai trò truyền sóc ròng trong toàn bộ mẫu, đặc biệt từ 2022 trở đi. Kết nối theo cặp cho thấy trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm chủ yếu chi phối năng lượng tái tạo giai đoạn 2020–2021 và giữa 2022–2023. Nói cách khác, trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm đã đóng vai trò quan trọng trong việc ổn định biến động năng lượng trong ngắn hạn cũng như trong dài hạn, tối ưu hóa tài nguyên và dự báo giá cả. Sự mở rộng của trí tuệ nhân tạo đòi hỏi sự giám sát quy định chặt chẽ hơn, các chính sách thúc đẩy việc ứng dụng trí tuệ nhân tạo một cách có đạo đức, cũng như các can thiệp thị trường nhằm tăng cường an ninh năng lượng.

**Từ khóa:** TVP-VAR, trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm, biến động thị trường năng lượng tái tạo, biến động toàn cầu.

**Mã JEL:** C22, H1.

## Responsible AI development and energy market volatility: A dynamic analysis using the TVP-VAR model

### Abstract

This study employs the Time-Varying Parameter Vector Autoregression (TVP-VAR) model to assess the influence of Responsible Artificial Intelligence on energy market, using data from February 11, 2018, to February 11, 2025. The research demonstrates the time-varying nature of risk spillovers, which intensified during the outbreak of the COVID-19 pandemic and the Russia-Ukraine crisis. The net-connectedness analysis indicates that Responsible Artificial Intelligence primarily acted as a net shock transmitter from mid-2019 to the end of 2023. In contrast, it transitioned to a net shock receiver during the first half of 2019 and from 2024 onwards. Notably, renewable energy consistently served as a net shock transmitter throughout the entire sample period, with this role becoming particularly pronounced from 2022 onwards. Pairwise connectedness reveals that Responsible Artificial Intelligence exerted a dominant influence on the renewable energy indices, especially during the 2020–2021 and mid-2022 to mid-2023 periods. In other words, these findings suggest that Responsible AI has played a crucial role in stabilizing energy volatility in both the short and long term. Looking forward, Artificial Intelligence is poised to be a key instrument for resource optimization and price forecasting. The expansion of Artificial Intelligence necessitates stricter regulatory oversight, policies that promote the ethical application of Artificial Intelligence aimed at enhancing energy security.

**Keywords:** TVP-VAR, Responsible artificial intelligence, Energy market instability, Global uncertainty.

**JEL Codes:** C22, H1

---

## 1. Giới thiệu

Trong bối cảnh khủng hoảng khí hậu và bất ổn địa chính trị ngày càng gia tăng, quá trình chuyển dịch sang năng lượng tái tạo đã vượt qua mục tiêu môi trường đơn thuần để trở thành một mệnh lệnh chiến lược đối với an ninh và kinh tế toàn cầu. Trong khi đó, xung đột Nga-Ukraine là một minh chứng rõ nét, khi sự gián đoạn nguồn cung đã bộc lộ mức độ tổn thương năng lượng nghiêm trọng của châu Âu, buộc các quốc gia phải cấp tốc đa dạng hóa và đẩy nhanh quá trình chuyển đổi xanh không chỉ vì khí hậu mà còn vì an ninh quốc gia (Chen & cộng sự, 2024). Vì vậy, các chiến lược chuyển đổi xanh hiện đại phải được thiết kế một cách hiệu quả, không chỉ nhằm tăng cường sản lượng năng lượng sạch mà còn phải xác định và tháo gỡ các rào cản, đồng thời củng cố các động lực để giảm thiểu bất ổn (Dong & cộng sự, 2024).

Trí tuệ nhân tạo (AI) đang trở thành một tác nhân quan trọng trong quá trình chuyển đổi của ngành năng lượng, vượt ra khỏi vai trò của một công cụ công nghệ đơn thuần để trở thành nền tảng hỗ trợ hình thành các mô hình thị trường năng lượng mới. Nhờ khả năng phân tích dữ liệu lớn và học máy, trí tuệ nhân tạo giúp tối ưu hóa chuỗi cung ứng năng lượng, dự báo nhu cầu với độ chính xác cao và quản lý hiệu quả tính biến động của các nguồn năng lượng tái tạo (Ahmad & cộng sự, 2021). Bên cạnh đó, việc ứng dụng trí tuệ nhân tạo trong điều phối lưới điện thông minh và tích hợp các nguồn năng lượng phân tán góp phần nâng cao hiệu quả vận hành của hệ thống năng lượng. Từ góc độ tài chính, trí tuệ nhân tạo còn hỗ trợ dự báo biến động giá và gián đoạn nguồn cung, qua đó cải thiện khả năng quản trị rủi ro và thu hút đầu tư cho các dự án năng lượng xanh (Olson, 2024; Qiu & Zhao, 2024).

Giao điểm giữa trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm (REAI) và chuyển dịch năng lượng tái tạo ngày càng trở nên quan trọng đối với an ninh năng lượng và phát triển bền vững. Tuy nhiên, việc triển khai hai lĩnh vực này vẫn đối mặt với nhiều thách thức như vấn đề chất lượng dữ liệu, tính minh bạch của các thuật toán “hộp đen” và sự phân mảnh trong quản trị năng lượng. Trong bối cảnh đó, nghiên cứu này định lượng tác động của REAI đối với quá trình chuyển dịch năng lượng tái tạo. Sử dụng các phương pháp kinh tế lượng trên bộ dữ liệu giai đoạn 2018–2025, nghiên cứu phân tích các mối liên kết và sự lan truyền biến động giữa hai lĩnh vực, qua đó cung cấp bằng chứng thực nghiệm hỗ trợ việc xây dựng các chính sách thúc đẩy chuyển đổi số và chuyển đổi năng lượng một cách hiệu quả.

Nghiên cứu đóng góp cho tài liệu hiện có theo ba hướng chính. Thứ nhất, nghiên cứu xem xét mối liên hệ giữa REAI và sự bất ổn trên thị trường năng lượng tái tạo. Thứ hai, nghiên cứu xây dựng một khung phân tích phù hợp để đánh giá các mối liên kết biến động giữa REAI và thị trường năng lượng thông qua việc áp dụng phương pháp đo lường kết nối tiên tiến. Thứ ba, nghiên cứu phân tích tác động của các cú sốc bất ngờ, như khủng hoảng kinh tế hoặc năng lượng, đối với mối quan hệ giữa REAI và sự bất ổn của thị trường năng lượng. Cách tiếp cận này giúp làm rõ các kênh lan truyền biến động trong cả ngắn hạn và dài hạn, từ đó cung cấp những hàm ý quan trọng cho các nhà hoạch định chính sách trong việc thiết kế các chính sách kinh tế và năng lượng bền vững.

Nội dung nghiên cứu như sau: Phần 2 trình bày cơ sở lý luận. Phần 3 trình bày về dữ liệu và phương pháp nghiên cứu. Phần 4 là kết quả. Phần 5 tóm tắt kết luận và đưa ra các khuyến nghị chính sách.

## 2. Cơ sở lý luận

### 2.1. Khái niệm và sự phát triển khái niệm về trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm

#### 2.1.1. Khái niệm

REAI là cách tiếp cận trong việc thiết kế, phát triển và triển khai các hệ thống trí tuệ nhân tạo bảo đảm rằng các hệ thống này hoạt động phù hợp với các giá trị đạo đức, chuẩn mực xã hội và các quy định pháp lý. Theo Dignum (2019), REAI nhấn mạnh rằng việc phát triển các hệ thống trí tuệ nhân tạo không chỉ tập trung vào hiệu quả kỹ thuật mà còn phải xem xét các yếu tố như tính minh bạch, công bằng, khả năng giải thích và trách nhiệm giải trình của hệ thống. Cách tiếp cận này yêu cầu các tổ chức và nhà phát triển tích hợp các nguyên tắc đạo đức vào toàn bộ vòng đời của hệ thống trí tuệ nhân tạo, từ giai đoạn thiết kế, phát triển,

---

triển khai cho đến giám sát và đánh giá sau khi áp dụng.

Bên cạnh đó, Floridi & cộng sự (2018) cho rằng REAI là khuôn khổ nhằm bảo đảm rằng việc phát triển và sử dụng các hệ thống trí tuệ nhân tạo mang lại lợi ích cho con người và xã hội, đồng thời giảm thiểu các rủi ro tiềm ẩn như thiên lệch thuật toán, vi phạm quyền riêng tư và các tác động tiêu cực khác. Theo quan điểm này, REAI không chỉ liên quan đến khía cạnh kỹ thuật mà còn bao gồm các yếu tố quản trị, đạo đức và trách nhiệm xã hội của các tổ chức phát triển và ứng dụng trí tuệ nhân tạo. Vì vậy, cách tiếp cận này được xem là nền tảng quan trọng để xây dựng các hệ thống trí tuệ nhân tạo đáng tin cậy, minh bạch và phục vụ lợi ích chung của xã hội.

### *2.1.2. Sự phát triển khái niệm về trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm*

Việc tích hợp trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm (REAI) vào lĩnh vực năng lượng tạo ra cả cơ hội tối ưu hóa và nhiều thách thức về đạo đức, quản trị và tính bền vững. Một vấn đề quan trọng là sự đánh đổi giữa nhu cầu sử dụng dữ liệu lớn để nâng cao hiệu quả thuật toán và yêu cầu bảo vệ quyền riêng tư cũng như an ninh dữ liệu. Thách thức này càng rõ rệt do tính “hộp đen” của nhiều hệ thống trí tuệ nhân tạo và sự phân mảnh trong quản trị ngành năng lượng, khiến việc thiết lập cơ chế trách nhiệm trở nên khó khăn. Ngoài ra, năng lực tính toán lớn của REAI có thể làm gia tăng tiêu thụ năng lượng và phát thải carbon. Do đó, để REAI thực sự phát huy vai trò tích cực, cần một cách tiếp cận chủ động nhằm tái cấu trúc hệ sinh thái năng lượng và tích hợp trí tuệ nhân tạo theo hướng minh bạch, có trách nhiệm và hỗ trợ các mục tiêu như an ninh năng lượng và công bằng xã hội.

### *2.2. Trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm và thị trường năng lượng*

Trí tuệ nhân tạo đang ngày càng được công nhận là một tác nhân xúc tác quan trọng trong quá trình chuyển dịch hướng tới các hệ thống năng lượng bền vững. Bằng cách tối ưu hóa quy trình sản xuất, quản lý tài nguyên và tự động hóa các chuỗi cung ứng phức tạp, trí tuệ nhân tạo mang lại tiềm năng to lớn trong việc nâng cao hiệu quả và giảm thiểu lãng phí năng lượng, qua đó đóng góp trực tiếp vào các mục tiêu giảm phát thải carbon (Olson, 2024; Zhu & cộng sự, 2025). Các bằng chứng thực tiễn cho thấy công nghệ này có thể cắt giảm đáng kể mức tiêu thụ năng lượng, củng cố vai trò của nó như một trụ cột trong các chiến lược an ninh năng lượng và giảm thiểu biến đổi khí hậu (Olson, 2024; Qiu & Zhao, 2024). Tuy nhiên, các nghiên cứu học thuật gần đây đã vượt qua góc nhìn ban đầu về một mối quan hệ tích cực và tuyến tính đơn thuần. Hầu hết các nghiên cứu này phát hiện ra rằng việc triển khai trí tuệ nhân tạo có tác động tích cực và tuyến tính đối với các hệ thống năng lượng. Chẳng hạn, nghiên cứu đã chứng minh rằng trí tuệ nhân tạo có thể thúc đẩy đáng kể sự phát triển của năng lượng sạch (Zhao & cộng sự, 2024), giảm mức tiêu thụ năng lượng (Liu & cộng sự, 2021), tăng hiệu quả (Song & cộng sự, 2024), giảm cường độ năng lượng (Liu & cộng sự, 2021), giảm tình trạng thiếu hụt năng lượng (Ding & cộng sự, 2024) và tăng cường độ bền của chuỗi cung ứng năng lượng sạch (Song & cộng sự, 2024). Hơn nữa, các nghiên cứu chỉ ra rằng tác động của trí tuệ nhân tạo đối với các hệ thống năng lượng không phải là tuyến tính. Ví dụ, Lee & Yan (2024) phát hiện rằng trí tuệ nhân tạo có mối quan hệ phi tuyến với sự phát triển của năng lượng sạch dựa trên dữ liệu từ Trung Quốc. Theo Tian & cộng sự (2024), trí tuệ nhân tạo tác động không đồng đều đến việc sử dụng năng lượng sạch.

Theo Gatto & Busato (2020), chỉ số tổn thương năng lượng (EVI) đo lường mức độ nhạy cảm của một quốc gia trước các thay đổi về chính sách điện, biến động giá và gián đoạn nguồn cung năng lượng, đồng thời phản ánh tác động của các cú sốc năng lượng đối với hệ thống kinh tế – xã hội. Các nghiên cứu về EVI chủ yếu tập trung theo hai hướng. Hướng thứ nhất đánh giá và xây dựng chỉ số EVI, coi đây là một chỉ số đa chiều phản ánh mức độ dễ bị tổn thương của hệ thống năng lượng (Liu & Sheng, 2024). Ngoài ra, các nghiên cứu khác thường sử dụng các chỉ tiêu như cường độ năng lượng, mức tiêu thụ năng lượng, khả năng tiếp cận năng lượng, hiệu quả năng lượng và an ninh năng lượng để đo lường EVI ở nhiều cấp độ của hệ thống năng lượng (Dong & cộng sự, 2024).

Mục tiêu chính của nhóm nghiên cứu thứ hai là xem xét các biến số ảnh hưởng đến chỉ số EVI. Trong

---

số này, chỉ một vài nghiên cứu đã trực tiếp xem xét các yếu tố tác động đến EVI, chẳng hạn như nền kinh tế dựa trên internet (Dong & cộng sự, 2024) và tài chính khí hậu (Njangang & cộng sự, 2024). Hầu hết các nghiên cứu tập trung vào việc phân tích các biến số ảnh hưởng đến các chỉ số phụ của EVI. Các tài liệu hiện có chủ yếu được trình bày ở cấp độ công nghệ và đổi mới sáng tạo, vì trí tuệ nhân tạo là trọng tâm của nghiên cứu này. Các nghiên cứu đã xem xét tác động của công nghệ số, tiến bộ trong công nghệ thông tin và truyền thông (ICT), và phát triển kỹ thuật (Xu & cộng sự, 2024) đối với việc sử dụng năng lượng và cường độ sử dụng năng lượng. Ngoài ra, các nghiên cứu đã chỉ ra rằng các ứng dụng ICT và đổi mới kỹ thuật có thể giảm mức tiêu thụ năng lượng tổng thể (Zheng & cộng sự, 2022) và hỗ trợ phát triển năng lượng sạch (Ebaidalla, 2024).

Mặc dù các nghiên cứu trước đây đã xem xét tác động của tiến bộ công nghệ đối với các hệ thống năng lượng, chúng chủ yếu tập trung vào một khía cạnh của EVI: sử dụng năng lượng và hiệu quả năng lượng. Tuy nhiên, các tài liệu lý thuyết và thực nghiệm về mối liên hệ giữa trí tuệ nhân tạo và tính dễ bị tổn thương của toàn bộ hệ thống năng lượng vẫn còn thiếu. Để xem xét kỹ lưỡng hơn vai trò và rủi ro của trí tuệ nhân tạo trong ngành năng lượng, cần tăng cường nghiên cứu về các tác động tiềm tàng của trí tuệ nhân tạo đối với tính dễ bị tổn thương năng lượng, đặc biệt trong bối cảnh các hệ thống năng lượng ngày càng trở nên phức tạp và phụ thuộc vào công nghệ.

### **2.3. Mục tiêu và giả thuyết nghiên cứu**

Dựa trên các lập luận lý thuyết và các nghiên cứu trước đây về mối quan hệ giữa trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm (REAI) và thị trường năng lượng, nghiên cứu này hướng tới mục tiêu phân tích sự lan truyền biến động giữa hai lĩnh vực này. Cụ thể, nghiên cứu xem xét vai trò của REAI trong việc ổn định thị trường năng lượng, cũng như phản ứng của lĩnh vực trí tuệ nhân tạo trước các cú sốc năng lượng. Từ đó, nghiên cứu đề xuất hai giả thuyết sau:

H1: Sự phát triển của REAI làm giảm bất ổn xảy ra trên thị trường năng lượng.

H2: Sự gia tăng bất ổn trên thị trường năng lượng dẫn đến việc tăng cường áp dụng trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm.

## **3. Mô hình và số liệu**

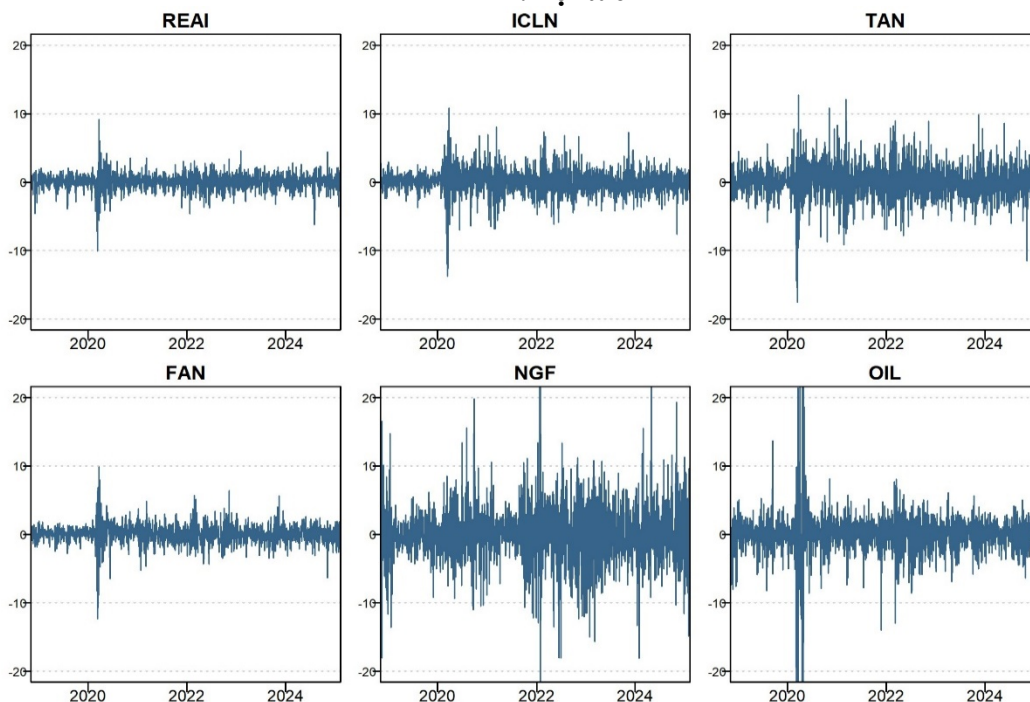
### **3.1. Mô tả số liệu**

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu theo ngày, trong đó Amundi MSCI Robotics & AI ESG Screened UCITS ETF (REAI) đại diện cho biến REAI. iShares Global Clean Energy ETF (ICLN), Invesco Solar ETF (TAN), First Trust Global Wind Energy ETF (FAN), Natural Gas Mar 25 (NGF), và Crude Oil Mar 25 (OIL) lần lượt đại diện cho các biến là năng lượng sạch, năng lượng mặt trời, năng lượng gió, khí tự nhiên và dầu thô từ ngày 11 tháng 2 năm 2018 đến ngày 11 tháng 2 năm 2025. Các chỉ số ETF và hợp đồng tương lai này phản ánh biến động giá và kỳ vọng của nhà đầu tư đối với các ngành năng lượng tương ứng trên thị trường tài chính. Khi có các cú sốc kinh tế, địa chính trị hoặc thay đổi chính sách năng lượng, giá của các tài sản này thường biến động mạnh, qua đó phản ánh mức độ bất ổn của thị trường năng lượng. Cụ thể, ICLN theo dõi hiệu suất của các công ty năng lượng sạch trên toàn cầu, do đó phản ánh mức độ biến động của lĩnh vực năng lượng tái tạo nói chung. TAN tập trung vào các doanh nghiệp hoạt động trong ngành năng lượng mặt trời, vì vậy sự thay đổi giá của ETF này thể hiện những biến động trong thị trường điện mặt trời. FAN đại diện cho các công ty liên quan đến năng lượng gió, giúp phản ánh sự thay đổi và rủi ro trong lĩnh vực điện gió toàn cầu. Trong khi đó, NGF (hợp đồng tương lai khí tự nhiên) và OIL (hợp đồng tương lai dầu thô) đại diện cho các nguồn năng lượng hóa thạch quan trọng nhất trên thị trường năng lượng toàn cầu. Giá của các hợp đồng này thường chịu ảnh hưởng mạnh bởi các yếu tố như cung – cầu năng lượng, xung đột địa chính trị, chính sách năng lượng và điều kiện kinh tế vĩ mô. Do đó, biến động của chúng thường được sử dụng để đo lường mức độ bất ổn của thị trường năng lượng.

Hình 1 minh họa biến động lợi tức. Sự biến động của REAI cao nhất vào năm 2020, do các đợt phong

tỏa kéo dài của đại dịch COVID-19 đã tác động tiêu cực đến quá trình phát triển công nghệ, đặc biệt là trí tuệ nhân tạo (Mandal, 2021). Dầu thô có xu hướng tương tự với mức tăng mạnh trong quý I năm 2020. Xu hướng tương tự cũng xuất hiện ở nhóm năng lượng tái tạo, gồm ICLN (năng lượng sạch), TAN (năng lượng mặt trời) và FAN (năng lượng gió), đều cho thấy sự sụt giảm lợi suất rõ rệt vào năm 2020 do bối cảnh khủng hoảng toàn cầu. Sau đó, các chỉ số này dần hồi phục và duy trì biên độ dao động ổn định, ngoại trừ một số biến động nhỏ vào nửa cuối năm 2024. Ngược lại, năng lượng hóa thạch thể hiện biến động mạnh hơn. OIL (dầu thô) ghi nhận cú sốc lớn vào đầu năm 2022 do xung đột Nga–Ukraine, vốn đã làm gia tăng tình trạng bất ổn giá cả trên diện rộng đối với các loại hàng hóa liên quan đến năng lượng và gây gián đoạn các hoạt động kinh tế toàn cầu (Chen & cộng sự, 2023).

**Hình 1. Lợi tức**



Bảng 1 cho thấy lợi tức trung bình tất cả các chuỗi đều dương. Các biến đều có phân phối phi chuẩn và có tính dừng, được xác nhận lần lượt bởi kiểm định Jarque–Bera (Jarque & Bera, 1980) và kiểm định nghiệm đơn vị ERS (Elliott & cộng sự, 1996). Ngoài ra, các biến đều xuất hiện hiện tượng tương quan ở lợi suất gốc và lợi suất bình phương, được khẳng định thông qua kiểm định weighted portmanteau (Fisher & Gallagher, 2012). Từ đó, phương pháp nghiên cứu đảm bảo sự hợp lý và tạo cơ sở vững chắc cho việc sử dụng TVP-VAR nhằm khám phá mối quan hệ giữa REAI và năng lượng tái tạo.

### 3.2. Phương pháp mô hình

Nghiên cứu áp dụng mô hình TVP-VAR (Vector Autoregression with Time-Varying Parameters) do Diebold & Yilmaz (2012) phát triển. Mô hình TVP-VAR trong nghiên cứu được ước lượng với độ trễ bậc một, theo tiêu chí lựa chọn mô hình Bayesian Information Criterion (BIC).

$$y_t = \mathcal{Q}_t y_{t-1} + \psi_t \quad \epsilon_t \sim N(0, S_t) \quad (1)$$

$$oneec(\mathcal{Q}_t) = vec(\mathcal{Q}_{t-1}) + u_t \quad u_t \sim N(0, R_t) \quad (2)$$

trong đó,  $\mathcal{Q}_t$  và  $S_t$  là các ma trận có kích thước  $\mathcal{P} \times \mathcal{P}$ , trong khi các vector  $y_t$ ,  $y(t-1)$  và  $\psi_t$  có kích thước  $\mathcal{P} \times 1$ . Ma trận  $R_t$  có kích thước  $\mathcal{P}^2 \times \mathcal{P}^2$ , còn các vector  $vec(\mathcal{Q}_t)$  và  $u_t$  có kích thước  $\mathcal{P}^2 \times 1$ . Phương pháp này xem xét sự biến động của  $(\mathcal{Q}_t)$  theo thời gian và liên kết giữa các biến. Bên cạnh đó, các ma trận phương sai–hiệp phương sai  $S_t$  và  $R_t$  cũng thay đổi theo thời gian cho thấy bản chất động của thị trường và

tỷ lệ rủi ro.

Tiếp đó, chuyển đổi mô hình TVP-VAR sang mô hình TVP-VMA thông qua phương trình sau:

$$y_t = \sum_{h=0}^{\infty} N_{h,t} \psi_{t-1}; \text{ trong đó } N_0 = I_Z.$$

Ở đây,  $\psi_t$  được giả định là một vector các cú sốc có ma trận hiệp phương sai đối xứng (nhưng không nhất thiết là trực giao) với kích thước  $\mathcal{P} \times \mathcal{P}$ , ký hiệu là  $E(\psi_t \psi_t') = S_t$ , và có thể biến đổi theo thời gian. Hệ quả là, sai số dự báo tại bước  $h$  được biểu diễn như sau:

$$\begin{aligned} \mathfrak{b}_t(h) &= y_{t+h} - E(y_{t+h} | y_t, y_{t-1}, \dots) \quad (3) \\ &= \sum_{l=0}^{h-1} N_{l,t} \psi_{t+h-l} \quad (4) \end{aligned}$$

có ma trận hiệp phương sai cho lỗi dự báo được đưa ra bởi:

$$E(\mathfrak{b}_t(h) \mathfrak{b}_t(h)') = N_{l,t} S_t N_{l,t}' \quad (5)$$

Phân rã phương sai sai số dự báo tổng quát (GFEVD), được ký hiệu là  $qd_{ij,t}$ , là mức độ ảnh hưởng của một cú sốc từ yếu tố  $j$  đối với yếu tố  $i$ :

$$\mathfrak{b}_{ij,t}^{gen}(\Omega) = \frac{E(\mathfrak{b}_{i,t}^2(\Omega)) - E(\mathfrak{b}_{i,t}(\Omega)) - E(\mathfrak{b}_{i,t}(\Omega)) | \psi_{j,t+1}, \dots, \psi_{j,t+1}|^2}{E(\mathfrak{b}_{i,t}^2(\Omega))} \quad (6)$$

$$= \frac{\sum_{i=0}^{n-1} (e_i' N_{it} S_t e_j)^2}{(e_j' S_t e_j) \cdot \sum_{i=0}^{n-1} (e_i' N_{it} S_t N_{it}' e_i)} \quad (7)$$

$$= \frac{\mathfrak{b}_{ij,t}^{gen}(\Omega)}{\sum_{j=1}^n \mathfrak{b}_{ij,t}^{gen}(\Omega)} \quad (8)$$

Trong phương trình,  $e_i$  biểu thị một vector chọn vị trí bằng không có kích thước  $\mathcal{P} \times 1$ , trong đó vị trí thứ  $i$  được gán giá trị bằng một. Trong khi đó,  $\mathfrak{b}_{ij,t}^{gen}(\Omega)$  thể hiện mức giảm phương sai của sai số dự báo tại bước  $h$  của biến chỉ báo  $i$ , do ảnh hưởng của việc triệt tiêu các cú sốc từ biến chỉ báo  $j$ .

Chỉ số kết nối tổng thể (Total Connectedness Index - TCI) phản ánh mức trung bình của các chỉ số lan tỏa có hướng tổng thể, từ hoặc đến các yếu tố khác trong hệ thống:

$$qd_{\mathcal{Z}t} = \frac{1}{\mathcal{P}} \sum_{i=1}^{\mathcal{P}} \mathcal{G}_{i \leftarrow \cdot, t}^{gen, from} = \frac{1}{\mathcal{P}} \sum_{i=1}^{\mathcal{P}} \mathcal{G}_{i \rightarrow \cdot, t}^{gen, to} \quad (9)$$

Cần xác lập quan hệ của chỉ số lan tỏa  $qd_{ij,t}$  với chỉ số liên kết chung  $jd_{ij,t}$ :

$$\mathcal{G}_{i \leftarrow \cdot, t}^{jnt, from} = \sum_{j=1, j \neq i}^{\mathcal{P}} jd_{ij,t} \quad (10)$$

$$\mathcal{G}_{\leftarrow i, t}^{jnt, to} = \sum_{j=1, j \neq i}^{\mathcal{P}} jd_{ji,t} \quad (11)$$

$$jd_{\mathcal{Z}i} = \frac{1}{\mathcal{Z}} \sum_{i=1}^{\mathcal{P}} \mathcal{G}_{i \leftarrow \cdot, t}^{jnt, from} = \frac{1}{\mathcal{P}} \sum_{i=1}^{\mathcal{P}} \mathcal{G}_{i \rightarrow \cdot, t}^{jnt, to} \quad (12)$$

Theo Lastrapes & Wiesen (2021), các thành phần đường chéo chính của bảng liên kết chung cần phải không thay đổi, bởi vì tổng của mỗi hàng phải bằng 1. Do đó, hệ số điều chỉnh (scaling factor) sẽ khác nhau đối với từng hàng:

$$\eta_i = \frac{\mathcal{G}_{i \leftarrow \cdot, t}^{jnt, from}}{\mathcal{G}_{i \leftarrow \cdot, t}^{gen, from}} \quad (13)$$

$$\eta = \frac{1}{\mathcal{P}} \sum_{i=1}^{\mathcal{P}} \eta_i \quad (14)$$

$$jd_{ij,t} = \eta_i qd_{ij,t} \quad (15)$$

$$jd_{ii,t} = 1 - \mathcal{G}_{i \leftarrow \cdot, t}^{jnt, from} \quad (16)$$

$$\mathcal{G}_{i \rightarrow \cdot, t}^{jnt, to} = \sum_{j=1, j \neq i}^{\mathcal{P}} jd_{ij,t} \quad (17)$$

Cuối cùng, các chỉ số liên kết có hướng theo từng cặp và tổng giá trị ròng có thể được ước lượng thông qua việc hiệu chỉnh tham số theo từng hàng:

$$G_{i,t}^{jnt,net} = G_{i \rightarrow \cdot, t}^{jnt,to} - G_{i \leftarrow \cdot, t}^{jnt,from} \quad (18)$$

$$G_{ij,t}^{jnt,net} = qdZ_{ji,t} - qdZ_{ij,t} \quad (19)$$

Để phân tích mối quan hệ động và sự lan truyền biến động giữa các phân khúc của thị trường năng lượng, nghiên cứu này sử dụng mô hình Vector tự hồi quy với tham số thay đổi theo thời gian (Time-Varying Parameter Vector Autoregression – TVP-VAR). Khác với mô hình VAR truyền thống giả định các hệ số cố định theo thời gian, mô hình TVP-VAR cho phép các tham số của mô hình thay đổi theo thời gian, qua đó phản ánh tốt hơn những thay đổi trong cấu trúc thị trường do các cú sốc kinh tế, tài chính hoặc địa chính trị.

Vector biến nội sinh của mô hình được xác định như sau:

$$Y_t = (ICLN_t, TAN_t, FAN_t, NGF_t, OIL_t)'$$

trong đó CLN<sub>t</sub>, TAN<sub>t</sub>, FAN<sub>t</sub>, NGF<sub>t</sub> và OIL<sub>t</sub> lần lượt đại diện cho các phân khúc năng lượng sạch, năng lượng mặt trời, năng lượng gió, khí tự nhiên và dầu thô tại thời điểm t.

Mô hình TVP-VAR bậc p được biểu diễn dưới dạng:

$$Y_t = c_t + B_{1,t}Y_{t-1} + B_{2,t}Y_{t-2} + \dots + B_{p,t}Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

trong đó Y<sub>t</sub> là vector các biến nội sinh, c<sub>t</sub> là vector hằng số thay đổi theo thời gian, B<sub>i,t</sub> là các ma trận hệ số thay đổi theo thời gian và ε<sub>t</sub> là vector sai số ngẫu nhiên với phân phối:

$$\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma_t)$$

trong đó Σ<sub>t</sub> là ma trận hiệp phương sai của sai số tại thời điểm t.

Trong mô hình TVP-VAR, các tham số của mô hình được giả định thay đổi theo thời gian theo quá trình bước ngẫu nhiên, được mô tả như sau:

$$\beta_t = \beta_{t-1} + u_t$$

trong đó β<sub>t</sub> là vector chứa các tham số của mô hình tại thời điểm t, và u<sub>t</sub> là nhiễu trạng thái với  $u_t \sim N(0, Q)$ .

Cấu trúc này cho phép các mối quan hệ giữa các biến trong hệ thống thay đổi linh hoạt theo thời gian.

Việc sử dụng mô hình TVP-VAR giúp nắm bắt tốt hơn sự thay đổi trong mức độ tương tác giữa các phân khúc khác nhau của thị trường năng lượng, đặc biệt trong bối cảnh thị trường thường xuyên chịu ảnh hưởng bởi các cú sốc kinh tế vĩ mô, biến động địa chính trị và các thay đổi trong chính sách năng lượng toàn cầu.

## 4. Kết quả

### 4.1. Mức độ liên kết tổng thể thay đổi theo thời gian

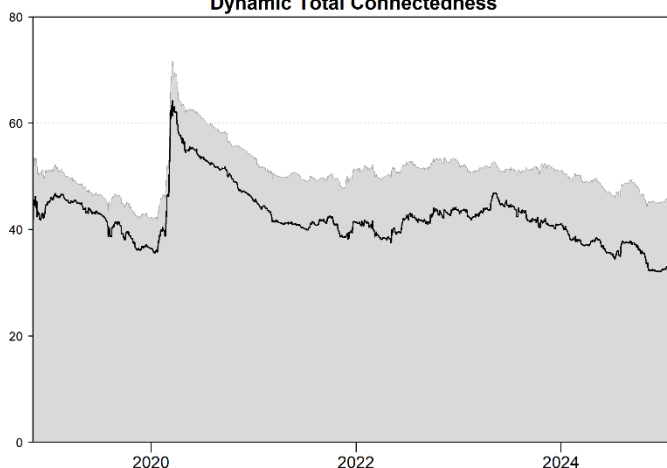
Kết quả cho thấy chỉ số TCI biến động mạnh trong năm 2020, đạt đỉnh gần 70% vào thời điểm khủng hoảng y tế toàn cầu bùng phát. Giá trị TCI cao phản ánh mức độ liên kết chặt chẽ hơn giữa các chỉ số, cho thấy sự lan tỏa đồng thời của các cú sốc thị trường.

Sau giai đoạn đỉnh điểm, TCI giảm dần và duy trì quanh mức 45–50% trong giai đoạn 2021–2024, thể hiện xu hướng ổn định tương đối nhưng vẫn ở mức cao so với thời kỳ trước khủng hoảng. Đáng chú ý, cuối giai đoạn nghiên cứu, TCI có xu hướng giảm nhẹ, dưới 45% cho thấy mức độ lan tỏa rủi ro giảm dần. TCI đạt đỉnh vào năm 2021 do sự gia tăng mạnh của quá trình chuyển đổi số và ứng dụng trí tuệ nhân tạo trong lĩnh vực năng lượng sau đại dịch COVID-19. Trong giai đoạn này, nhu cầu sử dụng các công nghệ trí tuệ nhân tạo trong dự báo nhu cầu điện, tối ưu hóa hệ thống năng lượng và quản lý lưới điện thông minh tăng nhanh. Đồng thời, sự phục hồi kinh tế toàn cầu cũng làm gia tăng biến động trên thị trường năng lượng.

### 4.2. Mức độ liên kết ròng thay đổi theo thời gian

Hình 3 cho thấy sự thay đổi vai trò linh hoạt của các chỉ số. Trong các kết quả dưới đây, REAI đại diện

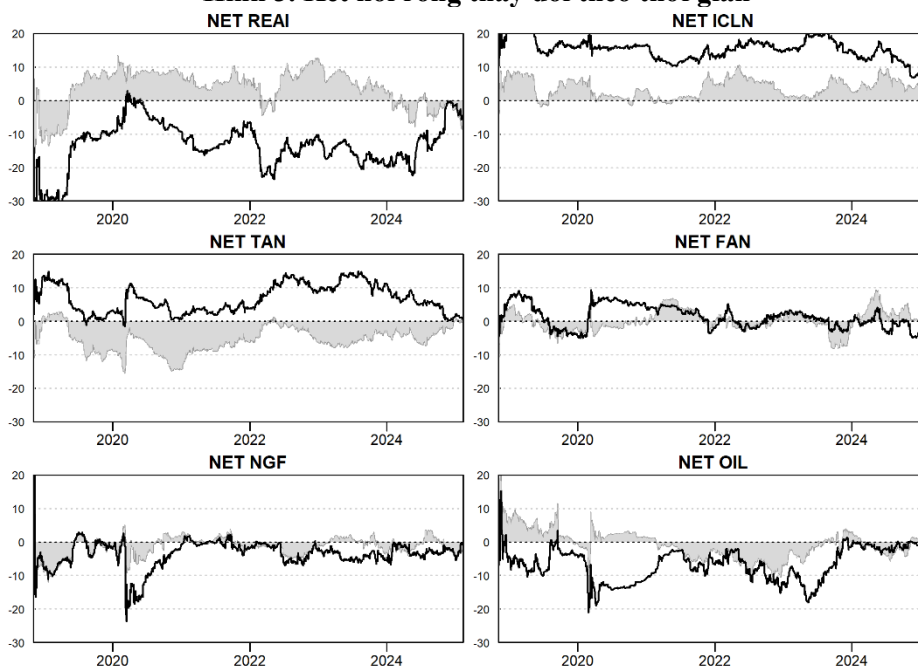
**Hình 2. Mức độ liên kết tổng thể động**  
Dynamic Total Connectedness



Chú thích: Đường màu đen là kết quả của mô hình của Diebold & Yilmaz (2012) trong khi phần miền màu xám là mô hình Lastrapes & Wiesen (2021)

cho REAI, còn ICLN, FAN, TAN, OIL, NGF lần lượt là năng lượng sạch, năng lượng gió, năng lượng mặt trời, dầu thô và khí tự nhiên. Cụ thể, REAI chủ yếu đóng vai trò truyền sóc ròng từ giữa 2019 đến hết 2023. Ngược lại, REAI chuyển sang nhận sóc ròng nửa đầu năm 2019 và từ năm 2024 trở đi. Trước năm 2024, trí tuệ nhân tạo bùng nổ và được ứng dụng rộng rãi trong nhiều lĩnh vực, đặc biệt là năng lượng, tài chính và công nghệ. Quá trình chuyển đổi số cùng với việc ứng dụng trí tuệ nhân tạo trong quản lý năng lượng, tối ưu hóa hệ thống điện và dự báo nhu cầu năng lượng đã làm gia tăng ảnh hưởng của lĩnh vực này đối với thị trường năng lượng. Tuy nhiên, từ năm 2024 trở đi, thị trường trí tuệ nhân tạo trở nên nhạy cảm hơn với các biến động từ thị trường năng lượng do sự gia tăng nhu cầu điện cho các trung tâm dữ liệu và hệ thống tính toán phục vụ trí tuệ nhân tạo. Đồng thời, các quy định quản lý chặt chẽ hơn đối với công nghệ này cùng với biến động chi phí năng lượng khiến lĩnh vực trí tuệ nhân tạo chịu tác động mạnh hơn từ các cú sóc năng

**Hình 3. Kết nối ròng thay đổi theo thời gian**

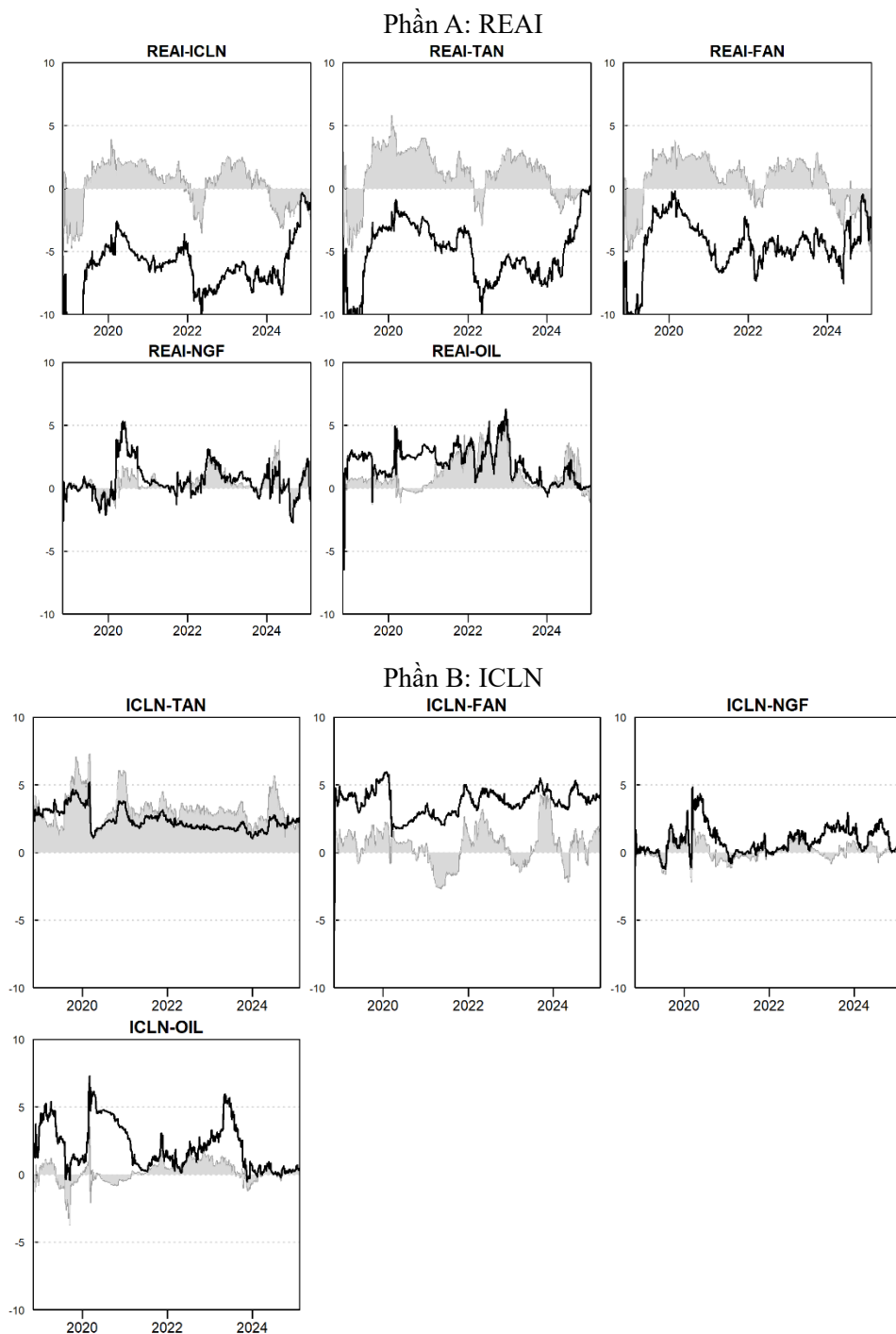


Chú thích: Đường màu đen là kết quả của mô hình của Diebold & Yilmaz (2012) trong khi phần miền màu xám là mô hình Lastrapes & Wiesen (2021)

lượng. ICLN giữ vai trò truyền sốc ròng trong toàn bộ mẫu, đặc biệt từ 2022 trở đi. Trong khi đó, TAN đóng vai trò đối lập so với ICLN. FAN và NGF nhận sốc ròng trong giai đoạn 2019 đến giữa 2020, và 2022-2024 và chuyển sang truyền sốc ròng giai đoạn 2020-2021 và từ 2024 trở đi. Trong khi đó, OIL ghi nhận biến động mạnh, với vai trò nhận sốc ròng rõ rệt giai đoạn 2020–2021 nhưng nhanh chóng trở lại truyền sốc ròng từ 2022 trở đi.

### 4.3. Kết nối theo cặp ròng thay đổi theo thời gian

**Hình 4. Kết nối theo cặp ròng thay đổi theo thời gian**



Chú thích: Đường màu đen là kết quả của mô hình của Diebold & Yilmaz (2012) trong khi phần miền màu xám là mô hình Lastrapes & Wiesen (2021)

---

Hình 4 trình bày kết quả kết nối rỗng theo cặp nhằm xác định vai trò then chốt của REAI và năng lượng tái tạo.

Kết quả Phần A cho thấy REAI chủ yếu chi phối ICLN, TAN, FAN giai đoạn 2020-2021 và giữa 2022-2023. Kết quả này phù hợp với giả thuyết H1 rằng sự phát triển của REAI làm giảm bất ổn xảy ra trên thị trường năng lượng. Tuy nhiên, ở các thời điểm đầu năm 2020, năm 2022 và 2024, REAI lại chịu tác động ngược từ các thị trường năng lượng. Kết quả này cung cấp bằng chứng ủng hộ giả thuyết H2, theo đó sự gia tăng bất ổn trên thị trường năng lượng có thể thúc đẩy việc đẩy mạnh áp dụng REAI nhằm giảm thiểu rủi ro, ổn định hệ thống năng lượng và tăng cường khả năng chống chịu trước các cú sốc thị trường. Sự thay đổi này gắn với khủng hoảng COVID-19 làm gián đoạn kinh tế toàn cầu, với bất ổn địa chính trị cùng biến động giá dầu khí trong năm 2022, và với sự điều chỉnh thị trường cũng như xu thế gia tăng vai trò của năng lượng tái tạo vào năm 2024. Còn đối với năng lượng hóa thạch, REAI chi phối mạnh mẽ biến động của NGF và OIL.

Trong khi đó, Phần B là kết nối rỗng theo cặp giữa ICLN và các nguồn năng lượng khác. ICLN chi phối TAN trong toàn bộ giai đoạn nghiên cứu với mức ảnh hưởng ổn định, phản ánh mối liên kết chặt chẽ giữa hai thị trường năng lượng tái tạo. Về phía FAN đối với NGF và ICLN, chủ yếu giữ vai trò chi phối, tuy nhiên vào các năm 2022 và 2024 ảnh hưởng đảo chiều khi hai biến này tác động mạnh hơn đến ICLN, điều này có thể xuất phát từ các cú sốc năng lượng toàn cầu và sự gia tăng nhu cầu khí tự nhiên cũng như điện gió trong bối cảnh bất ổn địa chính trị. Với dầu thô, ICLN bị chi phối trong hầu hết các giai đoạn, nhưng giai đoạn 2022-2024, ICLN giữ vai trò chi phối ngược lại, cho thấy xu hướng dịch chuyển ảnh hưởng từ năng lượng truyền thống sang năng lượng tái tạo trong giai đoạn biến động giá dầu và đẩy mạnh chuyển đổi năng lượng.

## 5. Kết luận

Nghiên cứu sử dụng mô hình TVP-VAR xem xét mối quan hệ giữa trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm và bất ổn trên thị trường năng lượng từ ngày 11 tháng 2 năm 2018 đến ngày 11 tháng 2 năm 2025. Nghiên cứu chứng minh sự thay đổi theo thời gian của mức độ lan truyền rủi ro khi bùng phát COVID-19 và khủng hoảng Nga-Ukraine. Kết nối rỗng cho thấy trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm chủ yếu đóng vai trò truyền sốc rỗng từ giữa 2019 đến hết 2023. Ngược lại, chỉ số này chuyển sang nhận sốc rỗng nửa đầu năm 2019 và từ năm 2024 trở đi. Năng lượng tái tạo giữ vai trò truyền sốc rỗng trong toàn bộ mẫu, đặc biệt từ 2022 trở đi. Kết nối theo cặp cho thấy trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm chủ yếu chi phối ICLN, TAN, FAN giai đoạn 2020-2021 và giữa 2022-2023. Nói cách khác, trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm đã đóng vai trò quan trọng trong việc ổn định biến động năng lượng trong cả ngắn hạn cũng như dài hạn, tối ưu hóa tài nguyên và dự báo giá cả. Sự mở rộng của trí tuệ nhân tạo đòi hỏi sự giám sát quy định chặt chẽ hơn, các chính sách thúc đẩy việc ứng dụng trí tuệ nhân tạo một cách có đạo đức, cũng như các can thiệp thị trường dựa trên trí tuệ nhân tạo nhằm tăng cường an ninh năng lượng.

Dựa trên bằng chứng thực nghiệm về vai trò kép của trí tuệ nhân tạo có trách nhiệm trong việc vừa ổn định thị trường vừa có khả năng truyền sốc, nhóm tác giả đề xuất một chiến lược chính sách tích hợp. Trước hết, cần thúc đẩy đổi mới thông qua các cơ chế khuyến khích tài chính và phát triển hạ tầng dữ liệu quốc gia, tạo điều kiện cho các ứng dụng trí tuệ nhân tạo tối ưu hóa nguồn lực và dự báo giá cả. Song song đó, việc xây dựng một khung pháp lý vững chắc là tối quan trọng để quản lý rủi ro hệ thống. Điều này bao gồm việc triển khai mô hình thử nghiệm pháp lý (regulatory sandbox), ban hành tiêu chuẩn đạo đức và yêu cầu kiểm toán thuật toán nhằm đảm bảo tính minh bạch và công bằng. Cuối cùng, cần tận dụng sức mạnh của trí tuệ nhân tạo để nâng cao an ninh năng lượng, đặc biệt là trong việc quản lý khủng hoảng và tích hợp hiệu quả nguồn năng lượng tái tạo vốn có tính biến động cao. Cách tiếp cận cân bằng giữa thúc đẩy và giám sát này sẽ giúp khai thác tối đa lợi ích của trí tuệ nhân tạo đồng thời giảm thiểu các rủi ro tiềm ẩn, hướng tới một thị trường năng lượng bền vững và ổn định.

---

## Tài liệu tham khảo

- Ahmad, T., Zhang, D., Huang, C., Zhang, H., Dai, N.-Y., Song, Y., & Chen, H. (2021). Artificial Intelligence in Sustainable Energy Industry: Status Quo, Challenges and Opportunities. *Journal of Cleaner Production*, 125834. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.125834>
- Chen, S. C., Xu, X., & Own, C.-M. (2024). The Impact of Green Finance and Technological Innovation on Corporate Environmental Performance: Driving Sustainable Energy Transitions. *Energies*, 17(23), Article 23. <https://doi.org/10.3390/en17235959>
- Chen, S., Bouteska, A., Sharif, T., & Abedin, M. Z. (2023). The Russia–Ukraine war and energy market volatility: A novel application of the volatility ratio in the context of natural gas. *Resources Policy*, 85, 103792. <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0301420723005032>
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting, Special Section 1: The Predictability of Financial Markets*, 28(1), 57–66. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2011.02.006>
- Dignum, V. (2019). *Responsible Artificial Intelligence: How to Develop and Use AI in a Responsible Way*. Springer.
- Ding, T., Li, H., Liu, L., & Feng, K. (2024). An inquiry into the nexus between artificial intelligence and energy poverty in the light of global evidence. *Energy Economics*, 136, 107748. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.107748>
- Dong, K., Liu, Y., Wang, J., & Dong, X. (2024). Is the digital economy an effective tool for decreasing energy vulnerability? A global case. *Ecological Economics*, 216, 108028. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2023.108028>
- Ebaidalla, E. M. (2024). The impact of taxation, technological innovation and trade openness on renewable energy investment: Evidence from the top renewable energy producing countries. *Energy*, 306, 132539. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2024.132539>
- Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica*, 64(4), 813–836. <https://doi.org/10.2307/2171846>
- Fisher, T. J., & Gallagher, C. M. (2012). New Weighted Portmanteau Statistics for Time Series Goodness of Fit Testing. *Journal of the American Statistical Association*, 107(498), 777–787. <https://doi.org/10.1080/01621459.2012.688465>
- Floridi, L., Cowls, J., Beltrametti, M., Chatila, R., Chazerand, P., Dignum, V., Luetge, C., Madelin, R., Pagallo, U., Rossi, F., Schafer, B., Valcke, P., & Vayena, E. (2018). AI4People—An Ethical Framework for a Good AI Society: Opportunities, Risks, Principles, and Recommendations. *Minds and Machines*, 28(4), 689–707. <https://doi.org/10.1007/s11023-018-9482-5>
- Gatto, A., & Busato, F. (2020). Energy vulnerability around the world: The global energy vulnerability index (GEVI). *Journal of Cleaner Production*, 253, 118691. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.118691>
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255–259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)
- Lastrapes, W. D., & Wiesen, T. F. P. (2021). The joint spillover index. *Economic Modelling*, 94(C), 681–691.
- Lee, C.-C., & Yan, J. (2024). Will artificial intelligence make energy cleaner? Evidence of nonlinearity. *Applied Energy*, 363, 123081. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2024.123081>
- Liu, L., & Sheng, J. (2024). Energy quota trading and energy vulnerability: China’s energy quota trading pilot. *Energy Policy*, 184, 113869. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2023.113869>
- Liu, L., Yang, K., Fujii, H., & Liu, J. (2021). Artificial intelligence and energy intensity in China’s industrial sector: Effect and transmission channel. *Economic Analysis and Policy*, 70, 276–293. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.03.002>
- Mandal, R. (2021). A Contrasting of the Pernicious and the Salubrious: An Assessment of the Global Impact of the Covid 19 Pandemic on Technology and Information. *Annals of the Romanian Society for Cell Biology*, 25(4), 7230–7240. <https://doi.org/10.34140/bjbv7n1-071>

- 
- Njangang, H., Padhan, H., & Tiwari, A. K. (2024). From aid to resilience: Assessing the impact of climate finance on energy vulnerability in developing countries. *Energy Economics*, 134, 107595. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.107595>
- Olson, E. (2024). Digital Transformation and Artificial Intelligence in Energy Systems: Applications, Challenges, and the Path Forward. Trong T. Lynn, P. Rosati, D. Kreps, & K. Conboy (B.t.v), *Digital Sustainability: Leveraging Digital Technology to Combat Climate Change* (tr 63–79). Springer Nature Switzerland. [https://doi.org/10.1007/978-3-031-61749-2\\_4](https://doi.org/10.1007/978-3-031-61749-2_4)
- Qiu, K., & Zhao, K. (2024). The integration of green energy and artificial intelligence in next-generation energy supply chain: An analysis of economic, social, and environmental impacts. *Sustainable Energy Technologies and Assessments*, 64, 103660. <https://doi.org/10.1016/j.seta.2024.103660>
- Song, M., Pan, H., Shen, Z., & Tamayo-Verleene, K. (2024). Assessing the influence of artificial intelligence on the energy efficiency for sustainable ecological products value. *Energy Economics*, 131, 107392. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.107392>
- Tian, Y., Chen, S., & Dai, L. (2024). How climate risk drives corporate green innovation: Evidence from China. *Finance Research Letters*, 59, 104762. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2023.104762>
- Xu, C., Zhu, Q., Li, X., Wu, L., & Deng, P. (2024). Determinants of global carbon emission and aggregate carbon intensity: A multi-region input–output approach. *Economic Analysis and Policy*, 81, 418–435. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2023.12.002>
- Zhao, Q., Wang, L., Stan, S.-E., & Mirza, N. (2024). Can artificial intelligence help accelerate the transition to renewable energy? *Energy Economics*, 134, 107584. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.107584>
- Zheng, L., Abbasi, K. R., Salem, S., Irfan, M., Alvarado, R., & Lv, K. (2022). How technological innovation and institutional quality affect sectoral energy consumption in Pakistan? Fresh policy insights from novel econometric approach. *Technological Forecasting and Social Change*, 183, 121900. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121900>
- Zhu, Q., Sun, C., Xu, C., & Geng, Q. (2025). The impact of artificial intelligence on global energy vulnerability. *Economic Analysis and Policy*, 85, 15–27. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2024.11.021>

**\*Tác giả liên hệ: Lê Thanh Hà. Email: lethanhha@neu.edu.vn**

---

# CƯỜNG ĐỘ NĂNG LƯỢNG VÀ HIỆU QUẢ TÀI CHÍNH: MỐI QUAN HỆ HAI CHIỀU TRONG CÁC DOANH NGHIỆP TẠI VIỆT NAM

**Chu Thị Mai Phương\***

Trường Đại học Ngoại thương  
Email: maiphuongchu@ftu.edu.vn

**Lê Hà Anh**

Công ty cổ phần Smartosc  
Email: anh6@smartosc.com

Mã bài: JED-2867

Ngày nhận: 26/01/2026

Ngày nhận bản sửa: 20/03/2026; 30/03/2026

Ngày duyệt đăng: 30/03/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2867

## **Tóm tắt:**

Nghiên cứu này phân tích mối quan hệ hai chiều giữa hiệu quả tài chính (ROA) và cường độ năng lượng (EI) của doanh nghiệp tại Việt Nam, nhằm cung cấp bằng chứng thực nghiệm cho chính sách khuyến khích hiệu quả năng lượng và phát triển bền vững. Dữ liệu từ điều tra doanh nghiệp của Tổng cục Thống kê giai đoạn 2012–2023 được phân tích bằng hồi quy dữ liệu bảng và mô hình hệ phương trình đồng thời. Kết quả cho thấy mối quan hệ hai chiều tiêu cực có ý nghĩa thống kê giữa EI và ROA. Đóng góp chính của nghiên cứu gồm: (i) cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ hai chiều, nội sinh giữa cường độ năng lượng và hiệu quả tài chính doanh nghiệp trong bối cảnh nền kinh tế đang phát triển; (ii) tích hợp lý thuyết nguồn lực, giả thuyết Porter và lý thuyết nguồn lực dư thừa vào một khung giải thích thống nhất; (iii) tạo cơ sở khoa học vững chắc cho chính sách giảm cường độ năng lượng từ phía cầu và mở rộng tín dụng xanh từ phía cung tài chính.

**Từ khóa:** Cường độ năng lượng, hiệu quả tài chính, phát triển bền vững, doanh nghiệp.

**Mã JEL:** Q43, L25, C23.

## **Energy intensity and financial performance: A bidirectional relationship in Vietnamese enterprises**

### **Abstract**

This study examines the bidirectional relationship between enterprises' financial performance (ROA) and energy intensity (EI) in Vietnam, aiming to provide empirical evidence to inform policies that promote energy efficiency and sustainable development. Data from the General Statistics Office's enterprise surveys spanning 2012–2023 are analyzed using panel data regression and a simultaneous equations system. The results reveal a statistically significant negative bidirectional relationship between EI and ROA. The key contributions of this study are threefold: (i) it provides empirical evidence of a bidirectional and endogenous relationship between energy intensity and firm financial performance in the context of a developing economy; (ii) it integrates the Resource-Based View, the Porter Hypothesis, and the Slack Resource Theory into a unified theoretical framework capable of explaining both directions of the relationship; (iii) it establishes a rigorous scientific basis for policy interventions targeting energy intensity reduction on the demand side and the expansion of green credit on the financial supply side.

**Keywords:** Energy intensity, financial performance, sustainable development, enterprises.

**JEL Codes:** Q43, L25, C23.

---

## 1. Giới thiệu

Hiện nay, ngành năng lượng đang giữ vai trò là nguồn phát thải CO<sub>2</sub> lớn nhất tại Việt Nam, chiếm tới 63,3% tổng lượng khí thải (Ngân hàng Thế giới, 2023). Trong cơ cấu sử dụng năng lượng, ngành công nghiệp là khu vực tiêu thụ chủ yếu, chiếm hơn 50% tổng tiêu thụ năng lượng quốc gia (VNEEP, 2020). Mặc dù tiềm năng tiết kiệm năng lượng được đánh giá ở mức cao, vào khoảng 20-30%, nhưng cường độ sử dụng năng lượng của doanh nghiệp Việt Nam được đo bằng lượng năng lượng tiêu hao trên một đơn vị giá trị sản xuất vẫn còn ở mức cao. Hiện trạng này phần nào được phản ánh qua chi phí điện năng chiếm tới 15-20% tổng giá thành sản xuất, cao hơn đáng kể so với nhiều quốc gia trong khu vực. Cường độ sử dụng năng lượng cao đồng nghĩa với chi phí đầu vào lớn hơn, từ đó trực tiếp làm giảm lợi nhuận và suy yếu năng lực cạnh tranh của doanh nghiệp trong bối cảnh hội nhập ngày càng sâu rộng. Ở chiều ngược lại, các doanh nghiệp có nền tảng tài chính vững mạnh mới có điều kiện đầu tư vào công nghệ tiết kiệm năng lượng, qua đó giảm cường độ tiêu thụ và đáp ứng các yêu cầu ngày càng cao về phát triển bền vững. Theo báo cáo của VNDirect (2023), những doanh nghiệp niêm yết đầu tư mạnh vào năng lượng tái tạo và công nghệ xanh đều có lợi thế về quy mô tài chính và khả năng huy động vốn. Đây là minh chứng cho thấy hiệu quả tài chính là tiền đề để doanh nghiệp có thể giảm cường độ sử dụng năng lượng một cách bền vững. Mối tương tác hai chiều này giữa cường độ sử dụng năng lượng (EI) và hiệu quả tài chính (ROA) đang được quan tâm nghiên cứu ngày càng nhiều, đặc biệt trong bối cảnh áp lực chuyển đổi xanh tại Việt Nam.

Với những vấn đề nêu trên, việc nghiên cứu mối quan hệ giữa cường độ sử dụng năng lượng và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp tại Việt Nam là thực sự cấp thiết. Mặc dù chủ đề này đã được khai thác ở nhiều bối cảnh quốc tế (Moon & Min, 2020; Lui & cộng sự, 2021; Alavani & cộng sự, 2024), bằng chứng thực nghiệm vẫn chưa nhất quán và còn tồn tại những khoảng trống quan trọng. Thứ nhất, chiều hướng và mức độ tác động giữa EI và ROA không đồng nhất qua các nghiên cứu, phụ thuộc vào loại chỉ tiêu đo lường, đặc điểm ngành và bối cảnh thể chế của từng quốc gia. Thứ hai, hầu hết các nghiên cứu chỉ xem xét tác động một chiều, bỏ qua khả năng tác động ngược chiều từ ROA đến EI và vấn đề nội sinh đi kèm. Nghiên cứu này nhằm lấp đầy các khoảng trống đó bằng cách cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ hai chiều, có xử lý nội sinh, giữa EI và ROA của doanh nghiệp tại Việt Nam. Từ đó bài viết tạo cơ sở khoa học vững chắc cho các chính sách nhằm nâng cao hiệu quả năng lượng và thúc đẩy phát triển bền vững.

## 2. Tổng quan nghiên cứu và phát triển giả thuyết nghiên cứu

### 2.1. Tổng quan nghiên cứu về tác động của cường độ sử dụng năng lượng đến hiệu quả tài chính

Mối quan hệ giữa cường độ sử dụng năng lượng (EI) và hiệu quả tài chính (ROA) của doanh nghiệp đã được nghiên cứu rộng rãi, song kết quả chưa nhất quán. Trong đó, nhóm bằng chứng ủng hộ chiều tác động tiêu cực của EI đến ROA chiếm đa số. Lui & cộng sự (2021), xác nhận rằng việc triển khai hệ thống tiết kiệm năng lượng sẽ giúp cải thiện ROA, đồng thời áp lực cạnh tranh từ thị trường thúc đẩy hiệu quả tài chính từ đầu tư năng lượng. Alavani & cộng sự (2024) cho thấy cường độ sử dụng năng lượng có mối quan hệ nghịch biến với lợi nhuận doanh nghiệp, đặc biệt rõ nét ở các doanh nghiệp có năng lực công nghệ tốt. Lakkanawanit & cộng sự (2022), ghi nhận rằng bảo tồn năng lượng có tác động tích cực đến ROA. Tuy nhiên, mức độ tác động là khác nhau giữa ngành thâm dụng và không thâm dụng năng lượng.

Ngược lại, một số nghiên cứu ghi nhận kết quả phức tạp hoặc trái chiều. Moon & Min (2020) chỉ ra rằng hiệu quả năng lượng có liên hệ đáng kể với hiệu quả tài chính, nhưng doanh nghiệp có hiệu quả năng lượng thuần túy cao không phải lúc nào cũng đạt ROA tốt hơn. Yemelyanov & cộng sự (2021) chỉ ra rằng việc giảm sản xuất các sản phẩm thâm dụng năng lượng, dù làm tăng hiệu quả năng lượng tổng thể, có thể làm giảm giá trị gia tăng của doanh nghiệp. Faisal & cộng sự (2021) nhấn mạnh chi phí đầu tư ban đầu vào công nghệ tiết kiệm năng lượng tạo áp lực lên lợi nhuận ngắn hạn, đặc biệt với doanh nghiệp vừa và nhỏ. Dobre & cộng sự (2015) không tìm thấy tác động có ý nghĩa thống kê của các chỉ số môi trường đến ROA, nhưng ghi nhận tác động tiêu cực ngắn hạn đến ROE tại các doanh nghiệp sản xuất. Những kết quả này cho thấy lợi ích tài chính từ cải thiện hiệu quả năng lượng có thể phụ thuộc vào bối cảnh ngành, năng lực công nghệ và thời gian đánh giá.

---

Đối với Việt Nam, bằng chứng trực tiếp ở cấp doanh nghiệp còn hạn chế, nhưng một số nghiên cứu liên quan cho thấy vấn đề năng lượng có ý nghĩa kinh tế đáng kể. Cụ thể, Tuấn (2012) cho thấy mối liên hệ giữa khía cạnh môi trường và hiệu quả tài chính không đồng nhất giữa các nhóm doanh nghiệp, còn Nguyen & cộng sự (2025) ghi nhận công bố môi trường có liên hệ tích cực với ROA và ROE đối với các doanh nghiệp sản xuất và năng lượng niêm yết tại Việt Nam. Những kết quả này hàm ý rằng việc kiểm soát và sử dụng năng lượng hiệu quả có thể góp phần cải thiện hiệu quả tài chính của doanh nghiệp Việt Nam.

### **2.2. Tổng quan nghiên cứu về tác động của hiệu quả tài chính đến cường độ sử dụng năng lượng**

Ở chiều tác động từ hiệu quả tài chính đến cường độ sử dụng năng lượng cũng nhận được sự quan tâm ngày càng tăng. Một số nghiên cứu ủng hộ cho rằng, doanh nghiệp có ROA cao tích lũy đủ nguồn lực để đầu tư vào công nghệ tiết kiệm năng lượng, từ đó giảm EI. Điển hình, có thể kể đến nghiên cứu của Wang & cộng sự (2022) cung cấp bằng chứng gián tiếp ở cấp độ quốc gia về năng lực tài chính có thể góp phần làm giảm EI. Tuy nhiên, kết quả này không phải lúc nào cũng đồng nhất, bởi Wihandoko & cộng sự (2022) không tìm thấy tác động có ý nghĩa thống kê của khả năng sinh lợi đối với kết quả môi trường.

Đối với Việt Nam, các nghiên cứu gần đây cũng cho thấy mối liên hệ giữa nguồn lực doanh nghiệp, đổi mới và kết quả bền vững đang ngày càng được chú ý, nhưng phần lớn mới dừng ở các khía cạnh gián tiếp thay vì đo lường trực tiếp cường độ sử dụng năng lượng. Chẳng hạn, nghiên cứu về các doanh nghiệp năng lượng trong nền kinh tế chuyển đổi của Duong & cộng sự (2022) nhấn mạnh vai trò của đổi mới và cấu trúc sở hữu đối với tính bền vững tài chính, hàm ý rằng năng lực tài chính và chiến lược đầu tư có ý nghĩa quan trọng đối với quá trình điều chỉnh vận hành của doanh nghiệp. Cùng chiều đó, Nguyen & cộng sự (2025) cho thấy trong các doanh nghiệp tồn tại mối quan hệ hỗ trợ giữa năng lực tài chính và các quyết định quản trị môi trường. Tuy vậy, vì các nghiên cứu này chưa đo lường trực tiếp biến cường độ sử dụng năng lượng, nên khoảng trống về hiệu quả tài chính cao giúp giảm cường độ năng lượng ở cấp doanh nghiệp Việt Nam vẫn chưa được lấp đầy.

### **2.3. Khoảng trống nghiên cứu**

Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu về mối quan hệ giữa cường độ sử dụng năng lượng và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp, nhưng vẫn tồn tại những khoảng trống quan trọng cần được lấp đầy.

Thứ nhất, bằng chứng thực nghiệm hiện có cho thấy kết quả không nhất quán về chiều hướng và mức độ tác động của EI đến ROA. Một số nghiên cứu ghi nhận tác động tiêu cực có ý nghĩa (Lui & cộng sự, 2021; Alavani & cộng sự, 2024), trong khi một số khác không tìm thấy hoặc tìm thấy tác động ngược chiều (Moon & Min, 2020; Dobre & cộng sự, 2015). Sự không nhất quán này đặt ra yêu cầu kiểm định lại trong bối cảnh các doanh nghiệp Việt Nam, nơi có đặc thù về cơ cấu ngành, trình độ công nghệ và áp lực năng lượng có nhiều khác biệt so với các quốc gia đã nghiên cứu.

Thứ hai, phần lớn các nghiên cứu hiện có chỉ phân tích từng chiều tác động riêng lẻ mà chưa xem xét đồng thời tính nội sinh vốn có khi hai biến số này tác động qua lại lẫn nhau. Việc bỏ qua tính nội sinh dẫn đến ước lượng thiên lệch và kết luận không đáng tin cậy (Wooldridge, 2010). Đây là khoảng trống phương pháp luận nghiêm trọng, đặc biệt trong bối cảnh Việt Nam chưa có nghiên cứu nào kiểm định đồng thời cả hai chiều.

### **2.4. Phát triển giả thuyết nghiên cứu**

Từ các bằng chứng thực nghiệm còn chưa thống nhất và khoảng trống nghiên cứu đã nêu, nghiên cứu này cho rằng mối quan hệ giữa cường độ sử dụng năng lượng và hiệu quả tài chính của doanh nghiệp cần được xem xét như một quá trình tác động hai chiều. Theo quan điểm dựa trên nguồn lực, hiệu quả sử dụng đầu vào là một dạng năng lực nội tại giúp doanh nghiệp nâng cao hiệu suất và duy trì lợi thế cạnh tranh (Barney, 1991). Vì vậy, khi cường độ sử dụng năng lượng cao, làm gia tăng chi phí vận hành và làm suy giảm hiệu quả tài chính. Đồng thời, Porter & van der Linde (1995) cho rằng áp lực cải thiện hiệu quả môi trường có thể thúc đẩy đổi mới công nghệ và cải tiến quy trình, qua đó vừa giảm lãng phí năng lượng vừa cải thiện kết quả kinh doanh. Cơ chế này phù hợp với bằng chứng của Lui & cộng sự (2021), Alavani & cộng sự (2024) và Lakkanawanit & cộng sự (2022).

Ở chiều ngược lại, lý thuyết nguồn lực dư thừa cho rằng doanh nghiệp có kết quả tài chính tốt hơn thường có khả năng tích lũy nguồn lực để đầu tư vào công nghệ tiết kiệm năng lượng, đổi mới quy trình và nâng cấp quản trị vận hành (Waddock & Graves, 1997). Vì vậy, hiệu quả tài chính cao không chỉ phản ánh kết quả hoạt động mà còn có thể tạo điều kiện để doanh nghiệp nâng cao hiệu quả sử dụng năng lượng. Lập luận đó được củng cố một phần bởi Wang & cộng sự (2022), khi nghiên cứu này cho thấy hiệu quả tài chính có liên hệ tích cực với hiệu quả năng lượng ở các nền kinh tế mới nổi. Tuy nhiên, Wihandoko & cộng sự (2022) cho thấy nguồn lực tài chính không phải lúc nào cũng chuyển hóa thành kết quả môi trường tốt hơn. Do đó, nghiên cứu kỳ vọng rằng trong bối cảnh doanh nghiệp Việt Nam, EI và ROA có mối quan hệ nghịch biến hai chiều.

**Giả thuyết H1:** *Tồn tại mối quan hệ nghịch biến hai chiều giữa cường độ sử dụng năng lượng (EI) và hiệu quả tài chính (ROA) của doanh nghiệp tại Việt Nam.*

### 3. Phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Mô hình nghiên cứu

Dựa trên các nghiên cứu của Alavani & cộng sự (2024) về tác động của cường độ năng lượng đến hiệu quả tài chính ở cấp doanh nghiệp, cũng như phương pháp đo lường cường độ năng lượng của Imbruno & Ketterer (2018) và Brucal & cộng sự (2019), nghiên cứu này đề xuất Mô hình 1 như sau:

Mô hình 1: Tác động của cường độ năng lượng đến hiệu quả tài chính trong doanh nghiệp.

$$ROA_{it} = \beta_0 + \beta_1 EI_{it} + \beta_2 \ln EE_{it} + \beta_3 \ln L_{it} + \beta_4 \ln K_{it} + \beta_5 LEV_{it} + \beta_6 SEC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Về tác động của hiệu quả tài chính đến cường độ năng lượng tại các doanh nghiệp, kết hợp với bằng chứng về vai trò của nguồn lực tài chính trong đầu tư tiết kiệm năng lượng (Waddock & Graves, 1997; Ziaei, 2021), nghiên cứu này phát triển Mô hình 2 như sau:

Mô hình 2: Tác động của hiệu quả tài chính đến cường độ năng lượng trong doanh nghiệp.

$$EI_{it} = \beta_0 + \beta_1 ROA_{it} + \beta_2 LEV_{it} + \beta_3 \ln K_{it} + \beta_4 SG_{it} + \beta_5 SEC_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Trong đó:

ROA đại diện cho hiệu quả tài chính được đo lường bởi chỉ số ROA bằng tỷ lệ lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản bình quân (Moon & Min, 2020; Alavani & cộng sự, 2024). Theo đó, doanh nghiệp có chỉ số ROA càng cao càng cho thấy doanh nghiệp đang hoạt động hiệu quả. EI là cường độ sử dụng năng lượng, được đo bằng tỷ lệ tổng chi phí năng lượng trên doanh thu thuần của doanh nghiệp. Như vậy, cường độ sử dụng năng lượng cho biết doanh nghiệp phải chi bao nhiêu đơn vị cho năng lượng để tạo ra một đơn vị doanh thu, hay cường độ càng thấp, doanh nghiệp càng đạt hiệu quả năng lượng cao (Imbruno & Ketterer, 2018). Các biến  $\ln EE$ ,  $\ln L$ ,  $\ln K$ ,  $LEV$ ,  $SG$ ,  $SEC$  là các biến kiểm soát của mô hình. Với  $\ln EE$  là logarit của tổng tiêu thụ năng lượng (Imbruno & Ketterer, 2018).  $LEV$  là đòn bẩy tài chính được đo bằng tỷ lệ giữa nợ phải trả và vốn chủ sở hữu (Frank & Goyal, 2009; Waddock & Graves, 1997).  $\ln K$  là quy mô vốn đo bằng logarit tổng tài sản (Wen & cộng sự, 2021; Imbruno & Ketterer, 2018).  $\ln L$  là quy mô lao động được đo bằng logarit tổng số lao động (Wen & cộng sự, 2021; Imbruno & Ketterer, 2018).  $SG$  là tăng trưởng doanh thu (Wen & cộng sự, 2021).  $SEC$  là ngành kinh tế được đo bằng biến giả, biến giả nhận giá trị là 1 khi doanh nghiệp đó thuộc các ngành sản xuất, và nhận giá trị 0 nếu thuộc các ngành khác.

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

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu điều tra doanh nghiệp giai đoạn 2012-2023 do Tổng cục Thống kê thực hiện. Bộ dữ liệu được hình thành từ việc ghép nối hai bảng hỏi: Phiếu 1A chứa các thông tin chung về doanh nghiệp và Phiếu Năng lượng thu thập các thông tin về mức tiêu thụ và cơ cấu năng lượng sử dụng. Quá trình ghép nối được thực hiện dựa trên mã số thuế và năm quan sát nhằm đảm bảo tính nhất quán của dữ liệu. Sau khi làm sạch và loại bỏ các quan sát có giá trị thiếu hoặc bất thường, bộ dữ liệu cuối cùng bao gồm 4.635 quan sát.

Nghiên cứu sử dụng mô hình hệ phương trình đồng thời để xử lý mối quan hệ nhân quả hai chiều và nội sinh giữa các biến (Zellner & Theil, 1962). Để nhận dạng hệ phương trình, nghiên cứu áp dụng điều kiện

loại trừ, biến lnEE và lnL chỉ xuất hiện trong Mô hình 1; biến SG chỉ xuất hiện trong Mô hình 2, đảm bảo thỏa mãn điều kiện thứ tự (Greene, 2018; Wooldridge, 2010). Quy trình phân tích gồm bốn bước: Bước một, thực hiện kiểm định tính dừng cho các biến số (Im & cộng sự, 2003; Levin & cộng sự, 2002). Bước hai, thực hiện các ước lượng cơ bản là mô hình hồi quy gộp (POLS), mô hình tác động cố định (FE), mô hình tác động ngẫu nhiên (RE) và sử dụng kiểm định của Durbin-Wu-Hausman để kiểm tra nội sinh (Wooldridge, 2010), sử dụng Modified Wald test để kiểm tra phương sai thay đổi (Greene, 2018), Wooldridge test cho tự tương quan (Wooldridge, 2010). Bước ba, áp dụng phương pháp ước lượng chính là System GMM với biến trễ  $ROA_{it-1}$ ,  $EI_{it-1}$  làm công cụ nội sinh và các biến ngoại sinh làm công cụ chéo (Roodman, 2009; Blundell & Bond, 1998). Bước bốn, kiểm tra tính vững qua Hansen test ( $p > 0,10$ ) (Hansen, 1982), AR(2) test ( $p > 0,10$ ) (Arellano & Bond, 1991).

#### 4. Kết quả và thảo luận

##### 4.1. Mô tả thống kê và tương quan các biến

Bảng 1 cho thấy, dữ liệu tương đối lớn và các giá trị ngoại lai đã bị loại bỏ để đảm bảo tính vững cho mô hình ước lượng. Nhìn chung, độ lệch chuẩn và giá trị trung bình của các biến ở mức phù hợp, cho thấy sự khác nhau nhưng không quá chênh lệch trong các doanh nghiệp. Các biến quy mô nguồn vốn (lnK), tổng số lao động (lnL) và tổng tiêu thụ năng lượng (lnEE) được logarit tự nhiên để tránh phân phối bị lệch khiến ước lượng trở nên thiếu chính xác, hai biến này cũng có mức độ tập trung khá đồng đều. Bên cạnh đó, biến giả SEC có giá trị trung bình bằng 0,2951 cho thấy có 29,51% doanh nghiệp trong mẫu là doanh nghiệp thuộc ngành sản xuất.

**Bảng 1. Mô tả thống kê**

Tên biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ROA	4.635	0,013	0,070	-0,453	0,475
EI	4.635	0,067	0,108	0,000	0,973
lnEE	4.635	6,695	1,635	0,693	12,111
LEV	4.635	0,563	0,282	-1,094	2,689
lnK	4.635	10,242	1,038	6,626	11,991
lnL	4.635	4,270	1,171	0,693	8,853
SG	4.635	0,139	0,706	-0,979	9,673
SEC	4.635	0,295	0,456	0	1

*Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp từ năm 2012-2023.*

Bên cạnh đó, phân tích tương quan giữa các biến cho thấy, các biến độc lập có mức độ tương quan với nhau khá thấp và nhỏ hơn 0,8 cho thấy mô hình không có đa cộng tuyến giữa các biến độc lập.

##### 4.2. Kết quả ước lượng và kiểm định

Kết quả kiểm định tính dừng bằng kiểm định Im-Pesaran-Shin (IPS) test và Levin – Lin-Chu (LL) test trình bày trong Bảng 2 cho thấy các hệ số kiểm định của các biến số bao gồm ROA, EI, lnEE, LEV, SG, lnK, lnL đều có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, nghĩa là các biến đều dừng ở bậc gốc. Điều này đảm bảo tính tin cậy của các ước lượng hồi quy và loại trừ khả năng hồi quy giả mạo.

Kết quả ước lượng cơ bản và các kiểm định lựa chọn mô hình, kiểm định chuẩn đoán được thể hiện trong Bảng 3. Theo đó, mô hình FE được lựa chọn cho cả hai phương trình. Đối với các kiểm định chuẩn đoán về phương sai sai số thay đổi và tự tương quan, kết quả kiểm định Wald và Wooldridge cho thấy mô hình FE ở cả hai phương trình đều bị vi phạm về tự tương quan và phương sai sai số thay đổi. Do đó, nghiên cứu áp dụng System GMM để đảm bảo tính hiệu quả và nhất quán của các ước lượng (Roodman, 2009).

##### 4.3. Kết quả ước lượng mô hình System GMM

Bảng 4 là kết quả ước lượng bằng phương pháp System GMM của cả hai mô hình và các kiểm định chuẩn đoán. Theo đó, kết quả kiểm định AR(1) có ý nghĩa thống kê ở cả hai mô hình, điều này là phù hợp với đặc

**Bảng 2. Kết quả kiểm định tính dừng**

Biến	I(0)		I(0)	
	Im-Peseran-Shin		Levin – Lin- Chu	
	Có yếu tố xu hướng	Không có yếu tố xu hướng	Có yếu tố xu hướng	Không có yếu tố xu hướng
ROA	-15,234***	-12,456***	-18,923***	-14,567***
EI	-13,892***	-11,234***	-16,445***	-13,221***
lnEE	-14,556***	-10,889***	-17,334***	-12,998***
LEV	-11,692***	-9,168***	-15,667***	-12,774***
SG	-16,173***	-13,685***	-19,813***	-15,692***
lnK	-12,569***	-10,123***	-16,753***	-13,520***
lnL	-10,462***	-8,886***	-14,555***	-11,850***

Chú thích: \*, \*\*, \*\*\* tương ứng với:  $p < 0,1$ ,  $p < 0,05$ ,  $p < 0,01$ .

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp từ năm 2012-2023.

**Bảng 3. Kết quả ước lượng và kiểm định các khuyết tật của mô hình**

	FE		RE		OLS	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
ROA		-0,049**		-0,075***		-0,163***
EI	-0,066***		-0,084***		-0,123***	
lnEE	0,005***		0,006***		0,008***	
LEV	-0,004	-0,011**	-0,010***	-0,012**	-0,026***	-0,017***
lnK	-0,003	-0,006*	-0,002	-0,015***	-0,002**	-0,021***
lnL	0,003*		0,003**		0,003**	
SG		-0,007***		-0,006***		-0,004**
SEC	0,001	-0,006		0,076***	0,005**	0,084***
F-test (POLs và FE)	F(385;4243) = 15,87***	F(385;4242) = 12,34***				
Breusch-Pagan LM (POLs và RE)					Chi2 (1)= 3124,39***	Chi2 (1)= 2847,56***
Hausman Test (FE và RE)			Chi2 (5) = 24,78***	Chi2 (6) = 28,45***		
Modified Wald test	Chi2(386) = 3,2E+05***	Chi2(386) = 4,8E+05***				
Wooldridge test	F(1;385) = 87,342***	F(1;385) = 112,568***				

Chú thích: \*, \*\*, \*\*\* tương ứng với:  $p < 0,1$ ,  $p < 0,05$ ,  $p < 0,01$

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp từ năm 2012-2023.

điểm của sai phân bậc 1. Trong khi đó, kiểm định AR(2) không có ý nghĩa thống kê ở cả hai mô hình, xác nhận tính hợp lệ của biến công cụ. Kiểm định Hansen test cũng cho thấy bộ công cụ là hợp lệ và không tương quan với sai số. Kết quả này cũng xác nhận tính hợp lệ của các công cụ GMM-style.

Kết quả GMM cho thấy biến trễ của biến phụ thuộc có ý nghĩa thống kê cao ở mức ý nghĩa 1%, xác nhận tính vững của cả hai biến. So với kết quả ước lượng của mô hình FE, kết quả ước lượng của mô hình GMM cho thấy hệ số tác động lớn hơn đáng kể, tác động của EI lên ROA tăng từ -0,066 (ở mô hình FE) lên -0,247 (ở mô hình GMM), cho thấy FE bị chệch dưới do nội sinh. Mọi quan hệ nhân quả hai chiều được xác nhận, chứng minh rằng EI và ROA ảnh hưởng tiêu cực lẫn nhau.

#### 4.4. Kiểm định tính vững của mô hình

Kiểm định tính vững của mô hình ước lượng được thực hiện nhằm đánh giá độ tin cậy và sự ổn định của các kết quả phân tích. Nghiên cứu này sử dụng 3 phương pháp gồm: (i) Thay đổi phương pháp ước lượng bằng ước lượng 3SLS; (ii) Thay đổi thước đo cho biến ROA thành ROE và tỷ lệ EI trên số lao động thay

**Bảng 4. Kết quả ước lượng mô hình System GMM****Mô hình 1: Biến phụ thuộc ROA**

Biến	Hệ số	SE	P> z
L.ROA	0,284	(0,038)	0,000
EI	-0,247	(0,056)	0,000
lnEE	0,014	(0,003)	0,000
lnL	0,003	(0,001)	0,022
lnK	-0,010	(0,002)	0,000
LEV	-0,025	(0,004)	0,000
SEC	0,007	(0,003)	0,016
Hệ số chặn	0,033	(0,013)	0,012
Số quan sát	4.249		
Số doanh nghiệp	386		
Số công cụ	34		
Kiểm định chuẩn đoán			
AR(1) test		z= -3,42 p = 0,001	
AR(2) test		z=-0,85 p = 0,395	
Hansen test		Chi2 (26) = 28,45 p = 0,334	

**Mô hình 2: Biến phụ thuộc EI**

Biến	Hệ số	SE	P> z
L.EI	0,321	(0,042)	0,000
ROA	-0,300	(0,098)	0,003
LEV	-0,023	(0,005)	0,000
lnK	-0,019	(0,004)	0,000
SG	-0,008	(0,032)	0,805
SEC	0,083	(0,015)	0,000
Hệ số chặn	0,259	(0,048)	0,000
Số quan sát	4.249		
Số doanh nghiệp	386		
Số biến công cụ	36		
Kiểm định chuẩn đoán			
AR(1) test		z= -3,67 p = 0,000	
AR(2) test		z = -1,14 p = 0,253	
Hansen test		Chi2 (28) = 31,23 p = 0,309	

Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp từ năm 2012-2023.

cho EI; (iii) Ước lượng theo giai đoạn. Tổng hợp kết quả kiểm tra tính vững bằng 3 phương pháp được thể hiện trong Bảng 5.

Kết quả kiểm tra tính vững từ Bảng 5 cho thấy, chiều tác động và mức ý nghĩa thống kê của các biến độc lập chính trong cả ba trường hợp đều tương đồng với mô hình ước lượng chính. Sự nhất quán này là bằng chứng mạnh mẽ khẳng định rằng mô hình ước lượng chính có tính vững và các kết luận về mối quan hệ giữa cường độ năng lượng và hiệu quả tài chính là đáng tin cậy.

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

Kết quả ước lượng từ mô hình System GMM cung cấp bằng chứng thực nghiệm vững chắc hỗ trợ giả thuyết H1. Thứ nhất, cường độ năng lượng (EI) có tác động tiêu cực có ý nghĩa thống kê lên hiệu quả tài chính (ROA) với hệ số -0,247, xác nhận rằng sử dụng năng lượng kém hiệu quả làm gia tăng chi phí, giảm biên lợi nhuận và suy yếu năng lực cạnh tranh. Ngược lại, cải thiện hiệu quả năng lượng giúp tối ưu hóa chi phí vận hành và nâng cao ROA. Thứ hai, ROA có tác động tiêu cực có ý nghĩa thống kê lên EI với hệ số -0,300, cho thấy doanh nghiệp có ROA cao có xu hướng giảm EI thông qua đầu tư công nghệ tiết kiệm

**Bảng 5. Kết quả kiểm định tính vững**

	Thay đổi phương pháp ước lượng		Thay đổi thước đo của biến số		Ước lượng theo giai đoạn	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
ROA		-0,256***		-0,293**		
EI	-0,189***		-3,318***			
Sargan test (p-value)	(0,287)	(0,295)				
Hausen test (p-value)			(0,322)	(0,126)		
Giai đoạn 2012-2017						
ROA						-0,285***
EI					-0,231 ***	
Hausen test (p-value)					(0,312)	(0,298)
Giai đoạn 2018-2023						
ROA						-0,312***
EI					-0,264***	
Hausen test (p-value)					(0,289)	(0,276)

*Chú thích: \*, \*\*, \*\*\* tương ứng với:  $p < 0,1$ ,  $p < 0,05$ ,  $p < 0,01$ ; giá trị trong ngoặc đơn là p-value.*

*Nguồn: Nhóm tác giả tính toán và tổng hợp từ dữ liệu điều tra doanh nghiệp từ năm 2012-2023.*

năng lượng, cải thiện quy trình vận hành và tăng cường quản trị năng lượng. Kết quả xác nhận mối quan hệ hai chiều tiêu cực giữa EI và ROA, đây là một đóng góp quan trọng. Trong khi các nghiên cứu trước đây chỉ kiểm định từng chiều tác động riêng lẻ, Moon & Min (2020), Lakkanawanit & cộng sự (2022), Alavani & cộng sự (2024) cho chiều EI đến ROA, và Wang & cộng sự (2022) cho chiều ngược lại, nghiên cứu này là một trong những nghiên cứu đầu tiên xác nhận đồng thời cả hai chiều trong một hệ phương trình ước lượng thống nhất, qua đó cung cấp bằng chứng trực tiếp về tính nhân quả hai chiều giữa EI và ROA ở cấp độ doanh nghiệp tại một nền kinh tế đang phát triển.

Bên cạnh đó, kết quả này cũng có những đóng góp nhất định ở góc độ lý thuyết, như là: (i) nghiên cứu làm phong phú thêm lý thuyết dựa trên nguồn lực (Barney, 1991) bằng cách cung cấp bằng chứng thực nghiệm rằng năng lực quản lý năng lượng là một nguồn lực chiến lược có giá trị, hiếm và khó bắt chước, từ đó tạo nên lợi thế cạnh tranh bền vững. Khác với các nghiên cứu dựa trên nguồn lực (Resource-Based View) trước đây chủ yếu nhấn mạnh năng lực công nghệ và tổ chức, nghiên cứu này cho thấy hiệu quả năng lượng cũng là một nguồn lợi thế cạnh tranh quan trọng, đặc biệt trong bối cảnh các nền kinh tế đang phát triển, nơi chi phí năng lượng chiếm tỷ trọng lớn trong sản xuất; (ii) Kết quả nghiên cứu củng cố giả thuyết Porter (Porter & van der Linde, 1995) và lý thuyết nguồn lực dư thừa (Waddock & Graves, 1997) trong một khuôn khổ tích hợp và đồng thời thay vì kiểm định từng chiều tác động riêng lẻ như hầu hết các nghiên cứu trước.

Về mặt ý nghĩa kinh tế, chi phí năng lượng thường chiếm tỷ trọng đáng kể trong cơ cấu chi phí sản xuất, đặc biệt trong các ngành thâm dụng năng lượng như xi măng, thép và hóa chất tại Việt Nam. Khi EI tăng lên, tức là năng lượng tiêu thụ trên mỗi giá trị sản xuất tăng, chi phí đầu vào của doanh nghiệp sẽ tăng theo, trực tiếp thu hẹp biên lợi nhuận và kéo giảm ROA. Áp lực này càng trở nên nghiêm trọng hơn trong bối cảnh giá năng lượng đầu vào có xu hướng tăng trong dài hạn và cơ cấu năng lượng Việt Nam vẫn phụ thuộc vào nhiên liệu hóa thạch nhập khẩu. Đáng chú ý, hệ số của biến trễ ROA dương và có ý nghĩa thống kê, xác nhận ROA có tính kế thừa theo thời gian, nghĩa là doanh nghiệp duy trì EI cao sẽ chịu áp lực tích lũy lên ROA qua nhiều kỳ liên tiếp. Mặt khác, ở chiều ngược lại, kết quả này phản ánh cơ chế truyền dẫn quan trọng là các doanh nghiệp có ROA cao tích lũy được nguồn vốn nội sinh đủ lớn để đầu tư vào công nghệ sản xuất sạch hơn, thiết bị tiết kiệm năng lượng, hệ thống quản lý năng lượng theo chuẩn ISO 50001 hoặc chuyển đổi sang nguồn năng lượng tái tạo. Ngược lại, doanh nghiệp có lợi nhuận thấp thường không đủ năng lực tài chính để thực hiện các khoản đầu tư dài hạn này, dẫn đến tiêu hao năng lượng lãng phí.

---

Từ góc độ chính sách, kết quả nghiên cứu này hàm ý rằng các cơ quan quản lý nhà nước cần xây dựng cơ chế khuyến khích giảm EI một cách hệ thống, như là mở rộng chương trình kiểm toán năng lượng miễn phí cho doanh nghiệp nhỏ và vừa, áp dụng ưu đãi thuế gắn với chỉ tiêu tiết kiệm năng lượng và tăng cường thực thi các tiêu chuẩn hiệu quả năng lượng trong sản xuất công nghiệp theo khuôn khổ chương trình quốc gia về sử dụng năng lượng tiết kiệm và hiệu quả (VNEEP). Đồng thời cơ quan quản lý nhà nước cũng cần thiết kế cơ chế hỗ trợ tài chính đặc thù cho doanh nghiệp nhỏ và vừa, bao gồm mở rộng khả năng tiếp cận tín dụng xanh với lãi suất đãi ưu đãi thông qua hệ thống ngân hàng thương mại, thành lập quỹ bảo lãnh đầu tư tiết kiệm năng lượng để giảm rào cản tiếp cận vốn, và áp dụng chính sách bắt buộc công khai thông tin hiệu quả năng lượng nhằm tạo áp lực thị trường thúc đẩy cải thiện tự nguyện.

## 5. Kết luận

Như vậy, nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm vững chắc về mối quan hệ hai chiều giữa ROA và EI trong các doanh nghiệp Việt Nam, sử dụng dữ liệu bảng 4.635 quan sát doanh nghiệp. Kết quả từ mô hình System GMM cho thấy EI có tác động tiêu cực lên ROA, khẳng định việc sử dụng năng lượng kém hiệu quả làm gia tăng chi phí sản xuất, giảm biên lợi nhuận và suy yếu năng lực cạnh tranh. Ngược lại, ROA tốt có tác động ngược chiều lên EI, cho thấy doanh nghiệp có năng lực tài chính vững mạnh có xu hướng đầu tư vào công nghệ tiết kiệm năng lượng và cải thiện quy trình vận hành.

Nghiên cứu đã có đóng góp chính là: (i) cung cấp bằng chứng thực nghiệm vững chắc rằng mối quan hệ giữa EI và ROA mang tính hai chiều và nội sinh; (ii) Nghiên cứu này vừa mở rộng lý thuyết dựa trên nguồn lực khi xác nhận năng lực quản lý năng lượng là một nguồn lực chiến lược tạo lợi thế cạnh tranh, vừa tích hợp giả thuyết Porter và lý thuyết nguồn lực dư thừa vào một khung giải thích thống nhất cho cả hai chiều tác động, thay vì vận dụng riêng lẻ từng lý thuyết như cách tiếp cận phổ biến trước đây; (iii) Về mặt thực tiễn, kết quả nghiên cứu cung cấp cơ sở khoa học để hoạch định chính sách theo cả hai hướng: từ phía cầu, cần có cơ chế ràng buộc và khuyến khích doanh nghiệp giảm cường độ năng lượng thông qua kiểm toán, tiêu chuẩn và ưu đãi thuế. Từ phía cung tài chính, cần mở rộng khả năng tiếp cận tín dụng xanh cho doanh nghiệp vừa và nhỏ nhằm phá vỡ vòng luẩn quẩn giữa lợi nhuận thấp và tiêu hao năng lượng cao trong khu vực sản xuất công nghiệp Việt Nam.

Tuy nhiên, nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế là chưa bao quát đầy đủ các cú sốc dài hạn và doanh nghiệp nhỏ không chính thức; chưa phân tích sâu sự khác biệt theo vùng địa lý và giai đoạn chính sách. Các hạn chế này sẽ được tác giả khắc phục trong những nghiên cứu tiếp theo.

## Tài liệu tham khảo

- Alavani, H. A. V. K., Shukla, R., & Patnaik, D. (2024). An assessment of the relationship between profitability and energy intensity for technology-oriented manufacturing firms in India. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 14(4), 538–549. <https://doi.org/10.32479/ijeeep.16344>
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Barney, J. B. (1991). Firm resources and sustained competitive advantage. *Journal of Management*, 17(1), 99–120. <https://doi.org/10.1177/014920639101700108>
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Brucal, A., Javorcik, B., & Love, I. (2019). Good for the environment, good for business: Foreign acquisitions and energy intensity. *Journal of International Economics*, 121, 103247. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.05.002>
- Dobre, E., Stanila, G. O., & Brad, L. (2015). The influence of environmental and social performance on financial performance: Evidence from Romania's listed entities. *Sustainability*, 7(3), 2513–2553. <https://doi.org/10.3390/su7032513>

- 
- Duong, K. D., Huynh, T. N., Nguyen, D. V., & Le, H. T. P. (2022). How innovation and ownership concentration affect the financial sustainability of energy enterprises: Evidence from a transition economy. *Heliyon*, 8, e11674. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e11674>
- Faisal, M., Ahmad, A., Riaz, S., & Rahman, Z. U. (2021). The impact of resource efficiency actions on firm performance: Moderating role of eco-investment and production cost. *International Journal of Management Research and Emerging Sciences*, 11(4). <https://doi.org/10.56536/ijmres.v11i4.161>
- Frank, M. Z., & Goyal, V. K. (2009). Capital structure decisions: Which factors are reliably important? *Financial Management*, 38(1), 1–37. <https://doi.org/10.1111/j.1755-053X.2009.01026.x>
- Greene, W. H. (2018). *Econometric Analysis (8th ed.)*. Pearson Education.
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029–1054. <https://doi.org/10.2307/1912775>
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- Imbruno, M., & Ketterer, T. D. (2018). Energy efficiency gains from importing intermediate inputs: Firm-level evidence from Indonesia. *Journal of Development Economics*, 135, 117–141. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2018.06.014>
- Lakkanawanit, P., Dungtripop, W., Suttipun, M., & Madi, H. (2022). Energy conservation and firm performance in Thailand: Comparison between energy-intensive and non-energy-intensive industries. *Energies*, 15(20), 7532. <https://doi.org/10.3390/en15207532>
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Lui, A. K. H., Lo, C. K. Y., Ngai, E. W. T., & Yeung, A. C. L. (2021). Forced to be green? The performance impact of energy-efficient systems under institutional pressures. *International Journal of Production Economics*, 239, 108213. <https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2021.108213>
- Moon, H., & Min, D. (2020). A DEA approach for evaluating the relationship between energy efficiency and financial performance for energy-intensive firms in Korea. *Journal of Cleaner Production*, 255, 120283. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.120283>
- Ngân hàng Thế giới (2023). *Viet Nam – World Bank Enterprise Survey 2023*. Washington DC: World Bank Group.
- Nguyen, O. T. K., Buertey, S., Pham, T. H., Nguyen, D. V., & Tan, P. D. (2025). Environmental disclosure and firm financial performance in Vietnam's manufacturing and energy sectors. *Discover Sustainability*, 6, 1425. <https://doi.org/10.1007/s43621-025-02195-5>
- Porter, M. E., & van der Linde, C. (1995). Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 97–118. <https://doi.org/10.1257/jep.9.4.97>
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86–136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
- Tuân, N. P. (2012). An Empirical Study of Firm Environmental and Financial Performance: Evidence from Small and Medium Manufacturing Firms in Vietnam. *VNU Journal of Science, Economics and Business*, 28(5E), 1–16.
- VnDirect (2023). *Báo cáo ngành điện Việt Nam 2023*. Công ty Chứng khoán VnDirect, Hà Nội.
- VNEEP (2020). *Báo cáo Chương trình quốc gia về sử dụng năng lượng tiết kiệm và hiệu quả giai đoạn 2019–2030*. Bộ Công Thương, Hà Nội.
- Waddock, S. A., & Graves, S. B. (1997). The corporate social performance-financial performance link. *Strategic Management Journal*, 18(4), 303–319. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-0266\(199704\)18:4<303::AID-SMJ869>3.0.CO;2-G](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-0266(199704)18:4<303::AID-SMJ869>3.0.CO;2-G)
- Wang, Q., Zhang, C., & Li, R. (2022). Does financial efficiency contribute to improvement in energy efficiency? Evidence from BRICS and the next 11 countries. *Management of Environmental Quality*, 34(2), 446–463. <https://www.emerald.com/meq/article/34/2/446>
-

- 
- Wen, H., Lee, C.-C., & Zhou, F. (2021). Green credit policy, credit allocation efficiency and upgrade of energy-intensive enterprises. *Energy Economics*, 94, 105099. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.105099>
- Wihandoko, I., Zakaria, A., & Ulupui, I. G. K. A. (2022). Influence of profitability, leverage, and environmental costs on environmental performance. *Jurnal Akuntansi, Perpajakan dan Auditing*, 3(3), 608–625. <https://doi.org/10.21009/japa.0303.07>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data (2nd ed.)*. MIT Press.
- Yemelyanov, O., Symak, A., Petrushka, T., Lesyk, R., & Lesyk, L. (2021). Criteria, indicators, and factors of the sustainable energy-saving economic development: The case of natural gas consumption. *Energies*, 14(18), 5999. <https://doi.org/10.3390/en14185999>
- Zellner, A., & Theil, H. (1962). Three-stage least squares: Simultaneous estimation of simultaneous equations. *Econometrica*, 30(1), 54–78. <https://doi.org/10.2307/1911287>
- Ziaei, S. M. (2021). The impact of corporations and banking system leverage on renewable energy: Evidence from selected OECD countries. *Renewable Energy Focus*, 37, 68–83. <https://doi.org/10.1016/j.ref.2021.01.003>

**\*Tác giả liên hệ: Chu Thị Mai Phương. Email: maiphuongchu@ftu.edu.vn**

---

# TÁC ĐỘNG CỦA HẠN CHẾ TÀI CHÍNH ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG, CHI PHÍ LÃI VAY VÀ ĐẦU TƯ CỦA DOANH NGHIỆP VIỆT NAM

**Trần Hùng Sơn\***

*Trường Đại học Kinh tế - Luật*

*Email: sonth@uel.edu.vn*

**Nguyễn Thanh Liêm**

*Trường Đại học Kinh tế - Luật*

*Email: liemnt@uel.edu.vn*

**Huỳnh Thị Ngọc Lý**

*Trường Đại học Kinh tế - Luật*

*Email: lyhtn@uel.edu.vn*

Mã bài báo: JED-2796

Ngày nhận: 27/12/2025

Ngày nhận bản sửa: 23/03/2026

Ngày duyệt đăng: 13/04/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2796

## **Tóm tắt**

*Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu của 1087 doanh nghiệp niêm yết trên sàn UPCOM, HOSE và HNX trong giai đoạn từ 2011 đến 2023 để phân tích tác động của hạn chế tài chính đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp. Nghiên cứu này sử dụng khung phân tích gồm các chỉ số để đo lường hạn chế tài chính, hơn là các chỉ số tài chính rời rạc như các nghiên cứu trước. Kết quả cho thấy hạn chế tài chính làm giảm hiệu quả hoạt động doanh nghiệp qua các chỉ tiêu ROA, EPS và tỷ lệ doanh thu trên đầu tư, và cũng làm tăng chi phí vay nợ của doanh nghiệp. Tuy nhiên, không có tác động đáng kể của hạn chế tài chính đối với đầu tư của doanh nghiệp.*

**Từ khóa:** Chi phí vay, Đầu tư, Hạn chế tài chính, Hiệu quả hoạt động.

**Mã JEL:** G32, G31, D22, L25

## **Financial constraints and firm performance, loan interest rates and investment: Evidence from Vietnam**

### **Abstract**

*This study uses data on 1087 listed companies on the UPCOM, HOSE, and HNX exchanges from 2011 to 2023 to analyze the impact of financial constraints on firm performance. This study uses a framework with multiple financial indicators to measure financial constraints, rather than disparate ones as in previous studies. The results show that financial constraints reduce firm performance, as indicated by ROA, EPS, and the revenue-to-investment ratio, and increase borrowing costs for firms. However, financial constraints have no significant impact on firm investment.*

**Keywords:** Cost of debt, Financial constraints, Firm performance, Investment.

**JEL Codes:** G32, G31, D22, L25

---

## 1. Giới thiệu

Hệ thống tài chính thúc đẩy tăng trưởng kinh tế bằng cách tối ưu hóa luân chuyển vốn và cải thiện hiệu quả hoạt động (HQHĐ) doanh nghiệp (Bencivenga và cộng sự, 1995; Rajan và Zingales, 1998). Tuy nhiên, tại các nước đang phát triển, hệ thống tài chính chưa hoàn thiện cùng tình trạng bất cân xứng thông tin tạo ra những hạn chế tài chính (HCTC) đáng kể, cản trở đầu tư và đổi mới (Beck và cộng sự, 2005; Ayyagari và cộng sự, 2011). Do đó, câu hỏi liệu HCTC có làm suy giảm đầu tư và HQHĐ, cũng như cách thức chính sách cải thiện khả năng tiếp cận tài chính, đã thu hút nhiều quan tâm của các nhà nghiên cứu và hoạch định chính sách (Foda & cộng sự, 2022).

Tại Việt Nam, khảo sát của Ngân hàng thế giới năm 2015 và 2023 (World Bank, 2015 và 2023) cho thấy tiếp cận tài chính vẫn là một trong những rào cản chính: tỷ lệ doanh nghiệp gặp khó khăn giảm ở nhóm nhỏ (22% xuống 18%) và lớn (19% xuống 9%), nhưng tăng đáng kể ở nhóm vừa (23% lên 31%).

Bài viết này phân tích tác động của HCTC đến HQHĐ và đầu tư của các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam. Khác với các nghiên cứu trước chủ yếu sử dụng một hoặc vài chỉ số riêng lẻ, nghiên cứu áp dụng cách tiếp cận hệ thống, kết hợp nhiều chỉ số trong cùng một khung phân tích để đo lường HCTC một cách toàn diện hơn (Pal & Ferrando, 2010).

## 2. Tổng quan các nghiên cứu thực nghiệm

Các lý thuyết về thông tin bất đối xứng và vấn đề đại diện nhấn mạnh rằng HCTC làm suy giảm khả năng tận dụng cơ hội đầu tư nâng cao HQHĐ của doanh nghiệp. HCTC có thể bóp méo phân bổ đầu vào sản xuất, thông qua tác động đến đầu tư và nhu cầu lao động (Ferrando & Ruggieri, 2018). Do đó, một khu vực tài chính phát triển góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế, chủ yếu bằng cách nâng cao năng suất doanh nghiệp (Beck và cộng sự, 2000).

HCTC có thể làm suy giảm năng suất doanh nghiệp khi kìm hãm đầu tư vào các dự án chất lượng cao, tài sản vô hình, R&D và công nghệ mới. Aghion & cộng sự (2010) cho thấy HCTC khiến doanh nghiệp từ bỏ các khoản đầu tư nâng cao năng suất dài hạn nhằm tránh rủi ro thanh khoản, trong khi Andersen (2016) chỉ ra việc áp dụng công nghệ đất đỏ dưới HCTC làm giảm tính linh hoạt, đổi mới và năng suất. Tuy nhiên, Almeida & Campello (2007) và Campello & Hackbarth (2012) lập luận rằng doanh nghiệp bị HCTC có xu hướng chuyển sang đầu tư tài sản hữu hình để tăng khả năng vay nợ. Bằng chứng thực nghiệm cho thấy HCTC gắn với tăng trưởng năng suất thấp hơn, như tại Bulgaria (Gatti & Love, 2008) và ở các ngành chịu HCTC cao tại Ý (Caggese, 2019). Ferrando & Ruggieri (2018) ước tính giảm 1% mức độ HCTC có thể làm năng suất tăng 0,185%, trong khi Foda và cộng sự (2022) cho thấy việc nới lỏng HCTC tại Litva giúp tăng năng suất lao động 0,47% và đầu tư 6,7%.

Gần đây, Kalatzis & cộng sự (2025) cho thấy doanh nghiệp gặp HCTC có thể hoạt động hiệu quả hơn trong ngắn hạn, nhưng HCTC lại làm giảm tăng trưởng dài hạn và việc làm. Şengül & cộng sự (2025) nhấn mạnh mức sử dụng nợ ngắn hạn cao là trở ngại lớn, làm giảm đáng kể xác suất trở thành doanh nghiệp tăng trưởng cao do rủi ro đảo nợ và hạn chế đầu tư đổi mới. Tương tự, Şahin (2025) chỉ ra rằng tại Thổ Nhĩ Kỳ, đòn bẩy tài chính giúp tăng trưởng việc làm trong ngắn hạn nhưng tạo ra HCTC dẫn đến suy giảm nhu cầu lao động trong trung hạn, đặc biệt ở các doanh nghiệp siêu nhỏ, nhỏ và vừa.

Tóm lại, các nghiên cứu trước chủ yếu sử dụng một hoặc vài chỉ số độc lập để đo lường HCTC mà không xét đồng thời nhiều chỉ số tài chính, trong khi các chỉ số đơn lẻ có thể phản ánh chiến lược hay hành vi doanh nghiệp hơn là mức độ HCTC thực sự. Ngoài ra, các nghiên cứu thường chỉ xét một hoặc hai thước đo hiệu quả, làm giảm tính toàn diện của phân tích. Do đó, nghiên cứu này đóng góp ở hai điểm chính: (i) áp dụng hướng tiếp cận hệ thống, sử dụng đồng thời nhiều chỉ số trong cùng một khung phân tích (Pal & Ferrando, 2010) để đo lường HCTC tại Việt Nam; và (ii) sử dụng nhiều biến phụ thuộc nhằm phản ánh đa chiều HQHĐ doanh nghiệp.

Từ các nghiên cứu trên, giả thuyết nghiên cứu được đặt ra như sau:

*Giả thuyết H1: HCTC làm giảm HQHĐ của doanh nghiệp.*

Giả thuyết H2: HCTC làm tăng mức đầu tư của doanh nghiệp.

### 3. Phương pháp nghiên cứu

#### 3.1. Phân loại doanh nghiệp hạn chế tài chính

Việc sử dụng chỉ một hoặc hai chỉ số tài chính (chẳng hạn quy mô công ty) để đại diện cho HCTC còn nhiều hạn chế (Pal & Ferrando, 2010). Tại thị trường mới nổi như Việt Nam, nơi các doanh nghiệp niêm yết đối mặt với biến động tín dụng không đồng đều, việc phụ thuộc vào chỉ số đơn lẻ dễ gây sai lệch hệ thống, làm giảm độ tin cậy của phân tích. Do đó, áp dụng hệ thống chỉ số đa chiều sẽ mang lại đánh giá toàn diện và đáng tin cậy hơn về HCTC (Pal & Ferrando, 2010).

HCTC được định nghĩa là tình trạng doanh nghiệp gặp khó khăn hoặc không thể huy động vốn bên ngoài với chi phí hợp lý để thực hiện đầu tư (Fazzari & cộng sự, 1988; Kaplan & Zingales, 1997; Almeida & cộng sự, 2004). Campello & cộng sự (2010) phân loại cụ thể hơn: doanh nghiệp bị HCTC tuyệt đối là những doanh nghiệp không thể tiếp cận tài trợ bên ngoài; HCTC tương đối khi chỉ tiếp cận được nguồn vốn đắt đỏ; và không bị HCTC khi vay được nợ mới với chi phí thấp nhất trên thị trường. Dựa trên phân loại của Pal & Ferrando (2010), tác giả phân loại các doanh nghiệp bị HCTC tuyệt đối, bị HCTC một phần và không bị HCTC (Bảng 1), cụ thể:

- Đầu tư âm (giảm tài sản cố định và tài sản lưu động phi tiền mặt): là dấu hiệu doanh nghiệp đang thanh lý tài sản, phản ánh HCTC (loại 4 - HCTC tương đối, loại 2 - HCTC tuyệt đối).
- Chênh lệch tài trợ (đầu tư trừ dòng tiền hiện tại): thường dương, hàm ý đầu tư vượt dòng tiền nội bộ. Hai ngoại lệ là loại 1 không bị HCTC (đầu tư thấp hơn dòng tiền, không cần nguồn bên ngoài) và loại 1 HCTC tương đối (đầu tư thấp hơn dòng tiền và đồng thời hoàn trả nợ vay).
- Thay đổi tổng nợ: đánh giá khả năng tiếp cận tài trợ bên ngoài. Doanh nghiệp loại 2 không bị HCTC và loại 2 HCTC tương đối đều vay được nợ; hai nhóm này được phân biệt bằng cách so sánh lãi suất chi trả với lãi suất trung bình ngành (IIR).

Doanh nghiệp có nhu cầu tài trợ dương nhưng không nhận được bất kỳ nguồn bên ngoài nào được xếp vào nhóm HCTC tuyệt đối (loại 1). Nếu không vay được nợ nhưng vẫn phát hành được cổ phiếu, doanh nghiệp được xếp vào nhóm HCTC tương đối (loại 3), dựa trên giả định phát hành cổ phiếu tốn kém hơn nợ vay do bất cân xứng thông tin, phù hợp với lý thuyết Trật tự phân hạng (Myers, 1984).

Cuối cùng, để chuyển phân loại nhị phân thành chỉ số liên tục phản ánh mức độ HCTC, nghiên cứu sử dụng hồi quy probit/logit có thứ tự với các biến giải thích là đặc điểm doanh nghiệp (quy mô, độ tuổi...), và lấy xác suất dự đoán làm chỉ số đại diện cho HCTC.

**Bảng 1. Bảng phân loại doanh nghiệp theo các mức HCTC**

Phân loại	Tổng đầu tư	Nhu cầu tài trợ	Thay đổi nợ vay	Phát hành cổ phiếu	Lãi suất
Không bị HCTC					
1	$\geq 0$	$< 0$	$\geq 0$	—	—
2	$\geq 0$	$\geq 0$	$> 0$	—	$\leq \text{IIRt}$
HCTC một phần					
1	$\geq 0$	$< 0$	$< 0$	—	—
2	$\geq 0$	$\geq 0$	$> 0$	—	$\geq \text{IIRt}$
3	$\geq 0$	$\geq 0$	$\leq 0$	$> 0$	—
4	$< 0$	—	$> 0$	—	—
HCTC tuyệt đối					
1	$\geq 0$	$\geq 0$	$\leq 0$	$\leq 0$	—
2	$< 0$	—	$\leq 0$	—	—

Nguồn: Pal & Ferrando (2010)

#### 3.2. Mô hình và dữ liệu nghiên cứu

Để phân tích mối quan hệ giữa HCTC của doanh nghiệp và HQHĐ cũng như đầu tư của doanh nghiệp, tác giả thực hiện hồi quy với biến phụ thuộc là đầu tư và HQHĐ của doanh nghiệp, và biến giải thích chính đại diện cho mức độ HCTC. Mô hình nghiên cứu thực nghiệm được xây dựng như sau:

$$\text{Perform}_{it} = \delta_0 + \delta_1 \text{Constraint}_{it} + \delta_2 \text{Size}_{it} + \delta_3 \text{Lev}_{it} + \text{Ind\_dummy}_i + \eta_i + V_{it}$$

$$\text{Invest}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Constraint}_{it} + \beta_2 \text{Size}_{it} + \beta_3 \text{Lev}_{it} + \text{Ind\_dummy}_i + \eta_i + \varepsilon_{it}$$

Trong đó: perform là biến đại diện cho HQHĐ của doanh nghiệp *i* trong năm *t*. HQHĐ của doanh nghiệp được đo lường bằng các chỉ tiêu sau: Tỷ suất lợi nhuận sau thuế trên tổng tài sản – ROA; Doanh thu thuần trên tổng đầu tư tài sản cố định và vốn lưu động – Revenue to total investment; Thu nhập trên mỗi cổ phiếu – EPS; Lãi suất vay – IR. Invest là mức đầu tư của doanh nghiệp (tổng đầu tư tài sản cố định và vốn lưu động). Constraint đại diện cho các mức độ HCTC, nhận giá trị 1, 2, 3. Size là biến đại diện cho quy mô doanh nghiệp, được tính bằng logarithm tự nhiên của tổng tài sản. Lev là biến đại diện cho đòn bẩy tài chính, được tính bằng tỷ số giữa nợ và tổng tài sản. Ind\_dummy là một vector gồm các biến giả ngành nhằm kiểm soát cho sự khác biệt của các ngành có ảnh hưởng đến HQHĐ doanh nghiệp. Ngoài ra, do dữ liệu nghiên cứu là dữ liệu bảng nên việc kiểm soát các đặc điểm riêng là cần thiết, nhóm nghiên cứu bổ sung các đặc điểm riêng  $\eta_i$ ,  $\varepsilon_{it}$  là phần dư của mô hình.

Dữ liệu nghiên cứu được thu thập từ LSEG Workspace, bao gồm các doanh nghiệp phi tài chính trên UPCOM, HOSE và HNX giai đoạn 2011–2023. Sau khi loại các doanh nghiệp có tối đa 2 quan sát để loại trừ giá trị bất thường, mẫu cuối cùng gồm 1.087 doanh nghiệp (512 trên UPCOM và 575 niêm yết trên HOSE, HNX).

#### 4. Kết quả nghiên cứu

Bảng 2 thống kê tỷ lệ doanh nghiệp theo tình trạng HCTC. Đúng như kỳ vọng, giai đoạn Covid (2020–2021) ghi nhận tỷ lệ doanh nghiệp thuộc nhóm 3 (HCTC cao) tăng lên, trong khi nhóm 1 và 2 giảm so với ngoài giai đoạn Covid. Xét theo sàn giao dịch, doanh nghiệp niêm yết trên HOSE và HNX có mức độ HCTC thấp hơn rõ rệt so với nhóm UPCOM, với tỷ lệ nhóm 3 của UPCOM cao gấp đôi. Khi phân nhóm theo tuổi, doanh nghiệp lâu năm hơn có tỷ trọng HCTC thấp hơn, song chênh lệch không đáng kể. Đáng chú ý hơn, khi phân theo tứ phân vị doanh thu, nhóm doanh nghiệp lớn nhất (tứ phân vị 4) có tỷ trọng nhóm ít HCTC thấp hơn nhiều so với nhóm nhỏ nhất (10,76% so với 26,91%), đồng thời tỷ lệ HCTC cao nhất cũng thấp hơn gần 10%. Xu hướng tương tự xuất hiện khi phân theo tổng tài sản, nhưng mức chênh lệch ít rõ rệt hơn. Nhìn chung, kết quả Bảng 2 cho thấy doanh nghiệp có quy mô lớn, thời gian hoạt động lâu, niêm yết chính thức và hoạt động ngoài giai đoạn Covid có mức HCTC thấp hơn.

**Bảng 2. Thống kê tỷ lệ doanh nghiệp theo tình trạng HCTC**

Covid	HCTC 1	HCTC 2	HCTC 3	Tổng
Giai đoạn ngoài Covid	21,48%	55,90%	22,62%	100%
Giai đoạn Covid*	20,39%	53,64%	25,97%	100%
<b>Sàn niêm yết</b>	1	2	3	Total
HOSE, HNX	24,36%	59,86%	15,78%	100%
doanh nghiệp UPCOM	17,46%	50,07%	32,46%	100%
<b>Tuổi</b>	1	2	3	
Nhóm 1 (< 10 tuổi)	20,51%	58,23%	21,26%	100%
Nhóm 2 (10 – 20 tuổi)	21,69%	54,87%	23,45%	100%
Nhóm 3 (20 – 30 tuổi)	20,64%	52,76%	26,60%	100%
Nhóm 4 (> 40 tuổi)	24,23%	56,82%	18,94%	100%
<b>Doanh thu</b>	1	2	3	
Nhóm 1 (Tứ phân vị 1)	10,76%	61,03%	28,21%	100%
Nhóm 2 (Tứ phân vị 2)	20,66%	54,95%	24,39%	100%
Nhóm 3 (Tứ phân vị 3)	25,88%	53,38%	20,74%	100%
Nhóm 4 (Tứ phân vị 4)	26,91%	53,13%	19,95%	100%
<b>Tổng tài sản</b>				
Nhóm 1 (Tứ phân vị 1)	23,37%	51,33%	25,30%	100%
Nhóm 2 (Tứ phân vị 2)	23,93%	52,45%	23,62%	100%
Nhóm 3 (Tứ phân vị 3)	19,77%	56,66%	23,57%	100%
Nhóm 4 (Tứ phân vị 4)	18,12%	61,63%	20,25%	100%

\*Giai đoạn trong Covid là 2 năm 2020 và 2021.

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.

Bảng 3 so sánh chênh lệch giữa ba nhóm HCTC theo bốn chỉ tiêu đầu ra: tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản (ROA), doanh thu trên đầu tư (Revenue\_Invest), thu nhập trên mỗi cổ phiếu (EPS) và lãi suất vay (IR). Về ROA, nhóm HCTC 1 đạt cao nhất, với chênh lệch có ý nghĩa thống kê so với nhóm HCTC 2; chênh lệch giữa nhóm 2 và nhóm 3 còn lớn hơn, gần gấp đôi (6,1% so với 3,6%). Về doanh thu trên đầu tư, nhóm HCTC 1 tạo ra doanh thu trên mỗi đồng đầu tư cao nhất, gấp 3 lần nhóm HCTC 2, trong khi nhóm HCTC 3 có mức bình quân âm. Về EPS, nhóm HCTC 1 đạt trung bình 1.802 đồng/cổ phiếu, cao hơn nhóm HCTC 2 khoảng 361 đồng (có ý nghĩa ở mức 1%); nhóm HCTC 3 có EPS bình quân âm, phản ánh rõ khó khăn trong tiếp cận vốn bên ngoài. Về lãi suất vay, nhóm HCTC 2 chịu lãi suất cao gấp khoảng 4 lần nhóm HCTC 1, song chênh lệch giữa nhóm HCTC 2 và HCTC 3 không có ý nghĩa thống kê, có thể do sai số chuẩn của nhóm HCTC 3 lớn gấp đôi nhóm HCTC 2.

Như vậy, nhìn chung HCTC càng cao thì các doanh nghiệp có xu hướng có các chỉ tiêu tài chính tiêu cực hơn, không tốt như các trường hợp của nhóm HCTC thấp hơn. Kết quả này thống nhất với các nghiên cứu cho thấy HCTC có khả năng ảnh hưởng đến các hoạt động thực tế của doanh nghiệp bằng cách bóp méo sự phân bổ tối ưu các đầu vào sản xuất, thông qua ảnh hưởng đến đầu tư hoặc ảnh hưởng đến nhu cầu tuyển dụng ở cấp độ doanh nghiệp (xem phân thảo luận trong Campello & cộng sự, 2010; Pal & Ferrando, 2010; Ferrando & Ruggieri, 2018; Foda & cộng sự, 2022).

**Bảng 3. So sánh chênh lệch ROA theo tình trạng HCTC**

ROA	Số quan sát	Trung bình	Chênh lệch*	P-value
HCTC 1	1.579	0,0740		
HCTC 2	3.750	0,0608	0,0133	0,000
HCTC 3	1.590	0,0364	0,0244	0,000
<b>Revenue Invest</b>				
HCTC 1	1.576	38,5146		
HCTC 2	3.895	12,7886	25,7260	0,000
HCTC 3	1.649	-26,8586	39,6472	0,000
<b>EPS</b>				
HCTC 1	1.634	1802,203		
HCTC 2	4.262	1440,404	361,7988	0,000
HCTC 3	1.780	-44,303	1484,707	0,000
<b>IR</b>				
HCTC 1	1.452	0,0162		
HCTC 2	2.795	0,0691	-0,0530	0,000
HCTC 3	1.154	0,0723	-0,0032	0,534

\*Chênh lệch là giá trị trung bình của HCTC1 – HCTC2, và HCTC2 – HCTC3.

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.

**Bảng 4. So sánh chênh lệch Đầu tư theo tình trạng HCTC**

Capex asset	Số quan sát	Trung bình	Chênh lệch*	P-value
HCTC 1	1.529	0,0659		
HCTC 2	3.741	1,0308	-0,9649	0,0056
HCTC 3	1.416	0,2035	0,8273	0,0160
<b>Workingcap asset</b>				
HCTC 1	1.553	0,2525		
HCTC 2	1.553	-1,3924	1,6450	0,7163
HCTC 3	1.416	0,0060	-1,3985	0,7574

\*Chênh lệch là giá trị trung bình của HCTC1 – HCTC2, và HCTC2 – HCTC3.  
Giả định: phương sai không đồng đều giữa các nhóm HCTC.

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.

Bảng 4 so sánh mức đầu tư giữa các nhóm HCTC theo hai loại: đầu tư tài sản cố định (đầu tư dài hạn) và đầu tư vốn lưu động (đầu tư ngắn hạn). Về đầu tư tài sản cố định, nhóm HCTC 1 có mức đầu tư thấp hơn đáng kể so với nhóm HCTC 2, có thể phản ánh nhu cầu đầu tư thấp hơn. Nhóm HCTC 3 thậm chí có tổng mức đầu tư âm, cho thấy HCTC cản trở khả năng tiếp cận vốn tài trợ dự án, từ đó kéo giảm các chỉ tiêu

**Bảng 5. Tác động của HCTC (Hồi quy OLS)**

	ROA	Revenue invest	EPS	IR	Invest asset
Constraint	-0,018*** [0,002]	-33,120*** [1,582]	-859,200*** [75,990]	0,031*** [0,003]	-0,661 [9,613]
Size	0,00446*** [0,001]	-5,071*** [0,700]	186,1*** [33,220]	0,0185*** [0,002]	-8,691** [4,220]
Lev	0,000 [0,000]	0,103 [0,103]	-7,171 [4,438]	0,0003 [0,000]	-0,104 [0,600]
Hàng số	-0,012 [0,0237]	223,0*** [20,360]	-1609,8* [964,800]	-0,4875 [0,043]	245,5** [121,900]
Ind dummy	Có	Có	Có	Có	Có

Biến Constraint có giá trị 1, 2, 3 ứng với HCTC 1, 2, 3.

\*, \*\*, \*\*\* thể hiện hệ số có ý nghĩa ở mức 10%, 5% và 1%. Số trong ngoặc vuông là sai số chuẩn.

Nguồn: tính toán của nhóm nghiên cứu.

**Bảng 6. Tác động của HCTC (Hồi quy FEM)**

	ROA	Revenue invest	EPS	IR	Invest asset
Constraint	-0,008*** [0,002]	-35,360*** [1,951]	-388,400*** [80,840]	0,009*** [0,002]	17,690 [13,370]
Size	-0,006*** [0,002]	-4,322* [2,352]	394,200*** [95,920]	0,0294*** [0,004]	-1,442 [16,700]
Lev	-0,000* [0,000]	0,469** [0,201]	-2,579 [6,959]	0,000 [0,000]	-0,067 [1,385]
Hàng số	0,226*** [0,059]	198,200*** [65,190]	-8946,500*** [2657,000]	-0,770*** [0,101]	0,369 [462,800]

Biến Constraint có giá trị 1, 2, 3 ứng với HCTC 1, 2, 3.

\*, \*\*, \*\*\* thể hiện hệ số có ý nghĩa ở mức 10%, 5% và 1%. Số trong ngoặc vuông là sai số chuẩn.

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.

**Bảng 7. Tác động của HCTC (Hồi quy REM và Industry dummies)**

	ROA	Revenue invest	EPS	IR	Invest asset
Constraint	-0,009*** [0,002]	-35,090*** [1,726]	-517,007*** [74,690]	0,012*** [0,002]	-0,661 [9,613]
Size	0,001 [0,001]	-5,368*** [1,159]	211,200*** [52,410]	0,028*** [0,003]	-8,691** [4,220]
Lev	-0,000 [0,000]	0,198 [0,134]	-4,305 [5,239]	0,000 [0,000]	-0,104 [0,600]
Hàng số	0,0736* [0,038]	236,500*** [33,470]	-3103,000** [1514,900]	-0,701 [0,074]	245,500** [121,900]
Ind dummy	Có	Có	Có	Có	Có

Biến Constraint có giá trị 1, 2, 3 ứng với HCTC 1, 2, 3.

\*, \*\*, \*\*\* thể hiện hệ số có ý nghĩa ở mức 10%, 5% và 1%. Số trong ngoặc vuông là sai số chuẩn.

Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.

HQHD so với hai nhóm còn lại. Trong khi đó, chỉ tiêu vốn lưu động trên tài sản không cho thấy chênh lệch có ý nghĩa thống kê giữa các nhóm, hàm ý rằng khó khăn tiếp cận vốn của doanh nghiệp chủ yếu nằm ở vốn dài hạn hơn là vốn ngắn hạn.

Để kiểm soát các yếu tố khác có thể ảnh hưởng, tác giả thực hiện hồi quy OLS đa biến với bốn biến phụ thuộc: ROA, doanh thu trên đầu tư, EPS và lãi suất vay (Bảng 5). Sau khi kiểm soát quy mô doanh nghiệp, đòn bẩy tài chính và đặc điểm ngành, kết quả thống nhất với Bảng 2: hệ số biến HCTC mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê với ROA, doanh thu trên đầu tư và EPS, đồng thời mang dấu dương và có ý nghĩa ở mức 1% với lãi suất vay (IR). Cụ thể, khi HCTC tăng một bậc, ROA giảm trung bình khoảng 2%, doanh thu trên đầu tư giảm 33 đồng, trong khi lãi suất vay tăng trung bình 3%. Tuy nhiên, hệ số biến đầu tư (Invest\_asset)

**Bảng 8. Tác động của HCTC (Hồi quy REM, kiểm soát vĩ mô)**

	ROA	Revenue_invest	EPS	IR	Invest_asset
Constraint	-0,009*** [0,002]	-35,110*** [1,726]	-517,300*** [74,720]	0,013*** [0,002]	-0,795 [9,614]
Size	0,001 [0,001]	-5,407*** [1,161]	212,300*** [52,500]	0,029*** [0,003]	-8,977** [4,230]
Lev	-0,000 [0,000]	0,198 [0,134]	-4,319 [5,239]	0,000 [0,000]	-0,112 [0,600]
GDPGR	0,002*** [0,000]	-0,282 [0,518]	7,354 [22,660]	0,001* [0,001]	-3,419 [3,486]
Hàng số	0,058 [0,038]	239,300*** [33,870]	-3175,500** [1531,700]	-0,715*** [0,074]	273,900** [125,300]
Ind dummy	Có	Có	Có	Có	Có

Biến Constraint có giá trị 1, 2, 3 ứng với HCTC 1, 2, 3.

\*, \*\*, \*\*\* thể hiện hệ số có ý nghĩa ở mức 10%, 5% và 1%.

Số trong ngoặc vuông là sai số chuẩn. GDPGR là tốc độ tăng trưởng GDP hàng năm.

*Nguồn: Tính toán của nhóm nghiên cứu.*

không có ý nghĩa thống kê, có thể do không có sự khác biệt trong đầu tư vốn lưu động giữa các nhóm như Bảng 4 đã chỉ ra.

Để kiểm soát đặc điểm riêng của từng doanh nghiệp trong dữ liệu bảng, nhóm nghiên cứu bổ sung hồi quy bằng mô hình Ảnh hưởng cố định (FEM – Bảng 6) và Ảnh hưởng ngẫu nhiên (REM – Bảng 7), trong đó REM cho phép kiểm soát thêm đặc điểm ngành. Kết quả ở cả hai mô hình đều nhất quán: biến HCTC vẫn tác động âm đến ROA, doanh thu trên đầu tư và EPS, đồng thời tác động dương đến lãi suất vay, với dấu và mức ý nghĩa thống kê không thay đổi. Ngoài ra, nhóm nghiên cứu bổ sung biến tốc độ tăng trưởng GDP (GDPGR) để kiểm soát ảnh hưởng của chu kỳ kinh tế vĩ mô (Bảng 8), và kết quả vẫn tương đồng với các Bảng 5–7, khẳng định tính vững của nghiên cứu.

### 5. Kết luận và hàm ý từ kết quả nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu các doanh nghiệp niêm yết trên UPCOM, HOSE và HNX giai đoạn 2011–2023 để phân tích tác động của HCTC đến hoạt động doanh nghiệp. Khác với các nghiên cứu trước chủ yếu dùng một hoặc hai biến tài chính để đại diện cho HCTC và chỉ xét ít thước đo hiệu quả, nghiên cứu này tiếp cận đa chiều hơn, nâng cao tính toàn diện của phân tích.

Kết quả cho thấy HCTC làm giảm đáng kể HQHĐ doanh nghiệp qua các chỉ tiêu ROA, EPS và doanh thu trên đầu tư, đồng thời làm tăng chi phí vay. Tuy nhiên, tác động của HCTC đến đầu tư tổng thể không có ý nghĩa thống kê, dù có bằng chứng về ảnh hưởng đối với đầu tư tài sản cố định.

Từ kết quả trên, một số hàm ý được rút ra. Thứ nhất, việc gỡ bỏ HCTC sẽ giúp cải thiện đáng kể HQHĐ doanh nghiệp. Các giải pháp giảm HCTC đã được đề xuất trong nghiên cứu trước, bao gồm: phát triển trung tâm thông tin tín nhiệm để giảm bất cân xứng thông tin, mở rộng loại tài sản thế chấp được chấp nhận, và nâng cao hiệu quả thi hành án nhằm củng cố niềm tin của chủ nợ. Thứ hai, doanh nghiệp có doanh thu tốt và thành lập lâu đời có HCTC thấp hơn, đây là đặc điểm nhà đầu tư có thể tham khảo khi lựa chọn chứng khoán. Thứ ba, nhóm HCTC 2 có nhu cầu đầu tư vốn lớn vượt khả năng tài trợ nội bộ, trong khi nhóm HCTC 3 đầu tư thấp hơn nhưng vẫn cao hơn nhóm HCTC 1. Nếu giảm được HCTC cho các doanh nghiệp này, có thể kỳ vọng sự bùng nổ đầu tư dài hạn, góp phần thúc đẩy tăng trưởng kinh tế Việt Nam.

Nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế. Thứ nhất, vấn đề nội sinh trong mối quan hệ giữa HCTC và HQHĐ doanh nghiệp chưa được xử lý triệt để. Thứ hai, dữ liệu chỉ bao gồm doanh nghiệp niêm yết nên có thể chưa phản ánh đầy đủ toàn bộ khu vực doanh nghiệp. Các nghiên cứu tiếp theo có thể áp dụng phương pháp kinh tế lượng nâng cao để xử lý nội sinh, đồng thời khai thác dữ liệu doanh nghiệp chưa niêm yết nhằm nâng cao tính khái quát của kết quả.

---

## Tài liệu tham khảo

- Aghion, P., Angeletos, G., Banerjee, A., & Manova, K. (2010). Volatility and growth: Credit constraints and the composition of investment. *Journal of Monetary Economics*, 57(3), 246–265. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.02.005>
- Almeida, H., & Campello, M. (2007). Financial constraints, asset tangibility, and corporate investment. *Review of Financial Studies*, 20(5), 1429–1460. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.02.005>
- Almeida, H., M. Campello, and M. S. Weisbach (2004). The cash flow sensitivity of cash. *Journal of Finance* 59: 1777–1804. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00679.x>
- Andersen, D. C. (2016). Credit constraints, technology upgrading, and the environment. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 3(2), 283–319. <https://doi.org/10.1086/684509>
- Ayyagari, M., Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2011). Firm innovation in emerging markets: The role of finance, governance, and competition. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 46(6), 1545–1580. <https://doi.org/10.1017/S0022109011000378>
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Maksimovic, V. (2005). Financial and legal constraints to growth: Does firm size matter? *Journal of Finance*, 60(1), 137–177. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2005.00727.x>
- Beck, T., Levine, R., & Loayza, N. V. (2000). Finance and the sources of growth. *Journal of Financial Economics*, 58, 261–300. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(00\)00072-6](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(00)00072-6)
- Bencivenga, V., Smith, B., & Starr, S. (1995). Transaction costs, technological choice and endogenous growth. *Journal of Economic Theory*, 67(1), 153–177. <https://doi.org/10.1006/jeth.1995.1069>
- Caggese, A. (2019). Financing constraints, radical versus incremental innovation and aggregate productivity. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(2), 275–309. <https://doi.org/10.1257/mac.20160298>
- Campello, M., & Hackbarth, D. (2012). *The firm-level credit multiplier* (NBER Working Paper No. 17805). <https://doi.org/10.3386/w17805>
- Campello, M., Graham, J. R., & Harvey, C. R. (2010). The real effects of financial constraints: Evidence from a financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 97(3), 470–487. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.02.009>
- Fazzari, S., Hubbard, R. G. & Petersen, B. C. (1988). Financing constraints and corporate investment. NBER working paper, 2387.
- Ferrando, A., & Ruggieri, A. (2018). Financial constraints and productivity: Evidence from euro area companies. *International Journal of Finance and Economics*, 23, 257–282. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1615>
- Foda, K., Shi, Y., & Vaziri, M. (2022). *Financial constraints, productivity and investment: Evidence from Lithuania* (IMF Working Paper No. 2022/249). <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2022/12/09/Financial-Constraints-Productivity-and-Investment-Evidence-from-Lithuania-526844>
- Gatti, R., & Love, I. (2008). Does access to credit improve productivity? Evidence from Bulgaria. *Economics of Transition and Institutional Change*, 16(3), 445–465. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0351.2008.00328.x>
- Kalatzis, A. E. G., Martins-Filho, C., & Ribeiro Jr., A. C. H. (2025). Financial constraints and firm efficiency: Further empirical evidence. *Finance Research Letters*, 72, 106524. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106524>
- Kaplan, S., & Zingales, L. (1997). Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 169–215. <https://doi.org/10.1162/003355397555163>
- Pal, R., & Ferrando, A. (2010). Financing constraints and firms' cash policy in the euro area. *The European Journal of Finance*, 16(2), 153–171. <https://doi.org/10.1080/13518470903075748>
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (1998). Financial dependence and growth. *The American Economic Review*, 88(3), 559–586.
- Şahin, B. C. (2025). Firm leverage, financial constraints, and employment. *Economic Systems*, 101372. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2025.101372>

---

Şengül, A., Pekin, S., & Alkan, U. (2025). Is financial constraint an impediment to Firm's high growth? *Borsa Istanbul Review*, 25(2025), 1137–1151. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2025.06.009>

World Bank. (2015). *Enterprise surveys—What businesses experience—Vietnam 2015 country profile*. <https://www.enterprisesurveys.org/content/dam/enterprisesurveys/documents/country/Vietnam-2015.pdf>

World Bank. (2023). *Enterprise surveys—What businesses experience—Vietnam 2023 country profile*. <https://www.enterprisesurveys.org/content/dam/enterprisesurveys/documents/country/Vietnam-2015.pdf>

**\*Tác giả liên hệ: Trần Hùng Sơn. Email: [sonth@uel.edu.vn](mailto:sonth@uel.edu.vn)**

---

# TỪ NHẬN DIỆN CHỨNG NHẬN ĐẾN QUYẾT ĐỊNH LỰA CHỌN NHÀ Ở XANH: SỨC MẠNH CỦA NIỀM TIN TRONG VIỆC HÓA GIẢI RÀO CẢN TÂM LÝ KHÁCH HÀNG

**Phan Trần Huy Hùng**

*Đại học Công nghệ Thành phố Hồ Chí Minh*

*Email: pthhung24nqt@hutech.edu.vn*

**Phan Đình Nguyên\***

*Đại học Công nghệ Thành phố Hồ Chí Minh*

*Email: pdnguyen@hutech.edu.vn*

Mã bài báo: JED-2855

Ngày nhận: 20/01/2026

Ngày nhận bản sửa: 09/04/2026

Ngày duyệt đăng: 10/04/2026

Mã DOI: 10.33301/JED.VI.2855

## **Tóm tắt:**

*Nghiên cứu làm sáng tỏ cơ chế tâm lý chi phối hành vi lựa chọn nhà ở xanh bằng cách tích hợp lý thuyết tín hiệu, lý thuyết niềm tin và lý thuyết rủi ro cảm nhận. Kết quả nghiên cứu cho thấy mức độ nhận diện chứng nhận xanh là động lực cốt lõi kiến tạo niềm tin, niềm tin đóng vai trò chủ đạo làm vô hiệu hóa tác động trực tiếp của rủi ro cảm nhận đến quyết định lựa chọn nhà ở xanh. Mối quan tâm đến môi trường vận hành như một động lực nội tại thúc đẩy trực tiếp cả niềm tin và hành vi lựa chọn. Phát hiện này cung cấp hàm ý quan trọng trong việc ưu tiên minh bạch hóa tín hiệu xanh thay vì chỉ tập trung vào giảm thiểu rủi ro kỹ thuật thuần túy.*

**Từ khóa:** Nhận diện chứng nhận xanh, quyết định lựa chọn nhà ở xanh, mối quan tâm môi trường, rủi ro cảm nhận, niềm tin.

**Mã JEL:** D12, D81, Q51.

## **From the awareness of green certification to the decision to choose green housing: The power of trust in eliminating psychological barriers of clients**

### **Abstract:**

*This research deciphers the psychological mechanisms governing green housing choices by integrating Signaling, Trust, and Perceived risk theories. The results reveal that the level of awareness of green certification is a core driver of trust, and trust plays a leading role in neutralizing the direct impact of perceived risk on the decision to choose green housing. Environmental concern acts as an intrinsic driver, directly influencing both trust and green housing choice. This finding provides important implications for prioritizing transparency in green signals rather than focusing solely on mitigating purely technical risks.*

**Keywords:** Certification visibility, choice, environmental concern, perceived risk, trust.

**JEL Codes:** D12, D81, Q51.

---

## 1. Giới thiệu

Những năm gần đây, thế giới phải đối mặt với biến đổi khí hậu toàn cầu và quá trình đô thị hóa nhanh chóng, do đó nhà ở xanh được kỳ vọng là trụ cột chiến lược trong phát triển đô thị bền vững. Tại các nền kinh tế mới nổi, nhà ở được chứng nhận xanh đóng góp đáng kể vào việc giảm phát thải carbon, cải thiện chất lượng sống và bảo đảm an ninh năng lượng (Ho & cộng sự, 2024). Tuy nhiên, thị trường vẫn đối mặt với nghịch lý tiêu dùng rằng công chúng quan tâm đến sản phẩm bất động sản này cao nhưng tỷ lệ chuyển đổi sang hành vi mua thực tế còn khá hạn chế cho dù đã được các chính phủ chú trọng mở rộng khung chính sách hỗ trợ và ưu đãi (Wang & cộng sự, 2024). Với một sản phẩm tin tưởng, khoảng cách của sự tồn tại các rào cản hành vi phức tạp và tình trạng bất cân xứng thông tin cho tới nay vẫn chưa được giải thích một cách thỏa đáng.

Khá nhiều nghiên cứu gần đây đã tiếp cận vấn đề chấp nhận nhà ở xanh từ nhiều hướng, nhưng vẫn tồn tại ba khoảng trống lý thuyết cốt lõi cần được lấp đầy. Thứ nhất, thay vì xem chứng nhận xanh là một thuộc tính kỹ thuật tĩnh như nghiên cứu của Li & cộng sự (2024), các tác giả vẫn chưa làm rõ cách người tiêu dùng nhận diện chứng nhận xanh như một tín hiệu thị trường động để đối phó với nguy cơ tẩy xanh (Tetrevova & cộng sự, 2025). Thứ hai, nghiên cứu của Chauhan & Goyal (2024) và Zhao & Chen (2021) cho thấy niềm tin và rủi ro cảm nhận (PR) là các cơ chế then chốt, nhưng sự tương tác đối trọng giữa chúng vẫn là một vấn đề khó lý giải, đặc biệt là câu hỏi liệu niềm tin có thể đóng vai trò như một lực lượng hóa giải để vô hiệu hóa hoàn toàn rào cản rủi ro hay không (Riva & cộng sự, 2024). Thứ ba, các nghiên cứu trước có xu hướng bỏ qua vai trò của các yếu tố tâm lý nội tại như mối quan tâm môi trường khi giả định tính đồng nhất trong quá trình ra quyết định thay vì chỉ đóng vai trò điều chỉnh cường độ. Do đó, nghiên cứu này đặt vấn đề về sự tồn tại của một cơ chế tác động trực tiếp kếp từ mối quan tâm đến môi trường đến niềm tin và hành vi thực tế (Jäger & Hine, 2025).

Nhằm lấp đầy những khoảng trống này, nghiên cứu tích hợp lý thuyết tín hiệu, lý thuyết niềm tin và lý thuyết rủi ro cảm nhận để làm sáng tỏ cơ chế tâm lý lựa chọn nhà ở xanh. Nghiên cứu đóng góp vào lý thuyết hiện hành qua ba khía cạnh. Thứ nhất, nghiên cứu tái khái niệm hóa chứng nhận xanh thành một tín hiệu nhận thức. Thứ hai, nghiên cứu cung cấp bằng chứng về sức mạnh của niềm tin trong việc vô hiệu hóa rủi ro cảm nhận. Thứ ba, nghiên cứu kiểm định vai trò của mối quan tâm đến môi trường như một động lực giá trị nội tại để giải thích sự lựa chọn nhà ở xanh của khách hàng.

## 2. Tổng quan nghiên cứu, khung lý thuyết và phát triển giả thuyết

### 2.1. Tổng quan nghiên cứu

Phát triển nhà ở xanh hiện là chiến lược đầu tư trọng tâm tại các thị trường mới nổi (Wang & cộng sự, 2024). Dù chính phủ nỗ lực thúc đẩy tiêu chuẩn sống xanh (Wei & cộng sự, 2024), việc phổ biến loại hình này vẫn đối mặt với rào cản từ sự bất định của môi trường và sự hoài nghi về tính thực chất của dự án (Duan & cộng sự, 2024). Trong bối cảnh bất cân xứng thông tin, lý thuyết tín hiệu (Spence, 1973) xác lập vai trò của chứng nhận xanh như bằng chứng hữu hình về chất lượng, tạo ra “phần bù xanh” và lợi thế cạnh tranh (Xiao & cộng sự, 2025). Tuy nhiên, người tiêu dùng ngày càng khắt khe, có xu hướng làm sáng tỏ sâu các tín hiệu này để nhận diện rủi ro thay vì tin tưởng tuyệt đối vào nhãn dán (Tetrevova & cộng sự, 2025). Dựa trên lý thuyết niềm tin của Morgan & Hunt (1994), niềm tin xanh đóng vai trò “bộ đệm” tâm lý quan trọng giúp hóa giải sự hoài nghi và hiện tượng “tẩy xanh” (Chauhan & Goyal, 2024). Theo lý thuyết rủi ro cảm nhận của Bauer (1960), người mua vẫn lo ngại về rủi ro hiệu năng và chi phí vận hành. Đáng chú ý, một nghịch lý tồn tại là khi niềm tin vào tiêu chuẩn xanh càng cao, khách hàng thường thận trọng hóa nhận thức, soi xét rủi ro kỹ thuật kỹ lưỡng hơn do kỳ vọng gia tăng (Zhao & cộng sự, 2025). Cuối cùng, mối quan tâm môi trường là động lực tâm lý cốt lõi, chuyển hóa thành nghĩa vụ đạo đức và trách nhiệm cá nhân (Kumar, 2024). Những cá nhân có cảm xúc sinh thái mạnh mẽ thường sẵn sàng hy sinh lợi ích tài chính để ưu tiên tài sản bền vững (Jäger & Hine, 2025). Sự thấu hiểu giá trị xanh này quyết định trực tiếp mức độ sẵn lòng chi trả của khách hàng (Cui & cộng sự, 2024)

---

## 2.2. Khung lý thuyết tích hợp

Nghiên cứu xây dựng khung lý thuyết tích hợp của ba nền tảng cốt lõi: Lý thuyết tín hiệu của Spence (1973), lý thuyết niềm tin của Morgan & Hunt (1994) và lý thuyết rủi ro cảm nhận của Bauer (1960). Lý thuyết tín hiệu lý giải chứng nhận xanh đóng vai trò là bảo chứng hữu hình về chất lượng trong điều kiện người mua không thể kiểm chứng trực tiếp các thuộc tính bền vững của nhà ở (Li & cộng sự, 2024). Việc nhận diện chứng nhận trở thành điểm khởi đầu thiết yếu để làm sáng tỏ giá trị và đối phó với nguy cơ “tẩy xanh” trên thị trường (Tetreva & cộng sự, 2025). Lý thuyết niềm tin giải thích cách các tín hiệu này được chuyển hóa thành sự an tâm tâm lý. Với sản phẩm có giá trị lớn và độ phức tạp cao như nhà ở, niềm tin là động lực trung tâm để giảm bớt sự hoài nghi và gia tăng sự sẵn lòng chi trả (Chauhan & Goyal, 2024). Lý thuyết rủi ro cảm nhận cung cấp góc nhìn về các lực cản hành vi. Nhà ở xanh thường đối mặt với nghịch lý đổi mới, nơi tính mới lạ của công nghệ bền vững có thể đi kèm với lo ngại về rủi ro hiệu suất và chi phí bảo trì (Zhao & cộng sự, 2025). Điểm mới của khung lý thuyết này là đề xuất một cơ chế tương tác động: chứng nhận xanh kiến tạo niềm tin, và khi niềm tin đủ mạnh, nó đóng vai trò như một bộ lọc làm giảm thiểu tác động tiêu cực của rủi ro cảm nhận (Tetreva & cộng sự, 2025). Đồng thời, mối quan tâm môi trường được tích hợp như một động lực nội tại then chốt, phản ánh nghĩa vụ đạo đức và cảm xúc cá nhân, vận hành như một tiền tố độc lập thúc đẩy trực tiếp cả niềm tin và quyết định lựa chọn (Jäger & Hine, 2025).

## 2.3. Phát triển giả thuyết nghiên cứu

### 2.3.1. Nhận diện chứng nhận xanh và niềm tin

Nhận diện chứng nhận xanh (CV) được định nghĩa là mức độ mà các tín hiệu về tính bền vững được người tiêu dùng quan sát, ghi nhận và làm sáng tỏ một cách rõ ràng trong quá trình tiếp cận thông tin dự án (Li & cộng sự, 2024). Khái niệm này nhấn mạnh rằng giá trị của một chứng nhận không chỉ nằm ở tính kỹ thuật mà còn phụ thuộc vào khả năng truyền tải thông tin hiệu quả đến khách hàng. Niềm tin (TR) được hiểu là trạng thái tâm lý sẵn sàng chấp nhận rủi ro dựa trên những kỳ vọng tích cực về ý định của đối tác (Rousseau & cộng sự, 1998), cụ thể là sự tin tưởng vào độ tin cậy và việc thực hiện cam kết môi trường của nhà cung cấp (Chauhan & Goyal, 2024). Mối quan hệ này được biện luận dựa trên lý thuyết tín hiệu. Với sản phẩm bất động sản xanh, người mua thường không có đủ chuyên môn để kiểm chứng các thuộc tính bền vững khó quan sát, dẫn đến chứng nhận xanh đóng vai trò là “tín hiệu chất lượng” đáng tin cậy. Cơ chế tác động vận hành khi chứng nhận xanh cao làm giảm sự hoài nghi của người mua. Việc hiển thị rõ ràng các bảo chứng từ bên thứ ba giúp chuyển hóa các cam kết trừu tượng thành một tín hiệu rõ ràng, từ đó hình thành niềm tin vào năng lực và đạo đức của chủ đầu tư. Bằng chứng thực nghiệm của Tetreva & cộng sự (2025) và Li & cộng sự (2024) khẳng định mức độ hiển thị của tín hiệu xanh là tiền tố quan trọng nhất thúc đẩy niềm tin tại các thị trường đang phát triển. Khi tín hiệu này rõ ràng, nó đóng vai trò quan trọng trong việc củng cố sự tin tưởng của khách hàng vào giá trị thực của dự án. Do đó, chúng tôi đề xuất giả thuyết sau:

*H1: Nhận diện chứng nhận xanh tác động tích cực đến niềm tin.*

### 2.3.2. Niềm tin và rủi ro cảm nhận

Rủi ro cảm nhận được định nghĩa là những lo ngại của người tiêu dùng về hậu quả tiêu cực tiềm ẩn, bao gồm rủi ro tài chính, rủi ro hiệu năng và nỗi lo về hiện tượng “tẩy xanh” (Zhao & Chen, 2021). Nghiên cứu sử dụng lý thuyết niềm tin đề xuất cơ chế thận trọng hóa nhận thức để giải thích tác động thuận chiều giữa TR và PR. Thay vì giảm thiểu rủi ro tuyến tính, niềm tin vào các tiêu chuẩn chứng nhận khắt khe khiến người tiêu dùng nâng cao kỳ vọng và trở nên cảnh giác hơn với các sai sót kỹ thuật tiềm ẩn. Sự tin tưởng vào tính tân tiến của sản phẩm xanh thúc đẩy khách hàng phân tích sâu hơn các thuộc tính công nghệ, dẫn đến việc nhận diện rõ rệt các rủi ro vận hành đặc thù như sự lỗi thời của thiết bị tiết kiệm năng lượng hoặc chi phí bảo trì hệ thống phức tạp. Phát hiện này phù hợp với nghịch lý đổi mới của Zhao & cộng sự (2025) và quan điểm của Chernev & cộng sự (2024), khẳng định niềm tin không chỉ hóa giải mà còn thúc đẩy nhận thức rủi ro có tính toán trong phân khúc sản phẩm bền vững. Từ những lập luận trên, nghiên cứu đề xuất giả thuyết sau:

*H2: Niềm tin tác động tích cực đến rủi ro cảm nhận.*

### 2.3.3. Rủi ro cảm nhận và quyết định lựa chọn nhà ở xanh

Quyết định lựa chọn nhà ở xanh (Choice) phản ánh xu hướng hành vi của người tiêu dùng, được thể hiện qua ý định lựa chọn và mức độ sẵn lòng chi trả cho các dự án bền vững (Ho & cộng sự, 2024). Giả thuyết này dựa trên nền tảng lý thuyết rủi ro cảm nhận, cho rằng hành vi tiêu dùng là một quá trình giảm thiểu tổn thất tiềm ẩn chứ không đơn thuần chỉ là mong muốn tối đa hóa lợi ích. Khi người tiêu dùng nhận thấy rủi ro cảm nhận vượt quá mức chấp nhận, họ sẽ kích hoạt cơ chế phòng vệ hành vi, dẫn đến sự do dự, trì hoãn hoặc từ chối thực hiện giao dịch, ngay cả khi họ có thái độ tích cực với môi trường. Rủi ro về rào cản tài chính và rủi ro chức năng như hiệu quả tiết kiệm điện, nước không như quảng cáo đóng vai trò là lực cản trực tiếp ngăn chặn việc chuyển hóa ý định thành hành động mua thực tế. Nghiên cứu của Kumar (2024) và Ho & cộng sự (2024) khẳng định rủi ro cảm nhận là rào cản tiêu cực trực tiếp, làm suy giảm đáng kể ý định thực hiện hành vi tiêu dùng xanh. Dựa vào các lập luận trên, nghiên cứu đề xuất giả thuyết sau:

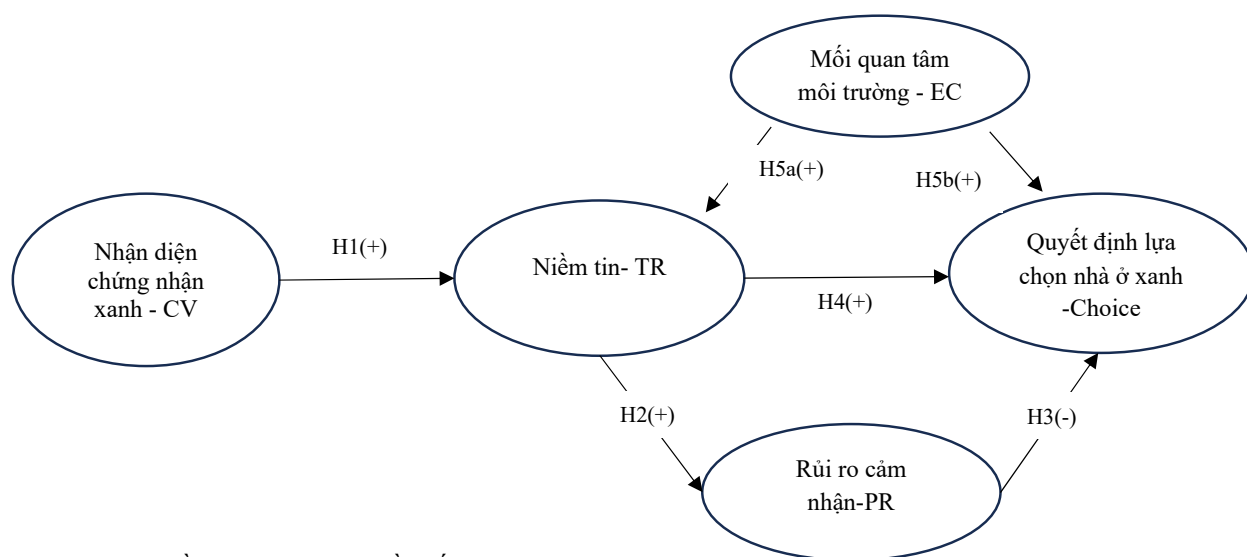
H3: Rủi ro cảm nhận tác động tiêu cực đến Choice

### 2.3.4. Niềm tin và quyết định lựa chọn nhà ở xanh

Theo lý thuyết tín hiệu, với đặc thù thông tin bất đối xứng của thị trường bất động sản, các tín hiệu xanh (như LEED, EDGE) đóng vai trò là các chỉ số uy tín giảm thiểu sự không chắc chắn cho người mua (Xiao & cộng sự, 2025). Khi các tín hiệu này được người tiêu dùng làm sáng tỏ thành niềm tin, chúng tạo ra một cam kết tâm lý mạnh mẽ. Lý thuyết niềm tin khẳng định niềm tin không chỉ là sự tin tưởng vào lời hứa của người bán, mà còn là sự phù hợp giữa giá trị cá nhân và thuộc tính sản phẩm. Cơ chế tác động ở đây là sự cộng hưởng giá trị: khi người tiêu dùng có niềm tin vững chắc vào lợi ích môi trường và kinh tế dài hạn của nhà ở xanh, họ sẽ kích hoạt các yếu tố cảm xúc như ý thức trách nhiệm và sự an tâm trước các đe dọa biến đổi khí hậu (Duan & cộng sự, 2024). Niềm tin đóng vai trò là bộ lọc giúp người tiêu dùng chấp nhận rủi ro đầu tư để đổi lấy giá trị bền vững, từ đó thúc đẩy hành vi lựa chọn thực tế. Tetrevova & cộng sự (2025) xác nhận rằng niềm tin là yếu tố dự báo mạnh nhất cho việc áp dụng tài sản xanh. Chen & cộng sự (2024) cho thấy sự minh bạch ESG giúp nâng cao nhận thức về trách nhiệm của doanh nghiệp, từ đó củng cố quyết định của khách hàng. Đặc biệt, trong môi trường nhiều biến động, giá trị nhận thức từ niềm tin vào các giải pháp sống bền vững càng thúc đẩy lựa chọn nhà ở xanh (Duan & cộng sự, 2024). Từ những lập luận trên, nghiên cứu đề xuất giả thuyết sau:

H4: Niềm tin tác động tích cực đến Choice.

Hình 1. Mô hình nghiên cứu đề xuất



Nguồn: Nhóm tác giả đề xuất.

**Bảng 1. Thông tin nhân khẩu học**

<b>Đặc điểm</b>	<b>Số lượng</b>	<b>Tỷ lệ %</b>
<b>Giới tính</b>		
Nam	984	55,53%
Nữ	788	44,47%
<b>Tuổi</b>		
< 25	412	23,25%
25-34	731	41,25%
35-44	457	25,79%
45-54	140	7,90%
>54	32	1,81%
<b>Thu nhập</b>		
< 20 triệu VND	745	42,04%
20-40 triệu VND	614	34,65%
40-60 triệu VND	287	16,20%
60-80 triệu VND	66	3,72%
> 80 triệu VND	60	3,39%
<b>Giáo dục</b>		
< Đại học	235	15,18%
Đại học	960	62,81%
>Đại học	405	22,01%
<b>Vùng miền</b>		
Miền Nam	930	52,48%
Miền bắc	842	47,52%

Nguồn: Kết quả khảo sát.

### 2.3.5. Vai trò tác động kép của Môi quan tâm đến môi trường (EC)

Lý thuyết niềm tin cho thấy niềm tin được xây dựng từ sự tin cậy và tính chính trực của đối tác trong các mối quan hệ có tính cam kết cao. EC đóng vai trò là bộ lọc định hướng sự tin cậy này. Khi cá nhân có mức độ quan tâm cao đến môi trường, họ có xu hướng tìm kiếm sự đồng điệu về đạo đức và trách nhiệm từ nhà phát triển dự án. Những lo ngại về khí hậu thúc đẩy nhu cầu ưu tiên các giải pháp bền vững nhằm thực hiện nghĩa vụ đạo đức cá nhân (Kumar, 2024). Trong bối cảnh này, EC giúp khách hàng sẵn lòng đặt niềm tin vào các cam kết xanh như một cơ chế để giải tỏa sự bất định về môi trường (Tetreova & cộng sự, 2025). Nghiên cứu của Wei & cộng sự (2024) cũng khẳng định niềm tin vào các tiêu chuẩn sống xanh tăng lên đáng kể khi cá nhân sở hữu các giá trị sinh thái mạnh mẽ.

Kết hợp lý thuyết tín hiệu với lý thuyết rủi ro cảm nhận, EC ảnh hưởng trực tiếp đến cách người dùng làm sáng tỏ các tín hiệu xanh và đánh giá hệ quả của hành vi mua. Đối với những người có EC cao, các đặc điểm của nhà ở xanh được coi là những tín hiệu giá trị hơn là những thuộc tính vật lý thuần túy, khiến họ nhạy cảm hơn với các chứng nhận và coi đó là bằng chứng xác thực cho chất lượng (Tetreova & cộng sự, 2025). Mặc dù việc mua nhà xanh tiềm ẩn rủi ro về chi phí và công năng (Zhao & Chen, 2021), nhưng EC tạo ra một hồ sơ cảm xúc sinh thái mạnh mẽ, thúc đẩy cá nhân sẵn sàng hy sinh lợi ích tài chính ngắn hạn vì môi trường (Jäger & Hine, 2025). Sự kết hợp giữa ý thức trách nhiệm và hành vi tìm kiếm sự đổi mới giúp họ vượt qua rào cản rủi ro để đi đến quyết định cuối cùng (Zhao & cộng sự, 2025). Các bằng chứng thực nghiệm cho thấy EC là nhân tố dự báo trực tiếp cho ý định và hành vi lựa chọn nhà ở xanh của cư dân (Cui & cộng sự, 2024; Wei & cộng sự, 2024). Do đó, nghiên cứu đề xuất:

*H5a: Môi quan tâm đến môi trường có tác động tích cực đến niềm tin.*

*H5b: Môi quan tâm đến môi trường có tác động tích cực đến Choice.*

## 3. Phương pháp nghiên cứu

### 3.1. Mô hình khái niệm

Nghiên cứu thiết lập mô hình cấu trúc tuyến tính nhằm giải thích tiến trình tâm lý từ tiếp nhận tín hiệu

đến thực thi hành vi lựa chọn sản phẩm bền vững. Mô hình tích hợp bốn thành phần cốt lõi: CV và EC đóng vai trò là các biến tiền tố độc lập; TR và PR là các biến trung gian; Choice là biến nội sinh mục tiêu. Điểm nhấn của mô hình là cấu trúc chuỗi trung gian, giả định rằng tín hiệu chứng nhận tác động trực tiếp và vận hành qua một phễu lọc tâm lý; sự rõ ràng của tín hiệu củng cố niềm tin, từ đó giảm thiểu rào cản cảm nhận rủi ro để thúc đẩy hành vi. Mô hình đảm bảo tính vững chắc qua kiểm soát tính nội sinh bằng phương pháp Gaussian Copula.

### 3.2. Thang đo và công cụ đo lường

Các biến quan sát được kế thừa và hiệu chỉnh từ các nghiên cứu thực nghiệm uy tín, sử dụng thang đo Likert 7 điểm (từ 1: Rất không đồng ý đến 7: Rất đồng ý) để tối ưu hóa độ nhạy của dữ liệu. Thang đo CV lấy từ Tetrevova & cộng sự (2025), tập trung vào tính dễ quan sát, sự rõ ràng và khả năng xác thực của tín hiệu. Thang đo TR lấy từ Riva & cộng sự (2024), đánh giá sự tin tưởng vào tính chính trực và cam kết môi trường của dự án. Thang đo PR lấy từ Riva & cộng sự (2024), Tetrevova & cộng sự (2025), bao hàm rủi ro tài chính, rủi ro hiệu năng và lo ngại tẩy xanh. Thang đo EC được đo lường qua các mục hỏi điều chỉnh tham khảo từ Riva & cộng sự (2024). Thang đo Choice phản ánh ý định lựa chọn, tham khảo từ Zhao & Chen (2021) và Ho & cộng sự (2024).

### 3.3. Thu thập dữ liệu

Để thu thập dữ liệu đảm bảo tính đại diện của mẫu, chúng tôi phân tầng theo giới tính và vùng miền. Đối tượng khảo sát là những cá nhân đang tìm hiểu hoặc có nhu cầu sở hữu nhà ở xanh. Thực hiện tham vấn 5 chuyên gia và khảo sát thử 50 đối tượng trước khi khảo sát chính thức. Sau khi nhận được phản hồi từ họ, chúng tôi điều chỉnh thang đo và tiến hành khảo sát chính thức. Sử dụng Google Forms và gặp mặt trực tiếp để thực hiện khảo sát từ tháng 3/2025 đến tháng 12/2025. Với 1.850 phiếu phát ra, thu về 1.781. Sau khi loại bỏ các quan sát không hợp lệ, bộ dữ liệu cuối cùng đạt 1.772. Cỡ mẫu này cho phép kiểm định các hiệu ứng trung gian và điều tiết phức tạp với sai số biên thấp (Hair & cộng sự, 2021).

Bảng 1 cho thấy mẫu đạt tính đại diện cho dân số nghiên cứu vì tỷ lệ nam (55,53%) và nữ (44,47%), miền Nam (52,48%) và miền Bắc (47,52%) gần tương đồng.

### 3.4. Quy trình phân tích

Nghiên cứu áp dụng phương pháp PLS-SEM thông qua SmartPLS 4.1.1.2. Gồm các giai đoạn: Kiểm định độ tin cậy nhất quán (Cronbach's Alpha,  $CR \geq 0,7$ ), giá trị hội tụ (Outer Loadings  $\geq 0,7$ , AVE  $\geq 0,5$ ) và giá trị phân biệt thông qua tiêu chí Fornell-Larcker cùng chỉ số HTMT ( $< 0,9$ ). Kiểm định các giả thuyết qua hệ số đường dẫn ( $\beta$ ), giá trị  $R^2$ ,  $f^2$  và năng lực dự báo  $Q^2$ . Kiểm định trung gian sử dụng Bootstrapping (5.000 lần lặp) và kiểm soát nội sinh bằng phương pháp Gaussian Copula, đảm bảo tính chính xác cho các kết luận nhân quả (Hair & cộng sự, 2021).

## 4. Kết quả thực nghiệm

### 4.1. Mô hình đo lường

Kết quả nghiên cứu ở Bảng 2, 3 và 4 cho thấy rằng các chỉ số CA và CR lớn hơn 0,7 và AVE lớn hơn 0,5. Giá trị nhỏ nhất của CA và CR là 0,792 và 0,878. Giá trị nhỏ nhất của AVE là 0,706 (Bảng 2). Giá trị lớn nhất của HTMT là 0,848 (Bảng 4). Vì vậy, kết quả nghiên cứu đáp ứng yêu cầu.

### 4.2. Mô hình cấu trúc

Kết quả nghiên cứu ở Bảng 5 xác nhận lộ trình tâm lý lựa chọn nhà ở xanh vận hành thông qua cơ chế niềm tin cốt lõi. CV đóng vai trò tiền tố quan trọng nhất trong việc kiến tạo nên TR ( $\beta = 0,441$ ;  $p < 0,001$ ), qua đó ủng hộ H1. Đồng thời, EC cũng tác động tích cực đến TR ( $\beta = 0,334$ ;  $p < 0,001$ ), ủng hộ H5a. TR không chỉ dẫn dắt trực tiếp Choice ( $\beta = 0,444$ ;  $p < 0,001$ , ủng hộ H4) mà còn kích hoạt sự thận trọng trong nhận thức thông qua PR ( $\beta = 0,115$ ;  $p < 0,001$ ), ủng hộ H2. Ngoài ra, EC đóng vai trò là động lực trực tiếp thúc đẩy Choice ( $\beta = 0,399$ ;  $p < 0,001$ ), ủng hộ H5b. Tác động trực tiếp từ PR đến Choice không đạt ý nghĩa thống kê ( $p = 0,227$ ), dẫn đến việc không ủng hộ H3.

Áp dụng phương pháp Gaussian Copula để kiểm soát các biến ẩn không quan sát được. Kết quả tại Bảng

**Bảng 2. Thuộc tính đo lường**

No	Biến số	Hệ số tải	CR	AVE	CA	VIF	Nguồn
1	<i>CV- Nhận diện chứng nhận xanh</i>		0,909	0,770	0,851		Tetreova & cộng sự (2025)
	Tôi nhận biết được các chứng nhận nhà ở xanh (như LEED, LOTUS, EDGE).	0,877				2,086	
	Tôi có thể dễ dàng nhận diện dự án có chứng nhận xanh.	0,872				2,017	
	Tôi quen thuộc với ý nghĩa của các chứng nhận nhà ở xanh.	0,883				2,137	
2	<i>TR- Niềm tin</i>		0,906	0,763	0,845		Riva & cộng sự (2024)
	Tôi tin tưởng vào chất lượng của nhà ở xanh do doanh nghiệp cung cấp.	0,869				1,966	
	Tôi cảm thấy yên tâm khi mua nhà ở xanh từ doanh nghiệp có uy tín.	0,874				2,031	
	Doanh nghiệp nhà ở xanh có trách nhiệm xã hội tốt.	0,877				2,069	
3	<i>PR- Nhận thức rủi ro</i>		0,933	0,824	0,898		Riva & cộng sự (2024), Tetreova & cộng sự (2025)
	Tôi lo ngại về chất lượng không đảm bảo của nhà ở xanh.	0,923				2,655	
	Tôi sợ rằng nhà ở xanh có thể không bền vững về lâu dài.	0,933				2,940	
	Tôi cảm thấy rủi ro khi đầu tư vào nhà ở xanh do chi phí bảo trì cao.	0,865				2,727	
4	<i>EC - Mọi quan tâm môi trường</i>		0,878	0,707	0,792		Riva & cộng sự (2024)
	Tôi nhận thấy nhà ở xanh giúp giảm ô nhiễm môi trường.	0,865				1,922	
	Nhà ở xanh góp phần tiết kiệm tài nguyên thiên nhiên.	0,845				1,885	
	Tôi thích sống theo phong cách thân thiện với môi trường.	0,811				1,459	
5	<i>Choice - Quyết định lựa chọn nhà ở Xanh</i>		0,899	0,747	0,831		Zhao & Chen (2021), Ho & cộng sự (2024)
	Tôi sẵn lòng chi trả thêm để mua nhà ở xanh.	0,864				1,949	
	Tôi sẽ trả giá cao hơn nếu nhà ở xanh mang lại lợi ích rõ ràng.	0,857				1,858	
	Tôi sẵn lòng đầu tư vào nhà ở xanh vì lợi ích lâu dài.	0,873				1,925	

**Bảng 3. Tiêu chí Fornell and Lacker**

	Choice	CV	EC	PR	TR
Choice	0,864				
CV	0,644	0,877			
EC	0,622	0,669	0,841		
PR	0,05	0,09	0,105	0,908	
TR	0,638	0,719	0,659	0,06	0,873

Nguồn: Tác giả tính toán.

**Bảng 4. HTMT**

	Choice	CV	EC	PR	TR
Choice					
CV	0,765				
EC	0,761	0,813			
PR	0,057	0,095	0,124		
TR	0,761	0,848	0,804	0,064	

Nguồn: Tác giả tính toán.

**Bảng 5. Ước tính hệ số đường dẫn**

Mối quan hệ	Giả thuyết	Hệ số đường dẫn	Giá trị P	Quyết định
CV -> TR	H1	0,441	0,000	Ứng hộ
TR -> PR	H2	0,115	0,000	Ứng hộ
PR -> Choice	H3	-0,079	0,227	Không ứng hộ
TR -> Choice	H4	0,444	0,000	Ứng hộ
EC -> TR	H5a	0,334	0,000	Ứng hộ
EC -> Choice	H5b	0,399	0,000	Ứng hộ

Nguồn: Kết quả hồi quy.

6 xác nhận các mối quan hệ PR -> Choice ( $p = 0,335$ ) và EC-> TR ( $p = 0,627$ ) hoàn toàn ngoại sinh. Đối với các nhánh xuất hiện hiện tượng nội sinh ( $p < 0,05$ ), các hệ số đường dẫn gốc vẫn duy trì chiều hướng tác động và ý nghĩa thống kê mạnh ( $T > 2,1$ ). Sự ổn định của các tham số này minh chứng rằng nội sinh không làm sai lệch bản chất của mô hình.

**Bảng 6. Kết quả kiểm định nội sinh bằng Gaussian Copula**

Mối quan hệ	Original sample (O)	Sample mean (M)	Standard deviation (STDEV)	T statistics ((O/STDEV))	P-values
GC (CV -> TR) -> TR	0,045	0,044	0,021	2,135	0,033
GC (EC -> Choice) -> Choice	-0,146	-0,146	0,035	4,219	0,000
GC (EC -> TR) -> TR	-0,009	-0,009	0,018	0,487	0,627
GC (PR -> Choice) -> Choice	0,071	0,079	0,074	0,965	0,335
GC (TR -> Choice) -> Choice	-0,134	-0,133	0,031	4,319	0,000
GC (TR -> PR) -> PR	-0,111	-0,11	0,032	3,508	0

**Bảng 7. Kết quả đánh giá R<sup>2</sup>, Q<sup>2</sup> và f<sup>2</sup>**

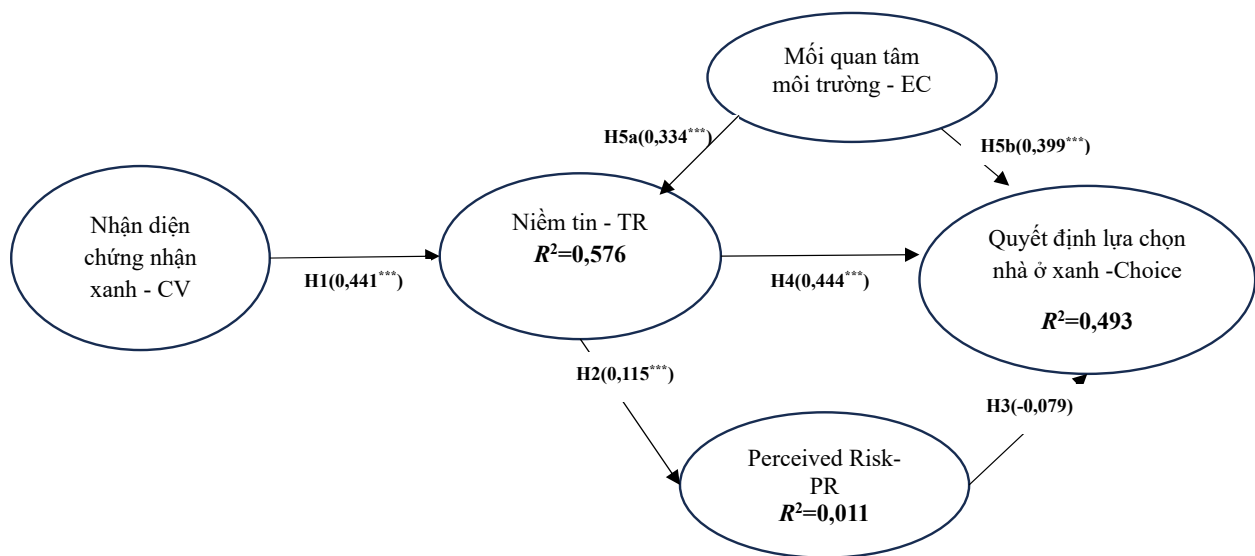
Biến số/Mối quan hệ	R <sup>2</sup>	Q <sup>2</sup>	f <sup>2</sup>	Đánh giá
TR	0,576	0,572	-	Giải thích tốt
PR	0,011	0,007	-	Giải thích thấp
Choice	0,493	0,455	-	Trung bình
CV -> TR			0,091	Nhỏ
TR -> PR			0,01	Rất nhỏ
TR -> Choice			0,105	Trung bình
PR -> Choice			0,003	Rất nhỏ
EC -> TR			0,067	Nhỏ
EC -> Choice			0,083	Nhỏ

Nguồn: Kết quả kiểm định Gaussian Copula.

Kết quả ở Bảng 7 cho thấy khả năng giải thích và dự báo thực nghiệm mạnh. Với hệ số  $R^2_{TR} = 0,576$  và  $R^2_{Choice} = 0,493$ , mô hình đạt mức độ giải thích từ trung bình đến mạnh theo tiêu chuẩn của Hair & cộng sự (2021). Đặc biệt, các giá trị  $Q^2_{TR} = 0,572$  và  $Q^2_{Choice} = 0,455$  đều lớn hơn 0, khẳng định năng lực dự báo vượt

trội của khung lý thuyết đối với các dữ liệu mới. Về quy mô tác động, dù hệ số  $f^2_{PR}$  rất thấp (0,01 và 0,003), kết quả này mang lại phát hiện lý thuyết quan trọng, PR không phải là rào cản quyết định một khi niềm tin đã được thiết lập. Ngược lại, tác động của TR  $\rightarrow$  Choice ( $f^2 = 0,105$ ) và CV  $\rightarrow$  TR ( $f^2 = 0,091$ ) khẳng định vai trò trung tâm điều phối của niềm tin trong việc chuyển hóa các tín hiệu thị trường thành hành vi thực tế. Sự hội tụ của các chỉ số  $R^2$  và  $Q^2$  cung cấp bằng chứng thực nghiệm vững chắc cho khung lý thuyết tích hợp và giá trị dự báo tốt.

**Hình 2. Mô hình được kiểm chứng**



### 5. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Mục tiêu trọng tâm của nghiên cứu này là làm rõ cách thức các tín hiệu thể chế được chuyển hóa thành hành vi lựa chọn nhà ở xanh trong bối cảnh thị trường mới nổi, nơi bất cân xứng thông tin và sự hoài nghi đối với các quảng bá xanh vẫn còn phổ biến. Kết quả thực nghiệm phức tạp một mô hình tâm lý đặc thù, niềm tin giữ vai trò trung tâm chi phối, định hướng lại quỹ đạo tác động của rủi ro cảm nhận và mối quan tâm môi trường.

Thứ nhất, nghiên cứu cho thấy một sự chuyển dịch từ sự tồn tại kỹ thuật sang khả năng nhận diện tín hiệu trong việc hình thành niềm tin. Kết quả thực nghiệm cho thấy, nhận diện chứng nhận xanh là tiền đề cốt lõi kiến tạo niềm tin. Phát hiện này củng cố vai trò bảo chứng của bên thứ ba (Tetrevova & cộng sự, 2025). Nghiên cứu này mở rộng lý thuyết theo hướng giá trị của chứng nhận không nằm ở đặc tính kỹ thuật tự thân, mà ở mức độ tín hiệu được làm sáng tỏ trong nhận thức của khách hàng. Điều này dịch chuyển trục phân tích từ phía cung (chuẩn hóa chứng chỉ) sang phía cầu (xử lý nhận thức), khẳng định rằng tín hiệu chỉ phát huy hiệu quả khi được người tiêu dùng giải mã thành công.

Thứ hai, trái với các nghiên cứu truyền thống thường xem mối quan tâm môi trường là một biến điều kiện biên, kết quả xác nhận mối quan tâm môi trường vận hành như một động lực nội tại trực tiếp thúc đẩy cả niềm tin và quyết định lựa chọn với ý nghĩa thống kê cao. Phù hợp với quan điểm của Lorteau & cộng sự (2024) và Kumar (2024), mối quan tâm môi trường đóng vai trò như một bộ lọc đạo đức, những cá nhân sở hữu giá trị sinh thái mạnh mẽ sẽ chủ động thiết lập niềm tin vào các cam kết xanh để hóa giải sự bất định về môi trường (Wei & cộng sự, 2024).

Thứ ba, rủi ro cảm nhận không cho thấy tác động trực tiếp có ý nghĩa thống kê đến quyết định lựa chọn nhà ở xanh. Việc kiểm định Gaussian Copula xác nhận mối quan hệ rủi ro cảm nhận và lựa chọn nhà ở xanh là ngoại sinh lý tưởng, càng củng cố tính khách quan của kết quả này. Đặc biệt, niềm tin tác động tích cực đến rủi ro cảm nhận, xác nhận một nghịch lý, khi mức độ tin tưởng và quan tâm đến môi trường càng cao, khách hàng càng trở nên khắt khe và nhận diện rõ rệt hơn các rủi ro vận hành kỹ thuật (Zhao & cộng sự,

---

2025). Tuy nhiên, chính niềm tin vào giá trị dài hạn đã vô hiệu hóa các lo ngại này, biến rủi ro từ một lực cản thành một yếu tố thứ yếu trong tiến trình ra quyết định.

## 6. Kết luận và kiến nghị

Bài viết này nghiên cứu vai trò của nhận diện chứng nhận xanh đối với quyết định lựa chọn nhà ở xanh bằng cách sử dụng mô hình PLS-SEM. Kết quả nghiên cứu cho thấy nhận diện chứng nhận xanh đóng vai trò như một tín hiệu thị trường hiệu quả, thay vì chỉ đơn thuần là nhãn kỹ thuật, thông qua đó xây dựng niềm tin và thúc đẩy quyết định lựa chọn nhà ở xanh.

Về mặt lý thuyết, nghiên cứu đóng góp bằng cách tái định vị chứng nhận xanh từ công cụ chuẩn hóa sang tín hiệu nhận thức hành vi. Khác với các nghiên cứu trước nhấn mạnh rào cản rủi ro, nghiên cứu này cho thấy niềm tin và mối quan tâm môi trường là động lực trung tâm chi phối quyết định đầu tư dài hạn, trong khi cảm nhận rủi ro bị giảm thiểu bởi sức mạnh của niềm tin. Về mặt thực tiễn, kết quả nghiên cứu gợi ý rằng các chủ đầu tư và nhà phát triển bất động sản cần ưu tiên chiến lược minh bạch hóa tín hiệu xanh để củng cố niềm tin, thay vì chỉ tập trung giảm thiểu rủi ro kỹ thuật. Các chiến dịch marketing nên phân khúc đối tượng dựa trên hồ sơ tâm lý môi trường. Việc khơi dậy trách nhiệm sinh thái không chỉ giúp củng cố niềm tin mà còn là động lực trực tiếp dẫn dắt hành vi mua. Đối với các nhà hoạch định chính sách, nghiên cứu cho thấy hiệu quả của các chương trình chứng nhận phụ thuộc không chỉ vào tiêu chuẩn kỹ thuật mà còn vào khả năng giúp người tiêu dùng nhận diện và tin tưởng các tín hiệu đó trong thực tiễn thị trường.

Mặc dù mang lại những đóng góp đáng kể, nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế. Thứ nhất, thiết kế dữ liệu cắt ngang chưa cho phép phân tích sự thay đổi động của niềm tin và hành vi theo thời gian. Thứ hai, dù đã kiểm soát vấn đề nội sinh bằng phương pháp Gaussian Copula, các nghiên cứu tương lai có thể sử dụng dữ liệu bảng hoặc thiết kế thực nghiệm để củng cố hơn nữa suy luận nhân quả. Các hướng nghiên cứu tiếp theo có thể xem xét vai trò của sự hoài nghi, mức độ hiểu biết về chứng nhận hoặc các yếu tố thể chế như chính sách hỗ trợ và uy tín của chủ đầu tư như những điều kiện biên, nhằm tiếp tục làm sâu sắc hiểu biết về cách thức thúc đẩy thị trường nhà ở xanh phát triển một cách thực chất và bền vững.

**Lời thừa nhận/ cảm ơn:** Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển khoa học và công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số: NCUĐ.09-2025.06.

## Tài liệu tham khảo

- Bauer, R.A. (1960). Consumer behavior as risk taking. In Hancock, R.S. (ed.), *Dynamic marketing for a changing world* (389-398). American Marketing Association.
- Chauhan, S. & Goyal, S. (2024). A meta-analysis of antecedents and consequences of green trust. *Journal of Consumer Marketing*, 41(4), 459-473. <https://doi.org/10.1108/jcm-10-2023-6335>
- Chen, C., Zhang, D., Zhu, L. & Zhang, F. (2024). Promoting green choices: How price premium displays influence consumer preference for green products. *Resources, Conservation and Recycling*, 207, 107682. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2024.107682>
- Chernev, A., Blair, S., Böckenholt, U. & Mishra, H. (2024). Is sustainability a liability? Green marketing and consumer beliefs about Eco-Friendly products. *Journal of Public Policy & Marketing*, 44(2), 261-275. <https://doi.org/10.1177/07439156241264286>
- Cui, M., Li, Y. & Wang, S. (2024). Environmental Knowledge and green Purchase Intention and Behavior in China: the mediating role of moral obligation. *Sustainability*, 16(14), 6263. <https://doi.org/10.3390/su16146263>

- 
- Duan, Z., Ding, Z., Mou, Y., Deng, X. & Zhang, H. (2024). Small green housing makes a big difference: The impact of natural environmental uncertainty on consumers' willingness to purchase green housing. *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics*, 37(5), 1210-1227. <https://doi.org/10.1108/apjml-04-2024-0538>
- Hair, J.F., Hult, G.T.M., Ringle, C.M., Sarstedt, M., Danks, N.P. & Ray, S. (2021). Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM) using R. *Classroom companion: business*. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-80519-7>
- Ho, S.P., Wen, S.C., Hsu, W. & Bambo, I. (2024). Raising the demand for residential green buildings: A general consumer behavior model, the evidence, and the strategies. *Building and Environment*, 252, 111267. <https://doi.org/10.1016/j.buildenv.2024.111267>
- Jäger, A. & Hine, D.W. (2025). From detached to alarmed: How eco-emotion profiles predict concern and sacrifice for the planet. *PLOS ONE*, 20(6), e0325916. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0325916>
- Kumar, R. (2024). To save the environment is my moral duty: investigating young consumer's green purchase behaviour with moderated mediation approach. *Social Responsibility Journal*, 20(8), 1508-1534. <https://doi.org/10.1108/srj-02-2023-0066>
- Li, X., Zhu, B. & Zhang, Y. (2024). Greenium of green securitization: Does external certification matter?. *PLoS ONE*, 19(8), e0306814. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0306814>
- Lorteau, S., Muzzerall, P., Deneault, A., Kennedy, E.H., Rocque, R., Racine, N. & Bureau, J. (2024). Do climate concerns and worries predict energy preferences? A meta-analysis. *Energy Policy*, 190, 114149. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2024.114149>
- Morgan, R.M. & Hunt, S.D. (1994). The commitment-trust theory of relationship marketing. *Journal of Marketing*, 58(3), 20-38. <https://doi.org/10.1177/002224299405800302>
- Riva, F., Magrizos, S., Rizomyliotis, I. & Uddin, M.R. (2024). Beyond the hype: Deciphering brand trust amid sustainability skepticism. *Business Strategy and the Environment*, 33(7), 6491-6506. <https://doi.org/10.1002/bse.3829>
- Rousseau, D.M., Sitkin, S.B., Burt, R.S. & Camerer, C. (1998). Not so different after all: A cross-discipline view of trust. *Academy of Management Review*, 23(3), 393-404. <https://doi.org/10.5465/amr.1998.926617>
- Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374. <https://doi.org/10.2307/1882010>
- Tetrevova, L., Striteska, M.K., Kuba, O., Prakash, V. & Prokop, V. (2025). When trust and distrust come into play: How green concern, scepticism and communication affect customers' behaviour?. *Business Strategy and the Environment*, 34(3), 3311-3337. <https://doi.org/10.1002/bse.4144>
- Wang, S., Chen, S. & Nah, K. (2024). Exploring the mechanisms influencing users' willingness to pay for green real estate projects in Asia based on technology acceptance modeling theory. *Buildings*, 14(2), 349. <https://doi.org/10.3390/buildings14020349>
- Wei, Z., Wan, L., Zheng, Q., Chen, Z. & Wang, S. (2024). Will large-scale low-carbon guidance activities improve residents' green living standards? Evidence from China. *Heliyon*, 10(19), e38665. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e38665>
- Xiao, J., Zhang, X., Yan, H. & Zeng, P. (2025). ESG performance and green cooperative innovation: A signaling theory framework. *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics*, 1-19. <https://doi.org/10.1108/apjml-04-2025-0612>
- Zhao, G., Shao, W., Maseeh, H.I., Lei, X., Lin, O. & Yuan, Y. (2025). The innovation paradox: Why consumers buy green products for novelty, not the planet. *Journal of Environmental Management*, 393, 127176. <https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2025.127176>
- Zhao, S. & Chen, L. (2021). Exploring residents' purchase intention of green housings in China: An extended perspective of perceived value. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(8), 4074. <https://doi.org/10.3390/ijerph18084074>

\* Tác giả liên hệ: Phan Đình Nguyên. Email: [pdnguyen@hutech.edu.vn](mailto:pdnguyen@hutech.edu.vn); [nguyenpdinh@yahoo.com](mailto:nguyenpdinh@yahoo.com)