



TẠP CHÍ Kinh tế & Phát triển

ĐẠI HỌC KINH TẾ QUỐC DÂN

ISSN: 1859-0012



NĂM THỨ BA MƯƠI HAI

SỐ 349

THÁNG 07/2026

Mục lục

Chiến lược tái cấu trúc qua kênh thu hẹp tài sản và hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp phi tài chính: Vai trò điều tiết của bất định ngành

Phan Thị Hương, Phạm Quốc Việt, Nguyễn Thị Hồng Ánh 2

Ảnh hưởng khác biệt của các mức độ sở hữu trực tiếp nhà nước đến mối quan hệ ESG và hiệu quả tài chính: Bằng chứng từ doanh nghiệp xây dựng niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam

Trần Thị Hồng 12

Đòn bẩy tài chính và tăng trưởng doanh nghiệp: Vai trò của mức độ tập trung sở hữu

Nguyễn Thị Đông, Phạm Huy Hùng 23

Vai trò trung gian của dân trí tài chính trong tác động của đặc điểm tính cách đến kết quả kinh doanh của doanh nghiệp siêu nhỏ do cá nhân làm chủ

Nguyễn Quốc Việt Anh, Cao Thị Minh Thu, Bùi Kiên Trung 34

Rối loạn tăng động giảm chú ý và khởi sự kinh doanh số trong kỷ nguyên Generative AI

Hà Diệu Linh 44

CHIẾN LƯỢC TÁI CẤU TRÚC QUA KÊNH THU HẸP TÀI SẢN VÀ HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA DOANH NGHIỆP PHI TÀI CHÍNH: VAI TRÒ ĐIỀU TIẾT CỦA BẤT ĐỊNH NGÀNH

Phan Thị Hương*

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: huongphan@ufm.edu.vn

Phạm Quốc Việt

Trường Đại học Tài chính – Marketing

Email: vietpq@ufm.edu.vn

Nguyễn Thị Hồng Ánh

Trường Đại học Công nghiệp TP. Hồ Chí Minh

Email: nguyenthihonganh@juh.edu.vn

Mã bài: JED-3029

Ngày nhận bài: 29/03/2026

Ngày nhận bài sửa: 22/05/2026

Ngày duyệt đăng: 22/05/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.3029

Tóm tắt

Nghiên cứu phân tích tác động của chiến lược tái cấu trúc thông qua thu hẹp tài sản đến ROE của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết tại Việt Nam, đồng thời đánh giá vai trò điều tiết của bất định ngành. Sử dụng dữ liệu giai đoạn 2010–2024 và phương pháp SGMM, kết quả cho thấy thu hẹp tài sản có tác động tiêu cực đến ROE; cụ thể, mỗi đơn vị gia tăng làm ROE giảm từ 0,57 đến 0,90 đơn vị. Ngược lại, bất định ngành có tác động dương đến ROE, cho thấy bất định có thể gắn với cả rủi ro và cơ hội điều chỉnh chiến lược. Tuy nhiên, bất định ngành khuếch đại tác động tiêu cực của thu hẹp tài sản lên ROE, hàm ý rằng trong bối cảnh bất định cao, quyết định thu hẹp tài sản trở nên rủi ro hơn và có thể làm gia tăng chi phí cơ hội do phản ứng thị trường bị trì hoãn. Nghiên cứu cung cấp bằng chứng thực nghiệm mới về tác động bất lợi kéo dài của thu hẹp tài sản đối với hiệu quả hoạt động doanh nghiệp.

Từ khóa: Bất định ngành, Hiệu quả hoạt động, SGMM, Tái cấu trúc doanh nghiệp, Thu hẹp tài sản.

Mã JEL: G34, D81, L25

Asset Retrenchment Strategy and Firm Performance in Non-financial Firms: The Moderating Role of Industry Uncertainty

Abstract

This study examines the impact of corporate restructuring through asset retrenchment on the return on equity (ROE) of non-financial listed firms in Vietnam and evaluates the moderating role of industry uncertainty. Using data from 2010 to 2024 and the system generalized method of moments (SGMM) approach, the results show that asset retrenchment negatively affects ROE. Specifically, a one-unit increase in asset retrenchment reduces ROE by approximately 0.57 to 0.90 units. In contrast, industry uncertainty has a positive effect on ROE, suggesting that it involves both risks and strategic adjustment opportunities. However, industry uncertainty amplifies the negative impact of asset retrenchment on ROE. This finding implies that under high uncertainty, asset retrenchment decisions become riskier and may increase opportunity costs arising from delayed market responses. The study provides new empirical evidence on the persistent adverse effect of asset retrenchment on firm performance.

Keywords: Asset retrenchment, Corporate restructuring, Firm performance, Industry uncertainty, SGMM.

JEL Codes: G34, D81, L25

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh môi trường kinh doanh ngày càng biến động, các doanh nghiệp buộc phải điều chỉnh cấu trúc nguồn lực nhằm duy trì hiệu quả hoạt động (HQHĐ). Thu hẹp tài sản (THTS) là chiến lược phổ biến khi doanh nghiệp đối mặt với suy giảm hiệu quả hoặc áp lực tài chính (Denis & Kruse, 2000; Robbins & Pearce, 1992). Tuy nhiên, tác động của THTS đến HQHĐ vẫn chưa thống nhất. Các nghiên cứu trước đưa ra bằng chứng trái chiều về tác động của THTS, cho thấy hiệu quả của chiến lược này phụ thuộc mạnh vào bối cảnh môi trường (Morrow & cộng sự, 2004; Lim & cộng sự, 2013).

Một hướng tiếp cận quan trọng là xem xét vai trò của bất định ngành (BDN), phản ánh mức độ biến động và khó dự báo của môi trường cạnh tranh (Dess & Beard, 1984). Theo lý thuyết đe dọa cứng nhắc – Threat-rigidity Theory (TRT), bất định có thể làm suy giảm HQHĐ (Staw & cộng sự, 1981). Trong khi lý thuyết quyền chọn thực - Real options Theory (ROT) cho rằng bất định có thể tạo cơ hội khi doanh nghiệp linh hoạt trì hoãn hoặc điều chỉnh quyết định chiến lược (Bloom, 2009). Điều này cho thấy bất định mang tính “hai mặt” và có thể điều chỉnh tác động của chiến lược THTS. Mặc dù đã có nhiều nghiên cứu về tái cấu trúc (TCT) và bất định nhưng, vẫn tồn tại một số khoảng trống đáng kể. Thứ nhất, phần lớn nghiên cứu tập trung vào bất định vĩ mô, trong khi BDN phản ánh trực tiếp môi trường doanh nghiệp đối mặt lại ít được khai thác. Thứ hai, các nghiên cứu thường xem xét riêng rẽ các chiến lược THTS và bất định, thiếu phân tích về vai trò điều tiết của BDN trong mối quan hệ giữa THTS và HQHĐ. Thứ ba, nhiều nghiên cứu đo lường TCT theo sự kiện đơn lẻ, trong khi các thước đo liên tục phản ánh cường độ theo thời gian vẫn còn hạn chế.

Tại Việt Nam, môi trường cạnh tranh biến động mạnh với hơn 51% doanh nghiệp thuộc nhóm BDN cao, cho thấy mức độ rủi ro đáng kể. Xuất phát từ những khoảng trống này, nghiên cứu nhằm (i) phân tích tác động của TCT thông qua chiến lược THTS đến HQHĐ của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết; (ii) đánh giá tác động trực tiếp của BDN; và (iii) kiểm định vai trò điều tiết của BDN trong mối quan hệ giữa THTS và HQHĐ. Nghiên cứu đóng góp bằng chứng thực nghiệm từ thị trường mới nổi, làm rõ vai trò điều tiết của BDN và đề xuất cách tiếp cận đo lường động phản ánh tốt hơn bản chất liên tục của quyết định chiến lược.

2. Cơ sở lý thuyết và tổng quan nghiên cứu

2.1. Tái cấu trúc thông qua chiến lược thu hẹp tài sản và hiệu quả hoạt động

THTS được tiếp cận như một chiến lược TCT, phản ánh quá trình doanh nghiệp chủ động điều chỉnh quy mô tài sản nhằm thích ứng với áp lực hiệu quả và môi trường biến động. Trong bối cảnh bất định cao, THTS thường mang tính phòng vệ nhằm giảm áp lực tài chính và thu hẹp mức độ cam kết nguồn lực. Theo quan điểm phục hồi doanh nghiệp, THTS như cắt giảm tài sản cố định, thoái vốn hoặc loại bỏ hoạt động kém hiệu quả được xem là bước đi quan trọng nhằm cải thiện dòng tiền và ổn định HQHĐ (Robbins & Pearce, 1992). Thực nghiệm cho thấy doanh nghiệp có xu hướng bán tài sản và giảm đầu tư sau khi hiệu quả suy giảm như một phản ứng điều chỉnh tự nhiên (Denis & Kruse, 2000). Một số nghiên cứu cho rằng THTS giúp tối ưu hóa nguồn lực và cải thiện hiệu quả tài chính (Morrow & cộng sự, 2004), trong khi nghiên cứu khác cho rằng chiến lược này có thể làm suy yếu năng lực tạo giá trị dài hạn khi doanh nghiệp đánh mất các tài sản chiến lược (Lim & cộng sự, 2013). Theo quan điểm lý thuyết nguồn lực (Resource-Based view - RBV), việc loại bỏ tài sản chiến lược có thể làm suy giảm năng lực tạo giá trị dài hạn, đặc biệt khi THTS mang tính phản ứng trong bối cảnh áp lực tài chính (Barney, 1991; Cascio & cộng sự, 2021). Tại các nền kinh tế mới nổi, THTS thường mang tính phòng thủ hơn là tối ưu hóa chiến lược, khiến tác động tiêu cực chiếm ưu thế (Lim & cộng sự, 2013). Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H₁: Thu hẹp tài sản có tác động tiêu cực (–) đến HQHĐ của doanh nghiệp.

2.2. Bất định ngành và hiệu quả hoạt động

Theo Dess and Beard (1984), BDN phản ánh mức độ biến động và khó dự báo của môi trường cạnh tranh mà doanh nghiệp phải đối mặt. Hrebiniak and Snow (1980) cho thấy mức độ bất định khác nhau giữa các ngành dẫn đến sự khác biệt trong hành vi chiến lược và HQHĐ. Bất định gia tăng có thể làm suy giảm HQHĐ do làm tăng chi phí điều chỉnh, giảm khả năng dự báo dòng tiền và khiến doanh nghiệp trì hoãn đầu

tư (Bloom, 2009). Dưới góc độ TRT, bất định cao thúc đẩy hành vi phòng thủ và ra quyết định cứng nhắc, từ đó làm suy giảm HQHĐ (Staw & cộng sự, 1981; Bloom, 2009). Bằng chứng trong ngành ngân hàng cũng ghi nhận tác động tiêu cực của BDN đến phân bổ nguồn lực và hiệu quả (Dan & Chung, 2022). Ngược lại, ROT cho rằng BDN có thể làm gia tăng giá trị của tính linh hoạt chiến lược, giúp doanh nghiệp có năng lực thích ứng tốt tái phân bổ nguồn lực và cải thiện HQHĐ (Bloom, 2009; Drnevich & West, 2023). Hai lập luận này cho thấy tác động của BDN lên HQHĐ không mang tính đơn chiều, mà phụ thuộc vào cách doanh nghiệp phản ứng trước bất định. Tuy nhiên, các nghiên cứu trước chủ yếu xác định hướng tác động ròng của bất định, trong khi chưa làm rõ đầy đủ cơ chế và điều kiện biên, đặc biệt khi doanh nghiệp phải TCT tài sản trong bối cảnh BDN gia tăng. Do đó, nghiên cứu đề xuất hai giả thuyết cạnh tranh:

H_{2a} : Bất định ngành có tác động tiêu cực (-) đến HQHĐ doanh nghiệp.

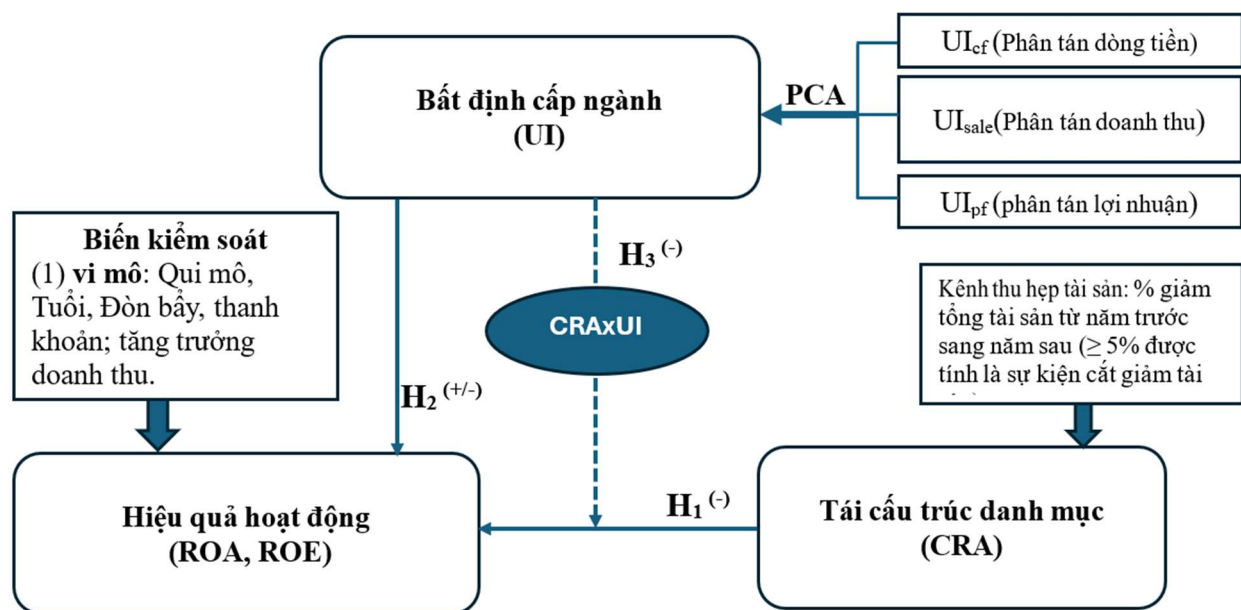
H_{2b} : Bất định ngành có tác động tích cực (+) đến HQHĐ doanh nghiệp.

2.3. Vai trò điều tiết của bất định ngành

Theo lý thuyết ngữ cảnh, hiệu quả của các chiến lược TCT phụ thuộc vào mức độ phù hợp với môi trường, trong đó BDN là yếu tố bối cảnh chi phối quyết định phân bổ nguồn lực (Dess & Beard, 1984). Trong điều kiện bất định cao, chi phí thông tin gia tăng và khả năng dự báo suy giảm làm giảm hiệu quả của các quyết định THTS (Bergh, 1998). Đồng thời, theo TRT, bất định thúc đẩy hành vi phòng thủ và hạn chế linh hoạt chiến lược, khiến TCT mang tính phản ứng và kém hiệu quả hơn (Guthrie & Datta, 2008). Các bằng chứng thực nghiệm cho thấy tác động của THTS không đồng nhất mà phụ thuộc vào đặc điểm môi trường ngành và giai đoạn chu kỳ (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004). Bất định có thể làm trì hoãn quá trình tái phân bổ nguồn lực và cản trở “hủy diệt sáng tạo”, khiến doanh nghiệp duy trì cấu trúc tài sản kém hiệu quả (Campello & cộng sự, 2024). Dù ROT cho rằng bất định có thể tạo cơ hội điều chỉnh linh hoạt (Drnevich & West, 2023), việc kết hợp với THTS có thể làm gia tăng nguy cơ phân bổ sai hoặc loại bỏ nhầm tài sản chiến lược, qua đó làm trầm trọng hơn tác động tiêu cực đến HQHĐ. Do đó, BDN không chỉ ảnh hưởng trực tiếp mà còn đóng vai trò khuếch đại tác động bất lợi của THTS. Từ các luận điểm trên, nghiên cứu đưa ra giả thuyết H_3 và mô hình tổng quan như sau:

H_3 : Bất định ngành khuếch đại tác động tiêu cực của thu hẹp tài sản lên HQHĐ của doanh nghiệp.

Hình 1: Mô hình tổng quan



Nguồn: Nhóm nghiên cứu đề xuất.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu FiinPro của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên HOSE và HNX giai đoạn 2010–2024. Mẫu ban đầu gồm 583 doanh nghiệp; sau khi loại bỏ các doanh nghiệp thiếu dữ liệu liên tục tối thiểu 5 năm và các ngành - năm có dưới 24 doanh nghiệp, mẫu cuối cùng còn 484 doanh nghiệp thuộc 8 nhóm ngành với 6.862 quan sát theo bảng dữ liệu bảng không cân bằng. Jenkins & Quintana-Ascencio (2020) cho thấy khi phương sai rất thấp, cỡ mẫu dưới 8 có thể gây khó khăn trong việc nhận diện cấu trúc dữ liệu, trong khi với mức phương sai cao hơn, kết quả suy luận ổn định hơn ($N \geq 25$). Ngưỡng 24 được lựa chọn dựa trên phân bố thực tế số doanh nghiệp theo ngành–năm và độ ổn định của thước đo phân tán chéo, phù hợp với dòng nghiên cứu trước (Bloom, 2009; Bloom & cộng sự, 2018; Dan và Chung (2022).

3.2. Mô hình thực nghiệm và phương pháp ước lượng

Để đánh giá tác động của chiến lược TCT tài sản, BDN và vai trò điều tiết của BDN, nghiên cứu ước lượng hai mô hình bảng động như sau:

$$(I) ROE_{i,t} = \alpha ROE_{i,t-1} + \beta CRA_{i,t} + \gamma UI_{j,t} + \delta Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

$$(II) ROE_{i,t} = \alpha ROE_{i,t-1} + \beta CRA_{i,t} + \gamma UI_{j,t} + \theta (CRA \times UI)_{j,t} + \delta Controls_{i,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

Trong đó i , t và j lần lượt đại diện cho doanh nghiệp, năm và ngành; μ_i và λ_t là hiệu ứng cố định doanh nghiệp và năm; CRA, UI lần lượt đo lường chiến lược THTS và chỉ số bất định ngành (Uncertainty Index). Nhóm biến kiểm soát (Controls) được mô tả tại Bảng 1. Biến $ROE_{i,t-1}$ được đưa vào mô hình nhằm phản ánh tính động của HQHĐ và hạn chế sai lệch trong mô hình bảng động (Goddard & cộng sự, 2005; Nickell, 1981). Nghiên cứu sử dụng SGMM để xử lý khả năng nội sinh giữa ROE và quyết định TCT của doanh nghiệp (Arellano & Bond, 1991; Blundell & Bond, 1998). Các biến CRA, UI và CRAxUI được xử lý bằng hệ công cụ nội tại từ các giá trị trễ. Tính hợp lệ của công cụ được đánh giá thông qua các kiểm định AR(1), AR(2) và Hansen test (Hansen, 1982). Để hạn chế hiện tượng bùng nổ công cụ, nghiên cứu thực hiện rút gọn ma trận công cụ theo khuyến nghị của Roodman (2009). Các biến có giá trị ngoại lệ được winsorize ở mức 1–99% nhằm giảm ảnh hưởng của outliers (Alfaro & cộng sự, 2024). PCA được sử dụng để tổng hợp các thành phần bất định ngành thành một chỉ số tổng hợp (Jolliffe, 2002).

3.3. Đo lường biến

3.3.1. Hiệu quả hoạt động - ROE

ROE được chọn làm biến phụ thuộc vì đây là chỉ tiêu phổ biến phản ánh hiệu quả tạo lợi nhuận cho doanh nghiệp và được sử dụng rộng rãi trong các nghiên cứu trước (Holder-Webb & cộng sự, 2005; Palacín-Sánchez & cộng sự, 2023).

3.3.2. Thu hẹp tài sản – CRA

Thay vì đo lường TCT tài sản theo các sự kiện thoái vốn rời rạc, nghiên cứu tiếp cận CRA dưới dạng biến liên tục, phản ánh cường độ thu hẹp quy mô tài sản của doanh nghiệp theo thời gian, phù hợp với quan điểm TCT là quá trình tái cấu trúc nguồn lực (Bowman & Singh, 1993; Cascio & cộng sự, 2021). Biến CRA nhận giá trị dương khi tổng tài sản giảm, qua đó phản ánh mức độ cắt giảm tài sản thay vì chỉ ghi nhận sự kiện TCT. Cách tiếp cận này cho phép nắm bắt tốt hơn tính động của quá trình điều chỉnh tài sản và mở rộng các nghiên cứu trước vốn thường sử dụng thước đo sự kiện hoặc nhị phân (Robbins & Pearce, 1992; Morrow & cộng sự, 2004; Lim & cộng sự, 2013). Ngoài ra, nghiên cứu sử dụng biến CRA5 với ngưỡng thu hẹp tài sản 5% như một kiểm định độ bền nhằm nhận diện các thay đổi có ý nghĩa kinh tế (Morrow & cộng sự, 2004; Cascio & cộng sự, 2021).

3.3.3. Bất định ngành – UI

UI được xây dựng theo phương pháp độ phân tán phần dư:

$$\Delta \ln(X_{i,t}) = \alpha_i + \beta_t + \varepsilon_{i,t}$$

với X lần lượt là doanh thu (sale), dòng tiền (cf) và lợi nhuận (pf). UI năm t được đo bằng độ lệch chuẩn

mặt cắt của phần dư $\varepsilon_{i,t}$ trong từng ngành-năm. Chỉ số $UI_{j,t}$ được lựa chọn PCA dựa trên việc lược khảo các dòng tài liệu trước, nhiều nghiên cứu thừa nhận việc nghiên cứu biến động hay bất định cần bám vào “đầu vào ra quyết định” như: doanh thu (Bergh, 1998; Bloom, 2009; Awano & cộng sự, 2018), dòng tiền (Bloom, 2014; Campello & cộng sự, 2024) và lợi nhuận (Awano & cộng sự, 2018; Bloom, 2009; Dan & Chung, 2022).

3.3.4. Biến tương tác

Biến $CRA \times UI$ được sử dụng nhằm kiểm định vai trò điều tiết của BDN, phù hợp với cách tiếp cận trong các nghiên cứu trước đây khi bối cảnh môi trường được xem là yếu tố khuếch đại phản ứng co cụm theo lập luận TRT (Guthrie & Datta, 2008; Ozcan & cộng sự, 2024).

3.3.5. Biến kiểm soát

Các biến vi mô/vĩ mô được lựa chọn để đại diện cho: quy mô, cấu trúc vốn, đòn bẩy, thanh khoản, tăng

Bảng 1: Mô tả và đo lường biến nghiên cứu

Tên biến	Ký hiệu	Đo lường	Kỳ vọng	Nguồn
Biến phụ thuộc:				
Hiệu quả hoạt động	ROE	Hiệu quả hoạt động kế toán của doanh nghiệp		Palacín-Sánchez & cộng sự (2023); Holder-Webb & cộng sự (2005)
Biến độc lập				
Thu hẹp tài sản	CRA	$\text{Max}[0, \{TA_{(i,t-1)} - TA_{(i,t)}\} / TA_{(i,t-1)}]$	-	Robbins and Pearce (1992); Morrow & cộng sự (2004); Cascio & cộng sự (2021). Palacín-Sánchez & cộng sự (2023); Lim & cộng sự (2013).
	CRA5	$\begin{cases} \frac{TA_{i,t-1} - TA_{i,t}}{TA_{i,t-1}}, & \text{khi giảm} \geq 5\% \\ 0, & \text{ngược lại} \end{cases}$		
Bất định ngành	UI	PCA ($UI_{\text{sale}}, UI_{\text{cf}}, UI_{\text{pf}}$) $UI_{\text{sale}} = SD(\varepsilon_{i,t})$ $UI_{\text{cf}} = SD(\varepsilon_{i,t})$ $UI_{\text{pf}} = SD(\varepsilon_{i,t})$	+/-	Bergh, (1998); Campello & cộng sự (2024); Awano & cộng sự (2018); Bloom (2009); Dan & Chung (2022).
Tương tác	$CRA \times UI$	$CRA_{i,t} \times UI_{i,t}$	-	
Biến kiểm soát: Controls				
Độ trễ hiệu quả	ROE_{t-1}	Hiệu quả hoạt động năm trước ROE_{t-1}	+	Girod & Whittington (2017); Cascio & cộng sự (2021)
Quy mô	Size	$\text{Ln}(\text{Tổng tài sản})$	-	Morrow & cộng sự (2004); Cascio & cộng sự (2021); Mansour & cộng sự (2022)) Koroma & Bein (2024)
Tuổi	AGE	$\text{Ln}(\text{tuổi doanh nghiệp})$	+/-	Mansour & cộng sự (2022); Girod & Whittington (2017)
Cấu trúc vốn	DE	Tổng Nợ/ vốn chủ sở hữu	-	Koroma & Bein (2024); Girod & Whittington (2017)
Đòn bẩy	LevA	Tổng nợ trên tổng tài sản	+/-	Cascio & cộng sự (2021) Denis & Kruse (2000); Girod & Whittington (2017)
Thanh khoản	Liq	Tài sản ngắn hạn/nợ ngắn hạn)	+	Morrow & cộng sự (2004);
Tăng trưởng doanh thu	GSALE	$(\text{Doanh thu năm } t - \text{năm } t-1) / \text{Doanh thu năm } t-1$	+	Mansour & cộng sự (2022) Koroma & Bein (2024)
GDP	GDP	Logarit tự nhiên của GDP	+/-	Cascio & cộng sự (2021)

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả

trường và GDP, đây là các yếu tố đã được chứng minh ảnh hưởng đến hiệu quả theo mô tả tại Bảng 1.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

4.1. Kết quả thống kê mô tả

Bảng 2 cho thấy ROE có khoảng biến thiên rộng, phản ánh mức phân tán lớn và sự tồn tại của các giá trị cực trị. Biến Liq có độ lệch chuẩn cao, cho thấy khả năng ngoại lệ có thể gây nhiễu ước lượng. Do đó, ROE và Liq được winsorize ở mức 1–99% nhằm tăng độ ổn định của mô hình (Alfaro & cộng sự, 2024), các biến

Bảng 2 : Kết quả thống kê mô tả dữ liệu

Biến	Trung vị	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất	ADF unit- root test	PCA biến UI*
ROE	0,134	0,139	0,534	-40,820	1,586	0,000	PC1; Eigenvalue = 2,104; phương sai giải thích = 70,13%
CRA	0	0,034	0,076	0	0,875	0,000	
UI	-0,32	0,008	1,695	-0,549	17,300	0,000	
Size	27,380	27,502	1,560	22,586	34,360	0,000	
DE	1,011	1,630	3,331	-4,831	140,032	0,000	
LevA	0,499	0,488	0,216	0	1,294	0,000	
Liq	1,513	2,910	28,661	0,097	2121,488	0,000	
GSALE	0,044	0,122	1,348	-5,997	91,633	0,000	
AGE	7	7,246	5,195	0	24	0,000	
GDP	1,859	1,763	0,336	0,937	2,470	0,000	
Số quan sát	6862						
UI_high > median_UI:	51,25%			UI_low:	48,76%		
Mean		1,12					
VIF							
Wooldridge test			F = 175,378; Prob > F = 0.0000				

Ghi chú: PCA biến UI được xây dựng bằng phương pháp PCA từ ba thành phần UI gồm UIsale, UIcf và UIpf. Thành phần chính thứ nhất được giữ lại do có Eigenvalue = 2,104 và giải thích 70,13% tổng phương sai.*

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả

còn lại được giữ nguyên do có phân phối tương đối ổn định. Tỷ lệ doanh nghiệp thuộc nhóm bất định cao chiếm 51,24%, cho thấy môi trường kinh doanh giai đoạn nghiên cứu nghiêng về trạng thái bất định cao, đặc biệt ở ngành Bất động sản. Kiểm định VIF (1,12) cho thấy không có đa cộng tuyến nghiêm trọng (Gujarati & Porter, 2009). Kiểm định Wooldridge xác nhận tồn tại tự tương quan bậc 1 ($p < 0,01$), trong khi Fisher–ADF cho thấy các chuỗi là dừng và phù hợp cho SGMM (Wooldridge, 2010).

4.2. Kết quả hồi quy và thảo luận

Kết quả SGMM trong Bảng 3 cho thấy mô hình phù hợp với dữ liệu nghiên cứu khi kiểm định AR(2) không có ý nghĩa thống kê và Hansen test có p-value từ 0,25 đến 0,78, hàm ý hiện tượng tự tương quan bậc hai và vấn đề nội sinh đã được kiểm soát. ROE_{t-1} dương và có ý nghĩa 1% trong tất cả các mô hình ($\beta \approx 0,31 - 0,70$) phản ánh tính bền vững của ROE theo thời gian (Girod & Whittington, 2017; Cascio & cộng sự, 2021).

Đối với CRA, hệ số âm và có ý nghĩa thống kê trong cả hai mô hình toàn mẫu ($\beta = -0,90$ và $-0,57$) cho thấy gia tăng cường độ THTS đi kèm với suy giảm HQHĐ. Kết quả cho thấy CRA làm suy giảm ROE, hàm ý việc cắt giảm tài sản mang lại chi phí dài hạn về năng lực tạo giá trị. Trong mô hình II (cột 2), tác động dài hạn của CRA phụ thuộc vào mức độ BDN ($LR_{CRA} = (\beta + \theta UI)/(1 - \alpha)$). Khi BDN tăng từ mức thấp ($UI = -0,32$) lên mức cao ($UI = 1$), tác động dài hạn của CRA thay đổi từ $-1,80$ xuống $-1,97$, cho thấy BDN khuếch đại tác động bất lợi của CRA lên ROE. Hệ quả bất lợi của việc THTS có xu hướng tích lũy theo thời gian, phản ánh nguy cơ xói mòn năng lực cốt lõi khi doanh nghiệp thực hiện TCT mang tính phòng thủ kéo dài. Kết quả này phù hợp với RBV và TRT, đồng thời ủng hộ giả thuyết H_1 (Lim & cộng sự, 2013; Morrow & cộng sự, 2004; Palacín-Sánchez & cộng sự, 2023).

Kết quả theo nhóm cho thấy, tác động của CRA phụ thuộc vào mức độ BDN. Trong nhóm BDN cao, CRA làm ROE giảm khoảng 0,55 đơn vị và có ý nghĩa thống kê, trong khi hệ số này không còn ý nghĩa ở nhóm BDN thấp. Điều này hàm ý chiến lược THTS trở nên rủi ro hơn trong môi trường bất định cao, phù hợp với lý thuyết ngừ cảnh.

Đối với biến UI có ý nghĩa 5% ($\beta \approx 0,01$), cho thấy tác động của BDN không hoàn toàn tiêu cực mà phụ thuộc vào khả năng thích ứng chiến lược của doanh nghiệp. Doanh nghiệp có thể tận dụng bất định để tái phân bổ nguồn lực nhằm cải thiện HQHĐ. Điều này phản ánh tính hai mặt của BDN theo TRT và ROT, đồng thời ủng hộ giả thuyết H_{2b} (bác bỏ H_{2a}) và góp phần bổ sung vào tranh luận còn chưa thống nhất về vai trò của bất định trong các nghiên cứu trước đây (Alfaro & cộng sự, 2024; Awano & cộng sự, 2018; Bloom, 2009).

Bảng 3: Kết quả hồi quy với SGMM

Biến	ROE- Main test				Robustness test				
	Toàn bộ mẫu		Group UI		ROE (ngưỡng 5%)	ROA (Toàn bộ mẫu)		ROA (Group UI)	
	Mô hình (I)	Mô hình (II)	Higher Group	Lower Group	Mô hình (II)	Mô hình (I)	Mô hình (II)	Higher Group	Lower Group
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ROE _{t-1}	0,70*** (0,00)	0,69*** (0,00)	0,40*** (0,00)	0,31*** (0,00)	0,777*** (0,00)				
ROA _{t-1}						0,63*** (0,00)	0,61*** (0,00)	0,26*** (0,00)	0,24*** (0,03)
CRA	-0,90*** (0,01)	-0,57** (0,04)	-0,55** (0,04)	-0,48 (0,30)		-0,53** (0,04)	-0,37* (0,08)	-0,22** (0,05)	-0,35 (0,21)
CRA5					-0,054*** (0,00)				
UI	0,01*** (0,01)	0,01** (0,03)			0,033* (0,077)	0,01* (0,07)	0,01*** (0,01)		
CRAxUI		-0,04* (0,07)			-0,095* (0,059)		-0,04** (0,03)		
Size	-0,02*** (0,01)	0,002 (0,85)	-0,008 (0,35)	0,01 (0,30)	-0,013 (0,351)	-0,01** (0,05)	0,004 (0,48)	-0,003 (0,4)	0,01** (0,07)
DE	-0,01 (0,67)	-0,002 (0,48)	0,002 (0,56)	-0,07 (0,11)	-0,001 (0,675)	-0,006* (0,09)	-0,06** (0,04)	-0,003 (0,19)	-0,003 (0,82)
LevA	0,22 (0,22)	0,206*** (0,00)	0,18** (0,05)	0,28 (0,5)	-0,014 (0,873)	0,13** (0,06)	0,09* (0,08)	-0,07 (0,21)	-0,33 (0,13)
Liq	-0,001 (0,76)	0,004 (0,22)	-0,003 (0,76)	0,03 (0,43)	-0,011 (0,247)	0,009 (0,66)	0,02 (0,14)	-0,005 (0,11)	-0,01 (0,35)
GSALE	0,0001 (0,99)	0,003 (0,72)	0,04*** (0,01)	0,12*** (0,00)	-0,053 (0,153)	0,007 (0,49)	-0,001 (0,89)	0,01** (0,05)	0,04* (0,10)
AGE	-0,001 (0,50)	-0,01 (0,29)	0,0001 (0,94)	-0,006*** (0,00)	-0,003** (0,010)	0,001 (0,36)	-0,001 (0,85)	-0,0009 (0,19)	-0,003*** (0,02)
GDP	-0,82 (0,45)	0,11 (0,84)	-0,01** (0,05)	-0,006 (0,41)	-0,333 (0,723)	0,72 (0,40)	0,12 (0,7)	-0,007*** (0,02)	-0,002 (0,63)
Số quan sát	6376	6376	3081	3295	6376	6376	6376	3081	3295
AR(1)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
AR(2)	0,50	0,78	0,59	0,30	0,461	0,41	0,42	0,78	0,89
Hansen test	0,78	0,53	0,30	0,25	0,642	0,76	0,64	0,48	0,12
Số nhóm	484	484	484	484	484	484	484	484	484
Số công cụ	50	51	29	25	41	38	57	43	24

*** $p \leq 0.01$, ** $p \leq 0.05$, * $p \leq 0.1$

Nguồn: Kết quả phân tích dữ liệu của nhóm tác giả

Đáng chú ý, CRAxUI mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ở mức 10% ($\beta = -0,04$), cho thấy BDN làm gia tăng tác động bất lợi của CRA đối với ROE. Tác động biên của CRA, cho thấy khi BDN tăng từ nhóm thấp lên nhóm cao, tác động của CRA lên ROE thay đổi từ khoảng $-0,56$ xuống $-0,61$, hàm ý mức tác động tiêu cực tăng khoảng 8,9%. Điều này gợi ý rằng BDN có xu hướng khuếch đại rủi ro của chiến lược THTS. Kết quả này cung cấp bằng chứng về vai trò điều tiết của BDN và ủng hộ giả thuyết H_3 . Đối với các biến kiểm soát, LevA mang dấu dương, có ý nghĩa trong mô hình toàn mẫu và nhóm BDN cao ($\beta \approx 0,18 - 0,21$), trong khi AGE mang dấu âm trong nhóm BDN thấp ($\beta = -0,006$), hàm ý các doanh nghiệp lâu năm có thể kém linh hoạt hơn trong môi trường cạnh tranh biến động.

4.3. Kết quả kiểm tra tính vững

Để kiểm tra tính vững của kết quả, nghiên cứu thay thế biến phụ thuộc ROE bằng ROA và sử dụng thêm biến CRA5 với ngưỡng thu hẹp tài sản 5%. Kết quả trong Bảng 3 (cột 5&7) cho thấy các phát hiện chính không thay đổi về bản chất. Cụ thể, CRA và CRA5 tiếp tục mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê ($\beta \approx -0,53$ đến $-0,05$), cho thấy chiến lược THTS làm suy giảm HQHĐ doanh nghiệp. Biến UI vẫn mang dấu dương và có ý nghĩa trong các mô hình toàn mẫu ($\beta \approx 0,01 - 0,03$), trong khi biến tương tác CRAxUI tiếp tục mang dấu âm ($\beta \approx -0,04$ đến $-0,095$), hàm ý BDN có xu hướng khuếch đại tác động bất lợi của CRA. Kết quả theo nhóm cũng nhất quán khi tác động tiêu cực của CRA chỉ rõ rệt trong nhóm bất định cao.

5. Kết luận và hàm ý nghiên cứu

5.1. Kết luận và hàm ý quản trị

Nghiên cứu cho thấy chiến lược THTS có tác động tiêu cực đáng kể đến HQHĐ, hàm ý rằng việc cắt giảm tài sản không phải là giải pháp hiệu quả trong ngắn hạn, đặc biệt trong bối cảnh BDN cao. Ngược lại, BDN không hoàn toàn mang tác động tiêu cực mà còn có thể tạo cơ hội cho các doanh nghiệp có khả năng thích ứng và tái phân bổ nguồn lực hiệu quả.

Đáng chú ý, BDN đóng vai trò điều tiết theo hướng khuếch đại tác động bất lợi của THTS lên HQHĐ. Điều này cho thấy các chiến lược TCT mang tính phòng thủ có thể kém hiệu quả hơn trong môi trường biến động cao, khi doanh nghiệp cần duy trì tính linh hoạt và năng lực thích ứng.

Từ đó, nghiên cứu đưa ra một số hàm ý quản trị và chính sách. Đối với các doanh nghiệp thuộc ngành có BDN cao như bất động sản, doanh nghiệp cần hạn chế cắt giảm ô ạt tài sản cốt lõi và ưu tiên TCT có chọn lọc kết hợp nâng cao hiệu quả vận hành. Các doanh nghiệp có quy mô lớn, năng lực quản trị và khả năng thích ứng tốt có thể tận dụng bất định để tái phân bổ nguồn lực và tìm kiếm cơ hội tăng trưởng.

Đối với cơ quan hoạch định chính sách, cần nâng cao tính minh bạch và khả năng dự báo của thông tin ngành, đặc biệt trong các lĩnh vực biến động mạnh như bất động sản, xây dựng và tài chính. Việc ổn định chính sách tín dụng, quy hoạch và công bố thông tin thị trường có thể hỗ trợ doanh nghiệp đánh giá chính xác hơn rủi ro trước khi thực hiện các quyết định TCT quy mô lớn.

5.2. Hạn chế của nghiên cứu

Mặc dù đạt được một số kết quả nhất định, nghiên cứu vẫn tồn tại một số hạn chế; Thứ nhất, nghiên cứu chỉ tập trung vào chiến lược TCT thông qua THTS, trong khi doanh nghiệp có thể đồng thời triển khai các chiến lược khác như TCT tài chính hoặc chi phí. Thứ hai, thước đo BDN dựa trên dữ liệu kế toán có thể chưa phản ánh đầy đủ các dạng bất định khác như bất định chính sách hoặc công nghệ. Cuối cùng, nghiên cứu được thực hiện trong bối cảnh Việt Nam nên khả năng khái quát hóa sang các thị trường khác còn hạn chế.

Tài liệu tham khảo

- Alfaro, I., Bloom, N., & Lin, X. (2024). The finance uncertainty multiplier. *Journal of Political Economy*, 132(2), 577-615. <https://doi.org/10.1086/726230>
- 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>
- Awano, G., Bloom, N., Dolby, T., Mizen, P., Riley, R., Senga, T., ... Wales, P. (2018). *A firm-level perspective on micro- and macro-level uncertainty* (ESCoE Discussion Paper No. 10).
- Barney, J. B. (1991). Firm resources and sustained competitive advantage. *Journal of Management*, 17(1), 99-120.
- Bergh, D. D. (1998). Product-market uncertainty, portfolio restructuring, and performance: An information-processing and resource-based view. *Journal of Management*, 24(2), 135-155. [https://doi.org/10.1016/S0149-2063\(99\)80057-9](https://doi.org/10.1016/S0149-2063(99)80057-9)
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623-685. <https://doi.org/10.3982/ECTA6248>
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153-176. <https://doi.org/10.1257/jep.28.2.153>
- Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I., & Terry, S. J. (2018). Really uncertain business cycles. *Econometrica*, 86(3), 1031-1065. <https://doi.org/10.3982/ECTA10927>
- 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)

- Bowman, E. H., & Singh, H. (1993). Corporate restructuring: Reconfiguring the firm. *Strategic Management Journal*, 14(S1), 5-14. <https://doi.org/10.1002/smj.4250140903>
- Campello, M., Kankanhalli, G., & Kim, H. (2024). Delayed creative destruction: How uncertainty shapes corporate assets. *Journal of Financial Economics*, 153, 103786. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2024.103786>
- Cascio, W. F., Chatrath, A., & Christie-David, R. A. (2021). Antecedents and consequences of employee and asset restructuring. *Academy of Management Journal*, 64(2), 587-613. <https://doi.org/10.5465/amj.2018.1013>
- Dan, D. V., & Chung, N. H. (2022). Bank profitability under uncertainty. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 83, 119-134. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2021.12.001>
- Denis, D. J., & Kruse, T. A. (2000). Managerial discipline and corporate restructuring following performance declines. *Journal of Financial Economics*, 55(3), 391-424. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(99\)00055-0](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(99)00055-0)
- Dess, G. G., & Beard, D. W. (1984). Dimensions of organizational task environments. *Administrative Science Quarterly*, 29(1), 52-73. <https://doi.org/10.2307/2393080>
- Drnevich, P. L., & West, J. (2023). Performance implications of technological uncertainty, age, and size for small businesses. *Journal of Small Business Management*, 61(4), 1806-1841. <https://doi.org/10.1080/00472778.2020.1867733>
- Girod, S. J. G., & Whittington, R. (2017). Reconfiguration, restructuring and firm performance: Dynamic capabilities and environmental dynamism. *Strategic Management Journal*, 38(5), 1121-1133. <https://doi.org/10.1002/smj.2543>
- Goddard, J., Tavakoli, M., & Wilson, J. O. S. (2005). Determinants of profitability in European manufacturing and services: Evidence from a dynamic panel model. *Applied Financial Economics*, 15(18), 1269-1282. <https://doi.org/10.1080/09603100500387139>
- Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill.
- Guthrie, J. P., & Datta, D. K. (2008). Dumb and dumber: The impact of downsizing on firm performance as moderated by industry conditions. *Organization Science*, 19(1), 108-123. <https://doi.org/10.1287/orsc.1070.0298>
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029-1054. <https://doi.org/10.2307/1912775>
- Holder-Webb, L., Lopez, T. J., & Regier, P. R. (2005). The performance consequences of operational restructurings. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 25(4), 319-339. <https://doi.org/10.1007/s11156-005-5458-7>
- Hrebiniak, L. G., & Snow, C. C. (1980). Industry differences in environmental uncertainty and organizational characteristics related to uncertainty. *Academy of Management Journal*, 23(4), 750-759. <https://doi.org/10.5465/255561>
- Jenkins, D. G., & Quintana-Ascencio, P. F. (2020). A solution to minimum sample size for regressions. *PLoS ONE*, 15(2), e0229345. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229345>
- Jolliffe, I. T. (2002). *Principal component analysis* (2nd ed.). Springer.
- Koroma, S., & Bein, M. (2024). The moderating effect of economic policy uncertainty on the relationship between working capital management and profitability: Evidence from UK non-financial firms. *SAGE Open*, 14(2), 21582440241242552. <https://doi.org/10.1177/21582440241242552>
- Lim, D. S. K., Celly, N., Morse, E. A., & Rowe, W. G. (2013). Rethinking the effectiveness of asset and cost retrenchment: The contingency effects of a firm's rent creation mechanism. *Strategic Management Journal*, 34(1), 42-61. <https://doi.org/10.1002/smj.1996>
- Mansour, M., Al Amosh, H., Alodat, A. Y., Khatib, S. F. A., & Saleh, M. W. A. (2022). The relationship between corporate governance quality and firm performance: The moderating role of capital structure. *Sustainability*, 14(17), Article 10525. <https://doi.org/10.3390/su141710525>
- Morrow, J., Johnson, R. A., & Busenitz, L. (2004). The effects of cost and asset retrenchment on firm performance: The overlooked role of a firm's competitive environment. *Journal of Management*, 30(2), 189-208. <https://doi.org/10.1016/j.jm.2004.01.001>

- Nickell, S. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49(6), 1417-1426. <https://doi.org/10.2307/1911408>
- Ozcan, S., Kurt, E., Tan, O., & Cavlak, H. (2024). The moderating role of uncertainty in the impact of R&D expenditures on environmental innovation. *M U İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*. <https://doi.org/10.14780/muiibd.1463248>
- Palacín-Sánchez, M.-J., Alencar-García, A., & Canto-Cuevas, F.-J. (2023). Financial distress and corporate restructuring: A case study. *Cuadernos de Gestión*, 23(2), 81-91. <https://doi.org/10.5295/cdg.221759fc>
- Robbins, D. K., & Pearce, J. (1992). Turnaround: Retrenchment and recovery. *Strategic Management Journal*, 13(4), 287-309. <https://doi.org/10.1002/smj.4250130404>
- 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>
- Staw, B. M., Sandelands, L. E., & Dutton, J. E. (1981). Threat rigidity effects in organizational behavior: A multilevel analysis. *Administrative Science Quarterly*, 26(4), 501-524. <https://doi.org/10.2307/2392337>
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data* (2nd ed.). MIT Press.

***Tác giả liên hệ: Phan Thị Hương. Email: huongphan@ufm.edu.vn**

ẢNH HƯỞNG KHÁC BIỆT CỦA CÁC MỨC ĐỘ SỞ HỮU TRỰC TIẾP NHÀ NƯỚC ĐẾN MỐI QUAN HỆ ESG VÀ HIỆU QUẢ TÀI CHÍNH: BẰNG CHỨNG TỪ DOANH NGHIỆP XÂY DỰNG NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM

Trần Thị Hồng

Trường Đại học Thủy lợi

Email: hongtt@thlu.edu.vn

Mã bài báo: JED-3121

Ngày nhận: 07/05/2026

Ngày nhận bản sửa: 14/06/2026, 24/06/2026, 02/07/2026, 09/07/2026

Ngày duyệt đăng: 13/07/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.3121

Tóm tắt:

Nghiên cứu xem xét ảnh hưởng khác biệt của các mức độ sở hữu của nhà nước và cách sử dụng biến sở hữu nhà nước đến việc nhận diện mối quan hệ phi tuyến giữa thực hành ESG và hiệu quả tài chính của các doanh nghiệp xây dựng niêm yết tại Việt Nam. Sử dụng dữ liệu của 119 doanh nghiệp giai đoạn 2015- 2024, nghiên cứu áp dụng mô hình dữ liệu bảng hiệu ứng cố định với sai số chuẩn vững Driscoll-Kraay. Sở hữu nhà nước được đo lường theo hai cách: tỷ lệ sở hữu liên tục và phân nhóm theo ngưỡng sở hữu. Kết quả cho thấy mô hình dạng liên tục không phát hiện tác động phi tuyến hay vai trò điều tiết có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, biến phân nhóm xuất hiện dấu hiệu điều tiết tại một số ngưỡng sở hữu. Nhóm sở hữu thấp cho thấy xu hướng quan hệ ESG và hiệu quả tài chính thiên về dạng chữ U ngược, trong khi nhóm sở hữu cao hơn gợi ý sự thay đổi về hình thái phi tuyến. Kết quả hàm ý rằng cách tiếp cận theo ngưỡng có thể phản ánh rõ hơn các trạng thái kiểm soát mang tính thể chế của Nhà nước.

Từ khóa: CFP, ngành xây dựng, ESG, điều tiết, sở hữu nhà nước.

Mã JEL: G32, M14, C23, Q56.

The impact of different levels of direct state ownership on the ESG - financial performance relationship: Evidence from listed construction firms in Vietnam

Abstract:

This study examines whether different levels of direct state ownership influence the nonlinear relationship between ESG practices and financial performance among listed construction firms in Vietnam. Using panel data from 119 firms during 2015-2024, the study employs fixed-effects models with Driscoll-Kraay robust standard errors. State ownership is measured using both continuous ownership ratios and ownership-threshold groups. The continuous model shows no significant nonlinear or moderating effects, whereas threshold groups suggest moderation at certain ownership levels. Lower ownership tends toward an inverted U-shaped ESG-financial performance relationship, while higher ownership shows weaker nonlinear patterns, indicating that threshold-based measures better capture institutional state control effects.

Keywords: CFP, construction industry, ESG, moderating effect, state ownership.

JEL code: G32, M14, C23, Q56.

1. Giới thiệu

Trong bối cảnh phát triển bền vững trở thành xu hướng chủ đạo của nền kinh tế toàn cầu, các yếu tố môi trường, xã hội và quản trị (ESG) ngày càng được xem là một cấu phần quan trọng trong chiến lược phát triển doanh nghiệp. Nhiều nghiên cứu cho thấy ESG có thể cải thiện hiệu quả tài chính, giảm chi phí vốn và gia tăng giá trị doanh nghiệp. Tuy nhiên, bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa ESG và hiệu quả tài chính (CFP) vẫn chưa đạt được sự đồng thuận, đặc biệt tại các thị trường đang phát triển.

Tại Việt Nam, các nghiên cứu về ESG còn hạn chế và chủ yếu tập trung vào lĩnh vực tài chính ngân hàng hoặc doanh nghiệp quy mô lớn. Trong khi đó ngành có cường độ tác động ESG cao như xây lắp lại chưa được khai thác đầy đủ trong mối quan hệ ESG-CFP. Đồng thời, kết quả thực nghiệm hiện có cũng cho thấy sự không nhất quán, đặt ra yêu cầu cần tiếp cận sâu hơn không chỉ về bối cảnh ngành mà còn về cách sử dụng biến trong mô hình nghiên cứu.

Một hướng tiếp cận quan trọng là xem xét vai trò của sở hữu nhà nước. Trong các nền kinh tế chuyển đổi như Việt Nam, doanh nghiệp có vốn nhà nước thường theo đuổi đồng thời mục tiêu kinh tế và xã hội, qua đó có thể làm thay đổi cách thức ESG được triển khai và chuyển hóa thành hiệu quả tài chính. Tuy nhiên, phần lớn các nghiên cứu đo lường sở hữu nhà nước dưới dạng tỷ lệ liên tục, ngầm giả định rằng tác động của yếu tố này là tuyến tính. Giả định này có thể chưa phản ánh đúng bản chất kinh tế của sở hữu nhà nước, khi quyền kiểm soát thường thay đổi theo các ngưỡng quan trọng thay vì tăng đều theo tỷ lệ nắm giữ. Do đó, việc sử dụng biến sở hữu nhà nước dưới dạng liên tục có thể làm giảm các hiệu ứng kinh tế, trong khi cách tiếp cận phân nhóm theo ngưỡng có khả năng phản ánh tốt hơn các trạng thái kiểm soát khác nhau. Ngoài ra, chưa nhiều nghiên cứu làm rõ sự khác biệt giữa sở hữu nhà nước trực tiếp và gián tiếp. Khác với sở hữu gián tiếp thông qua các pháp nhân trung gian, sở hữu trực tiếp phản ánh rõ nét hơn mức độ tham gia của Nhà nước vào quản trị doanh nghiệp và hạn chế sai lệch khi ra quyết định.

Từ các lập luận trên, nghiên cứu đặt ra câu hỏi liệu cách sử dụng biến sở hữu nhà nước có làm thay đổi kết luận về mối quan hệ ESG-CFP hay không. Trên cơ sở đó, nghiên cứu so sánh hai dạng (dạng % liên tục và dạng phân nhóm) trong cùng một khuôn khổ phân tích.

Nghiên cứu đóng góp trên hai phương diện. Thứ nhất, nghiên cứu bổ sung bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ phi tuyến ESG-CFP trong ngành xây dựng tại Việt Nam, là lĩnh vực có cường độ ESG cao nhưng còn ít được khai thác trong các nghiên cứu trước. Thứ hai, về mặt phương pháp luận, nghiên cứu cho thấy cách sử dụng biến sở hữu nhà nước có thể ảnh hưởng đáng kể đến kết luận về vai trò điều tiết trong mô hình ESG-CFP. Điều này hàm ý rằng tác động của sở hữu nhà nước có thể mang tính ngưỡng thay vì vận động tuyến tính theo tỷ lệ nắm giữ. Qua đó, nghiên cứu nhấn mạnh tầm quan trọng của lựa chọn biến trong các nghiên cứu thực nghiệm.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Nghiên cứu mối quan hệ phi tuyến giữa ESG và hiệu quả tài chính

Nhiều nghiên cứu gần đây cho thấy mối quan hệ giữa ESG và hiệu quả tài chính có thể không diễn ra theo dạng tuyến tính đơn giản. Ở mức độ thấp đến trung bình, thực hành ESG có thể giúp doanh nghiệp cải thiện uy tín, giảm bất cân xứng thông tin, nâng cao khả năng tiếp cận vốn và củng cố niềm tin của các bên liên quan. Tuy nhiên, khi mức độ đầu tư ESG vượt quá một ngưỡng nhất định, chi phí tuân thủ, triển khai và quản trị có thể gia tăng nhanh hơn lợi ích thu được, làm giảm hiệu quả tài chính. Cơ chế này hàm ý khả năng tồn tại mối quan hệ phi tuyến dạng chữ U ngược giữa ESG và CFP.

Các nghiên cứu thực nghiệm quốc tế đã cung cấp bằng chứng cho lập luận này. Pu (2023) cho thấy mối quan hệ ESG-CFP có dạng chữ U ngược, trong đó ESG cải thiện hiệu quả tài chính ở mức thấp đến trung bình nhưng làm suy giảm hiệu quả khi vượt ngưỡng tối ưu. Teng & cộng sự (2022) phát hiện hiệu ứng “too much of a good thing”, cho thấy lợi ích biên của ESG giảm dần khi mức độ ESG gia tăng. Bagh & cộng sự (2024) ghi nhận mối quan hệ phi tuyến dạng chữ U ngược giữa ESG và tăng trưởng bền vững của doanh nghiệp. Trong khi đó, Wang & Sonenshine (2025) cho thấy ESG có quan hệ phi tuyến với kết quả trên thị

trường chứng khoán, được đo lường thông qua lợi suất vượt trội và tỷ suất sinh lợi điều chỉnh theo rủi ro.

Tại Việt Nam, bằng chứng về tác động phi tuyến của ESG đến hiệu quả kinh tế, tài chính còn hạn chế, chủ yếu tập trung trong lĩnh vực ngân hàng. Nguyễn Minh Phương & cộng sự (2024) ghi nhận mối quan hệ phi tuyến giữa công bố ESG và khả năng sinh lời của ngân hàng, Đỗ Thị Mộng Thường & cộng sự (2025) cũng cho thấy dấu hiệu phi tuyến khi phân tích mối liên hệ giữa phát triển bền vững và ổn định tài chính của các ngân hàng châu Á. Tuy nhiên, các bằng chứng hiện có chủ yếu tập trung vào lĩnh vực tài chính ngân hàng, trong khi nghiên cứu về mối quan hệ phi tuyến giữa ESG-CFP tại ngành có cường độ ESG cao như xây dựng vẫn còn khiêm tốn.

Từ các lập luận trên, nghiên cứu kỳ vọng rằng ESG có thể cải thiện hiệu quả tài chính trong giai đoạn đầu, nhưng tác động tích cực này có thể suy giảm khi mức độ ESG vượt quá ngưỡng phù hợp với năng lực nguồn lực của doanh nghiệp. Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất giả thuyết:

H1: Thực hành ESG có mối quan hệ phi tuyến dạng chữ U ngược với hiệu quả tài chính của doanh nghiệp.

2.2. Nghiên cứu về vai trò của sở hữu nhà nước

Sở hữu nhà nước được xem là một trong những yếu tố có thể điều tiết mối quan hệ giữa thực hành ESG-CFP. Theo lý thuyết đại diện và lý thuyết các bên liên quan, sự hiện diện của Nhà nước trong cơ cấu sở hữu có thể ảnh hưởng đến mục tiêu, động cơ và cơ chế giám sát doanh nghiệp, từ đó tác động đến cách thức triển khai các hoạt động ESG cũng như khả năng chuyển hóa các hoạt động này thành kết quả tài chính. Đối với doanh nghiệp có vốn nhà nước cao, các khoản đầu tư ESG thường được nhìn nhận như một phần của định hướng phát triển dài hạn hơn là áp lực lợi nhuận ngắn hạn. Do đó, phản ứng của hiệu quả tài chính trước thay đổi trong thực hành ESG có xu hướng yếu hơn, qua đó làm suy giảm độ cong của mối quan hệ phi tuyến ESG-CFP.

Al-Amosh & Khatib (2021) cho thấy sở hữu nhà nước có tác động tích cực đến mức độ công bố ESG tại các doanh nghiệp công nghiệp niêm yết ở Jordan. Ngược lại, Fuadah & cộng sự (2022) không tìm thấy bằng chứng về ảnh hưởng có ý nghĩa thống kê của sở hữu nhà nước đối với công bố ESG tại các doanh nghiệp niêm yết tại Indonesia. Các bằng chứng thực nghiệm chưa thống nhất này cho thấy vai trò của sở hữu nhà nước đối với ESG có thể phụ thuộc vào bối cảnh thể chế, cơ chế quản trị doanh nghiệp và đặc điểm của từng thị trường.

Gần đây, nghiên cứu của Zhang (2025) chỉ ra ESG có tác động tích cực đến hiệu quả tài chính của doanh nghiệp Trung Quốc và kết quả này tồn tại ở cả doanh nghiệp nhà nước và doanh nghiệp ngoài nhà nước. Febrianti & cộng sự (2025) phát hiện tác động của ESG đến giá trị doanh nghiệp có sự khác biệt theo loại hình sở hữu, trong đó tác động của thành phần môi trường là tích cực đối với doanh nghiệp ngoài nhà nước nhưng lại mang dấu âm đối với doanh nghiệp nhà nước. Những bằng chứng này cho thấy đặc điểm sở hữu nhà nước có thể làm thay đổi mức độ chuyển hóa các hoạt động ESG thành kết quả tài chính.

Mặc dù đều sử dụng yếu tố sở hữu nhà nước, các nghiên cứu trước hoặc phân loại doanh nghiệp thành doanh nghiệp nhà nước và ngoài nhà nước (theo luật nước sở tại) hoặc sử dụng biến sở hữu nhà nước mà chưa đề cập rõ cách đo lường biến sở hữu nhà nước là trực tiếp hay gián tiếp.

Như vậy, phần lớn các nghiên cứu hiện nay mới tập trung vào (i) tác động của sở hữu nhà nước đối với ESG hoặc (ii) sự khác biệt trong tác động của ESG giữa doanh nghiệp nhà nước, ngoài nhà nước trong mô hình tuyến tính. Các nghiên cứu kiểm định vai trò điều tiết của sở hữu nhà nước trực tiếp trong mối quan hệ phi tuyến giữa ESG-CFP vẫn còn hạn chế, đặc biệt trong bối cảnh ngành có cường độ ESG cao như xây dựng.

Bên cạnh đó, một hạn chế quan trọng trong các nghiên cứu hiện tại nằm ở cách sử dụng biến sở hữu nhà nước. Phần lớn các nghiên cứu đo lường sở hữu nhà nước dưới dạng tỷ lệ liên tục, ngầm giả định rằng tác động của yếu tố này thay đổi tuyến tính theo mức nắm giữ. Tuy nhiên, trên thực tế, quyền kiểm soát và mức độ chi phối của Nhà nước thường thay đổi theo các ngưỡng sở hữu nhất định. Do đó, cách tiếp cận phân nhóm theo ngưỡng có thể phản ánh rõ hơn các trạng thái kiểm soát khác nhau và giúp nhận diện tốt hơn vai

trò điều tiết của sở hữu nhà nước trong mối quan hệ giữa ESG và hiệu quả tài chính. Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất các giả thuyết:

H2: Mức độ sở hữu nhà nước có thể làm suy giảm độ cong của mối quan hệ phi tuyến giữa thực hành ESG và hiệu quả tài chính doanh nghiệp.

H3: Vai trò điều tiết của sở hữu nhà nước có khác biệt tùy theo cách đo lường sở hữu nhà nước dưới dạng liên tục hoặc phân nhóm.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng dữ liệu thứ cấp từ 119 doanh nghiệp xây lắp niêm yết trên HOSE và HNX trong giai đoạn 2015-2024. Dữ liệu được thu thập từ báo cáo thường niên, báo cáo phát triển bền vững và các nguồn dữ liệu tài chính như FiinPro, Bloomberg và CafeF.

Dữ liệu tài chính được sử dụng để tính toán các chỉ tiêu như ROA, Tobin's Q, cấu trúc sở hữu, quy mô doanh nghiệp và đòn bẩy tài chính. Dữ liệu về thực hành ESG được thu thập từ thông tin công bố của doanh nghiệp qua báo cáo thường niên, báo cáo bền vững và được xử lý theo phương pháp phân tích nội dung sử dụng trọng số theo SASB.

3.2. Mô hình nghiên cứu

Để so sánh ảnh hưởng của hai cách sử dụng biến sở hữu Nhà nước, nghiên cứu xây dựng hai mô hình hồi quy riêng biệt. Mô hình 1 sử dụng biến liên tục OWN_PCT trong khi mô hình 2 thay thế bằng biến phân loại OWN_GROUP. Cụ thể như sau:

Mô hình 1: $CFP_{it} = \alpha + \beta_1 * ESG_{it} + \beta_2 * ESG_{it}^2 + \beta_3 * OWN_PCT_{it} + \beta_4(ESG_{it} * OWN_PCT_{it}) + \beta_5(ESG_{it}^2 * OWN_PCT_{it}) + \beta_6 * LEV_{it} + \beta_7 * SIZE_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$

Mô hình 2: $CFP_{it} = \alpha + \beta_1 * ESG_{it} + \beta_2 * ESG_{it}^2 + \beta_3 * OWN_GROUP_{it} + \beta_4(ESG_{it} * OWN_GROUP_{it}) + \beta_5(ESG_{it}^2 * OWN_GROUP_{it}) + \beta_6 * LEV_{it} + \beta_7 * SIZE_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$

CFP_{it} : hiệu quả tài chính (ROA hoặc Tobin's Q) của công ty i tại năm t

ESG_{it} : Mức độ thực hành ESG

OWN_PCT_{it} : sở hữu nhà nước trực tiếp dạng % liên tục

OWN_GROUP : sở hữu nhà nước dạng ngưỡng

$ESG \times OWN$, $ESG^2 \times OWN$: các biến tương tác kiểm định vai trò điều tiết

LEV_{it} , $SIZE_{it}$: biến kiểm soát

μ_i : hiệu ứng công ty cố định

λ_t : hiệu ứng năm

ε_{it} : sai số ngẫu nhiên.

3.3. Đo lường biến

3.3.1. Đo lường biến phụ thuộc: Hiệu quả tài chính doanh nghiệp

(1) Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản (ROA)

$$ROA = \frac{\text{Lợi nhuận sau thuế}}{\text{Tổng tài sản bình quân}}$$

(2) Giá trị doanh nghiệp theo Tobin's Q

$$\text{Tobin's Q} = \frac{\text{Giá trị thị trường CP} + \text{Giá trị sổ sách nợ}}{\text{Tổng tài sản}}$$

3.3.2. Đo lường biến độc lập: Thực hành ESG

Thực hành ESG được đo lường thông qua phương pháp phân tích nội dung dựa trên các thông tin ESG do doanh nghiệp công bố trong báo cáo thường niên và báo cáo phát triển bền vững. Trong bối cảnh Việt Nam chưa có hệ thống dữ liệu ESG chuẩn hóa từ các tổ chức xếp hạng độc lập, cách tiếp cận này được sử dụng phổ biến trong các nghiên cứu ESG tại thị trường mới nổi nhằm phản ánh mức độ thực hiện và minh bạch

hóa các hoạt động ESG của doanh nghiệp. Trên cơ sở kế thừa các chuẩn mực quốc tế như GRI và nguyên tắc trọng yếu ngành của SASB, nghiên cứu xây dựng bộ tiêu chí gồm 15 chỉ tiêu thành phần thuộc ba trụ cột môi trường (E), xã hội (S) và quản trị (G). Mỗi tiêu chí được chấm theo thang điểm từ 0 đến 2, tương ứng với mức độ công bố thông tin ESG của doanh nghiệp (*xem Phụ lục 1*). Các trọng số được phân bổ theo nguyên tắc trọng yếu ngành xây dựng, trong đó nhóm môi trường được ưu tiên cao hơn, tiếp theo là nhóm xã hội và quản trị, nhằm phản ánh mức độ trọng yếu khác nhau của từng trụ cột ESG đối với đặc thù ngành xây dựng tại Việt Nam. Chỉ số ESG được xác định theo công thức:

$$ESG = W_E E + W_S S + W_G G$$

Trong đó:

E, S, G là tổng điểm của ba trụ cột môi trường, xã hội và quản trị doanh nghiệp.

W_E , W_S , W_G lần lượt là trọng số.

3.3.3. Đo lường biến kiểm soát

Quy mô doanh nghiệp (SIZE):

$$SIZE_{it} = \ln(\text{tổng tài sản}_{it})$$

Đòn bẩy tài chính (LEV):

$$LEV = \frac{\text{Tổng nợ}}{\text{Tổng tài sản}}$$

3.3.4. Đo lường biến điều tiết

Mức độ sở hữu trực tiếp của nhà nước được đo lường bằng 2 dạng thức trong 2 mô hình:

Dạng tỷ lệ % liên tục (OWN_PCT): tỷ lệ cổ phần do các cơ quan, tổ chức thuộc Nhà nước trực tiếp nắm giữ tại doanh nghiệp. Ở dạng thức này, biến sở hữu nhà nước phản ánh rằng tác động của sở hữu nhà nước đến mối quan hệ ESG-CFP thay đổi liên tục theo tỷ lệ nắm giữ.

Sở hữu phân nhóm dạng ngưỡng OWN_GROUP: Biến OWN_GROUP được phân nhóm theo các ngưỡng sở hữu nhằm phản ánh sự khác biệt về mức độ ảnh hưởng và khả năng chi phối của Nhà nước trong doanh nghiệp. Cụ thể, biến được mã hóa thành các nhóm: 0, 1, 2 và 3. Nhóm dưới 5% phản ánh việc nhà nước không sở hữu hoặc mức sở hữu trực tiếp không đáng kể (nhóm 0). Nhóm từ 5% đến dưới 20% (mức thấp - nhóm 1) thể hiện mức sở hữu có khả năng tạo ít ảnh hưởng. Nhóm từ 20% đến dưới 50% (mức trung bình - nhóm 2) phản ánh trạng thái đồng kiểm soát hoặc có ảnh hưởng đáng kể; trong khi, nhóm từ 50% trở lên (mức cao - nhóm 3) đại diện cho các doanh nghiệp có sở hữu nhà nước trực tiếp chi phối. Cách phân nhóm này dựa trên giả định rằng quyền kiểm soát của Nhà nước có thể thay đổi theo các ngưỡng sở hữu thay vì biến động tuyến tính theo từng 1% sở hữu. Trong mô hình hồi quy, OWN_GROUP được khai báo dưới dạng biến phân loại bằng cú pháp *i.own_group* trong Stata. Khi đó, Stata tự động tạo các biến chỉ báo cho từng nhóm, đồng thời chọn Nhóm 0 làm nhóm tham chiếu.

3.4. Phương pháp

Nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy dữ liệu bảng. Hai mô hình hồi quy được ước lượng tương ứng với hai cách sử dụng biến sở hữu trực tiếp của Nhà nước: dạng tỷ lệ liên tục OWN_PCT và dạng phân nhóm theo ngưỡng OWN_GROUP. FEM và REM được ước lượng, và kiểm định Hausman được sử dụng để lựa chọn mô hình phù hợp. Kết quả cho thấy FEM là lựa chọn tối ưu. Sai số chuẩn được điều chỉnh theo cụm ở cấp doanh nghiệp và hiệu ứng năm được kiểm soát nhằm xử lý phương sai thay đổi và tự tương quan. Ngoài ra, để kiểm tra tính vững của kết quả trong điều kiện tồn tại phụ thuộc chéo giữa các doanh nghiệp, nghiên cứu tiếp tục thực hiện hồi quy robustness bằng Driscoll-Kraay standard errors.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả và tương quan

Bảng 1 trình bày thống kê mô tả các biến sử dụng trong mô hình nghiên cứu. Kết quả cho thấy tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản (ROA) đạt trung bình 5,05%, phản ánh mức sinh lời ở mức trung bình của các doanh nghiệp xây lắp. Chỉ số Tobin's Q có giá trị trung bình 1,03, cho thấy giá trị thị trường nhìn chung cao hơn

Bảng 1. Thống kê mô tả các biến

Tên biến	Kí hiệu biến	Số quan sát	Giá trị trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
Tỉ suất sinh lời của tổng tài sản	Roa	1157	5,05	6,064	0	44,441
Giá trị doanh nghiệp theo Tobin's Q	tobinq	1156	1,028	0,491	0,145	6,35
Điểm thực hành ESG	esg	1153	15,676	6,270	0	30
Điểm thực hành ESG bình phương	esg2	1153	285,031	194,112	0	900
Sở hữu nhà nước dạng % liên tục	own pct	1157	13,923	24,155	0	91,5
Sở hữu nhà nước dạng ngưỡng	own group	1157	0,725	1,171	0	3
Quy mô doanh nghiệp	size	1156	27,342	1,511	23,903	31,292
Đòn bẩy tài chính	lev	1156	53,369	23,431	0,062	120,686

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu từ Stata.

Bảng 2. Ma trận hệ số tương quan

Biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1) roa	1,000							
(2) tobinq	0,505***	1,000						
(3) esg	0,066**	0,181***	1,000					
(4) esg2	0,077***	0,189***	0,969***	1,000				
(5) own_pct	-0,076***	-0,072**	0,053*	0,060**	1,000			
(6) own_group	-0,057*	-0,059**	0,059**	0,066**	0,970***	1,000		
(7) size	-0,090***	0,065**	0,439***	0,434***	0,092***	0,056*	1,000	
(8) lev	-0,376***	-0,012	0,007	-0,016	0,028	0,028	0,369***	1,000

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu từ Stata.

giá trị sổ sách. Điểm ESG trung bình đạt 15,68/30, hàm ý mức độ thực hành ESG của các doanh nghiệp còn ở mức trung bình.

Đối với cấu trúc sở hữu, tỷ lệ sở hữu nhà nước trung bình là 13,92% nhưng có độ phân tán lớn, trong khi biến phân nhóm (OWN_GROUP) cho thấy phần lớn các doanh nghiệp tập trung ở mức sở hữu thấp. Các biến kiểm soát như quy mô doanh nghiệp (SIZE) và đòn bẩy tài chính (LEV) cũng có sự khác biệt đáng kể giữa các doanh nghiệp trong mẫu.

Kết quả phân tích tương quan (Bảng 2) cho thấy hệ số tương quan giữa các biến độc lập nhìn chung ở mức thấp, ngoại trừ các cặp biến có quan hệ cơ học như ESG và ESG² hoặc OWN_PCT và OWN_GROUP. Điều này không phản ánh đa cộng tuyến nghiêm trọng mà là đặc trưng kỹ thuật của mô hình. Kiểm định đa cộng tuyến thông qua hệ số VIF cũng cho kết quả tương tự, cho thấy không tồn tại vấn đề đa cộng tuyến đáng kể ảnh hưởng đến độ tin cậy của ước lượng.

4.2. Kết quả hồi quy mô hình

4.2.1. Kết quả mô hình với biến sở hữu nhà nước trực tiếp dạng liên tục

Kết quả hồi quy trong Bảng 3 cho thấy các biến ESG và ESG² đều không có ý nghĩa thống kê đối với cả hai thước đo hiệu quả tài chính là ROA và Tobin's Q. Cụ thể, hệ số của ESG trong mô hình ROA là 0,131, và của ESG² là -0,004, tuy nhiên cả hai hệ số đều không có ý nghĩa thống kê ($p > 0,1$). Trong mô hình TobinQ, hai hệ số của ESG và ESG² đều dương và không có ý nghĩa thống kê. Các biến tương tác giữa ESG và OWN_PCT cũng không có ý nghĩa thống kê trong cả hai mô hình.

Đối với các biến kiểm soát, kết quả cho thấy đòn bẩy tài chính (LEV) có tác động tiêu cực và có ý nghĩa

thống kê đến ROA với hệ số -0,054 ($p < 0,05$), phản ánh việc gia tăng sử dụng nợ làm suy giảm hiệu quả sinh lời trên tài sản. Trong khi đó, biến này không có ý nghĩa thống kê đối với Tobin's Q, cho thấy ảnh hưởng của đòn bẩy chủ yếu thể hiện ở góc độ kế toán hơn là giá trị thị trường. Biến quy mô doanh nghiệp (SIZE) có hệ số âm trong cả hai mô hình (-0,242 đối với ROA và -0,018 đối với Tobin's Q) nhưng không có ý nghĩa thống kê.

Ngoài ra, các biến giả năm cho thấy một số năm có tác động đáng kể đến hiệu quả tài chính, đặc biệt là năm 2016 và 2017 đối với ROA (hệ số lần lượt là 1,675 và 1,094, có ý nghĩa thống kê), phản ánh sự biến động theo chu kỳ của ngành xây lắp trong giai đoạn nghiên cứu.

Như vậy, kết quả mô hình OWN_PCT cho thấy chưa có bằng chứng thống kê về mối quan hệ phi tuyến giữa ESG-CFP, cũng như chưa xác nhận vai trò điều tiết của sở hữu nhà nước đo lường dưới dạng tỷ lệ liên tục.

4.2.2. Kết quả mô hình với biến sở hữu nhà nước trực tiếp dạng ngưỡng

Bảng 3. Kết quả hồi quy với biến OWN_PCT

Tên biến	Ký hiệu biến	ROA	TobinQ
Điểm thực hành ESG	esg	0,131 (0,151)	0,009 (0,019)
Điểm thực hành ESG bình phương	esg2	-0,004 (0,005)	0,000 (0,001)
Sở hữu nhà nước dạng %	own_pct	0,016 (0,029)	0,003 (0,003)
Biến tương tác giữa ESG và sở hữu nhà nước dạng %	c.esg#c.own_pct	-0,005 (0,004)	-0,000 (0,000)
Biến tương tác giữa ESG ² và sở hữu nhà nước dạng %	c.esg2#c.own_pct	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Đòn bẩy tài chính	lev	-0,054** (0,026)	0,004 (0,003)
Quy mô doanh nghiệp	size	-0,242 (0,443)	-0,018 (0,046)
Biến giả 2016	2016.year	1,675*** (0,565)	0,073** (0,028)
Biến giả 2017	2017.year	1,094** (0,547)	0,043 (0,043)
Biến giả 2018	2018.year	1,015 (0,666)	-0,049 (0,043)
Biến giả 2019	2019.year	0,201 (0,577)	-0,076* (0,044)
Biến giả 2020	2020.year	0,484 (0,697)	-0,045 (0,053)
Biến giả 2021	2021.year	-0,601 (0,631)	0,246*** (0,070)
Biến giả 2022	2022.year	-0,905 (0,734)	-0,119* (0,066)
Biến giả 2023	2023.year	-1,032 (0,776)	-0,047 (0,078)
Biến giả 2024	2024.year	-0,688 (0,859)	-0,055 (0,086)
Hằng số mô hình	Constant	13,680 (11,198)	1,177 (1,184)
Số quan sát	Observations	1.152	1.152
Hệ số xác định R ²	R-squared	0,064	0,106
Số doanh nghiệp	Number of mack_id	119	119

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu từ Stata.

Bảng 4. Kết quả hồi quy với biến sở hữu nhà nước dạng ngưỡng

Tên biến	Kí hiệu biến	ROA	TobinQ
Điểm thực hành ESG	esg	0,154 (0,152)	0,010 (0,020)
Điểm thực hành ESG ²	esg2	-0,005 (0,005)	0,000 (0,001)
Nhóm 1	1.own_group	-5,657* (3,164)	-0,713*** (0,214)
Nhóm 2	2.own_group	-0,231 (2,157)	0,366** (0,152)
Nhóm 3	3.own_group	1,158 (1,897)	0,143 (0,221)
Nhóm 0 (nhóm tham chiếu)	0b.own_group#co.esg	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Biến tương tác giữa Nhóm 1 và ESG	1.own_group#c.esg	0,527 (0,371)	0,100*** (0,032)
Biến tương tác giữa Nhóm 2 và ESG	2.own_group#c.esg	-0,532 (0,360)	-0,033 (0,025)
Biến tương tác giữa Nhóm 3 và ESG	3.own_group#c.esg	-0,295 (0,233)	-0,016 (0,028)
Biến tương tác giữa Nhóm 0 và ESG ² (nhóm tham chiếu)	0b.own_group#co.esg2	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Biến tương tác giữa Nhóm 1 và ESG ²	1.own_group#c.esg2	-0,022* (0,011)	-0,003*** (0,001)
Biến tương tác giữa Nhóm 2 và ESG ²	2.own_group#c.esg2	0,023* (0,012)	0,001 (0,001)
Biến tương tác giữa Nhóm 3 và ESG ²	3.own_group#c.esg2	0,011 (0,008)	0,000 (0,001)
Đòn bẩy tài chính	lev	-0,053** (0,026)	0,004 (0,003)
Quy mô doanh nghiệp	size	-0,194 (0,438)	-0,009 (0,045)
Biến giả 2016	2016.year	1,596*** (0,533)	0,088*** (0,031)
Biến giả 2017	2017.year	1,035** (0,521)	0,055 (0,044)
Biến giả 2018	2018.year	0,979 (0,644)	-0,037 (0,043)
Biến giả 2019	2019.year	0,148 (0,564)	-0,063 (0,045)
Biến giả 2020	2020.year	0,411 (0,698)	-0,032 (0,054)
Biến giả 2021	2021.year	-0,647 (0,654)	0,259*** (0,071)
Biến giả 2022	2022.year	-0,940 (0,773)	-0,106 (0,067)
Biến giả 2023	2023.year	-1,040 (0,812)	-0,032 (0,079)
Biến giả 2024	2024.year	-0,696 (0,894)	-0,040 (0,088)
Hằng số mô hình	Constant	12,539 (10,963)	0,869 (1,158)
Số quan sát	Observations	1.152	1.152
Hệ số xác định (R ²)	R-squared	0,077	0,113
Số doanh nghiệp	Number of mack id	119	119

Nguồn: Kết quả xử lý dữ liệu từ Stata.

Với mô hình sử dụng biến `OWN_GROUP`, kết quả hồi quy trong Bảng 4 cho thấy khi sử dụng biến sở hữu nhà nước dưới dạng phân nhóm, một số hệ số tương tác giữa ESG, ESG² và các nhóm sở hữu trở nên có ý nghĩa thống kê.

Trong mô hình này, `OWN_GROUP` được đưa vào mô hình hồi quy dưới dạng biến phân loại. Theo cách sử dụng này, Stata tự động tạo các biến chỉ báo tương ứng với các nhóm 1, 2 và 3 (ký hiệu lần lượt là `1.own_group`, `2.own_group` và `3.own_group`), nhóm 0 được sử dụng làm nhóm tham chiếu. Các hệ số ước lượng của các biến chỉ báo này phản ánh sự khác biệt về tác động của từng nhóm sở hữu nhà nước so với nhóm tham chiếu trong mô hình hồi quy.

Kết quả kiểm định bổ sung bằng Lincom cho thấy vai trò điều tiết của sở hữu nhà nước đối với hình thái phi tuyến của mối quan hệ ESG-CFP chỉ được ghi nhận rõ ở một số ngưỡng sở hữu nhất định. Cụ thể, đối với nhóm doanh nghiệp có sở hữu nhà nước thấp, tổng hệ số của ESG² trong mô hình TobinQ mang dấu âm và có ý nghĩa thống kê, cho thấy quan hệ ESG-CFP thiên về dạng chữ U ngược. Tuy nhiên, ở các nhóm sở hữu nhà nước cao hơn, ESG² chuyển sang dấu dương nhưng không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này chưa đủ cơ sở để khẳng định sự chuyển đổi rõ ràng về hình thái phi tuyến của mối quan hệ (từ dạng chữ U ngược sang chữ U thường), nhưng cho thấy xu hướng phi tuyến của mối quan hệ ESG-CFP có dấu hiệu suy giảm khi mức độ sở hữu nhà nước tăng lên.

Như vậy, mặc dù có ý nghĩa thống kê nhưng giả thuyết H2 chỉ được ủng hộ một phần. Bằng chứng thực nghiệm cho thấy sở hữu nhà nước có khả năng làm thay đổi đặc điểm phi tuyến của mối quan hệ ESG-CFP, đặc biệt khi so sánh nhóm sở hữu thấp với các nhóm sở hữu cao hơn.

So với mô hình sử dụng `OWN_PCT`, mô hình `OWN_GROUP` cho thấy vai trò điều tiết xuất hiện rõ hơn tại một số ngưỡng sở hữu cụ thể. Kết quả này hàm ý rằng việc sử dụng biến sở hữu nhà nước dưới dạng liên tục có thể “làm mờ” khác biệt về cơ chế kiểm soát giữa các nhóm doanh nghiệp, trong khi cách tiếp cận phân nhóm phản ánh rõ hơn tính chất ngưỡng của sở hữu nhà nước trong mối quan hệ ESG-CFP. Đồng thời, sự khác biệt giữa hai cách sử dụng biến sở hữu nhà nước cũng cung cấp bằng chứng hỗ trợ cho giả thuyết H3.

Đối với các biến kiểm soát, kết quả tương đối nhất quán với mô hình trước khi biến LEV tiếp tục có tác động tiêu cực và có ý nghĩa thống kê đối với ROA (hệ số -0,053; $p < 0,05$), trong khi không có ý nghĩa đối với Tobin's Q. Điều này cho thấy đòn bẩy tài chính chủ yếu ảnh hưởng đến hiệu quả kế toán hơn là giá trị thị trường. Biến SIZE tiếp tục không có ý nghĩa thống kê trong cả hai mô hình.

Nhìn chung, kết quả mô hình `OWN_GROUP` cho thấy vai trò điều tiết của sở hữu nhà nước có xu hướng phụ thuộc vào các ngưỡng sở hữu cụ thể thay vì thay đổi tuyến tính theo tỷ lệ nắm giữ. Ngoài ra, hồi quy robustness sử dụng sai số chuẩn Driscoll-Kraay cho kết quả nhất quán về dấu và ý nghĩa thống kê của các biến chính, qua đó củng cố độ tin cậy của các phát hiện nghiên cứu.

4.3. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả nghiên cứu chưa cung cấp bằng chứng thống kê rõ ràng về mối quan hệ trực tiếp giữa thực hành ESG và hiệu quả tài chính của các doanh nghiệp xây dựng niêm yết tại Việt Nam khi mức sở hữu trực tiếp của nhà nước được đo lường dưới dạng tỷ lệ liên tục. Đồng thời, vai trò điều tiết của sở hữu nhà nước cũng chưa được xác nhận. Điều này hàm ý rằng giả định tác động tuyến tính của sở hữu nhà nước theo tỷ lệ nắm giữ có thể chưa phản ánh đầy đủ bản chất kinh tế của mối quan hệ ESG-CFP.

Tuy nhiên, kết quả thay đổi đáng kể khi sử dụng biến sở hữu trực tiếp nhà nước dạng phân nhóm. Mô hình `OWN_GROUP` ghi nhận tác động điều tiết có ý nghĩa thống kê tại một số ngưỡng sở hữu, đồng thời cho thấy hình thái phi tuyến của mối quan hệ ESG-CFP thay đổi theo mức độ sở hữu nhà nước. Ở nhóm doanh nghiệp có sở hữu nhà nước thấp, quan hệ ESG-CFP có xu hướng mang dạng chữ U ngược, hàm ý rằng ESG giúp cải thiện hiệu quả tài chính ở giai đoạn đầu nhưng lợi ích biên suy giảm khi mức độ ESG vượt quá ngưỡng tối ưu. Tuy nhiên, khi tỷ lệ sở hữu nhà nước tăng lên mức trung bình, kết quả gợi ý rằng độ cong phi tuyến có xu hướng suy giảm và có dấu hiệu chuyển dịch hình thái sang dạng chữ U thông thường. Kết quả này gợi ý rằng sở hữu nhà nước không chỉ ảnh hưởng đến độ nhạy mà còn có thể ảnh hưởng đến hình thái của mối quan hệ phi tuyến ESG-CFP.

Từ các kết quả trên, nghiên cứu cho thấy mối quan hệ ESG-CFP trong ngành xây dựng Việt Nam không tuân theo một dạng tuyến tính đơn giản mà có thể thay đổi theo mức độ thực hành ESG và cấu trúc sở hữu doanh nghiệp. Các phát hiện từ mô hình OWN_GROUP cho thấy sở hữu nhà nước không chỉ điều tiết cường độ tác động của ESG mà còn có thể làm thay đổi độ cong và hình thái của mối quan hệ phi tuyến ESG-CFP. Trong các doanh nghiệp có mức sở hữu nhà nước thấp (dưới 20%), ESG có xu hướng tạo ra tín hiệu thị trường rõ hơn và tác động mạnh hơn đến hiệu quả tài chính. Ngược lại, tại các doanh nghiệp có sở hữu nhà nước ở mức đáng kể đến chi phối, ESG có thể gắn nhiều hơn với mục tiêu ổn định kinh tế - xã hội hoặc yêu cầu tuân thủ chính sách, khiến phản ứng của hiệu quả tài chính trước thay đổi trong thực hành ESG trở nên ít nhạy cảm hơn.

Bên cạnh đó, kết quả cũng cho thấy việc sử dụng biến sở hữu trực tiếp của nhà nước dưới dạng liên tục hoặc phân nhóm theo ngưỡng có thể dẫn đến khác biệt trong kết quả kiểm định vai trò điều tiết. Điều này hàm ý rằng trong bối cảnh các nền kinh tế chuyển đổi như Việt Nam, nơi quyền kiểm soát và mục tiêu quản trị có thể thay đổi theo các ngưỡng sở hữu cụ thể, cách tiếp cận phân nhóm có thể phản ánh rõ hơn tính chất phi tuyến và hiệu ứng ngưỡng trong mối quan hệ ESG-CFP.

5. Hàm ý và định hướng

5.1. Hàm ý

Kết quả nghiên cứu cho thấy tác động của ESG đến hiệu quả tài chính có thể thay đổi theo cách sử dụng biến sở hữu nhà nước và các ngưỡng kiểm soát khác nhau. Điều này cho thấy doanh nghiệp không nên triển khai ESG theo cách đồng nhất mà cần cân nhắc đặc điểm cấu trúc sở hữu và cơ chế quản trị đi kèm. Đối với cơ quan quản lý vốn nhà nước, kết quả nghiên cứu hàm ý rằng việc đánh giá vai trò của sở hữu nhà nước không nên chỉ dựa trên tỷ lệ nắm giữ đơn thuần mà cần xem xét các trạng thái kiểm soát và cơ chế quản trị đi kèm, do các mức sở hữu khác nhau có thể tạo ra động cơ và hiệu quả ESG khác nhau.

5.2. Hạn chế và hướng nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng thước đo ESG dựa trên thông tin công bố, có thể chưa phản ánh đầy đủ chất lượng thực thi. Phạm vi mẫu giới hạn trong ngành xây dựng niêm yết tại Việt Nam, do đó khả năng khái quát còn hạn chế. Ngoài ra, mô hình chủ yếu xem xét tác động trực tiếp và điều tiết, chưa bao quát các cơ chế trung gian hoặc yếu tố thể chế khác. Bên cạnh đó, biến sở hữu nhà nước trong nghiên cứu được đo lường theo tỷ lệ sở hữu trực tiếp của Nhà nước tại doanh nghiệp và chưa xem xét quyền sở hữu gián tiếp thông qua các pháp nhân hoặc doanh nghiệp trung gian. Do đó, mức độ ảnh hưởng thực tế của Nhà nước trong một số trường hợp có thể chưa được phản ánh đầy đủ.

Các nghiên cứu tiếp theo có thể hoàn thiện đo lường ESG bằng cách sử dụng dữ liệu quốc tế hoặc kết hợp nhiều nguồn dữ liệu. Đồng thời, việc mở rộng phạm vi sang các ngành hoặc quốc gia khác sẽ giúp kiểm định tính khái quát. Đối với biến sở hữu nhà nước, các nghiên cứu tiếp theo có thể kết hợp cả sở hữu trực tiếp và sở hữu gián tiếp hoặc xác định quyền kiểm soát cuối cùng nhằm phản ánh đầy đủ hơn mức độ chi phối của Nhà nước. Ngoài ra, nghiên cứu trong tương lai cần xem xét các cơ chế trung gian và áp dụng các phương pháp kinh tế lượng nâng cao nhằm xử lý tốt hơn vấn đề nội sinh.

Tài liệu tham khảo

- Al-Amosh, H. & Khatib, S.F.A. (2022). Ownership structure and environmental, social and governance performance disclosure: The moderating role of board independence. *Journal of Business and Socioeconomic Development*, 2(1), 49-66.
- Bagh, T., Zhou, B., Alawi, S.M. & Azam, R.I. (2024). ESG resilience: Exploring the nonlinear effects of ESG performance on firms' sustainable growth. *Research in International Business and Finance*, 70, 102305
- Đỗ Thị Mộng Thường, Phan Thị Hằng Nga, Văn Cập Huy & Văn Tấn Phú (2025). Phát triển bền vững và ổn định tài chính ngân hàng: Nghiên cứu từ các ngân hàng Châu Á. *Tạp chí nghiên cứu Tài chính – Marketing*, 16(5), 17-32. <https://doi.org/10.52932/jfmr.v16i5.735>
- Febrianti, N.P.A., Suryanawa, I.K., Mimba, N.P.S.H. & Ratnadi, N.M.D. (2025). The effect of environmental, social, and governance (ESG) performance on firm value: A comparative study between state-owned and non-state-owned enterprises (An empirical study of companies listed on the Indonesia Stock Exchange for the 2020-2023 period). *International Journal of Economics Management and Accounting*, 2(3), 261-274
- Fuadah, L.L., Mukhtaruddin, M., Andriana, I. & Arisman, A. (2022). The ownership structure, and the environmental, social, and governance (ESG) disclosure, firm value and firm performance: The audit committee as moderating variable. *Economies*, 10(12), 314.
- Nguyễn Minh Phương, Trần Thúy Anh, Bùi Thị Dạ Lý, Trần Bình Minh & Đinh Phương Hà (2024). Tác động của công bố thông tin ESG tới khả năng sinh lời của ngân hàng thương mại Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế và Phát triển*, 330, 23-33
- Pu, G. (2023). A non-linear assessment of ESG and firm performance relationship: Evidence from China. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 36(1). <https://doi.org/10.1080/1331677X.2022.2113336>
- Teng, X., Ge, Y., Wu, K.S., Chang, B.G., Kuo, L. & Zhang, X. (2022). Too little or too much? Exploring the inverted U-shaped nexus between voluntary environmental, social, and governance and corporate financial performance. *Frontiers in Environmental Science*, 10. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.969721>
- Wang, Y. & Sonenshine, R. (2025). The nonlinear impact of environmental, social, and governance on stock market performance among US manufacturing and banking firms. *Journal of Risk and Financial Management*, 18(6), 293. <https://doi.org/10.3390/jrfm18060293>
- Zhang, L.S. (2025). The impact of ESG performance on the financial performance of companies: Evidence from China's Shanghai and Shenzhen A-share listed companies. *Frontiers in Environmental Science*, 13, 1507151.

ĐÒN BẦY TÀI CHÍNH VÀ TĂNG TRƯỞNG DOANH NGHIỆP: VAI TRÒ CỦA MỨC ĐỘ TẬP TRUNG SỞ HỮU

Nguyễn Thị Đông

Học viện Chính sách và Phát triển

Email: dongnt@apd.edu.vn

Phạm Huy Hùng*

Trường Đại học Tài nguyên và Môi trường Hà Nội

Email: phhung.kt@hunre.edu.vn

Mã bài: JED-3147

Ngày nhận: 21/05/2026

Ngày nhận bản sửa: 08/06/2026

Ngày duyệt đăng: 17/06/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.3147

Tóm tắt:

Nghiên cứu xem xét tác động của đòn bẩy tài chính lên tăng trưởng doanh nghiệp và vai trò điều tiết của mức độ tập trung sở hữu. Sử dụng dữ liệu bảng của 438 công ty phi tài chính niêm yết tại Việt Nam giai đoạn 2015-2025, nghiên cứu áp dụng mô hình ảnh hưởng cố định (FE) và mô men tổng quát hệ thống (Sys-GMM) với biến tương tác nhằm kiểm soát nội sinh. Kết quả cho thấy đòn bẩy tài chính có tác động tiêu cực đến tăng trưởng, nhưng tồn tại quan hệ phi tuyến dạng chữ U ngược với ngưỡng tối ưu xấp xỉ 1,34. Quan trọng hơn, mức độ tập trung sở hữu làm trầm trọng thêm tác động tiêu cực này, và hiệu ứng điều tiết đặc biệt mạnh ở nhóm doanh nghiệp nhà nước, ủng hộ giả thuyết chiếm đoạt thay vì giám sát. Phát hiện này cho thấy quản trị đòn bẩy phải gắn liền với việc củng cố quản trị công ty, đặc biệt ở doanh nghiệp có cổ đông lớn chi phối, nhằm bảo vệ cổ đông thiểu số và bảo đảm tăng trưởng bền vững.

Từ khóa: Đòn bẩy tài chính, tài chính doanh nghiệp, tăng trưởng doanh nghiệp, tập trung sở hữu.

Mã JEL: G31, G32, G34, L25.

Financial leverage and firm growth: The role of ownership concentration

Abstract

This study examines the impact of financial leverage on firm growth and the moderating role of ownership concentration. Using panel data from 438 listed non-financial firms in Vietnam from 2015 to 2025, the research employs Fixed Effects and System GMM models with interaction terms to address endogeneity. The results reveal that while financial leverage has an overall negative effect on growth, the relationship is a non-linear, inverted U-shape with an optimal threshold of approximately 1.34. More importantly, ownership concentration exacerbates this negative impact. This moderating effect is particularly strong in state-owned enterprises, supporting the entrenchment hypothesis over the monitoring hypothesis. The findings imply that leverage management should be integrated with strengthening corporate governance, especially in firms with dominant shareholders, to protect minority interests and ensure sustainable growth.

Keywords: Financial leverage, corporate finance, firm growth, ownership concentration.

JEL Codes: G31, G32, G34, L25.

1. Giới thiệu

Tăng trưởng là mục tiêu quan trọng, quyết định khả năng cạnh tranh và sự tồn tại lâu dài của doanh nghiệp, đồng thời là động lực cốt lõi cho sự phát triển của toàn bộ nền kinh tế. Để tài trợ cho các cơ hội tăng trưởng, doanh nghiệp thường tìm đến đòn bẩy tài chính như một nguồn vốn quan trọng. Tuy nhiên, việc sử dụng nợ vay luôn được ví như một “con dao hai lưỡi”. Một mặt, nó tạo ra tấm chắn thuế và gia tăng lợi nhuận cho chủ sở hữu (Michalkova & cộng sự, 2021); mặt khác, nó làm gia tăng rủi ro kiệt quệ tài chính, có thể tác động tiêu cực đến hiệu quả hoạt động và tăng trưởng (Sardo & cộng sự, 2022). Mối quan hệ phức tạp này đã được ghi nhận rộng rãi, nhưng kết quả thực nghiệm vẫn chưa có sự đồng thuận tuyệt đối.

Cuộc tranh luận này trở nên đặc biệt phức tạp tại các quốc gia đang phát triển như Việt Nam, nơi cấu trúc sở hữu tập trung cao độ là một đặc điểm phổ biến, trái ngược với mô hình sở hữu phân tán ở các nước phát triển (Pham & Pham, 2025). Về mặt lý thuyết, vai trò của các cổ đông lớn trong bối cảnh này là không rõ ràng. Lý thuyết đại diện cho rằng, các cổ đông chi phối có động lực và khả năng để giám sát ban quản lý một cách hiệu quả, đảm bảo nợ vay được sử dụng cho các dự án đầu tư sinh lợi và qua đó có thể làm giảm nhẹ tác động tiêu cực của đòn bẩy. Tuy nhiên, một luồng quan điểm đối lập cảnh báo rằng quyền lực tập trung cũng tạo cơ hội cho các cổ đông lớn chiếm đoạt lợi ích của cổ đông thiểu số, chẳng hạn như sử dụng đòn bẩy để tài trợ cho các dự án phục vụ lợi ích riêng, dẫn đến việc phân bổ nguồn lực sai lệch và làm trầm trọng thêm rủi ro từ nợ vay (Jiang & Kim, 2020).

Sự đối lập giữa hai luồng quan điểm này đặt ra những câu hỏi nghiên cứu cấp thiết cho bối cảnh Việt Nam, một thị trường có đặc thù về thể chế và quản trị doanh nghiệp (Vo & Phan, 2013): Đòn bẩy tài chính thực sự tác động đến tăng trưởng doanh nghiệp như thế nào? Và quan trọng hơn, mức độ tập trung sở hữu đóng vai trò là cơ chế giám sát hiệu quả hay là công cụ chiếm đoạt trong mối quan hệ này? Để trả lời các câu hỏi trên, nghiên cứu này kiểm định tác động của đòn bẩy tài chính lên tăng trưởng và xem xét vai trò điều tiết của mức độ tập trung sở hữu đối với các công ty phi tài chính niêm yết tại Việt Nam. Bằng cách đó, nghiên cứu kỳ vọng cung cấp những bằng chứng thực nghiệm mới, làm sáng tỏ vai trò phức hợp của cấu trúc sở hữu trong bối cảnh một thị trường cận biên đang phát triển. Những kết quả này không chỉ có ý nghĩa về mặt học thuật mà còn cung cấp các hàm ý quan trọng cho nhà quản trị của các công ty niêm yết phi tài chính tại Việt Nam.

Phần còn lại của bài viết được cấu trúc như sau: Phần 2 trình bày cơ sở lý thuyết, tổng quan nghiên cứu và phát triển giả thuyết; Phần 3 mô tả dữ liệu và phương pháp nghiên cứu; Phần 4 trình bày kết quả thực nghiệm; Phần 5 thảo luận kết quả nghiên cứu. Cuối cùng, phần 6 đưa ra kết luận và hàm ý nghiên cứu.

2. Cơ sở lý thuyết và phát triển giả thuyết

2.1. Cơ sở lý thuyết

Nghiên cứu dựa trên sự tổng hợp các lý thuyết kinh điển về cấu trúc vốn và quản trị công ty. Lý thuyết đánh đổi cho rằng nợ ở mức hợp lý thúc đẩy tăng trưởng qua tấm chắn thuế và vai trò kỷ luật đối với nhà quản lý (Jensen, 1986); ngược lại, lý thuyết trật tự phân hạng nhấn mạnh chi phí từ thông tin bất đối xứng và rủi ro kiệt quệ tài chính, dẫn đến đầu tư dưới mức và kìm hãm tăng trưởng. Sự đối lập này hàm ý quan hệ đòn bẩy – tăng trưởng có thể không tuyến tính.

Lý thuyết đại diện cung cấp góc nhìn sâu hơn về nguồn gốc của cả chi phí và lợi ích của nợ. Xung đột loại một, giữa nhà quản lý và cổ đông (Jensen & Meckling, 2019), lý giải vai trò kỷ luật của nợ. Trong khi đó, xung đột loại hai, giữa cổ đông lớn và cổ đông nhỏ, đặc biệt quan trọng trong bối cảnh sở hữu tập trung: cổ đông kiểm soát có thể dùng đòn bẩy theo đuổi mục tiêu riêng, gây tổn hại cổ đông thiểu số và sự phát triển dài hạn (Shleifer & Vishny, 1997). Điều này hàm ý tác động của đòn bẩy có thể thay đổi và phụ thuộc vào cấu trúc sở hữu, tạo nền tảng cho việc xem xét vai trò điều tiết của mức độ tập trung sở hữu.

2.2. Tổng quan nghiên cứu

Mối quan hệ giữa đòn bẩy và tăng trưởng đã thu hút sự quan tâm học thuật kéo dài nhưng vẫn chưa đạt đồng thuận. Ở giai đoạn nền tảng, hai luồng lý thuyết đối lập được hình thành: Myers (1977) cảnh báo nợ cao gây ra vấn đề đầu tư dưới mức, trong khi Jensen (1986) lập luận nợ đóng vai trò là kỷ luật, hạn chế nhà

quản lý lãng phí dòng tiền tự do. Sự đối lập này định hình các tranh luận thực nghiệm về sau.

Về phương diện thực nghiệm, một nhóm nghiên cứu cung cấp bằng chứng về tác động tiêu cực. Oliveira & Kayo (2020) cho thấy doanh nghiệp tăng trưởng cao bị đòn bẩy kim hãm đầu tư; Pandey & Sahu (2019) tại Ấn Độ và Akhtar & cộng sự (2022) trên mẫu đa quốc gia đều ghi nhận nợ vay làm suy giảm tăng trưởng bền vững và hiệu quả. Ngược lại, Michalkova & cộng sự (2021) nhấn mạnh lợi ích từ tầm chắn thuế, cho thấy nợ ở mức hợp lý có thể gia tăng giá trị. Sự thiếu nhất quán này gợi ý rằng quan hệ có thể phi tuyến và phụ thuộc bối cảnh, song phần lớn nghiên cứu vẫn giả định quan hệ tuyến tính.

Một hướng nghiên cứu thứ hai chuyển trọng tâm sang vai trò của cấu trúc sở hữu, cũng với hai quan điểm trái ngược. Theo giả thuyết giám sát, cổ đông lớn có động cơ và năng lực kiểm soát nhà quản lý, qua đó giảm chi phí đại diện (Shleifer & Vishny, 1997). Trái lại, giả thuyết chiếm đoạt cho rằng cổ đông kiểm soát có thể trục lợi gây thiệt hại cho cổ đông thiểu số, đặc biệt ở các thị trường có cơ chế bảo vệ nhà đầu tư yếu (Jiang & Kim, 2020; He & cộng sự, 2025). Su & cộng sự (2021) là một trong số ít nghiên cứu lồng ghép sở hữu vào quan hệ đòn bẩy – hiệu quả, song chủ yếu dừng ở hiệu quả hoạt động thay vì tăng trưởng.

Như vậy, vẫn tồn tại ba khoảng trống mà nghiên cứu này hướng đến để bổ sung. Thứ nhất, bằng chứng về dấu và dạng hàm của quan hệ đòn bẩy – tăng trưởng còn mâu thuẫn, đòi hỏi kiểm định lại, nhất là khả năng phi tuyến. Thứ hai, vai trò điều tiết của mức độ tập trung sở hữu lên chính quan hệ này còn ít được kiểm chứng, đặc biệt tại các thị trường cận biên có sở hữu tập trung cao như Việt Nam. Thứ ba, sự khác biệt giữa doanh nghiệp nhà nước và tư nhân hầu như chưa được làm rõ.

2.3. Phát triển giả thuyết

2.3.1. Đòn bẩy tài chính và tăng trưởng doanh nghiệp

Như tổng quan đã chỉ ra, tác động của đòn bẩy lên tăng trưởng vẫn còn nhiều tranh luận. Quan điểm tích cực dựa trên vai trò kỷ luật của nợ (Jensen, 1986) và lợi ích tầm chắn thuế (Michalkova & cộng sự, 2021). Tuy nhiên, trong bối cảnh Việt Nam, các lập luận về tác động tiêu cực có cơ sở vững chắc hơn. Khi nợ tăng, rủi ro kiệt quệ tài chính khuếch đại xung đột cổ đông – chủ nợ, khiến doanh nghiệp từ chối cả những dự án có giá trị hiện tại ròng dương vì lợi ích chủ yếu thuộc về chủ nợ trong khi cổ đông gánh rủi ro (Myers, 1977), trực tiếp kim hãm tăng trưởng. Với thị trường vốn phụ thuộc vào ngân hàng, doanh nghiệp có đòn bẩy cao còn đối mặt với tín dụng khắt khe và chi phí đắt đỏ, bị hạn chế tiếp cận vốn mới và bỏ lỡ cơ hội đầu tư. Bằng chứng của Oliveira & Kayo (2020), Pandey & Sahu (2019) và Akhtar & cộng sự (2022) củng cố kỳ vọng này. Do đó:

H1: Đòn bẩy tài chính có tác động tiêu cực đến tăng trưởng của doanh nghiệp.

2.3.2. Vai trò điều tiết của mức độ tập trung sở hữu

Hai quan điểm trái chiều về cổ đông lớn dẫn đến hai dự báo đối lập về vai trò điều tiết. Nếu giả thuyết giám sát đúng, tập trung sở hữu sẽ làm giảm nhẹ tác động tiêu cực của đòn bẩy nhờ kiểm soát hiệu quả việc sử dụng vốn vay. Ngược lại, theo lý thuyết đại diện loại II, khi rủi ro từ nợ gia tăng, cổ đông kiểm soát có động cơ chuyển hướng nguồn lực phục vụ lợi ích riêng trước khi chủ nợ can thiệp, làm trầm trọng thêm tình trạng thiếu hụt đầu tư (Shleifer & Vishny, 1997). Nghiên cứu của He và cộng sự (2025) chỉ ra rằng ở các công ty có quyền kiểm soát tập trung cao, các cổ đông lớn có xu hướng chiếm đoạt lợi ích, đặc biệt khi công ty đối mặt với các ràng buộc tài chính. Tương tự, Su & cộng sự (2021) phát hiện tại ngành dược phẩm Trung Quốc rằng hiệu quả đầu tư đạt mức cao nhất khi cả đòn bẩy và mức độ tập trung sở hữu đều thấp, hàm ý sự kết hợp giữa hai yếu tố này có thể làm suy giảm hiệu quả hoạt động. Tại Việt Nam, do sở hữu tập trung cao và cơ chế bảo vệ cổ đông nhỏ yếu, khả năng chiếm đoạt được dự báo lấn át vai trò giám sát. Do đó:

H2: Mức độ tập trung sở hữu làm gia tăng tác động tiêu cực của đòn bẩy tài chính lên tăng trưởng của doanh nghiệp.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mẫu và dữ liệu

Mẫu nghiên cứu gồm các công ty phi tài chính niêm yết trên HOSE và HNX. Các công ty tài chính bị loại

trừ do có cấu trúc vốn, quy định và hoạt động đặc thù, khiến các chỉ số đòn bẩy của họ không thể so sánh trực tiếp với các doanh nghiệp khác.

Dữ liệu được thu thập cho giai đoạn 11 năm, từ năm 2015 đến năm 2025. Giai đoạn này được lựa chọn một cách có chủ đích. Mốc bắt đầu năm 2015 cho phép nghiên cứu phân tích trong bối cảnh nền kinh tế Việt Nam đã đi vào giai đoạn ổn định và hội nhập sâu rộng hơn sau quá trình tái cấu trúc hậu khủng hoảng tài chính toàn cầu. Quan trọng hơn, giai đoạn này bao quát cả những biến động kinh tế vĩ mô đáng kể, đặc biệt là đại dịch COVID-19, cho phép mô hình kiểm soát các cú sốc chung trên toàn thị trường. Việc kết thúc vào năm 2025 đảm bảo tính cập nhật và phù hợp với bối cảnh kinh tế gần nhất.

Dữ liệu tài chính và quản trị của các công ty được thu thập từ nền tảng dữ liệu chuyên sâu FiinPro. Mẫu ban đầu bao gồm 784 công ty phi tài chính. Nghiên cứu tiến hành loại bỏ: (i) các công ty có dữ liệu tài chính không đầy đủ cho các biến cần thiết trong mô hình; và (ii) các công ty có ít hơn 3 năm quan sát liên tiếp để đảm bảo tính cân bằng và hiệu quả của phân tích dữ liệu bảng. Sau quá trình sàng lọc, mẫu cuối cùng bao gồm 438 công ty, tương ứng với 4.120 quan sát công ty-năm. Để giảm thiểu ảnh hưởng của các giá trị cực đoan có thể làm sai lệch kết quả hồi quy, tất cả các biến liên tục trong mô hình đều được xử lý bằng kỹ thuật chặn ở phân vị thứ 1 và 99.

3.2. Đo lường các biến

Biến phụ thuộc của nghiên cứu là tăng trưởng doanh nghiệp (Growth). Theo thông lệ trong các nghiên cứu trước đây (ví dụ: Oliveira & Kayo, 2020), bài viết sử dụng tốc độ tăng trưởng của tổng tài sản làm thước đo chính. Thước đo này phản ánh sự gia tăng về quy mô hoạt động và năng lực sản xuất của doanh nghiệp thông qua các quyết định đầu tư, và nó ít bị ảnh hưởng bởi các kỹ thuật kế toán làm thay đổi doanh thu hoặc lợi nhuận so với các thước đo khác. Dữ liệu tổng tài sản cuối kỳ được lấy trực tiếp từ bảng cân đối kế toán của các công ty.

Biến độc lập chính là đòn bẩy tài chính (Lev). Kế thừa từ các nghiên cứu nền tảng về cấu trúc vốn (ví dụ: Rajan & Zingales, 1995), bài viết đo lường đòn bẩy bằng tỷ lệ tổng nợ trên tổng vốn chủ sở hữu. Thước đo này trực tiếp phản ánh mức độ rủi ro tài chính từ góc nhìn của cổ đông, là trung tâm của các xung đột lợi ích được thảo luận trong lý thuyết đại diện. Dữ liệu tổng nợ và tổng vốn chủ sở hữu được thu thập từ bảng cân đối kế toán đã được kiểm toán của công ty.

Biến điều tiết là mức độ tập trung sở hữu (Conc). Để nắm bắt quyền lực của các cổ đông lớn, nghiên cứu sử dụng tỷ lệ sở hữu của 5 cổ đông lớn nhất (Top5), một thước đo phổ biến trong các nghiên cứu về quản trị công ty tại các thị trường mới nổi (He & cộng sự, 2025). Thước đo này phản ánh khả năng một nhóm nhỏ cổ

Bảng 1. Định nghĩa và đo lường các biến

Biến	Ký hiệu	Định nghĩa và cách đo lường
Biến phụ thuộc		
Tăng trưởng doanh nghiệp	Growth	$(\text{Tổng tài sản}_{it} - \text{Tổng tài sản}_{i,t-1}) / \text{Tổng tài sản}_{i,t-1}$
Thước đo thay thế	SGR	$(\text{Doanh thu thuần}_{it} - \text{Doanh thu thuần}_{i,t-1}) / \text{Doanh thu thuần}_{i,t-1}$
Biến độc lập		
Đòn bẩy tài chính	Lev	Tổng nợ / Tổng vốn chủ sở hữu
Thước đo thay thế	TD/TA	Tổng nợ / Tổng tài sản
Biến điều tiết		
Tập trung sở hữu	Conc	Tỷ lệ sở hữu của 5 cổ đông lớn nhất (Top5)
Thước đo thay thế	HHI5	Chỉ số Herfindahl-Hirschman của 5 cổ đông lớn nhất
Biến kiểm soát		
Quy mô công ty	Size	Logarit tự nhiên của tổng tài sản
Tỷ suất sinh lời	ROA	Lợi nhuận sau thuế / Tổng tài sản
Cấu trúc tài sản	Tang	Tài sản cố định hữu hình / Tổng tài sản
Tuổi công ty	Age	Logarit tự nhiên của (Năm hiện tại - Năm thành lập + 1)
Khả năng thanh khoản	Liq	Tài sản ngắn hạn / Nợ ngắn hạn
Cơ hội tăng trưởng	MB	Giá trị thị trường của vốn chủ sở hữu / Giá trị sổ sách của vốn chủ sở hữu

Nguồn: Tác giả tổng hợp

đồng có thể phối hợp để gây ảnh hưởng hoặc kiểm soát các quyết định của công ty, một đặc điểm nổi bật của bối cảnh Việt Nam. Dữ liệu về cơ cấu cổ đông được thu thập từ các báo cáo thường niên và báo cáo quản trị của công ty. Bảng 1 tóm tắt định nghĩa và cách đo lường của tất cả các biến được sử dụng trong nghiên cứu.

3.3. Mô hình và phương pháp ước lượng

Để kiểm định các giả thuyết đã đưa ra, nghiên cứu xây dựng một mô hình hồi quy dữ liệu bảng. Cụ thể, để kiểm định tác động trực tiếp của đòn bẩy tài chính (H1) và vai trò điều tiết của mức độ tập trung sở hữu (H2), nghiên cứu sử dụng mô hình có chứa biến tương tác sau:

$$Growth_{it} = \beta_0 + \beta_1 Lev_{it} + \beta_2 Conc_{it} + \beta_3 (Lev_{it} \times Conc_{it}) + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 ROA_{it} + \beta_6 Tang_{it} + \beta_7 Age_{it} + \beta_8 Liq_{it} + \beta_9 MB_{it} + \eta_i + \delta_t + \varepsilon_{it}$$

Trong đó,

i và t lần lượt là chỉ số của công ty và năm;

$Growth_{it}$ là tốc độ tăng trưởng của công ty i tại năm t ;

Lev_{it} là đòn bẩy tài chính;

$Conc_{it}$ là mức độ tập trung sở hữu;

Biến tương tác ($Lev_{it} \times Conc_{it}$) là trọng tâm để kiểm định giả thuyết H2.

Các biến kiểm soát bao gồm: Size, ROA, Tang, Age, Liq, và MB. η_i là các ảnh hưởng cố định không quan sát được của từng công ty; δ_t là các ảnh hưởng cố định theo thời gian để kiểm soát các cú sốc kinh tế vĩ mô chung cho cả mẫu, và ε_{it} là sai số ngẫu nhiên.

Để giải quyết vấn đề nội sinh tiềm tàng (do quan hệ nhân quả hai chiều và tính động), nghiên cứu áp dụng phương pháp Mô men tổng quát hệ thống (Sys-GMM) của Arellano & Bover (1995) và Blundell & Bond (1998) làm kỹ thuật ước lượng chính. Sys-GMM sử dụng các giá trị trễ của biến làm công cụ để kiểm soát nội sinh, với tính hợp lệ được kiểm định qua thử nghiệm AR(2) và kiểm định Hansen (1982). Mô hình ảnh hưởng cố định (FE) được dùng làm cơ sở so sánh ban đầu.

Nhằm củng cố độ tin cậy, một loạt kiểm định độ vững được tiến hành, bao gồm: sử dụng sai số chuẩn Driscoll & Kraay (1998) để xử lý phụ thuộc chéo, dùng các thước đo thay thế, phân tích trên các mẫu con (doanh nghiệp nhà nước và tư nhân), và kiểm tra mối quan hệ phi tuyến. Toàn bộ phân tích được thực hiện bằng phần mềm Stata 17.0.

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả và phân tích tương quan

Trước khi đi vào phân tích hồi quy, việc xem xét các đặc điểm cơ bản của dữ liệu là cần thiết để có cái nhìn tổng quan về mẫu nghiên cứu. Bảng 2 trình bày thống kê mô tả cho tất cả các biến được sử dụng trong mô hình.

Bảng 2 cho thấy tốc độ tăng trưởng tài sản trung bình của các công ty trong mẫu là 12,5%, phản ánh sự năng động của nền kinh tế. Đáng chú ý, đòn bẩy tài chính (Lev) có giá trị trung bình là 1,251, cho thấy các doanh nghiệp Việt Nam có xu hướng sử dụng nợ vay đáng kể. Đặc điểm nổi bật của bối cảnh Việt Nam là mức độ tập trung sở hữu (Conc) rất cao, với 5 cổ đông lớn nhất nắm giữ trung bình 58,2% cổ phần, cho thấy quyền lực chi phối tập trung vào một nhóm nhỏ.

Kết quả phân tích ma trận tương quan cho thấy mối tương quan sơ bộ giữa đòn bẩy tài chính (Lev) và tăng trưởng (Growth) là -0,158, cung cấp bằng chứng ban đầu ủng hộ giả thuyết H1. Các hệ số tương quan khác đều có giá trị tuyệt đối dưới 0,8. Quan trọng hơn, kết quả kiểm định VIF cho thấy hệ số VIF trung bình là 1,45 và không có biến nào có VIF vượt quá 2,13, đều thấp hơn nhiều so với ngưỡng 10. Điều này khẳng định rằng hiện tượng đa cộng tuyến không phải là vấn đề đáng lo ngại trong mô hình nghiên cứu.

4.2. Kết quả hồi quy chính

Bảng 3 trình bày kết quả từ các mô hình hồi quy Sys-GMM, được xây dựng tuần tự để kiểm định các giả thuyết.

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến nghiên cứu

Biến	Ký hiệu	Quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Tối thiểu	Trung vị	Tối đa
Tăng trưởng doanh nghiệp	Growth	4.120	0,125	0,210	-0,315	0,102	0,824
Đòn bẩy tài chính	Lev	4.120	1,251	1,503	0,052	0,954	6,138
Tập trung sở hữu	Conc	4.120	0,582	0,154	0,211	0,595	0,903
Quy mô công ty	Size	4.120	26,53	1,52	23,88	26,41	29,75
Tỷ suất sinh lời	ROA	4.120	0,045	0,081	-0,152	0,041	0,256
Cấu trúc tài sản	Tang	4.120	0,413	0,224	0,035	0,401	0,855
Tuổi công ty	Age	4.120	2,80	0,71	1,39	2,83	4,11
Khả năng thanh khoản	Liq	4.120	1,61	1,12	0,45	1,38	5,20
Cơ hội tăng trưởng	MB	4.120	1,85	1,41	0,62	1,55	7,34

Nguồn: Tác giả tổng hợp từ FiinPro và tính toán.

Bảng 3. Kết quả hồi quy Sys-GMM tác động của đòn bẩy và tập trung sở hữu lên tăng trưởng

Biến	(1)	(2)	(3)
Biến độc lập			
Đòn bẩy tài chính (Lev)		-0,038*** (0,011)	-0,042*** (0,014)
Biến điều tiết			
Tập trung sở hữu (Conc)			-0,028 (0,045)
Biến tương tác			
Lev × Conc			-0,055** (0,025)
Biến kiểm soát			
Quy mô (Size)	-0,021** (0,009)	-0,025*** (0,009)	-0,027*** (0,010)
Tỷ suất sinh lời (ROA)	0,452*** (0,068)	0,461*** (0,070)	0,475*** (0,072)
Cấu trúc tài sản (Tang)	-0,033 (0,024)	-0,025 (0,025)	-0,021 (0,026)
Tuổi công ty (Age)	-0,015* (0,008)	-0,018* (0,009)	-0,019** (0,009)
Thanh khoản (Liq)	0,019** (0,008)	0,024*** (0,009)	0,028*** (0,009)
Cơ hội tăng trưởng (MB)	0,035*** (0,007)	0,038*** (0,007)	0,041*** (0,008)
Hằng số	0,214* (0,115)	0,255** (0,120)	0,281** (0,128)
Kiểm định			
Số quan sát	4.120	4.120	4.120
Số công ty	438	438	438
p-value AR(2)	0,231	0,245	0,254
p-value Hansen test	0,176	0,192	0,188

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

Nguồn: Tác giả tính toán từ Stata 17.0

Kết quả hồi quy trong Bảng 3 cho thấy, ở mô hình đầy đủ (cột 3), hệ số của biến đòn bẩy tài chính (Lev) là -0,042 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%, khẳng định giả thuyết H1: đòn bẩy tài chính có tác động tiêu cực đến tăng trưởng doanh nghiệp. Quan trọng hơn, hệ số của biến tương tác (Lev × Conc) là -0,055 và có ý nghĩa thống kê ở mức 5%. Kết quả này ủng hộ giả thuyết H2, cho thấy mức độ tập trung sở hữu làm trầm trọng thêm tác động tiêu cực của đòn bẩy lên tăng trưởng. Các giá trị p-value của kiểm định AR(2) và Hansen đều lớn hơn 0,1, cho thấy mô hình Sys-GMM được đặc tả tốt và các biến công cụ là hợp lệ.

4.3. Các kiểm định độ vững

Để đảm bảo rằng các kết quả chính không phải là ngẫu nhiên và có độ tin cậy cao, nghiên cứu tiến hành một số kiểm định độ vững, kết quả thể hiện ở Bảng 4.

Bảng 4. Kết quả các kiểm định độ vững

Biến	(1) Sys-GMM (Chính)	(2) FE	(3) D-K SEs	(4) Biến phụ thuộc: SGR	(5) Biến độc lập: TD/TA	(6) Biến điều tiết: HHI5
Biến chính						
Lev	-0,042*** (0,014)	-0,039*** (0,013)	-0,042*** (0,015)	-0,051** (0,022)		-0,040*** (0,014)
TD/TA				-0,065*** (0,021)		
Conc	-0,028 (0,045)	-0,021 (0,041)	-0,028 (0,048)	-0,045 (0,061)	-0,031 (0,046)	
HHI5						-0,058* (0,033)
Biến tương tác						
Lev × Conc	-0,055** (0,025)	-0,048** (0,023)	-0,055** (0,027)	-0,068** (0,031)		
TD/TA × Conc				-0,081** (0,039)		
Lev × HHI5						-0,073** (0,035)
Biến kiểm soát	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Kiểm định						
Số quan sát	4.120	4.120	4.120	4.098	4.120	4.120
Số công ty	438	438	438	435	438	438
R ² hiệu chỉnh		0,285				
p-value AR(2)	0,254		0,254	0,281	0,266	0,249
p-value Hansen	0,188		0,188	0,203	0,195	0,191

Chú thích: Sai số chuẩn trong ngoặc đơn; ***, **, và * lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5%, và 10%; Tất cả các mô hình đều bao gồm các biến kiểm soát như trong Bảng 4 nhưng không được trình bày để tiết kiệm không gian.

Bảng 4 nhưng không được trình bày từ Bảng 3 để tiện so sánh; Cột (2) sử dụng mô hình hồi quy Ảnh hưởng Cố định (FE); Cột (3) sử dụng mô hình Sys-GMM với sai số chuẩn Driscoll-Kraay (D-K) để điều chỉnh cho sự phụ thuộc chéo; Cột (4) sử dụng Tốc độ tăng trưởng doanh thu (SGR) làm biến phụ thuộc thay thế; Cột (5) sử dụng tỷ lệ Tổng nợ/Tổng tài sản (TD/TA) làm thước đo đòn bẩy thay thế; Cột (6) sử dụng chỉ số Herfindahl-Hirschman của 5 cổ đông lớn nhất (HHI5) làm thước đo tập trung sở hữu thay thế.

Nguồn: Tác giả tính toán từ Stata 17.0

Bảng 4 cho thấy tác động tiêu cực của đòn bẩy và vai trò khuếch đại của tập trung sở hữu vẫn nhất quán và vững chắc. Điều này củng cố mạnh mẽ độ tin cậy của các kết luận nghiên cứu, khẳng định rằng chúng không phụ thuộc vào một đặc tả mô hình hay cách đo lường cụ thể.

Để xem xét liệu có khác biệt giữa các loại hình doanh nghiệp khác nhau hay không, nghiên cứu chia mẫu thành hai nhóm: (1) các doanh nghiệp có sở hữu nhà nước (SOEs) và (2) các doanh nghiệp tư nhân. Bảng 5 trình bày kết quả hồi quy Sys-GMM cho từng mẫu con (cột 1 và 2). Cuối cùng, để khám phá khả năng tồn tại một mối quan hệ phi tuyến giữa đòn bẩy và tăng trưởng, nghiên cứu thêm biến bình phương của đòn bẩy (Lev^2) vào mô hình chính trên toàn bộ mẫu. Kết quả được trình bày ở cột (3) của Bảng 5.

Bảng 5. Kết quả kiểm định độ vững – Phân tích mẫu con và Mối quan hệ phi tuyến			
Biến	(1) Doanh nghiệp Nhà nước	(2) Doanh nghiệp tư nhân	(3) Toàn mẫu (Phi tuyến)
Biến chính			
Đòn bẩy (Lev)	-0,051*** (0,018)	-0,035** (0,016)	0,059** (0,027)
Lev^2			-0,022*** (0,008)
Tập trung sở hữu ($Conc$)	-0,039 (0,051)	-0,019 (0,048)	
$Lev \times Conc$	-0,078*** (0,029)	-0,031 (0,028)	
Biến kiểm soát			
Quy mô ($Size$)	-0,031** (0,013)	-0,024** (0,011)	-0,026*** (0,009)
Tỷ suất sinh lời (ROA)	0,415*** (0,085)	0,491*** (0,078)	0,468*** (0,071)
Cấu trúc tài sản ($Tang$)	-0,028 (0,030)	-0,019 (0,029)	-0,024 (0,025)
Tuổi công ty (Age)	-0,022* (0,012)	-0,017* (0,010)	-0,018* (0,009)
Thanh khoản (Liq)	0,021* (0,011)	0,030*** (0,010)	0,025*** (0,009)
Cơ hội tăng trưởng (MB)	0,031*** (0,009)	0,045*** (0,008)	0,039*** (0,007)
Hàng số	0,310** (0,145)	0,265** (0,133)	0,248** (0,122)
Kiểm định			
Số quan sát	1.250	2.870	4.120
Số công ty	131	307	438
p-value AR(2)	0,288	0,261	0,249
p-value Hansen test	0,215	0,198	0,193

*Chú thích: Sai số chuẩn trong ngoặc đơn; ***, **, và * lần lượt biểu thị mức ý nghĩa thống kê 1%, 5%, và 10%. Tất cả các mô hình đều là ước lượng Sys-GMM và bao gồm các biến kiểm soát. Cột (1) và (2) trình bày kết quả cho các mẫu con doanh nghiệp nhà nước và tư nhân. Cột (3) sử dụng toàn bộ mẫu và thêm biến bình phương của đòn bẩy (Lev^2) để kiểm tra mối quan hệ phi tuyến; do đó, biến $Conc$ và biến tương tác không được đưa vào mô hình này.*

Nguồn: Tác giả tính toán từ Stata 17.0

Kết quả phân tích trên hai mẫu con cho thấy ở nhóm doanh nghiệp nhà nước (cột 1), hệ số của biến tương tác ($Lev \times Conc$) là -0,078 và có ý nghĩa thống kê ở mức 1%. Ngược lại, ở nhóm doanh nghiệp tư nhân (cột 2), hệ số này nhỏ hơn đáng kể và không có ý nghĩa thống kê. Điều này cho thấy vai trò điều tiết tiêu cực của mức độ tập trung sở hữu lên mối quan hệ giữa đòn bẩy và tăng trưởng chủ yếu được thúc đẩy bởi các doanh nghiệp nhà nước. Phát hiện này hàm ý rằng trong bối cảnh SOEs, nơi các cơ chế giám sát bên ngoài có thể yếu hơn, việc tập trung quyền lực vào một nhóm cổ đông lớn càng làm trầm trọng thêm các vấn đề đại diện khi công ty có đòn bẩy tài chính cao.

Kết quả kiểm định mối quan hệ phi tuyến cho thấy sự tồn tại của một mối quan hệ dạng chữ U ngược. Cụ thể, hệ số của biến Lev là dương và có ý nghĩa thống kê (0,059, $p < 0,05$), trong khi hệ số của biến Lev^2 là âm và có ý nghĩa thống kê cao (-0,022, $p < 0,01$). Điều này ngụ ý rằng, khi đòn bẩy tăng lên từ mức thấp, nó có tác dụng thúc đẩy tăng trưởng. Tuy nhiên, sau khi vượt qua một ngưỡng nhất định, việc tăng thêm đòn bẩy

sẽ bắt đầu kim hãm tăng trưởng. Phát hiện này hoàn toàn phù hợp với lý thuyết đánh đổi (Trade-off Theory). Dựa trên các hệ số ước tính, điểm uốn của đường cong, hay ngưỡng đòn bẩy tối ưu, được xác định ở mức xấp xỉ 1,34 (tính bằng $-\beta_1/(2\beta_2)$).

5. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Phát hiện về tác động tiêu cực tổng thể của đòn bẩy (H1) nhất quán với Oliveira & Kayo (2020), Pandey & Sahu (2019) và Akhtar & cộng sự (2022), ủng hộ lập luận đầu tư dưới mức của Myers (1977). Tuy nhiên, điểm mới của nghiên cứu nằm ở việc phát hiện quan hệ phi tuyến dạng chữ U ngược, qua đó làm sáng tỏ điểm chưa thống nhất giữa quan điểm kỷ luật của nợ (Jensen, 1986) và quan điểm đầu tư dưới mức (Myers, 1977): nợ thúc đẩy tăng trưởng đến ngưỡng tối ưu ($\approx 1,34$) trước khi đảo chiều. Tại Việt Nam, nơi doanh nghiệp phụ thuộc lớn vào tín dụng ngân hàng, ở mức nợ thấp, doanh nghiệp dễ tiếp cận vốn để tăng trưởng, nhưng khi vượt ngưỡng, rủi ro kiệt quệ khiến ngân hàng siết tín dụng, làm suy giảm nghiêm trọng các cơ hội đầu tư.

Đóng góp cốt lõi của nghiên cứu nằm ở vai trò điều tiết của tập trung sở hữu (H2). Khác với kỳ vọng giám sát, kết quả cho thấy tập trung quyền lực làm gia tăng tác động tiêu cực của đòn bẩy (hệ số tương tác -0,055), ủng hộ quan điểm chiếm đoạt của cổ đông lớn trong lý thuyết đại diện loại II (Shleifer & Vishny, 1997) và đồng thuận với He & cộng sự (2025). So với Su & cộng sự (2021) vốn chỉ xem xét hiệu quả hoạt động, nghiên cứu mở rộng bằng chứng sang khía cạnh tăng trưởng. Sự khác biệt rõ rệt giữa doanh nghiệp nhà nước (hệ số -0,078, ý nghĩa 1%) và tư nhân (không có ý nghĩa) là minh chứng cho bối cảnh Việt Nam. Tại doanh nghiệp nhà nước, cơ chế giám sát thị trường yếu hơn và mục tiêu hoạt động không hoàn toàn vì lợi nhuận (Vo & Phan, 2013; Jiang & Kim, 2020), tạo môi trường cho cổ đông kiểm soát chuyển hướng nguồn lực khi đối mặt với rủi ro nợ vay, làm trầm trọng thêm tình trạng thiếu hụt đầu tư.

6. Kết luận và hàm ý

6.1. Kết luận

Nghiên cứu này tái khẳng định đòn bẩy tài chính là một “con dao hai lưỡi”, nhưng đồng thời chỉ ra rằng cấu trúc sở hữu chính là yếu tố quyết định lưỡi dao đó sẽ hướng về đâu. Trong bối cảnh quản trị chưa hoàn thiện, đặc biệt tại các doanh nghiệp nhà nước, quyền lực tập trung không đóng vai trò giám sát mà trở thành công cụ khuếch đại rủi ro, biến nợ vay từ động lực tăng trưởng thành gánh nặng kim hãm doanh nghiệp. Phát hiện về ngưỡng đòn bẩy tối ưu cho thấy việc sử dụng nợ không phải là tốt hay xấu một cách tuyệt đối, mà phụ thuộc vào bối cảnh quản trị và khả năng kiểm soát rủi ro. Điều này cho thấy, hành trình tăng trưởng của doanh nghiệp không chỉ là câu chuyện về vốn, mà còn là bài toán về quản trị quyền lực. Do đó, việc củng cố một môi trường quản trị minh bạch và cân bằng không chỉ là trách nhiệm đạo đức, mà còn là một chiến lược tài chính khôn ngoan để đảm bảo sự phát triển bền vững.

6.2. Hàm ý quản trị

Từ các kết quả thực nghiệm, nghiên cứu đề xuất một số hàm ý quản trị trực tiếp cho các nhà quản lý tại công ty phi tài chính niêm yết ở Việt Nam:

Quản trị đòn bẩy theo ngưỡng tối ưu, không triệt tiêu nợ vay: Quan hệ phi tuyến (hệ số Lev dương 0,059; Lev² âm -0,022) hàm ý tồn tại “ngưỡng đòn bẩy tối ưu” khoảng 1,34. Nhà quản trị nên chủ động duy trì cấu trúc vốn quanh ngưỡng này để tối đa hóa lợi ích tầm chắn thuế và vai trò kỷ luật của nợ, đồng thời hạn chế rủi ro kiệt quệ tài chính và chi phí đại diện.

Tăng cường quản trị công ty là điều kiện tiên quyết khi sử dụng đòn bẩy cao: Hệ số tương tác âm (Lev $\times$ Conc = -0,055), đặc biệt mạnh ở doanh nghiệp nhà nước (-0,078, ý nghĩa 1%), cho thấy đòn bẩy gây hại hơn nhiều ở các công ty có sở hữu tập trung. Do đó, trước khi gia tăng nợ, các doanh nghiệp có cổ đông lớn chi phối, nhất là doanh nghiệp nhà nước, cần ưu tiên củng cố quản trị nội bộ: tăng cường thành viên hội đồng quản trị độc lập, nâng cao chất lượng ủy ban kiểm toán và minh bạch thông tin, nhằm hạn chế chiếm đoạt, bảo đảm nợ vay phục vụ dự án sinh lời và bảo vệ cổ đông thiểu số.

Tài liệu tham khảo

- Akhtar, M., Yusheng, K., Haris, M., Ain, Q. U., & Javaid, H. M. (2022). Impact of financial leverage on sustainable growth, market performance, and profitability. *Economic Change and Restructuring*, 55(2), 737-774. <https://doi.org/10.1007/s10644-021-09321-z>
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01642-D](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01642-D)
- 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)
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560. <https://doi.org/10.1162/003465398557825>
- Hansen, L. P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029-1054. <https://doi.org/10.2307/1912775>
- He, H., Chen, J., & Fang, J. (2025). How to empower minority shareholders: Chinese practice and literature review. In *Research Handbook on Corporate Governance in China* (pp. 338-358). <https://doi.org/10.4337/9781035312610.00025>
- Jensen, M. C. (1986). Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *The American Economic Review*, 76(2), 323-329. <https://www.jstor.org/stable/1818789>
- Jensen, M. C., & Meckling, W. H. (2019). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. In *Corporate governance* (pp. 77-132). Gower. <https://www.taylorfrancis.com/chapters/edit/10.4324/9781315191157-9/theory-firm-managerial-behavior-agency-costs-ownership-structure-michael-jensen-william-meckling>
- Jiang, F., & Kim, K. A. (2020). Corporate governance in China: A survey. *Review of Finance*, 24(4), 733-772. <https://doi.org/10.1093/rof/rfaa012>
- Michalkova, L., Stehel, V., Nica, E., & Durana, P. (2021). Corporate management: Capital structure and tax shields. *Marketing and Management of Innovations*, (3), 276-295. https://savearchive.zbw.eu/bitstream/11159/6880/1/1796306851_0.pdf
- Myers, S. C. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, 5(2), 147-175. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(77\)90015-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(77)90015-0)
- Oliveira, R. L., & Kayo, E. K. (2020). Leverage and investment opportunities: The effect on high growth firms. *Revista Contabilidade & Finanças*, 31(83), 302-317. <https://doi.org/10.1590/1808-057x201909140>
- Pandey, K. D., & Sahu, T. N. (2019). Debt financing, agency cost and firm performance: Evidence from India. *Vision*, 23(3), 267-274. <https://doi.org/10.1177/0972262919859203>
- Pham, T. T., & Pham, H. H. (2025). The impact of green governance and the moderating role of institutional ownership on financial reporting quality in VN-Allshare listed companies. *Management (Montevideo)*, 3, 337. <https://doi.org/10.62486/agma2025337>
- Rajan, R. G., & Zingales, L. (1995). What do we know about capital structure? Some evidence from international data. *The Journal of Finance*, 50(5), 1421-1460. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb05184.x>
- Sardo, F., Serrasqueiro, Z., Vieira, E., & Armada, M. R. (2022). Is financial distress risk important for manufacturing SMEs to rebalance the short-term debt ratio?. *The Journal of Risk Finance*, 23(5), 516-534. <https://doi.org/10.1108/JRF-12-2021-0207>
- Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1997). A survey of corporate governance. *The Journal of Finance*, 52(2), 737-783.

<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb04820.x>

- Su, C.Y., Guo, Y.N., Chai, K.C., & Kong, W.W. (2021). R&D investments, debt capital, and ownership concentration: A three-way interaction and lag effects on firm performance in China's pharmaceutical industry. *Frontiers in Public Health*, 9, Article 708832. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2021.708832>
- Vo, D., & Phan, T. (2013). Corporate governance and firm performance: Empirical evidence from Vietnam. *Journal of Economic Development*, 218(October 2013), 62-78. https://jabes.ueh.edu.vn/Content/ArticleFiles/oldbv_en/2013/Thang%2010/5vohongduc.pdf

***Tác giả liên hệ: Phạm Huy Hùng. Email: phamhuyhung0302@gmail.com; phhung.kt@hunre.edu.vn**

VAI TRÒ TRUNG GIAN CỦA DÂN TRÍ TÀI CHÍNH TRONG TÁC ĐỘNG CỦA ĐẶC ĐIỂM TÍNH CÁCH ĐẾN KẾT QUẢ KINH DOANH CỦA DOANH NGHIỆP SIÊU NHỎ DO CÁ NHÂN LÀM CHỦ

Nguyễn Quốc Việt Anh

Nghiên cứu sinh Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: TS4354TC@st.neu.edu.vn

Cao Thị Minh Thu

Trường Đại học Hàng Hải

Email: thuctm@vamaru.edu.vn

Bùi Kiên Trung*

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: trungbk@neu.edu.vn

Mã bài: JED-2853

Ngày nhận bài: 19/01/2026

Ngày nhận bài sửa: 10/06/2026

Ngày duyệt đăng: 15/06/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.2853

Tóm tắt

Nghiên cứu này phân tích vai trò trung gian của dân trí tài chính trong mối quan hệ giữa đặc điểm tính cách và kết quả kinh doanh của doanh nghiệp siêu nhỏ do cá nhân làm chủ tại Việt Nam. Mặc dù các nghiên cứu trước khẳng định đặc điểm tính cách có ảnh hưởng đến kết quả kinh doanh, cơ chế tác động thông qua dân trí tài chính vẫn chưa được làm rõ. Kết quả nghiên cứu cho thấy dân trí tài chính đóng vai trò trung gian một phần trong mối quan hệ giữa đặc điểm tính cách và kết quả kinh doanh. Đặc điểm tính cách tích cực như sự cởi mở để trải nghiệm và sự hướng ngoại không chỉ tác động trực tiếp đến kết quả kinh doanh mà còn tác động gián tiếp thông qua việc cải thiện thái độ và hành vi tài chính. Nghiên cứu đóng góp vào lý thuyết bằng cách làm rõ vai trò của dân trí tài chính như một cơ chế hành vi có thể đào tạo và cải thiện, từ đó giúp giảm bớt các hạn chế do đặc điểm tính cách mang lại.

Từ khóa: Dân trí tài chính, Doanh nghiệp siêu nhỏ, Đặc điểm tính cách, Kết quả kinh doanh.

Mã JEL: D13, H31.

The Mediating Role of Financial Literacy in the Relationship Between Personality Traits and Business Performance of Individually Owned Micro-Enterprises

Abstract

This study examines the mediating role of financial literacy in the relationship between personality traits and the business performance of individually owned micro-enterprises in Vietnam. Although prior studies have established that personality traits influence business performance, the underlying mechanism through financial literacy remains insufficiently explored. The findings indicate that financial literacy serves as a partial mediator in the relationship between personality traits and business performance. Positive personality traits, such as openness to experience and extraversion, not only exert a direct influence on business performance but also affect it indirectly by enhancing the financial attitudes and behaviors of enterprise owners. This study contributes to the literature by clarifying the role of financial literacy as a trainable and improvable behavioral mechanism, which can help mitigate the limitations associated with individual personality traits.

Keywords: Enterprise performance, Financial literacy, Micro-enterprises, Personality traits.

JEL Codes: D13, H31.

1. Giới thiệu

Các doanh nghiệp siêu nhỏ do cá nhân làm chủ đóng vai trò quan trọng trong các nền kinh tế đang chuyển đổi nhờ khả năng thích nghi nhanh với biến động thị trường, linh hoạt trong chuyển hướng kinh doanh (Carlson, 2023; Osei-Assibey & cộng sự, 2012) và tạo việc làm với chi phí tương đối thấp (Dalton & cộng sự, 2020). Tuy nhiên, đây cũng là nhóm doanh nghiệp dễ bị tổn thương do hầu hết các quyết định quản lý, tài chính và kinh doanh đều phụ thuộc vào một cá nhân (Adusei & Adeleye, 2024), trong khi năng lực quản lý tài chính thường còn hạn chế thấp (Hirawati & cộng sự, 2021). Theo Isaga (2018) và Yakob & cộng sự (2021), kết quả kinh doanh là một trong những chỉ tiêu quan trọng nhất phản ánh sự phát triển của doanh nghiệp siêu nhỏ. Mặc dù có thể đo lường bằng các chỉ tiêu tài chính như ROA hay ROE, việc thiếu các báo cáo tài chính chuẩn hóa khiến các nghiên cứu về doanh nghiệp siêu nhỏ thường đánh giá kết quả kinh doanh thông qua khảo sát (Duong & Izumida, 2002).

Nhiều nghiên cứu cho rằng đặc điểm tính cách của chủ doanh nghiệp có ảnh hưởng trực tiếp đến kết quả kinh doanh do sự khác biệt trong cách thức quản lý và ra quyết định (Antoncic & cộng sự, 2018; Hogan, 2004). Tuy nhiên, Dahmen & Rodríguez (2014), Tuffour & cộng sự (2022) đặt vấn đề liệu tác động này có diễn ra trực tiếp hay thông qua các yếu tố trung gian như dân trí tài chính (financial literacy). Các nghiên cứu trước cho thấy dân trí tài chính không chỉ ảnh hưởng trực tiếp đến kết quả kinh doanh mà còn có thể đóng vai trò trung gian trong mối quan hệ giữa đặc điểm tính cách và kết quả kinh doanh (Mayfield & cộng sự, 2008). Tuy nhiên, bằng chứng thực nghiệm về cơ chế này vẫn còn hạn chế, đặc biệt đối với các doanh nghiệp siêu nhỏ trong bối cảnh các nền kinh tế đang chuyển đổi. Trong khi đặc điểm tính cách tương đối ổn định và khó thay đổi, dân trí tài chính lại có thể được cải thiện thông qua đào tạo và kinh nghiệm thực tiễn. Vì vậy, việc làm rõ vai trò trung gian của dân trí tài chính không chỉ giúp giải thích cơ chế tác động của đặc điểm tính cách đến kết quả kinh doanh mà còn cung cấp cơ sở thực tiễn để nâng cao hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp siêu nhỏ.

Nghiên cứu đóng góp vào lý thuyết hành vi tài chính và quản trị doanh nghiệp siêu nhỏ bằng cách làm rõ vai trò của dân trí tài chính như một cơ chế trung gian liên kết đặc điểm tính cách với kết quả kinh doanh trong bối cảnh các nền kinh tế đang chuyển đổi.

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

2.1. Kết quả kinh doanh của doanh nghiệp siêu nhỏ do cá nhân làm chủ

Nghiên cứu này sử dụng định nghĩa doanh nghiệp siêu nhỏ theo Nghị định 80/2021/NĐ-CP: nếu hoạt động trong ngành nông nghiệp, lâm nghiệp, thủy sản, công nghiệp và xây dựng với số lao động tham gia bảo hiểm xã hội trung bình hàng năm tối đa 10 người đồng thời có tổng doanh thu năm hoặc tổng nguồn vốn năm không vượt quá 3 tỷ Đồng; trong ngành thương mại và dịch vụ đổi thành tổng doanh thu không vượt quá 10 tỷ Đồng.

Kết quả kinh doanh thường được hiểu là việc so sánh các giá trị mà doanh nghiệp tạo ra với các giá trị mà chủ sở hữu mong muốn nhận được (Alchian & Demsetz, 1972). Nếu có đủ báo cáo tài chính, kết quả kinh doanh có thể đo lường theo nhiều cách khác nhau bao gồm các chỉ số tài chính như tỷ suất sinh lời, tăng trưởng doanh thu, tỷ lệ lợi nhuận/doanh thu... Các doanh nghiệp siêu nhỏ không thể đo lường theo hướng này bởi quy mô hoạt động quá nhỏ, không đủ nguồn lực để hình thành nên bộ phận kế toán riêng biệt (Platteau & cộng sự, 2017). Để khắc phục hạn chế này, Yakob & cộng sự (2021) đã đề xuất kết quả hoạt động thông qua quan điểm của các chủ doanh nghiệp về 9 tiêu chí phản ánh hiệu quả tài chính gồm: dòng tiền; tỷ suất lợi nhuận gộp; lợi nhuận ròng từ hoạt động kinh doanh; tăng trưởng doanh số; tỷ suất lợi nhuận trên doanh thu; tỷ suất lợi nhuận trên đầu tư; tỷ suất lợi nhuận ròng; tỷ suất lợi nhuận trên vốn chủ sở hữu; khả năng tài trợ hoạt động kinh doanh từ lợi nhuận.

2.2. Phát triển giả thuyết nghiên cứu

2.2.1. Đặc điểm tính cách

Costa & McCrae (2008) cho rằng đặc điểm tính cách là những thuộc tính nội tâm, ổn định và đặc trưng của một người, chi phối cách họ suy nghĩ, cảm nhận và hành động, bao gồm thái độ, hành vi, thói quen và cảm xúc. Đặc điểm tính cách gồm 5 góc độ: Sự cởi mở để trải nghiệm, Sự tận tâm, Sự hướng ngoại, Sự dễ chịu, Sự bất ổn cảm xúc (Kovaleva & cộng sự, 2013; McCrae & Costa, 1987). Schwaba & Bleidorn (2018) nhận định các yếu tố đặc điểm tính cách này chỉ thay đổi đôi chút trong suốt cuộc đời của một người từ 18

tuổi về sau, và vì thế, nó được coi là ổn định. Đặc điểm tính cách là một nhánh trong tâm lý học hành vi, dùng để giải thích tại sao từng cá nhân cụ thể lại hành động như vậy. Đối với các nghiên cứu liên ngành, đặc điểm tính cách được nghiên cứu để thể hiện hành vi của trong đầu tư. Camgoz & cộng sự (2017), Antoncic & cộng sự (2018), Ozer & Mutlu (2019) chia 3 đặc điểm tính cách, đó là Cởi mở để trải nghiệm, Hướng ngoại và Dễ chịu.

Trong các doanh nghiệp siêu nhỏ do cá nhân làm chủ, phần lớn các quyết định quản trị, tài chính và chiến lược đều phụ thuộc vào người điều hành doanh nghiệp. Do đó, đặc điểm tính cách của nhà quản lý có thể ảnh hưởng trực tiếp đến khả năng nhận diện cơ hội kinh doanh, mức độ chấp nhận rủi ro và khả năng thích ứng với biến động thị trường.

Những cá nhân có tính cách cởi mở để trải nghiệm thường dễ tiếp nhận ý tưởng mới và thích nghi với thay đổi, qua đó nâng cao khả năng đổi mới và nắm bắt cơ hội kinh doanh. Người có tính hướng ngoại thường có lợi thế trong giao tiếp, xây dựng mạng lưới quan hệ và tiếp cận khách hàng, giúp mở rộng nguồn lực và thị trường. Trong khi đó, tính cách dễ chịu hỗ trợ việc duy trì các mối quan hệ tích cực với đối tác và khách hàng, góp phần cải thiện hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

Ba đặc điểm tính cách trên thường gắn với sự năng động, cởi mở với các hoạt động liên quan đến kinh doanh và khởi nghiệp, và có tác động đến kết quả kinh doanh (Antoncic & cộng sự, 2018; Bhargava & cộng sự, 2022). Trong nghiên cứu về các yếu tố tác động đến kết quả kinh doanh, ba thành phần tính cách là sự cởi mở để trải nghiệm, hướng ngoại và dễ chịu có mối liên hệ chặt chẽ với nhau thông qua vai trò định hướng tích cực đối với hoạt động kinh doanh. Tính cởi mở tác động đồng thời đến cả hiệu quả tài chính lẫn tăng trưởng, tính hướng ngoại có tương quan dương với hiệu suất quản lý còn tính cách dễ chịu thúc đẩy hiệu suất làm. Điểm chung của cả ba tính cách này là định hướng hành vi tích cực, từ đó tác động đến kết quả kinh doanh.

Ngoài ra, 2 đặc điểm tính cách còn lại là (1) sự tận tâm: thể hiện tinh thần trách nhiệm, sự chính xác và khả năng tổ chức tốt. Những cá nhân này thường thể hiện tính tự giác cao và (2) sự bất ổn về cảm xúc: Người mang đặc điểm tính cách bất ổn trong cảm xúc thường có những yêu cầu tùy tiện, dễ nổi nóng và thường có những thay đổi bất ngờ. Hai đặc điểm còn lại vận hành theo cơ chế tâm lý khác biệt, chủ yếu phản ánh mức độ kiểm soát nội tâm và xu hướng cảm xúc tiêu cực, do đó không chia sẻ cùng ý nghĩa với ba thành phần trên. Nghiên cứu này không sử dụng 2 đặc điểm này trong bài.

Sự phát triển về các phẩm chất con người có thể góp phần giúp các doanh nghiệp siêu nhỏ đưa ra các quyết định chiến lược trong những tình huống khó khăn (Huggins & cộng sự, 2017). Đối với những doanh nghiệp nhỏ và siêu nhỏ, nhà quản lý là người chịu trách nhiệm về kết quả hoạt động của doanh nghiệp (Hogan, 2004). Các nghiên cứu trước ủng hộ quan điểm rằng: đặc điểm tính cách có tác động tích cực đến kết quả kinh doanh của doanh nghiệp siêu nhỏ do cá nhân làm chủ, bởi nếu lãnh đạo là người tận tâm thường là người có xu hướng tiết kiệm, do đó, sẽ làm tăng doanh thu (Khuc & cộng sự, 2022; Lusardi & Mitchell, 2011). Người quản lý có tính cách cởi mở thường tập trung vào việc tìm kiếm các cơ hội mới cho doanh nghiệp, sự sáng tạo và đổi mới của họ cũng góp phần vào sự đổi mới của doanh nghiệp (Antoncic & cộng sự, 2018). Các bằng chứng tương tự cũng được nhìn nhận là ảnh hưởng đến mục tiêu cuối cùng của doanh nghiệp. Do vậy:

H1: Đặc điểm tính cách (gồm sự cởi mở để trải nghiệm, sự hướng ngoại và sự dễ chịu) có tác động tích cực tới Kết quả kinh doanh của doanh nghiệp siêu nhỏ do cá nhân làm chủ.

2.2.2. Dân trí tài chính

Dân trí tài chính được định nghĩa là trình độ hiểu biết cần thiết để cá nhân có thể phân tích thông tin thị trường và đưa ra các quyết định tài chính hợp lý (Lusardi, 2019; Lusardi & Messy, 2023). Nghiên cứu này chia dân trí tài chính thành 2 cấu phần là Thái độ tài chính và Hành vi tài chính – thay vì 3 cấu phần như một số nghiên cứu trước đây (Anh & Vinh, 2022; Khuc & cộng sự, 2022; Quang & Anh, 2019). Thái độ tài chính là cách một cá nhân phản ứng về mặt tâm lý đối với các vấn đề về tài chính trong khi hành vi tài chính là việc một cá nhân quản lý và sử dụng các tài sản tài chính của mình một cách hiệu quả. Dân trí tài chính là biến bậc 2, được cấu thành bởi 2 biến bậc 1 là thái độ tài chính và hành vi tài chính.

Adomako & cộng sự (2016) nhận thấy, trong các doanh nghiệp siêu nhỏ, chủ doanh nghiệp có khả năng quyết định toàn bộ, tức là dân trí tài chính của người điều hành doanh nghiệp đóng góp vào việc hoàn mục

tiêu tài chính của doanh nghiệp và đạt tới sự tăng trưởng vượt trội. Người quản lý có dân trí tài chính cao có khả năng xác định và ứng phó với các thay đổi trên thị trường, từ đó đưa ra các giải pháp hiệu quả để cải thiện hiệu suất kinh doanh (Dahmen & Rodríguez, 2014). Yakob & cộng sự (2021) nhận thấy, việc thiếu hiểu biết về tài chính thường không có tác động đáng kể ở giai đoạn đầu nhưng lại có tác động quyết định đến sự tăng trưởng và tính bền vững của doanh nghiệp nhỏ và vừa trong dài hạn. Những người có thái độ tài chính và hành vi phù hợp có thể đưa ra những quyết định phù hợp hơn trong việc điều hành doanh nghiệp thông qua việc so sánh giá cả của hàng hóa (Hirawati & cộng sự, 2021). Như vậy:

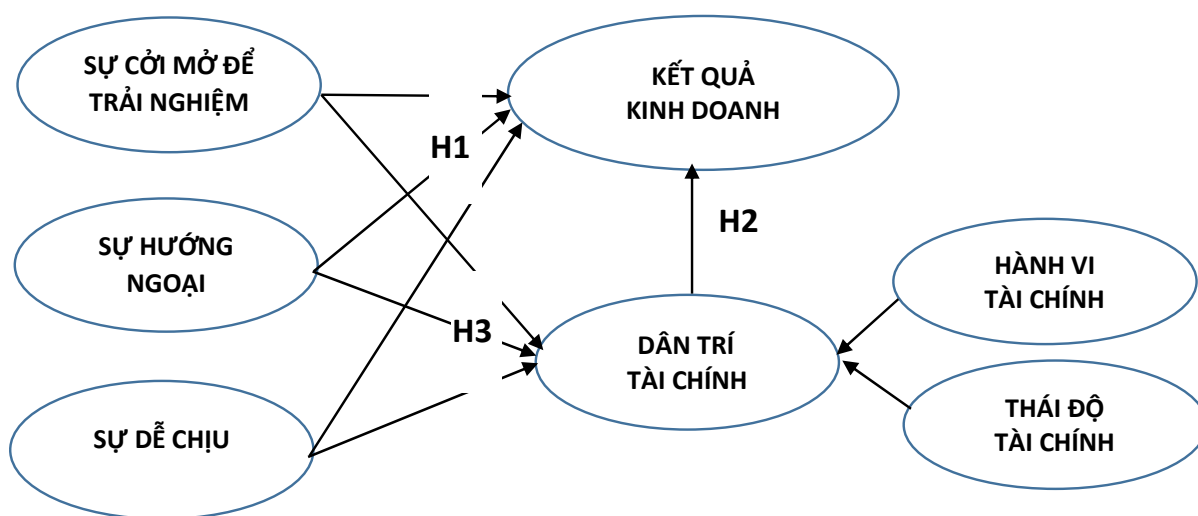
H2: Dân trí tài chính có tác động tích cực tới Kết quả kinh doanh của doanh nghiệp siêu nhỏ do cá nhân làm chủ.

Các nghiên cứu trước đây là đưa ra minh chứng rằng đặc điểm tính cách có tác động đến dân trí tài chính (Mayfield & cộng sự, 2008). Từ đây, một số nghiên cứu đặt ra nghi ngờ rằng dân trí tài chính có thể là biến trung gian trong mối quan hệ giữa đặc điểm tính cách và kết quả kinh doanh của doanh nghiệp siêu nhỏ hay không. Nguyên nhân của việc này là: tùy từng tính cách khác nhau mà các nhà quản lý có thể có những hành vi và thái độ tài chính khác nhau, từ đó hình thành nên các quyết định khác nhau cho doanh nghiệp. Ví dụ, người hướng ngoại thường có xu hướng đầu tư ngắn hạn, trong khi người hay lo âu hoặc không thích rủi ro thường tránh loại hình đầu tư này, người không thích rủi ro cũng ít tham gia đầu tư dài hạn. Hoặc, người có tính cách dễ chịu sẽ khá “thoáng tay” trong việc đưa ra các hành vi tài chính (thường là tiêu nhiều hơn hoặc quyết định nhanh hơn), làm cho khả năng phát triển của doanh nghiệp sẽ cao hơn (Bhargava & cộng sự, 2022). Giả thuyết nghiên cứu được đưa ra là:

H3: Dân trí tài chính là biến trung gian một phần trong tác động của đặc điểm tính cách và kết quả kinh doanh của doanh nghiệp siêu nhỏ do cá nhân làm chủ.

Từ các giả thuyết đã nêu, mô hình nghiên cứu đề xuất như trình bày tại Hình 1.

Hình 1. Mô hình nghiên cứu đề xuất



Nguồn: Nhóm tác giả tổng hợp

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Nghiên cứu sơ bộ và hiệu chỉnh bảng hỏi

Trước khi tiến hành khảo sát chính thức, nghiên cứu thực hiện bước nghiên cứu sơ bộ thông qua phỏng vấn chuyên gia và chủ doanh nghiệp siêu nhỏ nhằm rà soát tính phù hợp của mô hình nghiên cứu và hiệu chỉnh bảng hỏi. Đối tượng tham vấn gồm 6 nhà nghiên cứu trong lĩnh vực quản trị và tài chính doanh nghiệp cùng 7 chủ doanh nghiệp siêu nhỏ tại Việt Nam. Mỗi cuộc trao đổi kéo dài từ 60–70 phút. Các ý kiến thu thập được tập trung vào việc đánh giá tính phù hợp của các khái niệm nghiên cứu, các biến quan sát, cách diễn đạt câu hỏi và mức độ dễ hiểu của bảng hỏi trong bối cảnh doanh nghiệp siêu nhỏ tại Việt Nam. Trên cơ sở các góp ý thu được, nhóm tác giả đã điều chỉnh một số nội dung diễn đạt và hoàn thiện bảng hỏi trước khi triển khai khảo sát chính thức.

3.2. Thu thập và xử lý dữ liệu

Trong nghiên cứu này, đặc điểm tính cách được kế thừa từ Kovaleva & cộng sự (2013), dân trí tài chính được kế thừa từ OECD (2022), Lusardi & Messy (2023). Kết quả kinh doanh được xây dựng dựa trên Yakob & cộng sự (2021). Thang đo Likert 5 cấp độ được sử dụng với điểm 1 – “Hoàn toàn không đồng ý” đến điểm 5 – “Hoàn toàn đồng ý”.

Dân trí tài chính và đặc điểm tính cách là các biến bậc 2, được đo lường bởi các biến bậc 1 là Hành vi tài chính (FB) với 6 items, Thái độ tài chính (FAT) với 7 items, Sự hướng ngoại (EX) với 4 items, Sự cởi mở để trải nghiệm (OP) với 5 items, Sự dễ chịu (AG) với 4 items. Kết quả kinh doanh (PER) với 9 items. Phần mềm SMARTPLS4.0 được nhóm tác giả sử dụng để phân tích dữ liệu và xử lý các biến bậc 1.

Sau khi được hiệu chỉnh bởi phỏng vấn sâu, khảo sát được thực hiện trực tiếp đến các chủ doanh nghiệp siêu nhỏ được khảo sát ngẫu nhiên, tiến hành từ tháng 9/2024 đến tháng 11/2024. Sau khảo sát, nhóm tác giả thu về 368 phiếu, sau khi loại các phiếu khảo sát không hợp lệ, có 333 phiếu được lựa chọn. Kết quả xử lý dữ liệu được thể hiện ở Phần 4.

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

4.1. Mẫu nghiên cứu

Về độ tuổi, Bảng 1 cho thấy, mẫu nghiên cứu phân bố khá đồng đều giữa các nhóm tuổi, trong đó nhóm trên 50 tuổi chiếm tỷ lệ cao nhất (16,9%), nhóm 41-45 tuổi chiếm 15,9%, các nhóm 31-35 và 36-40 tuổi đều chiếm 15%, nhóm 26-30 tuổi chiếm 13,2% và nhóm dưới 25 tuổi chiếm 12,3%. Cơ cấu giới tính trong mẫu khá cân bằng với nam giới chiếm 50,2% và nữ giới chiếm 49,8%.

Bảng 1. Kết quả thống kê mẫu nghiên cứu

Chỉ tiêu		Tần suất	Tỷ lệ (%)
Độ tuổi	Dưới 25	41	12,3
	26 - 30	44	13,2
	31 - 35	50	15
	36 - 40	50	15
	41 - 45	53	15,9
	46 - 50	39	11,7
	Trên 50	56	16,9
Giới tính	Nam	167	50,2
	Nữ	166	49,8
Lĩnh vực hoạt động	Thương mại - dịch vụ	165	50,5
	Lĩnh vực khác	168	49,5
Trình độ học vấn cao nhất	Dưới trung học phổ thông	70	21
	Trung học phổ thông	69	20,7
	Trung cấp chuyên nghiệp và dạy nghề	68	20,4
	Cao đẳng/Đại học	66	19,8
	Sau đại học	60	18,1
Thời gian hoạt động (năm)	Dưới 5	55	16,5
	5 - 10	63	18,9
	11 - 15	47	14,1
	16 - 20	64	19,2
	21 -25	54	16,2
	Trên 25	50	15,1

Nguồn: Kết quả phân tích của nhóm tác giả.

Xét về lĩnh vực hoạt động, 50,5% chủ doanh nghiệp hoạt động trong lĩnh vực thương mại - dịch vụ và 49,5% hoạt động trong các lĩnh vực khác. Đây là khu vực xuất hiện nhiều nhất trong các doanh nghiệp siêu nhỏ - thường thấy tại các nước có nền kinh tế đang chuyển đổi như Việt Nam (Morgan & Trinh, 2019).

Trình độ học vấn của các chủ doanh nghiệp phân bố tương đối đều giữa các nhóm: dưới THPT (21%), THPT (20,7%), trung cấp chuyên nghiệp và dạy nghề (20,4%), cao đẳng/đại học (19,8%) và sau đại học (18,1%). Về thời gian hoạt động, các doanh nghiệp có độ tuổi khá đa dạng: 5-10 năm và 16-20 năm chiếm tỷ lệ cao nhất lần lượt là 18,9% và 19,2%. Mẫu nghiên cứu có tính đại diện cao khi phân bố tương đối đồng

đều ở các nhóm thuộc tất cả các câu trả lời, phản ánh đa dạng các đặc điểm nhân khẩu học và đặc điểm doanh nghiệp.

4.2. Kết quả mô hình

Sau lần phân tích CFA đầu tiên, các biến quan sát AG1, EX3, EX4, OP5, PER1, PER2 và PER4 có hệ số tải nhân tố thấp hơn ngưỡng khuyến nghị 0,7 nên được loại khỏi mô hình nhằm bảo đảm độ tin cậy và giá trị hội tụ của thang đo. Kết quả này cho thấy một số biến quan sát chưa phản ánh ổn định các khái niệm nghiên cứu trong bối cảnh doanh nghiệp siêu nhỏ tại Việt Nam. Điều này có thể xuất phát từ sự khác biệt trong cách hiểu của người trả lời, đặc điểm tự đánh giá của các thang đo về tính cách hoặc khó khăn trong việc đánh giá các chỉ tiêu kết quả kinh doanh dựa trên cảm nhận chủ quan. Sau khi loại bỏ các biến quan sát không đạt yêu cầu, các thang đo còn lại đều đáp ứng các tiêu chuẩn về độ tin cậy và giá trị hội tụ theo khuyến nghị của (Sarstedt & cộng sự, 2022).

Trong bước phân tích CFA lần 2, nhân tố AG có hệ số tải của các biến quan sát đều nhỏ hơn 0,7, do vậy biến AG được loại bỏ để phân tích CFA lần 3, điều này có thể được giải thích do những người trả lời có xu hướng tự đánh giá quá cao các câu hỏi về đặc điểm tính cách “thân thiện”, “không bắt lỗi người khác” theo hướng tích cực bất kể thực tế. Đồng thời, họ cũng có xu hướng phủ nhận mạnh mẽ các đặc điểm tiêu cực như “lạnh lùng”, “thô lỗ” để tạo ấn tượng tốt trong nghiên cứu. Trong bối cảnh doanh nghiệp, những người điều hành muốn thể hiện mình có những phẩm chất cần thiết cho thành công trong kinh doanh như khả năng làm việc nhóm và quan hệ khách hàng tốt. Kết quả là hầu hết câu trả lời đều tập trung ở các mức độ cực đoan

Bảng 2: Kết quả kiểm định độ tin cậy thang đo

Đo lường các chỉ báo	Hệ số tải	AVE	CR	Cronbach Alpha
Sự hướng ngoại (EX)		0,821	0,913	0,782
Tôi thoải mái và thân thiện với mọi người.	0,886			
Tôi thấy mình là người nhiệt tình.	0,927			
Sự cởi mở để trải nghiệm (OP)		0,736	0,904	0,866
Tôi thấy mình là người đề cao nghệ thuật và các trải nghiệm mang tính thẩm mỹ.	0,831			
Tôi thấy mình là người hay tò mò.	0,826			
Tôi thấy mình là người có khả năng tưởng tượng phong phú.	0,879			
Tôi thấy bản thân là một người có tính sáng tạo.	0,832			
Thái độ tài chính (FAT)		0,777	0,968	0,959
Tôi luôn cập nhật thông tin tình hình tài chính.	0,843			
Tôi có kiến thức tài chính cá nhân tốt.	0,896			
Tôi có hiểu biết tốt về các sản phẩm đầu tư tài chính khác nhau.	0,874			
Tôi luôn cập nhật thông tin về các kênh đầu tư khác nhau.	0,886			
Tôi luôn cập nhật thông tin về các hoạt động của thị trường chứng khoán.	0,889			
Tôi tự tin về việc quản lý các vấn đề liên quan đến kênh đầu tư tài chính của mình.	0,868			
Tôi hiểu rõ vai trò của các đại lý môi giới trong đầu tư.	0,884			
Hành vi tài chính (FB)		0,686	0,931	0,875
Tôi có khả năng chuẩn bị tài chính tốt cho các hoạt động đầu tư.	0,774			
Tôi thích dùng tiền để đầu tư cho dài hạn.	0,752			
Tôi tin rằng nên trả các khoản vay đúng hạn.	0,776			
Tôi không bị hạn chế về tài chính khi ra quyết định đầu tư.	0,788			
Tôi luôn kiểm soát chặt các vấn đề trong hoạt động đầu tư tài chính của mình.	0,826			
Tôi luôn ghi chép lại tất cả hoạt động đầu tư cá nhân.	0,815			
Kết quả kinh doanh (PER)		0,689	0,913	0,892
Doanh nghiệp của tôi đạt lợi nhuận ròng ở mức tốt.	0,766			
Doanh nghiệp của tôi bán hàng thu được lợi nhuận cao.	0,883			
Doanh nghiệp của tôi có lợi tức từ đầu tư tăng trưởng tốt.	0,892			
Tỷ lệ lợi nhuận trên doanh thu cao.	0,764			
Doanh nghiệp của tôi có khả năng tài trợ cho tăng trưởng kinh doanh từ lợi nhuận.	0,881			

Nguồn: Kết quả phân tích của nhóm tác giả.

(tức là rất đồng ý với đặc điểm tích cực và rất không đồng ý với đặc điểm tiêu cực).

Kết quả phân tích cuối cùng cho thấy các mục đều có hệ số tải lớn hơn 0,7, điều này có nghĩa là dữ liệu phù hợp với mô hình đo lường giả định. Bảng 2 cho thấy mô hình đảm bảo giá trị hội tụ (Sarstedt & cộng sự, 2022).

Sau khi mô hình đo lường đảm bảo độ tin cậy, nhóm tác giả đánh giá mô hình cấu trúc với biến bậc 2 là Dân trí tài chính (FL). Kết quả phân tích tại Bảng 3 cho thấy Đặc điểm tính cách và dân trí tài chính có ảnh hưởng tích cực tới Kết quả kinh doanh.

Bảng 3: Kết quả kiểm định giả thuyết

Mối quan hệ	Giả thuyết	Hệ số hồi quy chuẩn hóa	P-value	Kết luận
Sự cởi mở để trải nghiệm → Kết quả kinh doanh	H1	0,074	0,018	Ứng hộ
Sự hướng ngoại → Kết quả kinh doanh		0,042	0,000	Ứng hộ
Dân trí tài chính → Kết quả kinh doanh	H2	0,466	0,000	Ứng hộ
Sự cởi mở để trải nghiệm → Dân trí tài chính → Kết quả kinh doanh		0,238	0,002	Ứng hộ
Sự hướng ngoại → Dân trí tài chính → Kết quả kinh doanh	H3	0,326	0,000	Ứng hộ

Nguồn: Kết quả phân tích của nhóm tác giả.

Hệ số tác động gián tiếp tổng hợp từ đặc điểm tính cách đến kết quả kinh doanh có P-value nhỏ hơn 0,05 cho thấy dân trí tài chính có vai trò trung gian một phần trong mối quan hệ giữa đặc điểm tính cách và kết quả kinh doanh

4.3. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Kết quả nghiên cứu cho thấy đặc điểm tính cách có ảnh hưởng tích cực đến dân trí tài chính và kết quả kinh doanh của doanh nghiệp siêu nhỏ, đồng thời dân trí tài chính cũng tác động tích cực đến kết quả kinh doanh. Kết quả này phù hợp với các nghiên cứu trước của Camgoz & cộng sự (2017), Antoncic & cộng sự (2018) hay Ozer & Mutlu (2019). Trong bối cảnh Việt Nam, chủ doanh nghiệp siêu nhỏ thường trực tiếp đưa ra phần lớn các quyết định quản lý, tài chính và kinh doanh do quy mô lao động hạn chế (Rand & Tarp, 2020), vì vậy đặc điểm tính cách của người điều hành có thể ảnh hưởng đáng kể đến hiệu quả hoạt động của doanh nghiệp.

Điểm đáng chú ý của nghiên cứu là dân trí tài chính đóng vai trò trung gian một phần trong mối quan hệ giữa đặc điểm tính cách và kết quả kinh doanh, qua đó bổ sung thêm bằng chứng thực nghiệm cho các nghiên cứu trước về vai trò của dân trí tài chính đối với hoạt động của doanh nghiệp của Bhargava & cộng sự (2022). Kết quả này cho thấy ảnh hưởng của đặc điểm tính cách đến kết quả kinh doanh không hoàn toàn mang tính cố định mà có thể được hỗ trợ thông qua việc nâng cao dân trí tài chính của chủ doanh nghiệp. Một cơ chế có thể giải thích kết quả này là những cá nhân có tính cách cởi mở để trải nghiệm và hướng ngoại thường chủ động tìm kiếm thông tin, học hỏi kinh nghiệm và mở rộng các mối quan hệ xã hội. Những đặc điểm này tạo điều kiện thuận lợi cho việc tiếp cận, tiếp thu và vận dụng kiến thức tài chính trong hoạt động kinh doanh, từ đó nâng cao chất lượng các quyết định tài chính và cải thiện kết quả kinh doanh. Trong khi đặc điểm tính cách là yếu tố tương đối ổn định và khó thay đổi trong ngắn hạn, dân trí tài chính lại có thể được cải thiện thông qua đào tạo và trải nghiệm thực tiễn. Điều này đặc biệt có ý nghĩa đối với các doanh nghiệp siêu nhỏ trong các nền kinh tế đang chuyển đổi, nơi chủ doanh nghiệp thường thiếu nguồn lực và phải tự đưa ra phần lớn các quyết định tài chính và kinh doanh.

Một kết quả đáng chú ý khác là nhóm biến “dễ chịu” (agreeableness) không đạt yêu cầu về độ tin cậy và bị loại khỏi mô hình nghiên cứu. Kết quả này cho thấy các biến quan sát của đặc điểm dễ chịu chưa phản ánh ổn định khái niệm nghiên cứu trong bối cảnh doanh nghiệp siêu nhỏ tại Việt Nam và cần được tiếp tục kiểm định trong các nghiên cứu tiếp theo.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

5.1. Kết luận

Dân trí tài chính là biến trung gian một phần trong mối quan hệ giữa đặc điểm tính cách và kết quả kinh doanh của doanh nghiệp siêu nhỏ do cá nhân làm chủ. Kết quả này bổ sung cho các nghiên cứu về tính cách con người – được đề xuất bởi Costa & McCrae (2008). Kết quả nghiên cứu cho thấy dân trí tài chính không chỉ là một năng lực hỗ trợ quản trị doanh nghiệp mà còn là cơ chế giúp chuyển hóa các đặc điểm tính cách thành kết quả kinh doanh. Phát hiện này góp phần mở rộng hiểu biết về vai trò của các yếu tố hành vi trong hoạt động của doanh nghiệp siêu nhỏ và gợi mở hướng nghiên cứu tiếp theo về các cơ chế trung gian khác giữa đặc điểm cá nhân và hiệu quả hoạt động doanh nghiệp.

Những phát hiện về mặt thực tiễn tiếp tục ủng hộ các nghiên cứu đi trước cho rằng, đặc điểm tính cách có tác động trực tiếp đến kết quả kinh doanh của các doanh nghiệp siêu nhỏ, bởi người điều hành doanh nghiệp sẽ phải quyết định hầu hết các vấn đề có liên quan.

5.2. Hàm ý chính sách

Kết quả nghiên cứu cho thấy dân trí tài chính không chỉ tác động trực tiếp đến kết quả kinh doanh mà còn đóng vai trò trung gian một phần giữa đặc điểm tính cách và kết quả kinh doanh của doanh nghiệp siêu nhỏ. Điều này hàm ý rằng nâng cao dân trí tài chính có thể trở thành công cụ quan trọng cải thiện hiệu quả hoạt động doanh nghiệp, ngay cả khi đặc điểm tính cách của chủ doanh nghiệp tương đối ổn định và khó thay đổi.

Đối với các cơ quan quản lý và tổ chức hỗ trợ doanh nghiệp, cần ưu tiên xây dựng các chương trình đào tạo tài chính dành riêng cho chủ doanh nghiệp siêu nhỏ, tập trung vào lập kế hoạch tài chính, quản lý dòng tiền và nâng cao năng lực ra quyết định. Đồng thời, cần tăng cường tư vấn và hỗ trợ tài chính để giúp chủ doanh nghiệp vận dụng kiến thức vào thực tiễn điều hành.

Về phía doanh nghiệp, chủ doanh nghiệp cần chủ động nâng cao kiến thức tài chính qua đào tạo, tư vấn hoặc tự học. Việc cải thiện dân trí tài chính không chỉ nâng cao chất lượng quyết định kinh doanh mà còn giúp sử dụng hiệu quả hơn các nguồn lực hiện có, đồng thời tăng khả năng thích ứng với môi trường kinh doanh biến động.

Nghiên cứu tồn tại một số hạn chế: dữ liệu cắt ngang chưa cho phép đánh giá quan hệ nhân quả theo thời gian; dữ liệu tự đánh giá có thể phát sinh sai lệch chủ quan và phương pháp chung. Bối cảnh Việt Nam cũng đòi hỏi thận trọng khi khái quát kết quả. Các nghiên cứu tiếp theo nên mở rộng phạm vi và xem xét vai trò của công nghệ tài chính hoặc điều kiện vùng miền.

Tài liệu tham khảo

- Adomako, S., Danso, A., & Ofori Damoah, J. (2016). The moderating influence of financial literacy on the relationship between access to finance and firm growth in Ghana. *Venture Capital*, 18(1), 43-61. <https://doi.org/10.1080/13691066.2015.1079952>
- Adusei, M., & Adeleye, N. (2024). Start-up microenterprise financing and financial performance of microfinance institutions. *Journal of Small Business & Entrepreneurship*, 36(2), 183-206. <https://doi.org/10.1080/08276331.2020.1842047>
- Alchian, A. A., & Demsetz, H. (1972). Production, information costs, and economic organization. *The American Economic Review*, 62(5), 777-795. <https://www.jstor.org/stable/1815199>
- Anh, K. T., & Vinh, T. T. (2022). Impact of Financial Literacy on Vietnamese Students' Spending Management. *VNU Journal of Economics and Business*, 2(2), 95-102. <https://doi.org/10.57110/jeb.v2i4.4800>
- Antoncic, J. A., Antoncic, B., Grum, D. K., & Ruzzier, M. (2018). The big five personality of the SME manager and their company's performance. *Journal of Developmental Entrepreneurship*, 23(04), 1850021. <https://doi.org/10.1142/S1084946718500218>
- Bhargava, M., Sharma, A., Mohanty, B., & Lahiri, M. M. (2022). Moderating role of personality in relationship to financial attitude, financial behaviour, financial knowledge and financial capability. *International Journal of Sustainable Development and Planning*, 17(6), 1997-2006. <https://doi.org/10.18280/ijstdp.170635>

-
- Camgoz, S. M., Karan, M. B., & Ergeneli, A. (2017). Relationship between the Big-Five personality and the financial performance of fund managers. In *Diversity, conflict, and leadership* (pp. 137-152). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203793084-7>
- Carlson, N. A. (2023). Differentiation in microenterprises. *Strategic Management Journal*, 44(5), 1141-1167. <https://doi.org/10.1002/smj.3463>
- Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (2008). The revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R). In G. J. Boyle, G. Matthews, & D. H. Saklofske (Eds.), *The SAGE handbook of personality theory and assessment* (Vol. 2, pp. 179-198). SAGE.
- Dahmen, P., & Rodríguez, E. (2014). Financial literacy and the success of small businesses: An observation from a small business development center. *Numeracy*, 7(1), 3-15. <http://dx.doi.org/10.5038/1936-4660.7.1.3>
- Dalton, P. S., Nhung, N., & Rüschenpöhler, J. (2020). Worries of the poor: The impact of financial burden on the risk attitudes of micro-entrepreneurs. *Journal of Economic Psychology*, 79, 102198. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2019.102198>
- Duong, P. B., & Izumida, Y. (2002). Rural development finance in Vietnam: A microeconomic analysis of household surveys. *World Development*, 30(2), 319-335. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(01\)00112-7](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00112-7)
- Hirawati, H., Sijabat, Y. P., & Giovanni, A. (2021). Financial literacy, risk tolerance, and financial management of micro-enterprise actors. *Society*, 9(1), 174-186. <https://doi.org/10.33019/society.v9i1.277>
- Hogan, R. (2004). Personality psychology for organizational researchers. In *Personality and organizations* (pp. 27-48). Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781410610034>
- Huggins, R., Prokop, D., & Thompson, P. (2017). Entrepreneurship and the determinants of firm survival within regions: human capital, growth motivation and locational conditions. *Entrepreneurship & Regional Development*, 29(3-4), 357-389. <https://doi.org/10.1080/08985626.2016.1271830>
- Isaga, N. (2018). The relationship of personality to cognitive characteristics and SME performance in Tanzania. *Journal of Small Business and Enterprise Development*, 25(4), 667-686. <https://doi.org/10.1108/JSBED-02-2017-0067>
- Khuc, T. A., Do, H. L., & Pham, B. L. (2022). Factors influencing financial literacy of the poor in rural areas: Empirical research with the case of Vietnam. *Journal of Eastern European and Central Asian Research*, 9(4), 638-650. <https://doi.org/10.15549/jeecar.v9i4.735>
- Kovaleva, A., Beierlein, C., Kemper, C. J., & Rammstedt, B. (2013). Psychometric properties of the BFI-K: A cross-validation study. *The International Journal of Educational and Psychological Assessment*, 13(1), 34-50.
- Lusardi, A. (2019). Financial literacy and the need for financial education: evidence and implications. *Swiss Journal of Economics Statistics*, 155(1), 1-8. <https://doi.org/10.1186/s41937-019-0027-5>
- Lusardi, A., & Messy, F.-A. (2023). The importance of financial literacy and its impact on financial wellbeing. *Journal of Financial Literacy and Wellbeing*, 1(1), 1-11. <https://doi.org/10.1017/flw.2023.8>
- Lusardi, A., & Mitchell, O. S. (2011). Financial literacy and retirement planning in the United States. *Journal of Pension Economics and Finance*, 10(4), 509-525. <https://doi.org/10.1017/S147474721100045X>
- Mayfield, C., Perdue, G., & Wooten, K. (2008). Investment management and personality type. *Financial Services Review*, 17(3), 219-236. <https://doi.org/10.61190/fsr.v17i3.4919>
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. (1987). Validation of the five-factor model of personality across instruments and observers. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52(1), 81-90. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.52.1.81>
- Morgan, P. J., & Trinh, L. Q. (2019). Determinants and impacts of financial literacy in Cambodia and Viet Nam. *Journal of Risk and Financial Management*, 12(1), 19. <https://doi.org/10.3390/jrfm12010019>
- OECD. (2022). *OECD/INFE Toolkit for Measuring Financial Literacy and Financial Inclusion*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/cbc4114f-en>
- Osei-Assibey, E., Bokpin, G. A., & Twerefou, D. K. (2012). Microenterprise financing preference: Testing POH within the context of Ghana's rural financial market. *Journal of Economic Studies*, 39, 84-105. <https://doi.org/10.1108/01443581211192125>
-

-
- Ozer, G., & Mutlu, U. (2019). The effects of personality traits on financial behaviour. *Journal of Business Economics and Finance*, 8(3), 155-164. <https://doi.org/10.17261/Pressacademia.2019.1122>
- Platteau, J.-P., De Bock, O., & Gelade, W. (2017). The demand for microinsurance: A literature review. *World Development*, 94, 139-156. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.01.010>
- Quang, P. T., & Anh, K. T. (2019). Demographic Factors affecting the level of Financial Literacy in Rural Areas: The case of Vietnam. *Polish Political Science Yearbook*, 48(3), 3-9. <https://doi.org/10.15804/ppsy2019301>
- Rand, J., & Tarp, F. (2020). Micro, small, and medium enterprises in Vietnam. *Oxford University Press*. <https://doi.org/10.1093/oso/9780198851189.001.0001>
- Sarstedt, M., Ringle, C. M., & Hair, J. F. (2022). Partial least squares structural equation modeling. In C. Homburg, M. Klarmann, & A. Vomberg (Eds.), *Handbook of Market Research*, 587-632. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-319-57413-4_15
- Schwaba, T., & Bleidorn, W. (2018). Individual differences in personality change across the adult life span. *Journal of Personality*, 86(3), 450-464. <https://doi.org/10.1111/jopy.12327>
- Tuffour, J. K., Gali, A. M., & Tuffour, M. K. (2022). Managerial leadership style and employee commitment: Evidence from the financial sector. *Global Business Review*, 23(3), 543-560. <https://doi.org/10.1177/0972150919874170>
- Yakob, S., Yakob, R., BAM, H.-S., & Rusli, R. Z. A. (2021). Financial literacy and financial performance of small and medium-sized enterprises. *The South East Asian Journal of Management*, 15(1), 72-96. <https://doi.org/10.21002/seam.v15i1.13117>

***Tác giả liên hệ: Bùi Kiên Trung - Email: trungbk@neu.edu.vn**

RỐI LOẠN TĂNG ĐỘNG GIẢM CHÚ Ý VÀ KHỞI SỰ KINH DOANH SỐ TRONG KỶ NGUYÊN GENERATIVE AI

Hà Diệu Linh

Đại học Kinh tế Quốc dân

Email: linhhd@neu.edu.vn

Mã bài báo: JED-3049

Ngày nhận: 02/04/2026

Ngày nhận bản sửa: 20/06/2026

Ngày duyệt đăng: 22/06/2026

DOI: 10.33301/JED.VI.3049

Tóm tắt

Nghiên cứu này xem xét cách đặc điểm rối loạn tăng động giảm chú ý (ADHD) ảnh hưởng đến ý định khởi sự kinh doanh số trong bối cảnh phát triển nhanh chóng của trí tuệ nhân tạo tạo sinh (GenAI). Dựa trên Mô hình sự kiện khởi nghiệp (EEM), nghiên cứu đề xuất rằng đặc điểm ADHD thúc đẩy mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng và chiều sâu; hai dạng sử dụng này tiếp tục củng cố cảm nhận mong muốn và cảm nhận tính khả thi, từ đó gia tăng ý định khởi sự kinh doanh số. Dữ liệu từ 1.025 thanh niên Việt Nam được phân tích bằng PLS-SEM cho thấy tất cả các giả thuyết đều được ủng hộ. Kết quả mở rộng EEM trong bối cảnh khởi sự kinh doanh số thời đại GenAI, đồng thời làm rõ vai trò trung gian của hành vi sử dụng GenAI giữa đặc điểm cá nhân và nhận thức khởi nghiệp. Nghiên cứu cũng gợi ý tăng cường đào tạo GenAI theo hướng thực hành nhằm nâng cao ý định khởi sự kinh doanh số của thanh niên.

Từ khóa: ADHD, GenAI, khởi sự kinh doanh số, mô hình sự kiện khởi nghiệp, ý định khởi nghiệp số.

Mã JEL: M13

ADHD-related characteristics and Digital Entrepreneurship in the Generative AI Era Abstract

This study examines how attention-deficit/hyperactivity disorder (ADHD)-related characteristics influence digital entrepreneurial intention in the context of the rapid development of generative artificial intelligence (GenAI). Drawing on the Entrepreneurial Event Model (EEM), the study proposes that ADHD-related characteristics foster both the breadth and depth of GenAI usage; these two forms of usage, in turn, strengthen perceived desirability and perceived feasibility, thereby enhancing digital entrepreneurial intention. Data from 1,025 Vietnamese young people were analyzed using PLS-SEM, and the results support all hypotheses. The findings extend the EEM to the context of digital entrepreneurship in the GenAI era and clarify the mediating role of GenAI usage between individual characteristics and entrepreneurial cognition. The study also suggests strengthening practice-oriented GenAI training to enhance young people's digital entrepreneurial intention.

Keywords: ADHD, GenAI, digital entrepreneurship, digital entrepreneurial intention, Entrepreneurial Event Model.

JEL Code: M13

1. Giới thiệu

Khởi sự kinh doanh số là việc tạo lập và phát triển các doanh nghiệp hoạt động chủ yếu thông qua công nghệ kỹ thuật số (Nguyen & Nguyen, 2024). So với khởi nghiệp truyền thống, vốn thường phụ thuộc nhiều hơn vào không gian, tài sản và hoạt động vật lý (Dinh & cộng sự, 2018), khởi sự kinh doanh số nhấn mạnh việc khai thác các công cụ số để thiết kế, quản lý và mở rộng các mô hình kinh doanh mới (Elnadi & Gheith, 2023). Đặc điểm này khiến khởi sự kinh doanh số trở thành một lựa chọn phù hợp với thanh niên, những người có mức độ tiếp cận công nghệ cao nhưng còn hạn chế về vốn và kinh nghiệm.

Sự lan tỏa nhanh chóng của trí tuệ nhân tạo tạo sinh (Generative Artificial Intelligence - GenAI) đang làm thay đổi cách cá nhân học hỏi, khám phá cơ hội và phát triển năng lực khởi nghiệp trong nền kinh tế số. Các công cụ như ChatGPT, Copilot hay Gemini cho phép người dùng tạo ý tưởng, phân tích thông tin, xây dựng nội dung và thử nghiệm giải pháp gần như theo thời gian thực, qua đó làm giảm nhiều rào cản truyền thống trong quá trình khởi sự kinh doanh số (Davidsson & Sufyan, 2023; Zhang & cộng sự, 2025). Tuy nhiên, mặc dù GenAI ngày càng hiện diện mạnh mẽ trong học tập và công việc, nghiên cứu hiện nay vẫn chưa giải thích rõ cách sự tương tác với GenAI ảnh hưởng đến ý định khởi sự kinh doanh số của cá nhân.

Nghiên cứu về ý định khởi nghiệp từ lâu được dẫn dắt bởi Mô hình sự kiện khởi nghiệp (Entrepreneurial Event Model – EEM), theo đó, ý định khởi nghiệp được hình thành từ hai đánh giá nhận thức cốt lõi là cảm nhận mong muốn và cảm nhận tính khả thi (Shapero & Sokol, 1982). Dù vậy, khi áp dụng vào bối cảnh số, EEM vẫn chưa làm rõ đầy đủ vai trò của các trải nghiệm công nghệ mới và các đặc điểm cá nhân trong việc định hình hai nhận thức này. Các nghiên cứu gần đây chủ yếu tập trung vào năng lực số, giáo dục khởi nghiệp hoặc các điều kiện hỗ trợ bên ngoài, trong khi còn ít chú ý đến mối quan hệ giữa mức độ sử dụng GenAI và đặc điểm rối loạn tăng động giảm chú ý (Attention Deficit Hyperactivity Disorder – ADHD) với quá trình hình thành ý định khởi sự kinh doanh số (Nguyen & Nguyen, 2024; Nguyen & cộng sự, 2025; Pergelova & cộng sự, 2023).

Đặc điểm liên quan đến ADHD là một yếu tố đáng quan tâm vì các nghiên cứu trước cho thấy những người có đặc điểm này thường có xu hướng tìm kiếm kích thích cao hơn, phản ứng mạnh hơn với phần thưởng tức thời, dễ bị thu hút bởi môi trường giàu tính tương tác và có khuynh hướng khám phá nhiều giải pháp khác nhau (White & Shah, 2011; Tang & cộng sự, 2026). Những đặc điểm này gợi ý rằng GenAI có thể đặc biệt hấp dẫn đối với nhóm cá nhân này, qua đó ảnh hưởng gián tiếp đến quá trình hình thành ý định khởi sự kinh doanh số. Cách tiếp cận này cũng kế thừa và mở rộng hướng nghiên cứu đã được gợi mở trước đó trong bối cảnh khởi nghiệp tại Việt Nam (Duong & Le, 2021).

Trên cơ sở đó, nghiên cứu này mở rộng EEM bằng cách đề xuất rằng đặc điểm ADHD ảnh hưởng đến mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng và chiều sâu; hai dạng sử dụng này tiếp tục củng cố cảm nhận mong muốn và cảm nhận tính khả thi; và cuối cùng, hai yếu tố nhận thức này thúc đẩy ý định khởi sự kinh doanh số. Cách tiếp cận này giúp làm rõ hơn chuỗi quan hệ từ đặc điểm cá nhân, qua hành vi sử dụng công nghệ, đến ý định khởi nghiệp trong bối cảnh số.

2. Tổng quan và mô hình nghiên cứu

2.1. Vai trò của đặc điểm ADHD

Mặc dù ADHD là một cấu trúc đa chiều, nghiên cứu này tiếp cận ADHD như một tập hợp đặc điểm nhận thức – hành vi tổng quát có thể ảnh hưởng đến cách cá nhân tương tác với công nghệ mới. Các nghiên cứu trước cho thấy các cá nhân này thường có phong cách nhận thức năng động, thích khám phá, nhạy cảm với môi trường và tư duy phân kỳ (Huang & cộng sự, 2024).

Trong bối cảnh đó, GenAI có thể là một công cụ đặc biệt phù hợp với các khuynh hướng này. Trước hết, GenAI cung cấp phản hồi gần như tức thời, cho phép người dùng thử nghiệm nhanh, điều chỉnh liên tục và chuyển đổi linh hoạt giữa nhiều nhiệm vụ khác nhau (Tang & cộng sự, 2026). Những đặc tính này có thể thu hút các cá nhân có xu hướng tìm kiếm kích thích và khám phá (White & Shah, 2011), qua đó khuyến

khích họ sử dụng GenAI trên nhiều công cụ, mục đích và bối cảnh khác nhau. Đồng thời, GenAI cũng tạo ra vòng lặp tương tác liên tục giữa yêu cầu của người dùng và phản hồi của hệ thống, có thể duy trì sự gắn kết của cá nhân trong các nhiệm vụ cụ thể. Điều này phù hợp với lập luận về trạng thái tập trung cao độ vào các hoạt động mang lại phần thưởng hoặc hứng thú mạnh ở những người có đặc điểm ADHD (Ashinoff & Abu-Akel, 2021). Vì vậy, nghiên cứu cho rằng đặc điểm ADHD có thể thúc đẩy cả mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng và chiều sâu.

H1: Đặc điểm ADHD có mối quan hệ tích cực tới (a) mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng và (b) mức độ sử dụng GenAI theo chiều sâu.

2.2. Vai trò của GenAI

Theo EEM, ý định khởi nghiệp được hình thành chủ yếu từ hai đánh giá nhận thức cốt lõi là cảm nhận mong muốn và cảm nhận tính khả thi. Trong bối cảnh khởi sự kinh doanh số, những trải nghiệm công nghệ có khả năng mở rộng hiểu biết, tăng cảm giác làm chủ và củng cố niềm tin vào khả năng hành động sẽ có vai trò quan trọng trong việc hình thành hai nhận thức này.

Mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng phản ánh phạm vi chức năng và bối cảnh mà cá nhân vận dụng công cụ AI tạo sinh trong các hoạt động khác nhau (Zhang & cộng sự, 2025). Cơ chế tác động của chiều rộng vận hành chủ yếu qua mở rộng nhận thức về cơ hội: việc tiếp xúc với GenAI trên nhiều bối cảnh giúp cá nhân nhìn thấy rõ hơn tiềm năng sáng tạo và giá trị mà công nghệ mang lại cho khởi nghiệp số, qua đó làm con đường này trở nên hấp dẫn hơn (Davidsson & Sufyan, 2023). Đồng thời, sự đa dạng trải nghiệm giúp tích lũy hiểu biết thực tiễn về nhiều chức năng của GenAI, nâng cao niềm tin rằng bản thân có thể huy động công nghệ để xử lý các nhiệm vụ khởi nghiệp cụ thể (Nguyen & cộng sự, 2025).

H2: Mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng có mối quan hệ tích cực tới (a) cảm nhận mong muốn khởi sự kinh doanh số và (b) cảm nhận tính khả thi khởi sự kinh doanh số

Khác với chiều rộng, mức độ sử dụng GenAI theo chiều sâu phản ánh mức độ cá nhân sử dụng công cụ này một cách thường xuyên, chuyên sâu (Zhang & cộng sự, 2025). Khác với chiều rộng, chiều sâu vận hành qua cơ chế làm chủ công nghệ nhờ thực hành lặp lại. Sự gắn kết chuyên sâu giúp cá nhân phát triển cảm giác làm chủ, học hỏi từ phản hồi và nâng cao tự tin khi thực hiện các tác vụ phức tạp (Vecchiarelli & Somà, 2023). Bên cạnh đó, khi chứng kiến GenAI hỗ trợ hiệu quả các nhiệm vụ phức tạp, họ nhận thức rõ hơn giá trị đổi mới của công nghệ, làm tăng sức hấp dẫn của khởi nghiệp số (Shore & cộng sự, 2024; Zhang & cộng sự, 2025). Khi làm chủ được công nghệ để phân tích, sáng tạo và ra quyết định, cá nhân sẽ đánh giá khởi sự kinh doanh số vừa hấp dẫn vừa khả thi hơn (Nguyen & cộng sự, 2025).

H3: Mức độ sử dụng GenAI theo chiều sâu có mối quan hệ tích cực tới (a) cảm nhận mong muốn khởi sự kinh doanh số và (b) cảm nhận tính khả thi khởi sự kinh doanh số

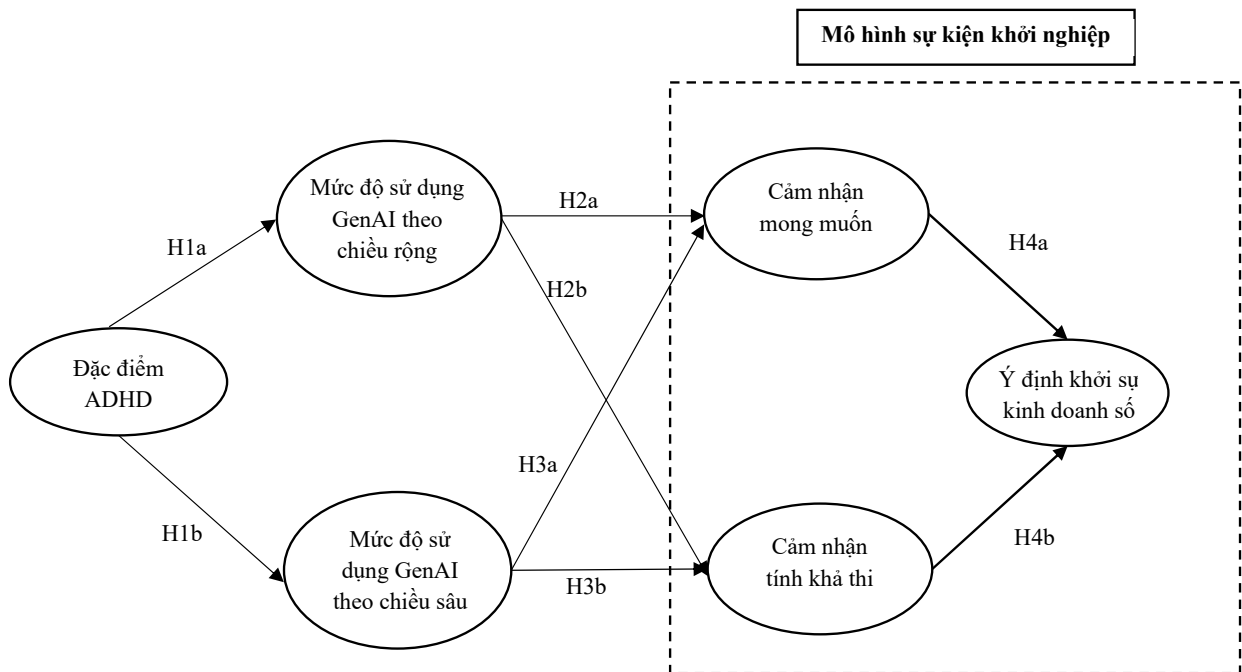
2.3. Cảm nhận mong muốn, cảm nhận tính khả thi và ý định khởi sự kinh doanh số

Theo EEM, ý định khởi nghiệp không xuất hiện ngẫu nhiên mà được hình thành khi cá nhân đồng thời đánh giá việc khởi nghiệp là hấp dẫn và có thể thực hiện được (Ambad & Rafiki, 2025; Nguyen & Nguyen, 2024). Trong bối cảnh khởi sự kinh doanh số, khi cá nhân cảm thấy con đường này hấp dẫn, có ý nghĩa và phù hợp với mục tiêu cá nhân, họ sẽ có xu hướng hình thành ý định theo đuổi mạnh mẽ hơn (Pergelova & cộng sự, 2023). Tính sáng tạo, linh hoạt và tự chủ của môi trường số chính là yếu tố gia tăng sức hấp dẫn này (Nguyen & Nguyen, 2024). Mặt khác, nếu cá nhân tin mình có đủ năng lực, nguồn lực và khả năng làm chủ công nghệ số, họ sẽ dễ chuyển từ nhận thức sang ý định hành động hơn (Alferaih, 2022; Otache & cộng sự, 2021). Cảm nhận tính khả thi thúc đẩy tư duy định hướng hành động và củng cố ý định khởi nghiệp, đặc biệt trong bối cảnh đổi mới và số hóa (Kariv & cộng sự, 2025; Nguyen & Nguyen, 2024). Trên cơ sở đó, nghiên cứu đề xuất:

H4: (a) Cảm nhận mong muốn khởi sự kinh doanh số và (b) cảm nhận tính khả thi khởi sự kinh doanh số có mối quan hệ tích cực tới ý định khởi sự kinh doanh số

Hình 1. Mô hình nghiên cứu

H4: (a) Cảm nhận mong muốn khởi sự kinh doanh số và (b) cảm nhận tính khả thi khởi sự kinh doanh số có mối quan hệ tích cực tới ý định khởi sự kinh doanh số



3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Thang đo

Các biến nghiên cứu trong mô hình được đo lường bằng các thang đo kế thừa từ các nghiên cứu trước. Cụ thể, ý định khởi sự kinh doanh số gồm 6 biến quan sát từ Liñán và Chen (2009). Cảm nhận mong muốn và cảm nhận tính khả thi lần lượt gồm 3 và 5 biến quan sát dựa trên Krueger và Carsrud (1993). Mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng gồm 4 biến quan sát và mức độ sử dụng GenAI theo chiều sâu gồm 3 biến quan sát, được kế thừa từ Zhang & cộng sự (2025). Đặc điểm ADHD được đo bằng 6 biến quan sát theo thang ASRS của Kessler & cộng sự (2005), một thang sàng lọc được sử dụng rộng rãi và từng được vận dụng trong nghiên cứu khởi nghiệp liên quan đến ADHD (Duong & Le, 2021; Tucker & cộng sự, 2021). Trong nghiên cứu này, sáu mục ASRS được xử lý như một cấu trúc đơn hướng nhằm phản ánh mức độ tổng thể của các đặc điểm liên quan đến ADHD. Tất cả các biến quan sát sử dụng thang Likert 7 điểm, từ 1 “Hoàn toàn không đồng ý/Không bao giờ” đến 7 “Hoàn toàn đồng ý/Rất thường xuyên”.

3.2. Mẫu nghiên cứu và phương pháp thu thập số liệu

Nghiên cứu sử dụng phương pháp chọn mẫu có chủ đích nhằm tiếp cận thanh niên Việt Nam ở giai đoạn đầu hình thành nghề nghiệp. Thanh niên Việt Nam ngày càng tiếp cận nhiều hơn với công nghệ số và giáo dục khởi nghiệp, đồng thời phải đối mặt với các quyết định quan trọng liên quan đến nghề nghiệp và khởi nghiệp. Do đó, đây là bối cảnh thích hợp để nghiên cứu ý định khởi nghiệp số. Trong nhóm này, sinh viên đại học là một phân nhóm phù hợp do các cơ sở giáo dục đại học thường là môi trường quan trọng để phát triển năng lực công nghệ và định hướng khởi nghiệp.

Dữ liệu được thu thập trực tiếp trong khoảng thời gian từ tháng 11 đến tháng 12 năm 2025 tại nhiều địa bàn ở Việt Nam, với sự hỗ trợ của giảng viên trong việc tiếp cận người trả lời tại lớp học. Việc tham gia khảo sát là hoàn toàn tự nguyện và ẩn danh; tất cả các đối tượng tham gia đều được thông báo về mục đích của nghiên cứu và được đảm bảo về tính bảo mật trước khi hoàn thành bảng hỏi.

Trong tổng số 1.350 bảng khảo sát được phát ra, có 1.217 bảng được thu về. Sau khi loại bỏ các câu trả

lời không đầy đủ, không nhất quán hoặc có dấu hiệu trả lời theo mẫu, 1.025 bảng hợp lệ được sử dụng cho phân tích, tương ứng với tỷ lệ phản hồi 75,9%. Mẫu nghiên cứu có cơ cấu giới tính khá cân bằng, gồm 526 nữ (51,3%) và 499 nam (48,7%). Về độ tuổi, phần lớn người tham gia thuộc nhóm 20–21 tuổi (38,1%) và 18–19 tuổi (36,1%), tiếp theo là nhóm 22–23 tuổi (17,3%) và trên 23 tuổi (8,5%). Về tình trạng việc làm, 48,9% người tham gia chỉ đi học, 42,9% vừa học vừa tìm việc, 5,1% vừa học vừa đi làm thêm và 3,1% vừa học vừa tự kinh doanh.

3.3. Sai lệch phương pháp chung

Sai lệch do phương pháp chung (CMB) được đánh giá bằng kiểm định nhân tố đơn Harman và phương pháp đa cộng tuyến toàn phần của Kock (2015). Kết quả cho thấy nhân tố đầu tiên giải thích 48,298% tổng phương sai, thấp hơn ngưỡng 50%; đồng thời, các giá trị VIF đều thấp hơn 3,3. Do đó, CMB không phải là vấn đề đáng lo ngại trong nghiên cứu này.

4. Kết quả và thảo luận

4.1. Đánh giá thang đo

Theo Bảng 1, tất cả các thang đo đều đạt độ tin cậy cao. Cụ thể, hệ số Cronbach's Alpha và hệ số độ tin cậy tổng hợp của các thang đo đều vượt ngưỡng chấp nhận 0,7, khẳng định độ tin cậy của các thang đo (Hair & cộng sự, 2010). Ngoài ra, giá trị phương sai trích trung bình của tất cả các biến đều lớn hơn 0,5, cho thấy các biến quan sát giải thích tốt cho biến tiềm ẩn tương ứng và đảm bảo giá trị hội tụ (Hair & cộng sự, 2010). Đồng thời, bảng 2 cho thấy tất cả các giá trị trên đường chéo (căn bậc hai của AVE) đều lớn hơn các hệ số tương quan ngoài đường chéo, do đó các thang đo đảm bảo tính phân biệt (Fornell & Larcker, 1981).

Nghiên cứu tiếp tục đánh giá giá trị phân biệt bằng HTMT và khoảng tin cậy bootstrap 95%. Kết quả cho thấy hầu hết các giá trị HTMT đều nằm trong ngưỡng chấp nhận được. Hai cặp có mức độ gần gũi khái niệm tương đối cao là mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng-chiều sâu (HTMT = 0,874; CI95% = [0,836; 0,907]) và cảm nhận mong muốn-tính khả thi (HTMT = 0,912; CI95% = [0,879; 0,941]); tuy nhiên, do

Bảng 1. Độ tin cậy và giá trị hội tụ và tính phân biệt của thang đo

	α	CR	AVE	1	2	3	4	5	6
1. Đặc điểm ADHD	0,900	0,907	0,667	0,817	0,657 [0,598;0,709]	0,594 [0,529;0,654]	0,503 [0,432;0,567]	0,492 [0,422;0,559]	0,543 [0,477;0,604]
2. Ý định khởi sự kinh doanh số	0,922	0,924	0,720	0,605	0,848	0,718 [0,662;0,768]	0,664 [0,602;0,722]	0,653 [0,592;0,709]	0,677 [0,618;0,734]
3. Mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng	0,882	0,883	0,739	0,540	0,648	0,860	0,874 [0,836;0,907]	0,684 [0,621;0,742]	0,646 [0,581;0,706]
4. Mức độ sử dụng GenAI theo chiều sâu	0,873	0,873	0,797	0,455	0,595	0,766	0,893	0,640 [0,572;0,704]	0,574 [0,500;0,643]
5. Cảm nhận mong muốn	0,878	0,878	0,804	0,445	0,587	0,602	0,560	0,896	0,912 [0,879;0,941]
6. Cảm nhận tính khả thi	0,915	0,915	0,746	0,497	0,624	0,583	0,514	0,819	0,864

Ghi chú: α = Cronbach's Alpha; CR = độ tin cậy tổng hợp; AVE = phương sai trích trung bình. Các giá trị in đậm trên đường chéo là căn bậc hai của AVE. Các giá trị bên dưới đường chéo là hệ số tương quan giữa các cấu trúc theo tiêu chí Fornell–Larcker. Các giá trị bên trên đường chéo là HTMT; giá trị trong ngoặc vuông là khoảng tin cậy bootstrap 95% của HTMT.

Nguồn: Kết quả phân tích của nhóm tác giả

các khoảng tin cậy đều không chứa 1,00, các cấu trúc này vẫn đạt giá trị phân biệt ở mức chấp nhận được.

4.2. Kiểm định giả thuyết nghiên cứu

Nghiên cứu sử dụng PLS-SEM trên phần mềm SmartPLS 4 để kiểm định các giả thuyết. Ý nghĩa thống kê của các tham số được đánh giá bằng thủ tục bootstrapping với 5.000 mẫu lặp. Tất cả các giá trị VIF đều nhỏ hơn ngưỡng 5 (dao động từ 1,000 đến 3,056), cho thấy không xảy ra hiện tượng đa cộng tuyến. Hệ số xác định R^2 của các biến nội sinh nằm trong khoảng từ 0,207 đến 0,412, phản ánh khả năng giải thích ở mức chấp nhận được đến khá. Đồng thời, các giá trị Q^2 đều lớn hơn 0, dao động từ 0,184 đến 0,290, cho thấy mô hình có giá trị dự báo phù hợp. Các giá trị f^2 cho thấy mức độ ảnh hưởng của các biến độc lập chủ yếu ở mức nhỏ đến trung bình, trong đó mối quan hệ giữa ADHD và việc sử dụng GenAI theo chiều rộng là đáng kể nhất ($f^2 = 0,412$). Ngoài ra, chỉ số SRMR của mô hình bảo hòa đạt 0,040, thấp hơn ngưỡng khuyến nghị, qua đó cho thấy mức độ phù hợp của mô hình là chấp nhận được.

Kết quả kiểm định được trình bày trong Bảng 3 cho thấy tất cả các mối quan hệ đều có ý nghĩa thống kê ($p < 0,001$), qua đó ủng hộ toàn bộ các giả thuyết từ H1 đến H4. Cụ thể, đặc điểm ADHD có mối quan hệ tích cực với mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng ($B = 0,540$, $p < 0,001$) và theo chiều sâu ($B = 0,455$, $p < 0,001$). Kết quả này cho thấy những cá nhân có nhiều đặc điểm liên quan đến ADHD có xu hướng tương tác với GenAI cho nhiều mục đích, bối cảnh và tác vụ cụ thể hơn. Phát hiện này phù hợp với các lập luận trước đó về xu hướng tìm kiếm kích thích, khám phá và gắn kết với các môi trường giàu phản hồi ở những người có đặc điểm ADHD.

Đối với vai trò của GenAI, mức độ sử dụng theo chiều rộng có mối quan hệ tích cực với cảm nhận mong muốn ($B = 0,419$, $p < 0,001$) và cảm nhận tính khả thi ($B = 0,457$, $p < 0,001$). Tương tự, mức độ sử dụng theo chiều sâu cũng có liên hệ tích cực với cảm nhận mong muốn ($B = 0,240$, $p < 0,001$) và cảm nhận tính khả thi ($B = 0,164$, $p < 0,001$). Kết quả này tương đồng với nghiên cứu của Zhang & cộng sự (2025), Nguyen & cộng sự (2025), nhấn mạnh vai trò của GenAI trong việc hỗ trợ hình thành ý tưởng, phát triển khả năng sáng

Bảng 2. Kết quả kiểm định giả thuyết (chưa chuẩn hóa)

			B	S.D	p	f ²	VIF	
	Giới tính	→	Ý định khởi sự kinh doanh số	0,073	0,048	0,131	0,002	1,035
	Độ tuổi	→	Ý định khởi sự kinh doanh số	0,012	0,026	0,637	0,000	1,030
	Kinh nghiệm	→	Ý định khởi sự kinh doanh số	0,067	0,025	0,007	0,007	1,055
H1a	Đặc điểm ADHD	→	Mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng	0,540	0,028	0,000	0,412	1,000
H1b	Đặc điểm ADHD	→	Mức độ sử dụng GenAI theo chiều sâu	0,455	0,031	0,000	0,261	1,000
H2a	Mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng	→	Cảm nhận mong muốn	0,419	0,040	0,000	0,118	2,418
H2b	Mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng	→	Cảm nhận tính khả thi	0,457	0,038	0,000	0,133	2,418
H3a	Mức độ sử dụng GenAI theo chiều sâu	→	Cảm nhận mong muốn	0,240	0,042	0,000	0,039	2,418
H3b	Mức độ sử dụng GenAI theo chiều sâu	→	Cảm nhận tính khả thi	0,164	0,043	0,000	0,017	2,418
H4a	Cảm nhận mong muốn	→	Ý định khởi sự kinh doanh số	0,231	0,048	0,000	0,030	3,038
H4b	Cảm nhận tính khả thi	→	Ý định khởi sự kinh doanh số	0,429	0,050	0,000	0,103	3,056
			R ²	Q ²				
Mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng			0,292	0,290				
Mức độ sử dụng GenAI theo chiều sâu			0,207	0,205				
Cảm nhận mong muốn			0,387	0,184				
Cảm nhận tính khả thi			0,351	0,215				
Ý định khởi sự kinh doanh số			0,412	0,217				

Nguồn: Kết quả phân tích của nhóm tác giả.

tạo, nâng cao cảm giác làm chủ công nghệ và tăng tự tin trong các hoạt động mang tính đổi mới.

Các yếu tố nhận thức khởi nghiệp đều có mối liên hệ tích cực đến ý định khởi nghiệp số. Cụ thể, cảm nhận mong muốn ($B = 0,231, p < 0,001$) và cảm nhận tính khả thi ($B = 0,429, p < 0,001$) đều có thể góp phần đến ý định khởi sự kinh doanh số. Phát hiện này nhất quán với logic của EEM và phù hợp với các nghiên cứu trước của Nguyen và Nguyen (2024) và Otache & cộng sự (2021), theo đó cảm nhận mong muốn và cảm nhận tính khả thi là hai tiền tố nhận thức quan trọng của ý định khởi nghiệp. Trong bối cảnh khởi sự kinh doanh số, kết quả này cho thấy cả sức hấp dẫn của cơ hội và niềm tin vào khả năng thực hiện đều đóng vai trò quan trọng trong quá trình hình thành ý định.

Kết quả bootstrapping cho thấy các mối quan hệ gián tiếp trong mô hình đều có ý nghĩa thống kê ($p < 0,01$) và khoảng tin cậy 95% không chứa 0 (Bảng 3). Cụ thể, đặc điểm ADHD có quan hệ gián tiếp đến ý định khởi sự kinh doanh số thông qua các chuỗi trung gian nối tiếp gồm ADHD $\rightarrow$ GUB $\rightarrow$ PEF $\rightarrow$ DEI ($B = 0,106$), ADHD $\rightarrow$ GUB $\rightarrow$ PED $\rightarrow$ DEI ($B = 0,052$), ADHD $\rightarrow$ GUD $\rightarrow$ PEF $\rightarrow$ DEI ($B = 0,032$) và ADHD $\rightarrow$ GUD $\rightarrow$ PED $\rightarrow$ DEI ($B = 0,025$). Bên cạnh đó, cả mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng và chiều sâu đều có quan hệ gián tiếp có ý nghĩa đến ý định khởi sự kinh doanh số thông qua cảm nhận mong muốn và cảm nhận tính khả thi. Tổng quan hệ gián tiếp của ADHD đến ý định khởi sự kinh doanh số đạt $B = 0,216$. Những kết quả này cho thấy ảnh hưởng của đặc điểm ADHD đến ý định khởi sự kinh doanh số được truyền dẫn thông qua hành vi sử dụng GenAI và hai cơ chế nhận thức trung tâm của EEM.

Bảng 3. Kết quả kiểm định gián tiếp

Đường dẫn					B	S.D	p	Khoảng tin cậy			
								2,5%	97,5%		
Tác động gián tiếp											
ADHD	→	GUB	→	PEF	→	DEI	0,106	0,017	0,000	0,074	0,143
ADHD	→	GUD	→	PED			0,109	0,021	0,000	0,069	0,152
ADHD	→	GUB	→	PED			0,226	0,026	0,000	0,176	0,278
ADHD	→	GUD	→	PEF			0,075	0,021	0,000	0,034	0,118
ADHD	→	GUB	→	PEF			0,247	0,026	0,000	0,199	0,300
ADHD	→	GUD	→	PED	→	DEI	0,025	0,008	0,001	0,012	0,042
ADHD	→	GUB	→	PED	→	DEI	0,052	0,013	0,000	0,028	0,080
ADHD	→	GUD	→	PEF	→	DEI	0,032	0,010	0,002	0,014	0,054
GUB	→	PED	→	DEI			0,097	0,023	0,000	0,054	0,145
GUB	→	PEF	→	DEI			0,196	0,030	0,000	0,141	0,258
GUD	→	PEF	→	DEI			0,070	0,021	0,001	0,031	0,113
GUD	→	PED	→	DEI			0,055	0,016	0,000	0,028	0,090
Tác động tổng											
ADHD	→	DEI					0,216	0,023	0,000	0,171	0,263
ADHD	→	PED					0,335	0,026	0,000	0,285	0,386
ADHD	→	PEF					0,322	0,026	0,000	0,271	0,374
GUB	→	DEI					0,293	0,029	0,000	0,238	0,351
GUD	→	DEI					0,126	0,028	0,000	0,073	0,183

Nguồn: Kết quả phân tích của nhóm tác giả.

5. Kết luận và khuyến nghị

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm làm rõ cách đặc điểm ADHD ảnh hưởng đến ý định khởi sự kinh doanh số thông qua mức độ sử dụng GenAI theo chiều rộng và chiều sâu, cũng như thông qua hai cơ chế nhận thức trung tâm của mô hình EEM. Kết quả cho thấy đặc điểm ADHD làm gia tăng cả hai dạng sử dụng GenAI; cả hai dạng này đều củng cố cảm nhận mong muốn và cảm nhận tính khả thi; và cả hai yếu tố nhận thức này đều thúc đẩy ý định khởi sự kinh doanh số.

Về mặt lý thuyết, nghiên cứu có ba đóng góp chính. Thứ nhất, nghiên cứu mở rộng EEM vào bối cảnh

khởi sự kinh doanh số trong kỷ nguyên GenAI, bổ sung vào các công trình trước (Duong & Le, 2021; Nguyen & cộng sự, 2025) bằng cách kiểm định một chuỗi nhân quả đầy đủ từ đặc điểm cá nhân, qua hành vi công nghệ, đến ý định khởi nghiệp số. Thứ hai, nghiên cứu làm rõ GenAI như một nguồn lực nhận thức định hình đồng thời cảm nhận mong muốn và tính khả thi, với cơ chế khác nhau giữa chiều rộng và chiều sâu sử dụng. Thứ ba, nghiên cứu cho thấy các đặc điểm liên quan đến ADHD có liên hệ tích cực với hành vi khám phá và khai thác GenAI trong bối cảnh khởi nghiệp số.

Về mặt thực tiễn, nghiên cứu gợi ý một số khuyến nghị cụ thể. Đối với các cơ sở đào tạo và tổ chức thúc đẩy khởi nghiệp, cần thiết kế các chương trình tập huấn GenAI theo hướng đa ứng dụng, gắn trực tiếp với các tác vụ khởi nghiệp cụ thể như phát hiện cơ hội thị trường bằng phân tích AI, xây dựng mô hình kinh doanh số, tạo nội dung và thuyết trình với nhà đầu tư. Đối với chính sách hỗ trợ thanh niên khởi nghiệp, các chương trình nên ưu tiên rèn luyện kỹ năng thực hành và xây dựng tự tin thông qua trải nghiệm thực tế với GenAI trong môi trường mô phỏng khởi nghiệp. Ngoài ra, môi trường học tập linh hoạt, tương tác cao và cho phép thử nghiệm đa dạng có thể phù hợp hơn với những người có phong cách nhận thức khám phá, trong đó có những người có điểm số cao trên thang sàng lọc ADHD.

Tuy nhiên, nghiên cứu vẫn có một số hạn chế. Thứ nhất, dữ liệu cắt ngang chưa cho phép khẳng định quan hệ nhân quả mạnh. Thứ hai, mẫu nghiên cứu chỉ tập trung vào thanh niên Việt Nam nên khả năng khái quát còn hạn chế. Vì vậy, các nghiên cứu tiếp theo nên sử dụng thiết kế dọc, mở rộng bối cảnh nghiên cứu và xem xét thêm các biến điều tiết để làm rõ hơn điều kiện mà trong đó GenAI và đặc điểm cá nhân thúc đẩy ý định khởi sự kinh doanh số.

Lời thừa nhận/cảm ơn: Nghiên cứu này được tài trợ bởi Quỹ Phát triển Khoa học và Công nghệ Quốc gia (NAFOSTED) trong đề tài mã số 502.02-2025.24

Tài liệu tham khảo

- Alferaih, A. (2022). Starting a new business? Assessing university students' intentions toward digital entrepreneurship in Saudi Arabia. *International Journal of Information Management Data Insights*, 2(2), 100087. <https://doi.org/10.1016/j.jjimei.2022.100087>
- Ambad, S. N. A., & Rafiki, A. (2025). The roles of vocational interest and entrepreneurial event model in agropreneurship intention. *Journal of Entrepreneurship in Emerging Economies*, 17(2), 394-417. <https://doi.org/10.1108/JEEE-12-2023-0516>
- Ashinoff, B. K., & Abu-Akel, A. (2021). Hyperfocus: The forgotten frontier of attention. *Psychological Research*, 85(1), 1-19. <https://doi.org/10.1007/s00426-019-01245-8>
- Davidsson, P., & Sufyan, M. (2023). What does AI think of AI as an external enabler (EE) of entrepreneurship? An assessment through and of the EE framework. *Journal of Business Venturing Insights*, 20, e00413. <https://doi.org/10.1016/j.jbvi.2023.e00413>
- Dinh, T. L., Vu, M. C., & Ayayi, A. (2018). Towards a living lab for promoting the digital entrepreneurship process. *International Journal of Entrepreneurship*, 22(1), 1-17.
- Duong, C. D., & Le, T. L. (2021). ADHD symptoms and entrepreneurial intention among Vietnamese college students: An empirical study. *Journal of Entrepreneurship in Emerging Economies*, 14(3), 495-522. <https://doi.org/10.1108/JEEE-02-2021-0049>
- Elnadi, M., & Gheith, M. H. (2023). The role of individual characteristics in shaping digital entrepreneurial intention among university students: Evidence from Saudi Arabia. *Thinking Skills and Creativity*, 47, 101236. <https://doi.org/10.1016/j.tsc.2023.101236>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson Prentice

Hall.

- Huang, Z., Wang, F., Xue, L., Zhu, H., & Zou, X. (2024). Relationships between sensory processing and executive functions in children with combined ASD and ADHD compared to typically developing and single disorder groups. *Brain Sciences*, 14(6), 566. <https://doi.org/10.3390/brainsci14060566>
- Kariv, D., Krueger, N., Cisneros, L., & Kashy-Rosenbaum, G. (2025). Embedding the marketing angle into the pursuit of entrepreneurial propensity: Roles of perceived feasibility and desirability and stakeholders' support. *International Journal of Entrepreneurial Behavior & Research*, 31(2-3), 587-608. <https://doi.org/10.1108/IJEBr-02-2022-0171>
- Kessler, R. C., Adler, L. A., Barkley, R., Biederman, J., Conners, C. K., Faraone, S. V., Greenhill, L. L., Jaeger, S., Secnik, K., Spencer, T., Üstün, T. B., & Zaslavsky, A. M. (2005). Patterns and predictors of attention-deficit/hyperactivity disorder persistence into adulthood: Results from the National Comorbidity Survey Replication. *Biological Psychiatry*, 57(11), 1442-1451. <https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2005.04.001>
- Kock, N. (2015). Common method bias in PLS-SEM: A full collinearity assessment approach. *International Journal of e-Collaboration*, 11(4), 1-10. <https://doi.org/10.4018/IJeC.2015100101>
- Krueger, N. F., & Carsrud, A. L. (1993). Entrepreneurial intentions: Applying the theory of planned behaviour. *Entrepreneurship & Regional Development*, 5(4), 315-330. <https://doi.org/10.1080/08985629300000020>
- Liñán, F., & Chen, Y. W. (2009). Development and cross-cultural application of a specific instrument to measure entrepreneurial intentions. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 33(3), 593-617. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6520.2009.00318.x>
- Nguyen, P. N.-D., & Nguyen, H. H. (2024). Examining the role of family in shaping digital entrepreneurial intentions in emerging markets. *SAGE Open*, 14(1), 21582440241239493. <https://doi.org/10.1177/21582440241239493>
- Nguyen, T. T. T., Duong, C. D., Nguyen, N. H., Pham, H. T., Nguyen, T. P. T., Le, V. T., & Nguyen, N. D. (2025). How does GenAI reinforce higher education students' digital entrepreneurship? The curvilinear roles of perceived digital entrepreneurial desirability and feasibility. *Acta Psychologica*, 259, 105463. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2025.105463>
- Otache, I., Edopkolor, J., & Okolie, U. (2021). Entrepreneurial self-confidence, perceived desirability and feasibility of hospitality business and entrepreneurial intentions of hospitality management technology students. *The International Journal of Management Education*, 19, 100507. <https://doi.org/10.1016/j.ijme.2021.100507>
- Pergelova, A., Angulo-Ruiz, F., Manolova, T. S., & Yordanova, D. (2023). Entrepreneurship education and its gendered effects on feasibility, desirability and intentions for technology entrepreneurship among STEM students. *International Journal of Gender and Entrepreneurship*, 15(2), 191-228. <https://doi.org/10.1108/IJGE-08-2022-0139>
- Shapero, A., & Sokol, L. (1982). Social dimensions of entrepreneurship. In C. A. Kent, D. L. Sexton, & K. H. Vesper (Eds.), *Encyclopedia of entrepreneurship* (pp. 72-90). Prentice Hall.
- Shore, A., Tiwari, M., Tandon, P., & Foropon, C. (2024). Building entrepreneurial resilience during crisis using generative AI: An empirical study on SMEs. *Technovation*, 135, 103063. <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2024.103063>
- Tang, F., Li, B., Yao, F., Zhang, Z., & Zhu, R. (2026). Generative AI usage and improvisation capability: The mediating role of technological affordances and the moderating role of task uncertainty. *Technovation*, 153, 103535. <https://doi.org/10.1016/j.technovation.2026.103535>
- Tucker, R., Zuo, L., Marino, L. D., Lowman, G. H., & Sleptsov, A. (2021). ADHD and entrepreneurship: Beyond person-entrepreneurship fit. *Journal of Business Venturing Insights*, 15, e00219. <https://doi.org/10.1016/j.jbvi.2020.e00219>
- Vecchiarini, M., & Somià, T. (2023). Redefining entrepreneurship education in the age of artificial intelligence: An explorative analysis. *The International Journal of Management Education*, 21(3), 100879. <https://doi.org/10.1016/j.ijme.2023.100879>
- White, H. A., & Shah, P. (2011). Creative style and achievement in adults with attention-deficit/hyperactivity disorder. *Personality and Individual Differences*, 50(5), 673-677. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.12.015>
- Zhang, Q., Li, L., Xu, C., Qi, Y., & Zhao, X. (2025). How can artificial intelligence help college students develop entrepreneurial ability? Evidence from China. *The International Journal of Management Education*, 23(3), 101244. <https://doi.org/10.1016/j.ijme.2025.101244>