
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.

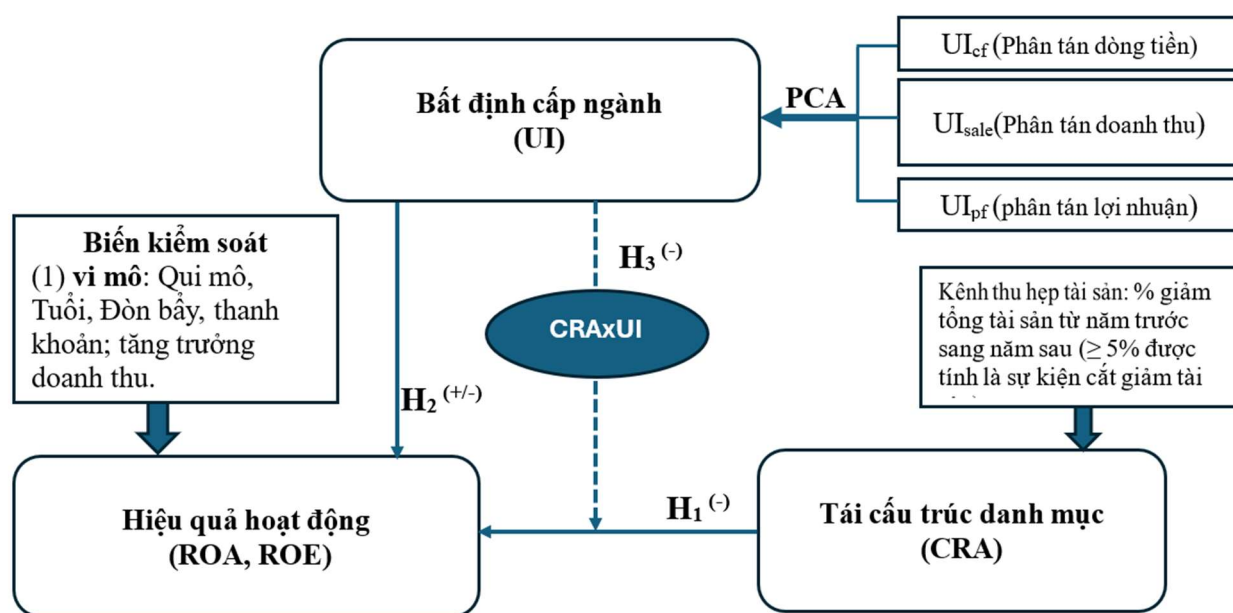
H_{2b} : Bất định ngành có tác động tích cực (+) đến HQHĐ doanh nghiệp.

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 (I)	Mô hình (II)	Higher Group	Lower Group
	(1)	(2)	(3)	(4)		(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**