
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	$(\text{Tổng tài sản}_{it} - \text{Tổng tài sản}_{it-1}) / \text{Tổng tài sản}_{it-1}$
Thước đo thay thế	SGR	$(\text{Doanh thu thuần}_{it} - \text{Doanh thu thuần}_{it-1}) / \text{Doanh thu thuần}_{it-1}$
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.

Cột (1) là kết quả Sys-GMM chính 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**