

Ảnh hưởng của tín dụng ngân hàng đến mối quan hệ giữa cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp bất động sản

Phạm Duy Tính

Khoa Tài chính- Kế toán, Trường Đại học Sài Gòn, Việt Nam

Ngày nhận: 30/09/2024

Ngày nhận bản sửa: 29/12/2024

Ngày duyệt đăng: 16/04/2025

Tóm tắt: Chính sách tín dụng được mở rộng trong giai đoạn vừa qua nhằm tháo gỡ khó khăn cho các doanh nghiệp bất động sản đã tạo nên rủi ro tiềm ẩn cho hệ thống tài chính. Bằng việc sử dụng mô hình động và mô hình tĩnh đối với dữ liệu bảng không cân bằng của các doanh nghiệp bất động sản trong giai đoạn 2006- 2022 tại Việt Nam, bài viết đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm về mối quan hệ giữa tín dụng ngân hàng, cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động. Kết quả cho thấy tác động của cấu trúc vốn đến hiệu quả hoạt động phụ thuộc vào chính sách tín dụng trong nền kinh tế. Đòn bẩy tài chính cao có tác động tiêu cực đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp bất động sản. Thắt chặt tín dụng không làm tăng tác động tiêu cực của cấu trúc vốn đến hiệu quả hoạt động khi các công ty có mức đòn bẩy tài chính thấp. Chính phủ cần

Moderating effect of bank credit on the relationship between capital structure and firm performance of real estate firm

Abstract: The recent expansion of credit policies aimed at alleviating difficulties for real estate enterprises creates potential risks for the financial system. By employing both dynamic and static models on the unbalanced panel data of real estate firms in Vietnam from 2006 to 2022, this study provides empirical evidence regarding the relationship between bank credit, capital structure, and firm performance. The results indicate that the impact of capital structure on firm performance is contingent upon the bank credit. High financial leverage negatively affects the firm performance of real estate firms. Furthermore, credit tightening does not exacerbate the negative impact of capital structure on firm performance when companies maintain low levels of financial leverage. The government needs to guide real estate enterprises in increasing equity to mitigate the adverse effects of excessive financial leverage, especially in the context of future credit tightening policies.

Keywords: Firm performance, Bank credit, Capital structure, Real estate firm

Doi: 10.59276/JELB.2025.07.2820

Pham, Duy Tinh

Email: pdtinh@sgu.edu.vn

Organization: The Faculty of Finance and Accounting, Saigon University, Vietnam

định hướng cho các doanh nghiệp bất động sản trong việc gia tăng vốn chủ sở hữu để giảm thiểu tác động tiêu cực của đòn bẩy tài chính quá mức trong bối cảnh sẽ thực hiện chính sách thắt chặt tín dụng trong tương lai.

Từ khóa: Hiệu quả hoạt động, Tín dụng ngân hàng, Cấu trúc vốn, Doanh nghiệp bất động sản

1. Giới thiệu

Tín dụng do các ngân hàng thương mại cung ứng cho khu vực tư nhân có mối quan hệ tích cực đến số lượng và hiệu quả đầu tư của các doanh nghiệp (DN), từ đó tác động đến tăng trưởng kinh tế (Abu-Bader & Abu-Qarn, 2008). Cụ thể, việc mở rộng tín dụng sẽ làm tăng cơ hội và khả năng tiếp cận vốn tín dụng ngân hàng (TDNH), nhờ vào đó mà các công ty có nhiều cơ hội hơn để đầu tư vào các dự án mới, đặc biệt là các dự án có yêu cầu vốn lớn mà nguồn vốn nội bộ của công ty không thể đáp ứng (World Bank, 2015). Các dự án được thực hiện sẽ giúp cho công ty mở rộng quy mô sản xuất và cải thiện công nghệ góp phần tăng cường năng lực cạnh tranh và cải thiện chất lượng sản phẩm, nâng cao hiệu quả hoạt động (HQHĐ) của DN. Chính vì vậy mà việc thắt chặt chính sách tín dụng thường có tác động tiêu cực đến HQHĐ của các DN, đặc biệt rõ rệt đối với các DN nhỏ và mới thành lập- thường phải đối mặt với những hạn chế về tài chính lớn hơn và ít có khả năng tiếp cận các nguồn tài trợ thay thế (Güler và cộng sự, 2021).

Mặt khác, việc sử dụng vốn vay từ hệ thống các ngân hàng cũng góp phần làm thay đổi cấu trúc vốn (CTV) của các DN. Tuy nhiên CTV của một DN được quản trị bởi ban điều hành dưới nhiều cơ sở lý thuyết khác nhau như lý thuyết đánh đổi (Trade-off theory) của Myers (2001), lý thuyết chi phí đại diện (Agency cost theory) của Jensen và Meckling (1976), lý thuyết

trật tự phân hạng (Pecking order theory) (Myers & Majluf, 1984), lý thuyết M&M I trong môi trường không thuế (Modigliani & Miller, 1958) và lý thuyết M&M II trong môi trường có thuế và chi phí giao dịch (Modigliani và Miller, 1963). Theo đó thì sử dụng tài trợ bên ngoài, đặc biệt là nợ, giúp cải thiện HQHĐ của các DN trong điều kiện môi trường vĩ mô thuận lợi nhưng làm tăng chi phí kiệt quệ tài chính khi điều kiện vĩ mô bất lợi.

Như vậy, về mặt lý thuyết thì việc điều hành lượng vốn tín dụng trong nền kinh tế có ảnh hưởng trực tiếp đến HQHĐ của các DN thông qua kênh đầu tư và ảnh hưởng gián tiếp thông qua hiệu ứng điều tiết-moderating effect- mối quan hệ giữa CTV và HQHĐ. Trong khi đó, hoạt động của các DN bất động sản (BDS) dựa vào lượng lớn vốn tín dụng ngân hàng (TDNH) nên có đòn bẩy tài chính lớn, điều này làm cho nó nhạy cảm hơn trước sự thay đổi của chính sách tín dụng (Myers, 2001). Về thực tiễn, bối cảnh Việt Nam trong giai đoạn vừa qua cho thấy các doanh nghiệp BDS đang gặp nhiều khó khăn. Cụ thể, các chủ đầu tư khó tiếp cận vốn tín dụng đã làm tăng chi phí tiếp cận tài chính, điều này dẫn đến việc giá bán sản phẩm đầu ra có xu hướng gia tăng (Thu Hằng, 2022). Trong khi đó, các doanh nghiệp BDS đã phải nỗ lực tìm kiếm các nguồn vốn nhằm duy trì hoạt động khi thị trường BDS có dấu hiệu ngủ đông kể từ khi dịch bệnh Covid-19 bùng phát (Hùng Võ, 2021). Nhờ vào các nỗ lực tháo gỡ khó khăn tín dụng từ Chính phủ, thị trường

BDS đã có những khởi sắc khi nguồn cung BDS và lượng giao dịch có dấu hiệu tăng (Toàn Thắng, 2024). Tuy nhiên, cơ sở dữ liệu được cập nhật thường xuyên của Ngân hàng Thế giới (Worldbank) tại chuyên mục “Databank” cho thấy tỷ lệ TDNH trên GDP của Việt Nam đã tăng liên tục từng năm, cụ thể từ 75,5% vào năm 2012 lên 125,9% vào năm 2022. Cập nhật đến tháng 6 năm 2024, số liệu được công khai trên trang chủ của Ngân hàng Nhà nước tại chuyên mục thống kê dư nợ tín dụng đối với nền kinh tế cho thấy dư nợ tín dụng ở nước ta là 14,4 triệu tỷ đồng. Theo báo cáo tình hình kinh tế- xã hội do Tổng cục Thống kê ban hành thì tổng sản phẩm quốc nội lũy kế 4 quý (Quý III, IV năm 2023 và Quý I, II năm 2024) là 10,72 triệu tỷ đồng. Như vậy, tỷ lệ tín dụng trên GDP đã đạt mức 134,28% tại thời điểm cuối Quý II năm 2024. Trong khi đó, Ngân hàng Nhà nước và các nhà nghiên cứu đều chỉ ra rằng mức tín dụng này đã vượt ngưỡng an toàn cho nền kinh tế theo khuyến nghị của thế giới (Ngân hàng Nhà nước Việt Nam, 2023).

Bối cảnh thực tiễn cho thấy áp lực của Ngân hàng Nhà nước trong việc điều hành chính sách tín dụng trong giai đoạn tới khi tỷ lệ tín dụng trên GDP có xu hướng gia tăng mỗi năm để kích thích nền kinh tế phục hồi sau khi dịch bệnh bùng phát. Để đảm bảo cho hệ thống tài chính hoạt động ổn định, điều hành giảm tỷ trọng tín dụng trên GDP là cần thiết. Do đó, bài viết này nghiên cứu tác động của TDNH đến HQHĐ của các doanh nghiệp BDS ở Việt Nam. Đặc biệt là nếu thắt chặt hoặc mở rộng sẽ có tác động khác nhau như thế nào khi các DN sử dụng mức đòn bẩy tài chính khác nhau. Từ đó, tác giả đưa ra các khuyến nghị chính sách phù hợp để giảm ảnh hưởng đến HQHĐ của các DN nếu Ngân hàng Nhà nước từng bước điều hành thắt chặt tín dụng, đặc biệt là các doanh nghiệp BDS.

Để giải quyết mục tiêu nghiên cứu đặt ra, tác giả đã sử dụng cả mô hình bảng tĩnh và mô hình bảng động để đảm bảo tính vững của các phát hiện. Theo đó, mô hình bảng tĩnh được ước lượng bằng phương pháp hồi quy bình phương nhỏ nhất (OLS), hồi quy tác động cố định (FEM), hồi quy tác động ngẫu nhiên (REM) và hồi quy bình phương nhỏ nhất tổng quát khả thi (FGLS). Đối với mô hình bảng động, phương pháp ước lượng mô men tổng quát hệ thống hai bước (two-step system GMM) được áp dụng để khắc phục hiện tượng nội sinh của biến trễ biến phụ thuộc. Bài viết được bố cục thành 5 phần chính với các nội dung sau: (1) Giới thiệu; (2) Tổng quan nghiên cứu; (3) Mô hình, dữ liệu và phương pháp nghiên cứu; (4) Kết quả nghiên cứu; và cuối cùng là phần (5) Kết luận và hàm ý chính sách.

2. Tổng quan nghiên cứu

2.1. Tổng quan nghiên cứu về mối quan hệ giữa tín dụng ngân hàng và hiệu quả hoạt động

Mối quan hệ giữa TDNH và HQHĐ của công ty là một vấn đề phức tạp và đa chiều. Trước tiên, mở rộng tín dụng tạo điều kiện dễ dàng tiếp cận nguồn tài trợ bên ngoài và giảm chi phí sử dụng vốn của các chủ thể trong nền kinh tế, do đó thúc đẩy đầu tư và tăng trưởng, đặc biệt là đối với các DN nhỏ (Castro và cộng sự, 2015). Mối liên hệ này được biểu hiện rõ ràng nhất ở các nền kinh tế đang phát triển và mới nổi, nơi mà độ sâu tài chính (financial deepening) vẫn còn ở mức khiêm tốn, làm cho các DN đối mặt với nhiều ràng buộc tài chính (financial constraints) (Chauvet & Jacolin, 2017). Trong bối cảnh này, nâng cao hiệu quả phân bổ vốn TDNH cho các phương án sử dụng vốn có hiệu quả trở thành động lực chính để Chính phủ có thể thúc đẩy

nền kinh tế phát triển (Asante và cộng sự, 2023). Để đạt được mục tiêu này, các ngân hàng cần phải hoạt động có hiệu quả hơn trong việc đánh giá các rủi ro tiềm ẩn và lợi nhuận có thể đem lại của các dự án khác nhau để có thể đưa ra quyết định tài trợ cho các dự án có tỷ suất sinh lời cao nhưng đảm bảo an toàn (De Gregorio & Guidotti, 1995). Điều này đã được nhấn mạnh rằng cải thiện hiệu quả của ngân hàng có tác động tích cực đáng kể hơn so với việc gia tăng khối lượng tín dụng.

Chính vì vậy, nếu việc phân bổ vốn diễn ra không hiệu quả sẽ dẫn đến tình trạng lượng vốn TDNH không chảy vào các dự án có năng suất, cuối cùng là ảnh hưởng xấu đến hiệu quả sử dụng vốn. Cụ thể, giai đoạn mở rộng tín dụng nhanh chóng sẽ làm nới lỏng tiêu chuẩn cho vay, các DN có điều kiện tiếp cận vốn dễ dàng hơn nên đưa ra các quyết định đầu tư cũng thiếu thận trọng hơn (Amador và cộng sự, 2013). Kết quả của quá trình này thường dẫn đến HQHĐ thấp, không đảm bảo nguồn vốn trả nợ và dẫn đến nợ xấu tăng cao, gây bất ổn tài chính (Ho và cộng sự, 2021, Shahzad và cộng sự, 2019).

Ngoài ra, hoạt động nghiên cứu và phát triển là tiền đề quan trọng để DN tăng trưởng đột phá và cải thiện HQHĐ và tăng sức cạnh tranh trên thị trường. Tuy nhiên, các hoạt động này tiềm ẩn rủi ro lớn, tỷ lệ thành công thấp và cần thời gian dài để triển khai cho đến khi bắt đầu tạo ra được lợi nhuận (Xie và cộng sự, 2021). Chính vì vậy, các doanh nghiệp thường gặp rào cản tài chính để tài trợ cho các hoạt động này. Việc mở rộng chính sách tín dụng giúp tháo gỡ bớt những rào cản tài chính này, cung cấp nguồn vốn dài hạn cho doanh nghiệp tiếp tục tài trợ cho các dự án mạo hiểm này nhưng có tiềm năng đột phá, đem lại HQHĐ cao (Li & Tina Zhang, 2023). Do đó, vai trò của Chính phủ trong việc thúc

đẩy hoạt động đổi mới sáng tạo thông qua điều hành chính sách tín dụng được nhấn mạnh (Poczter, 2017).

TDNH ảnh hưởng đến HQHĐ của doanh nghiệp không chỉ thông qua nguồn vốn cung cấp cho các doanh nghiệp mà còn thông qua vốn TDNH cấp cho các hộ gia đình. Bahadir và Gumus (2019) cho rằng các cú sốc tích cực trong tín dụng hộ gia đình có thể thúc đẩy đầu tư của doanh nghiệp khi nhu cầu về nhà ở tăng lên, dẫn đến tăng giá BĐS. Giá tăng sẽ khuyến khích doanh nghiệp bán bớt tài sản BĐS, tạo ra dòng tiền mới để đầu tư, mở rộng sản xuất và hoạt động kinh tế, cải thiện HQHĐ. Ngoài ra, khi giá nhà tăng, chủ sở hữu thường trải qua hiệu ứng của cải (wealth effect), dẫn đến gia tăng chi tiêu tiêu dùng và thúc đẩy nhu cầu về hàng hóa và dịch vụ, mang lại lợi ích cho các DN trong nhiều lĩnh vực (World Bank, 2015). Không những vậy, giá tài sản tăng đã truyền dẫn qua kênh tài sản thế chấp (collateral effect), tăng cường khả năng tiếp cận tín dụng cho hộ gia đình, giúp họ khởi nghiệp hoặc mở rộng kinh doanh hiện tại. Từ đó thúc đẩy tinh thần khởi nghiệp và kích thích hoạt động kinh tế, gián tiếp mang lại lợi ích cho các DN, nâng cao HQHĐ. Tuy nhiên, sự gia tăng giá nhà này mang tính không bền vững, đặc biệt là tạo nên hiệu ứng bong bóng tài sản. Khi bong bóng vỡ dẫn đến giá tài sản giảm sẽ có tác động tiêu cực đến nền kinh tế và ảnh hưởng đến hoạt động của các DN. Đây chính là tác động tiêu cực của việc tiêu dùng không bền vững- tình huống mà tăng trưởng tiêu dùng nhanh chóng nhưng không xuất phát từ tăng trưởng năng suất hoặc thu nhập thực (Benczúr và cộng sự, 2019). Không những vậy, hiệu ứng chuyển hướng vốn (capital diversion effect) với đặc điểm là nguồn vốn được cấp chuyển hướng sang tiêu dùng hộ gia đình với tỷ trọng lớn hơn nhiều so với cho các doanh

ng nghiệp (Al-Moulani & Alexiou, 2017). Điều này dẫn đến tình trạng các công ty gặp phải ràng buộc tài chính nhiều hơn để tiếp cận vốn đầu tư cho sản xuất, làm giảm HQHĐ, tăng chi phí kinh doanh (Castro và cộng sự, 2015).

2.2. Tổng quan nghiên cứu về mối quan hệ giữa cấu trúc vốn và hiệu quả hoạt động

HQHĐ được định nghĩa trong bài viết này là khả năng sinh lời theo sổ sách của các doanh nghiệp, điển hình như các thước đo hiệu quả kế toán như tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản, tỷ suất trình lời trên vốn chủ sở hữu (Veeravel và cộng sự, 2024). Các lý thuyết kinh tế không thống nhất về tác động của CTV đến HQHĐ, và cũng chưa có bằng chứng cho thấy lý thuyết nào là tối ưu hơn. Cụ thể, lý thuyết M&M I trong môi trường không thuế và không có phí chi giao dịch cùng với bất cân xứng thông tin do Modigliani và Miller (1958) đề xuất thì việc thay đổi CTV của một doanh nghiệp không ảnh hưởng đến HQHĐ. Tuy nhiên, khi nói lòng giả định về thuế và chi phí giao dịch, Modigliani và Miller (1963) cho thấy việc sử dụng nợ giúp cải thiện HQHĐ thông qua tác động của lá chắn thuế (lý thuyết M&M II). Mặc dù vậy, lý thuyết đánh đổi (Trade-off theory) của Myers (2001) cho thấy tồn tại hiện tượng hiệu quả biên giảm dần, tức rằng tồn tại CTV tối ưu. Khi CTV vượt qua khỏi mức tối ưu sẽ có tác động tiêu cực đến HQHĐ của DN do chi phí biên từ kiệt quệ tài chính cao hơn hiệu quả biên từ tiết kiệm thuế.

Jensen và Meckling (1976) cho rằng hoạt động quản trị DN tất yếu tồn tại chi phí đại diện (Agency cost theory) đã đặt ra các thách thức cho các lý thuyết trên. Theo đó, mặc dù việc sử dụng nợ, kèm theo sự giám sát chặt chẽ hơn của người cho vay có

thể có tác động tích cực đến HQHĐ. Tuy nhiên, mâu thuẫn lợi ích giữa các chủ nợ và cổ đông sẽ nảy sinh khi xuất hiện tình trạng kiệt quệ tài chính. Khi đó các quyết định đầu tư hoàn toàn phụ thuộc vào quyết định tài trợ, việc thiếu nguồn vốn đã hạn chế khả năng đầu tư vào các dự án có hiệu quả. Thay vào đó, chủ sở hữu sẽ phải tiếp tục đầu tư vào các dự án có rủi ro cao vì nếu không thực hiện thì sẽ không có nguồn chi để đảm bảo nghĩa vụ nợ. Như vậy, chính vì sự tồn tại của chi phí kiệt quệ tài chính đã giúp giải thích tại sao các công ty có cơ hội tăng trưởng cao lại không theo đuổi CTV tối ưu do Myers (2001) chỉ ra. Cụ thể, các công ty này thường dựa vào tài sản vô hình để tăng trưởng vượt bậc trong tương lai, việc sử dụng nợ sẽ gây nên áp lực trả nợ, đặc biệt là khi kiệt quệ tài chính xảy ra, giá trị của các tài sản vô hình này không được định giá phù hợp. Do đó, chủ sở hữu công ty thường thâm dụng vốn cổ phần mà không thâm dụng nợ, giúp tránh tác động từ kiệt quệ tài chính gây ra. Ngoài ra, CTV tối ưu cũng bị lý thuyết trật tự phân hạng bác bỏ khi cho rằng các DN có sự ưu tiên về nguồn tài trợ nội bộ trước khi sử dụng nguồn vốn từ bên ngoài (Myers & Majluf, 1984). Chính vì vậy, sự thay đổi của CTV không phản ánh việc các công ty đang điều chỉnh để theo đuổi CTV mục tiêu mà thực sự đến từ nhu cầu đầu tư nên cần lựa chọn nguồn tài trợ thích hợp.

2.3. Khoảng trống nghiên cứu

Hoạt động quản trị DN bao gồm ba quyết định chủ yếu là (i) quyết định đầu tư; (ii) quyết định tài trợ và (iii) quyết định phân chia lợi nhuận. Một cách tường minh, việc đầu tư vào các dự án có hiệu quả góp phần cải thiện HQHĐ của DN đáng kể. Để có thể thực hiện các dự án này, nhà quản trị cần phải quyết định nguồn vốn tài trợ phù

hợp dựa trên các lý thuyết về CTV. Theo đó, nguồn vốn từ việc đi vay trong hệ thống ngân hàng đóng vai trò quan trọng và đem lại các tác động khác nhau. Khía cạnh khác, chính sách TDNH được mở rộng giúp tạo cơ hội cho các DN dễ dàng thực hiện CTV đã chọn, hạn chế chi phí tiếp cận tín dụng. Ngoài ra, nguồn vốn tín dụng cũng ảnh hưởng đến HQHĐ doanh nghiệp thông qua dòng vốn chảy vào hộ gia đình đã tạo nên hiệu ứng của cái, hiệu ứng tài sản thế chấp và hiệu ứng chuyển hướng vốn.

Như vậy, giữa TDNH, CTV và HQHĐ của các DN có mối quan hệ mật thiết với nhau. Kết quả nghiên cứu của Trung (2021) đã cung cấp thêm bằng chứng thực nghiệm tại Việt Nam về mối quan hệ giữa CTV và HQHĐ. Theo đó, việc sử dụng đòn bẩy tài chính sẽ làm tăng nguy cơ dẫn đến kiệt quệ tài chính, tăng gánh nặng đi vay, ảnh hưởng đến HQHĐ của DN. Ngoài ra, Phạm Duy Tính (2023, 2024) đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm về tác động tích cực của TDNH đến hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp BĐS tại Việt Nam.

Trong khi đó, Warner (1977) và Judge & Korzhnitskaya (2012) đã đặt nền móng lý thuyết về sự phụ thuộc lẫn nhau giữa TDNH, CTV và HQHĐ. Với bối cảnh tiền tệ mở rộng, TDNH cao với nguồn vốn dồi dào, dễ tiếp cận và lãi suất cho vay thuận lợi sẽ càng làm giảm nguy cơ phá sản và gánh nặng chi phí đi vay (Warner, 1977). Ngược lại, cùng với mức đòn bẩy cho trước, giảm TDNH làm giảm cơ hội đầu tư, từ đó làm giảm HQHĐ của DN và làm tăng nguy cơ mất khả năng thanh toán (Judge & Korzhnitskaya, 2012). Mặc dù vậy, vẫn còn tồn tại khoảng trống nghiên cứu về việc kiểm chứng sự hiện diện của biến điều tiết mối quan hệ giữa CTV và HQHĐ là TDNH của các DN tại Việt Nam. Do đó, bài viết này tiến hành tìm kiếm bằng chứng thực nghiệm về tác động điều tiết

của TDNH đến mối quan hệ hiện hữu giữa CTV và HQHĐ của các DN, đặc biệt là trong lĩnh vực BĐS.

3. Mô hình, dữ liệu và phương pháp nghiên cứu

Mô hình nghiên cứu của bài viết này được kế thừa từ Nguyen (2021) và được điều chỉnh cho phù hợp với mục đích nghiên cứu. Theo đó, mô hình cần kiểm soát nhóm biến nội tại và vĩ mô vì Aysen Doyran (2013) chỉ ra rằng hai nhóm biến này đều có ảnh hưởng đến HQHĐ. Ngoài ra, các biến kiểm soát này đã có cơ sở vững chắc khi được nhiều nghiên cứu khác sử dụng như (Caballero, 2010, Eriotis và cộng sự, 2007, Zou & Stan, 1998). Để đánh giá tác động của chính sách tín dụng, tác giả bổ sung biến vĩ mô là TDNH. Để nghiên cứu tác động điều tiết của TDNH đến mối quan hệ giữa CTV và HQHĐ, tác giả bổ sung thêm biến tương tác TDNH*CTV vào mô hình. Theo đó, mô hình nghiên cứu có thể viết dưới dạng:

$$FP_{it} = \beta_0 + \beta_1 TDNH_{it} + \beta_2 CTV_{it} + \beta_3 TDNH_t * CTV_{it} + \sum_{j=1}^k \delta_j Control_{itj} + \varepsilon_{it}$$

FP là biến phụ thuộc (HQHĐ) được đo lường bằng lợi suất trên tổng tài sản (ROA) và lợi suất trên tổng vốn đầu tư (ROIC). Các ký hiệu biến khác và cách tính được trình bày chi tiết tại Bảng 1. Về nguồn dữ liệu, tác giả thu thập dữ liệu báo cáo tài chính từ cơ sở dữ liệu Fiiinpro và dữ liệu vĩ mô từ các nguồn đáng tin cậy khác nhau như Ngân hàng Thế Giới (Worldbank) và Quỹ tiền tệ thế giới (IMF). Dựa trên tính khả dụng của dữ liệu báo cáo tài chính được công bố, bài viết này sử dụng dữ liệu bảng không cân bằng với 983 quan sát có tần suất năm trong giai đoạn 2006- 2022 của 76 doanh nghiệp BĐS niêm yết trên Sàn Giao dịch Chứng khoán Hà Nội (HNX) và Sàn

Bảng 1. Mô tả dữ liệu nghiên cứu

Ký hiệu biến	Tên biến và cách tính	Đơn vị
ROA	Tỷ suất sinh lợi trên tài sản được tính từ lợi nhuận sau thuế chia tổng tài sản bình quân	Phần trăm
ROIC	Tỷ suất sinh lợi trên tổng vốn đầu tư được tính từ lợi nhuận sau thuế chia tổng bình quân vốn chủ sở hữu và nợ có trả lãi	Phần trăm
TDNH	Tín dụng ngân hàng được đo lường theo hai cách: dư nợ tín dụng ngân hàng cho lĩnh vực tư nhân chia cho giá trị danh nghĩa của tổng sản phẩm quốc nội (CRE) và tổng dư nợ tín dụng ngân hàng chia cho giá trị danh nghĩa của tổng sản phẩm quốc nội (TCRE)	Số thập phân (Số lần)
CTV	Cấu trúc vốn được đo lường theo hai cách: tổng nợ trên tổng tài sản (TDTA) và nợ dài hạn trên tổng tài sản (LDTA)	Số thập phân (Số lần)
SIZE	Quy mô doanh nghiệp được đo lường bằng logarithm tự nhiên của tổng tài sản	Tỷ đồng
AGE	Số năm hoạt động cho đến năm quan sát	Số năm
LIQ	Hệ số thanh khoản bằng tổng tài sản ngắn hạn trên tổng nợ ngắn hạn	Số thập phân (Số lần)
CAPEX	Tỷ lệ mua sắm tài sản cố định trên tổng tài sản	Số thập phân (Số lần)
REV	Cơ hội tăng trưởng được đo lường bằng ba cách: tốc độ tăng trưởng doanh thu bình quân (AGREV), sai phân bậc nhất của logarithm tự nhiên của doanh thu sau khi đã chuyển đổi tuyến tính (DLLTREV) và sai phân bậc nhất của logarithm tự nhiên của doanh thu sau khi đã chuyển đổi dạng hyperbolic sine (DLSTREV)	Số thập phân
INF	Tỷ lệ lạm phát hằng năm	Phần trăm
GDP	Quy mô nền kinh tế được đo lường bằng hai cách: logarithm tự nhiên của tổng sản phẩm quốc nội thực (GDPR) và logarithm tự nhiên của tổng sản phẩm quốc nội thực bình quân đầu người (GDPRPC)	Số thập phân
INT	Lãi suất được đo lường bằng hai cách: sai phân bậc nhất của logarithm tự nhiên của lãi suất cho vay (LR) và sai phân bậc nhất của logarithm tự nhiên của lãi suất huy động (DR)	Số thập phân

Nguồn: Tác giả tổng hợp

Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh (HOSE) tại thời điểm 31/12/2022.

Về phương pháp ước lượng, bài viết sử dụng đa dạng các phương pháp ước lượng gồm OLS, FEM, REM và FGLS đối với mô hình dạng tĩnh. Để giải quyết vấn đề định dạng sai mô hình khi biến phụ thuộc có tính quán tính (chịu sự ảnh hưởng bởi giá trị kỳ trước), tác giả sử dụng mô hình bảng động như một phương pháp kiểm tra tính vững của các phát hiện. Theo đó, phương pháp ước lượng two-step system GMM do Arellano & Bond (1998) đề xuất được sử dụng. Để xử lý các quan sát ngoại lai, bài viết tiến hành “winsorize” các biến

nội tại của DN ở 1% cận dưới và 99% cận trên.

4. Kết quả nghiên cứu và thảo luận

Thống kê mô tả các biến quan sát cho thấy tồn tại một số quan sát có doanh thu bằng 0 nên không thể tính tốc độ tăng trưởng. Thông qua khảo lược các nghiên cứu trước, tác giả sử dụng cả ba cách tiếp cận để giải quyết vấn đề này. Thứ nhất, áp dụng phương pháp do Bambe và cộng sự (2024), Léon (2020) sử dụng, tác giả tính tốc độ tăng trưởng trung bình dựa trên công thức: $AGREV = (REV_t - REV_{t-1}) / ((REV_t +$

$REV_{t-1})/2)$

Thứ hai, dựa trên phương pháp Hasan và cộng sự (2009) Montes và do Nascimento Valladares (2024) sử dụng, tác giả chuyển đổi dưới dạng tuyến tính rồi tính sai phân bậc nhất của logarithm tự nhiên :

$$DLLTREV = \Delta \ln[1+REV+\min(REV)]$$

Thứ ba, dựa trên phương pháp của Arcand & cộng sự (2015), Benczúr & cộng sự (2019), Ductor & Grechyna (2015), tác giả chuyển đổi dưới dạng hyperbolic sine rồi tính sai phân bậc nhất của logarithm tự nhiên: $DLSTREV = \Delta \ln(REV+\sqrt{1+REV^2})$ Bài viết trình bày kết quả thống kê mô tả trong Bảng 2 cho thấy các biến đại diện cho HQHĐ là ROA và ROIC có sự biến động mạnh trong mẫu (hệ số biến thiên >1). Các

công ty BĐS trong mẫu có xu hướng sử dụng đòn bẩy tài chính lớn khi giá trị lớn nhất của TDTA đạt 52,4% và LDTA đạt 44,1%. Về TDNH, kết quả cho thấy tổng tín dụng ngân hàng và tín dụng dành cho lĩnh vực tư nhân đã có sự thay đổi đáng kể. Để đảm bảo tính vững cho các phát hiện, tác giả đã sử dụng đa dạng các mô hình ước lượng gồm Pooled OLS, REM và FEM. Bên cạnh đó, tác giả cũng đã sử dụng đa dạng các biến đo lường cho cả yếu tố nội tại DN và vĩ mô như: đo lường HQHĐ bằng hai biến ROA, ROIC; đo lường CTV bằng hai biến TDTA, LDTA; đo lường cơ hội tăng trưởng bằng ba biến AGREV, DLLTREV, DLSTREV; đo lường TDNH bằng hai biến TCRE, CRE; đo lường lãi suất bằng hai

Bảng 2. Thống kê mô tả các biến

Ký hiệu biến	Số quan sát	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ROA	983	0,049	0,057	-0,120	0,256
ROIC	983	0,099	0,110	-0,161	0,602
TDTA	983	0,165	0,134	0,000	0,524
LDTA	983	0,084	0,100	0,000	0,441
TCRE	983	0,980	0,159	0,692	1,249
CRE	983	0,991	0,164	0,654	1,259
SIZE	983	7,531	1,469	4,865	12,273
CAPEX	983	0,028	0,052	0,000	0,312
AGE	983	16,231	10,506	0,000	53,000
AGREV	983	0,134	0,716	-1,775	1,991
DLLTREV	983	0,033	0,185	-0,545	0,747
DLSTREV	983	0,177	0,929	-2,416	3,818
LIQ	983	2,789	3,301	0,381	24,386
LR	983	-0,026	0,181	-0,450	0,345
DR	983	-0,058	0,231	-0,476	0,530
INF	983	5,636	5,233	0,631	23,115
GDPR	983	14,948	0,311	14,346	15,529
GDPRPC	983	17,540	0,215	17,062	17,850

Ghi chú: Kết quả thống kê mô tả này tính toán trước khi khử trung bình của các TDTA, LDTA, CRE, TCRE.

Nguồn: Kết quả tính toán từ Stata 17

Bảng 3. Kết quả ước lượng mô hình tĩnh bằng FEM và FGLS

Biến phụ thuộc	ROA				ROIC			
	TDTA		LDTA		TDTA		LDTA	
Đo lường CTV								
Phương pháp ước lượng	FEM	FGLS	FEM	FGLS	FEM	FGLS	FEM	FGLS
CTV	-0,068***	-0,057***	-0,046**	-0,045***	-0,148***	-0,092***	-0,135***	-0,087***
	(0,018)	(0,011)	(0,018)	(0,014)	(0,037)	(0,019)	(0,038)	(0,022)
TDNH	0,144***	0,100***	0,144***	0,097***	0,237***	0,173***	0,235***	0,165***
	(0,024)	(0,013)	(0,024)	(0,013)	(0,044)	(0,023)	(0,045)	(0,022)
TDNH*CTV	0,196**	0,185***	0,268**	0,222***	0,348**	0,348***	0,420**	0,382***
	(0,093)	(0,049)	(0,115)	(0,066)	(0,152)	(0,086)	(0,206)	(0,106)
Số quan sát	983	983	983	983	983	983	983	983
Kiểm soát đối tượng	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Kiểm soát thời gian	Không	Không	Không	Không	Không	Không	Không	Không
Hệ số xác định hiệu chỉnh	0,251		0,239		0,250		0,238	

Ghi chú: *, **, *** là ký hiệu chỉ ra có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. Sai số chuẩn cải thiện của các hệ số ước lượng được ghi trong (). TDNH báo cáo ở đây sử dụng biến CRE. Biến đại diện cho CTV và TDNH đã được khử trung bình trước khi ước lượng nhằm giảm hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình khi tồn tại biến tương tác.

Nguồn: Kết quả tính toán từ Stata 17

biến LR, DR; đo lường quy mô nền kinh tế bằng hai biến GDPR, GDPRPC.

Kết quả ước lượng của tất cả các phương pháp ước lượng và các đo lường đều nhất quán về tác động điều tiết của TDNH đến mối quan hệ giữa CTV và HQHĐ. Do đó, bài viết này sử dụng kết quả ước lượng mô hình FEM đối với các biến ROA, ROIC, CRE, TDTA, LDTA, AGREV, LR, GDPR đại diện cho các kết quả khác và trình bày tại Bảng 3. Tuy nhiên, các mô hình bị các khuyết tật về phương sai thay đổi và tự tương quan nên phương pháp ước lượng FGLS được sử dụng để cải thiện hiệu quả. Mặc dù vậy, nếu mô hình bị định dạng sai thì các kết quả không còn vững, sẽ làm cho việc giải thích ý nghĩa kinh tế trở nên không đáng tin cậy. Để loại trừ khả năng này, tác giả đã tiến hành ước lượng mô hình động thay vì mô hình tĩnh để kiểm tra lại tính

vững của các phát hiện trước khi thảo luận về ý nghĩa kinh tế của các mô hình.

Khi sử dụng dữ liệu bảng không cân bằng, phương pháp khử trung bình tương lai (Forward Orthogonal Deviation) thay vì phương pháp sai phân (First Difference) kết hợp với khử trung bình quá khứ (Backward Orthogonal Deviation) các biến nội sinh có xu hướng đem lại kết quả ước lượng tốt hơn (Roodman, 2009). Do đó, bài viết này sử dụng dữ liệu không cân bằng nên sẽ thực hiện dựa trên đề xuất này và trình bày kết quả ở Bảng 4. Kiểm định thỏa hơn điều kiện xác định (Hansen test of overidentification restriction) không thể bác bỏ ý mức ý nghĩa 5% nên chưa có cơ sở để cho rằng các biến công cụ được sử dụng trong bài viết này không đảm bảo tính ngoại sinh nghiêm ngặt. Các kiểm định khác biệt (Difference-in-Hansen) cũng được thực hiện và kết

Bảng 4. Kết quả ước lượng mô hình động bằng phương pháp SGMM hai bước

Biến phụ thuộc	ROA		ROIC	
Đo lường CTV	TDTA	LDTA	TDTA	LDTA
L.FP	0,332***	0,322***	0,247***	0,231***
	(0,075)	(0,074)	(0,076)	(0,077)
CTV	-0,055***	-0,099***	-0,101***	-0,185***
	(0,013)	(0,026)	(0,026)	(0,050)
TDNH	0,116***	0,114***	0,207***	0,206***
	(0,026)	(0,027)	(0,051)	(0,056)
CTV*TDNH	0,180**	0,314**	0,272**	0,499**
	(0,071)	(0,124)	(0,122)	(0,234)
Số quan sát	907	907	907	907
AR(2)	0,891	0,958	0,418	0,427
Kiểm định Hansen	0,208	0,233	0,110	0,114
Kiểm định Wald	1009,075	920,935	913,393	856,512
P-value của kiểm định Wald	0,000	0,000	0,000	0,000
Số công ty	76,000	76,000	76,000	76,000
Số lượng biến công cụ	16,000	16,000	16,000	16,000

Ghi chú: *, **, *** là ký hiệu chỉ ra có ý nghĩa thống kê ở các mức ý nghĩa lần lượt là 10%, 5% và 1%. Sai số chuẩn của tham số ước lượng được ghi trong (). TDNH báo cáo ở đây sử dụng biến CRE. Biến CTV và TDNH đã được khử trung bình trước khi ước lượng nhằm giảm hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình khi tồn tại biến tương tác. L.FP là biến trễ của biến phụ thuộc, L.FP là L.ROA trong mô hình sử dụng ROA và L.ROIC trong mô hình sử dụng ROIC

Nguồn: Kết quả tính toán từ Stata 17

quả cho thấy các nhóm biến công cụ trong từng phương trình đổi dạng (Transformed Equation) và chuỗi gốc (Level Equation) đều ngoại sinh nghiêm ngặt. Số lượng biến công cụ trong bài viết này nhỏ hơn số công ty nên hạn chế được tình trạng sử dụng quá nhiều làm giảm đi độ tin cậy của kiểm định Hansen về tính ngoại sinh nghiêm ngặt của các biến công cụ. Ngoài ra, kết quả kiểm định tự tương quan phần dư được đảm bảo theo đề xuất của Arellano và Bond (1991). Như vậy, kết quả ước lượng mô hình tĩnh và mô hình động có sự nhất quán về xu hướng tác động của CTV đến HQHĐ của các doanh nghiệp BĐS. Theo đó, việc gia tăng sử dụng nợ làm khuếch đại đòn bẩy tài chính làm giảm HQHĐ. Kết quả này

phù hợp với kết quả nghiên cứu của Trung (2021) đã thực hiện tại Việt Nam trong giai đoạn 2009- 2019 đối với các công ty vừa và nhỏ niêm yết tại HNX và HOSE. Mặc dù, nợ có thể khuyến khích hiệu quả quản lý, đòn bẩy quá mức có thể chuyển trọng tâm quản lý sang việc trả nợ ngắn hạn với cái giá phải trả là kế hoạch chiến lược và đổi mới dài hạn (Jensen, 1986). Athira và cộng sự (2024) cho rằng đòn bẩy tài chính cao dẫn đến tình trạng các công ty ngại đầu tư hơn trong điều kiện thị trường không thuận lợi nên làm giảm HQHĐ. Ngoài ra, các chủ nợ có thể áp dụng các cơ chế giám sát chặt chẽ hơn đối với các công ty có đòn bẩy cao, làm tăng chi phí hoạt động và có khả năng cản trở hiệu suất (Léon, 2020).

Mở rộng tín dụng có tác động nâng cao HQHĐ của các doanh nghiệp BĐS, kết quả này đồng nhất với nghiên cứu của Phạm Duy Tính (2023). Như vậy, các tác động tiêu cực mà TDNH đem đến khi dòng vốn chuyển hướng sang tiêu dùng không bền vững, làm gia tăng hạn chế tài chính của các DN như Al-Moulani và Alexiou (2017), Benczúr và cộng sự (2019), Castro và cộng sự (2015) chỉ ra không đáng kể tại Việt Nam. Do đó, việc mở rộng tín dụng có tác động thúc đẩy hoạt động đầu tư, cải tiến công nghệ, tiết giảm chi phí, góp phần nâng cao HQHĐ. Không những vậy, phát hiện mới trong nghiên cứu này chỉ ra rằng việc mở rộng tín dụng có tác động làm giảm thiểu ảnh hưởng tiêu cực của CTV đến HQHĐ của các doanh nghiệp BĐS. Phát hiện này phù hợp với kỳ vọng ban đầu, theo đó mở rộng tín dụng sẽ làm giảm chi phí kiệt quệ tài chính và chi phí vay vốn (Warner, 1977) và tạo điều kiện kinh tế thuận lợi như tăng lượng cầu giúp các dự án triển khai có hiệu quả hơn, tăng cơ hội đầu tư (Judge & Korzhenitskaya, 2012). Như vậy, đòn bẩy tài chính sẽ có ít tác động tiêu cực đến HQHĐ hơn trong điều kiện tín dụng mở rộng so với tín dụng thắt chặt.

5. Kết luận và hàm ý chính sách

Bài nghiên cứu đã cung cấp bằng chứng thực nghiệm về sự ảnh hưởng của việc thay đổi chính sách tín dụng đến mối quan hệ giữa CTV và HQHĐ của các DN, cụ thể là các doanh nghiệp BĐS. Phát hiện này là cơ sở để các nghiên cứu lý thuyết sau này được tiến hành để đánh giá toàn diện các kênh truyền dẫn của chính sách tín dụng đến nền kinh tế. Kết quả cho thấy chính sách thắt chặt tín dụng chỉ khuếch đại tác động tiêu cực của CTV đến HQHĐ khi các DN đang sử dụng mức đòn bẩy tài chính cao. Trong bối cảnh các công ty sử dụng

đòn bẩy tài chính thấp thì việc thắt chặt tín dụng giúp làm giảm thiểu ảnh hưởng tiêu cực này.

Với bối cảnh thực tiễn tại Việt Nam, mặc dù thị trường BĐS đã có dấu hiệu khởi sắc trong những tháng đầu năm 2024 dựa vào nỗ lực tháo gỡ khó khăn tín dụng, nhưng tồn tại những đe dọa cho sự phát triển trong tương lai. Cụ thể, tín dụng đã tăng trưởng liên tục trong những năm vừa qua với tốc độ cao hơn tốc độ tăng trưởng GDP. Đây là dấu hiệu của tăng trưởng nóng nền kinh tế, đã dẫn đến tỷ trọng tín dụng trên GDP vượt ngưỡng an toàn. Việc thắt chặt tăng trưởng tín dụng trong thời gian tới là điều tất yếu để đảm bảo an toàn hệ thống tài chính. Thực hiện việc thắt chặt này sẽ làm chậm tốc độ tăng trưởng kinh tế nói chung và ảnh hưởng đến hoạt động của các doanh nghiệp BĐS nói riêng. Để giảm thiểu tác động tiêu cực này, Chính phủ cần thông báo định hướng chính sách (Forward guidance) tín dụng trước khi thắt chặt và truyền thông cho các doanh nghiệp BĐS nắm bắt được xu hướng tác động tiêu cực này. Nhờ vào đó, các doanh nghiệp BĐS có thể xây dựng chiến lược thích ứng như cắt giảm đòn bẩy tài chính, tăng cường huy động vốn chủ sở hữu trên thị trường chứng khoán. Thực hiện đồng bộ các giải pháp để giảm chi phí kiệt quệ tài chính là cần thiết trước khi tiến hành điều tiết giảm lượng vốn tín dụng. Các dự án đầu tư BĐS thường kéo dài nhiều năm, chiếm dụng vốn dài hạn nhiều hơn nên sẽ có tác động khác biệt so với vốn ngắn hạn. Đặc biệt, Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2023) đã nhấn mạnh hoạt động đầu tư trung dài hạn trong nền kinh tế nước ta phụ thuộc vào vốn TDNH trong khi nguồn vốn này được các ngân hàng huy động dưới dạng ngắn hạn là chủ yếu. Chính vì vậy, việc thắt chặt chính sách tín dụng trung dài hạn là tất yếu để giảm thiểu rủi ro thanh khoản và kỳ hạn tại các ngân hàng.

Tuy nhiên bài viết này vẫn chưa đi sâu vào để phân tích các ảnh hưởng khác nhau của vốn vay dài hạn và vốn vay ngắn hạn. Do đó, đây là hướng nghiên cứu tiếp theo cần được thực hiện để cung cấp cơ sở khoa học cho Ngân hàng Nhà nước điều hành chính sách tín dụng trong tương lai. ■

Lời cảm ơn

Phạm Duy Tính được tài trợ bởi Chương trình học bổng thạc sĩ, tiến sĩ trong nước của Quỹ Đổi mới sáng tạo Vingroup (VINIF), mã số VINIF.2023.TS.131.

Tài liệu tham khảo

- Abu-Bader, S. & Abu-Qarn, A. S. (2008). Financial development and economic growth: The Egyptian experience. *Journal of Policy Modeling*, 30, 887-898. <https://doi.org/j.jpolmod.2007.02.001>
- Al-Moulani, A. & Alexiou, C. (2017). Banking sector depth and economic growth nexus: a comparative study between the natural resource-based and the rest of the world's economies. *International Review of Applied Economics*, 31, 625-650. <https://doi.org/10.1080/02692171.2017.1299115>
- Amador, J. S., Gómez-González, J. E. & Pabón, A. M. (2013). Loan growth and bank risk: new evidence. *Financial Markets and Portfolio Management*, 27, 365-379. <https://doi.org/10.1007/s11408-013-0217-6>
- Arcand, J. L., Berkes, E. & Panizza, U. (2015). Too much finance?. *Journal of Economic Growth*, 20, 105-148. <https://doi.org/10.1007/s10887-015-9115-2>
- 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, 277-297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Arellano, M. & Bond, S. (1998). *Dynamic panel data estimation using DPD98 for GAUSS: a guide for users*. Institute for Fiscal Studies, London.
- Asante, G. N., Takyi, P. O. & Mensah, G. (2023). The impact of financial development on economic growth in sub-Saharan Africa. Does institutional quality matter?. *Development Studies Research*, 10, 2156904. <https://doi.org/10.1080/21665095.2022.2156904>
- Athira, A., Ramesh, V. K. & Sinu, M. (2024). COVID-19 pandemic and firm performance: An empirical investigation using a cross-country sample. *IIMB Management Review*, 36(3), 269-281. <https://doi.org/10.1016/j.iimb.2024.07.002>
- Aysen Doyran, M. (2013). Net interest margins and firm performance in developing countries. *Management Research Review*, 36, 720-742. <https://doi.org/https://doi.org/10.1108/MRR-05-2012-0100>
- Bahadir, B. & Gumus, I. (2019). Transmission of Household and Business Credit Shocks in Emerging Markets: The Role of Real Estate. *Real Estate Economics*, 49, 587-617. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.12273>
- Bambe, B.-W.-W., Combes, J.-L., Kaba, K. & Minea, A. (2024). Inflation targeting and firm performance in developing countries. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 163. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2024.104854>
- Benczur, P., Karagiannis, S. & Kvedaras, V. (2019). Finance and economic growth: Financing structure and non-linear impact. *Journal of Macroeconomics*, 62, 103048. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2018.08.001>
- Caballero, R. J. (2010). Macroeconomics after the Crisis: Time to Deal with the Pretense-of-Knowledge Syndrome. *Journal of Economic Perspectives*, 24, 85-102. <https://doi.org/https://doi.org/10.1257/jep.24.4.85>
- Castro, F., Kalatzis, A. E. G. & Martins-Filho, C. (2015). Financing in an emerging economy: Does financial development or financial structure matter?. *Emerging Markets Review*, 23, 96-123. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2015.04.012>
- Chauvet, L. & Jacolin, L. (2017). Financial Inclusion, Bank Concentration, and Firm Performance. *World Development*, 97, 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2017.03.018>
- De Gregorio, J. & Guidotti, P. E. (1995). Financial development and economic growth. *World Development*, 23, 433-448. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(94\)00132-I](https://doi.org/10.1016/0305-750X(94)00132-I)
- Ductor, L. & Grechyna, D. (2015). Financial development, real sector, and economic growth. *International Review of Economics & Finance*, 37, 393-405. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2015.01.001>
- Eriotis, N., Vasilio, D. & Ventoura-Neokosmidi, Z. (2007). How firm characteristics affect capital structure: an empirical study. *Managerial Finance*, 33, 321-331. <https://doi.org/https://doi.org/10.1108/03074350710739605>
- Güler, O., Mariathan, M., Mulier, K. & Okatan, N. G. (2021). The real effects of banks' corporate credit supply: A literature review. *Economic Inquiry*, 59, 1252-1285. <https://doi.org/10.1111/ecin.12989>
- Hasan, I., Koetter, M. & Wedow, M. (2009). Regional growth and finance in Europe: Is there a quality effect of bank efficiency?. *Journal of Banking & Finance*, 33, 1446-1453. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.02.018>
- Ho, T. H., Le, T. D. Q. & Nguyen, D. T. (2021). Abnormal loan growth and bank risk-taking in Vietnam: A quantile

- regression approach. *Cogent Business & Management*, 8, 1908004. <https://doi.org/10.1080/23311975.2021.1908004>
- Hùng Võ. (2021). Bất động sản năm 2020: Đầu năm “ngủ đông,” cuối năm dần lóe sáng. Truy cập ngày 12/02/2023 từ https://mof.gov.vn/webcenter/portal/vclvcstc/pages_r/l/chi-tiet-tin?dDocName=MOFUCM188595
- Jensen, M. C. (1986). Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers. *The American Economic Review*, 76, 323-329.
- Jensen, M. C. & Meckling, W. H. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90026-X](https://doi.org/10.1016/0304-405X(76)90026-X)
- Judge, A. & Korzhenskaya, A. (2012). Credit market conditions and the impact of access to the public debt market on corporate leverage. *International Review of Financial Analysis*, 25, 28-63. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2012.09.003>
- Léon, F. (2020). The provision of long-term credit and firm growth in developing countries. *Economic Modelling*, 90, 66-78. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.04.023>
- Li, Y. & Tina Zhang, X. (2023). Rent-seeking in bank credit and firm R&D innovation: The role of industrial agglomeration. *Journal of Business Research*, 159. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2022.113454>
- Modigliani, F. & Miller, M. H. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review*, 48, 261-297.
- Modigliani, F. & Miller, M. H. (1963). Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction. *The American Economic Review*, 53, 433-443.
- Montes, G. C. & do Nascimento Valladares, M. (2024). The effects of economic uncertainty and economic policy uncertainty on banks' loan loss provision in Brazil. *Journal of Economics and Business*, 131, 106185. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2024.106185>
- Myers, S. C. (2001). Capital Structure. *Journal of Economic Perspectives*, 15, 81-102. <https://doi.org/10.1257/jep.15.2.81>
- Myers, S. C. & Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of Financial Economics*, 13, 187-221. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(84\)90023-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(84)90023-0)
- Ngân hàng Nhà nước Việt Nam (2023). Thẻ khó trong điều hành CSTT, Truy cập ngày 13/02/2023 từ <https://www.sbv.gov.vn/webcenter/portal/vi/links/cm196.jsessionid=Bo4wgjoh0HAovuOuyu8EHG5mKgX8KwVGg8SoUDEEJmAq-0jFoVdr!-1444242774!-1412160775?dDocName=SBV560419>
- Nguyen, K. Q. T. (2021). Determinants of small and medium-sized enterprises performance: The evidence from Vietnam. *Cogent Business & Management*, 8. <https://doi.org/10.1080/23311975.2021.1984626>
- Phạm Duy Tính (2023). Tín dụng ngân hàng và hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp bất động sản. *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 315, 43-51.
- Phạm Duy Tính (2024). Ảnh hưởng của chính sách giới hạn tăng trưởng tín dụng đến mối quan hệ giữa tín dụng ngân hàng và hiệu quả tài chính của các doanh nghiệp bất động sản. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế*, 4 (551), 13-24.
- Poczter, S. (2017). Rethinking the government as innovator: Evidence from Asian firms. *Asia Pacific Journal of Management*, 34, 367-397. <https://doi.org/10.1007/s10490-016-9475-y>
- Roodman, D. (2009). How to do Xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9, 86-136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
- Shahzad, F., Fareed, Z., Zulfikar, B., Habiba, U. & Ikram, M. (2019). Does abnormal lending behavior increase bank riskiness? Evidence from Turkey. *Financial Innovation*, 5, 37. <https://doi.org/10.1186/s40854-019-0152-2>
- Thu Hằng. (2022). Chuyên gia: Bất động sản khó rót giả dù thanh khoản chậm, Truy cập ngày 25/04/2023 từ https://mof.gov.vn/webcenter/portal/vclvcstc/pages_r/l/chi-tiet-tin?dDocName=MOFUCM257493
- Toàn Thắng. (2024). Thị trường bất động sản đã vượt qua giai đoạn khó khăn nhất, Truy cập ngày 28/09/2024 từ <https://baohinhphu.vn/thi-truong-bat-dong-san-da-vuot-qua-giai-doan-kho-khan-nhat-102240711094516624.htm>
- Veeravel, V., Murugesan, V. P. & Narayanamurthy, V. (2024). Does ESG disclosure really influence the firm performance? Evidence from India. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 95, 193-202. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2024.03.008>
- Warner, J. B. (1977). Bankruptcy Costs: Some Evidence. *The Journal of Finance*, 32, 337-347. <https://doi.org/10.2307/2326766>
- World Bank. (2015). Global Financial Development Report 2015/2016: Long-Term Finance, Washington, D.C.
- Xie, Z., Du, J. & Wu, Y. (2021). Does financialization of non-financial corporations promote the persistence of innovation: evidence from A-share listed manufacturing corporations in China. *Eurasian Business Review*, 12, 229-250. <https://doi.org/10.1007/s40821-021-00193-x>
- Zou, S. & Stan, S. (1998). The determinants of export performance: a review of the empirical literature between 1987 and 1997. *International Marketing Review*, 15, 333-356. <https://doi.org/https://doi.org/10.1108/02651339810236290>