

TÀI CHÍNH HOÁ DOANH NGHIỆP: GÓC NHÌN TỪ CÁC DOANH NGHIỆP NIÊM YẾT NGÀNH BẤT ĐỘNG SẢN VIỆT NAM

CORPORATE FINANCIALIZATION: EVIDENCE FROM LISTED REAL ESTATE COMPANIES IN VIETNAM

Trần Ngọc Mai^{1,*}, Trần Mạnh Hà²

DOI: <https://doi.org/10.57001/huivh5804.2025.107>

TÓM TẮT

Bài báo xem xét tác động của các nhân tố thể hiện đặc điểm tài chính doanh nghiệp tới quyết định tài chính hoá nhằm làm rõ động lực thúc đẩy các doanh nghiệp chuyển dịch đầu tư sang các tài sản tài chính. Các phương pháp ước lượng hồi quy OLS, FEM, REM và GMM được sử dụng cho dữ liệu bảng từ 50 doanh nghiệp bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2014 - 2023. Kết quả nghiên cứu cho thấy tính bền vững của các quyết định tài chính hoá, vai trò của hiệu quả hoạt động tài sản và biến động dòng tiền đối với sự gia tăng tài sản tài chính hay; vai trò quy mô thể hiện ở việc các doanh nghiệp có quy mô nhỏ có mức đầu tư cao hơn. Trong bối cảnh đại dịch COVID-19, tác động của biến động dòng tiền trở nên quan trọng hơn.

Từ khóa: Tài chính hoá, Việt Nam, bất động sản.

ABSTRACT

The This study examines determinants of corporate financial characteristics on financialization decisions, aiming to clarify their impact on toward financial assets investment. The analysis employs OLS, FEM, REM, and GMM regression methods on panel data from 50 listed real estate firms in the Vietnam stock market during the 2014 - 2023 period. The findings reveal the persistence of financialization decisions, highlighting the significant roles of return on asset and cash flow volatility in increasing financial asset holdings, as well as the influence of firm size, with smaller firms exhibiting higher levels of financial investment. In the context of the COVID-19 pandemic, the effect of cash flow volatility becomes even more pronounced.

Keywords: Financialization, Vietnam, real estate.

¹Khoa Tài chính, Học viện Ngân hàng

²Phòng Đào tạo, Học viện Ngân hàng

*Email: ngocmai@hvn.edu.vn

Ngày nhận bài: 27/02/2025

Ngày nhận bài sửa sau phản biện: 10/4/2025

Ngày chấp nhận đăng: 25/4/2025

1. MỞ ĐẦU

Tài chính hoá trong doanh nghiệp (corporate financialization) được hiểu là cách thức các doanh nghiệp tập trung vào hoạt động tài chính hơn là các hoạt động kinh doanh cốt lõi gắn với ngành nghề kinh doanh của doanh nghiệp. Theo nghiên cứu [1, 2], các doanh nghiệp gia tăng hoạt động trên thị trường tài chính, giao dịch cổ phiếu, trái phiếu nhằm mục tiêu tối đa hoá lợi nhuận từ nguồn thu nhàn rỗi cũng như duy trì khả năng thanh khoản [3]. Tuy nhiên, tài chính hoá có thể làm suy giảm mức đầu tư vào ngành nghề kinh doanh chính, giảm hiệu

quả hoạt động cũng như gia tăng rủi ro tài chính nếu đầu tư không hiệu quả [4]. Đối với ngành bất động sản, tài chính hoá trở nên đặc biệt quan trọng do đặc thù về chu kỳ dự án kéo dài, thời gian để quay vòng vốn thường từ 3 - 5 năm thậm chí lớn hơn khiến vấn đề thanh khoản trở nên nhạy cảm và mang tính sống còn.

Tại Việt Nam, bất động sản đóng vai trò chủ đạo trong phát triển kinh tế xã hội. Đây không chỉ là ngành có số lượng các doanh nghiệp niêm yết chiếm tỷ trọng lớn, đóng góp lên đến 10 - 12% vào GDP Việt Nam mà còn thúc đẩy sự phát triển của các ngành liên quan từ vật liệu

xây dựng đến tài chính, thúc đẩy sự phát triển của đô thị và điều kiện sống của người dân. Trong những năm gần đây, các doanh nghiệp bất động sản đối mặt với những thách thức lớn về đại dịch, bất ổn chính trị, tăng trưởng toàn cầu có xu hướng chậm lại. Áp lực về dòng tiền hoạt động cũng như tính thanh khoản khiến các doanh nghiệp gia tăng tài chính hoá thay vì tập trung hoàn toàn vào hoạt động kinh doanh bất động sản, đặc biệt trong bối cảnh thị trường tài chính phát triển.

Bài báo tập trung phân tích các nhân tố quyết định mức độ tài chính hoá của các doanh nghiệp bất động sản. Nghiên cứu không chỉ làm rõ tác động của các nhân tố về quy mô, hiệu quả hoạt động, đòn bẩy tài chính, tăng trưởng doanh thu và biến động dòng tiền mà còn cung cấp cái nhìn sâu hơn về vai trò của biến động dòng tiền hoạt động kinh doanh trong bối cảnh đặc thù COVID-19. Từ đó nghiên cứu đề xuất bài học kinh nghiệm cho các nhà quản lý doanh nghiệp và cơ quan quản lý trong việc cân bằng giữa đầu tư tài chính và phát triển bền vững.

2. TỔNG QUAN NGHIÊN CỨU

Tài chính hoá là một khái niệm tương đối mới mẻ tại Việt Nam. Có thể hiểu một cách đơn giản, tài chính hoá là việc doanh nghiệp phi tài chính gia tăng nắm giữ tài sản tài chính thay vì chỉ tập trung vào hoạt động sản xuất kinh doanh thông thường. Trên thế giới đã có không ít nghiên cứu về tài chính hoá và các nhân tố tác động cũng như ảnh hưởng của tài chính hoá tới giá trị doanh nghiệp. Hầu hết đều xem xét ở phạm vi vĩ mô, tập trung vào ảnh hưởng của các yếu tố kinh tế vĩ mô. Moosa [5] tiếp cận dưới góc độ tài chính hoá nền kinh tế, giải thích tác động của tăng trưởng kinh tế bao gồm tỷ lệ dư nợ và tính thanh khoản của thị trường chứng khoán tới mức độ tài chính hoá của mỗi quốc gia. Hein [6] đánh giá ảnh hưởng của khủng hoảng tài chính lên tài chính hoá. Tori và Onaran [7] phát triển mô hình Post-Keynesian đánh giá mối quan hệ giữa tài chính hoá và hành vi đầu tư của doanh nghiệp tại Vương Quốc Anh sau đó mở rộng phạm vi sang các nước châu Âu. Các nghiên cứu xem xét tài chính hoá ở phạm vi doanh nghiệp, gắn với đặc điểm tình hình tài chính doanh nghiệp còn ít cả trong nước và quốc tế.

Ở phạm vi doanh nghiệp, tài chính hoá doanh nghiệp phản ánh sự thay đổi trong chiến lược kinh doanh của doanh nghiệp, chuyển dịch một phần đầu tư tài sản thực sang tài sản tài chính. Tài chính hoá cho biết tỷ trọng tài sản mang tính thanh khoản cao, cụ thể là tiền và đầu tư tài chính ngắn hạn trên tổng tài sản. Tài chính hoá liên quan đến cấu trúc tài sản của doanh nghiệp, phản ánh chiến lược dài hạn của doanh nghiệp vì thế mang ý nghĩa

bao trùm hơn tính thanh khoản. Tài chính hoá ngày càng trở nên phổ biến đối với doanh nghiệp, thể hiện ở tỷ trọng khoản đầu tư tài chính không ngừng gia tăng [8], đặt trong bối cảnh sự phát triển của thị trường tài chính. Tuy nhiên tác động của tài chính hoá doanh nghiệp đến hiệu quả hoạt động mang tính chất hai chiều, vừa mang lại lợi nhuận, vừa tiềm ẩn rủi ro hoạt động.

Một mặt, tài chính hoá tạo sự linh hoạt trong quản lý dòng tiền, giúp doanh nghiệp sử dụng nguồn vốn dư thừa hiệu quả mà vẫn đối phó được với sự bất ổn trong dòng tiền từ hoạt động kinh doanh bằng cách bán bớt các khoản đầu tư tài chính khi cần thiết như nghiên cứu [9, 10]. Điều này đặc biệt quan trọng trong ngành bất động sản vốn đối mặt với khó khăn về vốn, vấn đề thanh khoản và chi phí vốn cao [11]. Mặt khác, tài chính hoá chuyển dịch vốn đầu tư từ tài sản thực phục vụ hoạt động sản xuất kinh doanh của doanh nghiệp sang hoạt động tài chính như nghiên cứu [3, 4, 7]. Shu và cộng sự [12] gọi đây là hiệu ứng chen lấn (crowding out effect) và chứng minh tác động tiêu cực trong dài hạn tại Trung Quốc. Điều này cho thấy tồn tại mối quan hệ tương tác hai chiều giữa tài chính hoá và hiệu quả hoạt động: một mặt tài chính hoá là quyết định chiến lược của doanh nghiệp, mặt khác tác động trở lại doanh nghiệp.

Hiệu quả tài chính đo lường bởi tỷ suất lợi nhuận trên tổng tài sản (ROA) là một nhân tố quan trọng trong quyết định tài chính hoá của doanh nghiệp. Theo [9, 13], ROA cao tạo điều kiện để doanh nghiệp có nguồn tài chính dư thừa, từ đó đầu tư tài sản tài chính. Ngược lại, nghiên cứu [3] chứng minh mối quan hệ tỷ lệ thuận giữa ROA và vốn đầu tư tài sản phi tài chính, các doanh nghiệp Mỹ có xu hướng giảm đầu tư tài sản tài chính nếu hiệu quả đem lại từ hoạt động kinh doanh cốt lõi tăng lên. Điều này tương tự đối với tăng trưởng doanh thu và mối quan hệ giữa tăng trưởng doanh thu và quyết định tài chính hoá [14, 15].

Khi tính đến quy mô doanh nghiệp, nghiên cứu [2, 16] cho rằng doanh nghiệp nhỏ gặp hạn chế trong việc huy động vốn, do đó có xu hướng tài chính hoá để phòng ngừa rủi ro trong khi các doanh nghiệp lớn ít phụ thuộc vào tài chính hoá hơn. Gala và Julio [17] kết luận trái ngược nhưng thay vì sử dụng quan điểm truyền thống về hạn chế dòng vốn để giải thích, nhóm tác giả cho rằng các DN nhỏ tích cực đầu tư để khắc phục nhược điểm lợi suất giảm dần theo quy mô. Các doanh nghiệp nhỏ có tỷ suất đầu tư và hiệu quả đầu tư tốt hơn, từ đó khuyến khích gia tăng tái đầu tư tài sản thực mở rộng sản xuất kinh doanh.

Đối với đòn bẩy tài chính và sự biến động dòng tiền, các kết quả nghiên cứu trước đây cũng chỉ ra mối quan hệ

không đồng nhất với tài chính hoá. Tỷ lệ đòn bẩy cao và dòng tiền kém ổn định thúc đẩy nhu cầu đầu tư tài sản tài chính do mức sinh lời nhanh, khả năng thanh khoản cao [17-20]. Theo [8], đòn bẩy cao tạo áp lực trả nợ do đó hạn chế tài chính hoá.

Dựa trên cơ sở lý luận và các bằng chứng thực nghiệm nêu trên, các tác giả đề xuất giả thuyết về tác động của các nhân tố phản ánh đặc điểm tài chính doanh nghiệp đến tài chính hoá doanh nghiệp.

3. DỮ LIỆU VÀ PHƯƠNG PHÁP NGHIÊN CỨU

Bài báo sử dụng dữ liệu các doanh nghiệp ngành bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam giai đoạn 2014 - 2023, thu thập từ FIINPRO. Các biến tài chính tỷ suất sinh lời tổng tài sản (*roa*), đòn bẩy tài chính (*lev*), tăng trưởng doanh thu (*growth*), quy mô doanh nghiệp (*size*) được tính toán và loại bỏ giá trị ngoại lai trước khi đưa vào mô hình. Mức độ biến động dòng tiền hoạt động kinh doanh (*cfo_volatility*) được tính toán dựa độ lệch chuẩn của dòng tiền và chuẩn hoá về thang đo [0; 1] để so sánh tác động giữa biến động dòng tiền giữa các doanh nghiệp. Biến giả *covid* được đưa vào, có giá trị bằng 1 trong các năm đại dịch. Biến tài chính hoá *financialize*, được tiếp cận theo phương pháp tài sản và đo lường thông qua tỷ trọng tài sản tài chính của doanh nghiệp dựa theo nghiên cứu [2, 9, 17].

Để phân tích tác động của các nhân tố đến tài chính hoá (*financialize*), bài viết áp dụng các phương pháp hồi quy dữ liệu bảng OLS, FEM, REM. Kiểm định Hausman được sử dụng để lựa chọn FEM hay REM, kiểm định phương sai sai số thay đổi, tự tương quan cho thấy sự hiện diện của đa cộng tuyến, tự tương quan. Để khắc phục hiện tượng trên cũng như giải quyết vấn đề nội sinh tiềm tàng do tính bền vững của các quyết định tài chính trong doanh nghiệp cũng như tác động hai chiều giữa tài chính hoá và hiệu quả tài chính, bài báo sử dụng mô hình GMM, cụ thể hơn là GMM hệ thống để đánh giá tác động của các nhân tố tới quyết định tài chính hoá. Phương pháp GMM hệ thống (system-GMM) được sử dụng do tính ưu việt đối với dữ liệu nghiên cứu có mẫu nhỏ [21].

4. KẾT QUẢ NGHIÊN CỨU

Thông kê mô tả các biến sử dụng trong bài viết được trình bày ở bảng 1.

Bảng 1. Thông kê mô tả

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
financialize	500	0,105	0,129	0,001	0,673
roa	500	0,049	0,063	-0,475	0,296
lev	500	0,502	0,19	0,004	0,911

growth	450	0,13	0,282	-0,376	1,548
size	500	28,499	1,381	25,807	34,135
cfo_volatility	500	0,045	0,14	0	1

Thông kê mô tả biến *financialize* có giá trị trung bình 0,105 cho thấy mức độ tài chính hoá của các doanh nghiệp ngành bất động sản ở mức trung bình. Tỷ lệ đầu tư vào các tài sản tài chính ở mức khoảng 10% tổng tài sản. Giá trị nhỏ nhất và lớn nhất của *financialize* lần lượt là 0,001 và 0,673 cũng như độ lệch chuẩn 0,129 cho thấy sự khác biệt đáng kể giữa các doanh nghiệp trong ngành. Một số có mức độ tài chính hoá cao, một số thậm chí không có đầu tư tài chính, chỉ tập trung đầu tư kinh doanh ngành nghề cốt lõi.

Giá trị trung bình của *roa* ở mức 5%, độ lệch chuẩn 6,3%. Một số doanh nghiệp có mức sinh lời âm, thấp nhất đạt mức -47,5% trong khi một số doanh nghiệp có tỷ suất lợi nhuận tổng tài sản tương đối cao, đạt 29,6%. Tương tự thông kê mô tả *lev* cho thấy trung bình các doanh nghiệp có tỷ lệ nợ vay chiếm 50% giá trị tổng tài sản tuy nhiên mức độ sử dụng nợ vay là khác nhau giữa các doanh nghiệp. Tốc độ tăng trưởng doanh thu ở mức 13%, giao động từ khoảng -38% tới 150% cho thấy sự khác biệt tương đối đáng kể trong tăng trưởng doanh thu. *cfo_volatility* có giá trị trung bình 0,045 cho thấy mức độ biến động dòng tiền tương đối thấp, tuy nhiên mức độ biến động khác nhau giữa các doanh nghiệp, giá trị chuẩn hoá của biến này nằm trong khoảng [0;1] cho thấy một số doanh nghiệp có dòng tiền không ổn định. Điều này phản ánh đặc trưng thanh khoản của các doanh nghiệp ngành bất động sản.

Ma trận hệ số tương quan (bảng 2) và hệ số VIF (bảng 3) cho thấy, đa cộng tuyến không phải vấn đề trong mô hình nghiên cứu.

Bảng 2. Ma trận tương quan

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(1) financialize	1,000					
(2) roa	0,421	1,000				
(3) lev	-0,068	0,004	1,000			
(4) growth	0,072	0,246	0,165	1,000		
(5) size	-0,239	0,057	0,302	0,097	1,000	
(6) cfo_volatility	-0,061	0,001	0,180	0,083	0,625	1,000

Bảng 3. Hệ số VIF

	VIF	1/VIF
size2	1,793	0,558
cfo_volatility	1,683	0,594

lev	1,128	0,887
growth	1,101	0,908
roa	1,074	0,931
Mean VIF	1,356	-

Các phương pháp ước lượng OLS, FEM, REM được sử dụng để kiểm định mối quan hệ giữa các biến tài chính tới *financialize* (bảng 4). Kiểm định Hausman cho biết mô hình tác động cố định FEM là phù hợp hơn cả.

Bảng 4. Kết quả hồi quy mô hình OLS, FEM và REM

	(1)	(2)	(3)
	financialize	financialize	financialize
roa	0,907***	0,332***	0,405***
	(,083)	(0,066)	(0,066)
lev	0,013	0,006	0,008
	(0,029)	(0,037)	(0,033)
growth	-0,01	0,018	0,015
	(0,019)	(0,013)	(0,013)
size	-0,034***	-0,032***	-0,032***
	(0,005)	(0,009)	(0,007)
cfo_volatility	0,154***		0,138
	(0,047)		(0,092)
_cons	1,018***	0,995***	0,991***
	(0,137)	(0,235)	(0,193)
Observations	450	450	450
Pseudo R ²	0,274	0,173	0,235
<i>Standard errors are in parentheses</i>			
*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$			
Trong đó (1), (2) và (3) lần lượt thể hiện tác động của các nhân tố tới <i>financialize</i> theo các phương pháp OLS, FEM và REM			

Kiểm định đa cộng tuyến và tự tương quan (không trình bày ở đây) cho thấy tồn tại hiện tượng phương sai sai số thay đổi và tự tương quan trong mô hình nghiên cứu. Theo [3, 22], chiến lược tài chính thường mang tính nhất quán, tác động kéo dài. Đặc biệt mối quan hệ giữa tài chính hoá và tỷ suất lợi nhuận tổng tài sản có thể chịu ảnh hưởng của vấn đề nội sinh do các quyết định tài chính hoá không chỉ ảnh hưởng đến thu nhập đến từ hoạt động tài chính mà còn tác động đến phân bổ nguồn lực cho doanh nghiệp, từ đó tác động tới hiệu quả sử dụng tài sản. Để đo lường mối quan hệ hai chiều này, bài viết sử dụng phương pháp hồi quy tổng quát GMM hệ thống.

Bảng 5a. Kết quả hồi quy mô hình GMM hệ thống

financialize	Coef.	St.Err.	t-value	p-value	[95% Conf	Interval]	Sig
L.financialize	0,563	0,119	4,74	0	0,33	0,795	***
roa	0,332	0,134	2,48	0,013	0,069	0,594	**
lev	-0,002	0,025	-0,07	0,941	-0,051	0,047	
growth	-0,003	0,022	-0,15	0,882	-0,045	0,039	
size	-0,015	0,004	-3,68	0	-0,024	-0,007	***
cfo_volatility	0,069	0,019	3,56	0	0,031	0,107	***
Constant	0,465	0,124	3,75	0	0,222	0,708	***
Mean dependent var		0,104		SD dependent var		0,127	
Number of obs		450		Chi-square		954,707	
*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$							

Bảng 5b. Kiểm định tính hợp lệ của mô hình GMM

Arellano-Bond test for AR(1) in first differences: $z = -2,93$ $Pr > z = 0,003$
Arellano-Bond test for AR(2) in first differences: $z = 0,81$ $Pr > z = 0,418$
Hansen test of overid. restrictions: $\chi^2(31) = 33,27$ $Prob > \chi^2 = 0,357$

Kiểm định Hansen và AR(2) cho thấy tính hợp lệ của mô hình GMM (bảng 5b). Kết quả hồi quy theo phương pháp GMM hệ thống ở bảng 5a cho thấy tồn tại mối quan hệ có ý nghĩa thống kê giữa biến *financialize* độ trễ 1 năm và *financialize*. Hay nói cách khác, tài chính hoá năm trước có tác động tích cực tới tài chính hoá năm hiện tại. Hệ số tác động 0,563 cho thấy tính bền vững của các chính sách tài chính trong doanh nghiệp.

Hiệu quả sử dụng tài sản có hệ số hồi quy dương 0,332 và có ý nghĩa thống kê cho biết hiệu quả tài chính ROA tạo điều kiện cho doanh nghiệp đầu tư vào tài sản tài chính nhiều hơn. Lợi nhuận từ hoạt động kinh doanh cốt lõi thúc đẩy đầu tư tài chính của các doanh nghiệp phi tài chính. Điều này phù hợp với kết quả của nghiên cứu [13] tuy nhiên trái ngược với kết quả của nghiên cứu [3]. Orhangazi [3] nhấn mạnh tầm quan trọng của nguồn vốn nội bộ cho đầu tư tăng trưởng và mối quan hệ ngược chiều giữa đầu tư và tài chính hoá.

Đối với biến quy mô *size*, hệ số hồi quy âm và có ý nghĩa thống kê thể hiện mối quan hệ ngược chiều giữa quy mô hoạt động và tài chính hoá doanh nghiệp. Khi quy mô doanh nghiệp tăng lên 1 đơn vị, tỷ trọng đầu tư tài chính của doanh nghiệp giảm đi 1,5%. Mức tác động này được cho là tương đối nhỏ trong tương quan so sánh với các biến giải thích khác trong mô hình. Các doanh nghiệp lớn ít phụ thuộc vào các công cụ đầu tư tài chính so với các doanh nghiệp nhỏ, có thể giải thích bởi khả năng tiếp cận nguồn vốn từ thị trường tài chính cũng như từ các đối

tác dễ dàng [23]. Các doanh nghiệp nhỏ gặp khó khăn trong việc huy động vốn, chi phí huy động vốn đắt đỏ cũng như dòng tiền không ổn định do đó có xu hướng nắm giữ các tài sản tài chính để đảm bảo thanh khoản và để phòng rủi ro tài chính [16].

Khi xem xét tác động của sự biến động trong dòng tiền hoạt động kinh doanh, hệ số hồi quy 0,069 cho biết khi dòng tiền từ hoạt động kinh doanh không ổn định, doanh nghiệp có xu hướng tài chính hoá hơn. Biến động dòng tiền tăng 1 đơn vị làm gia tăng tỷ trọng tài sản đầu tư tài chính. Khi dòng tiền từ hoạt động kinh doanh cốt lõi kém ổn định, doanh nghiệp giảm mức đầu tư tài sản cố định [19], tăng cường đầu tư tài chính để tận dụng hiệu quả dòng vốn cũng như giảm áp lực chi phí vốn trong điều kiện căng thẳng tài chính theo nghiên cứu [18, 19].

Khi xem xét ảnh hưởng của Covid và hệ số tương quan *interact* giữa mức độ ổn định của dòng tiền và covid, kết quả hồi quy được thể hiện ở bảng 6.

Bảng 6. Kết quả hồi quy mô hình GMM hệ thống

	(1)	(2)	(3)
	financialize	inancialize	financialize
L.financialize	0,563*** (0,119)	0,0543*** (0,128)	0,545*** (0,128)
roa	0,332** (0,134)	0,333*** (0,122)	0,331*** (0,123)
lev	-0,002 (0,025)	-0,019 (0,021)	-0,016 (0,021)
growth	-0,003 (0,022)	-0,002 (0,021)	-0,002 (0,022)
size	-0,015*** (0,004)	-0,014*** (0,004)	-0,015*** (0,004)
cfo_volatility	0,069*** (0,019)	0,067*** (0,021)	0,061*** (0,021)
covid		0 (0,006)	-0,002 (0,007)
interact			0,021* (0,011)
_cons	0,465*** (0,124)	0,441*** (0,122)	0,445*** (0,126)
Observations	450	450	450
<i>Robust standard errors are in parentheses</i>			
*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$			
Trong đó (1), (2) và (3) lần lượt thể hiện kết quả hồi quy GMM hệ thống của mô hình gốc, khi bổ sung thêm biến Covid và khi xem xét tương quan giữa <i>cfo_volatility</i> và covid			

Bảng 6 thể hiện kết quả hồi quy khi lần lượt bổ sung các biến *covid*, *interact* vào mô hình. Các biến *financialize*, *roa* và *cfo_volatility* đều có độ lớn của hệ số hồi quy khá tương đồng với kết quả của mô hình gốc (bảng 5) cho thấy tính vững của kết quả nghiên cứu. Riêng với biến *interact*, hệ số hồi quy thể hiện sự thay đổi trong tác động của *cfo_volatility* lên mức tài chính hoá giai đoạn đại dịch COVID-19 so với giai đoạn bình thường. Hệ số 0,021 cho biết các doanh nghiệp có xu hướng tài chính hoá, nắm giữ tài sản tài chính nhiều hơn trong đại dịch. Biến động trong dòng tiền khiến tỷ trọng tài sản đầu tư tài chính của doanh nghiệp tăng lên từ 0,061 đến 0,082 trong giai đoạn COVID. Các doanh nghiệp nhạy cảm hơn với biến động dòng tiền hoạt động kinh doanh, giảm đầu tư tài chính để phòng ngừa rủi ro và đảm bảo thanh khoản. Điều này phù hợp với nghiên cứu của Arellano và cộng sự khi xem xét phản ứng của doanh nghiệp trong khủng hoảng tài chính toàn cầu.

5. KẾT LUẬN

Bài báo phân tích tác động của đặc điểm tài chính doanh nghiệp đến quyết định tài chính hoá của các doanh nghiệp ngành bất động sản niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả nghiên cứu cho thấy tính bền vững của quyết định tài chính hoá cũng như tác động tích cực của hiệu quả hoạt động tài sản và biến động dòng tiền từ hoạt động kinh doanh. Riêng đối với quy mô, mối quan hệ ngược chiều cho thấy doanh nghiệp nhỏ có xu hướng đầu tư tài chính cao hơn. Các doanh nghiệp lớn có ưu thế trong tiếp cận nguồn vốn từ đối tác và thị trường tài chính, giảm nhu cầu tài chính hoá với mục đích phòng ngừa rủi ro và tăng thanh khoản. Trong bối cảnh COVID-19, vai trò của biến động dòng tiền trở nên nổi bật hơn, hay nói cách khác các doanh nghiệp nhạy cảm hơn với biến động dòng tiền trong đại dịch, gia tăng tỷ trọng tài chính hoá doanh nghiệp.

Bài báo nhấn mạnh tầm quan trọng của việc cân bằng giữa tài chính hoá và hoạt động kinh doanh cốt lõi của doanh nghiệp, đặc biệt là các doanh nghiệp nhỏ. Với cơ quan quản lý, nghiên cứu đặt ra vấn đề về giám sát mức độ tài chính hoá trong các ngành, đặc biệt là ngành bất động sản để giảm thiểu rủi ro hệ thống. Đối với nhà đầu tư, hiểu rõ mối quan hệ của các nhân tố đến tài chính hoá giúp các đánh giá về hiệu quả hoạt động, cơ hội đầu tư và khả năng tăng trưởng bền vững của doanh nghiệp trở nên hiệu quả hơn.

TÀI LIỆU THAM KHẢO

- [1]. Krippner G. R., "The financialization of the American economy," *Socio-economic review*, 3(2), 173-208, 2005.
- [2]. Su K., Lu Y., "The impact of corporate social responsibility on corporate financialization," *The European Journal of Finance*, 29(17), 2047-2073, 2023.
- [3]. Orhangazi Ö., "Financialisation and capital accumulation in the non-financial corporate sector: A theoretical and empirical investigation on the US economy: 1973–2003," *Cambridge journal of economics*, 32(6), 863-886, 2008.
- [4]. Stockhammer E., "Financialisation and the slowdown of accumulation," *Cambridge journal of economics*, 28(5), 719-741, 2004.
- [5]. Moosa I. A., "Does financialization retard growth? Time series and cross-sectional evidence," *Applied Economics*, 50(31), 3405-3415, 2018.
- [6]. Hein E. "Financialisation and tendencies towards stagnation: the role of macroeconomic regime changes in the course of and after the financial and economic crisis 2007-09," *Cambridge Journal of Economics*, 43(4), 975-999, 2019.
- [7]. Tori D., Onaran Ö., "Financialization, financial development and investment. Evidence from European non-financial corporations," *Socio-Economic Review*, 18(3), 681-718, 2020.
- [8]. Demir F., "Financial liberalization, private investment and portfolio choice: Financialization of real sectors in emerging markets," *Journal of development economics*, 88(2), 314-324, 2009.
- [9]. Xu S., Guo L., "Financialization and corporate performance in China: promotion or inhibition," *Abacus*, 59(3), 776-817, 2023.
- [10]. Panaretou A., "Corporate risk management and firm value: evidence from the UK market," *The European Journal of Finance*, 20(12), 1161-1186, 2014.
- [11]. Opler T., Pinkowitz L., Stulz R., Williamson R. "The determinants and implications of corporate cash holdings," *Journal of financial economics*, 52(1), 3-46, 1999.
- [12]. Shu J., Zhang C., Zheng N., "Financialization and sluggish fixed investment in Chinese real sector firms," *International Review of Economics & Finance*, 69, 1106-1116, 2020.
- [13]. Tori D., Onaran Ö., "The effects of financialization on investment: evidence from firm-level data for the UK," *Cambridge Journal of Economics*, 42(5), 1393-1416, 2018.
- [14]. Kliman A., Williams S. D., "Why 'financialisation' hasn't depressed US productive investment," *Cambridge Journal of Economics*, 39(1), 67-92, 2015.
- [15]. Seo H. J., Kim H. S., Kim Y. C., "Financialization and the slowdown in Korean firms' R&D investment," *Asian Economic Papers*, 11(3), 35-49, 2012.
- [16]. Kim C. S., Mauer D. C., Sherman A. E., "The determinants of corporate liquidity: Theory and evidence," *Journal of financial and quantitative analysis*, 33(3), 335-359, 1998.
- [17]. Zhao Y., Su K., "Economic policy uncertainty and corporate financialization: Evidence from China," *International Review of Financial Analysis*, 82, 102182, 2022.
- [18]. Booth L., Cleary S., "Cash flow volatility, financial slack, and investment decisions," in *EFMA 2006 Madrid Meetings Paper*, 2006.
- [19]. Minton B. A., Schrand C., "The impact of cash flow volatility on discretionary investment and the costs of debt and equity financing," *Journal of financial economics*, 54(3), 423-460, 1999.
- [20]. Lazonick W., O'sullivan M., "Maximizing shareholder value: a new ideology for corporate governance," *Economy and society*, 29(1), 13-35, 2000.
- [21]. Soto M., "System GMM estimation with a small sample," *UFAE and IAE Working Papers*, 780.09, 2009.
- [22]. Tori D., Onaran Ö., "Financialisation and firm-level investment in developing and emerging economies," *Cambridge Journal of Economics*, 46(4), 891-919, 2022.
- [23]. Natke P. A., "Financial repression and firm self-financing of investment: empirical evidence from Brazil," *Applied Economics*, 31(8), 1009-1019, 1999.

AUTHORS INFORMATION

Tran Ngoc Mai¹, Tran Manh Ha²

¹Faculty of Finance, Banking Academy of Vietnam, Vietnam

²Department of Academic Affairs, Banking Academy of Vietnam, Vietnam