

ẢNH HƯỞNG CỦA NĂM GIỮ TIỀN MẶT ĐẾN HIỆU QUẢ HOẠT ĐỘNG CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM – CÁCH TIẾP CẬN MÔ HÌNH ĐỘNG

Phan Trần Minh Hưng
Trường Đại học Hoa Sen
Email: hung.phantranminh@hoasen.edu.vn

Mã bài: JED-593
Ngày nhận: 22/03/2022
Ngày nhận bản sửa: 30/05/2022
Ngày duyệt đăng: 08/06/2022

Tóm tắt

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm đánh giá sự tác động năm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Nghiên cứu này sử dụng kỹ thuật ước lượng mới được phát triển gần đây DPF với dữ liệu từ các công ty niêm yết trên cả hai Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội từ năm 2006 đến 2020 để chỉ ra sự tác động cùng chiều của năm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động đối với các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả nghiên cứu này không thay đổi khi sử dụng các đại diện khác của hiệu quả hoạt động, năm giữ tiền mặt và kỹ thuật ước lượng khác. Điều này chỉ ra vai trò của năm giữ tiền mặt trong cải thiện hiệu quả hoạt động.

Từ khóa: Năm giữ tiền mặt, hiệu quả hoạt động, DPF, mô hình động

Mã JEL: B26; G32; 016

The influence of cash-holdings on corporate performance for firms listed on Vietnamese stock exchanges – a dynamic approach

Abstract:

This study investigates the relationship between cash holdings and corporate performance for firms listed on the Vietnamese stock market. Using the newly proposed method for dynamic panel data models with fractional dependent variables, termed DPF with a comprehensive data set of stocks listed in both Hochiminh and Hanoi Stock Exchanges from 2006 to 2020, the results indicate the positive relationship between cash holdings and corporate performance. Our findings are robust to the alternative measures of cash holdings, corporate performance and the alternative econometric method. It implies the important role of cash holdings in improving corporate performance.

Keywords: cash-holding, corporate performance, DPF, dynamic model

JEL Codes: B26; G32; 016

1. Giới thiệu

Sự tác động của năm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động được giải thích bởi lý thuyết ưa thích thanh khoản (Keynes, 1936) và lý thuyết dòng tiền tự do (Jensen, 1986). Vì vậy, dựa trên nền tảng các lý thuyết này, sự tác động của năm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động đã được quan tâm đến trong cả điều kiện tĩnh và động. Trong điều kiện tĩnh, Wang (2002) tìm thấy mối quan hệ ngược chiều giữa năm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động đối với các công ty tại Nhật Bản và Đài Loan, trong khi đó La Rocca & Cambrea (2019) chỉ ra mối quan hệ cùng chiều giữa năm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động đối với các công ty lớn tại Ý. Trong

điều kiện động, Alnori (2020) và Yun & cộng sự (2021) lần lượt chỉ ra mối quan hệ cùng chiều giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động đối với các công ty tại Saudi và Trung quốc.

Tại Việt Nam, Doan (2020) sử dụng mô hình tĩnh để chỉ ra sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động với mẫu nghiên cứu là 186 công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong giai đoạn 2008-2018. Cơ bản, bản chất của hiệu quả hoạt động là động (Wintoki & cộng sự, 2012). Vì vậy, sử dụng mô hình tĩnh có thể không phản ánh đầy đủ tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động, thậm chí dẫn đến kết quả giả mạo. Tuy nhiên, cho đến nay, tại Việt Nam, chưa có bất nghiên cứu nào quan tâm đến sự tác động của nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong điều kiện động. Vì vậy, đóng góp của nghiên cứu này là tạo ra những khám phá mới về mối quan hệ động giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động trong bối cảnh thực tiễn các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

2. Tổng quan tài liệu và giả thuyết nghiên cứu

Lý thuyết ưa thích thanh khoản (The liquidity preference theory) (Keynes, 1936) đã chỉ ra lợi ích của việc nắm giữ tiền mặt. Hay nói cách khác, lý thuyết này đã chỉ ra ba động cơ để nắm giữ tiền mặt. Cụ thể như sau:

Thứ nhất, động cơ giao dịch cho rằng nắm giữ lượng lớn tiền mặt nhằm tiết kiệm chi phí giao dịch của tài trợ ngoài. Chi phí huy động nguồn vốn trên thị trường tài chính thường cao hơn chi phí nắm giữ tiền mặt (Opler & cộng sự, 1999). Vì vậy, các công ty nắm giữ tiền mặt thấp thường đối mặt với chi phí huy động vốn cao trên thị trường tài chính nếu họ có nhu cầu huy động nguồn vốn trên thị trường tài chính.

Thứ hai, động cơ dự phòng chỉ ra rằng các công ty đối mặt với nguồn vốn tài trợ ngoài hạn chế sẽ không từ bỏ những dự án đầu tư tiềm năng nếu họ nắm giữ lượng tiền mặt đủ lớn. Ngoài ra, nắm giữ tiền mặt đủ lớn còn tạo ra sự an toàn hơn cho công ty khi đối mặt với những cú sốc như khủng hoảng tài chính (Ozkan & Ozkan, 2004).

Thứ ba, động cơ đầu cơ, các công ty gia tăng tiền mặt nhằm nắm giữ cơ hội được tạo ra từ thay đổi các chính sách kinh tế vĩ mô và vĩ mô như gia tăng lãi suất và giảm giá vật liệu thô.

Theo lý thuyết dòng tiền tự do (The free cash flow theory) (Jensen, 1986), các nhà quản trị đại diện cho cổ đông và hướng đến mục tiêu tối đa hóa giá trị công ty. Vì vậy, họ hướng đến gia tăng nguồn lực, đặc biệt là tài sản thanh khoản như tiền để gia tăng quyền kiểm soát trong các quyết định đầu tư và tài trợ. Điều này sẽ làm cải thiện hiệu quả hoạt động. Tuy nhiên, gia tăng tiền mặt có thể giảm hiệu quả hoạt động nếu các nhà quản trị hướng đến kiểm soát các quyết định đầu tư và tài trợ để đạt hành vi tư lợi (Eisenhardt, 1989). Cụ thể, nắm giữ lượng lớn tiền mặt làm cho các nhà quản trị không chịu nhiều áp lực liên quan đến hiệu quả hoạt động và dẫn đến đầu tư quá mức vào các dự án mang lại lợi ích tư lợi. Ngoài ra, chi phí nắm giữ tiền mặt là chi phí cơ hội của nguồn vốn đầu tư vào tài sản thanh khoản. chi phí cơ hội của việc nắm giữ tiền mặt thường thấp hơn so với lợi ích đạt được các khoản đầu tư đầu tư tiềm năng (Martinez-Sola & cộng sự, 2013). Vì vậy, các công ty nắm giữ tiền mặt lớn không thể gia tăng hiệu quả hoạt động do phải từ bỏ các dự án đầu tư tiềm năng.

Ở góc độ lý thuyết, sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động chưa có sự thống nhất. Hay nói cách khác, sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động có thể cùng chiều hoặc ngược chiều (Keynes, 1936 và Jensen, 1986). Trong khi đó, ở góc độ thực nghiệm, La Rocca & Cambrea (2019), Alnori (2020) và Yun & cộng sự (2021) đều chỉ ra mối quan hệ cùng chiều giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động. Ở chiều hướng ngược lại, Wang (2002) lại chỉ ra mối quan hệ ngược chiều giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động. Ngoài ra, Huang & cộng sự (2013) còn cho rằng nắm giữ tiền mặt quá mức làm giảm hiệu quả hoạt động vì tiền được biết đến như là tài sản thanh khoản và dễ dàng cho các nhà quản trị đạt được hành vi tư lợi.

Thị trường tài chính Việt Nam được biết đến như thị trường cận biên. Tại thị trường cận biên, hầu các công ty là các doanh nghiệp vừa và nhỏ, và thường đối mặt với rủi ro thanh khoản và thiếu vốn, đặc biệt là nguồn vốn dài hạn dùng để tái đầu tư. Chính điều này cản trở hoạt động đầu tư của các công ty. Hệ quả là các công ty thiếu hụt nguồn vốn đầu tư để gia tăng hiệu quả hoạt động. Vì vậy, các nhà quản trị công ty thường có xu hướng nắm giữ nhiều tiền mặt để đầu tư vào các dự án mang lại lợi nhuận cho công ty (Hoàng

Dương Việt Anh & Đặng Hữu Mẫn, 2019). Hay nói cách khác, các công ty nắm giữ tiền mặt lớn dễ dàng gia tăng hiệu quả hoạt động hơn so với các công ty nắm giữ tiền mặt nhỏ. Ngoài ra, dựa trên nền tảng lý thuyết và các bằng chứng thực nghiệm trước đây trong nước và quốc tế như: La Rocca & Cambrea (2019), Alnori (2020), Yun & cộng sự (2021) và Doan (2020), nghiên cứu này xây dựng giả thuyết như sau: Mối quan hệ giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động là cùng chiều (H1).

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình hồi quy

3.1.1. Mô hình hồi quy

Wintoki & cộng sự (2012) đã chỉ ra bản chất của hiệu quả hoạt động có tính động. Vì vậy, sử dụng mô hình tĩnh có thể không phản ánh chính xác sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động. Cho nên, nghiên cứu này sử dụng mô hình động để đánh giá sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động.

Nghiên cứu này dựa vào khung lý thuyết cũng như các bằng chứng thực nghiệm trước đây về hiệu quả hoạt động và nắm giữ tiền mặt (Wintoki & cộng sự, 2012; Alnori, 2020; Yun & cộng sự, 2021) để xây dựng mô hình nghiên cứu. Ngoài ra, để loại trừ vấn đề nội sinh xuất phát từ tác động đồng thời giữa biến phụ thuộc và biến độc lập, tất cả các biến độc lập được sử dụng trong mô hình là các biến trễ (Harford & cộng sự, 2009). Theo đó, mô hình thực nghiệm được sử dụng trong nghiên cứu này có dạng như sau:

$CP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CP_{i,t-1} + \beta_2 CASH_{i,t-1} + \beta_3 LEV_{i,t-1} + \beta_4 SIZE_{i,t-1} + \beta_5 AG_{i,t-1} + \beta_6 TAN_{i,t-1} - \mu_i + \Theta_{t-1} + u_{i,t-1} \quad (1)$

Trong đó, *i* và *t* lần lượt là công ty và thời gian. *CP* là hiệu quả hoạt động. *CASH* là tỷ lệ nắm giữ tiền mặt. *LEV* là cấu trúc vốn. *SIZE* là quy mô công ty. *AG* là tỷ lệ tăng trưởng. *TAN* là tài sản hữu hình. μ_i là ảnh hưởng cố định công ty. Θ_{t-1} ảnh hưởng cố định theo thời gian. $u_{i,t-1}$ là sai số. Dựa trên các bằng chứng thực nghiệm trước đây về hiệu quả hoạt động, xu hướng tác động của các biến kiểm soát đến hiệu quả hoạt động được chi tiết trong Bảng 1.

Bảng 1: Bảng chứng thực nghiệm về sự tác động của biến kiểm soát đến hiệu quả hoạt động

Biến	Tác động	Bảng chứng thực nghiệm	Kỳ vọng
Cấu trúc vốn	-	La Rocca & Cambrea (2019), Alnori (2020), Doan (2020), Yun & cộng sự (2021)	-
	+	Margaritis & Psillaki (2010)	
Quy mô công ty	+	Alnori (2020), Doan (2020), Yun & cộng sự (2021)	-
	-	La Rocca & Cambrea (2019)	
Tỷ lệ tăng trưởng	+	La Rocca & Cambrea (2019), Alnori (2020), Doan (2020), Yun & cộng sự (2021)	+
Tài sản hữu hình	+	Yun & cộng sự (2021)	+
	-	Doan (2020)	

Nguồn: Tổng hợp của tác giả.

3.1.2. Đo lường biến

Để đánh giá tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động, nghiên cứu này sử dụng ba nhóm biến: hiệu quả hoạt động, nắm giữ tiền mặt và biến kiểm soát. Cụ thể như trong Bảng 2.

3.2. Kỹ thuật ước lượng

Kỹ thuật ước lượng DPF là kỹ thuật ước lượng Tobit cho mô hình dữ liệu bảng động không cân bằng với biến phụ thuộc dao động trong khoảng giá trị nào đó (Ví dụ: Cấu trúc vốn thường dao động trong khoảng (0, 1)). DPF được biết đến như kỹ thuật ước lượng không chệch và có khả năng giải quyết vấn đề điều chỉnh trung bình cơ học trong mô hình dữ liệu bảng động không cân bằng với biến phụ thuộc dao động trong khoảng giá trị nào đó. Ngoài ra, kỹ thuật ước lượng này cũng quan tâm đến ảnh hưởng cố định công ty. Thật vậy, kỹ thuật ước lượng DPF dựa trên cách tiếp cận biến tiềm ẩn để giải quyết vấn đề bản chất biến phụ thuộc trong khoảng giá trị nào đó và phân phối ảnh hưởng cố định công ty để giải quyết vấn đề chệch được tạo ra

Bảng 2: Các biến được sử dụng trong mô hình nghiên cứu

Biến	Viết tắt	Mô tả
Biến phụ thuộc		
Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản	ROA	Lợi nhuận trước thuế/Tổng tài sản
Tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu	ROE	Lợi nhuận trước thuế/Vốn chủ sở hữu
Biến giải thích		
Tỷ lệ năm giữ tiền mặt	CASH1	Tiền và tương đương tiền/Tổng tài sản
	CASH2	(Tiền và tương đương tiền + Đầu tư ngắn hạn)/Tổng tài sản
Biến kiểm soát		
Cấu trúc vốn	LEV	Giá trị sổ sách tổng nợ/giá trị sổ sách tổng tài sản
Quy mô công ty	SIZE	Logarithm tự nhiên của tổng tài sản
Tốc độ tăng trưởng	AG	(Doanh thu năm sau – Doanh thu năm trước)/Doanh thu năm trước
Tài sản hữu hình	TAN	Tài sản hữu hình/Tổng tài sản

từ ảnh hưởng cố định công ty dựa trên kỹ thuật ước lượng khả năng tối đa.

Do đó, để đánh giá sự tác động của năm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động, nghiên cứu này sử dụng kỹ thuật ước lượng DPF. Mô hình giả định biến tiềm ẩn ứng dụng cho trường hợp này có dạng như sau:

$$CP_{i,t+1}^{\#} = \alpha + (1 - \delta) CP_{i,t} + \gamma'X_{i,t} + \mu_i + \Upsilon_{t+1} + e_{i,t+1}, \quad (5)^1$$

Trong đó:

$CP^{\#}$ là biến tiềm ẩn không quan sát được, $CP^{\#}=1$ khi biến phụ thuộc lớn hơn hoặc bằng một, $CP^{\#}=0$ khi biến phụ thuộc nhỏ hơn hoặc bằng 0 và khi biến phụ thuộc dao động trong khoảng (0,1) thì giá trị biến tiềm ẩn cũng chính là giá trị thực tế của biến phụ thuộc.

α : tung độ gốc,

$1-\delta$: hệ số ước lượng trên biến hiệu quả hoạt động,

CP : hiệu quả hoạt động thực tế,

γ : hệ số ước lượng trên các nhân tố tác động đến hiệu quả hoạt động,

X : các nhân tố tác động đến hiệu quả hoạt động,

μ : ảnh hưởng cố định công ty, Υ

Υ : ảnh hưởng cố định năm,

e : sai số ngẫu nhiên,

i, t : đại diện cho công ty i và năm t .

Hiệu quả hoạt động thường xuyên dao động trong khoảng [0,1]. Vì vậy, biến phụ thuộc tiềm ẩn hiệu quả hoạt động thực tế được kiểm duyệt trong khoảng [0,1] và được phân phối như sau:

$$CP_{i,t+1} = \begin{cases} 0 & \text{nếu } CP_{i,t+1} \leq 0 \\ CP_{i,t+1}^{\#} & \text{nếu } 0 < CP_{i,t+1} < 1 \\ 1 & \text{nếu } CP_{i,t+1} \geq 1 \end{cases}$$

Kỹ thuật ước lượng DPF còn hướng đến phân phối có điều kiện của ảnh hưởng cố định công ty nhằm giải quyết vấn đề chệch được tạo ra từ ảnh hưởng cố định công ty. Phân phối ảnh hưởng cố định công ty phụ thuộc vào hiệu quả hoạt động ban đầu và trung bình của đặc thù công ty, cụ thể như sau:

$$\mu_i = \eta_0 + \eta_1 CP_{i,0} + \eta_2' \bar{X}_i + v_i, \quad (6)^2$$

Trong đó:

$CP_{(i,0)}$: giá trị ban đầu của hiệu quả hoạt động, sự xuất hiện của biến này là nhằm giải quyết vấn đề điều kiện ban đầu trong mô hình dữ liệu bảng động tuyến tính,

$\bar{X}_i$: giá trị trung bình của biến độc lập ngoại sinh nhằm giải quyết vấn đề chệch được tạo ra từ dữ liệu động,

v_i : sai số ngẫu nhiên với phân phối chuẩn.

3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Nghiên cứu này sử dụng dữ liệu thứ cấp được cung cấp bởi Fiin Pro² trong thời gian 15 năm từ năm 2006 đến năm 2020 bao gồm các công ty niêm yết trên cả Sở Giao dịch chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội. Những công ty hoạt động trong lĩnh vực tài chính được loại ra khỏi mẫu nghiên cứu. Các công ty này có đặc thù kinh doanh riêng nên cần có những chính sách quản trị tài chính đặc thù hơn và chuẩn mực lập báo cáo tài chính cũng khác biệt so với các công ty hoạt động trong các ngành khác. Ngoài ra, mẫu nghiên cứu chỉ bao gồm các công ty có dữ liệu ít nhất 2 năm. Hơn thế nữa, để hạn chế tình trạng tác động ngoại lai làm ảnh hưởng đến kết quả nghiên cứu, kỹ thuật biến đổi winsor phân vị ở mức 1% và 99% cho tất cả các biến được sử dụng.

4. Kết quả và thảo luận kết quả nghiên cứu

4.1. Thống kê mô tả và ma trận tương quan

Bảng 3: Thống kê mô tả

Biến	Số quan sát	Trung bình	Trung vị	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
ROE	7.286	0,133	0,123	0,125	-0,311	0,515
ROA	7.286	0,067	0,053	0,071	-0,122	0,336
CASH1	7.286	0,100	0,063	0,106	0,001	0,516
CASH2	7.286	0,114	0,070	0,129	0,001	0,656
LEV	7.286	0,494	0,514	0,223	0,043	0,914
SIZE	7.286	26,982	26,891	1,490	23,788	31,106
AG	7.286	0,188	0,096	0,557	(0,698)	3,670
TAN	7.286	0,216	0,153	0,199	0,002	0,856

Nguồn: Tính toán của tác giả.

Thống kê mô tả cho toàn bộ mẫu được trình bày tại Bảng 3. Theo đó, tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu và tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản có giá trị trung bình lần lượt là 13,3% và 6,7%. Trong khi đó, giá trị trung vị của tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu và tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản lần lượt là 12,3% và 5,3%. Cả tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu và tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản có giá trị trung bình luôn lớn hơn giá trị trung vị nhưng sự khác biệt không thật sự lớn cho thấy sự phân bố của tỷ suất sinh lợi gần như đối xứng. Ngoài ra, sự biến động tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu (12,5%) lớn hơn sự biến động của tỷ suất sinh lợi trên tổng tài sản (7,1%).

Một công ty trung bình có tỷ lệ tiền và tương đương tiền trên tổng tài sản là 10% và tỷ lệ tiền và tương

Bảng 4: Ma trận tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu

	ROE	ROA	CASH1	CASH2	LEV	SIZE	AG	TAN
ROE								
ROA	0,834***							
CASH1	0,261***	0,352***	1					
CASH2	0,163***	0,297***	0,561***	1				
LEV	-0,040***	-0,438***	-0,268***	-0,329***	1			
SIZE	0,034**	-0,084***	-0,113***	-0,132***	0,312***	1		
AG	0,162***	0,097***	-0,019	-0,055***	0,050***	0,001	1	
TAN	-0,008	0,025*	-0,152***	-0,164***	-0,047***	0,088***	-0,028*	1

Chú thích: ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 1%, 5% và 10%.

Nguồn: Tính toán của tác giả.

đương tiền cộng đầu tư ngắn hạn trên tổng tài sản là 11,4%. Trong mẫu nghiên cứu, một công ty có tỷ lệ nợ trên tổng tài sản (LEV) là 49,4%. Quy mô công ty có giá trị trung bình 26,982. Tốc độ tăng trưởng trung bình doanh thu hàng năm là 18,8%.

Mối quan hệ giữa các biến

Bảng 4 cung cấp hệ số tương quan Pearson cho các cặp biến trong mô hình nghiên cứu. Tất cả các mối tương quan giữa các cặp biến độc lập trong 2 mô hình đều nhỏ hơn 0,8. Như một quy tắc theo kinh nghiệm (the rule of thumb), nghiên cứu này kết luận hiện tượng đa cộng tuyến trong mô hình nghiên cứu không phải là vấn đề nghiêm trọng.

4.2. Kết quả hồi quy

Bảng 5 báo cáo kết quả ước lượng tác động của năm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động đối với các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả này đạt được thông qua ước lượng Công thức (1) với kỹ thuật ước lượng DPF. Mô hình (1) và (2) báo cáo kết quả ước lượng với biến phụ thuộc lần lượt là ROA và ROE và biến giải thích là CASH1. Trong khi đó, mô hình (3) và (4) báo cáo kết quả ước lượng với biến phụ thuộc lần lượt là ROA và ROE và biến giải thích là CASH2. Để xác định sự tác động này, nghiên cứu này quan tâm và kỳ vọng hệ số ước lượng của biến năm giữ tiền mặt (CASH1 và CASH2) dương và ý nghĩa thống kê.

Biến	Mô hình			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ROA	ROE	ROA	ROE
CASH1 _{t-1}	0,033*** (0,006)	0,087*** (0,011)		
CASH2 _{t-1}			0,017*** (0,005)	0,033*** (0,009)
LEV _{t-1}	-0,006 (0,004)	0,032*** (0,007)	-0,006 (0,004)	0,028*** (0,007)
SIZE _{t-1}	-0,002*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,005*** (0,001)
AG _{t-1}	0,001 (0,001)	0,004** (0,002)	0,001 (0,001)	0,004** (0,002)
TAN _{t-1}	0,026*** (0,004)	0,039*** (0,007)	0,026*** (0,004)	0,035*** (0,007)
ROA _{t-1}	0,520*** (0,013)		0,524*** (0,013)	
ROE _{t-1}		0,421*** (0,011)		0,428*** (0,011)
Hằng số	0,082*** (0,016)	0,162*** (0,031)	0,084*** (0,016)	0,176*** (0,031)
Kiểm soát	Y	Y	Y	Y
Số quan sát	6.794	6.794	6.699	6.699

Ghi chú: Y là ảnh hưởng cố định năm⁴. ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 1%, 5% và 10%. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn.
Nguồn: Tính toán của tác giả.

Kết quả ước lượng từ Bảng 5 cho thấy tất cả các hệ số ước lượng của biến năm giữ tiền mặt (CASH 1) dương và ý nghĩa thống kê tại mức thông lệ 1% trong mô hình (1)-(2). Ngoài ra, hệ số ước lượng của biến năm giữ tiền mặt (CASH2) cũng dương và ý nghĩa thống kê tại mức thông lệ 1% trong mô hình (3)-(4). Kết quả ước lượng này chỉ ra sự tác động cùng chiều của năm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động đối với các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

Hệ số ước lượng của biến cấu trúc vốn dương và ý nghĩa thống kê ở mức thông lệ 1% trong mô hình với biến phụ thuộc là tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu, chỉ ra mối tương quan cùng chiều giữa cấu trúc vốn và

hiệu quả hoạt động. Kết quả này phù hợp với bằng chứng thực nghiệm của Margaritis & Psillaki (2010). Hệ số ước lượng của biến quy mô công ty âm và ý nghĩa thống kê ở mức thông lệ 1% trong tất cả các mô hình. Điều này chỉ ra mối quan hệ ngược chiều giữa quy mô công ty và hiệu quả hoạt động. Kết quả này phù hợp với kết luận của La Rocca & Cambrea (2019). Hệ số ước lượng của biến tăng trưởng dương và ý nghĩa thống kê ở mức 5% trong mô hình với biến phụ thuộc là tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu, chỉ ra mối tương quan cùng chiều giữa tăng trưởng và hiệu quả hoạt động. Kết luận này phù hợp với bằng chứng thực nghiệm của La Rocca & Cambrea (2019) và Alnori (2020). Cuối cùng, hệ số ước lượng của tài sản hữu hình dương và ý nghĩa thống kê trong tất cả các mô hình. Kết quả này cho thấy tồn tại mối quan hệ cùng chiều giữa tài sản hữu hình và hiệu quả hoạt động. Ngoài ra, kết quả này thống nhất với kết luận của Yun & cộng sự (2021).

4.3. Kiểm định tính bền vững của kết quả nghiên cứu

Để gia tăng ý nghĩa của kết quả nghiên cứu, nghiên cứu này thực hiện một vài kiểm định bền vững của kết quả nghiên cứu như sử dụng đại diện khác của hiệu quả hoạt động và nắm giữ tiền mặt, kỹ thuật ước lượng và mô hình thực nghiệm³.

4.3.1. Tính bền vững của kết quả nghiên cứu với đo lường hiệu quả hoạt động

Nắm giữ tiền mặt tạo ra sự khác biệt trong vị thế cạnh tranh giữa các ngành công nghiệp. Ngoài ra, các công ty không thể đạt hiệu quả hoạt động cao hơn trung bình ngành nếu họ không có vị thế cạnh tranh (Slater & Zwirlein, 1992). Hơn thế nữa, hiệu quả hoạt động có sự khác biệt giữa các công ty theo ngành công nghiệp (La Rocca & Cambrea, 2019). Vì vậy, hiệu quả hoạt động được điều chỉnh theo ngành công nghiệp được sử dụng để đo lường sức mạnh thị trường và kiểm soát các yếu tố đặc thù ngành công nghiệp (Bettis, 1981).

Nghiên cứu này đã sử dụng hai đại diện của hiệu quả hoạt động để chỉ ra sự tác động cùng chiều của nắm

Bảng 6: Kết quả ước lượng sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động - sử dụng các đại diện khác của hiệu quả hoạt động

Biến	Mô hình			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	AROA	AROE	AROA	AROE
CASH1 _{t-1}	0,040*** (0,009)	0,044*** (0,011)		
CASH2 _{t-1}			0,022*** (0,007)	0,029*** (0,009)
LEV _{t-1}	-0,021*** (0,006)	-0,023*** (0,007)	-0,021*** (0,006)	-0,022*** (0,007)
SIZE _{t-1}	-0,003*** (0,001)	-0,002* (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,002** (0,001)
AG _{t-1}	0,003* (0,001)	0,000 (0,002)	0,002 (0,002)	-0,000 (0,002)
TAN _{t-1}	0,037*** (0,005)	0,034*** (0,006)	0,037*** (0,006)	0,034*** (0,006)
AROA _{t-1}	0,599*** (0,018)		0,613*** (0,018)	
AROE _{t-1}		0,679*** (0,024)		0,700*** (0,025)
Hằng số	0,066*** (0,023)	0,035 (0,025)	0,069*** (0,023)	0,044* (0,025)
Kiểm soát	Y	Y	Y	Y
Số quan sát	6.794	6.794	6.699	6.699

Ghi chú: Y là ảnh hưởng cố định năm. ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 1%, 5% và 10%. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn.
Nguồn: Tính toán của tác giả.

giữ tiền mặt lên hiệu quả hoạt động. Tuy nhiên, để gia tăng tính bền vững của kết quả nghiên cứu, nghiên cứu này sử dụng hai đại diện khác của hiệu quả hoạt động mà đã được sử dụng bởi La Rocca & Cambrea (2019). Cụ thể như sau:

Tỷ suất sinh lời được điều chỉnh bởi ngành công nghiệp:
 $ARO A = \text{Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản} - \text{Tỷ suất sinh lời trên tổng tài sản trung bình ngành công nghiệp}^4$
 $AROE = \text{Tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu} - \text{Tỷ suất sinh lời trên vốn chủ sở hữu trung bình ngành công nghiệp}$

Để đo lường tỷ suất sinh lời, lợi nhuận trước thuế được sử dụng.
Bảng 6 cung cấp kết quả ước lượng sự tác động của năm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động với các đại diện khác của hiệu quả hoạt động. Kết quả này đạt được thông qua ước lượng Công thức (1) với kỹ thuật ước lượng SGMM. Kết quả ước lượng được báo cáo trong mô hình (1) và (2) cho thấy tất cả các hệ số ước lượng của biến năm giữ tiền mặt dương và ý nghĩa thống kê ở mức thông lệ 1%. Kết quả ước lượng này cho thấy sự tác động cùng chiều của năm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động không thay đổi khi sử dụng các đại diện khác nhau của hiệu quả hoạt động.

4.3.2. Tính bền vững của kết quả nghiên cứu với đo lường năm giữ tiền mặt
Nghiên cứu này sử dụng hai đại diện của năm giữ tiền mặt để chỉ ra sự tác động cùng chiều của năm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động. Tuy nhiên, sự tác động này có thể nhạy cảm với các đại diện khác của năm giữ tiền mặt. Vì vậy, nghiên cứu này sử dụng hai đại diện khác của năm giữ tiền mặt để xác định liệu sự tác động này có nhạy cảm với các đại diện khác nhau của năm giữ tiền mặt hay không. Hai đại diện của năm giữ

Bảng 7: Kết quả ước lượng sự tác động của năm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động - sử dụng các đại diện khác nhau của năm giữ tiền mặt

Biến	Mô hình			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ROA	ROE	ROA	ROE
CASH3 _{t-1}	0,015*** (0,003)	0,041*** (0,006)		
CASH4 _{t-1}			0,005** (0,002)	0,011*** (0,004)
LEV _{t-1}	-0,006* (0,004)	0,030*** (0,007)	-0,006 (0,004)	0,026*** (0,007)
SIZE _{t-1}	-0,002*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,002*** (0,001)	-0,005*** (0,001)
AG _{t-1}	0,001 (0,001)	0,004** (0,002)	0,001 (0,001)	0,004** (0,002)
TAN _{t-1}	0,025*** (0,004)	0,037*** (0,007)	0,026*** (0,004)	0,034*** (0,007)
ROA _{t-1}	0,522*** (0,013)		0,526*** (0,013)	
ROE _{t-1}		0,424*** (0,011)		0,429*** (0,011)
Hằng số	0,084*** (0,016)	0,167*** (0,031)	0,084*** (0,016)	0,177*** (0,031)
Kiểm soát	Y	Y	Y	Y
Số quan sát	6.794	6.794	6.689	6.689

Ghi chú: Y là ảnh hưởng cố định năm. ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 1%, 5% và 10%. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn.
Nguồn: Tính toán của tác giả.

tiền mặt đã được sử dụng bởi Tong (2014), Jiang & Lie (2016); Opler & cộng sự (1999) bao gồm:

$CASH3 = \text{Tiền và tương đương tiền} / (\text{Tổng tài sản} - \text{Tiền và tương đương tiền})$

$CASH4 = (\text{Tiền và tương đương tiền} + \text{Chứng khoán kinh doanh}) / (\text{Tổng tài sản} - \text{Tiền và tương đương tiền} - \text{Chứng khoán kinh doanh})$

Bảng 7 báo cáo kết quả ước lượng tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động với các đại diện khác nhau của nắm giữ tiền mặt. Kết quả này đạt được thông qua ước lượng công thức (1) với kỹ thuật ước lượng DPF. Kết quả ước lượng được báo cáo trong Bảng 7 cho thấy tất cả các hệ số ước lượng của các đại diện nắm giữ tiền mặt dương và ý nghĩa thống kê tại mức thấp nhất 5%. Kết quả này cho thấy sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động duy trì với các đại diện khác nhau của nắm giữ tiền mặt.

4.3.3. Tính bền vững của kết quả nghiên cứu với kỹ thuật ước lượng

Kỹ thuật ước lượng DPF được biết đến như là kỹ thuật ước lượng hiệu quả và ít chệch nhất cho mô hình dữ liệu bảng động không cân bằng với biến phụ thuộc dao động trong khoảng giá trị nào đó (Dang & cộng sự, 2015 và Elsas & Florysiak, 2015). Kỹ thuật ước lượng này đã được sử dụng để chỉ ra sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động. Tuy nhiên, kỹ thuật ước lượng DPF chưa được sử dụng rộng rãi đã đặt ra hoài nghi liệu kỹ thuật ước lượng này thật sự hiệu quả để giải quyết vấn đề chệch và không thống nhất được tạo ra từ mô hình dữ liệu bảng động không cân bằng với biến phụ thuộc dao động trong khoảng giá trị nào đó hay không. Vì vậy, khung phân tích này sử dụng kỹ thuật ước lượng SGMM để kiểm

Bảng 8: Kết quả ước lượng sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động - sử dụng kỹ thuật ước lượng SGMM

Biến	Mô hình			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	ROA	ROE	ROA	ROE
CASH1 _{t-1}	0,030*** (0,009)	0,108*** (0,023)		
CASH2 _{t-1}			0,024*** (0,008)	0,054*** (0,015)
LEV _{t-1}	-0,022*** (0,007)	0,005 (0,008)	-0,020* (0,011)	0,003 (0,008)
SIZE _{t-1}	-0,000 (0,001)	-0,000 (0,001)	-0,001 (0,001)	-0,000 (0,001)
AG _{t-1}	0,002 (0,001)	0,006** (0,003)	0,002 (0,002)	0,006* (0,003)
TAN _{t-1}	0,017*** (0,004)	0,034*** (0,008)	0,020*** (0,003)	0,033*** (0,008)
ROA _{t-1}	0,621*** (0,045)		0,619*** (0,079)	
ROE _{t-1}		0,489*** (0,074)		0,505*** (0,076)
Hằng số	0,038** (0,015)	0,057* (0,034)	0,048*** (0,014)	0,057* (0,033)
Kiểm soát	Y	Y	Y	Y
AR(2)	0,187	0,235	0,168	0,101
Hansen (P-value)	0,216	0,150	0,156	0,170
Số quan sát	6.794	6.794	6.699	6.699

Ghi chú: Y là ảnh hưởng cố định năm. ***, ** và * thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 1%, 5% và 10%. Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn.
Nguồn: Tính toán của tác giả.

định tính bền vững của kết quả nghiên cứu.

Bảng 8 báo cáo kết quả ước lượng Công thức (1) sử dụng kỹ thuật ước lượng SGMM. Nghiên cứu này tìm thấy rằng tất cả hệ số ước lượng của biến nắm giữ tiền mặt dương và ý nghĩa thống kê tại mức thông lệ 1% trong mô hình (1)-(4). Điều này chỉ ra rằng sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động vẫn duy trì khi sử dụng kỹ thuật ước lượng SGMM.

4.4. Thảo luận kết quả nghiên cứu

Sử dụng các đại diện khác nhau của hiệu quả hoạt động, nắm giữ tiền mặt và kỹ thuật ước lượng khác, sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động vẫn duy trì. Điều này cho thấy kết quả nghiên cứu có tính bền vững.

Mối quan hệ cùng chiều giữa nắm giữ tiền mặt và hiệu quả hoạt động đúng như kỳ vọng của giả thuyết H1 và hỗ trợ cho lập luận của lý thuyết ưa thích thanh khoản và dòng tiền tự do. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu này thống nhất với các bằng chứng thực nghiệm trước đây (Alnori, 2020; Yun & cộng sự, 2021). Bằng chứng thực nghiệm này kết hợp với bằng chứng thực nghiệm của Doan (2020) đã khẳng định hơn nữa sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Hay nói cách khác, sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động tồn tại trong cả điều kiện tĩnh và động.

Sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động phù hợp với điều kiện thực tiễn Việt Nam. Trong điều kiện thực tiễn thị trường cận biên như Việt Nam, các công ty thường đối mặt với rủi ro thanh khoản và thiếu vốn. Ngoài ra, các công ty này còn đối mặt với những khó khăn trong việc huy động nguồn vốn dài hạn để đáp ứng nhu cầu đầu tư. Vì vậy, các công ty nắm giữ lượng tiền mặt dồi dào thường ít đối mặt với khó khăn huy động nguồn vốn và chi phí huy động vốn cao trên thị trường tài chính. Ngoài việc đảm bảo nhu cầu thanh khoản, các công ty này không từ bỏ các khoản đầu tư tiềm năng mang lại lợi nhuận cho công ty. Hay nói cách khác, các công ty nắm giữ tiền mặt cao tạo ra lợi nhuận cao hơn so với các công ty nắm giữ tiền mặt thấp.

5. Kết luận và hàm ý

Sử dụng dữ liệu thứ cấp từ các công ty niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội với kỹ thuật ước lượng DPF, nghiên cứu này chỉ ra sự tác động cùng chiều của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động đối với các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Kết quả nghiên cứu này không thay đổi với các đại diện khác của hiệu quả hoạt động, nắm giữ tiền mặt và kỹ thuật ước lượng khác. Điều này chỉ ra rằng nắm giữ tiền mặt chiếm vai trò tích cực trong cải thiện hiệu quả hoạt động.

Sự tác động cùng chiều này hàm ý rằng các công ty nắm giữ tỷ lệ tiền mặt cao dễ dàng nâng cao hiệu quả hoạt động hơn so với các công ty nắm giữ tỷ lệ tiền mặt thấp. Tại thị trường cận biên như Việt Nam, các công ty thường đối mặt với khó khăn trong việc huy động nguồn vốn dài hạn để đáp ứng nhu cầu đầu tư nhằm gia tăng hiệu quả hoạt động. Vì vậy, các công ty nắm giữ lượng tiền mặt thấp cần xem xét và điều chỉnh chính sách nắm giữ tiền mặt phù hợp hơn để cải thiện hiệu quả hoạt động công ty.

Ghi chú:

1. Mô hình (5) không được ước lượng trực tiếp mà chỉ nhằm thể hiện rằng biến tiềm ẩn cũng chịu sự tác động của các nhân tố tương tự như biến phụ thuộc hiệu quả hoạt động.
2. Mô hình (6) không được ước lượng trực tiếp mà chỉ nhằm thể hiện sự tác động của các nhân tố đến ảnh hưởng cố định công ty.
3. Công ty chuyên cung cấp dữ liệu nhằm phục vụ nghiên cứu.
4. Kỹ thuật ước lượng DPF và SGMM đã giải quyết vấn đề chệch do ảnh hưởng cố định công ty. Vì vậy, nghiên cứu này chỉ kiểm soát thêm ảnh hưởng cố định năm để xem xét ảnh hưởng của các nhân tố vĩ mô đến hiệu quả hoạt động.
5. Nghiên cứu này cũng xem xét liệu sự tác động của nắm giữ tiền mặt đến hiệu quả hoạt động có chịu ảnh hưởng của khung khoảng tài chính toàn cầu hay không. Kết quả nghiên cứu chỉ ra rằng sự tác động này không chịu ảnh hưởng của khung hoảng tài chính toàn cầu nhưng vì giới hạn không gian nên kết quả này không được báo cáo trong nghiên cứu này.
6. Tỷ suất sinh lời trung bình ngành công nghiệp là tỷ suất sinh lời trung bình giản đơn theo ngành công nghiệp. Nghiên cứu này sử dụng hệ thống phân ngành ICB (Industry Classification Benchmark) được phát triển bởi hệ thống Dow Jones và công ty FTSE.

Tài liệu tham khảo

- Alnori, F. (2020), 'Cash holdings: Do they boost or hurt firms' performance? Evidence from listed non-financial firms in Saudi Arabia', *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*, 13(5), 919-934.
- Bettis, R. A. (1981), 'Performance differences in related and unrelated diversified firms', *Strategic Management Journal*, 2(4), 379-393.
- Dang, V. A., Kim, M., & Shin, Y. (2015), 'In Search of Robust Methods for Dynamic Panel Data Models in Empirical Corporate Finance', *Journal of Banking and Finance*, 53, 84-98.
- Doan, T. (2020), 'The effect of cash holdings on firm performance: Evidence from Vietnam listed firms', *Accounting*, 6(5), 721-726.
- Eisenhardt, K. M. (1989), 'Agency theory: An assessment and review', *Academy of Management Review*, 14(1), 57-74.
- Elsas, R., & Florysiak, D. (2015), 'Dynamic capital structure adjustment and the impact of fractional dependent variables', *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 50(5), 1105-1133.
- Harford, J., Klasa, S., & Walcott, N. (2009), 'Do firms have leverage targets? Evidence from acquisitions', *Journal of Financial Economics*, 93(1), 1-14.
- Hoàng Dương Việt Anh & Đặng Hữu Mẫn (2019), 'Quản trị công ty và chính sách nắm giữ tiền mặt ở Việt Nam', *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế*, 1(488), 69-79.
- Huang, Y., Elkinawy, S., & Jain, P. K. (2013), 'Investor protection and cash holdings: Evidence from US cross-listing', *Journal of Banking & Finance*, 37(3), 937-951.
- Jensen, M. C. (1986), 'Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers', *The American Economic Review*, 76(2), 323-329.
- Jiang, Z., & Lie, E. (2016), 'Cash holding adjustments and managerial entrenchment', *Journal of Corporate Finance*, 36, 190-205.
- Keynes, J. M. (1936), *The General Theory of Employment, Interest and Money*, Palgrave Macmillan, London.
- La Rocca, M., & Cambrea, D. R. (2019), 'The effect of cash holdings on firm performance in large Italian companies', *Journal of International Financial Management & Accounting*, 30(1), 30-59.
- Margaritis, D., & Psillaki, M. (2010), 'Capital structure, equity ownership and firm performance', *Journal of Banking & Finance*, 34(3), 621-632.
- Martínez-Sola, C., García-Teruel, P. J., & Martínez-Solano, P. (2013), 'Corporate cash holding and firm value', *Applied Economics*, 45(2), 161-170.
- Opler, T., Pinkowitz, L., Stulz, R., & Williamson, R. (1999), 'The determinants and implications of corporate cash holdings', *Journal of Financial Economics*, 52(1), 3-46.
- Ozkan, A., & Ozkan, N. (2004), 'Corporate cash holdings: An empirical investigation of UK companies', *Journal of Banking & Finance*, 28(9), 2103-2134.
- Slater, S. F., & Zwirlein, T. J. (1992), 'Shareholder value and investment strategy using the general portfolio model', *Journal of Management*, 18(4), 717-732.
- Tong, Z. (2014), 'Deviations from optimal corporate cash holdings and the valuation from a shareholder's perspective', *Applied Economics*, 46(30), 3695-3707.
- Wang, Y. J. (2002), 'Liquidity management, operating performance, and corporate value: evidence from Japan and Taiwan', *Journal of Multinational Financial Management*, 12(2), 159-169.
- Wintoki, M. B., Linck, J. S., & Netter, J. M. (2012), 'Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance', *Journal of Financial Economics*, 105(3), 581-606.
- Yun, J., Ahmad, H., Jebran, K., & Muhammad, S. (2021), 'Cash holdings and firm performance relationship: Do firm-specific factors matter?', *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 34(1), 1283-1305.