

## MỤC LỤC

### KINH TẾ VÀ QUẢN LÝ

---

- 1. Trần Thị Thu Hương và Phạm Văn Kiệt** - Ảnh hưởng của các yếu tố rào cản đến việc áp dụng biện pháp giảm thải khí các-bon của các doanh nghiệp dịch vụ logistics tại Việt Nam. **Mã số: 171.1SMET.11** 3
- Effects of Barriers on the Application of Carbon Emission Reduction Measures of Logistics Service Providers in Vietnam*
- 2. Phan Thu Trang, Nguyễn Thị Vân Anh và Hoàng Thanh Tùng** - Nhân tố tác động đến năng lực xuất khẩu sản phẩm nông nghiệp hữu cơ của doanh nghiệp Việt Nam. **Mã số: 171.1IBMg.11** 18
- Factors Impacting The Production of Organic Agricultural Products in Vietnamese Enterprises*
- 3. Lê Như Quỳnh và Bùi Xuân Nhân** - Hệ thống tiêu chí đánh giá chính sách thu hút vốn đầu tư trực tiếp nước ngoài của Việt Nam: lý luận và thực tiễn. **Mã số: 171.1TrEM.11** 33
- Criteria system for evaluating policies to attract foreign direct investment of Vietnam: Theory and practice*

### QUẢN TRỊ KINH DOANH

---

- 4. Lưu Thị Thùy Dương, Nguyễn Bách Khoa, Phan Đình Quyết và Nguyễn Phước Hiệp** - Hành vi truyền miệng về ứng dụng ngân hàng trên điện thoại: một nghiên cứu thực nghiệm tại Việt Nam. **Mã số: 171.2BMkt.21** 46
- Word - Of - Mouth Behavior About Mobile Banking: An Empirical Study In Vietnam*
- 5. Phan Trần Minh Hưng** - Tốc độ điều chỉnh tiền mặt của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam: bằng chứng thực nghiệm từ cách tiếp cận DPF. **Mã số: 171.2FiBa.21** 60
- Cash Holdings Speed of Adjustment for Listed Frms on Vietnam Stock Exchange: An Empirical Evidence From the DPF Approach*

- 6. Ngô Thu Hoàng** - Tác động của truyền miệng điện tử đến ý định mua hàng trực tuyến trong bối cảnh đại dịch COVID-19. *Mã số: 171.2BMkt.21* 69

*The Impact of Electronic Word of Mouth on Online Purchase Intention in the Context of The COVID - 19 Pandemic*

- 7. Lê Quỳnh Liên, Nguyễn Thị Hòa, Hoàng Phương Anh, Nguyễn Việt Hà, Nguyễn Thị Hằng và Đinh Thục Hiền** - Các nhân tố tác động đến cấu trúc vốn của các doanh nghiệp phi tài chính niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. *Mã số: 171.2FiBa.21* 86

*Factor Affecting the Capital Structure of Non-Financial Firms Listed on Vietnam Stock Market*

## Ý KIẾN TRAO ĐỔI

---

- 8. Nguyễn Thị Minh Nhàn và Trịnh Hoài Linh** - Ảnh hưởng của trí tuệ cảm xúc đến kết quả học tập kỳ vọng: nghiên cứu tự cảm nhận của sinh viên đại học ở Việt Nam. *Mã số: 171.3OMIs.31* 103

*Effects of Emotional Quotient on Expected Learning Outcomes: Self-Assessment Studies of College Students in Vietnam*

# TỐC ĐỘ ĐIỀU CHỈNH TIỀN MẶT CỦA CÁC CÔNG TY NIÊM YẾT TRÊN THỊ TRƯỜNG CHỨNG KHOÁN VIỆT NAM: BẰNG CHỨNG THỰC NGHIỆM TỪ CÁCH TIẾP CẬN DPF

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

Ngày nhận: 23/08/2022

Ngày nhận lại: 06/10/2022

Ngày duyệt đăng: 10/10/2022

Nghiên cứu này được thực hiện nhằm xác định tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Khung phân tích này sử dụng kỹ thuật ước lượng mới được phát triển gần đây DPF (Loudermilk, 2007; Elsas và Florysiak, 2015) với dữ liệu bảng động không cân bằng là 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. Nghiên cứu này tìm thấy rằng tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt trung bình của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam là 55,9%/năm. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với các bằng chứng thực nghiệm về tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt trên thế giới cũng như tại Việt Nam. Sự tồn tại của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu trong điều kiện thực tiễn Việt Nam hỗ trợ cho sự tồn tại của lý thuyết đánh đổi.

**Từ khóa:** DPF, mô hình động, nắm giữ tiền mặt, tốc độ điều chỉnh, các công ty niêm yết.

**JEL Classifications:** C58, G3, O16.

## 1. Giới thiệu

Hành vi nắm giữ tiền mặt của các công ty có thể được giải thích bởi lý thuyết trật tự phân hạng, lý thuyết dòng tiền tự do và lý thuyết đánh đổi. Tuy nhiên, lý thuyết trật tự phân hạng và lý thuyết dòng tiền tự do không chỉ ra sự tồn tại của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu<sup>1</sup>. Trong khi đó, lý thuyết đánh đổi chỉ ra sự tồn tại của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu. Theo đó, tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu là kết quả của sự đánh đổi giữa lợi ích và chi phí của việc nắm giữ tiền mặt. Các công ty hoạt động tại tiền mặt tối ưu sẽ tối đa hóa giá trị công ty. Vì vậy, các công ty hoạt động tại tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế thấp hơn hoặc cao hơn tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu có xu hướng điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu.

Các bằng chứng thực nghiệm trên thế giới đều chứng minh sự tồn tại của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt

mục tiêu và các công ty có xu hướng điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu. Tuy nhiên, tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt có sự khác biệt, phụ thuộc vào thời gian nghiên cứu và kỹ thuật ước lượng (Venkiteshwaran, 2011; Jiang & Lie, 2016 và Orlova & Rao, 2018). Tại Việt Nam, các bằng chứng thực nghiệm đã chỉ ra sự tồn tại của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu và các công ty có xu hướng điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam với tốc độ điều chỉnh dao động từ 38,95% đến 49,68% (Nguyễn Thị Uyên Uyên & Phạm Hoàng Anh, 2020 và Truong, 2021). Sự khác biệt trong tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt phụ thuộc vào thời gian nghiên cứu.

1. Thuật ngữ “tối ưu” chỉ có ý nghĩa lý thuyết. Trong thực tế, do các công ty hoạt động trong điều kiện nguồn lực giới hạn, các công ty không thể hướng đến tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu mà hướng đến tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu.

Các bằng chứng thực nghiệm trước đây đã chỉ ra rằng tốc độ điều chỉnh nhạy cảm với kỹ thuật ước lượng (Huang và Ritter, 2009). Hay nói cách khác, sử dụng các kỹ thuật ước lượng không phù hợp sẽ dẫn đến tốc độ điều chỉnh không được phản ánh chính xác. Các nghiên cứu tại Việt Nam đều sử dụng kỹ thuật ước lượng mô men tổng quát dạng hệ thống (SGMM). Tuy nhiên, SGMM không phải là kỹ thuật ước lượng tối ưu cho mô hình dữ liệu bảng động với biến phụ thuộc phân số<sup>2</sup> (Huang và Ritter, 2009). Hay nói cách khác, SGMM không phải là kỹ thuật ước lượng tối ưu để xác định chính xác tốc độ điều chỉnh. Elsas và Florysiak (2015) đã chỉ ra rằng DPF mới là kỹ thuật ước lượng tối ưu để giải quyết vấn đề chệch được tạo ra từ mô hình dữ liệu bảng động với biến phụ thuộc phân số. Hay nói cách khác, DPF có khả năng cung cấp chính xác tốc độ điều chỉnh. Vì vậy, đóng góp lớn nhất của nghiên cứu này là ứng dụng kỹ thuật ước lượng DPF để xác định chính xác tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Ngoài ra, như đã đề cập bên trên, tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt phụ thuộc vào thời gian nghiên cứu (Jiang & Lie, 2016 và Orlova & Rao, 2018). Tại Việt Nam, giai đoạn 2007-2017 và 2010-2019 lần lượt được sử dụng bởi Nguyễn Thị Uyên Uyên & Phạm Hoàng Anh (2020) và Truong (2021) để chỉ ra tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt. Vì vậy, một đóng góp ý nghĩa khác của nghiên cứu này là sử dụng thời gian nghiên cứu rộng hơn từ 2006-2020 để cung cấp bức tranh toàn cảnh về tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam.

## 2. Tổng quan tài liệu và phát triển giả thuyết

Quyết định nắm giữ tiền mặt của các công ty có thể được giải thích bởi lý thuyết trật tự phân hạng, lý thuyết dòng tiền tự do và lý thuyết đánh đổi. Cụ thể, lý thuyết trật tự phân hạng và lý thuyết dòng tiền tự do không chỉ ra sự tồn tại của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu. Trong khi đó, lý thuyết đánh đổi chỉ ra sự tồn tại của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu. Theo đó, tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu là kết quả của sự đánh đổi giữa lợi ích và chi phí của việc nắm giữ tiền mặt. Các công ty hoạt động tại tiền mặt tối ưu sẽ tối đa hóa giá trị công ty. Vì vậy, các công ty hoạt

động tại tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế thấp hơn hoặc cao hơn tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu có xu hướng điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu. Khi điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu các công ty cần cân nhắc giữa lợi nhuận thấp của việc nắm giữ tiền mặt và lợi ích của việc tối thiểu hóa chi phí tài trợ ngoài và thực hiện những dự án đầu tư tiềm năng. Theo đó, nếu các công ty nắm giữ tiền mặt cao họ sẽ đối mặt với tỷ suất sinh lời thấp từ việc nắm giữ tiền mặt nhưng họ sẽ không từ bỏ những cơ hội đầu tư tiềm năng, cũng không đối mặt với kiệt quệ tài chính và có thể dẫn đến phá sản. Ngược lại, các công ty nắm giữ tiền mặt thấp có thể dễ dàng từ bỏ các cơ hội đầu tư tiềm năng, kiệt quệ tài chính do không đủ nguồn thanh khoản để thanh toán các khoản đến hạn nhưng họ sẽ đạt tỷ suất sinh lời cao do sử dụng tiền mặt hiệu quả. Tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt còn phụ thuộc vào chi phí giao dịch (Venkiteshwaran, 2011).

Mặc dù được thực hiện trong các thị trường khác nhau nhưng hầu hết các bằng chứng thực nghiệm đều khẳng định sự tồn tại của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu và các công ty có xu hướng điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu. Cụ thể, minh chứng thực nghiệm sử dụng kỹ thuật ước lượng DGMM chỉ ra rằng tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt trung bình hàng năm tại thị trường Mỹ dao động từ 56,7%-60,1% trong giai đoạn 1989-2007 (Venkiteshwaran, 2011). Cũng tại thị trường Mỹ, Jiang & Lie (2016) sử dụng kỹ thuật ước lượng SGMM và tìm thấy tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt trung bình là 31%/năm trong giai đoạn 1980-2006. Orlova & Rao (2018) cũng sử dụng kỹ thuật ước lượng SGMM và dữ liệu tại thị trường Mỹ để chỉ ra tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt ở mức 54%/năm trong giai đoạn 1986-2012. Điều này cho thấy tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thay đổi theo thời gian và còn có thể phụ thuộc vào kỹ thuật ước lượng. Trong bối cảnh đa quốc gia, García-Teruel & Martínez-Solano (2008) sử dụng kỹ thuật ước lượng DGMM tìm thấy tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt trung bình hàng năm 76% cho các công ty đến từ Tây Ban Nha trong giai đoạn 1996-2001. Tại một quốc gia chuyển

2. Biến phụ thuộc phân số nhằm mô tả biến phụ thuộc dao động trong khoảng giá trị nào đó (Elsas và Florysiak, 2015). Trong nghiên cứu này, biến tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thường dao động trong khoảng giá trị [0,1]

đôi, Chang và cộng sự (2016) sử dụng kỹ thuật ước lượng SGMM để chỉ ra tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt của các công ty niêm yết tại Trung Quốc là 46%/năm.

Tại Việt Nam, các bằng chứng thực nghiệm cũng đã chỉ ra sự tồn tại của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu và các công ty có xu hướng điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu. Tuy nhiên, tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt có sự khác biệt. Cụ thể, sử dụng kỹ thuật ước lượng SGMM, Nguyễn Thị Uyên Uyên & Phạm Hoàng Anh (2020) chỉ ra tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt trung bình của các công ty niêm yết các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam trong thời gian 2007-2017 là 38,95%/năm. Trong khi đó, Truong (2021) cũng hướng đến các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam và cũng sử dụng kỹ thuật ước lượng SGMM nhưng tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt là 49,68% trong giai đoạn 2010-2019.

Dựa vào các bằng chứng thực nghiệm trước đây về tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt như Orlova & Rao (2018); Martínez-Sola và cộng sự (2018); Nguyễn Thị Uyên Uyên & Phạm Hoàng Anh (2020) và Truong (2021), nghiên cứu này kỳ vọng các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam có xu hướng điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu. Vì vậy, nghiên cứu này giả thuyết như sau: tồn tại tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam (H1).

### 3. Phương pháp nghiên cứu và dữ liệu

#### 3.1. Mô hình thực nghiệm và xây dựng biến nghiên cứu

Trong điều kiện thị trường hoàn hảo, các công ty có thể điều chỉnh ngay lập tức tỷ lệ nắm giữ thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu. Ngược lại, các công ty không thể điều chỉnh ngay lập tức tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu trong điều kiện tồn tại chi phí điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt. Theo đó, các công ty thường cân nhắc giữa lợi ích đạt được từ hành vi điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt và chi phí điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt. Theo đó, các công ty chỉ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu nếu lợi ích đạt được từ hành vi điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt lớn hơn

chi phí điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt (Ozkan & Ozkan, 2004).

Tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt không thể ước lượng một cách trực tiếp thông qua một mô hình toán học bởi vì tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu không thể quan sát một cách trực tiếp. Vì vậy, để xác định tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt, một vài mô hình toán học cần được lồng ghép vào nhau.

Mô hình xác định tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt cụ thể như sau:

$$\Delta CASH_{i,t+1} = CASH_{i,t+1} - CASH_{i,t} = \alpha + \delta(CASH_{i,t+1}^* - CASH_{i,t}) + \epsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

Trong đó:

$CASH_{i,t+1}^*$  và  $CASH_{i,t+1}$  lần lượt là tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu và tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế có thể quan sát của công ty  $i$  tại thời điểm  $t+1$ .

$CASH_{i,t}$ : tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế tại thời điểm  $t$ .

$\Delta CASH_{i,t+1} \dots CASH_{i,t+1} - CASH_{i,t}$  là mức độ thay đổi tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế của công ty  $i$  từ thời điểm  $t$  đến thời điểm hiện tại  $t+1$ .

$CASH_{i,t+1}^* - CASH_{i,t}$  thể hiện sự điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu.

$\epsilon_{i,t+1}$ : sai số hồi quy ngẫu nhiên.

$\delta$ : tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt, nhằm đo lường tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu nhanh hay chậm trong điều kiện tồn tại chi phí điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt.  $\delta$  cao thể hiện tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt nhanh và ngược lại nhưng nó thường xuyên dao động trong khoảng  $[0,1]$ .

Công thức (1) thể hiện mức độ chênh lệch từ tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu được đóng bởi điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế được tạo ra bởi công ty trong giai đoạn  $t$  đến giai đoạn  $t+1$ . Trong công thức (1), tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu không quan sát trực tiếp được mà chúng chỉ đạt được thông qua giá trị phù hợp từ mô hình ước lượng. Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu được mô hình hóa như hàm của các yếu tố đặc thù thời gian, đặc thù công ty và đặc thù quốc gia. Cụ thể như sau:

$$CASH_{i,t+1}^* = \varnothing X_{i,t} + \mu_i \quad (2)$$

Trong đó:

$X_{i,t}$  là các nhân tố tác động đến tỷ lệ nắm giữ tiền mặt bao gồm: đặc thù công ty, đặc thù thời gian.

$\varnothing$  là vector hệ số đứng trước các nhân tố tác động đến tỷ lệ nắm giữ tiền mặt.

$\mu_i$  là sai số ngẫu nhiên.

Nghiên cứu này kiểm soát yếu tố đặc thù công ty không quan sát được và không thay đổi theo thời gian. Cơ bản, các nhân tố đặc thù công ty không quan sát được và không thay đổi theo thời gian là nhân tố có thể giải thích cho sự biến động của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt. 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. Hay nói cách khác, nghiên cứu này phân nào loại trừ tác động ngược chiều của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt lên biến giải thích và chỉ quan tâm đến tác động của các biến giải thích trễ lên tỷ lệ nắm giữ tiền mặt (Harford và cộng sự, 2009).

Chính vì sự khó khăn trong tính toán, mô hình hóa tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu và thay thế công thức (2) vào công thức (1) làm cho việc xác định tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt trở nên đơn giản hơn chỉ thông qua một công thức sau:

$$CASH_{i,t+1} = \alpha + (1-\delta) CASH_{i,t} + \rho X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t+1} \quad (3)$$

Trong đó:  $\rho = \delta \times d$

Theo giả thuyết H1, nghiên cứu này xác định tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt đối với các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam nên nghiên cứu này chỉ hướng đến hệ số đứng trước biến phụ thuộc trễ. Khung phân tích này kỳ vọng hệ số này dương, có ý nghĩa thống kê và dao động trong khoảng [0, 1].

Nghiên cứu này dựa vào khung lý thuyết cũng như các bằng chứng thực nghiệm trước đây về nắm giữ tiền mặt (Ozkan & Ozkan, 2004 và García-Teruel & Martínez-Solano, 2008) để sử dụng mô hình chi tiết như sau:

$$CASH_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CASH_{i,t-1} + \beta_2 LEV_{i,t-1} + \beta_3 SIZE_{i,t-1} + \beta_4 PRO_{i,t-1} + \beta_5 LIQD_{i,t-1} + \beta_6 TANG_{i,t-1} + \beta_7 AG_{i,t-1} + \beta_8 CF_{i,t-1} + \mu_i + \Theta_{t-1} + u_{i,t-1}, \quad (4)$$

Trong đó,  $i$  và  $t$  lần lượt là công ty và thời gian. CASH là tỷ lệ nắm giữ tiền mặt. LEV là cấu trúc vốn. SIZE là quy mô công ty, được tính như logarit tự nhiên của tổng tài sản. PRO là lợi nhuận của công ty, được tính bằng tỷ suất sinh lời trên tài sản. LIQD là thanh khoản tài sản. TANG là tỷ lệ tài sản hữu hình trên tổng tài sản. AG là tỷ lệ tăng trưởng. CF là dòng tiền.  $\mu_i$  là ảnh hưởng cố định công ty không quan sát được và không thay đổi theo thời gian.  $\Theta_{t-1}$  ảnh hưởng cố định theo thời gian.  $U_{i,t-1}$  là sai số ngẫu nhiên. Tất cả các biến được thể hiện trong bảng 1.

### 3.2. Kỹ thuật ước lượng

Kỹ thuật ước lượng POLS làm cho hệ số ước lượng bị chệch vì ảnh hưởng cố định công ty có mối quan hệ với các biến độc lập khác trong mô hình nghiên cứu (Hsiao, 1985). Ngoài ra, mối quan hệ giữa ảnh hưởng cố định công ty và tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế dẫn đến ước lượng không thống nhất (Bond, 2002). Do đó, kỹ thuật ước lượng POLS ước lượng quá mức hệ số ước lượng trên biến độc lập tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế. Hay nói cách khác, tốc

**Bảng 1:** Các biến được sử dụng trong mô hình nghiên cứu

| Biến                   | Viết tắt | Mô tả   |
|------------------------|----------|---|
| Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt | CASH     | Tiền và tương đương tiền chia cho tổng tài sản                                    |
| 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   |
| Khả năng sinh lợi      | PRO      | Lợi nhuận sau thuế/tổng tài sản   |
| Tính thanh khoản       | LIQD     | Tài sản ngắn hạn/nợ phải trả ngắn hạn   |
| Tài sản hữu hình       | TANG     | Tài sản hữu hình/tổng tài sản   |
| Tỷ lệ tăng trưởng      | AG       | (Tổng tài sản của năm hiện tại (-) tổng tài sản năm trước)/tổng tài sản năm trước |
| Dòng tiền              | CF       | (Lãi ròng + khấu hao tài sản cố định)/tổng tài sản                                |

(Nguồn: tổng hợp từ Ozkan & Ozkan (2004) và García-Teruel & Martínez-Solano (2008))

độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt được ước lượng dưới mức. Chênh lệch được tạo ra từ kỹ thuật ước lượng POLS còn được gọi là chênh lệch do bỏ sót biến. Trong khi đó, kỹ thuật ước lượng FE quan tâm đến ảnh hưởng cố định công ty. Tuy nhiên, kỹ thuật ước lượng FE dẫn đến ước lượng chênh lệch vì không thể giải quyết mối quan hệ giữa sai phân của sai số ngẫu nhiên và sai phân của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế sau khi chuyển thể các biến hồi quy sang sai phân bậc nhất nhằm triệt tiêu hoàn toàn ảnh hưởng cố định công ty (Nickell, 1981). Theo đó, kỹ thuật ước lượng FE ước lượng dưới mức hệ số ước lượng của biến độc lập tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế nhưng ước lượng quá mức tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt. Vấn đề chênh lệch trở nên ít nghiêm ngặt hơn trong dữ liệu có chuỗi thời gian lớn. Tuy nhiên, chênh lệch được tạo ra do mẫu giới hạn thậm chí vẫn tồn tại khi chiều dài chuỗi thời gian lên tới 30 (Judson và Owen, 1999). Chênh lệch được tạo ra từ kỹ thuật ước lượng FE còn được gọi là chênh lệch do mẫu giới hạn. Tại thị trường Việt Nam, dữ liệu tài chính công ty không thể đạt được tới 30 kỳ quan sát. Vì vậy, kỹ thuật ước lượng FE không là ước lượng phù hợp để sử dụng cho mô hình dữ liệu bảng động.

Kỹ thuật ước lượng SGMM có khả năng xử lý vấn đề chênh lệch trong mô hình dữ liệu bảng động tốt hơn so với các kỹ thuật ước lượng truyền thống. Kỹ thuật ước lượng SGMM tận dụng điều kiện moment có sẵn nhằm tạo ra các điều kiện trực giao để giải quyết mối quan hệ giữa sai phân của sai số ngẫu nhiên và sai phân của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế ở kỳ hiện tại trong mô hình sai phân, và mối quan hệ giữa sai số ngẫu nhiên và tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế ở kỳ hiện tại trong mô hình cơ sở. Mặc dù, SGMM được phát triển để giải quyết vấn đề chênh lệch trong trường hợp số kỳ quan sát nhỏ so với số đơn vị và tồn tại tương quan chuỗi lớn (Arellano và Bover, 1995; Roodman, 2009) nhưng kỹ thuật ước lượng SGMM không giải quyết triệt để vấn đề chênh lệch trong trường hợp số kỳ quan sát nhỏ so với số đơn vị và tồn tại tương quan hệ chuỗi lớn (Huang và Ritter, 2009). Lúc này, biến công cụ trở nên suy yếu trong điều kiện biến phụ thuộc có mối quan hệ cao với chính nó trong kỳ trước đó. Ngoài ra, một hạn chế khác của kỹ thuật ước lượng SGMM là chưa quan

tâm đến vấn đề chênh lệch được tạo ra từ biến phụ thuộc phân số, cụ thể: điều chỉnh trung bình cơ học (Chang và Dasgupta, 2009). Hơn thế nữa, Elsas và Florysiak (2015) kết luận chênh lệch từ các ước lượng trở nên lớn hơn trong điều kiện tồn tại biến phụ thuộc phân số.

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 phân số. DPF được biết đến như kỹ thuật ước lượng không chênh lệch 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 phân số. Ngoài ra, kỹ thuật ước lượng này cũng quan tâm đến đặc thù công ty không quan sát được không thay đổi theo thời gian. Vì vậy, DPF có thể ước lượng chính xác tốc độ điều chỉnh. Thật vậy, kỹ thuật ước lượng DPF dựa trên cách tiếp cận biên tiềm ẩn để giải quyết vấn đề bản chất biến phụ thuộc phân số và phân phối ảnh hưởng cố định công ty để giải quyết vấn đề chênh lệch được tạo ra từ ảnh hưởng cố định công ty dựa trên kỹ thuật ước lượng khả năng tối đa.

Do đó, để xác định tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu và tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt, nghiên cứu này sử dụng kỹ thuật ước lượng DPF. Mô hình giả định biến tiềm ẩn ứng dụng cho trường hợp tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt có dạng như sau:

$$CASH^{\#}_{i,t+1} = \alpha + (1-\delta) CASH_{i,t} + \gamma' X_{i,t} + \mu_i + \nu_{t+1} + \epsilon_{i,t+1}, \quad (5)^3$$

Trong đó:

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

$\alpha$ : tung độ gốc,

$1-\delta$ : hệ số ước lượng trên biến nắm giữ tiền mặt thực tế,

$CASH$ : nắm giữ tiền mặt thực tế,

$\gamma$ : hệ số ước lượng trên các nhân tố tác động đến nắm giữ tiền mặt,

$X$ : các nhân tố tác động đến tỷ lệ nắm giữ tiền mặt, ảnh hưởng cố định công ty,

$\nu$ : ảnh hưởng cố định năm,

3 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 CASH.

e: sai số ngẫu nhiên,

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

Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thường xuyên dao động trong khoảng [0,1]. Vì vậy, trong nghiên cứu này, biến phụ thuộc tiềm ẩn tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế được kiểm duyệt trong khoảng [0,1] và chúng được phân phối như sau:

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

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 tỷ lệ nắm giữ tiền mặt ban đầu và trung bình của đặc thù công ty, cụ thể như sau:

$$\mu_i = \eta_0 + \eta_1 CASH_{i,0} + \eta_2 \bar{X}_i + v_i, \quad (6)^4$$

Trong đó:

$CASH_{i,0}$ : giá trị ban đầu của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt, 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.

$\bar{X}$ : 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 Pro<sup>5</sup> 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. Các công ty hoạt động trong lĩnh vực tài chính sẽ được loại khỏi mẫu nghiên cứu do chuẩn mực lập báo cáo tài chính của các công ty này không đồng nhất với các công ty còn lại. Để đáp ứng yêu cầu dữ liệu bảng động, các công ty có số lượng quan sát nhỏ hơn 2 sẽ được loại khỏi mẫu nghiên cứu. Để hạn chế tác động của những quan sát ngoại vi ảnh hưởng đến kết quả nghiên cứu, nghiên cứu này sử dụng kỹ thuật winsor phân vị tại mức 1% và 99%.

## 4. Kết quả và thảo luận kết quả nghiên cứu

### 4.1. Thống kê mô tả và mối tương quan giữa các biến

#### 4.1.1. Thống kê mô tả

Thống kê mô tả cho toàn bộ mẫu được trình bày tại bảng 2. Theo đó, một công ty trung bình có tỷ lệ nắm giữ tiền mặt trên tổng tài sản (CASH) là 10,8%. Trong khi đó, trung vị của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt trên tổng tài sản là 7,3%. Tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tại phân vị 10% là 0,010 và tại phân vị 90% là 0,267. Trong mẫu nghiên cứu, cấu trúc vốn (LEV) có giá trị trung bình và trung vị lần lượt là 0,507 (0,533). Kế đến, quy mô công ty có giá trị trung bình 13,053 và giá trị trung vị là 12,971. Tiếp theo, tỷ suất sinh

**Bảng 2:** Thống kê mô tả

| Biến | Số quan sát | Giá trị trung bình | Độ lệch chuẩn | Phân vị |          | Phân vị |  |
|------|-------------|--------------------|---------------|---------|----------|---------|--|
|      |             |                    |               | 10%     | Trung vị | 90%     |  |
| CASH | 6.584       | 0,108              | 0,106         | 0,010   | 0,073    | 0,267   |  |
| LEV  | 6.584       | 0,507              | 0,225         | 0,183   | 0,533    | 0,795   |  |
| SIZE | 6.584       | 13,053             | 1,490         | 11,182  | 12,971   | 14,940  |  |
| PRO  | 6.584       | 0,064              | 0,067         | 0,004   | 0,051    | 0,149   |  |
| LIQ  | 6.584       | 1,469              | 1,834         | 0,397   | 0,930    | 2,796   |  |
| TANG | 6.584       | 0,206              | 0,186         | 0,022   | 0,149    | 0,480   |  |
| AG   | 6.291       | 0,184              | 0,397         | -0,110  | 0,087    | 0,545   |  |
| CF   | 6.584       | 0,096              | 0,268         | -0,222  | 0,091    | 0,435   |  |

(Nguồn: Tính toán của tác giả)

5. Công ty chuyên cung cấp dữ liệu nhằm phục vụ nghiên cứu.



lợi trên tổng tài sản (PRO) là 6,4%, tính thanh khoản (LIQ) trung bình là 1,469. Trong khi đó, tỷ lệ tài sản hữu hình (TANG) tại phân vị 10% là 0,022 và 90% là 0,480 với độ lệch chuẩn 0,186. Cuối cùng, tốc độ tăng trưởng tài sản (AG) có giá trị tại phân vị 10% là -0,110 và 90% là 0,545 và CF có giá trị tại phân vị 10% (90%) là -0,222(0,435).

**4.1.2. Mối quan hệ giữa các biến**

Bảng 3 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.

**Bảng 3:** Ma trận tương quan giữa các biến trong mô hình nghiên cứu

|      | CASH      | LEV       | SIZE      | PRO      | LIQ       | TANG      | AG        | CF |
|------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|----|
| CASH | 1         |           |           |          |           |           |           |    |
| LEV  | -0,306*** | 1         |           |          |           |           |           |    |
| SIZE | -0,102*** | 0,330***  | 1         |          |           |           |           |    |
| PRO  | 0,362***  | -0,425*** | -0,074*** | 1        |           |           |           |    |
| LIQ  | 0,299***  | -0,605*** | -0,200*** | 0,229*** | 1         |           |           |    |
| TANG | -0,159*** | -0,053*** | 0,044***  | 0,038**  | -0,074*** | 1         |           |    |
| AG   | 0,058***  | 0,061***  | 0,054***  | 0,101*** | 0,022     | -0,100*** | 1         |    |
| CF   | 0,212***  | -0,186*** | -0,019    | 0,350*** | 0,066***  | 0,250***  | -0,210*** | 1  |

(Nguồn: Tính toán của tác giả)

Ghi chú: \*\*\* và \*\*thể hiện mức ý nghĩa tương ứng với 1% và 5%

**4.2. Kết quả và thảo luận kết quả nghiên cứu**

Bảng 4 báo cáo kết quả ước lượng Công thức (4) sử dụng kỹ thuật ước lượng PDF. Để xác định tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt, nghiên cứu này quan tâm đến hệ số ước lượng của biến phụ thuộc trễ tiền mặt. Kết quả ước lượng từ Bảng 4 cho thấy hệ số ước lượng của biến trễ tiền mặt dương và ý nghĩa thống kê tại mức thông lệ 1%. Cụ thể, hệ số ước lượng của biến nắm giữ tiền mặt có giá trị 0,441. Điều này chỉ ra rằng tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt trung bình hằng năm của các công ty niêm

yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam là 55,9% (1-0,441). Điều này chỉ ra rằng một công ty trung bình mất khoảng 1,19 năm để loại bỏ một nửa ảnh hưởng của một cú sốc lên giá trị tiền mặt<sup>6</sup>. Kết quả nghiên cứu này phù hợp với quan điểm tồn tại tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu và các công ty có xu hướng điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu. Hay nói cách khác, kết quả nghiên cứu này hỗ trợ cho sự tồn tại của lý thuyết đánh đổi. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu này thống nhất với các bằng chứng thực nghiệm về tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt trên thế giới cũng như tại Việt Nam (Orlova & Rao, 2018; Martínez-Sola và cộng sự, 2018; Nguyễn Thị Uyên Uyên & Phạm Hoàng Anh, 2020; Truong 2021).

Nhìn chung, nghiên cứu này chỉ ra tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam cao hơn so với kết quả đạt được từ Nguyễn Thị Uyên Uyên & Phạm Hoàng Anh (2020) và Truong (2021). Điều này có thể được giải thích như sau: i) thứ nhất, tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt khác nhau qua các giai đoạn; ii) thứ hai, nghiên cứu này sử dụng kỹ thuật ước lượng ít chệch nhất cho dữ liệu bảng động không cân bằng với biến phụ thuộc phân số<sup>7</sup>. Ngoài ra, tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt của các

6. Thời gian để loại bỏ một nửa ảnh hưởng của cú sốc lên nắm giữ tiền mặt được tính toán như  $\ln(0.5)/(1-\beta)$

7. Nghiên cứu này cũng đã xác định tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt với kỹ thuật ước lượng LSDVC và SGMM. Các kết quả ước lượng sử dụng kỹ thuật ước lượng LSDVC và SGMM đều chỉ ra tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt nhỏ hơn so với kết quả ước lượng sử dụng kỹ thuật ước lượng PDF. Điều này phù hợp với kết quả nghiên cứu của Elsas & Florysiak (2015). Tuy nhiên, do giới hạn không gian, các kết quả ước lượng nhằm xác định tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt sử dụng kỹ thuật ước lượng LSDVC và SGMM không được báo cáo trong nghiên cứu này nhưng sẽ cung cấp khi có yêu cầu.

**Bảng 4:** Kết quả ước lượng tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt của các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam

| <b>Biến</b>               | <b>Mô hình (1)</b>                 |
|---------------------------|------------------------------------|
| <b>CASH<sub>t-1</sub></b> | <b>0,441***</b><br><b>(0,016)</b>  |
| <b>LEV<sub>t-1</sub></b>  | <b>-0,032**</b><br><b>(0,013)</b>  |
| <b>SIZE<sub>t-1</sub></b> | <b>-0,006***</b><br><b>(0,002)</b> |
| <b>PRO<sub>t-1</sub></b>  | <b>0,169***</b><br><b>(0,033)</b>  |
| <b>LIQ<sub>t-1</sub></b>  | <b>-0,001</b><br><b>(0,001)</b>    |
| <b>TANG<sub>t-1</sub></b> | <b>-0,026**</b><br><b>(0,012)</b>  |
| <b>AG<sub>t-1</sub></b>   | <b>-0,017***</b><br><b>(0,004)</b> |
| <b>CF<sub>t-1</sub></b>   | <b>0,006</b><br><b>(0,007)</b>     |
| <b>Kiểm soát</b>          | <b>IY</b>                          |
| <b>Số quan sát</b>        | <b>5.951</b>                       |

(Nguồn: Tính toán của tác giả)

Ghi chú: I và Y lần lượt là ảnh hưởng cố định năm ngành công nghiệp và năm<sup>8</sup>.

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

Sai số chuẩn được báo cáo trong ngoặc đơn.

công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam nhìn chung cao hơn so với tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tại các quốc gia khác như Mỹ (Jiang & Lie, 2016 và Orlova & Rao, 2018) và Trung Quốc (Chang và cộng sự, 2016) nhưng lại nhỏ hơn tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt của các quốc gia đến từ Tây Ban Nha Garcia-Teruel & Martínez-Solano (2008).

**5. Kết luận**

Khung phân tích này sử dụng dữ liệu bảng động không cân bằng là các công ty niêm yết trên cả hai Sở Giao dịch Chứng khoán thành phố Hồ Chí Minh và Hà Nội để xác định tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt. Nghiên cứu này sử dụng kỹ thuật ước lượng DPF để chỉ ra sự tồn tại của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu và các công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam có xu hướng điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu với tốc độ trung bình hàng năm là 55,9%. Sự tồn tại của tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu trong điều kiện thực tiễn hỗ trợ cho sự tồn tại của lý thuyết đánh đổi trong điều kiện tồn tại chi phí điều chỉnh. Ngoài ra, kết quả nghiên cứu này phù hợp với các bằng chứng thực nghiệm về tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt. Vì vậy, các công ty cần có chiến lược tài chính cụ thể để đạt được lợi ích tối đa khi điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế hướng về tỷ lệ nắm giữ tiền mặt mục tiêu. Theo đó, những công ty có tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế cao hơn tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu nên giảm tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thông qua các hoạt động như đầu tư, thanh toán nợ ngân hàng, trong khi đó, các công ty hoạt động tại tỷ lệ nắm giữ tiền mặt thực tế thấp hơn tỷ lệ nắm giữ tiền mặt tối ưu nên gia tăng tiền mặt thông qua huy động nợ hoặc/và vốn chủ sở hữu. Xác định tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt là xu hướng ban đầu của các nghiên cứu tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt. Vì vậy, hướng nghiên cứu tiếp theo cần được quan tâm là các nhân tố tác động đến tốc độ điều chỉnh tỷ lệ nắm giữ tiền mặt. ♦

**Tài liệu tham khảo:**

1. Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.
2. Bond, S. R. (2002). Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice. *Portuguese Economic Journal*, 1(2), 141-162.

8. i) thứ nhất, các công ty được phân ngành theo hệ thống phân ngành ICB (Industry Classification Benchmark) được phát triển bởi hệ thống Dow Jones và công ty FTSE; ii) thứ hai, kết quả ước lượng kiểm soát chỉ năm và cả năm và ngành công nghiệp không có sự khác biệt đáng kể. Tuy nhiên, Do giới hạn không gian, các kết quả ước lượng này không được báo cáo.

3. Chang, L., Deng, K., & Wang, X. (2016). The dynamic speed of cash-holding adjustment in a transition economy: A new approach and evidence. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(2), 434-448.
4. Chang, X., & Dasgupta, S. (2009). Target behavior and financing: how conclusive is the evidence? *Journal of Finance*, 64(4), 1767-1796.
5. 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.
6. García-Teruel, P. J., & Martínez-Solano, P. (2008). On the determinants of SME cash holdings: Evidence from Spain. *Journal of Business Finance & Accounting*, 35(1-2), 127-149.
7. Hsiao, C. (1985). Benefits and limitations of panel data. *Econometric Reviews*, 4(1), 121-174.
8. Huang, R., & Ritter, J. R. (2009). Testing theories of capital structure and estimating the speed of adjustment. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44(2), 237-271.
9. Harford, J., Klasa, S., & Maxwell, W. F. (2014). Refinancing risk and cash holdings. *The Journal of Finance*, 69(3), 975-1012.
10. Jiang, Z., & Lie, E. (2016). Cash holding adjustments and managerial entrenchment. *Journal of Corporate Finance*, 36, 190-205.
11. Judson, R. A., & Owen, A. L. (1999). Estimating dynamic panel data models: a guide for macroeconomists. *Economics Letters*, 65(1), 9-15.
12. Loudermilk, M. S. (2007). Estimation of fractional dependent variables in dynamic panel data models with an application to firm dividend policy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(4), 462-472.
13. Nguyễn Thị Uyên Uyên và Phạm Hoàng Anh (2020). Tốc độ điều chỉnh lượng tiền mặt nắm giữ hướng về lượng tiền mặt nắm giữ tối ưu của các công ty niêm yết Việt Nam, *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 282, 54-64.
14. Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*, 49(6), 1417-1426
15. Orlova, S. V., & Rao, R. P. (2018). Cash holdings speed of adjustment. *International Review of Economics & Finance*, 54(1), 1-14.
16. Ozkan, A., & Ozkan, N. (2004). Corporate cash holdings: An empirical investigation of UK companies. *Journal of Banking & Finance*, 28(9), 2103-2134.
17. Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The Stata Journal*, 9(1), 86-136.
18. Truong, K. D. (2021). Firm Characteristics and Cash Holdings Speed of Adjustment: Evidence from Vietnam. *The Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8(8), 137-148.
19. Venkiteswaran, V. (2011). Partial adjustment toward optimal cash holding levels. *Review of Financial Economics*, 20(3), 113-121.

### Summary

The purpose of this study is to define the annual cash holdings speed of adjustment for firms listed in Vietnam. We employ the newly proposed method for dynamic panel data models with fractional dependent variables, termed DPF (Loudermilk, 2007; Elsas và Florysiak, 2015) with an unbalanced panel data set of stocks listed on both Hochiminh and Hanoi stock exchanges from 2006 to 2020. We document that the annual cash holdings speed of adjustment for Vietnamese listed firms is 55,9%. The results are consistent with the empirical evidence on cash holdings speed of adjustment. The existence of cash holdings speed of adjustment in the context of Vietnam supports the economic relevance of the trade-of theory.