



## Giao dịch của nhà đầu tư tổ chức và tính thông tin của giá cổ phiếu: Bằng chứng thực nghiệm từ thị trường chứng khoán Việt Nam

NGUYỄN THU HẰNG <sup>a</sup>, NGUYỄN THỊ NHƯ HẢO <sup>a,\*</sup>, NGUYỄN THỊ THANH LOAN <sup>b</sup>

<sup>a</sup> Trường Đại học Ngoại thương - Cơ sở 2, TP. Hồ Chí Minh

<sup>b</sup> Trường Đại học Ngoại thương, Hà Nội

THÔNG TIN	TÓM TẮT
<p>Ngày nhận: 21/05/2023 Ngày nhận lại: 28/06/2023 Duyệt đăng: 28/06/2023</p> <p><b>Mã phân loại JEL:</b> G12; G14; G23; G32.</p> <p><b>Từ khóa:</b> Giao dịch; Nhà đầu tư tổ chức; Tính thông tin giá cổ phiếu; Biến động đồng bộ; Giá cổ phiếu.</p> <p><b>Keywords:</b> Trading; Institutional investor; Stock price informativeness;</p>	<p>Bài viết nghiên cứu ảnh hưởng của giao dịch của nhà đầu tư tổ chức đến tính thông tin của giá cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Việt Nam. Sử dụng kỹ thuật hồi quy hai bước với dữ liệu gồm 4.495 quan sát của 592 doanh nghiệp, nghiên cứu chỉ ra rằng giao dịch của nhà đầu tư tổ chức truyền tải các thông tin nội bộ của doanh nghiệp đến thị trường, từ đó làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu. Ngoài ra, kết quả còn cho thấy giao dịch mua của nhà đầu tư tổ chức chứa đựng các tín hiệu tích cực về giá cổ phiếu, dẫn đến lợi suất bất thường sau ngày thông báo mua cổ phiếu của họ.</p> <p><b>Abstract</b></p> <p>This paper studies the effect of institutional investors' trading on the stock price informativeness of Vietnamese listed companies. Using two-stage regressions with 4,495 observations of 592 listed enterprises, we show that institutional investors transmit private information through their trading activities, thereby increasing the informativeness of the stock price. Notably, purchases by institutional investors contain positive signals, resulting in abnormal positive returns after the announcement day.</p>

\* Tác giả liên hệ.

Email: nguyenthuhang.cs2@ftu.edu.vn (Nguyễn Thu Hằng), nguyenthinhuhao.cs2@ftu.edu.vn (Nguyễn Thị Như Hảo), loanntt@ftu.edu.vn (Nguyễn Thị Thanh Loan).

Trích dẫn bài viết: Nguyễn Thu Hằng, Nguyễn Thị Như Hảo, & Nguyễn Thị Thanh Loan. (2023). Giao dịch của nhà đầu tư tổ chức và tính thông tin của giá cổ phiếu: Bằng chứng thực nghiệm từ thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Nghiên cứu Kinh tế và Kinh doanh Châu Á*, 34(6), 55–72.

Synchronicity;  
Stock price.

## 1. Giới thiệu

Thị trường chứng khoán đóng vai trò quan trọng trong việc huy động và phân bổ nguồn lực kinh tế. Để các bên tham gia thị trường đưa ra quyết định hợp lý, phân bổ dòng vốn một cách hiệu quả thì giá cổ phiếu cần phản ánh thông tin nội bộ của doanh nghiệp (Wurgler, 2000). Mức độ thông tin nội bộ được hấp thụ vào giá cổ phiếu được gọi là tính thông tin của giá cổ phiếu (Durnev và cộng sự, 2003; Meng và cộng sự, 2020; Wurgler, 2000). Giao dịch của nhà đầu tư dựa trên thông tin nội bộ là kênh quan trọng giúp những thông tin này được hấp thụ vào giá cổ phiếu (Durnev và cộng sự, 2003).

Nhà đầu tư tổ chức là cổ đông lớn có thể tham gia giám sát hoạt động của doanh nghiệp (Piotroski & Roulstone, 2004), so với nhà đầu tư nhỏ lẻ, họ có lợi thế hơn trong việc thu thập thông tin nội bộ của doanh nghiệp (Brockman & Yan, 2009; Collins và cộng sự, 2003). Với ưu thế này, giao dịch của họ có khả năng truyền tải thông tin nội bộ của doanh nghiệp đến thị trường, từ đó làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu (Brockman & Yan, 2009; Piotroski & Roulstone, 2004).

Nhiều nghiên cứu đã chỉ ra rằng giao dịch của nhà đầu tư tổ chức làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu, chẳng hạn như: An và Zhang (2013); Collins và cộng sự (2003); Pan và Zhu (2015); Piotroski và Roulstone (2004). Tuy vậy, các bằng chứng thực nghiệm chưa thực sự thống nhất. Piotroski và Roulstone (2004) chỉ ra kết quả không thống nhất giữa các thước đo về giao dịch của nhà đầu tư tổ chức. An và Zhang (2013) chỉ ra rằng giao dịch của nhà đầu tư tổ chức ngắn hạn làm giảm tính thông tin của cổ phiếu, nhưng giao dịch của nhà đầu tư dài hạn không ảnh hưởng đến tính thông tin của giá cổ phiếu.

Ở các quốc gia có GDP thấp, hệ thống tài chính kém phát triển và môi trường thông tin kém minh bạch, cổ phiếu thường có tính thông tin thấp (Jin & Myers, 2006; Morck và cộng sự, 2000). Tại Việt Nam – một thị trường cận biên, tình trạng bất cân xứng thông tin và thiếu minh bạch vẫn là một rào cản lớn trong việc thu hút dòng vốn đầu tư. Vì thế, thị trường chứng khoán Việt Nam là môi trường lý tưởng cho việc nghiên cứu về tính thông tin của giá cổ phiếu. Tại Việt Nam, một số nghiên cứu đã xem xét ảnh hưởng của các bên tham gia thị trường như: Cổ đông lớn (Đặng Tùng Lâm, 2016), cổ đông nước ngoài (Vo, 2017), cổ đông nhà nước (Nguyễn Thị Minh Huệ và cộng sự, 2016) đến tính thông tin của giá cổ phiếu. Tuy nhiên, chưa có nghiên cứu nào xem xét ảnh hưởng giao dịch của nhà đầu tư tổ chức tới tính thông tin của giá cổ phiếu. Vì vậy, nghiên cứu này được thực hiện nhằm cung cấp bằng chứng về ảnh hưởng của giao dịch của nhà đầu tư tổ chức đến tính thông tin của giá cổ phiếu tại Việt Nam.

Kết quả của nghiên cứu này chỉ ra rằng giao dịch của nhà đầu tư tổ chức làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu. Bên cạnh đó, kết quả nghiên cứu vững khi sử dụng nhiều thước đo khác nhau về giao dịch của nhà đầu tư tổ chức và khi kiểm soát vấn đề nội sinh. Điều này cho thấy các nhà đầu tư tổ chức có lợi thế trong việc tiếp cận thông tin nội bộ của doanh nghiệp, giao dịch của họ truyền tải

thông tin tới thị trường và làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu. Kết quả này nhất quán với lập luận của Brockman và Yan (2009), Piotroski và Roulstone (2004), và Roll (1988).

Nghiên cứu này mang lại một số đóng góp như sau: *Thứ nhất*, nghiên cứu cung cấp bằng chứng về ảnh hưởng của giao dịch nhà đầu tư tổ chức đến tính thông tin của giá cổ phiếu tại Việt Nam – một thị trường cận biên. *Thứ hai*, khác với nghiên cứu trước của Piotroski và Roulstone (2004), kết quả nghiên cứu đã nhấn mạnh vai trò của các giao dịch mua của nhà đầu tư tổ chức đến tính thông tin của giá cổ phiếu. Các nhà đầu tư tổ chức có thể tiếp cận được thông tin nội bộ của doanh nghiệp. Do đó, quyết định mua cổ phiếu của họ phát tín hiệu tích cực ra thị trường về giá trị nội tại của doanh nghiệp, các thông tin này được hấp thụ vào giá cổ phiếu, làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu. Lập luận này được củng cố bởi hiện tượng lợi suất bất thường tích lũy sau thông báo mua cổ phiếu của nhà đầu tư tổ chức.

## 2. Cơ sở lý thuyết

### 2.1. Tính thông tin và biến động đồng bộ giá cổ phiếu

Trên thị trường chứng khoán, các nhà đầu tư thu thập thông tin về thị trường, ngành, và thông tin nội bộ của doanh nghiệp rồi quyết định mua hoặc bán dựa trên các thông tin đó (Chen và cộng sự, 2007). Nói cách khác, giá cổ phiếu tích hợp các thông tin từ các nhà đầu tư khác nhau qua quá trình giao dịch của họ.

Khái niệm tính thông tin (Informativeness) và biến động đồng bộ giá cổ phiếu (Synchronicity) ra đời khi Roll (1988) chỉ ra rằng hệ số xác định  $R^2$  – đo lường mức độ giải thích biến động lợi suất của một cổ phiếu dựa trên các thông tin chung về ngành và thị trường trong các mô hình định giá cổ phiếu trên thị trường chứng khoán Mỹ – rất thấp, chỉ khoảng từ 20% đến 40%. Điều này cho thấy biến động lợi suất cổ phiếu chịu ảnh hưởng nhiều bởi các thông tin đặc thù của doanh nghiệp. Các nghiên cứu của Durnev và cộng sự (2003), Morck và cộng sự (2000), Piotroski và Roulstone (2004) đưa ra khái niệm biến động đồng bộ giá cổ phiếu, đo lường mức độ biến động lợi suất cổ phiếu theo lợi suất thị trường và lợi suất trung bình ngành dựa trên hệ số xác định  $R^2$  trong các mô hình định giá cổ phiếu. Biến động đồng bộ giá cổ phiếu được sử dụng làm thước đo nghịch đảo cho tính thông tin của giá cổ phiếu (Durnev và cộng sự, 2003; Morck và cộng sự, 2000; Piotroski & Roulstone, 2004). Khi biến động đồng bộ giá cổ phiếu ( $R^2$ ) thấp hay tính thông tin của giá cổ phiếu cao thì biến động lợi suất cổ phiếu càng phản ánh nhiều thông tin đặc thù của doanh nghiệp.

### 2.2. Giao dịch của nhà đầu tư tổ chức và tính thông tin của giá cổ phiếu

Thông tin đặc thù về doanh nghiệp được phản ánh vào giá cổ phiếu thông qua việc doanh nghiệp công bố thông tin và thông qua giao dịch của các nhà đầu tư hưởng chênh lệch giá dựa trên thông tin nội bộ (Durnev và cộng sự, 2003). Kết quả nghiên cứu của Durnev và cộng sự (2003) khẳng định vai trò quan trọng của kênh thông tin thứ hai. Giao dịch của nhà đầu tư hưởng chênh lệch giá truyền tải thông tin nội bộ của doanh nghiệp đến thị trường, góp phần làm tăng tính thông tin, giảm mức độ đồng bộ giá cổ phiếu.

Piotroski và Roulstone (2004) cho rằng giao dịch của nhà đầu tư tổ chức chứa đựng thông tin và có thể tác động đến giá cổ phiếu của doanh nghiệp. Nhà đầu tư tổ chức là cổ đông lớn có thể tham gia

giám sát hoạt động của doanh nghiệp, qua đó có thể tiếp cận thông tin của doanh nghiệp. So với nhà đầu tư nhỏ lẻ, nhà đầu tư tổ chức có lợi thế về mức độ chính xác và chi phí thu thập thông tin nội bộ của doanh nghiệp (Brockman & Yan, 2009; Collins và cộng sự, 2003). Với ưu thế này, nhà đầu tư tổ chức có khả năng trở thành các nhà đầu tư hưởng chênh lệch giá, và giao dịch của họ truyền tải thông tin nội bộ của doanh nghiệp đến thị trường và làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu (Brockman & Yan, 2009; Piotroski & Roulstone, 2004). Bên cạnh đó, thông qua việc giám sát, sở hữu của nhà đầu tư tổ chức có thể làm giảm vấn đề đại diện giữa cổ đông và nhà quản trị, bảo vệ quyền lợi cho cổ đông bên ngoài, tạo điều kiện thuận lợi cho họ thực hiện các giao dịch dựa trên thông tin nội bộ mà họ có được, qua đó thúc đẩy quá trình hấp thụ các thông tin nội bộ của doanh nghiệp vào giá cổ phiếu (Brockman & Yan, 2009; Morck và cộng sự, 2000). Một số nghiên cứu đã chỉ ra bằng chứng rằng giao dịch của nhà đầu tư tổ chức làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu (An & Zhang, 2013; Collins và cộng sự, 2003; Pan & Zhu, 2015; Piotroski & Roulstone, 2004).

Dựa trên các lập luận trên, nghiên cứu đề xuất giả thuyết sau:

*Giả thuyết H<sub>1</sub>: Giao dịch của các nhà đầu tư tổ chức làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu.*

### 3. Mô hình và dữ liệu nghiên cứu

#### 3.1. Mô hình nghiên cứu

Để kiểm định giả thuyết, nghiên cứu sử dụng mô hình hồi quy bội sau:

$$SYNCH_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 InstiTrade_{i,t} + \sum_{v=1}^k \beta_v Control_{vi,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Trong đó,

$SYNCH_{i,t}$ : Mức độ biến động đồng bộ giá cổ phiếu  $i$  năm  $t$ ;

$InstiTrade_{i,t}$ : Giao dịch của các nhà đầu tư tổ chức của cổ phiếu  $i$  năm  $t$ ;

$Control_{vi,t}$ : Tập hợp  $v$  biến kiểm soát của công ty  $i$  năm  $t$ .

- **Biến phụ thuộc:  $SYNCH_{i,t}$**

Dựa trên các nghiên cứu như: Piotroski và Roulstone (2004), Brockman và Yan (2009), tính thông tin của giá cổ phiếu được đo lường bởi biến  $SYNCH_{i,t}$  – biến động đồng bộ giá cổ phiếu  $i$  năm  $t$ , được ước lượng qua hai bước:

- *Bước 1*: Hồi quy lợi suất tuần của mỗi cổ phiếu theo lợi suất tuần thị trường và lợi suất tuần trung bình ngành theo mô hình sau:

$$Ret_{i,w} = \alpha + \beta_1 MRet_{w-1} + \beta_2 MRet_w + \beta_3 IndRet_{w-1} + \beta_4 IndRet_w + \varepsilon_{i,w} \quad (2)$$

Trong đó,

$Ret_{i,w}$ : Lợi suất của cổ phiếu  $i$ , tuần  $w$ ;

$MRet_{w-1}$ : Lợi suất tuần  $w-1$  của danh mục thị trường dựa trên chỉ số VN-Index;

$MRet_w$ : Lợi suất tuần  $w$  của danh mục thị trường dựa trên chỉ số VN-Index;

IndRet<sub>w</sub>: Lợi suất tuần w trung bình ngành tính theo vốn hóa thị trường của các doanh nghiệp cùng chung phân ngành cấp 2 theo chuẩn ICB1. Lợi suất tuần được tính dựa vào giá cổ phiếu đóng cửa đã điều chỉnh hoặc chỉ số VN-Index vào cuối các ngày thứ tư hằng tuần để tránh các hiệu ứng lợi suất bất thường vào các ngày đầu tuần hoặc cuối tuần.

Mô hình (2) được ước lượng cho mỗi cổ phiếu và mỗi năm, và cần tối thiểu 45 quan sát cho mỗi ước lượng.

- *Bước 2*: SYNCH được tính bằng công thức sau cho mỗi cổ phiếu và mỗi năm:

$$SYNCH = \ln \left( \frac{R^2}{1-R^2} \right) \quad (3)$$

Trong đó,  $R^2$  là hệ số xác định của mô hình hồi quy (2) và có giá trị nằm trong khoảng từ 0 đến 1. Việc đổi  $R^2$  qua logarit cơ số tự nhiên giúp thu được biến phụ thuộc liên tục, gần với phân phối chuẩn. Giá trị  $R^2$  hay SYNCH càng lớn thì mức độ biến động đồng bộ giá cổ phiếu càng cao và tính thông tin của giá cổ phiếu càng thấp (Chan & Hameed, 2006; Durnev và cộng sự, 2003; Morck và cộng sự, 2000).

- **Biến độc lập chính: *InstiTrade<sub>i,t</sub>***

Dựa trên đề xuất của Piotroski và Roulstone (2004), nghiên cứu sử dụng ba thước đo *NetTrade<sub>i,t</sub>*, *AllTrade<sub>i,t</sub>* và *Purchase<sub>i,t</sub>* để đo lường giao dịch của các nhà đầu tư tổ chức của cổ phiếu *i* trong năm *t*.

Trước tiên, nghiên cứu sử dụng giá trị tuyệt đối của tổng khối lượng giao dịch thuần (tổng khối lượng mua trừ tổng khối lượng bán) chia cho tổng khối lượng giao dịch trong năm để đo lường mức độ giao dịch của các nhà đầu tư tổ chức. *NetTrade* được tính là logarit cơ số tự nhiên của 1 cộng với tỷ lệ khối lượng giao dịch thuần này.

Nếu cả giao dịch mua và bán của nhà đầu tư tổ chức đều chứa đựng thông tin nội bộ thì thước đo *NetTrade* có thể làm giảm lượng thông tin được truyền tải đến thị trường (Piotroski & Roulstone, 2004). Để khắc phục điều này, dựa trên đề xuất của Piotroski và Roulstone (2004), nghiên cứu sử dụng tổng khối lượng giao dịch (là tổng khối lượng mua và bán) chia cho tổng khối lượng giao dịch trong năm là thước đo mức độ giao dịch của các nhà đầu tư tổ chức. *AllTrade* được tính là logarit cơ số tự nhiên của 1 cộng với tỷ lệ tổng khối lượng giao dịch này. Nếu cả giao dịch mua và giao dịch bán của nhà đầu tư tổ chức đều chứa đựng thông tin nội bộ, thì ảnh hưởng của *AllTrade* lên tính thông tin của giá cổ phiếu mạnh hơn ảnh hưởng của *NetTrade*.

Cũng theo Piotroski và Roulstone (2004), tính thông tin của giao dịch mua và bán là khác nhau. Trong khi giao dịch mua chủ yếu dựa trên thông tin nội bộ, còn giao dịch bán thì chưa hẳn liên quan đến thông tin nội bộ. Nhà đầu tư tổ chức có thể bán cổ phiếu vì họ cần cân đối dòng tiền, hoặc đa dạng hóa danh mục đầu tư khi rủi ro của doanh nghiệp gia tăng, hay nói cách khác, họ bán cổ phiếu khi mức độ biến động đồng bộ giá cổ phiếu giảm (Piotroski & Roulstone, 2004). Chính vì thế, *NetTrade* và *AllTrade* có thể là thước đo nhiều về mức độ thông tin nội bộ của doanh nghiệp được truyền tải ra thị trường. Vì vậy, dựa trên đề xuất của Piotroski và Roulstone (2004), nghiên cứu sử dụng tổng khối lượng mua của nhà đầu tư tổ chức trong năm chia cho tổng khối lượng giao dịch trong

<sup>1</sup> ICB (Industry Classification Benchmark) là Hệ thống phân ngành doanh nghiệp phát triển bởi Dow Jones và FTSE. Hệ thống này phân loại doanh nghiệp thành 10 ngành cấp 1, 19 ngành cấp 2, 41 ngành cấp 3 và 114 ngành cấp 4.

năm để thay thế. *Purchase* là logarit cơ số tự nhiên của 1 cộng với tỷ lệ khối lượng mua của nhà đầu tư tổ chức.

### 3.2. Biến kiểm soát

Dựa trên các nghiên cứu trước như: Piotroski và Roulstone (2004), Chan và cộng sự (2013), An và Zhang (2013), Feng và cộng sự (2016), và Goodell và cộng sự (2021), nghiên cứu sử dụng các biến kiểm soát gồm:  $Analyst_{i,t}$ ,  $ROA_{i,t}$ ,  $SIZE_{i,t-1}$ ,  $LEV_{i,t-1}$ ,  $BTM_{i,t-1}$ ,  $VOL_{i,t}$ ,  $LIQ_{i,t}$ ,  $TURN_{i,t}$ ,  $HHI_{i,t}$  và  $STATE_{i,t}$ .

Trong đó,  $Analyst_{i,t}$  đo lường mức độ nhà phân tích theo dõi doanh nghiệp, được tính bằng logarit cơ số tự nhiên của 1 cộng với số lượng báo cáo phân tích cổ phiếu  $i$  được phát hành trong năm  $t$ . Nhà phân tích thường đưa ra các dự báo về lợi nhuận của doanh nghiệp, vì thế có thể kỳ vọng rằng các báo cáo này cung cấp thông tin đặc thù của doanh nghiệp (Chan & Hameed, 2006). Tuy nhiên, Chan và Hameed (2006) chỉ ra rằng thông tin mà các nhà phân tích cung cấp có thể chủ yếu bao gồm các thông tin vĩ mô. Vì thế, mức độ nhà phân tích theo dõi doanh nghiệp có thể làm tăng thông tin đặc thù hoặc thông tin chung về ngành và thị trường. Nghiên cứu của Piotroski và Roulstone (2004) tại Mỹ, và Chan và Hameed (2006) tại các thị trường mới nổi đều chỉ ra rằng các nhà phân tích làm tăng lượng thông tin ngành và thị trường được hấp thụ trong giá, tăng biến động đồng bộ giá và làm giảm tính thông tin của giá cổ phiếu.

$ROA_{i,t}$  đo lường tính sinh lời của doanh nghiệp, được tính bằng lợi nhuận ròng trên tổng tài sản của doanh nghiệp. Bằng chứng về ảnh hưởng của tính sinh lời lên tính thông tin của giá cổ phiếu không thống nhất giữa các nghiên cứu. Goodell và cộng sự (2021) chỉ ra tính sinh lời làm giảm mức độ biến động đồng bộ giá cổ phiếu. Trong khi đó, An và Zhang (2013) chỉ ra kết quả ngược lại.

$SIZE_{i,t-1}$  đo lường quy mô doanh nghiệp, được tính bằng logarit cơ số tự nhiên của vốn hóa doanh nghiệp, tính ở thời điểm đầu năm. Bằng chứng về ảnh hưởng của quy mô doanh nghiệp đến biến động đồng bộ giá cổ phiếu không thống nhất. Piotroski và Roulstone (2004) cho rằng doanh nghiệp lớn thường đại diện cho các chỉ số của thị trường nên các doanh nghiệp này thường có mức độ biến động đồng bộ cao. Tuy nhiên, doanh nghiệp lớn thường thu hút sự quan tâm của nhà đầu tư và truyền thông, do đó thông tin về doanh nghiệp phong phú và làm giảm biến động đồng bộ giá cổ phiếu. Piotroski và Roulstone (2004), An và Zhang (2013) chỉ ra rằng quy mô doanh nghiệp làm tăng biến động đồng bộ giá cổ phiếu, nhưng Feng và cộng sự (2016) lại chỉ ra kết quả ngược lại.

$LEV_{i,t-1}$  là đòn bẩy tài chính, được tính bằng tổng nợ trên tổng tài sản, tính ở thời điểm đầu năm. Nhiều nghiên cứu cho thấy rằng đòn bẩy càng cao thì thông tin đặc thù của công ty được hấp thụ vào giá cổ phiếu càng nhiều và tính thông tin càng tăng (Feng và cộng sự, 2016; Goodell và cộng sự, 2021).

$BTM_{i,t-1}$  đo lường tiềm năng tăng trưởng doanh nghiệp, được tính bằng vốn chủ sở hữu trên tổng vốn hóa doanh nghiệp, tính ở đầu năm.  $BTM$  càng thấp thì tiềm năng tăng trưởng càng nhiều. Doanh nghiệp tăng trưởng cao thì thông tin nội bộ được hấp thụ vào giá cổ phiếu càng nhiều (Ben-Nasr & Cosset, 2014; Goodell và cộng sự, 2021; Hasan và cộng sự, 2014).

$VOL_{i,t}$  đo lường rủi ro của cổ phiếu, được tính bằng độ lệch chuẩn của lợi suất tuần cổ phiếu trong năm. Feng và cộng sự (2016) chỉ ra rằng cổ phiếu có rủi ro càng cao thì biến động đồng bộ giá cổ phiếu càng giảm, hay tính thông tin càng cao.

$LIQ_{i,t}$  đo lường tính thanh khoản của cổ phiếu. Cổ phiếu có tính thanh khoản cao thường được giao dịch ngay khi thông tin chung về thị trường xuất hiện, vì thế lợi suất cổ phiếu có xu hướng biến động đồng bộ với thị trường, hay tính thanh khoản làm giảm tính thông tin của giá cổ phiếu (Chan và cộng sự, 2013). Tuy nhiên, tính thanh khoản cũng làm tăng việc hấp thụ thông tin nội tại của doanh nghiệp (Holmström & Tirole, 1993), nên có thể làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu. Feng và cộng sự (2016) chỉ ra cổ phiếu có tính thanh khoản cao thì có tính biến động đồng bộ giá cao, nhưng Goodell và cộng sự (2021) cung cấp bằng chứng ngược lại. Trong mô hình này,  $LIQ_{i,t}$  được tính bằng thước đo tính kém thanh khoản nhân với  $(-1)$ . Amihud (2002) đề xuất thước đo tính kém thanh khoản cho các thị trường nói chung, Kang và Zhang (2014) đã điều chỉnh thước đo của Amihud cho phù hợp hơn với thị trường mới nổi như sau:

$$ADJILLIQ_{i,m} = \left[ \ln \left( \frac{1}{D_{i,m}} \sum_{d=1}^D \frac{|R_{i,d}|}{Volume_{i,d}} \right) \right] \times (1 + ZeroVol_{i,m}) \quad (4)$$

Trong đó,

$ADJILLIQ_{i,m}$ : Tính kém thanh khoản Amihud điều chỉnh của cổ phiếu  $i$  vào tháng  $m$ ;

$R_{i,d}$  và  $Volume_{i,d}$ : Lần lượt là lợi suất ngày của cổ phiếu và giá trị giao dịch tính bằng triệu VNĐ tại ngày  $d$  trong tháng  $m$ ;

$D_{i,m}$ : Số ngày giao dịch của tháng  $m$ ;

$ZeroVol_{i,m}$ : Phần trăm số ngày có giá trị giao dịch bằng 0 trong tháng  $m$ .

Logarit cơ sở tự nhiên được sử dụng để kiểm soát các giá trị bất thường (Kang & Zhang, 2014). Tính kém thanh khoản của cổ phiếu  $i$  trong năm  $t$  ( $ADJILLIQ_{i,t}$ ) là trung bình cộng của tính kém thanh khoản Amihud điều chỉnh của các tháng trong năm.

$TURN_{i,t}$  đo lường khối lượng giao dịch cổ phiếu, được tính bằng tổng khối lượng giao dịch một năm chia cho tổng số cổ phiếu lưu hành. Khối lượng giao dịch ảnh hưởng đến tốc độ điều chỉnh giá, nên ảnh hưởng đến biến động đồng bộ giá (Chan & Hameed, 2006). Cổ phiếu được giao dịch nhiều thì giá cổ phiếu phản ánh với thông tin thị trường nhanh hơn, nên mức độ biến động đồng bộ cao hơn. Tuy nhiên, bằng chứng về ảnh hưởng của khối lượng giao dịch lên tính thông tin cổ phiếu trái ngược nhau. Ben-Nasr và Cosset (2014) chỉ ra rằng cổ phiếu được giao dịch nhiều thì biến động đồng bộ giá cổ phiếu cao hay tính thông tin giá cổ phiếu giảm, nhưng Hasan và cộng sự (2014) lại cung cấp bằng chứng ngược lại.

$HHI_{i,t}$  (Herfindahl Index) đo lường mức độ tập trung thị trường, được tính bằng tổng bình phương tỷ trọng doanh thu của các doanh nghiệp trong cùng ngành trên tổng doanh thu của ngành dựa trên phân ngành cấp 2 theo chuẩn ICB. Chỉ số HHI cao cho thấy mức độ tập trung thị trường cao hay một vài doanh nghiệp lớn độc quyền trong ngành (Morck và cộng sự, 2000). Khi mức độ tập trung thị trường cao, hiệu quả hoạt động của các doanh nghiệp có xu hướng phụ thuộc lẫn nhau, lợi suất cổ phiếu có xu hướng đồng biến động với lợi suất của doanh nghiệp đầu ngành (Piotroski & Roulstone, 2004). Vì thế, chỉ số HHI càng cao thì biến động đồng bộ giá tăng, hay tính thông tin giảm.

$STATE_{i,t}$  là tỷ lệ sở hữu của nhà nước. Goodell và cộng sự (2021) chỉ ra rằng doanh nghiệp có tỷ lệ sở hữu nhà nước cao thì tính thông tin của giá cổ phiếu thấp. Tại các doanh nghiệp này, nhà quản trị có xu hướng che giấu thông tin tiêu cực vì những thông tin này có thể ảnh hưởng đến sự thăng tiến của họ (Goodell và cộng sự, 2021). Ngoài ra, các doanh nghiệp có sở hữu nhà nước thường có hệ thống quản trị doanh nghiệp kém hiệu quả và hạn chế trong việc bảo vệ cổ đông thiểu số (Gul và cộng

sự, 2010), điều này khiến nhà đầu tư ít có động cơ thu thập thông tin nội bộ của doanh nghiệp, vì thế tính thông tin của giá cổ phiếu thấp (Hasan và cộng sự, 2014).

Ngoài ra, các biến giả năm và ngành (dựa trên phân ngành cấp 2 theo chuẩn ICB) được đưa vào mô hình (1) để kiểm soát hiệu ứng cố định năm và ngành.

### 3.3. Dữ liệu nghiên cứu

Dữ liệu giao dịch của nhà đầu tư tổ chức, dữ liệu báo cáo tài chính, giá cổ phiếu, tỷ lệ sở hữu nhà nước của các doanh nghiệp niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam được lấy từ FiinPro<sup>2</sup>. Để hạn chế ảnh hưởng của đại dịch COVID-19 đến kết quả nghiên cứu, nghiên cứu không sử dụng dữ liệu từ năm 2021. Để ước lượng tính thông tin của giá cổ phiếu, nghiên cứu sử dụng lợi suất tuần của 772 cổ phiếu niêm yết trên Sở Giao dịch Chứng khoán TP.HCM và Hà Nội trong khoảng thời gian từ năm 2011 đến năm 2020, bao gồm 308.802 quan sát với 19 phân ngành theo chuẩn ICB cấp 2.

Dữ liệu về giao dịch của nhà đầu tư tổ chức bao gồm 10.536 giao dịch mua và bán thành công của các nhà đầu tư tổ chức trong giai đoạn 2011–2020. Đây là giao dịch của các nhà đầu tư tổ chức là cổ đông lớn sở hữu từ 5% số lượng cổ phiếu có quyền biểu quyết của doanh nghiệp – đối tượng phải công bố thông tin giao dịch, theo Luật chứng khoán Việt Nam. Dựa trên bộ dữ liệu này, nhóm tác giả tiến hành tính tổng khối lượng cổ phiếu mua và bán, khối lượng cổ phiếu giao dịch thuần (bằng giá trị tuyệt đối của tổng khối lượng mua trừ đi tổng khối lượng bán), khối lượng mua trong mỗi năm của mỗi cổ phiếu.

Sau khi tích hợp bộ dữ liệu về tính thông tin của giá cổ phiếu, dữ liệu về giao dịch của nhà đầu tư tổ chức với bộ dữ liệu về các biến kiểm soát, nghiên cứu loại bỏ đi các quan sát bị thiếu dữ liệu, bộ dữ liệu cuối cùng gồm 4.495 quan sát của 592 doanh nghiệp, với tổng số 7.179 giao dịch của nhà đầu tư tổ chức (4.020 giao dịch mua và 3.159 giao dịch bán).

### Bảng 1.

Thống kê mô tả

Tên biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
$SYNCH_{i,t}$	-1,788	1,314	-6,830	5,678
$R^2$	0,196	0,184	0,001	0,997
$NetTrade_{i,t}$	0,094	0,316	0,000	4,134
$AllTrade_{i,t}$	0,152	0,463	0,000	5,048
$Purchase_{i,t}$	0,096	0,360	0,000	4,302
$Analyst_{i,t}$	0,346	0,630	0,000	2,996
$ROA_{i,t}$	0,058	0,078	-0,853	0,784
$SIZE_{i,t-1}$	26,281	1,689	21,717	33,609
$LEV_{i,t-1}$	0,486	0,218	0,003	0,971
$BTM_{i,t-1}$	1,452	0,989	0,204	5,493

<sup>2</sup> FiinPro là Bộ cơ sở dữ liệu Kinh tế - Tài chính - Ví mô Việt Nam do Công ty Cổ phần FiinGroup Việt Nam xây dựng. Chi tiết thông tin truy cập tại <http://fiinpro.com/Feature>



Tên biến	Trung bình	Độ lệch chuẩn	Giá trị nhỏ nhất	Giá trị lớn nhất
$VOL_{i,t}$	0,061	0,026	0,010	0,215
$LIQ_{i,t}$	8,538	2,878	3,212	16,181
$TURN_{i,t}$	0,679	1,142	0,002	7,193
$HHI_{i,t}$	0,154	0,152	0,026	0,779
$STATE_{i,t}$	0,240	0,252	0,000	0,967

Ghi chú: Số quan sát: 4.495.

Bảng 1 cho thấy hệ số xác định  $R^2$  (được ước lượng từ mô hình (2)) có giá trị trung bình khoảng 20%, khá tương đồng với giá trị trung bình của  $R^2$  trên thị trường chứng khoán Mỹ trong nghiên cứu của Piotroski và Roulstone (2004). Điều này cho thấy khoảng 20% biến động lợi suất cổ phiếu được giải thích bởi thông tin của ngành và thị trường, và 80% biến động lợi suất cổ phiếu được giải thích bởi thông tin đặc thù của doanh nghiệp.

Các biến *NetTrade*, *AllTrade*, *Purchase* được tính toán dựa trên hàm logarit, nên khó có thể diễn đạt trực tiếp ý nghĩa kinh tế của chỉ số thống kê mô tả của các biến này.

Dữ liệu thô về giao dịch của nhà đầu tư tổ chức không được trình bày trong Bảng 1 cho thấy 1.751 quan sát (mỗi quan sát là thông tin của một doanh nghiệp trong một năm) có giao dịch mua hoặc bán của nhà đầu tư tổ chức, với tổng khối lượng mua và bán bình quân khoảng 9,3 triệu cổ phiếu, trong đó, khối lượng giao dịch thuần bình quân khoảng 1,1 triệu cổ phiếu. Điều này cho thấy có những cổ phiếu trong cùng một năm vừa có giao dịch mua và giao dịch bán của nhà đầu tư tổ chức, khiến biến *NetTrade* có thể là thước đo nhiễu đo lường mức độ thông tin nội bộ được truyền tải ra thị trường. Có 1.319 quan sát có giao dịch mua của nhà đầu tư tổ chức với khối lượng mua bình quân khoảng 6,9 triệu cổ phiếu. Điều này cho thấy giao dịch mua chiếm tỷ trọng lớn trong các giao dịch của nhà đầu tư tổ chức.

Bảng 2 trình bày ma trận tương quan giữa các cặp biến. Hệ số tương quan giữa *SYNCH* và các biến giao dịch *NetTrade*, *AllTrade*, *Purchase* mang dấu âm, cho thấy giao dịch của nhà đầu tư tổ chức và tính thông tin của giá cổ phiếu quan hệ cùng chiều. Biến *SYNCH* và *Analyst* tương quan dương, hàm ý rằng mức độ theo dõi của các nhà phân tích làm tăng biến độ đồng bộ giá cổ phiếu. *SYNCH* có tương quan dương với các biến: *ROA*, *SIZE*, *LIQ*, *TURN* và *HHI*, và có tương quan âm với các biến: *BTM*, *VOL* và *STATE*.

Hệ số tương quan giữa các biến giao dịch của nhà đầu tư tổ chức với các biến kiểm soát khá thấp, cho thấy vấn đề đa cộng tuyến liên quan của các biến giao dịch không đáng lo ngại. Tuy nhiên, hệ số tương quan giữa biến *Analyst* và *SIZE*, *LIQ* khá cao, có thể dẫn đến lo ngại về vấn đề đa cộng tuyến giữa các cặp biến này.

**Bảng 2.**

Ma trận tương quan

Tên biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
(1) SYNCH <sub>i,t</sub>	1,000													
(2) NetTrade <sub>i,t</sub>	<b>-0,076</b>	1,000												
(3) AllTrade <sub>i,t</sub>	<b>-0,075</b>	<b>0,765</b>	1,000											
(4) Purchase <sub>i,t</sub>	<b>-0,065</b>	<b>0,616</b>	<b>0,895</b>	1,000										
(5) Analyst <sub>i,t</sub>	<b>0,405</b>	<b>-0,050</b>	-0,025	-0,021	1,000									
(6) ROA <sub>i,t</sub>	<b>0,047</b>	<b>0,046</b>	<b>0,072</b>	<b>0,073</b>	<b>0,201</b>	1,000								
(7) SIZE <sub>i,t-1</sub>	<b>0,383</b>	<b>0,044</b>	<b>0,090</b>	<b>0,095</b>	<b>0,646</b>	<b>0,237</b>	1,000							
(8) LEV <sub>i,t-1</sub>	0,015	-0,007	<b>-0,032</b>	<b>-0,047</b>	-0,025	<b>-0,313</b>	-0,026	1,000						
(9) BTM <sub>i,t-1</sub>	<b>-0,061</b>	<b>-0,117</b>	<b>-0,139</b>	<b>-0,126</b>	<b>-0,256</b>	<b>-0,425</b>	<b>-0,474</b>	<b>0,057</b>	1,000					
(10) VOL <sub>i,t</sub>	<b>-0,061</b>	0,023	-0,003	-0,015	<b>-0,236</b>	<b>-0,247</b>	<b>-0,353</b>	<b>0,064</b>	<b>0,298</b>	1,000				
(11) LIQ <sub>i,t</sub>	<b>0,412</b>	<b>-0,108</b>	<b>-0,098</b>	<b>-0,082</b>	<b>0,634</b>	<b>0,179</b>	<b>0,631</b>	<b>-0,044</b>	<b>-0,234</b>	<b>-0,239</b>	1,000			
(12) TURN <sub>i,t</sub>	<b>0,193</b>	<b>-0,119</b>	<b>-0,129</b>	<b>-0,113</b>	<b>0,172</b>	<b>-0,130</b>	<b>0,043</b>	<b>-0,031</b>	<b>0,171</b>	<b>0,250</b>	<b>0,471</b>	1,000		
(13) HHI <sub>i,t</sub>	<b>0,053</b>	<b>0,037</b>	<b>0,053</b>	<b>0,049</b>	<b>0,110</b>	<b>0,043</b>	<b>0,151</b>	<b>-0,138</b>	<b>-0,062</b>	<b>-0,048</b>	<b>0,115</b>	<b>0,031</b>	1,000	
(14) STATE <sub>i,t</sub>	<b>-0,031</b>	-0,014	0,001	0,009	<b>-0,089</b>	<b>0,114</b>	<b>-0,056</b>	<b>0,083</b>	<b>-0,078</b>	<b>-0,129</b>	<b>-0,177</b>	<b>-0,306</b>	<b>-0,098</b>	1,000

*Ghi chú:* Các hệ số tương quan in đậm có ý nghĩa thống kê ở mức 5%.

#### 4. Kết quả nghiên cứu

Bảng 3 trình bày kết quả hồi quy về ảnh hưởng của giao dịch của nhà đầu tư tổ chức đến tính thông tin của giá cổ phiếu. Ở cột (1), hệ số hồi quy biến  $NetTrade_{i,t}$  có ý nghĩa thống kê và mang dấu âm, hàm ý rằng khối lượng giao dịch thuần của nhà đầu tư tổ chức làm giảm biến động đồng bộ giá cổ phiếu, hay làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu. Kết quả này ủng hộ giả thuyết  $H_1$  và phù hợp với các kết quả nghiên cứu trước đây (An & Zhang, 2013; Brockman & Yan, 2009; Piotroski & Roulstone, 2004). Trong nghiên cứu này, các nhà đầu tư tổ chức là các cổ đông lớn có tỷ lệ sở hữu từ 5% số cổ phiếu có quyền biểu quyết của doanh nghiệp, nên có thể tiếp cận các thông tin nội bộ của doanh nghiệp. Giao dịch của họ truyền tải các thông tin nội bộ đến thị trường, qua đó tăng mức độ hấp thụ thông tin nội bộ vào giá cổ phiếu và làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu (Brockman & Yan, 2009; Piotroski & Roulstone, 2004).

Hệ số hồi quy biến  $AllTrade_{i,t}$  ở cột (2) có ý nghĩa thống kê và mang dấu âm, hàm ý rằng tổng khối lượng mua và bán của nhà đầu tư tổ chức làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu. Hệ số hồi quy biến  $Purchase_{i,t}$  ở cột (3) có ý nghĩa thống kê và mang dấu âm, và có giá trị tuyệt đối lớn hơn giá trị tuyệt đối của hệ số hồi quy biến  $NetTrade_{i,t}$  và  $AllTrade_{i,t}$ , cho thấy giao dịch mua của nhà đầu tư tổ chức làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu mạnh hơn so với hai thước đo còn lại. Kết quả này khẳng định lập luận rằng giao dịch mua của nhà đầu tư tổ chức được quyết định dựa trên thông tin nội bộ, trong khi giao dịch bán thì chưa hẳn phản ánh thông tin nội bộ (Piotroski & Roulstone, 2004).

Hệ số hồi quy biến  $Analyst_{i,t}$  có ý nghĩa thống kê và mang dấu dương ở cả ba cột, cho thấy mức độ nhà phân tích theo dõi doanh nghiệp làm giảm tính thông tin của giá cổ phiếu. Kết quả này phù hợp với các bằng chứng thực nghiệm trong các nghiên cứu trước (Chan & Hameed, 2006; Piotroski & Roulstone, 2004), và cho thấy các nhà phân tích chủ yếu cung cấp thông tin về ngành hoặc thị trường.

Hệ số hồi quy biến  $ROA_{i,t}$  có ý nghĩa thống kê và mang dấu âm ở cả ba cột, cho thấy doanh nghiệp có tính sinh lời cao thì tính thông tin cao. Kết quả này tương đồng với kết quả nghiên cứu của Goodell và cộng sự (2021).

Hệ số hồi quy biến  $SIZE_{i,t-1}$  và  $BTM_{i,t-1}$  có ý nghĩa thống kê ở cả ba cột và mang dấu dương. Doanh nghiệp có quy mô lớn thì tính thông tin thấp, doanh nghiệp tăng trưởng thì tính thông tin cao. Kết quả này nhất quán với kết quả nghiên cứu của Piotroski và Roulstone (2004), An và Zhang (2013), và Ben-Nasr và Cosset (2014).

Hệ số hồi quy của biến  $LIQ_{i,t}$  có ý nghĩa thống kê và mang dấu dương ở cả ba cột. Cổ phiếu có tính thanh khoản cao thì tính thông tin thấp. Kết quả này phù hợp với bằng chứng trong nghiên cứu của Feng và cộng sự (2016).

Trong phần thống kê mô tả, tương quan cao giữa các cặp biến  $Analyst$ ,  $SIZE$  và  $LIQ$  có thể dẫn đến lo ngại về vấn đề đa cộng tuyến. Đa cộng tuyến khiến sai số của các hệ số hồi quy các biến này trở nên lớn hơn (Wooldridge, 2015), và hệ số hồi quy có khả năng không có ý nghĩa thống kê. Tuy nhiên, hệ số hồi quy của các biến này đều có ý nghĩa thống kê, nên vấn đề đa cộng tuyến không đáng lo ngại.

**Bảng 3.**

Giao dịch của nhà đầu tư tổ chức làm tăng tính thông tin giá cổ phiếu

Tên biến	(1) SYNCH <sub>i,t</sub>	(2) SYNCH <sub>i,t</sub>	(3) SYNCH <sub>i,t</sub>
NetTrade <sub>i,t</sub>	−0,217*** (−3,913)		
AllTrade <sub>i,t</sub>		−0,201*** (−4,707)	
Purchase <sub>i,t</sub>			−0,253*** (−4,373)
Analyst <sub>i,t</sub>	0,334*** (6,136)	0,332*** (6,128)	0,331*** (6,114)
ROA <sub>i,t</sub>	−0,705** (−2,421)	−0,694** (−2,392)	−0,696** (−2,401)
SIZE <sub>i,t−1</sub>	0,276*** (8,797)	0,282*** (8,951)	0,282*** (8,959)
LEV <sub>i,t−1</sub>	−0,043 (−0,406)	−0,051 (−0,487)	−0,058 (−0,544)
BTM <sub>i,t−1</sub>	0,167*** (6,271)	0,166*** (6,272)	0,168*** (6,329)
VOL <sub>i,t</sub>	2,171** (2,095)	2,195** (2,128)	2,129** (2,069)
LIQ <sub>i,t</sub>	0,103*** (8,960)	0,100*** (8,830)	0,101*** (8,900)
TURN <sub>i,t</sub>	0,018 (0,760)	0,018 (0,756)	0,019 (0,823)
HHI <sub>i,t</sub>	−0,406 (−1,308)	−0,411 (−1,325)	−0,422 (−1,362)
STATE <sub>i,t</sub>	0,184 (1,526)	0,177 (1,494)	0,183 (1,542)
Hệ số cố định	−8,875*** (−9,722)	−9,001*** (−9,859)	−9,022*** (−9,863)

	(1)	(2)	(3)
Tên biến	$SYNCH_{i,t}$	$SYNCH_{i,t}$	$SYNCH_{i,t}$
R bình phương	0,443	0,445	0,445
Cố định năm	Có	Có	Có
Cố định ngành	Có	Có	Có

*Ghi chú:* Số quan sát: 4.495; giá trị thống kê t được trình bày trong ngoặc đơn ( ) ; \*, \*\* và \*\*\* lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

#### 4.1. Vấn đề nội sinh

Giao dịch của nhà đầu tư tổ chức làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu. Tuy nhiên, động cơ giao dịch của nhà đầu tư tổ chức có thể ảnh hưởng bởi môi trường thông tin của doanh nghiệp, hay tính thông tin của giá cổ phiếu (Piotroski & Roulstone, 2004). Nói cách khác, có thể tồn tại vấn đề nội sinh do tác động qua lại giữa giao dịch của nhà đầu tư tổ chức và tính thông tin của giá cổ phiếu. Nghiên cứu sử dụng phương pháp hồi quy hai bước để khắc phục hiện tượng nội sinh.

Dựa trên phương pháp được áp dụng trong các nghiên cứu trước như An và cộng sự (2020), nghiên cứu sử dụng trung vị của mỗi biến giao dịch của mỗi ngành (dựa trên phân ngành cấp 2, theo ICB) trong mỗi năm là biến công cụ vì giá trị trung vị này được kỳ vọng có mối tương quan cao với các biến giao dịch của nhà đầu tư tổ chức, nhưng không có ảnh hưởng trực tiếp đến biến động đồng bộ giá cổ phiếu. Trong *Bước 1*, mỗi biến giao dịch được hồi quy với biến công cụ tương ứng ( $MedianNetTrade_{i,t}$ ,  $MedianAllTrade_{i,t}$  và  $MedianPurchase_{i,t}$ ) và các biến độc lập còn lại của mô hình (1). Trong *Bước 2*, các giá trị ước lượng của các biến giao dịch ( $FittedNetTrade_{i,t}$ ,  $FittedAllTrade_{i,t}$  và  $FittedPurchase_{i,t}$ ) được ước tính dựa trên kết quả hồi quy ở *Bước 1* và được sử dụng làm biến độc lập trong mô hình (1). Kết quả được trình bày ở Bảng 3.

Cột (1), (3) và (5) trình bày kết quả hồi quy ở *Bước 1*. Hệ số hồi quy các biến công cụ có ý nghĩa thống kê và mang dấu dương, cho thấy tính phù hợp của các biến công cụ.

Cột (2), (4) và (6) trình bày kết quả hồi quy ở *Bước 2*. Hệ số hồi quy biến  $FittedNetTrade_{i,t}$  ở cột (2) không có ý nghĩa thống kê. Kết quả này phù hợp với phát hiện trong phần thống kê mô tả về các cổ phiếu đồng thời có cả giao dịch mua và bán của nhà đầu tư tổ chức trong cùng năm, khiến khối lượng giao dịch thuần  $NetTrade$  có thể là thước đo nhiễu, nên ảnh hưởng của  $FittedNetTrade_{i,t}$  đến tính thông tin của giá cổ phiếu không rõ ràng. Hệ số hồi quy của biến  $FittedAllTrade_{i,t}$  ở cột (4) và hệ số hồi quy của biến  $FittedPurchase_{i,t}$  ở cột (6) có ý nghĩa thống kê và mang dấu âm. Kết quả này đồng nhất với kết quả ở Bảng 2. Đặc biệt, hệ số hồi quy biến  $FittedPurchase$  có giá trị tuyệt đối lớn nhất, hàm ý rằng giao dịch mua của nhà đầu tư tổ chức làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu mạnh nhất. Kết quả này đồng nhất với lập luận rằng giao dịch mua cổ phiếu của người nội bộ chứa đựng nhiều thông tin nội bộ về doanh nghiệp hơn so với giao dịch bán (Lakonishok & Lee, 2001). Ngược lại, việc bán cổ phiếu của nhà đầu tư có thể do họ cần cân đối dòng tiền, chứ chưa hẳn đã hàm chứa thông tin của doanh nghiệp (Piotroski & Roulstone, 2004).

**Bảng 4.**

Kết quả hồi quy hai bước

Tên biến	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$NetTrade_{i,t}$	$SYNCH_{i,t}$	$AllTrade_{i,t}$	$SYNCH_{i,t}$	$Purchase_{i,t}$	$SYNCH_{i,t}$
$MedianNetTrade_{i,t}$	1,567*** (2,639)					
$FittedNetTrade_{i,t}$		-0,632 (-1,461)				
$MedianAllTrade_{i,t}$			1,399*** (4,410)			
$FittedAllTrade_{i,t}$				-0,947*** (-3,064)		
$MedianPurchase_{i,t}$					1,115*** (3,684)	
$FittedPurchase_{i,t}$						-2,396*** (-4,651)
$Analyst_{i,t}$	-0,035*** (-3,354)	0,320*** (5,455)	-0,050*** (-3,053)	0,297*** (5,091)	-0,043*** (-3,127)	0,242*** (3,992)
$ROA_{i,t}$	0,064 (0,929)	-0,671** (-2,280)	0,119 (1,080)	-0,590** (-1,990)	0,104 (1,202)	-0,473 (-1,583)
$SIZE_{i,t-1}$	0,037*** (5,074)	0,291*** (8,404)	0,071*** (5,678)	0,333*** (9,147)	0,057*** (5,334)	0,402*** (10,141)
$LEV_{i,t-1}$	0,018 (0,716)	-0,035 (-0,328)	-0,022 (-0,553)	-0,068 (-0,634)	-0,042 (-1,375)	-0,148 (-1,379)
$BTM_{i,t-1}$	-0,027*** (-4,859)	0,156*** (5,478)	-0,035*** (-4,193)	0,140*** (4,820)	-0,020*** (-3,118)	0,125*** (4,175)
$VOL_{i,t}$	0,858*** (3,889)	2,518** (2,319)	1,072*** (2,970)	2,955*** (2,770)	0,580** (1,965)	3,309*** (3,129)
$LIQ_{i,t}$	-0,019*** (-4,306)	0,095*** (6,524)	-0,034*** (-5,094)	0,074*** (4,739)	-0,025*** (-4,544)	0,047*** (2,662)
$TURN_{i,t}$	-0,015*** (-3,157)	0,012 (0,519)	-0,017** (-2,326)	0,006 (0,273)	-0,006 (-1,127)	0,007 (0,288)

Tên biến	(1) <i>NetTrade<sub>i,t</sub></i>	(2) <i>SYNCH<sub>i,t</sub></i>	(3) <i>AllTrade<sub>i,t</sub></i>	(4) <i>SYNCH<sub>i,t</sub></i>	(5) <i>Purchase<sub>i,t</sub></i>	(6) <i>SYNCH<sub>i,t</sub></i>
<i>HHI<sub>i,t</sub></i>	0,069 (0,651)	−0,420 (−1,342)	0,051 (0,419)	−0,454 (−1,454)	−0,072 (−0,654)	−0,615* (−1,946)
<i>STATE<sub>i,t</sub></i>	−0,079*** (−3,293)	0,151 (1,193)	−0,117*** (−3,283)	0,089 (0,703)	−0,070** (−2,579)	0,032 (0,246)
Hệ số cố định	−0,648*** (−3,543)	−9,122*** (−9,672)	−1,369*** (−4,428)	−9,948*** (−10,303)	−1,1320*** (−4,273)	−11,360*** (−11,223)
R bình phương	0,076	0,441	0,103	0,441	0,088	0,442
Cố định năm	Có	Có	Có	Có	Có	Có
Cố định ngành	Có	Có	Có	Có	Có	Có

*Ghi chú:* Số quan sát: 4.495; Giá trị thống kê t được trình bày trong ngoặc đơn ( ) ; \*, \*\* và \*\*\* lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

#### 4.2. Kiểm tra tính vững

Để kiểm tra tính vững của kết quả, nghiên cứu sử dụng tần suất giao dịch của các nhà đầu tư tổ chức thay vì khối lượng cổ phiếu. Nghiên cứu sử dụng tổng số giao dịch mua và bán, số giao dịch thuận (giá trị tuyệt đối của số giao dịch mua trừ đi số giao dịch bán), số giao dịch mua của nhà đầu tư tổ chức của mỗi cổ phiếu trong mỗi năm. Để tiết kiệm không gian, kết quả hồi quy không được trình bày ở đây nhưng cho thấy tần suất giao dịch của nhà đầu tư tổ chức cũng làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu. Đặc biệt, trong hồi quy bước thứ hai, hệ số hồi quy của biến số giao dịch thuận không có ý nghĩa thống kê, nhưng hệ số hồi quy của biến tổng số giao dịch và số giao dịch mua có ý nghĩa thống kê. Kết quả này hoàn toàn phù hợp với Bảng 3 và Bảng 4.

#### 4.3. Lợi suất bất thường trong và sau ngày sự kiện

Để đo lường lợi suất bất thường sau sự kiện thông báo mua hoặc bán của nhà đầu tư tổ chức, ngày ra thông báo được định nghĩa là ngày sự kiện (ngày 0). Dựa trên phương pháp của Cheuk và cộng sự (2006), nghiên cứu ước lượng mô hình CAPM từ ngày −280 đến ngày −21, như sau:

$$R_{jt} - R_{ft} = \alpha_j + \beta_j(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{j,t} \quad (5)$$

Trong đó,

$R_{jt}$ : Lợi suất ngày  $t$  của cổ phiếu  $j$ ;

$R_{mt}$ : Lợi suất ngày  $t$  của danh mục thị trường dựa trên VN-Index;

$R_{ft}$ : Lãi suất phi rủi ro ngày  $t$ , được quy đổi dựa trên lãi suất trái phiếu Chính phủ Việt Nam kỳ hạn 10 năm.

Mô hình (5) được ước lượng với tối thiểu 20 quan sát. Các hệ số hồi quy được ước lượng từ mô hình (5) tiếp tục được sử dụng để ước tính lợi suất ngày bất thường AR (Alpha) của cổ phiếu từ ngày 0 đến ngày 30. Lợi suất bất thường lũy kế (CAR) cho khoảng thời gian  $[i;j]$  là tổng AR từ ngày  $i$  tới ngày  $j$ .

Sau khi xử lý dữ liệu và tích hợp với số quan sát của bộ dữ liệu phần 4.1, nghiên cứu thu được lợi suất bất thường tại ngày 0 (AR0) và lợi suất bất thường lũy kế trung bình cho các khoảng thời gian [+1; +3] [+1; +5]; [+1; +10], [+1; +20] sau ngày thông báo mua hoặc bán cổ phiếu của 3.993 sự kiện mua và 3.141 sự kiện bán (việc ước lượng lợi suất bất thường dẫn đến số sự kiện ít hơn so với số giao dịch mua và bán trong phần thống kê mô tả). Kết quả trình bày ở Bảng 5 cho thấy ngay sau khi nhà đầu tư tổ chức thông báo mua, lợi suất bất thường lũy kế dương và có ý nghĩa thống kê trong tuần đầu tiên. Điều này có thể lý giải bởi: Giao dịch mua của nhà đầu tư tổ chức truyền tải tin tốt đến thị trường rằng cổ phiếu đang có giá thấp, các nhà đầu tư khác phản ứng với thông tin này bằng cách tăng mua cổ phiếu làm giá cổ phiếu tiếp tục tăng, tạo ra lợi suất bất thường. Lợi suất bất thường còn tồn tại trong vòng 20 ngày sau sự kiện. Với sự kiện bán cổ phiếu, lợi suất bất thường cổ phiếu trong ngày sự kiện và ngay sau sự kiện không có ý nghĩa thống kê. Lợi suất bất thường cho khoảng thời gian 1 ngày đến 20 ngày sau sự kiện còn mang dấu dương và có ý nghĩa thống kê. Điều này hàm ý rằng thông tin nhà đầu tư tổ chức bán cổ phiếu chưa hẳn chứa đựng thông tin xấu, do vậy thị trường không phản ứng với tin này.

**Bảng 5.**

Lợi suất bất thường tích lũy

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	AR0	CAR[+1;+3]	CAR[+1;+5]	CAR[+1;+10]	CAR[+1;+20]
Lợi suất	0,000	0,003***	0,003***	0,004***	0,006***
MUA	(0,325)	(4,289)	(3,485)	(3,356)	(3,404)
Số sự kiện	3.993	3.993	3.993	3.993	3.993
Lợi suất	0,001	0,000	0,001	0,003*	0,005**
BÁN	(1,470)	(0,271)	(1,152)	(1,729)	(2,495)
Số sự kiện	3.141	3.141	3.141	3.141	3.141

*Ghi chú:* Giá trị thống kê t được trình bày trong ngoặc đơn ( ) ; \*, \*\* và \*\*\* lần lượt tương ứng với các mức ý nghĩa thống kê 10%, 5% và 1%.

## 5. Kết luận

Sử dụng dữ liệu các doanh nghiệp niêm yết tại Việt Nam, nghiên cứu chỉ ra rằng giao dịch của nhà đầu tư tổ chức làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu. Đặc biệt, kết quả còn chỉ rõ giao dịch mua cổ phiếu của nhà đầu tư tổ chức làm tăng tính thông tin của giá cổ phiếu mạnh nhất. Kết quả này gợi ý rằng giao dịch mua của nhà đầu tư tổ chức là một tín hiệu đáng chú ý cho các nhà phân tích và nhà đầu tư trên thị trường. Nếu mức độ sở hữu của nhà đầu tư tổ chức tăng lên sẽ góp phần làm tăng tính thông tin của cổ phiếu, từ đó nhà đầu tư có thể đưa ra những phân tích chính xác và quyết định đầu tư đúng đắn hơn.



## Chú thích

Nghiên cứu này được tài trợ bởi Trường Đại học Ngoại Thương, trong khuôn khổ Đề tài Nghiên cứu khoa học cấp trường, mã số NTCS2021-59. Chủ nhiệm đề tài: Nguyễn Thu Hằng.

---

## Tài liệu tham khảo

- Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31–56.
- An, H., & Zhang, T. (2013). Stock price synchronicity, crash risk, and institutional investors. *Journal of Corporate Finance*, 21, 1–15.
- An, Z., Chen, C., Naiker, V., & Wang, J. (2020). Does media coverage deter firms from withholding bad news? Evidence from stock price crash risk. *Journal of Corporate Finance*, 64, 101664.
- Ben-Nasr, H., & Cosset, J.-C. (2014). State ownership, political institutions, and stock price informativeness: Evidence from privatization. *Journal of Corporate Finance*, 29, 179–199.
- Brockman, P., & Yan, X. S. (2009). Block ownership and firm-specific information. *Journal of Banking & Finance*, 33(2), 308–316.
- Chan, K., & Hameed, A. (2006). Stock price synchronicity and analyst coverage in emerging markets. *Journal of Financial Economics*, 80(1), 115–147.
- Chan, K., Hameed, A., & Kang, W. (2013). Stock price synchronicity and liquidity. *Journal of Financial Markets*, 16(3), 414–438.
- Chen, Q., Goldstein, I., & Jiang, W. (2007). Price informativeness and investment sensitivity to stock price. *The Review of Financial Studies*, 20(3), 619–650.
- Cheuk, M.-Y., Fan, D. K., & So, R. W. (2006). Insider trading in Hong Kong: Some stylized facts. *Pacific-Basin Finance Journal*, 14(1), 73–90.
- Collins, D. W., Gong, G., & Hribar, P. (2003). Investor sophistication and the mispricing of accruals. *Review of Accounting Studies*, 8, 251–276.
- Durnev, A., Morck, R., Yeung, B., & Zarowin, P. (2003). Does greater firm-specific return variation mean more or less informed stock pricing?. *Journal of Accounting Research*, 41(5), 797–836.
- Feng, X., Hu, N., & Johansson, A. C. (2016). Ownership, analyst coverage, and stock synchronicity in China. *International Review of Financial Analysis*, 45, 79–96.
- Goodell, J. W., Li, M., & Liu, D. (2021). Price informativeness and state-owned enterprises: Considering their heterogeneity. *International Review of Financial Analysis*, 76, 101783.
- Gul, F. A., Kim, J.-B., & Qiu, A. A. (2010). Ownership concentration, foreign shareholding, audit quality, and stock price synchronicity: Evidence from China. *Journal of Financial Economics*, 95(3), 425–442.
- Hasan, I., Song, L., & Wachtel, P. (2014). Institutional development and stock price synchronicity: Evidence from China. *Journal of Comparative Economics*, 42(1), 92–108.
- Holmström, B., & Tirole, J. (1993). Market liquidity and performance monitoring. *Journal of Political Economy*, 101(4), 678–709.

- Nguyễn Thị Minh Huệ, Đặng Tùng Lâm, & Phan Trọng Nghĩa. (2016). Ảnh hưởng của sở hữu nhà nước đến sự đồng biến động giá cổ phiếu của công ty niêm yết trên thị trường chứng khoán Việt Nam. *Tạp chí Kinh tế & Phát triển*, 234, 58–65.
- Jin, L., & Myers, S. C. (2006).  $R^2$  around the world: New theory and new tests. *Journal of Financial Economics*, 79(2), 257–292.
- Kang, W., & Zhang, H. (2014). Measuring liquidity in emerging markets. *Pacific-Basin Finance Journal*, 27, 49–71.
- Lakonishok, J., & Lee, I. (2001). Are insider trades informative?. *The Review of Financial Studies*, 14(1), 79–111.
- Đặng Tùng Lâm. (2016). Ảnh hưởng của cổ đông lớn đến sự đồng biến động giá cổ phiếu trên Sở Giao dịch Chứng khoán Thành phố Hồ Chí Minh. *Tạp chí Phát triển Kinh tế*, 27(5), 63–77.
- Meng, Q., Song, X., Liu, C., Wu, Q., & Zeng, H. (2020). The impact of block trades on stock price synchronicity: Evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, 68, 239–253.
- Morck, R., Yeung, B., & Yu, W. (2000). The information content of stock markets: Why do emerging markets have synchronous stock price movements?. *Journal of Financial Economics*, 58(1–2), 215–260.
- Pan, N., & Zhu, H. (2015). Block trading, information asymmetry, and the informativeness of trading: Evidence from Chinese security markets. *China Finance Review International*, 5(3), 215–235.
- Piotroski, J. D., & Roulstone, D. T. (2004). The influence of analysts, institutional investors, and insiders on the incorporation of market, industry, and firm-specific information into stock prices. *The Accounting Review*, 79(4), 1119–1151.
- Roll, R. (1988).  $R^2$ . *The Journal of Finance*, 43(3), 541–566. doi: 10.1111/j.1540-6261.1988.tb04591.x
- Vo, X. V. (2017). Do foreign investors improve stock price informativeness in emerging equity markets? Evidence from Vietnam. *Research in International Business and Finance*, 42, 986–991.
- Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (6<sup>th</sup> ed.). Cengage Learning.
- Wurgler, J. (2000). Financial markets and the allocation of capital. *Journal of Financial Economics*, 58(1–2), 187–214.