



Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Fall 2025, V. 18, No.71, pp. 27-76

Informed Trading and the Price Effect of Block Trading Using Market Microstructure Models¹

Reza Eyvazloo², Mohammadreza Kowkabi³, Farzad Rezaei⁴

Receive Date: 30 October 2024

Revise Date: 08 April 2025

Accept Date: 26 April 2025

Publish Date: 19 November 2025

Research Paper

Highlights

- Investigates the impact of block trades on stock price volatility in the Iranian market.
- Applies the Lee and Ready algorithm and the PIN model to detect informed trading.
- Finds that informed traders mainly use block purchases to exploit private information.
- Permanent price effects are stronger than temporary or total effects of block trades.
- Block trades executed in early trading hours have higher informational impact.

Abstract

This study examines the use of private information by informed traders and the impact of block trades on stock price volatility in the Iranian Capital Market. Additionally, it explores whether insights from these trades can be used to predict future market volatility. To achieve these objectives, the Lee-Ready algorithm was applied to classify block trades into buys and sells, and the Probability of Informed Trading (PIN) model was employed to estimate the likelihood of informed trading. The sample included 34 companies among the top 50 on the Tehran Stock Exchange, analyzed between April 2022 and April 2023 on trading days with a minimum of 10 transactions. Intraday data during this period allowed for a more precise analysis of price movements. Findings indicate that block purchases, especially by informed traders, exert a greater impact on stock price increases than block sales. Additionally, the correlation between permanent price effects and the probability of informed trading is stronger than with temporary or overall price effects, suggesting that private information has lasting price impacts. The study also reveals that price impacts are more significant during early trading hours, likely due to the release of new information. Private information significantly influences price volatility, with informed traders capitalizing on this information for profit. These findings are important for market analysts and financial regulators, who may consider implementing regulatory measures to control the misuse of private information and to manage the effects of block trading on market volatility.

Keywords: Price Effect, Possibility of Informed Trade, Information Asymmetry, Market Microstructure, Block Transactions.

JEL Classification: G12, G20.

1. doi: [10.22034/JSE.2025.12489.2308](https://doi.org/10.22034/JSE.2025.12489.2308)

2. Associate Professor, Department of Finance, Faculty of Accounting and Financial Sciences, Management Faculty of Tehran University, Tehran, Iran. Corresponding Author.

3. M.Sc. Department of Finance, Faculty of Accounting and Financial Sciences, Management Faculty of Tehran University, Tehran, Iran.

4. M.Sc. Department of Finance, Faculty of Accounting and Financial Sciences, Management Faculty of Tehran University, Tehran, Iran.



Copyright © 2025 The Authors. Published by Securities and Exchange Organization. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>). Non-commercial uses of the work are permitted, provided the original work is properly cited.

Cite This Article: Eyvazloo, Reza; Kowkabi, Mohammadreza; Rezaei, Farzad. (2025). Informed Trading and the Price Effect of Block Trading Using Market Microstructure Models. *Journal of Securities Exchange*, 18 (71), 27-76. <http://10.22034/JSE.2025.12489.2308>.

Introduction

One of the fundamental challenges in financial markets is the existence and exploitation of private information by informed traders and its subsequent effects on stock price dynamics. Information asymmetry remains a central issue in market microstructure studies, as privileged access to non-public information enables certain traders to execute profitable trades at the expense of less-informed market participants. Among the various trading mechanisms through which informed traders capitalize on private information, block trades represent a particularly prominent and influential channel. Due to their considerable size and market impact, block transactions often serve as a strategic tool for informed agents seeking to execute trades discreetly while influencing market prices.

Given this context, the present study aims to deeply investigate how informed traders utilize private information in block trading and the subsequent impact of such trades on stock price volatility in the Tehran Stock Exchange. More specifically, this research seeks to examine whether information embedded in block transactions can predict future market volatility and how permanent and temporary price effects diverge following informed block trades. Despite the increasing academic attention devoted to informed trading and market microstructure, empirical evidence from emerging markets—particularly Iran—remains limited. Addressing this gap, the study provides an in-depth analysis of intraday block trading behavior over a one-year period and highlights the role of information asymmetry in shaping price formation dynamics.

Methodology

To achieve the research objectives, a multi-step empirical approach was employed. First, block trades were systematically separated from regular trades within intraday market data. Due to the substantial size and potential informational content of block trades, accurate classification is essential for isolating informed trading behavior. The Lee and Ready (1991) algorithm was utilized to classify block transactions as buyer-initiated or seller-initiated trades, thereby enabling precise assessment of directional price impacts.

Subsequently, the Probability of Informed Trading (PIN) model was applied to quantify the likelihood that trades were driven by private information. The PIN model is widely recognized in microstructure literature as a robust tool for detecting informed trading by inferring information events from trade frequency and direction patterns. This model facilitated the evaluation of the relationship between block trade activity and informed trading intensity.

The study sample consists of firms listed in the Top 50 Index of the Tehran Stock Exchange, selected based on liquidity and trading continuity requirements. Firms were included only if they traded on at least 75% of market days within the study period and recorded a minimum of 10 trades per day to ensure data validity and reliability. Ultimately, 34 firms met these criteria and were incorporated into the analysis.

The dataset comprises high-frequency intraday trading data from Farvardin 1401 to Farvardin 1402 (March 2022 – March 2023), allowing the capture of fine-grained price movement patterns and the identification of short-term and long-term price reactions to block trades. This focus on intraday data enhances the precision of detecting informed trading behavior and market responses to block execution.

Findings

The empirical results demonstrate that informed traders systematically utilize private information to exploit market inefficiencies through block transactions. Specifically, block purchases exhibit a significantly larger positive price impact compared to block sales, suggesting that informed traders are more inclined to accumulate shares when possessing favorable private information. In contrast, block sales show relatively weaker and less persistent price effects, implying lower informational content or strategic behavior designed to minimize price disruption.

Further analysis reveals that permanent price effects associated with block trades have a stronger and more significant correlation with the PIN metric compared to temporary price impacts. This indicates that the market internalizes private information more deeply in the form of long-lasting price adjustments rather than short-lived fluctuations. Therefore, private information exerts enduring influence on price trajectories rather than generating only short-term volatility.

Additionally, results demonstrate that the majority of significant price reactions occur during early trading hours, reflecting heightened information dissemination and strategic behavior by informed traders at market opening. This pattern emphasizes the crucial role of intraday timing in understanding informed trading dynamics and suggests that the opening phase of trading sessions represents a critical window for observing price discovery processes.

Conclusion

This research provides robust evidence confirming the strategic use of private information by informed market participants through block trading mechanisms in the Tehran Stock Exchange. Block purchases carry greater informational content and exert stronger upward pressure on stock prices compared to block sales. The dominance of permanent price effects over temporary ones further suggests that informed trading contributes to long-term price discovery rather than merely creating transitory disturbances.

Moreover, the concentration of information-driven trading activity during the opening hours of the trading day underscores the importance of market timing in the informed trading process. These findings emphasize the need for regulators and market authorities to enhance surveillance of block transactions and develop regulatory frameworks that mitigate potential information-based unfair trading practices.

Knowledge Contribution

This study contributes to the existing financial literature in several key aspects. First, it expands empirical evidence related to informed trading

behavior within an emerging capital market context, complementing existing studies largely focused on developed markets. Second, by integrating the Lee-Ready algorithm with the PIN model using granular intraday data, the research provides a comprehensive methodological framework for detecting informed block trading. Third, the study offers practical implications for market regulators, institutional investors, and portfolio managers, by demonstrating the predictive content of block trades for future price movements and volatility patterns.

Overall, the findings underscore the critical role of information asymmetry and block trading strategies in shaping market efficiency and price formation dynamics. The study highlights the necessity of strengthened regulatory oversight and proposes the importance of further research on intraday trading behavior, informational frictions, and market transparency in emerging financial markets.

Ethical Considerations

Compliance with Research Ethics Principles

The authors affirm that all ethical principles related to conducting research, data collection and analysis, and dissemination of results have been fully observed in this study. All research procedures were carried out in accordance with established academic ethical standards, without any data manipulation, result distortion, or violation of individual or institutional rights.

Authors' Contribution

The conception and design of the study, data collection and analysis, drafting of the initial and final versions of the manuscript, and responding to reviewers' comments were performed by the authors.

Conflict of Interest

According to the authors' statement, this article has no financial, executive, organizational, or personal conflict of interest. The findings presented are solely based on scientific data analysis.

Funding

This research received no financial support from any governmental or private institution.

Acknowledgments

The authors sincerely appreciate all individuals who contributed to this research by offering scientific insights, facilitating access to data, or reviewing earlier drafts of the manuscript.



سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال هجدهم، شماره ۷۱، پاییز ۱۴۰۴، صص ۷۶-۲۷

معاملات آگاهانه و اثر قیمتی معاملات بلوکی با استفاده از مدل‌های ریز ساختار بازار^۱

رضا عیوضلو^۲، محمدرضا کوکبی^۳، فرزاد رضایی^۴

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۸/۰۹ تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۰۱/۱۹

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۲/۰۶ تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۰۸/۲۸

مقاله پژوهشی

نکات برجسته

- بررسی تأثیر معاملات بلوکی بر نوسانات قیمتی سهام در بازار سرمایه ایران.
- استفاده از الگوریتم لی و ردی و مدل احتمال معامله آگاهانه (PIN) برای شناسایی معاملات آگاهانه.
- معامله‌گران آگاه بیشتر از خریدهای بلوکی برای بهره‌گیری از اطلاعات خصوصی استفاده می‌کنند.
- اثرات قیمتی دائمی قوی‌تر از اثرات موقت و کلی معاملات بلوکی هستند.
- معاملات بلوکی در ساعات ابتدایی بازار، اثر اطلاعاتی بیشتری بر قیمت دارند.

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی شیوه استفاده معامله‌گران آگاه از اطلاعات خصوصی و تأثیر معاملات بلوکی بر نوسانات قیمتی سهام در بازار سرمایه ایران است. همچنین، پژوهش در تلاش است تا مشخص کند آیا می‌توان از اطلاعات نهفته در این معاملات برای پیش‌بینی نوسانات آتی بازار بهره‌برداری کرد یا خیر. برای دستیابی به اهداف پژوهش، از الگوریتم لی و ردی برای طبقه‌بندی معاملات بلوکی به خرید و فروش و از مدل احتمال معامله آگاهانه (PIN) به منظور سنجش احتمال دسترسی معامله‌گران به اطلاعات خصوصی استفاده شد. جامعه آماری شامل ۳۴ شرکت از شاخص ۵۰ شرکت بزرگ بورس تهران بود که در بازه فروردین ۱۴۰۱ تا فروردین ۱۴۰۲ و در روزهایی با حداقل ۱۰ معامله فعال بودند. داده‌های میان‌روزی در این بازه، امکان تحلیل دقیق‌تر نوسانات قیمتی را فراهم آورد. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که معاملات خرید بلوکی، به‌ویژه توسط معامله‌گران آگاه، تأثیر بیشتری بر افزایش قیمت سهام نسبت به فروش‌های بلوکی دارند و رابطه میان اثرات قیمتی دائمی و احتمال معاملات آگاهانه، قوی‌تر از رابطه میان اثرات کلی یا موقتی است. همچنین، نتایج بیانگر تمرکز بیشتر اثرات قیمتی در ساعات ابتدایی بازار به دلیل انتشار اطلاعات جدید است. یافته‌ها نشان می‌دهد که اطلاعات خصوصی نقش مهمی در نوسانات قیمتی داشته و معامله‌گران آگاه از این اطلاعات برای کسب سود بهره‌برداری می‌کنند. این نتایج برای تحلیل‌گران و سیاست‌گذاران مالی اهمیت زیادی دارد و پیشنهاد می‌شود برای جلوگیری از سوءاستفاده از اطلاعات خصوصی و کنترل اثرات معاملات بلوکی، قوانین نظارتی دقیق‌تری وضع شود.

واژه‌های کلیدی: اثر قیمتی، احتمال معامله آگاهانه، عدم تقارن اطلاعاتی، ریزساختار بازار، معاملات بلوکی.

طبقه‌بندی موضوعی: G20، G12

doi: 10.22034/JSE.2025.12489.2308

۲. استادیار، گروه مالی، دانشکده حسابداری و علوم مالی، دانشکده گان مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران. (نویسنده مسئول). (eivazlu@ut.ac.ir).

۳. کارشناس ارشد، گروه مالی، دانشکده حسابداری و علوم مالی، دانشکده گان مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران. (mrkawkabi@ut.ac.ir).

۴. کارشناس ارشد، گروه مالی، دانشکده حسابداری و علوم مالی، دانشکده گان مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران. (farzadrezaei@ut.ac.ir).

حق انتشار این مستند، متعلق به نویسندگان آن است. © ۱۴۰۴. ناشر این مقاله، سازمان بورس و اوراق بهادار است.

این مقاله تحت گواهی زیر منتشر شده و هر نوع استفاده غیرتجاری از آن مشروط بر استناد صحیح به مقاله و با رعایت شرایط مندرج در آدرس زیر مجاز است.



Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International license

(https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/)

استناد: عیوضلو، رضا؛ کوکبی، محمدرضا؛ رضایی، فرزاد. (۱۴۰۴). معاملات آگاهانه و اثر قیمتی معاملات بلوکی با استفاده از

مدل‌های ریز ساختار بازار. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۸ (۷۱)، ۷۶-۲۷.

https://10.22034/JSE.2025.12489.2308

مقدمه

در مدل‌های سنتی قیمت گذاری، فرض بر این بوده که اطلاعات به صورت عادلانه توزیع شده و تقارن اطلاعاتی وجود دارد. اما در واقعیت چنین حالتی وجود ندارد و سرمایه‌گذاران اطلاعات و اخبار متفاوتی در مورد شرکت‌ها در اختیار دارند. اطلاعات در بازار مالی به دو دسته تقسیم می‌شوند، اطلاعات عمومی و اطلاعات خصوصی. اطلاعات عمومی در واقع آن دسته از اطلاعاتی می‌باشد که به صورت عمومی منتشر شده است و اطلاعات خصوصی، اطلاعاتی است که به صورت عمومی منتشر نشده و عده‌ای کمی از افراد از آن اطلاع دارند. معامله‌گران آگاه از اطلاعات خصوصی در مورد سهم در اختیار دارند، در حالی که معامله‌گران ناآگاه به این اطلاعات دسترسی ندارند. اطلاعات خصوصی می‌تواند نقش بسیار مهمی در روند حرکتی آینده سهم داشته باشد، از این رو دانستن ریسک‌های اطلاعاتی و استفاده از مدل‌ها برای تشخیص این ریسک‌ها و بررسی جوانب آن از جمله: بررسی ارتباط آن‌ها با معیارهای مختلف مثل حجم معاملات، اثراتی که بر روی قیمت سهم می‌گذارند، دارای اهمیت است.

یکی از چالش‌های اصلی سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی، شناسایی عواملی است که بر قیمت سهام تأثیر می‌گذارند. اطلاعات خصوصی، که به‌طور عمومی منتشر نمی‌شود و تنها در اختیار گروهی خاص قرار دارد، یکی از این عوامل مهم به‌شمار می‌آید. در بازار سرمایه ایران، با توجه به کارایی اطلاعاتی پایین‌تر، شفافیت اطلاعاتی محدود و این امر موجب شده است که سرمایه‌گذاران به دنبال درک چگونگی تأثیر این اطلاعات بر قیمت سهام خود باشند. در این راستا، تأثیر معاملات بزرگ و همچنین نحوه تأثیر حجم بالای اطلاعات در زمان‌های مختلف خرید و فروش از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. معامله‌گران آگاه افرادی هستند که بر اساس اطلاعات خصوصی که در اختیار دارند، به انجام معاملات می‌پردازند. فهم اینکه این معامله‌گران چگونه از اطلاعات خصوصی خود بهره‌برداری می‌کنند و نوع معاملاتی که انجام می‌دهند، از اهمیت بسزایی برخوردار است. همچنین، بررسی تأثیر معاملات با حجم بالا بر قیمت سهام و شیوه انتشار اطلاعات از طریق این معاملات، از موضوعات کلیدی برای سهامداران است. درک رابطه میان احتمال معاملات آگاهانه و اثر قیمتی معاملات با حجم بالا نیز حائز اهمیت است. این اثر قیمتی می‌تواند به صورت دائمی، موقت یا کلی باشد. برای کشف این رابطه، ارتباط میان احتمال معامله آگاهانه و اثر قیمتی معاملات بلوکی مورد بررسی قرار می‌گیرد تا مشخص شود که آیا اطلاعات از طریق معاملات بلوکی در قیمت منظور می‌شود یا خیر. همچنین اثرات دائمی قیمت کل معاملات بلوکی

در ساعات مختلف مورد بررسی قرار گرفته است. دانستن این موضوع که در کدام بخش از ساعات معاملات فرآیند انتشار اطلاعات بیشتری توسط معاملات بلوکی اتفاق می افتد از مسائل مهمی است که سهامداران باید به آن توجه داشته باشند. این پژوهش به بررسی مسائل یادشده می پردازد. نقش اطلاعات در فرآیند کشف قیمت به خوبی مستند شده است. مطالعات اولیه در زمینه معاملات آگاهانه نشان می دهد که معامله گران آگاه تمایل دارند از معاملات بزرگ برای کاهش هزینه های معاملاتی و افزایش سود حاصل از فعالیت های معاملاتی خود استفاده کنند. این تمایل به دلیل رقابت با سایر معامله گران آگاه و کوتاه مدت بودن اطلاعات خصوصی آنها است. (ایزلی و اوهارا^۱ ۱۹۸۷؛ کارپوف^۲، ۱۹۸۷). افزون بر این، بررسی زمان انتشار اطلاعات در طول ساعات معاملاتی به ویژه در ساعات ابتدایی، میانی و پایانی از جنبه های کلیدی است که به ندرت در پژوهش های موجود مورد توجه قرار گرفته است.

یکی از مباحث جدید مالی، ریزساختارهای بازار می باشند. مدل های ریزساختار، استفاده های مختلفی در مدل سازی های مالی دارند. در این مدل ها از اطلاعات معاملات درون روزی سهام، برای ایجاد مدل های مختلفی استفاده می شود. یکی از کاربردهای مهم این مدل ها بررسی تقارن اطلاعاتی بازارهای مالی با استفاده از مدل های استوار بر اطلاعات است. از مدل های مهم در این زمینه، می توانیم به مدل احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات (مدل PIN) اشاره کنیم که نخستین بار توسط چهار پژوهشگر در سال ۱۹۹۶ به کار گرفته شده است. این مدل نخستین بار به خاطر این پژوهشگران به اسم EKOP نیز مشهور بود. در این پژوهش معامله گران به دو دسته آگاه و ناآگاه طبقه بندی شده و احتمال معاملات براساس اطلاعات خصوصی و با استفاده از تعداد سفارشات خرید و فروش محاسبه شده است. مدل ریسک اطلاعات سهم را معرفی می کند، بنابراین معاملات سهام شرکت هایی که دارای مقدار بزرگتری از این متغیر باشند، به طور طبیعی ریسک معاملاتی بیشتری برای معامله گران، بخصوص معامله گران ناآگاه خواهد داشت. عدم تقارن اطلاعاتی یکی از معیارهای مهم جهت بررسی عملکرد سهم است که می تواند تاثیر چشمگیری بر بازار داشته باشد.

در این پژوهش در نظر داریم، از احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات (PIN) برای نشان دادن احتمال معاملات آگاهانه غیر قابل مشاهده در طول ساعات عادی معاملات استفاده می کنیم. PIN

-
1. Easley, O'hara
 2. Karpoff

به طور گسترده برای ثبت عدم تقارن اطلاعاتی استفاده شده است. در این پژوهش قصد داریم به ارتباط بین تعداد معاملات آگاهانه و تعداد معاملات بلوکی پی برده و همچنین بر ارتباط بین احتمال معامله آگاهانه غیر قابل مشاهده و اثر قیمتی قابل مشاهده معاملات بلوکی به منظور تعیین سودمندی اطلاعات معاملات بلوکی تمرکز کرده است. در این پژوهش معاملات بلوکی را معاملات بزرگتر از یک درصد متوسط حجم معاملات روزانه در ساعات عادی معاملات در نظر گرفته و همچنین معاملات بلوکی با استفاده از الگوریتم تیک قانون لی و ردی^۱ (۱۹۹۱) به خرید یا فروش طبقه بندی می شود.

گرگوریو^۲ (۲۰۰۸) در کار مطالعاتی خود در بازار بورس اوراق بهادار لندن به این نتیجه رسید که معاملات خرید اثر قیمتی بیشتری از معاملات فروش دارند. یکی از دلایل این موضوع این است که خرید دارای هدف اطلاعاتی بیشتری نسبت به فروش می باشد. معاملات فروش بلوک می تواند توسط عوامل متعددی که یکی از آنها به قصد هدف تامین نقدینگی است در صورتی که معاملات خرید بلوک به احتمال زیاد برای به کار بردن اطلاعات انجام می شود. رابرت هولداسن^۳ و همکاران (۱۹۸۷) در کار مطالعاتی خود به بررسی میانگین اثر قیمتی موقت و دائم در ارتباط با معاملات خرد و عمده پرداخته بودند و در این پژوهش به این نتیجه رسیدند که اثر قیمتی بیشتر برای معامله گران فروش به صورت موقت و برای معامله گران خرید به صورت دائمی است. چان و لاکونیشوک^۴ (۱۹۹۵) بیان می کنند که معاملات بلوکی به دو روش بر فرآیند آتی شکل گیری قیمت در بازار تأثیر می گذارند: یکی اینکه محتوای اطلاعاتی دارند و دیگر اینکه با توجه به اندازه خود، اثرات قیمتی دارند. این موارد به ترتیب اثرات پایدار و موقت نامیده می شوند. اثرات پایدار، اثراتی است که معامله گران با توجه به آن در برآوردهای خود از ارزش مبتنی بر معامله تجدیدنظر می کنند و اثرات موقت تنزیل ناپایدار مورد نیاز برای تطبیق بلوکی را نشان می دهند. در این پژوهش برای بررسی اثرات پایدار و ناپایدار معاملات بلوکی از اثرات قیمتی دائمی و موقت استفاده شده است.

اثر دائمی تأثیر پایدار اجرای یک معامله بلوکی را به تصویر می کشد، یعنی تغییر قیمتی که در یک بازه زمانی معقول پس از اجرای معامله بلوکی معکوس نشده است. بنابراین عنصر

1. Lee and Ready's
2. Gregoriou
3. Holthausen
4. Lakonishok & Chan

اطلاعاتی اجرای یک معامله بلوکی توسط اثر دائمی شامل می‌شود. اثر موقت از سوی دیگر واکنش قیمت اصطکاکی بازار به اجرای یک معامله بلوکی را به تصویر می‌کشد که باید به زودی پس از معامله بلوکی معکوس شود. در واقع اثر موقتی را به عنوان اثر نقدینگی اجرای یک معامله بلوکی اندازه‌گیری می‌کنیم.

در این پژوهش در نظر داریم اثر قیمت دائمی کل معاملات بلوکی در ساعات مختلف معاملات بررسی کرده است. ایبیکونله^۱ (۲۰۱۵) استدلال می‌کند کمابیش ۴۰ درصد کشف قیمت برای سهام‌های FTSE100 در ۳۰ دقیقه اول معاملات مداوم در یک روز رخ می‌دهد، ۶۰ درصد باقی مانده در طول روز توزیع می‌شود. این الگوی ناهموار به دلیل حجم زیاد اطلاعاتی است که در طول ساعات غیر معاملاتی انباشته شده است و در اوایل دوره معاملات مستمر از طریق سفارشات جدید وارد بازار می‌شود. در این پژوهش ما قصد داریم این موضوع را بررسی کنیم که در کدام بخش از ساعات معاملات اثر دائمی قیمت کل معاملات بلوکی که نماینده اطلاعات خصوصی می‌باشد قوی‌تر است و تاثیر بیشتری دارد.

این پژوهش نوآوری‌های قابل توجهی نسبت به سایر مطالعات دارد. نخست، تمرکز آن بر ارتباط بین احتمال معامله آگاهانه و اثر قیمتی معاملات بلوکی، با استفاده از مدل PIN به درک بهتر عدم تقارن اطلاعاتی کمک می‌کند. دوم، بررسی تأثیر معاملات بلوکی در ساعات مختلف معاملات، اطلاعات بیشتری درباره زمان انتشار اطلاعات و تأثیر آن بر قیمت سهام ارائه می‌دهد. همچنین این پژوهش به تفکیک اثرات قیمتی ناشی از خریدها و فروش‌های بلوکی پرداخته و نشان می‌دهد که خریدهای بلوکی معمولاً اثر قیمتی بیشتری دارند. این رویکردها به تجزیه و تحلیل عمیق‌تری از رفتار معامله‌گران آگاه و شیوه تأثیر اطلاعات خصوصی بر قیمت سهام منجر می‌شود.

این پژوهش نوآوری‌های چشمگیری را در حوزه تحلیل رفتار بازار و تأثیر اطلاعات خصوصی بر قیمت سهام ارائه می‌دهد. نخست، با نقد مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری که بر اساس فرض تقارن اطلاعاتی بنا شده‌اند، به درک بهتری از عدم تقارن اطلاعاتی در بازارها دست می‌یابد. همچنین، با استفاده از مدل احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات (PIN)، پژوهش به شناسایی احتمال معاملات آگاهانه پرداخته و به تفکیک رفتار معامله‌گران آگاه و ناآگاه می‌پردازد. این

پژوهش همچنین به بررسی اثرات معاملات بلوکی در ساعات مختلف معاملات توجه دارد و اطلاعات جدیدی در مورد زمان انتشار اطلاعات و تأثیر آن بر قیمت سهام ارائه می‌دهد. با تحلیل اثرات دائمی و موقت ناشی از معاملات بلوکی، پژوهش به شفاف‌سازی نقش این معاملات در فرآیند کشف قیمت کمک می‌کند. افزون بر این، با توجه به شرایط خاص بازار سرمایه ایران و چالش‌های آن در زمینه کارایی اطلاعاتی و شفافیت، این پژوهش می‌تواند منبع ارزشمندی برای سرمایه‌گذاران و پژوهشگران در این حوزه باشد. نتایج این پژوهش به سرمایه‌گذاران کمک می‌کند تا درک بهتری از چگونگی تأثیر اطلاعات خصوصی و معاملات بلوکی بر قیمت سهام پیدا کنند و تصمیمات بهتری در سرمایه‌گذاری بگیرند.

این پژوهش در پنج بخش تنظیم شده است. پس از بیان مقدمه، مبانی نظری آن بیان و پیشینه پژوهش مرور شده است. در بخش سوم، روش‌شناسی پژوهش ارائه شده است. در بخش چهارم، تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه بیان شده و بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری و بحث اختصاص یافته است.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

جداکردن معاملات به معاملات خرید و فروش

یکی از الزامات برای اینکه بتوان با استفاده از مدل‌های ریزساختار، احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را محاسبه کرد، جداکردن معاملات به معاملات خرید و فروش است. الگوریتم‌های متنوعی برای جداکردن معاملات وجود دارد که بعضی از آنها اطلاعات کاملی راجع به معاملات مثل اطلاعات دفتر سفارشات احتیاج دارند. بعضی دیگر بدون در نظر گرفتن دفتر سفارشات، معاملات جداسازی می‌کنند. به صورت کلی برای طبقه‌بندی معاملات، می‌توان از دفتر سفارشات، قیمت معاملات، حجم معاملات و یا ترکیبی از این متغیرها بهره برد. از مهم‌ترین روش‌های ارائه شده برای طبقه‌بندی معاملات به معاملات خرید و فروش می‌توان به موارد زیر اشاره کرد (راعی، عیوض‌لو و عباس‌زاده اصل ۱۳۹۵):

الگوریتم جست^۱

در این الگوریتم از قیمت معاملات انجام شده برای تقسیم‌بندی معاملات استفاده می‌شود. اگر قیمت معامله که انجام شده بیشتر از معامله قبلی باشد، معامله را به عنوان معامله آغاز شده از

1. Tick rule

طرف خرید در نظر گرفته و اگر قیمت کمتر از معامله قبلی باشد، به عنوان معامله شروع شده از طرف فروش در نظر گرفته می‌شود. در صورتی قیمت معامله انجام شده برابر با معامله قبلی باشد، می‌توانیم معیار را معامله قبلی قرار دهیم. در صورتی که معامله قبلی از نوع خرید باشد، معامله جاری نیز خرید است و در صورتی که معامله قبلی فروش باشد، معامله جاری نیز فروش است.

الگوریتم مظنه محور^۱

این الگوریتم برای طبقه‌بندی معاملات از دفتر سفارشات استفاده خواهد کرد. اگر قیمت معاملات انجام شده از میانگین سفارشات خرید و فروش بیشتر باشد، به عنوان معامله خرید در نظر گرفته و اگر از میانگین سفارشات خرید و فروش کمتر باشد، به عنوان معامله فروش در نظر گرفته می‌شود.

الگوریتم لی و ردی

در سال ۱۹۹۱ دو پژوهشگر به نام لی و ردی به روشی دست پیدا کردند برای تقسیم‌بندی معاملات که یکی از کارآمدترین روش‌ها برای طبقه‌بندی معاملات است. این روش ترکیبی از دو روش جست و مظنه محور است. به این ترتیب در این روش ابتدا معاملات را بر مبنای روش مظنه محور طبقه‌بندی می‌کنیم و پس از آن معاملاتی را که در قیمتی برابر با میانگین قیمت خرید و فروش انجام شده باشند، با روش جست طبقه‌بندی خواهند شد. همچنین لی و ردی پیشنهاد کردند که معاملات انجام شده، با توجه به بازه زمانی پنج‌ثانیه‌ای یا بیشتر با دفتر سفارشات معاملات مقایسه بشوند، یعنی قیمت انجام معاملات، با قیمت دفتر سفارشات که حداقل پنج‌ثانیه قبل از آن معامله ثبت شده‌اند، مقایسه می‌شوند.

در این پژوهش برای تفکیک معاملات به معاملات خرید و فروش از الگوریتم لی و ردی استفاده شده است، همچنین برا طبقه‌بندی معاملات بلوکی به خرید و فروش از الگوی لی و ردی استفاده می‌شود.

اثر قیمتی

تغییر قیمتی یک ورقه بهادار که به اطلاعات معامله مربوط باشد، اثر قیمتی یا بازاری معامله را گویند. اثرات قیمتی در بازارهای که عمق کمتری دارند، چالش بیشتری را برای سیاست‌گذاران و بورس‌های سهام ایجاد خواهد کرد (اینکولی و سانگ، ۲۰۱۷).

1. Quote rule

در این پژوهش اثرات قیمتی را در سه حالت بررسی می‌کنیم اثرات دائمی، موقت و اثرات کل. معیارهای تأثیر دائمی قیمت معمولاً به‌عنوان نماینده‌ای برای اطلاع‌رسانی معاملات آگاهانه بکار گرفته می‌شوند زیرا آنها تعدیل قیمت قابل مشاهده برای اطلاعات را نشان می‌دهند. در حالی که اثرات موقت قیمت معمولاً ناشی از نویز یا با هدف تامین نقدینگی انجام می‌شود. (گلوستن و هریس^۱، ۱۹۸۸).

اثر دائمی تأثیر پایدار اجرای یک معامله بلوکی را به تصویر می‌کشد، یعنی تغییر قیمتی که در یک بازه زمانی معقول پس از اجرای معامله بلوکی معکوس نشده است. بنابراین عنصر اطلاعاتی اجرای یک معامله بلوکی توسط اثر دائمی شامل می‌شود. اثر موقت از سوی دیگر واکنش قیمت اصطکاکی بازار به اجرای یک معامله بلوکی را به تصویر می‌کشد که باید به زودی پس از معامله بلوکی معکوس شود. در واقع اثر موقتی را به عنوان اثر نقدینگی اجرای یک معامله بلوکی اندازه‌گیری می‌کنیم (سان و ایبیکونله، ۲۰۱۷).

چینگ بین منگ^۲ و همکاران (۲۰۲۰) در کار پژوهشی خودشان به بررسی تأثیر معاملات بلوکی بر هم‌زمانی قیمت سهام در بازار چین می‌پردازند. با استفاده از داده‌های مربوط به معاملات بلوکی در بورس‌های چین، دریافته‌اند که معاملات بلوکی با کاهش هم‌زمانی قیمت سهام مرتبط هستند. این یافته نشان می‌دهد که معاملات بلوکی اطلاعات خاص شرکت را به بازار منتقل می‌کنند، که منجر به کاهش حرکت هم‌زمان قیمت سهام با بازار کلی می‌شود. همچنین تأثیر کاهش هم‌زمانی قیمت سهام در شرکت‌هایی با محیط اطلاعاتی ضعیف‌تر، مانند شرکت‌های کوچک‌تر یا با پوشش تحلیلی کمتر، بیشتر مشاهده شده است. این نتایج نشان می‌دهد که معاملات بلوکی می‌توانند نقش مهمی در بهبود کارایی اطلاعاتی بازار ایفا کنند.

دونالد لین^۳، پی‌هسیا هونگ^۴، بی‌هسیان وو^۵ (۲۰۲۳) در کار پژوهشی خود با عنوان تحلیل درون‌روزی سفارش‌های بلوکی با استفاده از داده‌های بورس اوراق بهادار تایوان به این نتیجه رسیدند که سفارش‌های بلوکی توسط سرمایه‌گذاران نهادی به ویژه سرمایه‌گذاران خارجی، تأثیر قیمتی بیشتری نسبت به سفارش افراد حقیقی دارند. همچنین این سفارش‌ها در نزدیکی پایان روز معاملاتی با اندازه و تهاجم قیمتی بیشتری همراه هستند.

1. Glosten & Harris
2. Ching-Bin Meng
3. Donald Lien
4. Pi-Hsia Hung
5. Yi-Hsuan Wu

مطالعات در حوزه تاثیر اطلاعات بر معاملات سابقه‌ای بلند مدت دارد اما کار ایزلی و اوهارا^۱ (۱۹۸۷) برای مدل‌سازی تاثیر اطلاعات و تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات در سال‌های ۱۹۷۲ و ۱۹۸۷ را می‌توان شروع این مطالعات دانست که در این زمینه بررسی‌های آغازینی روی وجود اطلاعات در معاملات صورت پذیرفت. بعد از ارائه مدل PIN (اولین مدل تئوریک) در سال ۱۹۹۶ توسط ایزلی و همکارانش، مطالعات گسترده‌ای در حوزه‌ای مختلف مدل‌های اطلاعاتی مانند PIN انجام شد. یک سال پس از ارائه مدل، مطالعات و بررسی‌های بیشتری روی مدل PIN توسط ایزلی و همکارانش انجام گرفت و مدل خود را با حالات و سهام شرکت‌های مختلف بررسی کردند. در این مطالعات درخت فرآیند معامله گسترش داده شد و همچنین حالات جدیدی از قبیل حالات عدم معامله نیز به آن اضافه شد.

ایزلی و همکارانش (۲۰۰۲) در یک مطالعه دیگر، تأثیر تجزیه سهام بر محتوای اطلاعاتی سهام را بررسی کردند که نتایج این پژوهش نشان داد تجزیه سهام تأثیر معناداری بر محتوای اطلاعاتی سهم ندارد و همچنین نمی‌تواند به کاهش عدم تقارن اطلاعاتی میان سرمایه‌گذاران منجر شود. براون و همکارانش در مطالعات خود وجود اطلاعات خصوصی را در بازار الکترونیکی سفارش محدود مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه دست یافتند که اطلاعات خصوصی در این بازار در سطح پایینی قرار دارد. بلاو^۲ و همکاران (۲۰۰۹) توضیح جامعی از ارتباط بین معاملات آگاهانه و معاملات بلوکی فراهم می‌کنند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که معامله گران آگاه همچنان معاملات بلوکی را در دوره‌های فعالیت‌های معاملاتی بالا ترجیح می‌دهند زیرا یک بازار عمیق می‌تواند پوشش طبیعی برای پنهان کردن اطلاعات فراهم کند.

ایسکونله و همکاران (۲۰۱۷) در کار مطالعاتی خود با استفاده از داده‌های بورس اوراق بهادار لندن به بررسی ارتباط بین معاملات آگاهانه و اثر قیمتی معاملات بلوکی پرداختند آن‌ها در این پژوهش به این نتیجه رسیدند که ارتباط مثبتی بین معاملات آگاهانه و اثر قیمتی معاملات بلوکی وجود دارد که این ارتباط برای معاملات خرید بلوکی بیشتر است چرا که خرید بلوکی بیشتر حاوی اطلاعات است و فروش بلوکی ممکن است ناشی از نقدینگی باشد. کورک (۲۰۱۴) در پژوهش خود محتوای اطلاعاتی معاملات بلوکی را مورد بررسی قرار داده است. در این پژوهش، نمونه مورد نظر شامل ۲۰ شرکت فعال در بازار بورس اوراق بهادار ورشو است. این مطالعه

1. Easley , O'hara

2. Blau

براساس بازده روزانه سهام صورت گرفته که شامل ۵۰ روز معاملاتی قبل از معامله بلوک است. نتایج این پژوهش مشخص می‌کند اجرای معاملات بلوکی سیگنال مهمی برای معامله‌گران است که به سمت بازار هدایت شوند. هم‌چنین، بازده مثبت (منفی) معناداری در پی معاملات بلوک ایجاد می‌شود.

یی ژانگ^۱، یو لیو^۲ و همکاران (۲۰۲۲) در کار پژوهشی با عنوان شناسایی معاملات آگاهانه در عصر داده‌های بزرگ و یادگیری ماشین با استفاده از داده‌های سطح حساب و روش‌های یادگیری ماشین، الگوهای معاملاتی مشکوک به معاملات آگاهانه را شناسایی می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که این الگوها در زمان‌های خاص از روز، به‌ویژه در ساعات ابتدای معاملات، بیشتر مشاهده می‌شوند.

آگاروالا و همکاران (۲۰۱۰) در کار مطالعاتی خود با استفاده از داده‌های بازار هندوستان و با بکارگیری روش زمان تدوین شده بوسیله هولداسن و همکاران به بررسی تجزیه و تحلیل سرعت پاسخ بازار به اطلاعات مرتبط به معاملات بلوکی می‌پردازند. آنها در این پژوهش به این نتیجه رسیدند که قیمت‌ها ۸ دقیقه قبل از خرید بلوک شروع به افزایش پیدا کردن می‌کنند. ولی در ارتباط با فروش بلوکی برعکس عمل خواهند کرد.

همچنین معاملات بلوکی به‌عنوان یکی از ابزارهای مهم در بازارهای مالی، تأثیرات چشمگیری بر بازده‌های غیرعادی و نوسانات غیرسیستماتیک دارند. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که این معاملات می‌توانند به‌واسطه حجم بالای سرمایه‌گذاری، نشانه‌ای از ورود اطلاعات جدید به بازار باشند. هولس و لیپت (۲۰۰۱) در پژوهش خود نشان داده‌اند که معاملات بلوکی اغلب با بازده‌های غیرعادی مثبت یا منفی همراه هستند و این تأثیرات به‌ویژه در روزهای معاملاتی پس از انجام معاملات قابل مشاهده است. کائو و همکاران (۲۰۰۹) همچنین به بررسی رابطه بین معاملات بلوکی و نوسانات غیرسیستماتیک پرداختند و دریافتند که این نوع معاملات می‌تواند به افزایش موقتی نوسانات منجر شود، به‌ویژه زمانی که این معاملات توسط سرمایه‌گذاران مطلع انجام می‌شود. افزون بر این، مطالعات دیگری همچون چان و همکاران (۲۰۱۳) نشان داده‌اند که اثر قیمت معاملات بلوکی می‌تواند تفاوت‌های چشمگیری بین خریدها و فروش‌های بلوکی ایجاد کند، به‌طوری که خریدهای بلوکی اغلب با افزایش قیمت‌های مداوم‌تری همراه هستند.

1. Yi Zhang

2. Yu Liu

این مطالعات به وضوح نشان می‌دهند که بررسی اثرات معاملات بلوکی بر بازده‌های غیرعادی و نوسانات غیرسیستماتیک می‌تواند به درک بهتری از رفتار بازار و تحلیل تأثیر اطلاعات خصوصی منجر شود.

راعی، محمدی و عیوضلو (۱۳۹۲) طی مطالعاتی نشان دادند که عدم تقارن اطلاعاتی در بازار ایران به صورت معناداری متفاوت از صفر است. میانگین آن برابر با ۰,۲۳۷ و انحراف معیار آن ۰,۴۱ است. مقایسه نتایج این پژوهش با نتایج مطالعات مشابه در بورس‌های سایر کشورها نشان می‌دهد که میانگین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی در بورس اوراق بهادار تهران به نسبت زیاد است.

راعی، عیوض‌لو و محمدی (۱۳۹۱) در پژوهشی دیگر نشان دادند احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی توان تبیین بازدهی سهام را خواهد داشت، به شیوه‌ای که ۱۰ درصد افزایش در احتمال معامله آگاهانه به افزایش ۲/۸ درصدی بازدهی منجر خواهد شد. بنابراین می‌توان معامله‌گران در بورس اوراق بهادار ریسک اطلاعات را قیمت‌گذاری کنند و هرچه ریسک اطلاعات بیشتر باشد بازده نیز بالاتر خواهد بود. سرمایه‌گذاران برای معامله با معامله‌گران آگاه در خطر ریسک اطلاعات مواجهه هستند بنابراین بازده بالاتری را مطالبه می‌کنند. از دیگر نتایج این پژوهش یک رابطه منفی بین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی و اندازه شرکت وجود دارد. به عبارت دیگر شرکت‌های بزرگ‌تر شفافیت بیشتری نسبت به شرکت‌های کوچک‌تر دارند.

عیوض‌لو و همکاران (۱۳۹۲) در یک کار مطالعاتی اثرات تقویمی عدم تقارن اطلاعات (PIN) را در بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار دادند و در این پژوهش به این نتیجه رسیدند مقدار PIN در دی ماه بیشترین و در اسفند ماه کمترین مقدار است.

راعی، عیوض‌لو و عباس‌زاده اصل (۱۳۹۵) در کار مطالعاتی سعی کردند با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار به ویژه مدل نوین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات حجم محور (VPIN) و با بهره‌گیری از اطلاعات ریز معاملات سهام، احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی برای دهک‌های مختلف حجمی که بر اساس میانگین حجم معاملات روزانه مرتب شده‌اند، محاسبه کنند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد سهم‌هایی که میزان حجم بالا و نقدشوندگی زیادتری دارند نیز تحت تأثیر شدید اطلاعات خصوصی هستند و مقدار VPIN بزرگتری دارند که این میزان حتی در برخی از سهم‌های دهک‌های پایین حجمی، کمتر است.

رضا طالبلو (۱۴۰۲) به بررسی احتمال وقوع معاملات آگاهانه در بازار سهام ایران می‌پردازد. با استفاده از مدل احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده نتایج پژوهش نشان می‌دهد که سطح عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سهام ایران چشمگیر است و معاملات آگاهانه نقش مهمی در شکل‌گیری قیمت‌ها دارند. این یافته‌ها اهمیت نظارت بر معاملات و ارتقاء شفافیت اطلاعاتی را برای بهبود کارایی بازار سرمایه ایران برجسته می‌کند.

محمدرضا مهربان پور، رضا تهرانی، حمید جمشیدی (۱۴۰۳) به بررسی تاثیر معاملات بلوکی بر هم‌زمانی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران می‌پردازند و نقش پوشش رسانه‌ای را به عنوان عامل تعدیل‌کننده مورد تحلیل قرار می‌دهند. جامعه آماری شامل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۳ تا ۱۴۰۱ است. نتایج نشان می‌دهد که معاملات بلوکی اثر مثبت و معناداری بر هم‌زمانی قیمت سهام دارند، اما پوشش رسانه‌ای می‌تواند این اثر را کاهش دهد. این یافته‌ها نشان‌دهنده اهمیت شفافیت اطلاعاتی و نقش رسانه‌ها در کاهش عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه است.

در تحلیل رفتار سرمایه‌گذاران و نقش زمان‌بندی در تصمیم‌گیری‌های آن‌ها، اثرات روانشناختی و رفتاری به‌ویژه اهمیت زیادی دارند. زمان‌بندی ورود به بازار می‌تواند تأثیرات زیادی بر رفتار سرمایه‌گذاران و تصمیمات آن‌ها داشته باشد. برپایه مطالعه عیوضلو، راعی و رضایی (۱۴۰۳ الف)، زمان‌بندی‌های ضعیف و ورود به بازار در زمان‌های نادرست ممکن است باعث تقویت اثرات تمایلات رفتاری سرمایه‌گذاران مانند تمایل به نگهداری دارایی‌های بازده منفی شود که این امر می‌تواند منجر به کاهش کارایی بازار و اثرات قیمتی غیرمنطقی شود. در پژوهش دیگری، این نویسندگان به زمان‌سنجی ورود به بازار سهام پرداخته‌اند و نتایج نشان می‌دهند که تصمیم‌گیری‌های نادرست در خصوص زمان‌بندی می‌تواند تأثیرات رفتاری مشابهی را در بازارهای مالی ایجاد کند و باعث ایجاد انحرافات قیمتی شود (عیوضلو، راعی و رضایی، ۱۴۰۳ ب).

این تحلیل‌ها تأکید می‌کنند که مدل‌های ریزساختار بازار به‌ویژه در تجزیه و تحلیل تأثیرات رفتاری و قیمت‌گذاری‌ها می‌توانند به شفاف‌سازی اثرات تمایلات سرمایه‌گذاران کمک کنند و درک بهتری از چگونگی تغییرات قیمتی به‌واسطه تصمیمات نادرست سرمایه‌گذاران به‌دست دهند.

بیشتر مطالعات تجاری به‌طور عمده بر دوره‌های مربوط به رویدادهای شرکتی و فعالیت‌های معاملات ذی‌نفعان داخلی سازمان تمرکز دارند که برای بخش بسیار کمی از ساعات عادی معاملات سهام در نظر گرفته می‌شوند. در این پژوهش با توجه به نیاز به بررسی سیر تحول و

تاثیر معاملات آگاهانه در طول ساعات عادی معاملات کل ساعت معاملاتی را در نظر گرفته‌ایم که از این بابت باعث نوآوری در پژوهش ما شده است.

فرضیه‌های پژوهش

این پژوهش به دنبال بررسی فرضیه‌های زیر است:

بین تعداد معاملات بلوکی و تعداد معاملات آگاهانه ارتباط معنادار وجود دارد.
 بین احتمال اثر قیمتی معاملات بلوکی و احتمال معامله آگاهانه ارتباط معنادار وجود دارد.
 بین اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی و ساعات معاملاتی مختلف ارتباط معنادار وجود دارد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش به دلیل کاربرد آن برای سرمایه‌گذاران، مدیران، و تحلیل‌گران مالی، به‌عنوان یک پژوهش کاربردی شناخته می‌شود. نوع طرح این پژوهش پس‌رویدادی است، چرا که هدف آن بررسی روابط موجود بین متغیرها بر اساس داده‌های گذشته است و پژوهشگر دخالتی در این داده‌ها ندارد. با توجه به اینکه پس از جمع‌آوری و طبقه‌بندی داده‌ها از مدل‌های آماری، ریاضی یا محاسباتی برای مدل‌سازی رفتار پدیده‌ها استفاده می‌شود، این پژوهش در دسته‌بندی مطالعات کمی قرار می‌گیرد. این پژوهش از یک رویکرد قیاسی پیروی می‌کند، بدین صورت که ابتدا نظریه‌ها و پیشینه مطالعات مرتبط مورد بررسی قرار می‌گیرند، سپس بر اساس این مطالعات فرضیه‌ها شکل می‌گیرند و از طریق آزمون فرض به نتایج نهایی پژوهش دست پیدا می‌کنیم. لازم به بیان است که روش پژوهش در این مطالعه همبستگی است، چرا که هدف آن شناسایی نوع رابطه میان دو یا چند متغیر است و تلاش می‌شود تا نوع رابطه میان متغیرها ترسیم شود. این روش در واقع یکی از روش‌های پژوهش توصیفی است که به بررسی رابطه میان متغیرها بر اساس هدف پژوهش می‌پردازد.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش شامل شرکت‌های موجود در شاخص ۵۰ شرکت بزرگ است. در فرآیند نمونه‌گیری، شرکت‌هایی انتخاب شدند که در شاخص ۵۰ شرکت فعال حضور داشتند و اطلاعات معاملاتی آن‌ها در یک بازه زمانی معین در دسترس بود. در گام نخست، شرکت‌هایی که

حداقل در ۷۵ درصد روزهای معاملاتی فعالیت داشتند، مورد بررسی قرار گرفتند. افزون بر این، روزهایی انتخاب شدند که در آن‌ها حداقل ۱۰ معامله انجام شده باشد تا از کفایت داده‌های معاملاتی اطمینان حاصل شود. پس از اعمال این معیارها، تعداد شرکت‌های منتخب در این پژوهش به ۳۴ شرکت رسید. این روش نمونه‌گیری تضمین می‌کند که داده‌های جمع‌آوری شده نه تنها جامع و نمایانگر بازار هستند، بلکه از نظر کیفیت و قابلیت اعتماد نیز در سطح بالایی قرار دارند. این ویژگی‌ها برای تحلیل دقیق و معتبر اثرات معاملاتی و مالی ضروری هستند و می‌توانند به استخراج نتایج موثری منجر شوند. بازه زمانی این پژوهش از فروردین ۱۴۰۱ تا فروردین ۱۴۰۲ است. با توجه به موضوع پژوهش و استفاده از داده‌های درون‌روزی، بازه زمانی یک ساله مناسب به نظر می‌رسد.

تعیین بازه زمانی برای تجمیع معاملات

نخستین قدم این است که ابتدا یک بازه زمانی مناسب برای تشخیص معاملات بلوکی بدست آوریم. البته از روش معامله به معامله نیز می‌توان استفاده کرد، ولی این احتمال وجود دارد سرعت و حتی کارایی مدل کاهش پیدا کند. برپایه نظر ایزلی، بازه‌های زمانی ۶۰ ثانیه‌ای برای تجمیع معاملات کافی است. بنابراین حجم معاملاتی که در بازه یک دقیقه‌ای انجام شده است تجمیع می‌شوند و به صورت یک معامله در نظر گرفته می‌شوند. قیمت انجام هر معامله برابر است با قیمت آخرین معامله در این بازه زمانی. در بیشتر مطالعات صورت گرفته، بازه زمانی یک دقیقه‌ای برای تجمیع معاملات بکار گرفته می‌شود، اما در بعضی مطالعات دیگر بازه زمانی ۱۰ ثانیه‌ای، ۳۰ ثانیه‌ای و حتی ۳۰۰ ثانیه‌ای در نظر گرفته شده است. برای تعیین معاملات بلوکی براساس کار مطالعاتی سان و اییکونله در سال ۲۰۱۷ که در بازار لندن صورت گرفت (بعد از تجمیع معاملات در بازه‌های یک دقیقه‌ای)، معاملات بزرگتر از یک درصد متوسط حجم معاملات به عنوان معاملات بلوکی تشخیص خواهد داد.

متغیرهای مورد مطالعه و روش اندازه‌گیری متغیرها

متغیرهای مستقل

۱. احتمال معاملات آگاهانه (PIN)

مدل‌های ریزساختاری، معامله را به عنوان یک بازی بین بازارسازها و معامله‌گران در نظر می‌گیرد که در طی روزهای معاملاتی تکرار خواهد شد. قبل از شروع روز معاملاتی این احتمال وجود دارد، اتفاقی که ارزش دارایی را تحت تاثیر بگذارد رخ بدهد. حوادث اتفاق افتاده به

شکل مستقل بوده و احتمال رخ داد آن‌ها مساوی α است. رخدادهای اطلاعاتی ممکن است خیرخوب یا خبر بد باشند. احتمال رخ دادن خبر خوب مساوی است با $1 - \delta$ و احتمال اتفاق افتادن خبر بد برابر با δ است.

در صورتی که معامله گران آگاه اقدام به انجام معامله کنند، نرخ خرید یا نرخ فروش آن‌ها برابر با μ است. سفارشات از طرف خریداران ناآگاه باشد با نرخ ε_b محاسبه می‌شود و در صورتی که از طرف فروشندگان ناآگاه باشد با نرخ ε_s محاسبه خواهد شد. اگر اطلاعات خوب وجود داشته باشد معامله گران آگاه اقدام به خرید خواهند کرد و در صورتی که اطلاعات بد وجود داشته باشد معامله گران آگاه اقدام به فروش می‌کنند. ورود معامله گران به بازار در روز معاملاتی i از یک فرآیند پواسون تعیبت خواهد کرد. ایزلی و همکاران (۲۰۰۲) برای تخمین پارامترها در مدل ساختاری خودشان از حداکثر درست نمایی استفاده کرده‌اند. به این صورت روشی را ارائه دادند برای تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی که با استفاده از آن می‌توانیم احتمال معامله آگاهانه برای یک سهم بدست آورد.

ریسک اطلاعات هنگامی افزایش پیدا می‌کند که تعداد زیادی از اطلاعات جدید (به احتمال α) بروز کند و یا معامله گران آگاه، اطلاعات جدید را (با نرخ μ) دریافت کنند بر اساس مدل ساختاری که توضیح داده‌ایم، تابع احتمال انجام معامله براساس فرآیند بالا برای یک روز معاملاتی تعیین شده به صورت زیر است.

تابع احتمال فرآیند معامله

$$L(\theta|B, S) = (1 - \alpha) \cdot e^{-\varepsilon_b \frac{B}{B!}} \cdot e^{-\varepsilon_s \frac{S}{S!}} + \alpha \delta \cdot e^{-\varepsilon_b \frac{B}{B!}} \cdot e^{-(\mu + \varepsilon_s) \frac{(\mu + \varepsilon_s) S}{S!}} + \alpha(1 - \delta) \cdot e^{-(\mu + \varepsilon_b) \frac{(\mu + \varepsilon_b) B}{B!}} \cdot e^{-\varepsilon_s \frac{S}{S!}} \quad (۱)$$

به نحوی که B و S به ترتیب بیانگر تعداد معاملات خرید و فروش در یک روز است و δ ، ε_b ، ε_s ، μ ، α بردار پارامتر هستند. این احتمال، ترکیبی از توزیع‌های احتمال است که معاملات بر اساس احتمال وقوع آنها وزن داده شده‌اند، به طوری که (روز اخبار خوب) با $\alpha(1 - \delta)$ ، (روز اخبار بد) با $\alpha\delta$ و (روز بدون اخبار) با $(1 - \alpha)$ وزن داده می‌شود. برای جدا کردن معاملات به خرید و فروش از الگوریتم لی و ردی که به طور کامل توضیح داده‌ایم استفاده می‌کنیم.

با بکارگیری شرایط مستقل بودن وقوع معامله در روزهای معاملاتی تابع احتمال I روز را از رابطه زیر بدست می آوریم.

$$V(\theta|M) = \prod_i^I L(\theta | B_i, S_i) \quad \text{رابطه (۲)}$$

به شیوه‌ای که (B_i, S_i) داده‌های معاملاتی برای روزهای $i=1, \dots, I$ است $M=(B_1, S_1), \dots, (B_I, S_I)$ مجموعه داده‌ها به حساب می آید. حداکثر سازی با بکارگیری مجموعه‌ای از داده‌های M روشی برای تخمین پارامترهای مدل $\theta = (\alpha, \mu, \delta, \epsilon_S, \epsilon_B)$ ایجاد می کند.

مدل بالا این امکان را بوجود می آورد که با استفاده از داده‌های قابل مشاهده (تعداد معاملات خرید و تعداد معاملات فروش در روز معاملات بلوکی) استنباط لازم در ارتباط با وقایع اطلاعاتی و تقسیم معاملات به آگاهانه و ناآگاهانه به عمل آید. در نهایت متغیر PIN با توجه به فرمول زیر بدست می آید:

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu+2\epsilon} \quad \text{رابطه (۳)}$$

در رابطه بالا مخرج کسر نرخ ورود تمام سفارش‌ها بوده و صورت کسر نرخ ورود سفارش‌های مثبتی بر اطلاعات است.

جدول ۱. پارامترهای احتمال معاملات خصوصی

تعریف	پارامترهای خروجی مدل
احتمال وجود اطلاعات جدید	α
نرخ ورود معامله گر آگاه	μ
احتمال یک سیگنال پایین	δ
نرخ ورود فروشنده ناآگاه	ϵ_S
نرخ ورود خریدار ناآگاه	ϵ_B

۲. تعداد معاملات آگاهانه

برای محاسبه تعداد معاملات آگاهانه از روش حداکثر درست نمایی که برای تخمین پارامترهای مدل PIN استفاده کرده‌ایم بهره خواهیم برد. تعداد معاملات آگاهانه برابر است با حاصلضرب α (احتمال وجود اطلاعات جدید) در μ (نرخ ورود معامله گران مطلع) که این متغیر را در روزهای محاسبه می کنیم که معاملات بلوکی در آن روز اتفاق افتاده باشد.

$$\ln(\#Informed\ trades) = \ln(\alpha \times \mu) \quad \text{رابطه (۴)}$$

۳. متغیر ساختگی زمان

براساس کار مطالعاتی سان و ایبیکونله (۲۰۱۷) از متغیرهای ساختگی برای به دست آوردن الگوهای میان‌روزی اثرات قیمت استفاده کرده‌اند. که در آن اگر معامله بلوکی بین ۸:۰۰ تا ۹:۰۰ انجام شود، DUM_1 برابر با یک است، و در غیر این صورت صفر است. اگر معامله بلوکی در طول ۹:۰۰ تا ۱۵:۳۰ رخ دهد، DUM_2 برابر با یک است و در غیر این صورت صفر است. اگر معامله بلوکی در ساعت ۱۵:۳۰ تا ۱۶:۰۰ انجام شود، DUM_3 برابر با یک است، و در غیر این صورت صفر است.

با توجه به این که ما در بورس اوراق بهادار تهران اثرات میان‌روزی را می‌خواهیم ثبت کنیم ساعات معاملات را به سه طبقه دسته‌بندی می‌کنیم. اگر معامله بلوکی بین ۹:۰۰ تا ۱۰:۰۰ انجام شود، DUM_1 برابر با یک است، و در غیر این صورت صفر می‌باشد. اگر معامله بلوکی در طول ۱۰:۰۰ تا ۱۲:۰۰ رخ دهد DUM_2 برابر با یک است و در غیر این صورت صفر است. اگر معامله بلوکی در ساعت ۱۲:۰۰ تا ۱۲:۳۰ انجام شود، DUM_3 برابر با یک است و در غیر این صورت صفر می‌باشد. که میانگین آن‌ها را به صورت ماهانه محاسبه می‌کنیم.

متغیرهای وابسته

۱. تعداد معاملات بلوکی

لگاریتم طبیعی تعداد معاملات بلوکی که در هر ماه انجام می‌شود. ابتدا برای تشخیص معاملات بلوکی متوسط حجم معاملات برای هر سهم محاسبه می‌کنیم سپس معاملاتی را که در بازه‌ای یک دقیقه‌ای بزرگ‌تر از ۱ درصد متوسط معاملات باشد را به عنوان یک بلوک تشخیص می‌دهیم. سپس لگاریتم طبیعی تعداد معاملات بلوکی که در هر ماه انجام می‌شود را محاسبه می‌کنیم.

۲. اثر قیمتی موقت

براساس کار مطالعاتی سار و ایبیکونله (۲۰۱۷) برای تأثیر موقت قیمت معاملات بلوکی از معادله زیر استفاده می‌کنیم. که درصد معکوس شدن قیمت را بعد از پنج معامله پس از اجرای یک معامله بلوکی اندازه‌گیری می‌کنیم. اثرات موقت قیمت معمولاً ناشی از نویز یا با هدف

تامین نقدینگی انجام می‌شود که منجر به برگشت سریع قیمت می‌شود (گلوستن و هریس، ۱۹۸۸؛ چان و لاکونیشوک، ۱۹۹۵؛ ایزلی و همکاران، ۲۰۰۲).

$$\text{Temporary impact} = \frac{p_{t+5} - p_t}{p_t} \quad \text{رابطه (۵)}$$

که در فرمول بالا p_t قیمت انجام شده معامله بلوکی است. p_{t+5} قیمت ۵ معامله بعد از معامله بلوکی است. به صورت متوسط ماهانه محاسبه می‌کنیم.

۳. اثر قیمتی دائمی

براساس کار مطالعاتی سان و ایبیکونله (۲۰۱۷) برای تأثیر دائمی قیمت معاملات بلوکی از معادله زیر استفاده می‌کنیم. تأثیر دائمی قیمت درصد تغییر قیمت را از پنج معامله قبل از معامله بلوکی به پنج معامله بعد از معامله بلوکی شامل می‌شود. تأثیر دائمی تأثیر پایدار اجرای یک معامله بلوکی را به تصویر می‌کشد.

$$\text{Permanent impact} = \frac{p_{t+5} - p_{t-5}}{p_{t-5}} \quad \text{رابطه (۶)}$$

p_{t+5} : قیمت ۵ معامله بعد از معامله بلوکی است.

p_{t-5} : قیمت ۵ معامله قبل از معامله بلوکی است.

به صورت متوسط ماهانه محاسبه می‌کنیم.

۴. اثر قیمتی کل

تأثیر کل، شامل هر دو مؤلفه نقدینگی و اطلاعاتی است. اثر قیمتی کل مساوی است با درصد تغییرات پنج معامله قبل از بلوک به معامله بلوک است و به صورت فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{Total impact} = \frac{p_t - p_{t-5}}{p_{t-5}} \quad \text{رابطه (۷)}$$

به صورت متوسط ماهانه محاسبه می‌کنیم.

متغیرهای کنترلی

۱. حجم معاملات بلوک

برای بدست آوردن این متغیر براساس کارهای مطالعاتی سار و ایبیکونله (۲۰۱۷) الزهرانی و همکاران (۲۰۱۳) و فرینو و همکاران (۲۰۰۷) باید حجم معاملات بلوکی را در اختیار داشته

باشیم. و این متغیر برابر است با لگاریتم طبیعی تعداد سهام معامله شده در هر معامله بلوک است. بر اساس فرض ثابت شده که اندازه به محتوای اطلاعاتی یک معامله مربوط می‌شود (کراوس و استول، ۱۹۷۲؛ چان و لاکونیشوک، ۱۹۹۷). متوسط ماهانه تعداد سهام معامله شده در هر معامله بلوک برابر است با InSize که انتظار داریم اگر متوسط ماهانه حجم معاملات بلوکی بیشتر باشد اثرات قیمت خرید (فروش) متناسب با آن مثبت (منفی) باشد.

۲. نوسان پذیری سهام

منظور از نوسانات در پژوهش حاضر، انحراف استاندارد بازده سهام در روز معاملاتی قبل از معامله بلوک است. برای بدست آوردن آوردن این متغیر انحراف استاندارد بازدهی هر معامله در روز قبل از معامله بلوکی محاسبه می‌کنیم و به عنوان نوسانات بازده سهم قبل از روز معامله بلوکی در نظر می‌گیریم.

$$R_t = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right) \quad \text{رابطه (۸)}$$

$$\text{Volatility} = \text{SD}(R_t) \quad \text{رابطه (۹)}$$

افزایش نوسانات یک سهم ریسک بازار خود را افزایش خواهد داد، که منجر به اسپردهای بزرگ‌تر و همچنین تاثیر بیشتر بر قیمت می‌شود. از آنجا که مطالعات قبلی نیز نشان می‌دهد که تقاضای سرمایه‌گذار برای جبران خسارت متناظر با ریسک سهام است (الزهرانی و همکاران، ۲۰۱۳؛ چان و لاکونیشوک، ۱۹۹۷؛ فرینو و همکاران، ۲۰۰۷)، بنابراین ما انتظار یک رابطه مثبت (منفی) بین تاثیر قیمت خرید (فروش) بلوکی و نوسانات را داریم.

۳. BAS

متغیر BAS در این پژوهش که نشان‌دهنده اسپرد پیشنهادی خرید و فروش می‌باشد برابر است، اختلاف قیمت پیشنهادی برای هر معامله بلوکی است که معیار دیگر نقدشوندگی می‌باشد و به صورت رابطه زیر است:

$$BAS = \frac{(high-low)}{2} / (high+low) \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

که در رابطه بالا منظور از high بالاترین قیمت پیشنهادی برای فروش معامله بلوکی و low پایین‌ترین قیمت پیشنهادی برای خرید معامله بلوکی است که با استفاده از رابطه بالا اسپرد پیشنهادی خرید و فروش را محاسبه می‌کنیم

۴. بازده بازار

بازده بازار برابر است با بازده شاخص ۵۰ شرکت که شرکت‌های نمونه پژوهش را پوشش دهد، در روز معاملات بلوکی است. که متوسط آن را به صورت ماهانه حساب می‌کنیم.

$$\text{Market return} = \ln\left(\frac{\text{شاخص}_t}{\text{شاخص}_{t-1}}\right) \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

پس از تعریف متغیرهای پژوهش، نوع هر کدام و شیوه به دست آوردن هر یک به سراغ مدل‌های مورد استفاده برای آزمون فرضیه‌ها خواهیم رفت:

بررسی رابطه تعداد معاملات بلوکی و تعداد معاملات آگاهانه

برای دانستن این موضوع که معامله‌گران آگاه برای استفاده از اطلاعات خصوصی که در اختیار دارند از چه نوع معامله‌ای بهره می‌برند با توجه به کار مطالعاتی سان و ایبیکونله (۲۰۱۷) از رگرسیون تک متغیره زیر استفاده می‌کنیم که ارتباط بین تعداد معاملات آگاهانه در روزهای معاملات بلوکی به صورت ماهانه با تعداد معاملات بلوکی ماهانه را بررسی می‌کند.

$$\ln(\#Block\ trades_{it}) = \alpha_{it} + \beta \ln(\#Informed\ trades_{it}) + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

بررسی رابطه اثر قیمتی و احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی

در نهایت برای بررسی رابطه بین احتمال معاملات آگاهانه در روزهای معاملات بلوکی و انواع اثر قیمتی معاملات بلوکی از رابطه زیر استفاده می‌کنیم. این رابطه را برای خرید، فروش و کل معاملات بلوکی در نظر می‌گیریم. این رابطه برای بررسی این است که آیا اطلاعات از طریق معاملات بلوکی در قیمت منظور می‌شود یا خیر.

$$\text{price impact}_{it} = \alpha_{it} + B_1 PIN_{it} + B_2 \ln Size_{it} + B_3 Volatility_{it} + B_4 Market\ return_{it} + B_5 BAS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

در رابطه بالا منظور از price impact سه حالت اثر قیمتی (دائمی، کل و موقت) می‌باشد که در بالا به تفصیل مورد بررسی قرار گرفت. همچنین این رابطه را برای خرید، فروش و کل معاملات بلوکی محاسبه کرده است.

بررسی اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی و ساعات معاملات

برای بررسی این موضوع که اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی که در کدام تایم بازار بیشترین تاثیر را دارد. از رگرسیون زیر بهره می‌گیریم که متغیرهای DUM در بخش متغیرهای مستقل توضیح داده شده است.

رابطه (۱۴)

$$price\ impact_{permanent\ it} = \alpha_{it} + DUM_{1it} + DUM_{2it} + DUM_{3it} + \varepsilon$$

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

آمار توصیفی متغیرهای وابسته

آمار توصیفی اثر قیمتی خریدهای بلوکی

جدول ۲. آمار توصیفی اثر قیمتی خرید بلوکی

اثر قیمتی کل	اثر قیمتی موقت	اثر قیمتی دائمی	
۰/۰۰۳۹۲۹	-۰/۰۰۰۵۱۰	۰/۰۰۳۳۹۴	میانگین
۰/۰۰۳۶۰۴	-۰/۰۰۰۵۷۹	۰/۰۰۲۹۵۶	میانه
۰/۰۲۵۲۵۵	۰/۰۰۹۶۸۹	۰/۰۲۴۹۷۷	حداکثر
-۰/۰۰۸۷۸۰	-۰/۰۱۴۰۵۹	-۰/۰۰۶۳۲۷	حداقل
۰/۰۰۳۳۷۹	۰/۰۰۲۰۱۰	۰/۰۰۳۲۶۰	انحراف معیار
۰/۴۴۱۲۲۴	-۰/۱۳۳۴۰۱	۰/۳۵۲۱۴۳	چولگی
۴/۷۴۷۸۷۰	۱۱/۵۸۰۶۳	۳/۶۴۰۹۰۳	کشنیدگی

با توجه به جدول ۲ میانگین، میانه و انحراف معیار اثر قیمتی دائمی خریدهای بلوکی ۰/۰۰۳۳۹۴، ۰/۰۰۲۹۵۶ و ۰/۰۰۳۵۲۱۴ است. با توجه به جدول بالا میانگین، میانه و انحراف معیار

اثر قیمتی موقت خریدهای بلوکی ۰/۰۰۰۵۷۱-، ۰/۰۰۰۵۱-، و ۰/۰۰۲۰۱۰- است. با توجه به جدول بالا میانگین، میانه و انحراف معیار اثر قیمتی کل خریدهای بلوکی ۰/۰۰۳۹۲، ۰/۰۰۳۶۰۴ و ۰/۰۰۴۴۱۲۳ است.

آمار توصیفی اثر قیمتی فروش های بلوکی

جدول ۳. آمار توصیفی اثر قیمتی فروش بلوکی

اثر قیمتی کل	اثر قیمتی موقت	اثر قیمتی دائمی	
-۰/۰۰۱۵۳۸	۰/۰۰۰۳۴۶	-۰/۰۰۱۴۴۵	میانگین
-۰/۰۰۱۴۷۱	۰/۰۰۰۳۶۷	-۰/۰۰۱۰۳۴	میانه
۰/۰۱۴۴۳۸	۰/۰۰۷۲۴۲	۰/۰۱۹۳۶۸	حداکثر
-۰/۰۲۱۹۴۳	-۰/۰۰۸۸۴۴	-۰/۰۱۹۲۹۹	حداقل
۰/۰۰۴۳۱۲	۰/۰۰۱۵۸۴	۰/۰۰۴۷۰۷	انحراف معیار
-۰/۱۹۳۴۱۲	-۰/۹۳۷۴۵۳	-۰/۴۸۶۱۹۵	چولگی
۵/۹۱۳۱۵۴	۱۰/۲۳۰۶۷	۵/۵۳۷۲۴۵	کشدگی

با توجه به جدول ۳ میانگین، میانه و انحراف معیار اثر قیمتی دائمی فروش های بلوکی ۰/۰۰۱۴۴-، ۰/۰۰۱۰۳- و ۰/۰۰۴۷ است. با توجه به جدول بالا میانگین، میانه و انحراف معیار اثر قیمتی موقت فروش های بلوکی ۰/۰۰۰۳۴۶، ۰/۰۰۰۳۶۷ و ۰/۰۰۱۵۳۸ است. با توجه به جدول بالا میانگین، میانه و انحراف معیار اثر قیمتی کل فروش های بلوکی ۰/۰۰۳۹۲-، ۰/۰۰۳۶۰۴- و ۰/۰۰۴۴۱۲۳ است.

آمار توصیفی اثر قیمتی کل معاملات بلوکی

جدول ۴. آمار توصیفی اثر قیمتی کل معاملات بلوکی

اثر قیمتی کل	اثر قیمتی موقت	اثر قیمتی دائمی	
۰/۰۰۰۹۵۹	-۰/۰۰۰۰۷۴۰۴	۰/۰۰۰۹۲۴	میانگین
۰/۰۰۰۹۶۰	۰/۰۰۰۰۰۷۰۸	۰/۰۰۰۸۶۶	میانه
۰/۰۱۱۰۲۸	۰/۰۰۵۳۱۲	۰/۰۰۸۸۵۶	حداکثر
-۰/۰۰۵۹۲۸	-۰/۰۰۹۲۷۲	-۰/۰۱۵۳۹۵	حداقل

انحراف معیار	اثر قیمتی دائمی	اثر قیمتی موقت	اثر قیمتی کل
۰/۰۰۱۵۲۰	۰/۰۰۳۳۹۶	۰/۰۰۲۰۶۳	
۰/۸۴۱۰۳۵	-۵/۲۲۳۰۶۱	۰/۳۴۳۶۵۷	
۷/۷۱۹۷۹۷	۶۹/۳۰۸۵۶	۵/۴۱۳۵۹۱	

با توجه به جدول ۴ میانگین، میانه و انحراف معیار اثر قیمتی دائمی بلوکی ۰/۰۰۰۸۸، ۰/۰۰۰۷۶۶ و ۰/۰۰۱۵۲۰ است. با توجه به جدول بالا میانگین، میانه و انحراف معیار اثر قیمتی موقت بلوکی ۰/۰۰۰۰۰۷، -۰/۰۰۰۰۰۰۷ و ۰/۰۰۳۳۹ است. با توجه به جدول بالا میانگین، میانه و انحراف معیار اثر قیمتی کل بلوکی ۰/۰۰۰۹۵، ۰/۰۰۰۰۹۶ و ۰/۰۰۲۰۶۳ است.

آمار توصیفی متغیرهای مستقل آمار توصیفی متغیرهای خرید بلوکی

جدول ۵. آمار توصیفی متغیرهای خرید بلوکی

VOLATILITY	SIZE	BAS	MARKET_RETURN	PIN	
۰/۰۰۳۶۰۶	۱۳/۶۱۶۵۱	۰/۰۰۴۲۰۹	۰/۰۰۱۸۷۷	۰/۲۷۳۰۹۶	میانگین
۰/۰۰۲۹۹	۱۳/۵۱۱۳۱	۰/۰۰۲۵۲۶	۰/۰۰۱۳۴۹	۰/۲۷۳۰۰۶	میانه
۰/۰۳۹۷۳	۱۷/۱۶۲۹۱	۰/۰۹۵۸۵۸	۰/۰۴۲۱۸۶	۰/۶۱۱۴۵۱	حداکثر
۰/۰۰۱۰۸۶	۱۰/۸۹۵۴۱	۰/۰۰۰۵۸۳	-۰/۰۱۳۲۷	۰/۰۵۸۹۰۳	حداقل
۰/۰۰۲۴۶۹	۱/۴۱۵۶۰۸	۰/۰۰۷۹۱۷	۰/۰۰۶۷۶۹	۰/۰۷۴۷۶۱	انحراف معیار
۸/۴۲۵۸۹۲	۰/۳۵۵۵۰۵	۷/۴۴۳۵۰۱	۱/۲۴۵۱۵۷	۰/۴۶۸۳۸۷	چولگی
۱۱۹/۰۳۱۹	۲/۶۹۲۸۸	۶۹/۵۱۷۹۷	۶/۸۷۷۱۵۲	۴/۹۷۳۵۳۸	کشیدگی

آمار توصیفی متغیرهای فروش بلوکی

جدول ۶. آمار توصیفی متغیرهای فروش بلوکی

VOLATILITY	SIZE	BAS	MARKET_RETURN	PIN	
۰/۰۰۳۵۴۸	۱۳/۵۸۵۷۷	۰/۰۰۳۵۴۶	۰/۰۰۱۳۴۲	۰/۲۵۷۷۳	میانگین
۰/۰۰۳۰۵۷	۱۳/۴۰۰۹۶	۰/۰۰۲۲۳۹	۰/۰۰۰۹۹۹	۰/۲۶۵۷۴۸	میانه

VOLATILITY	SIZE	BAS	MARKET_RETURN	PIN	
۰/۰۲۸۰۲۷	۱۶/۹۵۲۴۸	۰/۰۵۳۱۶۶	۰/۰۲۷۹۵۸	۰/۵۷۷۸۸۱	حداکثر
۰/۰۰۱۲۳۵	۱۱/۰۳۷۰۵	۰/۰۰۰۳۱۵	-۰/۰۱۸۱۴۲	۰/۰۶۳۸۸۲	حداقل
۰/۰۰۲۰۰۲	۱/۳۸۳۶۱۴	۰/۰۰۵۱۳۸	۰/۰۰۶۶۹۳	۰/۰۶۷۳۱۹	انحراف معیار
۵/۳۶۷۲۷۶	۰/۴۰۰۸۸۱	۵/۶۳۸۴۲۹	۰/۷۷۸۳۷۴	-۰/۰۶۴۳۸۲	چولگی
۶۰/۴۷۳۶۲	۲/۷۲۶۷۱۶	۴۲/۹۸۵۱۶	۰/۷۷۸۳۷۴	۴/۶۴۳۹۹۱	کشیدگی

آمار توصیفی متغیرهای کل معاملات بلوکی

جدول ۷. آمار توصیفی متغیرهای کل معاملات بلوکی

VOLATILITY	SIZE	BAS	MARKET_RETURN	PIN	
۰/۰۰۳۵۷۶	۱۳/۶۰۹۹۸	۰/۰۰۳۹۱۶	۰/۰۰۱۶۳۲	۰/۲۶۰۹۳۵	میانگین
۰/۰۰۳۰۵۸	۱۳/۴۵۱۰۷	۰/۰۰۲۴۴۸	۰/۰۰۱۲۳۶	۰/۲۶۳۲۳	میانه
۰/۰۲۲۴۷۸	۱۷/۰۷۱۱۶	۰/۰۶۴۹۷۹	۰/۰۲۳۹۱۸	۰/۵۰۳۷۶	حداکثر
۰/۰۰۱۲۲	۱۰/۹۸۴۴۲	۰/۰۰۰۴۱۸	-۰/۰۱۲۹۱۱	۰/۰۶۴۰۴۴	حداقل
۰/۰۰۱۸۳۴	۱/۳۷۶۶۷۹	۰/۰۰۵۱۰۸	۰/۰۰۶۰۳۱	۰/۰۵۸۱۹۴	انحراف معیار
۳/۶۲۷۱۹۴	۰/۳۷۱۴۱۷	۶/۰۸۶۳۹۱	۰/۹۱۸۵۵۸	۰/۳۱۳۷۶۸	چولگی
۳۱/۷۷۶۰۷	۲/۷۰۰۲۸۲	۵۹/۴۲۷۶۹	۴/۵۱۲۵۱۳	۴/۷۹۰۴۹۸	کشیدگی

روش جمع آوری داده‌ها

داده‌هایی که در این پژوهش بررسی کردیم را می‌توان به چند دسته طبقه‌بندی کنیم. مهم‌ترین آن‌ها شامل داده‌های درون روزی، شاخص ۵۰ شرکت فعال است.

داده‌های درون روزی:

داده درون روزی معاملات عبارتند از کلیه اطلاعات معاملاتی روزانه سهام شرکت‌های نمونه مثل زمان انجام هر معامله، شماره هر معامله، قیمت انجام هر معامله، حجم هر معامله، قیمت سفارشات خرید و فروش است. این اطلاعات معاملاتی را در بازه زمانی موردنظر، از طریق ماژول <https://pypi.org/project/finpy-tse/> جمع‌آوری شده است. این ماژول با هدف

دسترسی به اطلاعات مربوط به سهام بورس ایران در محیط برنامه‌نویسی پایتون توسعه یافته است. از ویژگی مهم این ماژول قابلیت دسترسی به سابقه داده‌های درون‌روز یک نماد شامل عمق بازار و ریز معاملات است.

داده‌های روزانه:

بازدهی شاخص ۵۰ شرکت است که از این داده‌ها برای محاسبه متغیر مدل مورد استفاده قرار گیرد. برای دسترسی به این داده‌ها از پایگاه داده شرکت مدیریت فناوری بورس اوراق بهادار استفاده می‌کنیم. برای تجزیه و تحلیل آماری نیز از نرم افزارهایی مانند EViews استفاده خواهیم کرد.

تجزیه و تحلیل اطلاعات

در ابتدا اطلاعات مربوط به تمام سهام‌های مورد نظر جمع‌آوری شده است. سپس براساس الگوی لی و ردی معاملات را به خرید و فروش طبقه‌بندی می‌کنیم و تعداد معاملات خرید و فروش در هر روز ورودی مدل برای محاسبه مدل PIN (احتمال معاملات خصوصی) به صورت ماهانه است. سپس براساس کار فرینو به تشخیص معاملات بلوکی خواهیم پرداخت که براساس الگوی لی و ردی به خرید و فروش طبقه‌بندی خواهند شد. در ادامه فرضیه‌های این پژوهش را مورد آزمون قرار خواهیم داد که در ابتدا رابطه بین تعداد معاملات آگاهانه و تعداد معاملات بلوکی را به صورت ماهانه بررسی می‌کنیم. سپس به بررسی رابطه بین معامله آگاهانه و انواع اثر قیمتی خرید، فروش و کل معاملات بلوکی می‌پردازیم. در نهایت رابطه بین اثر قیمتی معاملات بلوکی و ساعات عادی معاملات را بررسی می‌کنیم. در انتها نیز نتایج تحلیل رگرسیون برای بررسی روابط بین متغیرهای وابسته و متغیرهای مستقل ارائه خواهد شد. روابط بین متغیرها را به صورت ماهانه بررسی می‌کنیم.

بررسی ارتباط بین تعداد معاملات بلوکی و تعداد معاملات آگاهانه

برای بررسی این موضوع که معامله‌گران آگاه برای استفاده از اطلاعات خصوصی که در اختیار دارند از چه نوع معامله‌ای استفاده می‌کنند از رگرسیون زیر استفاده کرده است.

$$\ln(\#Block\ trades_{it}) = \alpha + \beta \ln(\#Informed\ trades_{it}) + \varepsilon \quad (۱۵)$$

جدول ۸. تخمین رابطه بین تعداد معاملات بلوکی و تعداد معاملات آگاهانه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
NUMBER_INFORMED	۱/۰۰۴۳۴۳	۰/۱۳۷۳۹۷	۷/۳۰۹۸۱۳	۰/۰۰۰۰
C	۲/۹۳۱۰۵۱	۰/۱۴۶۱۱۹	۲۰/۰۵۹۳۴	۰/۰۰۰۰
۰/۴۵۳۶۰۱	R-squared	۸/۸۱۴۴۰۳	F-statistic	
۰/۴۰۲۱۴۰	Adjusted R-squared	۰/۰۰۰۰۰۰	Prob(F-statistic)	
			۱/۶۹۹۲۴۰	Durbin-Watson stat

همان گونه که نتایج بالا نشان می دهد، ضریب تعداد معاملات آگاهانه در روزهای معاملات بلوکی ۱/۰۰۴۳ بوده و که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. ضریب تعیین تعدیل شده مدل ۴۰ درصد است بدین ترتیب می توان گفت تعداد معاملات آگاهانه در روزهای معاملات بلوکی به تنهایی قادر به توضیح ۴۰ درصد از تغییرات تعداد معاملات بلوکی و مدل در حالت کلی معنا دار است. با توجه به اینکه آماره t برای تعداد معاملات آگاهانه در روزهای معاملات بلوکی ۷/۳۰۹۸ است. علامت ضریب تعداد معاملات آگاهانه بالا بیانگر این است که معامله گران آگاه برای استفاده از اطلاعات خصوصی که در اختیار دارند از معاملات بزرگ (بلوکی) استفاده می کنند.

بنابراین رابطه بین تعداد معاملات بلوکی و تعداد معاملات آگاهانه مثبت و معنادار است. رابطه کلی آن به صورت زیر است:

$$\ln(\#Block\ trades_{it}) = 2/931 + 1/0043 \ln(\#Informed\ trades_{it}) + \varepsilon$$

بررسی ارتباط بین انواع اثر قیمتی خرید بلوکی و معاملات آگاهانه

$$price\ impact_{buy_{it}} = \alpha_{it} + B_1 PIN_{it} + B_2 \ln Size_{it} + B_3 Volatility_{it} + B_4 Market\ return_{it} + B_5 BAS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۱۶)}$$

بررسی ارتباط اثر قیمت دائمی خرید بلوکی و معاملات آگاهانه

$$price\ impact_{permanent_{it}} = \alpha_{it} + B_1 PIN_{it} + B_2 \ln Size_{it} + B_3 Volatility_{it} + B_4 Market\ return_{it} + B_5 BAS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۱۷)}$$

نتایج بررسی اثر قیمت دائمی خرید بلوکی و احتمال معامله آگاهانه مطابق رابطه ۱۷ به صورت جدول زیر بدست آمده است.

جدول ۹. تخمین رابطه بین اثر قیمت دائمی خرید بلوکی و احتمال معاملات آگاهانه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
PIN	۰/۰۰۷۸۳۸	۰/۰۰۲۱۶۸	۳/۶۱۴۳۲۶	۰/۰۰۰۳
MARKET_RETURN	۰/۰۹۳۰۹۱	۰/۰۲۲۶۴۲	۴/۱۱۱۳۷۰	۰/۰۰۰۰
BAS	-۰/۰۳۲۶۴۲	۰/۰۲۰۱۵۹	-۱/۶۱۹۲۱۹	۰/۱۰۶۳
SIZE	۰/۰۰۲۵۹۸	۰/۰۰۰۷۶۱	۳/۴۱۴۵۱۸	۰/۰۰۰۷
VOLATILITY	۰/۱۶۹۹۹۵	۰/۰۷۲۲۹۸	۲/۳۵۱۳۱۶	۰/۰۱۹۳
C	-۰/۰۳۴۷۳۱	۰/۰۱۰۲۱۶	-۳/۳۹۹۵۰۹	۰/۰۰۰۸
F-statistic	R-squared		۴/۳۷۱۰۱۵	
Prob(F-statistic)	Adjusted R-squared		۰/۰۰۰۰۰۰	
Durbin-Watson stat			۲/۰۲۰۶۳۶	

همان گونه که نتایج جدول ۹ نشان می دهد، ضریب احتمال معامله آگاهانه برابر ۰/۰۰۷۸ بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای احتمال معامله آگاهانه برابر ۳/۶۱ است. علامت ضریب احتمال معامله آگاهانه بیانگر این موضوع است که اثر قیمت دائمی خرید معاملات بلوکی با احتمال معاملات آگاهانه رابطه مثبت و معنی دار دارد. ضریب بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۰/۰۹۳۰۹۱ بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۴/۱۱۱ است. علامت ضریب بازده شاخص ۵۰ بیانگر این موضوع است که اثر قیمت دائمی خرید معاملات بلوکی با بازده شاخص ۵۰ شرکت رابطه مثبت و معنی دار دارد. ضریب تعداد سهام معامله شده برابر ۰/۰۰۲ بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای تعداد سهام معامله شده برابر ۳/۴۱ می باشد. علامت ضریب تعداد سهام معامله شده نشان می دهد در صورتی که تعداد سهام معامله شده در معامله خرید بلوک زیاد باشد اثر قیمت دائمی آن بیشتر است که این نتایج با ادبیات پژوهش هم خوانی دارد. ضریب نوسان پذیری سهم برابر ۰/۱۶۹۹ بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. همچنین علامت متغیر نوسان پذیری سهم نشان می دهد در صورتی که نوسان پذیری سهم قبل از معامله بلوکی زیاد باشد اثر قیمت دائمی خرید بلوکی هم تاثیر بیشتری خواهد داشت. با توجه به مدل

بالا آماره اسپرد پیشنهادی خرید و فروش بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد بنابراین رابطه معناداری بین اسپرد پیشنهادی خرید و فروش و اثر قیمت دائمی خرید بلوکی وجود ندارد. مدل در حالت کلی معنادار می‌باشد و ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۲۵ و بدین ترتیب می‌توان گفت ۲۵ درصد از متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل قابل توضیح هستند.

بررسی ارتباط اثر قیمت کل خرید بلوکی و معاملات آگاهانه

$$price\ impact_{Total_{it}} = \alpha_{it} + B_1 PIN_{it} + B_2 \ln Size_{it} + B_3 Volatility_{it} + B_4 Market\ return_{it} + B_5 BAS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۱۸)}$$

جدول ۱۰. تخمین رابطه بین اثر قیمت کل خرید بلوکی و احتمال معاملات آگاهانه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
PIN	۰/۰۰۵۵۱۰	۰/۰۰۲۳۳۷	۲/۳۵۷۵۴۸	۰/۰۱۹۰
MARKET_RETURN	۰/۰۷۴۵۶۷	۰/۰۲۴۳۳۷	۳/۰۶۳۸۹۸	۰/۰۰۲۴
BAS	-۰/۰۰۵۶۷۹	۰/۰۲۱۷۸۶	-۰/۲۶۰۶۹۳	۰/۷۹۴۵
SIZE	۰/۰۰۲۲۴۵	۰/۰۰۰۸۱۹	۲/۷۴۱۳۳۱	۰/۰۰۶۴
VOLAILITY	۰/۱۹۲۵۴۷	۰/۰۷۸۱۲۳	۲/۴۶۴۶۶۵	۰/۰۱۴۲
C	-۰/۰۲۸۹۲۲	۰/۰۱۰۹۹۳	-۲/۶۳۰۸۷۵	۰/۰۰۸۹
F-statistic	R-squared		۳/۴۹۸۲۰۱	۰/۲۷۶۹۸۰
Prob(F-statistic)	Adjusted R-squared		۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۱۹۷۸۰۲
Durbin-Watson stat			۲/۱۲۴۸۰۵	

بر اساس نتایج جدول ۱۰ ضریب احتمال معامله آگاهانه برابر ۰/۰۰۵۵ بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای احتمال معامله آگاهانه برابر ۲/۳۵۷ است. علامت متغیر احتمال معامله آگاهانه بیانگر این موضوع است در صورتی که احتمال معامله آگاهانه افزایش یابد اثر قیمت کل خرید بلوکی نیز زیاد می‌شود، این رابطه در مقایسه با اثر قیمت دائمی خرید بلوکی شدت کمتری دارد. ضریب بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۰/۰۷۴ بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۳/۰۶۳ است. همچنین با توجه به علامت ضریب بازده شاخص ۵۰ شرکت می‌توان به این نتیجه رسید رابطه این متغیر با اثر قیمت کل خرید بلوکی مثبت است. ضریب تعداد سهام معامله شده برابر ۰/۰۰۲

بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای تعداد سهام معامله شده برابر $۲/۷۴۱$ می باشد. علامت ضریب تعداد سهام معامله شده در تخمین بالا نشان می دهد که اثر قیمت کل خرید بلوکی با تعداد سهام معامله شده در هر خرید بلوکی رابطه مثبت دارد؛ به عبارت دیگر، در هر معامله خرید بلوکی هر چه تعداد سهام معامله شده بیشتر باشد اثر قیمت کل خرید بلوکی نیز افزایش می یابد. با توجه به تخمین معادله رگرسیونی بالا ضریب نوسان پذیری سهم برابر $۰/۱۹۲۵$ بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای نوسان پذیری برابر $۲/۴۶۴$ است. علامت ضریب متغیر نوسان پذیری سهم نشان می دهد هر چه سهم از نوسان پذیری بالای برخوردار باشد اثر قیمت کل خرید بلوکی بیشتر می شود. با توجه به مدل بالا آماره اسپرد پیشنهادی خرید و فروش بیشتر از $۰/۰۵$ می باش بنابراین رابطه معناداری بین اسپرد پیشنهادی خرید و فروش و اثر دائمی خرید بلوکی وجود ندارد.

مدل در حالت کلی معنادار است و ضریب تعیین تعدیل شده برابر با $۰/۱۹۷$ و بدین ترتیب می توان گفت ۲۰ درصد از متغیرهای وابسته توسط متغیرهای مستقل قابل توضیح هستند.

بررسی ارتباط اثر قیمت موقت خرید بلوکی و معاملات آگهانه

$$price\ impact_{Temporary_{it}} = \alpha_{it} + B_1 PIN_{it} + B_2 lnSize_{it} + B_3 Volatility_{it} + B_4 Market\ return_{it} + B_5 BAS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۹)$$

جدول ۱۱. تخمین رابطه بین اثر قیمت موقت خرید بلوکی و احتمال معاملات آگهانه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
PIN	۰/۰۰۳۱۰۲	۰/۰۰۱۴۵۳	۲/۱۳۴۲۷۴	۰/۰۳۳۵
MARKET_RETURN	۰/۰۴۳۴۴۱	۰/۰۱۵۲۸۰	۲/۸۴۲۹۲۲	۰/۰۰۴۷
BAS	۰/۰۳۳۵۶۵	۰/۰۱۳۵۵۸	۲/۴۷۵۶۰۲	۰/۰۱۳۸
SIZE	۰/۰۰۱۴۹۱	۰/۰۰۰۵۱۰	۲/۹۲۲۴۶۰	۰/۰۰۳۷
VOLATILITY	-۰/۰۰۷۲۴۴	۰/۰۴۸۹۱۲	-۰/۱۴۸۰۹۶	۰/۸۸۲۴
C	-۰/۰۲۱۷۴۴	۰/۰۰۶۸۵۲	-۳/۱۷۳۲۸۵	۰/۰۰۱۶
F-statistic	R-squared		۲/۵۸۸۸۴۹	۰/۲۲۱۳۸۱
Prob(F-statistic)	Adjusted R-squared		۰/۰۰۰۰۰۳	۰/۰۰۲۰۲۰
Durbin-Watson stat			۲/۳۴۸۵۳۳	

همان گونه که نتایج تخمین معادله رگرسیونی بالا نشان می‌دهد، ضریب احتمال معامله آگاهانه برابر ۰/۰۳۱ بوده که به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آماره t برای احتمال معامله آگاهانه برابر ۲/۱۳۴ است. با توجه به علامت ضریب متغیر احتمال معامله آگاهانه می‌توان به این نتیجه رسید که رابطه این متغیر با اثر قیمت موقت خرید بلوکی مثبت و معنادار است، ضریب بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۰/۰۴۳ بوده که به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آماره t برای این متغیر برابر ۲/۸۴۲ است. علامت ضریب این متغیر بیانگر این موضوع است که اثر موقت خرید معاملات بلوکی با بازده بازار رابطه مستقیم دارد. ضریب تعداد سهام معامله شده برابر ۰/۰۱۴ بوده که به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آماره t برای تعداد سهام معامله شده برابر ۲/۹۲۲ می‌باشد. با توجه به علامت متغیر تعداد سهام معامله شده در هر معامله خرید بلوکی می‌توان نتیجه‌گیری کرد هر چه تعداد سهام معامله شده در خرید بلوکی بیشتر باشد اثر قیمت موقت خرید بلوکی شدت بیشتری خواهد داشت. ضریب اسپرد پیشنهادی خرید و فروش برابر ۰/۰۳۳ بوده که به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آماره t برای این متغیر برابر ۲/۴۷۵ است. علامت ضریب اسپرد پیشنهادی خرید و فروش بیانگر این موضوع است که اثر موقت خرید معاملات بلوکی با اسپرد پیشنهادی خرید و فروش رابطه مثبت و معنادار دارد. با توجه به مدل بالا آماره نوسان‌پذیری بیشتر از ۰/۰۵ است بنابراین رابطه معناداری بین نوسان‌پذیری و اثر موقت خرید بلوکی وجود ندارد.

مدل در حالت کلی معنادار بوده و ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۱۳۵۸ است و بدین ترتیب می‌توان گفت ۱۴ درصد از متغیرهای وابسته توسط متغیرهای مستقل قابل توضیح هستند.

بررسی ارتباط بین انواع اثر قیمتی فروش بلوکی و معاملات آگاهانه

$$price\ impact_{sell_{it}} = \alpha_{it} + B_1 PIN_{it} + B_2 \ln Size_{it} + B_3 Volatility_{it} + B_4 Market\ return_{it} + B_5 BAS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۲۰)}$$

بررسی ارتباط اثر قیمت دائمی فروش بلوکی و معاملات آگاهانه

$$price\ impact_{permanent_{it}} = \alpha_{it} + B_1 PIN_{it} + B_2 \ln Size_{it} + B_3 Volatility_{it} + B_4 Market\ return_{it} + B_5 BAS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۲۱)}$$

نتایج بررسی اثر قیمت دائمی فروش بلوکی و احتمال معامله آگاهانه مطابق رابطه ۲۱ به صورت جدول زیر بدست آمده است.

جدول ۱۲. تخمین رابطه بین اثر قیمت دائمی فروش بلوکی و احتمال معاملات آگاهانه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
PIN	-۰/۰۱۰۵۳۰	۰/۰۰۴۰۱۳	-۲/۶۲۴۱۷۴	۰/۰۰۹۱
MARKET_RETURN	۰/۱۰۷۱۷۵	۰/۰۳۶۴۲۶	۲/۹۴۲۳۱۴	۰/۰۰۳۵
BAS	-۰/۰۵۲۳۴۹	۰/۰۵۱۷۱۲	-۱/۰۱۲۳۳۳	۰/۳۱۲۱
SIZE	-۰/۰۰۳۹۲۱	۰/۰۰۱۲۳۶	-۳/۱۷۱۳۳۷	۰/۰۰۱۷
VOLATILITY	-۰/۵۰۸۷۵۵	۰/۱۷۳۹۳۸	-۲/۹۲۴۹۳۰	۰/۰۰۳۷
C	۰/۰۵۶۵۵۸	۰/۰۱۶۶۶۶	۳/۳۹۳۵۴۱	۰/۰۰۰۸
F-statistic	R-squared		۳/۷۷۲۷۷۵	
Prob(F-statistic)	Adjusted R-squared		۰/۰۰۰۰۰۰	
Durbin-Watson stat			۲/۲۱۳۴۰۵	

همان گونه که نتایج بالا نشان می دهد، ضریب احتمال آگاهانه برابر ۰/۰۱۰۵- بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای احتمال معامله آگاهانه برابر ۲/۶۲۴- است. علامت ضریب این متغیر نشان می دهد در صورتی که احتمال معامله آگاهانه در روز معامله فروش بلوکی بیشتر باشد اثر قیمت دائمی فروش بلوکی منفی تر خواهد بود و یک رابطه معکوس بین این دو متغیر وجود دارد دلیل این موضوع این می باشد بعد از انجام معامله فروش بلوکی قیمت سهم کاهش می یابد و میانگین اثر دائمی فروش بلوکی منفی است، همچنین رابطه این دو متغیر در مقایسه با رابطه آن در خرید بلوکی کمتر است چرا که خرید بلوکی بیشتر هدف اطلاعاتی دارد و فروش ممکن است با هدف تامین نقدینگی انجام شود. ضریب بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۰/۱۰۷۱۷ بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۲/۹۴۲ است. علامت ضریب این متغیر بیانگر این موضوع است که اثر دائمی فروش معاملات بلوکی با بازده شاخص ۵۰ شرکت رابطه مثبت و معنادار دارد و اگر بازده شاخص ۵۰ شرکت منفی تر باشد اثر قیمت دائمی فروش بلوکی نیز منفی تر خواهد بود. ضریب تعداد سهام معامله شده برابر ۰/۰۰۴۰- بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای تعداد سهام معامله شده برابر ۳/۱۷۱- است. علامت ضریب این متغیر هر چه تعداد سهام معامله شده در فروش بلوکی بیشتر باشد اثر قیمت دائمی فروش بلوکی منفی تر خواهد بود. ضریب

نوسان‌پذیری برابر ۰/۵۰۸- بوده که به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آماره t برای نوسان‌پذیری برابر ۲/۹۲۴- است. علامت ضریب این متغیر بیانگر این موضوع است در صورتی که نوسان‌پذیری سهم قبل از معامله فروش بلوکی زیاد باشد اثر قیمت دائمی فروش بلوکی منفی‌تر خواهد بود. با توجه به مدل بالا آماره اسپرد پیشنهادی خرید و فروش بیشتر از ۰/۰۵ است بنابراین رابطه معناداری بین اسپرد پیشنهادی خرید و فروش و اثر دائمی فروش بلوکی وجود ندارد.

مدل در حالت کلی معنادار و ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۲۰۷۱ است و بدین ترتیب می‌توان گفت ۲۱ درصد از متغیرهای وابسته توسط متغیرهای مستقل قابل توضیح هستند.

بررسی ارتباط اثر قیمت کل فروش بلوکی و معاملات آگاهانه

$$price\ impact_{Total_{it}} = \alpha_{it} + B_1 PIN_{it} + B_2 \ln Size_{it} + B_3 Volatility_{it} + B_4 Market\ return_{it} + B_5 BAS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۲۲)}$$

جدول ۱۳. تخمین رابطه بین اثر قیمت کل فروش بلوکی و احتمال معاملات آگاهانه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
PIN	-۰/۰۰۶۸۵۶	۰/۰۰۳۱۲۷	-۲/۱۹۱۸۵۲	۰/۰۳۱۹
MARKET_RETURN	۰/۰۸۳۸۱۱	۰/۰۳۰۸۰۵	۲/۷۲۰۶۹۳	۰/۰۰۶۹
BAS	۰/۰۰۰۹۳۴	۰/۰۴۳۵۳۰	۰/۰۲۱۴۵۷	۰/۹۸۲۹
SIZE	-۰/۰۰۲۷۳۳	۰/۰۰۱۰۵۹	-۲/۵۸۰۸۹۱	۰/۰۱۰۳
VOLATILITY	-۰/۵۲۲۱۸۵	۰/۱۴۷۱۴۷	-۲/۵۴۸۷۲۳	۰/۰۰۰۴
C	۰/۰۳۹۱۰۳	۰/۰۱۴۲۷۴	۲/۷۳۹۵۲۹	۰/۰۰۶۵
F-statistic	R-squared		۳/۱۰۱۷۶۹	۰/۲۵۷۸۱۳
Prob(F-statistic)	Adjusted R-squared		۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۱۷۴۵۷۳
Durbin-Watson stat			۲/۳۳۳۳۴۹	

همان‌گونه که نتایج بالا نشان می‌دهد، ضریب احتمال معامله آگاهانه برابر ۰/۰۰۶۸- بوده که به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آماره t برای احتمال معامله آگاهانه برابر ۲/۱۹۱- است. علامت ضریب این متغیر نشان می‌دهد در صورتی که احتمال معامله آگاهانه در روز فروش بلوکی بیشتر باشد اثر قیمت کل فروش بلوکی منفی‌تر خواهد شد. ضریب بازده شاخص ۵۰

شرکت برابر ۰/۰۸۳۸ بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۲/۷۲۰ است. علامت ضریب این متغیر بیانگر این موضوع است که اثر کل فروش معاملات بلوکی با بازده بازار رابطه مستقیم دارد. ضریب تعداد سهام معامله شده برابر ۰/۰۰۲۷- بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای تعداد سهام معامله شده برابر ۲/۵۸۰- است. علامت ضریب این متغیر بیانگر این موضوع است در صورتی که تعداد سهام معامله شده در فروش بلوکی بیشتر باشد اثر قیمت کل فروش بلوکی منفی تر می شود. ضریب نوسان پذیری برابر ۰/۵۲۲- بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای نوسان پذیری برابر ۳/۵۴۸- است. علامت ضریب این متغیر نشان می دهد در صورتی که نوسان پذیری سهم قبل از فروش بلوکی بیشتر باشد اثر قیمت کل فروش بلوکی منفی تر خواهد شد. با توجه به مدل بالا آماره اسپرد پیشنهادی خرید و فروش بیشتر از ۰/۰۵ است بنابراین رابطه معناداری بین اسپرد پیشنهادی خرید و فروش و اثر کل فروش بلوکی وجود ندارد.

مدل در حالت کلی معنادار و ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۱۷۴۵ است و بدین ترتیب می توان گفت ۱۷ درصد از متغیرهای وابسته توسط متغیرهای مستقل قابل توضیح هستند.

بررسی ارتباط اثر قیمت موقت فروش بلوکی و معاملات آگاهانه

$$price\ impact_{Temporary\ it} = \alpha_{it} + B_1 PIN_{it} + B_2 lnSize_{it} + B_3 Volatility_{it} + B_4 Market\ return_{it} + B_5 BAS_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲۳)$$

جدول ۱۴. تخمین رابطه بین اثر قیمت موقت فروش بلوکی و احتمال معاملات آگاهانه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
PIN	-۰/۰۰۱۶۸۵	۰/۰۰۱۳۱۷	-۱/۲۷۹۹۲۳	۰/۲۰۱۴
MARKET_RETURN	۰/۰۲۹۶۷۱	۰/۰۱۱۹۱۱	۲/۴۹۱۰۴۵	۰/۰۱۳۲
BAS	-۰/۰۳۷۹۶۲	۰/۰۱۶۹۰۷	-۲/۲۴۵۳۱۷	۰/۰۲۵۴
SIZE	-۰/۰۰۱۳۱۰	۰/۰۰۰۴۰۵	-۳/۲۳۴۱۲۱	۰/۰۰۱۳
VOLAILITY	-۰/۰۵۱۸۴۸	۰/۰۵۷۱۰۱	-۰/۹۰۸۰۱۲	۰/۳۶۴۵
C	۰/۰۱۸۹۰۵	۰/۰۰۵۴۶۱	۳/۴۶۱۴۸۱	۰/۰۰۰۶
F-statistic	R-squared		۲/۳۹۶۶۰۳	
Prob(F-statistic)	Adjusted R-squared		۰/۰۰۰۰۱۵	
Durbin-Watson stat			۲/۱۷۹۲۵۲	

با توجه به تخمین نتایج معادله رگرسیونی بالا ضریب احتمال معامله بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است بنابراین رابطه معناداری بین احتمال معامله آگاهانه و اثر موقت قیمت فروش بلوکی وجود ندارد. ضریب بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۰/۰۲۹ بوده که به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آماره t برای بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۲/۴۹۱ است. علامت ضریب این متغیر بیانگر این موضوع است که اثر موقت فروش معاملات بلوکی با بازده شاخص ۵۰ شرکت رابطه مثبت و معنادار دارد. ضریب تعداد سهام معامله شده برابر ۰/۰۰۱۳- بوده که به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آماره t برای تعداد سهام معامله شده برابر ۳/۲۳۴- می‌باشد. علامت ضریب تعداد سهام معامله شده بیانگر این موضوع که در صورتی تعداد سهام معامله شده در هر فروش بلوکی بیشتر باشد اثر قیمت موقت فروش بلوکی منفی‌تر خواهد شد. ضریب اسپرد پیشنهادی خرید و فروش برابر ۰/۰۳۷۹- بوده که به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آماره t برای اسپرد پیشنهادی خرید و فروش برابر ۲/۲۴۵- است. علامت ضریب این متغیر نشان می‌دهد در صورتی که اسپرد پیشنهادی خرید و فروش بیشتر باشد اثر قیمت موقت فروش بلوکی منفی‌تر خواهد شد. با توجه به مدل بالا آماره نوسان‌پذیری سهم بیشتر از ۰/۰۵ است بنابراین رابطه معناداری بین نوسان‌پذیری سهم و اثر موقت فروش بلوکی وجود ندارد.

مدل در حالت کلی معنادار بوده و ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۱۱۶ است و بدین ترتیب می‌توان گفت ۱۲ درصد از متغیرهای وابسته توسط متغیرهای مستقل قابل توضیح هستند.

بررسی ارتباط بین انواع اثر قیمتی معاملات بلوکی و معاملات آگاهانه

$$price\ impact_{total\ it} = \alpha_{it} + B_1 PIN_{it} + B_2 \ln Size_{it} + B_3 Volatility_{it} + B_4 Market\ return_{it} + B_5 BAS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۲۴)}$$

بررسی ارتباط اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی و معاملات آگاهانه

$$price\ impact_{permanent\ it} = \alpha_{it} + B_1 PIN_{it} + B_2 \ln Size_{it} + B_3 Volatility_{it} + B_4 Market\ return_{it} + B_5 BAS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۲۵)}$$

نتایج بررسی اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی و احتمال معامله آگاهانه مطابق رابطه ۲۵ به صورت جدول زیر بدست آمده است.

جدول ۱۵. تخمین رابطه بین اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی و احتمال معاملات آگاهانه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
PIN	۰/۰۰۲۹۶۷	۰/۰۰۱۴۵۴	۲/۰۴۰۶۷۹	۰/۰۴۲۰
MARKET_RETURN	۰/۰۵۰۵۲۶	۰/۰۱۳۲۰۴	۳/۸۲۶۵۱۸	۰/۰۰۰۲
BAS	۰/۰۲۲۹۲۴	۰/۰۱۶۳۹۳	۱/۳۹۸۴۲۵	۰/۱۶۲۹
SIZE	۰/۰۰۰۸۰۵	۰/۰۰۰۳۴۸	۲/۳۱۲۴۶۴	۰/۰۲۱۳
VOLATILITY	-۰/۱۳۱۰۱۱	۰/۰۶۰۲۰۳	-۲/۱۷۶۱۶۱	۰/۰۳۰۲
C	-۰/۰۱۰۵۴۶	۰/۰۰۴۶۹۹	-۲/۲۴۴۰۷۲	۰/۰۲۵۴
F-statistic	R-squared		۳/۵۰۷۷۸	
Prob(F-statistic)	Adjusted R-squared		۰/۰۰۰۰۱۰	
Durbin-Watson stat			۲/۱۳۰۹۳۵	

همان گونه که نتایج بالا نشان می‌دهد، ضریب احتمال معامله آگاهانه برابر ۰/۰۰۲۹ بوده که به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آماره t برای احتمال معامله آگاهانه برابر ۲/۰۴ است. با توجه به علامت ضریب احتمال معامله آگاهانه می‌توان نتیجه گرفت در صورتی که معامله‌گران آگاه از اطلاعات خصوصی استفاده کنند اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی افزایش پیدا می‌کند و یک رابطه مثبت بین دو متغیر موجود است، ضریب بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۰/۰۵۰۵ بوده که به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آماره t برای بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۳/۸۲ است. علامت متغیر نشان می‌دهد با افزایش بازده شاخص ۵۰ شرکت اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی نیز افزایش پیدا می‌کند. ضریب تعداد سهام معامله شده در معاملات بلوکی برابر ۰/۰۰۰۸ بوده که به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آماره t برای تعداد سهام معامله شده برابر ۲/۳۱۲ است. علامت ضریب تعداد سهام معامله شده نشان می‌دهد در صورتی که سهام معامله شده در معاملات بلوکی بیشتر باشد اثر دائمی قیمت آن معامله بلوکی نیز تاثیر بیشتری دارد. ضریب نوسان‌پذیری برابر ۰/۱۳۱- بوده که به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آماره t برای نوسان‌پذیری برابر ۲/۱۷- است. علامت ضریب نوسان‌پذیری بیانگر این موضوع است که اثر دائمی کل معاملات بلوکی با نوسان‌پذیری سهام رابطه معکوس دارد. ضریب اسپرد پیشنهادی خرید و فروش بزرگ‌تر از ۰/۰۵ است بنابراین بین اثر دائمی کل معاملات بلوکی و اسپرد پیشنهادی خرید و فروش ارتباط معناداری وجود ندارد.

مدل در حالت کلی معنادار بوده و ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۱۶۶ است و بدین ترتیب می‌توان گفت ۱۶ درصد از متغیرهای وابسته توسط متغیرهای مستقل قابل توضیح هستند.

بررسی ارتباط اثر قیمت کل معاملات بلوکی و معاملات آگاهانه

$$price\ impact_{Total\ it} = \alpha_{it} + B_1 PIN_{it} + B_2 \ln Size_{it} + B_3 Volatility_{it} + B_4 Market\ return_{it} + B_5 BAS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۲۶)}$$

جدول ۱۶. تخمین رابطه بین اثر قیمت کل معاملات بلوکی و احتمال معاملات آگاهانه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
PIN	۰/۰۰۳۴۱۹	۰/۰۰۱۹۷۳	۱/۷۳۲۴۵۸	۰/۰۰۸۴۱
MARKET_RETURN	۰/۰۰۸۱۴۱۷	۰/۰۰۱۷۹۶۳	۴/۵۳۲۴۳۵	۰/۰۰۰۰۰
BAS	-۰/۰۰۲۰۵۳۲	۰/۰۰۲۲۳۰۱	-۰/۹۲۰۶۵۵	۰/۳۵۷۹
SIZE	۰/۰۰۰۹۳۹	۰/۰۰۰۴۹۸	۱/۸۸۴۳۳۲	۰/۰۰۶۸۰
VOLATILITY	-۰/۰۰۲۱۷۹۶	۰/۰۰۸۱۹۰۳	-۰/۲۶۶۱۱۷	۰/۷۹۰۳
C	-۰/۰۰۱۲۷۰۲	۰/۰۰۰۶۳۹۱	-۱/۹۸۷۶۳۰	۰/۰۰۴۷۶
F-statistic	۰/۲۲۸۶۶۶	R-squared	۲/۷۵۳۹۱۰	
Prob(F-statistic)	۰/۱۴۵۶۳۳	Adjusted R-squared	۰/۰۰۰۰۰۱	
Durbin-Watson stat			۲/۱۱۴۲۵۱	

ضریب بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۰/۰۸۱ بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۴/۵۳۲ است. با توجه به علامت این متغیر با افزایش بازده شاخص ۵۰ شرکت اثر قیمت کل معاملات بلوکی افزایش می یابد. نتایج تخمین مدل نشان می دهد احتمال معامله آگاهانه، تعداد سهام معامله شده در معامله بلوکی، نوسان پذیری و اسپرد پیشنهادی خرید و فروش ارتباط معناداری بین این متغیرها و اثر قیمت کل معاملات بلوکی وجود ندارد.

مدل در حالت کلی معنادار بوده و ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۱۴۵ است و بدین ترتیب می توان گفت ۱۴ درصد از متغیرهای وابسته توسط متغیرهای مستقل قابل توضیح هستند.

بررسی ارتباط اثر قیمت موقت معاملات بلوکی و معاملات آگاهانه

$$price\ impact_{Temporary\ it} = \alpha_{it} + B_1 PIN_{it} + B_2 \ln Size_{it} + B_3 Volatility_{it} + B_4 Market\ return_{it} + B_5 BAS_{it} + \varepsilon_{it} \quad \text{رابطه (۲۷)}$$

جدول ۱۷. تخمین رابطه بین اثر موقت قیمت کل بلوکی و احتمال معاملات آگاهانه

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
PIN	-۰/۰۰۲۴۲۳	۰/۰۰۲۷۵۳	-۰/۸۸۰۲۷۵	۰/۳۵۹۶
MARKET_RETURN	۰/۰۷۸۶۳۲	۰/۰۲۴۹۲۶	۳/۱۵۴۶۷۳	۰/۰۰۱۷
BAS	۰/۰۴۶۰۰۷	۰/۰۳۰۹۳۷	۱/۴۸۷۱۰۹	۰/۱۳۷۹
SIZE	۰/۰۰۱۶۵۸	۰/۰۰۰۶۷۵	۲/۴۵۷۷۲۱	۰/۰۱۴۵
VOLATILITY	-۰/۲۸۵۲۶۷	۰/۱۱۳۷۷۴	-۲/۵۰۷۳۲۱	۰/۰۱۲۶
C	-۰/۰۲۰۵۲۶	۰/۰۰۹۰۷۷	-۲/۲۶۱۱۶۴	۰/۰۲۴۴
F-statistic	R-squared		۲/۲۵۵۵۷۴	۰/۱۷۵۰۱۲
Prob(F-statistic)	Adjusted R-squared		۰/۰۰۰۱۰۹	۰/۰۹۹۴۳۲
Durbin-Watson stat			۲/۲۷۵۵۳۴	

باتوجه به نتایج جدول ۱۷ احتمال معامله آگاهانه با اثر قیمت موقت معاملات بلوکی ارتباط ندارد. ضریب بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۰/۰۷۸ بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای بازده شاخص ۵۰ شرکت برابر ۳/۱۵۴ است. علامت ضریب این متغیر بیانگر این موضوع است که اثر موقت، کل معاملات بلوکی با بازده بازار رابطه مستقیم دارد. ضریب تعداد سهام معامله شده در معامله بلوکی برابر ۰/۰۱۷ بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای تعداد سهام معامله شده برابر ۲/۴۵۷ است. علامت ضریب این متغیر بیانگر این موضوع است که هر چه تعداد سهام معامله بلوکی بیشتر باشد اثر قیمت موقت آن معامله بلوکی بیشتر است.

با توجه به مدل بالا آماره اسپرد پیشنهادی خرید و فروش ونوسان پذیری بیشتر از ۰/۰۵ است بنابراین رابطه معناداری بین ونوسان پذیری و اسپرد پیشنهادی خرید و فروش با اثر موقت معاملات بلوکی وجود ندارد.

مدل در حالت کلی معنادار و ضریب تعیین تعدیل شده برابر با ۰/۱۱۹ است و بدین ترتیب می توان گفت ۱۲ درصد از متغیرهای وابسته توسط متغیرهای مستقل قابل توضیح هستند.

بررسی ارتباط بین انواع اثر قیمتی دائمی معاملات بلوکی و ساعات معاملات

$$price\ impact = a + DUM1 + \varepsilon$$

$$price\ impact = a + DUM2 + \varepsilon$$

$$price\ impact = a + DUM3 + \varepsilon$$

رابطه (۲۸)

شیوه محاسبه متغیرهای ساختگی زمان در بالا به تفصیل توضیح دادیم در اینجا هر کدام از این متغیرها را جدا کرده برای اینکه رابطه هر کدام با اثر دائمی قیمت معاملات بلوکی که نماینده اطلاعات سهام است را به طور جداگانه بدست آوریم.

بررسی ارتباط اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی و ساعات ابتدای معاملات

$$\text{price impact} = a + DUM1 + \varepsilon \quad \text{رابطه (۲۹)}$$

جدول ۱۸. رابطه اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی و ساعات ابتدایی بازار

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
DUM1	۰/۰۰۱۵۴۷	۰/۰۰۰۴۹۴	۳/۱۳۲۸۱۳	۰/۰۰۱۹
C	۰/۰۰۰۴۲۱	۰/۰۰۰۱۷۴	۲/۴۱۳۱۲۲	۰/۰۱۶۳
	R-squared	۹/۸۳۴۵۶۵	F-statistic	
	Adjusted R-squared	۰/۰۰۱۸۳۸	Prob(F-statistic)	
			Durbin-Watson stat	۲/۰۷۳۶۸۱

همان گونه که نتایج بالا نشان می دهد، ضریب ساعت ابتدای معاملات برابر ۰/۰۰۱۵ بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای ساعت ابتدای معاملات برابر ۳/۱۳۲ است. علامت ضریب این متغیر بیانگر این موضوع است در صورتی که معاملات بلوکی در ساعات ابتدای معاملات انجام شود اثر قیمت دائمی بیشتری خواهد داشت و اطلاعات در این ساعات بیشتر انتشار می یابد.

بررسی ارتباط اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی و ساعات میانی معاملات

$$\text{price impact} = a + DUM2 + \varepsilon \quad \text{رابطه (۳۰)}$$

جدول ۱۹. رابطه اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی و ساعات میانی بازار

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
DUM1	-۰/۰۰۰۶۰۰	۰/۰۰۰۵۱۲	-۱/۱۷۱۷۹۵	۰/۲۴۲۰
C	۰/۰۰۱۱۶۰	۰/۰۰۰۲۵۷	۴/۵۱۵۳۱۵	۰/۰۰۰۰
	R-squared	۱/۳۷۳۳۳۴	F-statistic	
	Adjusted R-squared	۰/۲۴۱۹۳۰	Prob(F-statistic)	

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
Durbin-Watson stat			۲/۰۹۱۵۴۰	

با توجه به مدل نهایی اثر دائمی قیمت کل معاملات بلوکی با ساعات میانی معاملات ارتباط معناداری ندارد چرا که آماره آزمون بیشتر از ۰/۰۵ است. بنابراین اگر معاملات بلوکی در ساعات میانی رخ بدهد بر اثر قیمتی تاثیر گذار نخواهد بود.

بررسی ارتباط اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی و ساعات پایانی معاملات

$$\text{price impact} = a + \text{DUM3} + \varepsilon \quad \text{رابطه (۳۱)}$$

جدول ۲۰. رابطه اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی و ساعات پایانی بازار

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معناداری
DUM1	-۰/۰۰۱۳۹۲	۰/۰۰۰۵۸۸	-۲/۳۶۸۹۹۳	۰/۰۱۸۳
C	۰/۰۰۱۲۰۹	۰/۰۰۰۱۷۰	۷/۱۳۱۸۶۷	۰/۰۰۰۰
	R-squared	۵/۵۹۵۹۲۰	F-statistic	
	Adjusted R-squared	۰/۰۱۸۴۷۴	Prob(F-statistic)	
			Durbin-Watson stat	۲/۰۵۲۲۸۲

همان گونه که نتایج بالا نشان می دهد، ضریب ساعت پایانی معاملات برابر ۰/۰۰۱۳- بوده که به طور معنی داری متفاوت از صفر است. آماره t برای ساعت پایانی معاملات برابر ۲/۳۶۸- است. علامت ضریب این متغیر بیانگر این موضوع در صورتی که معاملات بلوکی در ساعت پایانی انجام شود اثر قیمت دائمی آن معامله بلوکی کمتر است.

بحث و نتیجه گیری

برای دانستن این موضوع که معامله گران آگاه برای استفاده از اطلاعات خصوصی که در اختیار دارند از چه نوع معامله ای استفاده می کنند ابتدا تعداد معاملات آگاهانه در روزهای که معاملات بلوکی انجام شده است به صورت ماهانه محاسبه و ارتباط آن با تعداد معاملات بلوکی

به دست آورده می‌شود. نتایج پژوهش حاضر با نتایج پژوهش سان و همکاران (۲۰۱۷) هم‌خوانی دارد و ارتباط تعداد معاملات بلوکی با تعداد معاملات آگاهانه مثبت و معنی‌دار است. بنابراین معامله‌گران آگاه برای استفاده از اطلاعات خصوصی که در اختیار دارند از معاملات بزرگ (بلوکی) بهره می‌برند. با در نظر گرفتن این موضوع که معامله‌گران آگاه معاملات بلوکی را برای بهره برداری از اطلاعات خصوصی انجام می‌دهند، ما بر ارتباط بین اثر قیمتی قابل مشاهده معاملات بلوکی و احتمال معاملات آگاهانه غیرقابل مشاهده به منظور تعیین سودمندی اطلاعات معاملات بلوکی تمرکز کرده‌ایم. در این پژوهش اثر قیمت معاملات بلوکی در سه حالت موقت، دائمی و کل بررسی شده است. در ادبیات ریزساختار، اثرات دائمی قیمت به عنوان اثر معاملاتی بر قیمت ناشی از معاملات آگاهانه در نظر می‌گیرند، در حالی که اثرات موقت قیمت معمولاً ناشی از نویز یا با هدف تامین نقدینگی است که منجر به برگشت سریع قیمت می‌شود. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده این است که ارتباط اثر دائمی قیمت با احتمال معامله آگاهانه بیشتر از این ارتباط با اثر موقت و کل است که علت آن می‌تواند این باشد که اثر دائمی ماندگاری بیشتری دارد و سرعت اثر آن معکوس نمی‌شود و بیشتر حاوی اطلاعات است.

از دیگر نتایج این پژوهش این است که اثر قیمتی معاملات خرید بلوکی نسبت به فروش و کل معاملات بلوکی ارتباط قوی‌تری با احتمال معامله آگاهانه دارد که علت آن این است خریدهای بلوکی بیشتر حاوی اطلاعات است تا فروش، فروش بلوکی می‌تواند ناشی از سر و صدا و تامین نقدینگی باشد اما خرید بلوکی هدف اطلاعاتی بیشتری خواهد داشت. این نتایج با مطالعات فرینو (۲۰۰۷) هم‌خوانی دارد. هم‌چنین در مطالعات سان (۲۰۱۷) مستند شده است که اثرات قیمتی برای خریدهای بلوکی نسبت به فروش و کل معاملات بلوکی ارتباط بیشتر با احتمال معامله آگاهانه دارد بنابراین نتایج پژوهش سان و همکاران (۲۰۱۷) با پژوهش حاضر مترداف است.

تعداد سهام معامله شده در هر معامله بلوک برای خرید بلوکی با اثر قیمتی رابطه مثبت دارد و هرچه تعداد سهام معامله شده بیشتر باشد اثر قیمتی نیز بیشتر خواهد بود. تعداد سهام معامله شده در هر معامله بلوک برای فروش بلوکی رابطه منفی با اثر قیمتی دارد این رابطه به این دلیل است که اثر قیمتی فروش بلوکی منفی است. بنابراین اگر تعداد سهام معامله شده در هر معامله بلوک فروش بیشتر باشد اثر قیمتی آن منفی‌تر خواهد بود. در کل معاملات بلوکی این رابطه

برای اثر دائمی و اثر کل مثبت است ولی برای اثر موقت منفی می‌باشد. این نتایج در مطالعات فرینو (۲۰۰۷) و ایبیکونله (۲۰۱۶) مستند شده است.

نوسان پذیری در روز قبل از معامله بلوکی با اثر دائمی و کل خرید بلوکی رابطه مثبت معنادار دارد و با اثر موقت خرید بلوکی معنادار نیست. این رابطه برای اثر دائمی و کل فروش بلوکی منفی و معنادار است و با اثر موقت فروش بلوکی معنادار نیست. هم‌چنین این رابطه برای اثر دائمی و موقت، کل معاملات بلوکی منفی و معنادار است و با اثر کل، کل معاملات بلوکی معنادار نیست. این یافته‌ها کمابیش با پژوهش سان و ایبیکونله (۲۰۱۶) همخوانی دارد.

اسپرد پیشنهادی خرید و فروش که معیار نقدینگی است در بیشتر موارد با اثرات قیمتی معنادار نیست اما با اثر موقت خرید بلوکی ارتباط مثبت و معنادار دارد و با اثر موقت فروش بلوکی ارتباط منفی و معنادار دارد. این نتایج با مطالعات فرینو (۲۰۰۷) هم‌خوانی دارد.

بازده بازار برای خرید، فروش و کل معاملات بلوکی با اثرات قیمتی رابطه مثبت و معنادار دارد که با مطالعات فرینو (۲۰۰۷) مطابقت دارد اما با نتایج مطالعات سان (۲۰۱۷) معکوس است چرا که این رابطه در پژوهش آن‌ها منفی است.

در این پژوهش اثر قیمت دائمی معاملات بلوکی (به عنوان نماینده معاملات مبتنی بر اطلاعات) در ساعات مختلف مورد بررسی قرار داده. ساعات معاملات را به سه بخش ابتدایی، میانی و پایانی تقسیم کرده است. با توجه به نتایج اگر معاملات بلوکی در ساعات ابتدایی انجام شود اثر قیمت دائمی بیشتر خواهد بود. در حالی اگر معاملات بلوکی در ساعات پایانی انجام شود اثر قیمت دائمی کمتر خواهد بود. بنابراین تاثیر قیمت معاملات بلوکی در طول نخستین ساعت معامله قوی‌تر است. این با این فرضیه سازگار است که اطلاعات یک شبه در ساعات غیرمعاملاتی (تجاری) انباشته می‌شوند. اگر معاملات بلوکی در ساعات ابتدایی معاملات رخ بدهد حاوی اطلاعات بیشتری است. اگر در ساعات پایانی انجام شوند ممکن است برای نقدینگی باشند و کمتر حاوی اطلاعات است. نتایج این پژوهش با پژوهش سان و همکاران (۲۰۱۷) هم‌خوانی دارد و اثر قیمت دائمی با ساعات ابتدایی رابطه مثبت دارد و این رابطه در ساعات پایانی و میانی منفی خواهد شد.

و در انتها نیز پیشنهاد های کاربردی زیر پیشنهاد می‌شود:

۱. استفاده سازمان بورس اوراق بهادار از متغیرهای مانند PIN به عنوان متغیرهای نظارتی اطلاعاتی و استفاده از نتایج این مدل برای اعمال تصمیم‌های جدید.
 ۲. اعمال مقررات از سمت سازمان بورس اوراق بهادار در ارتباط با افشای فوری اطلاعات توسط شرکت‌ها.
 ۳. تهیه سازوکارهای اجرایی مناسب‌تر توسط سازمان بورس اوراق بهادار جهت نهادینه شدن بیشتر مقررات در زمینه افشای اطلاعات فوری ناشران برای افزایش کارایی بازار و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی
- ناقص بودن اطلاعات درون‌روزی معاملات سهام و عدم دسترسی آسان به این اطلاعات از محدودیت‌های اساسی این پژوهش بوده است. همچنین وجود صف‌های خرید و فروش برای بعضی از روزها و دامنه نوسان روزانه قیمت برای معاملات، عدم وجود انواع سفارشات متنوع و نبود بازارگردان فعال برای تمامی سهم‌ها از دیگر محدودیت‌های اساسی این پژوهش به‌شمار می‌روند.

ملاحظات اخلاقی

پیروی از اصول اخلاق پژوهش

نویسندگان این مقاله کلیه اصول اخلاقی مرتبط با انجام پژوهش، جمع‌آوری و تحلیل داده‌ها، و انتشار نتایج را رعایت کرده و صحت این موضوع را تأیید می‌کنند. تمامی مراحل این تحقیق در چارچوب استانداردهای اخلاقی پژوهش‌های علمی و بدون هرگونه دستکاری در داده‌ها، تحریف نتایج یا نقض حقوق اشخاص و نهادها انجام شده است.

مشارکت نویسندگان

طرح ایده، طراحی مدل پژوهش، گردآوری و تحلیل داده‌ها، نگارش نسخه اولیه و نهایی مقاله و پاسخگویی به نظرات داوران توسط نویسندگان انجام شده است.

تعارض منافع

بنابر اظهار نویسندگان، این مقاله فاقد هرگونه تعارض منافع مالی، اجرایی، سازمانی یا فردی است و نتایج ارائه‌شده صرفاً مبتنی بر تحلیل علمی داده‌ها می‌باشد.

حامی مالی

این پژوهش بدون حمایت مالی مستقیم از سوی نهادهای دولتی یا خصوصی انجام شده است.

سپاسگزاری

نویسندگان از تمامی افرادی که در مراحل مختلف این پژوهش از جمله ارائه نظرات علمی، تسهیل دسترسی به داده‌ها و بررسی نسخه‌های اولیه مقاله همکاری و همراهی داشته‌اند، صمیمانه قدردانی می‌کنند.



References

- Aitken, M; & Frino, A. (1996). Execution costs associated with institutional trades on the Australian Stock Exchange. *Pacific-Basin Finance Journal*, 4(1), 45–58. [https://doi.org/10.1016/0927-538X\(95\)00030-5](https://doi.org/10.1016/0927-538X(95)00030-5)
- Akay, O. O; Cyree, K. B; Griffiths, M. D; & Winters, D. B. (2012). What does PIN identify? Evidence from the T-bill Market. *Journal of Financial Markets*, 15(1), 29–42. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2011.08.002>
- Alzahrani, A; Gregoriou, A; & Hudson, R. (2012). Can market frictions really explain the price impact asymmetry of block trades? Evidence from the Saudi stock market. *Emerging Markets Review*, 13, 202–209. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2012.01.002>
- Alzahrani, A; Gregoriou, A; & Hudson, R. (2013). Price impact of block trades in the Saudi stock market. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 23, 322–341. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2012.10.007>
- Blau, B. M; Van Ness, B. F; & Van Ness, R. A. (2009). Intraday stealth trading: Which trades move prices during periods of high volume? *Journal of Financial Research*, 32(1), 1–21. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6803.2009.01235.x>
- Boehmer, E; Gramming, J; & Theissen, E. (2007). *Estimating the probability of informed trading*. Unpublished manuscript.
- Chakravarty, S. (2001). Stealth-trading: Which traders' trades move stock prices? *Journal of Financial Economics*, 61(2), 289–307. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(01\)00062-X](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(01)00062-X)
- Chan, L. K. C; & Lakonishok, J. (1995). The behavior of stock prices around institutional trades. *The Journal of Finance*, 50(4), 1147–1174. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1995.tb04054.x>
- Chan, L. K. C; Jegadeesh, N; & Lakonishok, J. (1996). Momentum strategies. *The Journal of Finance*, 51(5), 1681–1713. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05222.x>
- Chen, Y; & Zhao, H. (2012). Informed trading, information uncertainty, and price momentum. *Journal of Banking & Finance*, 36(7), 2095–2109. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.03.003>
- Chiyachantana, C. N; Jain, P. K; Jiang, C; & Wood, R. A. (2004). International evidence on institutional trading behavior and price impact. *The Journal of Finance*, 59(2), 869–898. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2004.00645.x>
- Copeland, L; Wong, W. K; & Zeng, Y. (2006). Information-based trade in the Shanghai stock market. *Global Finance Journal*, 20(2), 180–190. <https://doi.org/10.1016/j.gfj.2009.06.002>
- Daley, L. A; Hughes, J. S; & Rayburn, J. D. (1995). The impact of earnings announcements on the permanent price effects of block trades. *Journal of Accounting Research*, 33(2), 317–334. <https://doi.org/10.2307/2491495>
- Demsetz, H. (1968). The cost of transacting. *The Quarterly Journal of Economics*, 82(1), 33–53. <https://doi.org/10.2307/1882244>
- Dufour, A; & Engle, R. F. (2000). Time and the price impact of a trade. *The Journal of Finance*, 55(6), 2467–2498. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00296>

- Easley, D; Hvidkjaer, S; & O'Hara, M. (2002). Is information risk a determinant of asset returns? *The Journal of Finance*, 57(5), 2185–2221. <https://doi.org/10.1111/1540-6261.00493>
- Easley, D; Hvidkjaer, S; & O'Hara, M. (2010). Factoring information into returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(2), 293–309. <https://doi.org/10.1017/S0022109010000106>
- Easley, D; Kiefer, N. M; & O'Hara, M. (1997a). The information content of the trading process. *Journal of Empirical Finance*, 4(2–3), 159–186. [https://doi.org/10.1016/S0927-5398\(97\)00002-4](https://doi.org/10.1016/S0927-5398(97)00002-4)
- Easley, D; Kiefer, N. M; & O'Hara, M. (1997b). One day in the life of a very common stock. *The Review of Financial Studies*, 10(3), 805–835. <https://doi.org/10.1093/rfs/10.3.805>
- Easley, D; & O'Hara, M. (1987). Price, trade size, and information in securities markets. *Journal of Financial Economics*, 19(1), 69–90. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90029-8](https://doi.org/10.1016/0304-405X(87)90029-8)
- Eyvazlou, R; Raei, R; & Mohammadi, S. (2012). Calendar effects on the probability of trade based on insider information. *Quarterly Journal of Stock Exchange*, 17, 5–17. (In Persian). https://jse.ir/article_12345.html
- Eyvazlou, R; Raei, R; & Rezaei, F. (2024). Stock market entry timing and retail investors' disposition effect. *Financial Research Journal*, 26(4), 940–962. <https://doi.org/10.22059/frj.2024.378438.1007618>. (In Persian).
- Eyvazlou, R; Raei, R; & Rezaei, F. (2024). The role of market entry time in strengthening or weakening the investors' disposition effect. *Financial Management Perspective*, 14(46), 33–58. <https://doi.org/10.48308/jfmp.2024.104904>. (In Persian).
- Frino, A; Mollica, V; & Walter, T. (2003). *Asymmetric price behaviour surrounding block trades: A market microstructure explanation*. Centre for Analytical Finance Working Paper Series, No. 154.
- Frino, A; & Romano, M. G. (2010). *Transaction costs and the asymmetric price impact of block trades*. Unpublished working paper.
- Glosten, L. R; & Harris, L. E. (1988). Estimating the components of the bid/ask spread. *Journal of Financial Economics*, 21(1), 123–142. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90034-7)
- Holthausen, R. W; Leftwich, R. W; & Mayers, D. (1987). The effect of large block transactions on security prices: A cross-sectional analysis. *Journal of Financial Economics*, 19, 237–268. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90015-8](https://doi.org/10.1016/0304-405X(87)90015-8)
- Holthausen, R. W; Leftwich, R. W; & Mayers, D. (1990). Large-block transactions, the speed of response, and temporary and permanent stock-price effects. *Journal of Financial Economics*, 26(1), 71–95. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(90\)90020-B](https://doi.org/10.1016/0304-405X(90)90020-B)
- Ibikunle, G. (2015). Opening and closing price efficiency: Do financial markets need the call auction? *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 34, 208–227. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2014.11.007>
- Jackson, D. (2013). Estimation PIN for firm with high levels of trading. *Journal of Empirical Finance*, 24, 116–120. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2013.09.001>

- John, K; & Lang, L. H. P. (1991). Insider trading around dividend announcements: Theory and evidence. *The Journal of Finance*, 46(4), 1361–1389. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04620.x>
- Karpoff, J. M. (1987). The relation between price changes and trading volume: A survey. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 109–126. <https://doi.org/10.2307/2330874>

