



Simulating and Estimating Trade Probability Based on Informed Trading in Tehran Stock Exchange¹

Taimaz Hamayeli Mehrabani², Mohsen Mehrara³

Received: 2020/12/23

Accepted: 2021/07/21

Abstract

One of the most prominent issues in financial markets is the effect of information asymmetry. Information symmetry proved to be one of the most important requirements of efficient markets. As a result, the risk of information asymmetry and the existence of inside information is one of the most effective risks for investors. The main purpose of this study is to investigate the level of information asymmetry on the Tehran Stock Exchange and also to investigate the accuracy of estimating the trading model based on the probability of informed trading model (PIN) using different trading classification algorithms. Accordingly, after selecting 40 shares of stocks present in Tehran Stock Exchange, which have been active more than 75% of the trading days of the market and using LR and EMO algorithms in the classification of transactions, the PIN was calculated and observed that the probability of informed trading had a considerable level (on average 0.25) in the Tehran Stock Exchange, which increased by moving to smaller volume deciles. Also, using the microstructure simulation method, it was observed that any deviation in the correct classification of trades affects the probability of informed trading and, as a result, can significantly affect the accuracy of the supervision system.

Keywords: Information Risk; Information asymmetry; Probability of Trading based on Confidential Information; Division of Transactions

JEL Classification: G14G17

1. DOI: 10.22051/JFM.2021.34518.2483

2. PhD. Candidate, Financial Management, Faculty of Kish International Campus, Tehran University, Kish, Iran. Corresponding Author. **Email:** tmehrabani@ut.ac.ir

3. Professor. Of Economics, Faculty of Economics, Tehran University, Tehran, Iran. **Email:** mmehrara@ut.ac.ir



مقاله پژوهشی

شبیه‌سازی و برآورد احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در بورس اوراق بهادار تهران^۱

تایماز حمایلی مهربانی^۲، محسن مهرآرا^۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۴/۳۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۰۳

چکیده

تقارن اطلاعات یکی از مهم‌ترین ملزومات اثبات‌شده بازارهای مالی کارا است و ریسک ناشی از عدم تقارن اطلاعات و اطلاعات نهانی نیز یکی از ریسک‌های تأثیرگذار برای سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود. هدف اصلی این پژوهش، بررسی عدم تقارن اطلاعاتی در معاملات بورس اوراق بهادار تهران و تعیین دقت تخمین شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی با استفاده از الگوریتم‌های مختلف تقسیم‌بندی معاملات است. بر این‌منظور، پس از انتخاب ۴۰ سهم از سهام حاضر در بازار سرمایه ایران که در بیش از ۷۵ درصد از روزهای معاملاتی این بازار فعال بوده‌اند و با بهره‌گیری از الگوریتم‌های LR و EMO در تقسیم‌بندی معاملات، میزان معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی محاسبه و مشاهده شد که شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی از مقدار قابل ملاحظه‌ای (به‌طور متوسط ۰/۲۵) در بورس اوراق بهادار تهران برخوردار است که با حرکت به سمت دهک‌ها با حجم کمتر، سطح آن افزایش می‌یابد. همچنین با استفاده از روش شبیه‌سازی ریزساختار ملاحظه گردید هرگونه انحراف در تقسیم صحیح معاملات خرید و فروش، احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی را متأثر نموده و می‌تواند دقت سیستم نظارتی را تا حد قابل ملاحظه‌ای تحت تأثیر قرار دهد.

واژگان کلیدی: ریسک اطلاعاتی، عدم تقارن اطلاعاتی، معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی، تقسیم معاملات.

طبقه‌بندی موضوعی: G17, G14

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2021.34518.2483

۲. دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشکده پردیس بین‌المللی کیش، دانشگاه تهران، کیش، ایران. نویسنده مسئول،

Email:tmehrabani@ut.ac.ir

۳. استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، ایران. Email:mmehrara@ut.ac.ir

مقدمه

ماهیت فعالیت‌های سرمایه‌گذاری به‌گونه‌ای است که کسب بازده، مستلزم تحمل ریسک است. بنابراین، ریسک در بازارهای مالی نقش کلیدی ایفا می‌کند و باید آن را شناخت، اندازه‌گیری نمود و پیش‌بینی کرد. علاوه بر این، شناخت عوامل مؤثر بر ریسک سرمایه‌گذاری نیز حائز اهمیت است؛ چراکه سرمایه‌گذاران با در نظر گرفتن این عوامل و میزان تأثیر آنها، در ارتباط با سرمایه‌گذاری خود برنامه‌ریزی می‌کنند تا به یک ریسک سرمایه‌گذاری مطلوب دست یابند. در این بین ریسک اطلاعاتی و عدم وجود شفافیت کافی از مهم‌ترین ریسک‌های بازار سرمایه محسوب می‌شود (ایزلی و همکاران^۱، ۱۹۹۶). بنابراین وجود معیاری برای سنجش ریسک اطلاعات در بازار سرمایه، خصوصاً بازار سرمایه کشورهای در حال توسعه مانند ایران از ملزومات این بازارها است. بنابراین، در این پژوهش، وجود عدم تقارن اطلاعاتی به‌عنوان یکی از عناصر ریسک سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار گرفته و نتایج حاصله می‌تواند توسط پژوهشگران و نظریه‌پردازان مالی و اقتصادی، سرمایه‌گذاران حقیقی و حقوقی و نهادهای ناظر مورد بهره‌برداری قرار گیرد. از طرفی، ریزساختارهای بازار^۲ یکی از مباحث نوین مالی است و مدل‌های ریزساختار که با استفاده از اطلاعاتی مانند اطلاعات معاملات میان‌روزی^۳ سهام ایجاد می‌شوند در مدل‌سازی‌های مالی استفاده‌های متنوعی دارند (ایزلی و همکاران، ۱۹۹۶). در این بین، یکی از کاربردهای مهم ریزساختارها بررسی تقارن اطلاعاتی بازارهای مالی با استفاده از مدل‌های مبتنی بر اطلاعات است. زیرا، کمبود اطلاعات شفاف در بازار، موجب افزایش عدم تقارن اطلاعاتی و سقوط بازار خواهد شد. به همین دلیل، در بسیاری از سقوط‌های اخیر بازار سرمایه، نبود شفافیت و عدم تقارن اطلاعاتی از عوامل تأثیرگذار قلمداد شده است (دپیازا و اکلس^۴، ۲۰۰۲). عدم تقارن اطلاعاتی باعث افزایش عدم اطمینان در تصمیمات ذی‌نفعان بازار شده و ریسک سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد.

بنابراین، تأثیر اطلاعات نهانی بر معاملات سهام از مهم‌ترین مسائل در بازارهای مالی است و شاخص‌های مختلفی برای این منظور ارائه شده که با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار به بررسی عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سهام می‌پردازند. در این بین، شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی^۵ یکی از روش‌های مهم مطالعاتی در این زمینه است که اولین بار توسط چهار محقق در سال ۱۹۹۶ ارائه شد (ایزلی و همکاران، ۱۹۹۶) که به احترام آن‌ها به مدل EKOP^۶ شهرت یافت. یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر در تخمین این مدل‌ها، تقسیم معاملات به خرید و فروش به‌عنوان ورودی‌های شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی است که برای این منظور الگوریتم‌های مختلفی ارائه شده است. اما تغییر یا انحراف در تقسیم معاملات به خرید و فروش باعث تغییر در محاسبه احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی شده

1. Easley et al
2. Market Microstructure
3. Intraday Information
4. Dipiazza & Eccles
5. Probability of Informed Trading
6. Easley., Kiefer., O'Hara, & Paperman



و نتایج را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین یکی از مهم‌ترین مسائل در محاسبه احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی، دقت تقسیم‌بندی معاملات خرید و فروش است. از این‌رو، در پژوهش حاضر علاوه بر بررسی سطح عدم تقارن اطلاعاتی در معاملات سهام بورس اوراق بهادار تهران، دقت تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی به روش شبیه‌سازی ریزساختار در تقسیم‌بندی معاملات بررسی شده است. در ادامه، این پژوهش چنین ساماندهی شده که ابتدا مبانی نظری و پیشینه پژوهش بیان و مرور شده است. سپس روش‌شناسی پژوهش نظیر نحوه شکل‌گیری شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی، دسته‌بندی معاملات خرید و فروش و شبیه‌سازی ریزساختاری تشریح شده است. پس از آن یافته‌های پژوهش ارائه و با توجه به نتیجه‌گیری به‌عمل‌آمده چند پیشنهاد کاربردی ارائه شده است.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

بررسی تأثیر اطلاعات بر معاملات سهام سابقه طولانی دارد. اما شروع مدل‌سازی تأثیر اطلاعات و تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات به مطالعه ایزلی و اوهارا^۱ در سال‌های ۱۹۸۷ و ۱۹۷۲ برمی‌گردد که بررسی‌های اولیه روی وجود اطلاعات در معاملات صورت گرفت (ایزلی و اوهارا، ۱۹۸۷). پس از ارائه اولین مدل نظری، یعنی شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی توسط ایزلی و همکاران در سال ۱۹۹۶، پژوهش‌های بسیاری در زمینه‌های مختلف بر روی مدل‌های اطلاعاتی صورت گرفت. آنها در پژوهش دیگری، بررسی‌های بیشتری روی شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی انجام دادند و مدل خود را با حالات مختلف بررسی کردند. در این پژوهش درخت فرآیند معاملات روزانه بسط داده شد و حالات جدیدی از قبیل حالات عدم معامله نیز به آن اضافه گردید. همچنین ایزلی و همکاران (۱۹۹۷) در پژوهش دیگری، تأثیر سایر متغیرها از قبیل اندازه شرکت را بر محتوای اطلاعاتی معاملات سهام بررسی کردند. چان و همکاران^۲ (۲۰۰۲) طی پژوهشی نشان دادند بین شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی و دو عامل قیمت و خودهمبستگی تقسیم‌بندی معاملات، رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. بر اساس این پژوهش، هر میزان معاملات سریع‌تر انجام شوند یا به‌عبارتی فاصله زمانی بین معاملات کمتر باشد، نرخ تغییرات قیمت بیشتر و همبستگی بین سفارش‌ها افزایش می‌یابد و مقدار شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی افزایش می‌یابد. لی و وو^۳ (۲۰۰۵) در پژوهش خود مقدار احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را برای ۴۰ سهم در بورس اوراق بهادار نیویورک بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی برای سهم‌های مختلف متفاوت بوده و با گذشت زمان متغیر است. از دیگر نتایج این پژوهش احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات تخمین زده شده از نوع زمان-متغیر بود که پیش‌بینی‌کننده مناسبی برای تفاوت خرید-فروش هستند. کوبوتا و تاکاهارا^۴ (۲۰۰۹) به بررسی متغیرهای

1. Easley & O'Hara
2. Chan et al
3. Lei & Wu
4. Kubota & Takehara



مربوط به احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات با استفاده از اطلاعات در بورس سهام توکیو پرداختند. نتایج این پژوهش نشان داد اندازه شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی برای سهام شرکت‌های کوچک‌تر مقادیر بزرگ‌تری داشته و مقدار آن ارتباط کاملاً معناداری با اندازه شرکت دارد. جای و همکاران^۱ (۲۰۱۰) با بسط مدل EKOP، مدل‌های شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی اشخاص حقوقی^۲ و شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی اشخاص حقیقی^۳ را طراحی کردند و معامله‌گران حقیقی و حقوقی را از هم تفکیک و درخت فرآیند جدیدی بر این اساس طراحی کردند. آنها احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را برای دو حالت مختلف محاسبه نمودند و پس از طراحی مدل جدید و تخمین پارامترهای مدل‌های طراحی شده با استفاده از سهام‌های بورس شانگهای به این نتیجه رسیدند که معامله‌گران حقوقی با احتمال بیشتری نسبت به معامله‌گران حقیقی از اخبار نهانی آگاه هستند. یان و ژانگ^۴ (۲۰۱۲) با ارائه راهکار جدید در انتخاب مقادیر اولیه جهت تخمین تابع حداکثر درست‌نمایی^۵ سعی نمودند تورش تخمین پارامترهای مدل را کاهش دهند. از مهم‌ترین نتایج این پژوهش آن بود که نشان داد انتخاب مقادیر اولیه حدی می‌تواند خطای تخمین را افزایش دهد. آگودلو و همکاران^۶ (۲۰۱۵) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی، وجود اطلاعات را اندازه‌گیری می‌کند. آنها همچنین تأثیر معاملات با استفاده از اطلاعات نهانی را بر بازده و نقدشوندگی در ۶ بازار سهام بزرگ آمریکای لاتین مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش، شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی به‌عنوان متغیری کارآمد تعریف شد که تغییرات بازدهی و اطلاعات محتوای آن را حتی بیشتر از نقدشوندگی می‌تواند توجیه کند. چاکرابارتی و همکاران^۷ (۲۰۱۵) به بررسی و مقایسه دقت الگوریتم بسته حجمی در مقابل دو الگوریتم مختلف جست^۸ و لی-ردی^۹ پرداختند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که الگوریتم‌های جست و لی-ردی عملکرد نسبتاً بهتری نسبت به الگوریتم بسته حجمی دارند. ایزلی و همکاران (۲۰۱۶) در پژوهش دیگری به بررسی و مقایسه سه روش بسته حجمی، جست و جست تجمعی با استفاده از اطلاعات سهام‌های بورس نیویورک پرداختند. طبق نتایج این پژوهش، روش‌های بسته حجمی و جست عملکرد بسیار مناسبی از خود نشان دادند. ولی الگوریتم بسته حجمی بهترین عملکرد را داشت و جزء روش‌های ایده‌آل محسوب می‌شود. یان و هانگ‌بینگ^{۱۰} (۲۰۱۸) به اندازه‌گیری احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی برای سهام موجود در شاخص CSI300 بورس شانگهای با استفاده از مدل احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی پویا پرداختند.

-
1. Cai et al
 2. Probability of Informed trading of Institutions
 3. Probability of Informed trading of Individuals
 4. Yan & Zhang
 5. Maximum Likelihood Equation
 6. Agudelo et al
 7. Chakrabarty et al
 8. Tick Rule
 9. Lee – Ready
 10. Yan & Hongbing

نتایج نشان داد مدل احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی پویا با دقت مناسبی اطلاعات تأثیرگذار بر قیمت را رصد و اندازه‌گیری می‌کند. بوسکیو و همکاران^۱ (۲۰۲۰) از روشی جدید مبتنی بر الگوریتم محاسباتی بی‌زین برای تخمین پارامترهای موجود در شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی استفاده کردند که نتایج نشان داد روش بی‌زین^۲ سرعت و دقت تخمین را افزایش می‌دهد.

اما در داخل کشور پژوهش‌های اندکی در زمینه عدم تقارن اطلاعاتی با استفاده از مدل‌های ریزساختار انجام پذیرفته که آنها نیز معطوف به شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی و احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات حجم محور^۳ بوده است. از جمله راعی و همکاران (۱۳۹۲) که شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را با استفاده از سهم‌های حاضر در بورس و اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹ محاسبه نموده و به این نتیجه رسیدند که مقدار این معیار تفاوت معناداری با ۰ دارد. راعی و همکاران (۱۳۹۲) در پژوهش دیگری نیز با محاسبه احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نشان دادند این مقدار رابطه معناداری با اندازه شرکت و بازدهی سهام دارد. عیوض‌لو و همکاران (۱۳۹۱) با محاسبه احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات، اثرات تقویمی در این معیار را بررسی نموده و به این نتیجه رسیدند که مقدار احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی در ماه دهم سال (دی‌ماه) افزایش و در ماه دوازدهم (اسفندماه) کاهش یافته است. همچنین مقدار احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات از سال ۱۳۸۷ تا سال ۱۳۸۹ روند کاهشی داشته است. راعی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهش دیگری نشان دادند سهام با حجم بالا و نقدشوندگی زیاد نیز تحت تأثیر شدید اطلاعات نهانی قرار دارند و احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات حجم‌محور بیشتری نیز دارند. مهرآرا و سهیلی (۱۳۹۷) در پژوهشی به بررسی پویایی‌های ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بورس تهران پرداختند. آنها با استفاده از شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی، ابتدا احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی را اندازه‌گیری نموده و سپس پویایی آن را با استفاده از یک مدل رگرسیون تخمین زدند. بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، افزایش پیش‌بینی‌نشده معاملات نامتوازن در یک روز، مقدار انتظاری ورود هر دو گروه معامله‌گران به بازار در روز آتی را افزایش می‌دهد. از طرفی، مقدار ورود معامله‌گران مطلع در قیاس با معامله‌گران نامطلع پایداری کمتری نشان می‌دهد و تأثیرپذیری اندکی از رونق معاملات دارد. همچنین، افزایش حضور معامله‌گران مطلع لزوماً تعداد معامله‌گران نامطلع در بازار را کاهش نمی‌دهد. طالب‌لو و همکاران (۱۳۹۸) به مقایسه روش‌های مختلف تخمین احتمال معاملات آگاهانه در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. تمرکز آنها بر فرایند تخمین و نحوه تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی بود و به‌منظور پوشش خلأ مطالعاتی موجود از دو روش تقسیم‌بندی کلاسیک برای تقسیم معاملات به‌صورت هم‌زمان استفاده نمودند. همچنین جهت توسعه پژوهش، دقت تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی را با استفاده از روش شبیه‌سازی مورد بررسی قرار دادند.

1. Bosque et al
2. Bayesian inference
3. Volume Synchronized Probability of Informed trading



بنابراین نوآوری پژوهش پیش‌رو را می‌توان استفاده از روش شبه‌سازی به‌منظور بررسی انحراف الگوریتم‌های تقسیم‌بندی معاملات بر دقت تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی دانست که می‌تواند دقت فرآیند تخمین را افزایش دهد.

فرضیه‌های پژوهش

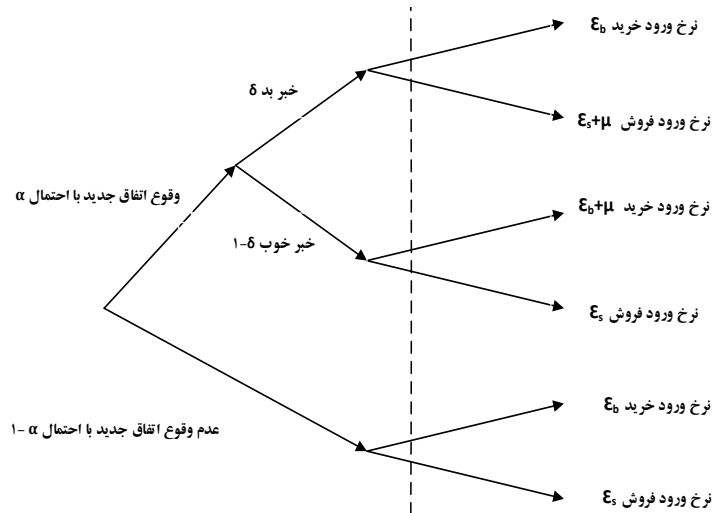
- ✓ عدم تقارن اطلاعاتی در معاملات بورس اوراق بهادار تهران اختلاف معناداری با ۰ داشته و نتایج برآوردی از وجود سطح بالایی از اطلاعات نهانی در معاملات بورس تهران حکایت دارد.
- ✓ استفاده از روش‌های مختلف تقسیم‌بندی معاملات باعث ایجاد تفاوت معناداری در محاسبه عدم تقارن اطلاعاتی و انحراف شاخص اندازه‌گیری آن می‌شود.
- ✓ وجود هرگونه انحراف در تقسیم‌بندی صحیح معاملات به دو دسته معاملات خرید و فروش باعث ایجاد انحراف معنادار در محاسبه شاخص عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود.

روش‌شناسی پژوهش

شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی

مدل ایزلی و همکاران (۱۹۹۶) جزء نخستین مدل‌های محاسبه احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات است که با ترکیب مدل‌های ترتیبی معامله گسسته و پیوسته، فرآیند معامله را طراحی و سپس احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را محاسبه می‌کند. در این شاخص فرض می‌شود معاملات سهام توسط دو گروه معامله‌گر انجام می‌شود. گروه اول، معامله‌گران عادی هستند که از اخبار نهانی آگاه نبوده و بر اساس تحلیل به معامله می‌پردازند. گروه دوم، معامله‌گرانی هستند که از اخبار نهانی مربوط به سهم آگاه بوده و بر اساس این اطلاعات به معامله می‌پردازند. همچنین می‌توان فرض نمود که بازار به‌صورت کاملاً رقابتی بوده و قیمت‌ها خنثی نسبت به ریسک^۱ هستند. در فرآیند انجام معامله، یک دارایی ریسکی با حضور بازارگردان و طی روزهای معاملاتی $i = 1, \dots, I$ معامله می‌شود. در هر روز معاملاتی زمان به‌صورت پیوسته است و در بازه $t \in [0, T]$ قرار دارد. حوادث و رویدادهای اطلاعاتی که پیرامون سهم رخ می‌دهند، با توجه به ماهیت مدل، از توزیع پواسون^۲ تبعیت می‌کنند که از یکدیگر نیز مستقل هستند. در هر روز معاملاتی ممکن است یک رویداد خبری رخ دهد یا نه و اخباری پیرامون سهم وجود نداشته نباشد. طبیعتاً سهم در هر روز کاری توسط معامله‌گران نامطلع معامله می‌شود تا این که رویدادی اطلاعاتی رخ دهد. در صورت وقوع رویداد اطلاعاتی، معامله‌گران مطلع نیز وارد بازار شده و با توجه به نوع خبر اقدام به خرید یا فروش سهم می‌کنند. شکل زیر خلاصه فرآیند معامله را در طی هر روز کاری نشان می‌دهد.

1. Risk Neutral
2. Poisson Distribution



شکل ۱. فرآیند معاملاتی طی هر روز کاری
منبع: ایزلی و همکاران (۲۰۰۲)

در هر روز معاملاتی ورود خریداران و فروشندگان نامطلع نیز دارای توزیع پواسون خواهد بود. براساس مدل ایزلی و همکاران (۲۰۰۲)، نرخ ورود خریداران و فروشندگان نامطلع طی هر روز کاری و در هر دقیقه برابر با λ و λ است. در صورت ورود معامله‌گران مطلع به بازار، نرخ خرید و یا نرخ فروش معامله‌گران مطلع برابر با λ خواهد بود. با توجه به شکل، در اولین گره درخت فرآیند معاملاتی، ممکن است رویداد اطلاعاتی رخ دهد یا رخ ندهد. اگر رویداد اطلاعاتی رخ بدهد، می‌تواند از نوع خبر خوب یا خبر بد باشد. حال اگر اتفاق اطلاعاتی رخ دهد و خبر از نوع خبر بد باشد، تعدادی معامله‌گر نامطلع فروشنده ولی همه معامله‌گران مطلع نیز فروشنده خواهند بود که در این حالت نرخ ورود فروشنده‌ها برابر $\lambda + \lambda$ خواهد بود. در این حالت تعدادی معامله‌گر نامطلع نیز خواهند بود که خریدار سهم بوده و نرخ ورود آن‌ها برابر λ است. اگر اتفاق اطلاعاتی رخ دهد و خبر از نوع خبر خوب باشد، تعدادی معامله‌گر نامطلع خریدار ولی همه معامله‌گران مطلع نیز خریدار خواهند بود که در این حالت نرخ ورود خریداران برابر $\lambda + \lambda$ خواهد بود. همچنین در این حالت نیز تعدادی معامله‌گر نامطلع فروشنده سهم بوده و نرخ ورود آنها برابر λ است. نهایتاً اگر خبر خاصی پیرامون سهام رخ ندهد، تعدادی خریدار و فروشنده نامطلع با نرخ λ و λ اقدام به خرید و فروش سهم می‌کنند. حال می‌توان این دو حالت خرید و فروش را بر روی وقوع و یا عدم وقوع رویداد اطلاعاتی شرطی کرد. بنابراین شش حالت مختلف به صورت شرطی می‌تواند رخ دهد که هر یک با استفاده از قوانین احتمال و قضیه بیز^۱ قابل اثبات هستند. نهایتاً مقدار PIN به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود.

$$PIN_{(t)} = \frac{(1 - P_t(n))\mu}{(1 - P_t(n))\mu + \lambda_b + \lambda_s} = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \lambda_b + \lambda_s} \quad \text{رابطه (۱)}$$



که در این رابطه $\mu\alpha$ برابر با نرخ سفارش‌های صادره مبتنی بر اطلاعات نهانی، $b\epsilon$ برابر با نرخ سفارش‌های عادی خرید، ϵ_s برابر با نرخ سفارش‌های عادی فروش و $\alpha\mu + \epsilon_b + \epsilon_s$ برابر با نرخ تمامی سفارش‌ها است. با توجه به رابطه PIN مشخص می‌شود که مقدار احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات، وابسته به نرخ‌های ورود معامله‌گران مطلع، معامله‌گران نامطلع و همچنین احتمال رخ دادن رویداد اطلاعاتی است.

تخمین شاخص احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی

برای محاسبه احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی، بایستی از تمامی مقادیر مجموعه پارامترهای مدل شامل $\theta = (\alpha, \epsilon_b, \epsilon_s, \delta, \mu)$ آگاه بود که این خود کار بسیار مشکلی است. زیرا پارامترها با توجه به معاملات قابل مشاهده نیستند. بنابراین بهترین راه‌حل، تخمین پارامترها با توجه به روند معاملات است. در این مدل خریده‌ها و فروش‌ها از توزیع پواسون تبعیت می‌کنند. برای یک روز معاملاتی می‌توان سه حالت مختلف در نظر گرفت: رخداد اطلاعاتی روی ندهد، رخداد اطلاعاتی بد روی دهد و رخداد اطلاعاتی خوب روی دهد. در هر یک از این حالت‌ها، تعداد خریده‌ها و فروش‌ها متفاوت بوده و از توزیع‌های پواسون مختلفی پیروی می‌کنند. ابتدا تابع حداکثر درست‌نمایی برای حالت‌های مختلف محاسبه شده و در نهایت تابع حداکثر درست‌نمایی برای کل مدل تعیین می‌شود. بنابراین با در نظر گرفتن تمامی حالت‌ها، تابع حداکثر درست‌نمایی به‌صورت رابطه زیر تعیین می‌شود.

$$L(B, S | \theta) = (1 - \alpha) \cdot \left[e^{-\epsilon_b T} \frac{(\epsilon_b T)^B}{B!} \cdot e^{-\epsilon_s T} \frac{(\epsilon_s T)^S}{S!} \right] + \alpha \delta \cdot \left[e^{-\epsilon_b T} \frac{(\epsilon_b T)^B}{B!} \cdot e^{-(\epsilon_s + \mu)T} \frac{((\epsilon_s + \mu)T)^S}{S!} \right] + \alpha(1 - \delta) \cdot \left[e^{-(\epsilon_b + \mu)T} \frac{((\epsilon_b + \mu)T)^B}{B!} \cdot e^{-\epsilon_s T} \frac{(\epsilon_s T)^S}{S!} \right] \quad \text{رابطه (۲)}$$

حال با استفاده از تعداد خریده‌ها و فروش‌های روزانه می‌توان مقدار PIN روزانه را محاسبه کرد. معمولاً برای این که نتایج مدل قابل اتکا بوده و قدرت تجزیه و تحلیل آن افزایش یابد، مقدار احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را می‌توان برای چند روز متوالی (برای مثال یک ماه یا دو ماه یا هر بازه زمانی دلخواه) محاسبه کرد. در این صورت مقدار تابع حداکثر درست‌نمایی با در نظر گرفتن خریده‌ها و فروش‌های یک دوره زمانی $M = (B_i, S_i)_{i=1}^I$ و با در نظر گرفتن استقلال روزهای کاری به‌صورت ضرب توابع حداکثر درست‌نمایی روزانه مطابق رابطه زیر تعیین می‌شود.

$$L(M | \theta) = \prod_{i=1}^I L(B_i, S_i | \theta) \quad \text{رابطه (۳)}$$

با حداکثرسازی رابطه فوق با راه‌کارهای مختلف که برخی نیازمند تعیین مقادیر اولیه نیز هستند، می‌توان پارامترهای مدل را برای دوره زمانی مدنظر تخمین زد و مقدار احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات را برای آن دوره زمانی محاسبه کرد.

دسته‌بندی معاملات خرید و فروش

همان‌گونه که در بالا بیان شد، ورودی‌های تخمین پارامترهای PIN، تعداد خرید و فروش‌های روزانه است. بنابراین معاملات روزانه باید به دو دسته خرید و فروش تقسیم شوند. در پژوهش‌های مختلف، الگوریتم‌های متعددی برای این تقسیم‌بندی ارائه شده که برخی از آنها عبارتند از:

✓ الگوریتم جست^۱: این الگوریتم از قیمت معامله انجام‌شده برای دسته‌بندی آنها به معاملات خرید و فروش استفاده می‌کند. اگر قیمت معامله انجام‌شده بیشتر از قیمت معامله قبلی باشد، معامله را به‌عنوان خرید و اگر قیمت معامله انجام‌شده کمتر از قیمت معامله قبلی باشد، معامله را به‌عنوان فروش در نظر می‌گیرد. همچنین اگر قیمت معامله انجام‌شده با قیمت معامله قبلی برابر باشد، معیار دسته‌بندی معامله قبلی خواهد بود.

✓ الگوریتم مظنه‌محور^۲: این الگوریتم از مظنه جاری و قیمت معاملات انجام‌شده برای دسته‌بندی آنها به معاملات خرید و معاملات فروش استفاده می‌کند. اگر قیمت معامله انجام‌شده به مظنه فروش نزدیک‌تر باشد، معامله را به‌عنوان خرید و اگر قیمت معامله انجام‌شده به مظنه خرید نزدیک‌تر باشد، معامله را به‌عنوان فروش در نظر می‌گیرد. اما این روش نمی‌تواند معاملاتی را که در نقطه میانی مظنه خرید و فروش قرار دارند طبقه‌بندی نماید.

✓ الگوریتم لی-ردی: لی و ردی (۱۹۹۱) روش جدیدی برای تقسیم‌بندی معاملات ارائه دادند که از کارآمدترین راهکارهای تقسیم‌بندی معاملات خرید و فروش است. الگوریتم لی-ردی را می‌توان ترکیبی از دو الگوریتم جست و مظنه‌محور در نظر گرفت که ابتدا معاملات با روش دسته‌بندی مظنه‌محور تقسیم‌بندی می‌شوند. سپس معاملاتی که دقیقاً در قیمتی برابر با میانگین قیمت خرید و فروش انجام‌شده با روش جست تقسیم‌بندی می‌شوند.

✓ الگوریتم ایس-مایکلی-اوهارا^۳ (EMO): این الگوریتم که توسط ایس و همکاران^۴ (۲۰۰۰) ارائه شده پس از الگوریتم لی-ردی جزء پذیرفته‌شده‌ترین روش‌های تقسیم معاملات است. بر اساس روش ایس-مایکلی-اوهارا، معاملاتی که در قیمت سر خط سفارش‌های فروش انجام می‌شوند، به‌عنوان معامله خرید و معاملاتی در قیمت سر خط سفارش‌های خرید انجام می‌شوند، به‌عنوان معامله فروش در نظر گرفته می‌شوند. برای سایر معاملات نیز از الگوریتم جست استفاده می‌شود.

لازم به ذکر است این پژوهش از دو روش معتبر لی-ردی و ایس-مایکلی-اوهارا استفاده نموده است.

1. Binary Search
2. Quote Rule
3. Ellis, Michaely & O'Hara
4. Ellis et al

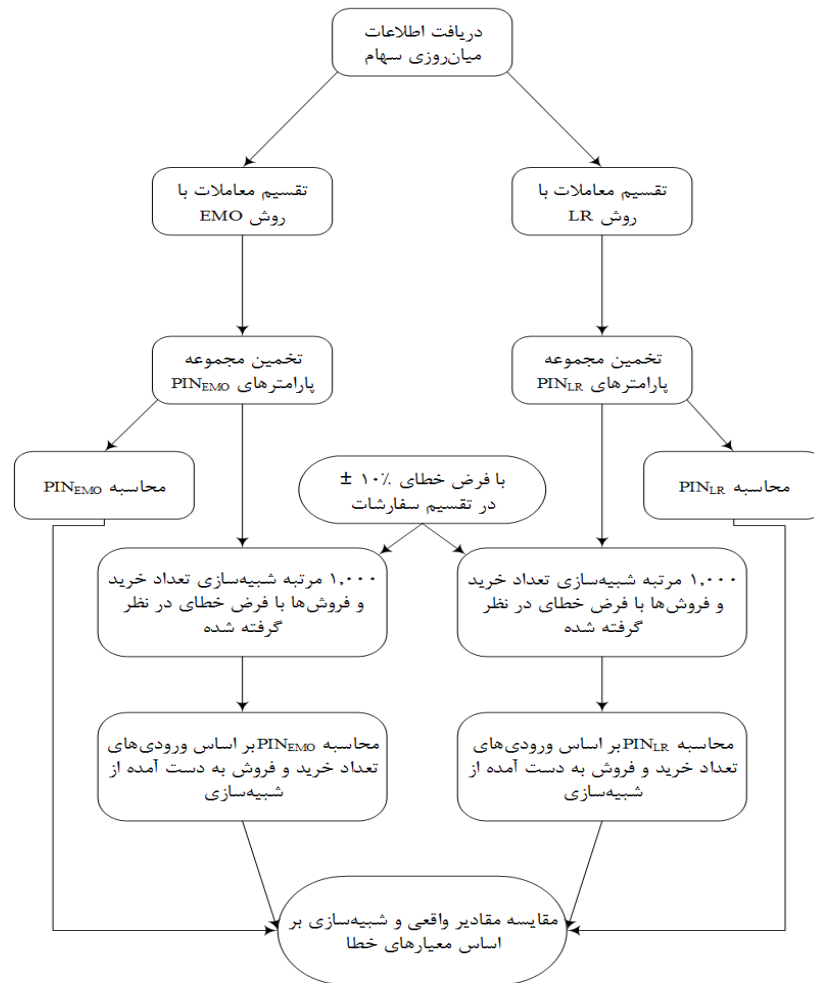
شبیه‌سازی ریزساختاری

به‌منظور بررسی تأثیر طبقه‌بندی اشتباه معاملات خرید و فروش در تخمین PIN از داده‌های سهم‌های نمونه استفاده می‌شود. در هر روز معاملاتی، طبقه‌بندی اشتباه، الزاماً به یکی از دو نتیجه کاهش تفاوت خرید-فروش یا افزایش آن منتهی می‌شود. در حالتی که تعداد معاملات خرید بیشتر از فروش باشد، با این فرض که درصد مشخصی از معاملات به‌اشتباه طبقه‌بندی شده باشند، این اشتباه منجر به کاهش تعداد خریدها گشته و تفاضل تعداد خرید-تعداد فروش را کاهش می‌دهد. در حالت دیگر، اگر این اشتباه منجر به افزایش تعداد خریدها شده باشد، تفاضل مذکور افزایش پیدا می‌کند. فرایند شبیه‌سازی به این صورت است که برای روزهای معاملاتی، فرض شده که درصد طبقه‌بندی اشتباه به‌صورت تصادفی در بازه $10-$ و $10+$ متغیر است. این بدان معنی است که در فرآیند شبیه‌سازی هر روز معاملاتی ممکن است، تفاضل خرید-فروش در یک روز معاملاتی کاهش یافته و در یک روز دیگر افزایش یابد. در این شبیه‌سازی به ازای هر دو الگوریتم لی-ردی و الیس-مایکلی-اوهارا، $1,000$ مرتبه محاسبه صورت گرفته و نتایج مربوط به معیار خطای جذر میانگین مربعات^۱ و تورش PIN برای هر دو روش گزارش شده است. در مجموعه اول و تحت شمای شبیه‌سازی تصادفی، مقدار PIN برای هر سهم محاسبه شده و با نتایج مدل لی-ردی مقایسه شده است. در مجموعه دوم، مقادیر PIN محاسبه شده با نتایج تخمین مدل الیس-مایکلی-اوهارا مقایسه شده است. در نتیجه، مرحله نهایی بررسی دقت و کیفیت تخمین PIN و اثر انحراف تعداد معاملات خرید و فروش بر آن است. در واقع در این مرحله هدف این است که هرگونه انحراف در تعیین تعداد معاملات خرید و فروش تا چه حد می‌تواند بر تخمین PIN و انحراف تخمین آن اثرگذار باشد. بدین منظور از روش شبیه‌سازی ریزساختاری استفاده خواهد شد. با توجه به توضیحات ارائه شده مراحل شبیه‌سازی عبارت‌اند از:

- ✓ تعیین تعداد خرید و فروش‌های روزانه در دوره ۱ ماهه با استفاده از الگوریتم‌های دسته‌بندی معاملات (الگوریتم‌های لی-ردی و الیس-مایکلی-اوهارا).
- ✓ تخمین مجموعه پارامترهای PIN و محاسبه PIN ماهانه برای هر سهم و در نظر گرفتن آن به‌عنوان PIN واقعی ماهانه هر سهم.
- ✓ شبیه‌سازی بردار خرید و فروش در دوره زمانی معین بر اساس مقادیر محاسبه شده توسط الگوریتم‌های لی-ردی و الیس-مایکلی-اوهارا و شبیه‌سازی با فرض وقوع خطای تعیین تعداد معاملات خرید و معاملات فروش (در بازه $[\theta\%, -\theta\%]$ که در پژوهش جاری $10\% \pm$ است). در واقع در این مرحله برای بازه زمانی ماهانه هر سهم $1,000$ مرتبه شبیه‌سازی انجام گرفته و میانگین آنها به‌عنوان PIN شبیه‌سازی شده آن ماه سهم در نظر گرفته می‌شود.
- ✓ محاسبه PIN های جدید با استفاده از تعداد خرید و فروش‌های شبیه‌سازی شده.
- ✓ تعیین انحراف مقادیر PIN های جدید نسبت به PIN واقعی بر اساس معیارهایی از قبیل خطای جذر میانگین مربعات و میانگین خطای مطلق^۲ و بررسی اثر آن در روش‌های مختلف تقسیم‌بندی معاملات.

1. Root-Mean-Square Error
2. Mean Absolute Error

شکل زیر شمای کلی تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی و نحوه سنجش اثر وقوع خطای تعیین تعداد معاملات خرید و معاملات فروش بر آن را به روش شبیه‌سازی ریزساختاری نشان می‌دهد.



شکل ۲. فرآیند محاسبات PIN و شبیه‌سازی ریزساختاری

انتخاب نمونه آماری

سهام پذیرفته شده در بورس و اوراق بهادار تهران جامعه آماری و این پژوهش هستند و اول فروردین تا پایان اسفند ۱۳۹۸ قلمرو زمانی پژوهش است. در این بازه، تعداد ۵۰۰ سهم که حداقل در ۷۵ درصد از روزهای کاری قابل معامله بودند به عنوان نمونه آماری انتخاب شدند. سپس سهم‌ها بر اساس میانگین حجم روزانه معاملات و از بیشترین میانگین حجم به کمترین میانگین حجم دسته‌بندی و دهک‌بندی شدند

و از هر دهک ۵۰ تایی موجود، ۴ سهم به صورت تصادفی و به عنوان نماینده آن دهک انتخاب شد. نهایتاً تعداد ۴۰ سهم به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند که اطلاعات آنها به شرح جدول زیر است.

جدول ۱. سهم‌های نمونه آماری پژوهش

| نماد | دهک | میانگین حجم | نماد | دهک | میانگین حجم |
|--------|-----|-------------|--------|-----|-------------|
| ولساپا | ۱ | ۹۶,۳۲۶,۶۳۹ | شپاکسا | ۶ | ۳,۲۲۵,۵۴۴ |
| خزامیا | ۱ | ۶۱,۷۹۱,۱۲۳ | اپرداز | ۶ | ۳,۱۵۲,۶۴۸ |
| فعلی | ۱ | ۴۵,۱۲۸,۴۳۳ | زینا | ۶ | ۲,۷۹۳,۲۸۹ |
| اخابر | ۱ | ۳۰,۹۹۵,۱۸۶ | چکاو | ۶ | ۲,۵۷۸,۲۲۰ |
| گگل | ۲ | ۱۶,۹۹۴,۵۰۴ | پخش | ۷ | ۲,۴۰۱,۳۲۴ |
| بترانس | ۲ | ۱۵,۹۴۴,۴۱۶ | تیمپی | ۷ | ۲,۲۶۳,۶۷۶ |
| فارس | ۲ | ۱۳,۱۹۳,۸۶۹ | زماهان | ۷ | ۱,۹۷۵,۳۹۲ |
| ثعمر | ۲ | ۱۲,۲۲۶,۵۳۸ | حسینا | ۷ | ۱,۶۹۰,۰۷۶ |
| تکمیا | ۳ | ۱۰,۴۶۲,۷۳۰ | بالاس | ۸ | ۱,۴۹۹,۲۵۰ |
| توریل | ۳ | ۸,۳۰۲,۹۸۷ | شاون | ۸ | ۱,۴۰۹,۶۷۴ |
| ونفت | ۳ | ۷,۶۷۸,۶۷۶ | لابسا | ۸ | ۱,۳۳۰,۷۹۴ |
| تبرک | ۳ | ۶,۷۶۲,۷۷۷ | تابا | ۸ | ۱,۱۶۸,۳۴۸ |
| میدکو | ۴ | ۶,۱۹۶,۴۰۶ | زنگان | ۹ | ۹۹۴,۵۶۶ |
| کنور | ۴ | ۵,۵۲۴,۵۲۴ | لیارس | ۹ | ۹۱۵,۰۱۹ |
| دتولید | ۴ | ۵,۴۳۲,۸۹۵ | کمرجان | ۹ | ۸۳۸,۷۱۸ |
| سبزوا | ۴ | ۴,۷۸۷,۳۴۸ | ساینا | ۹ | ۷۲۰,۲۴۳ |
| پکرمان | ۵ | ۴,۴۰۲,۷۷۹ | قصفها | ۱۰ | ۵۵۱,۲۰۳ |
| حاسا | ۵ | ۳,۸۷۰,۵۲۸ | گکیش | ۱۰ | ۴۳۶,۱۹۱ |
| همراه | ۵ | ۳,۴۷۳,۱۹۵ | بسویچ | ۱۰ | ۱۸۸,۱۵۵ |
| شپدیس | ۵ | ۳,۳۸۸,۱۳۰ | فنورد | ۱۰ | ۹۹,۵۳۵ |

منبع: محاسبات پژوهش

معاملات و سفارش‌ها

در گام اول، تمام اطلاعات مربوط به دفتر سفارش‌ها و معامله‌های میان‌روزی سهم‌های منتخب از طریق شرکت مدیریت فناوری بورس تهران جمع‌آوری شد.

دسته‌بندی معاملات

نحوه تقسیم معاملات توسط دو الگوریتم لی-ردی و ایس-مایکلی-اوهارا و همچنین مقایسه عملکرد دو روش به شرح جدول زیر نشان داد با توجه به نحوه دسته‌بندی، برخی معاملات در یک الگوریتم مخالف جهت الگوریتم دیگر می‌باشند.

جدول ۲. تقسیم‌بندی معاملات توسط الگوریتم LR و EMO - سهام شرکت مخابرات ایران

| تاریخ | ساعت معامله | حجم معامله | قیمت معامله | قیمت سفارش خرید پیشین | قیمت سفارش فروش پیشین | LR | EMO |
|------------|-------------|------------|-------------|-----------------------|-----------------------|------|------|
| ۱۳۹۸/۰۱/۱۷ | ۱۱:۱۲:۳۹ | ۱۸,۰۰۰ | ۲,۴۵۸ | ۲,۴۵۷ | ۲,۴۵۸ | خرید | خرید |
| ۱۳۹۸/۰۱/۱۷ | ۱۱:۱۲:۳۹ | ۱۲,۰۰۰ | ۲,۴۵۸ | ۲,۴۵۸ | ۲,۴۶۰ | فروش | فروش |
| ۱۳۹۸/۰۱/۱۷ | ۱۱:۱۲:۴۱ | ۲۵,۶۰۰ | ۲,۴۵۸ | ۲,۴۵۸ | ۲,۴۶۰ | فروش | فروش |
| ۱۳۹۸/۰۱/۱۷ | ۱۱:۱۲:۴۱ | ۳۰,۰۰۰ | ۲,۴۵۷ | ۲,۴۵۴ | ۲,۴۵۸ | خرید | فروش |
| ۱۳۹۸/۰۱/۱۷ | ۱۱:۱۲:۴۱ | ۵,۰۰۰ | ۲,۴۵۷ | ۲,۴۵۴ | ۲,۴۵۸ | خرید | فروش |
| ۱۳۹۸/۰۱/۱۷ | ۱۱:۱۲:۴۲ | ۲,۷۷۵ | ۲,۴۵۴ | ۲,۴۵۲ | ۲,۴۵۴ | خرید | خرید |

منبع: محاسبات پژوهش

دسته‌بندی روزانه معاملات خرید و فروش

پس از دسته‌بندی معاملات به خرید و فروش در هر روز، معاملات به‌صورت روزانه تجمیع و تعداد خرید و فروش در هر روز تعیین شد. نحوه تجمیع خرید و فروش‌ها به‌صورت روزانه برای سهم شرکت مخابرات ایران جدول زیر نشان داده شده است.

جدول ۳. نمونه دسته‌بندی روزانه معاملات خرید و فروش سهام شرکت مخابرات ایران

| تاریخ | روش LR | | روش EMO | |
|------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | تعداد معامله خرید | تعداد معامله فروش | تعداد معامله خرید | تعداد معامله فروش |
| ۱۳۹۸/۰۱/۱۷ | ۸۴۷ | ۶۷۶ | ۸۹۹ | ۶۲۴ |
| ۱۳۹۸/۰۱/۱۸ | ۷۰۰ | ۱,۰۱۶ | ۸۷۴ | ۸۴۲ |
| ۱۳۹۸/۰۱/۱۹ | ۵۳۲ | ۴۴۱ | ۶۰۷ | ۳۶۶ |
| ۱۳۹۸/۰۱/۲۰ | ۱,۲۵۹ | ۱,۹۶۵ | ۱,۲۹۵ | ۱,۹۲۹ |
| ۱۳۹۸/۰۱/۲۱ | ۱,۲۳۱ | ۱,۱۵۰ | ۱,۵۴۳ | ۹۳۸ |
| ۱۳۹۸/۰۱/۲۴ | ۶۴۳ | ۸۹۰ | ۷۸۹ | ۷۴۴ |
| ۱۳۹۸/۰۱/۲۵ | ۶۰۵ | ۴۸۸ | ۶۶۰ | ۴۳۳ |

منبع: محاسبات پژوهش

شناخت معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی

پس از دسته‌بندی روزانه معاملات خرید و فروش، بردار خرید و فروش‌های روزانه (هم برای روش لی-ردی و هم روش ایس-مایکلی-اوهارا) به ازای هر ماه وارد رابطه حداکثر درست‌نمایی شاخص PIN شده و پارامترهای شاخص و درنهایت متغیر احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی محاسبه می‌شود و جدول زیر نمونه‌ای از این محاسبات را برای سهم شرکت مخابرات ایران نشان می‌دهد.



جدول ۴. مقادیر PIN سهام شرکت مخابرات ایران

| روش دسته‌بندی EMO | | | | | | روش دسته‌بندی LR | | | | | | تاریخ |
|-------------------|----------|------------------|------------------|-------|----------|------------------|----------|------------------|------------------|-------|----------|---------|
| PIN | δ | $\varepsilon(s)$ | $\varepsilon(b)$ | μ | α | PIN | δ | $\varepsilon(s)$ | $\varepsilon(b)$ | μ | α | |
| -/۱۲۵۴ | /۵۰۰۰ | ۶۳۲ | ۸۰۵ | ۱۰۳۰ | -/۳۰۰۰ | -/۱۱۰۳ | /۵۰۰۰ | ۷۹۱ | ۶۷۰ | ۹۰۶ | -/۲۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۱ |
| -/۱۴۱۹ | /۸۵۷۱ | ۵۵۸ | ۷۶۷ | ۶۵۷ | -/۳۳۳۳ | -/۱۴۲۴ | /۸۷۵۰ | ۶۳۴ | ۶۹۰ | ۵۷۷ | -/۳۸۰۹ | ۱۳۹۸/۰۲ |
| -/۱۸۹۳ | /۴۰۰۰ | ۹۳۹ | ۱۰۶۲ | ۱۳۰۸ | -/۳۵۷۱ | -/۱۷۳۲ | /۴۰۰۰ | ۱۰۸۷ | ۹۵۳ | ۱۰۹۷ | -/۳۵۷۱ | ۱۳۹۸/۰۳ |
| -/۱۵۴۷ | /۴۲۸۶ | ۶۸۰ | ۷۹۱ | ۸۰۷ | -/۳۳۳۳ | -/۱۴۰۹ | /۳۳۳۳ | ۷۹۹ | ۶۹۹ | ۸۶۰ | -/۲۸۵۷ | ۱۳۹۸/۰۴ |
| -/۲۶۷۴ | /۴۰۰۰ | ۶۸۳ | ۷۳۰ | ۱۰۹۶ | -/۲۶۳۲ | -/۲۵۲۴ | /۴۰۰۰ | ۷۹۵ | ۶۴۷ | ۱۸۵۰ | -/۲۶۳۲ | ۱۳۹۸/۰۵ |
| -/۱۸۴۱ | /۹۴۱۲ | ۶۱۹ | ۱۰۲۹۰ | ۴۸۲ | -/۸۹۴۷ | -/۲۴۱۳ | /۸۷۵۰ | ۸۷۶ | ۹۰۳ | ۶۷۲ | -/۸۴۲۱ | ۱۳۹۸/۰۶ |
| -/۱۷۴۰ | /۶۰۵۵ | ۹۴۰ | ۱۰۲۱۱ | ۱۸۳۵ | -/۲۴۶۸ | -/۱۸۳۹ | /۵۰۰۰ | ۱۰۱۳۸ | ۹۹۱ | ۱۵۹۹ | -/۳۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۷ |
| -/۳۲۱۸ | ۱/۰۰۰۰ | ۸۴ | ۵۷۰ | ۳۱۰ | ۱/۰۰۰۰ | -/۰۷۸۰ | /۵۰۰۰ | ۴۴۹ | ۴۴۰ | ۳۲۰ | -/۲۳۵۳ | ۱۳۹۸/۰۸ |
| -/۱۰۸۸ | /۴۰۰۰ | ۶۹۲ | ۹۳۱ | ۷۹۳ | -/۳۵۰۰ | -/۱۵۶۲ | ۱/۰۰۰۰ | ۹۴۳ | ۵۹۲ | ۷۱۰ | -/۴۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۹ |
| -/۲۷۶۴ | /۷۵۰۰ | ۹۸۵ | ۱۰۲۵۸ | ۲۰۱۴۲ | -/۴۰۰۰ | -/۲۲۰۹ | /۸۰۰۰ | ۱۰۰۷۴ | ۱۳۴۴۴ | ۲۰۷۴۳ | -/۲۵۰۰ | ۱۳۹۸/۱۰ |
| -/۳۲۶۸ | /۹۹۹۹ | ۵۱۹ | ۲۰۳۶۰ | ۱۵۵۸۴ | -/۸۸۲۳ | -/۲۹۴۷ | /۹۹۹۹ | ۱۰۰۰۵ | ۱۰۹۷۶ | ۱۶۲۹ | -/۷۶۴۷ | ۱۳۹۸/۱۱ |
| -/۳۲۹۳ | /۹۹۹۹ | ۳۸۲ | ۲۰۳۸۲ | ۱۶۲۹ | -/۸۳۳۳ | -/۳۴۸۵ | /۹۹۹۹ | ۵۶۲ | ۲۰۱۰۴ | ۱۸۳۴ | -/۷۷۷۸ | ۱۳۹۸/۱۲ |
| -/۲۱۶۷ | | | | | | -/۱۹۵۳ | | | | | | میانگین |

منبع: محاسبات پژوهش

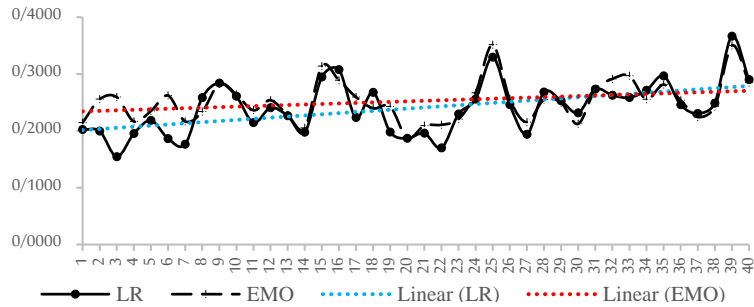
بر این اساس، جدول زیر خلاصه‌ای از مقادیر متوسط PIN محاسبه‌شده برای سهام منتخب که از میانگین مقادیر ماهانه بر اساس الگوریتم‌های دسته‌بندی لی - ردی و الیس - مایکلی - اوهارا حاصل شده را نشان می‌دهد.

جدول ۵. خلاصه نتایج محاسبات PIN برای سهام‌های منتخب

| PIN (EMO) | PIN (LR) | دهک | نماد | PIN (EMO) | PIN (LR) | دهک | نماد |
|-----------|-----------------------|-----|--------|-----------|-------------------|-----|--------|
| -/۲۰۹۲ | -/۱۹۵۸ | ۶ | شپاکسا | -/۲۱۴۳ | -/۲۰۲۳ | ۱ | ولسایا |
| -/۲۱۰۷ | -/۱۷۰۱ | ۶ | ایرداز | -/۲۵۵۸ | -/۱۹۹۵ | ۱ | خرامیا |
| -/۲۲۰۵ | -/۲۲۹۶ | ۶ | زینا | -/۲۵۹۴ | -/۱۵۴۵ | ۱ | فملی |
| -/۲۶۷۰ | -/۲۵۵۸ | ۶ | چکاو | -/۲۱۶۷ | -/۱۹۵۲ | ۱ | اخبار |
| -/۳۵۱۷ | -/۳۳۹۷ | ۷ | پخش | -/۲۳۵۱ | -/۲۱۸۵ | ۲ | گگل |
| -/۲۵۵۸ | -/۲۴۵۹ | ۷ | تیمی | -/۲۶۲۲ | -/۱۸۶۴ | ۲ | بترانس |
| -/۲۱۵۴ | -/۱۹۳۸ | ۷ | زماهان | -/۲۱۶۷ | -/۱۷۶۵ | ۲ | فارس |
| -/۲۵۵۲ | -/۲۶۸۲ | ۷ | حسینا | -/۲۲۳۸ | -/۲۵۸۳ | ۲ | نعمرا |
| -/۲۴۹۶ | -/۲۵۳۱ | ۸ | بالاس | -/۲۸۲۹ | -/۲۸۴۲ | ۳ | تکمیا |
| -/۲۱۲۴ | -/۲۳۱۷ | ۸ | شاوان | -/۲۶۴۱ | -/۲۶۰۸ | ۳ | توریل |
| -/۲۷۲۶ | -/۲۷۳۴ | ۸ | لایسا | -/۲۳۶۳ | -/۲۱۴۴ | ۳ | ونفت |
| -/۲۹۱۴ | -/۲۶۲۷ | ۸ | تابا | -/۲۵۴۰ | -/۲۴۰۸ | ۳ | تیرک |
| -/۲۹۶۹ | -/۲۵۸۷ | ۹ | زنگان | -/۲۲۸۰ | -/۲۲۶۵ | ۴ | میدکو |
| -/۲۵۵۵ | -/۲۷۱۵ | ۹ | لیپارس | -/۲۰۵۱ | -/۱۹۷۶ | ۴ | کتور |
| -/۲۸۱۴ | -/۲۹۶۸ | ۹ | کمرجان | -/۳۱۳۸ | -/۲۹۴۸ | ۴ | دتولید |
| -/۲۵۳۹ | -/۲۴۶۰ | ۹ | ساینا | -/۲۸۹۰ | -/۳۰۷۷ | ۴ | سیزوا |
| -/۲۲۴۵ | -/۲۳۰۷ | ۱۰ | قصفها | -/۲۵۹۶ | -/۲۲۳۵ | ۵ | پکرمان |
| -/۲۴۲۷ | -/۲۴۸۹ | ۱۰ | گکیش | -/۲۳۹۸ | -/۲۶۷۸ | ۵ | حاسا |
| -/۳۵۰۲ | -/۳۶۶۷ | ۱۰ | بسویچ | -/۲۴۲۹ | -/۱۹۷۹ | ۵ | همراه |
| -/۲۸۵۰ | -/۲۹۰۴ | ۱۰ | فنورد | -/۱۸۷۶ | -/۱۸۶۹ | ۵ | شپدیس |
| | -/۲۴۰۳ | | | | میانگین (LR) PIN | | |
| | -/۲۵۲۵ | | | | میانگین (EMO) PIN | | |
| | -/۲۴۶۴ \approx -/۲۵ | | | | میانگین کل | | |

منبع: محاسبات پژوهش

شکل زیر نیز تغییرات مقادیر احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی که توسط مقادیر خرید و فروش روش‌های لی-ردی و الیس-مایکلی-اوهارا محاسبه شده را به همراه خط روند هر یک نشان می‌دهد.



شکل ۳. تغییرات PIN سهام‌های نمونه آماری پژوهش

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج مندرج در جدول و شکل بالا:

- ✓ محاسبات متغیر PIN بر اساس هر دو روش تقسیم‌بندی لی-ردی و الیس-مایکلی-اوهارا در سهام‌های منتخب هم جهت بوده و تفاوت معناداری ندارند.
- ✓ خط روند در هر دو نمودار شیب مثبت داشته که نشان می‌دهد با حرکت از سمت دهک‌های دارای حجم بالا به سمت دهک‌های پایین‌تر، مقادیر PIN محاسباتی افزایش می‌یابد و این نشان‌دهنده افزایش عدم تقارن اطلاعاتی و وجود اطلاعات نهانی در دهک‌های کم حجم و کم معامله سهام است.

شبیه‌سازی

جدول زیر نمونه‌ای از فرایند شبیه‌سازی را برای یکی از دوره‌های ماهانه سهام شرکت مخابرات ایران با نماد اخبار نشان می‌دهد.

جدول ۶. نمونه شبیه‌سازی PIN سهام شرکت مخابرات ایران

| روش دستبندی EMO | | | | | | روش دستبندی LR | | | | | | مرتب‌شده | تاریخ |
|-----------------|----------|-------------|-------------|-------|----------|----------------|----------|-------------|-------------|-------|----------|----------|---------|
| PIN | δ | $\alpha(s)$ | $\alpha(b)$ | μ | α | PIN | δ | $\alpha(s)$ | $\alpha(b)$ | μ | α | شبه‌سازی | |
| ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... |
| -۰/۱۵۲۰ | ۰/۸۵۷۱ | ۵۳۹ | ۷۷۰ | ۷۰۴ | ۰/۳۳۳۳ | -۰/۱۴۴۸ | ۰/۸۷۵۰ | ۶۳۳ | ۶۸۷ | ۵۸۷ | ۰/۳۸۰۹ | ۱ | ۱۳۹۸/۰۱ |
| -۰/۱۳۶۹ | ۰/۸۵۷۱ | ۵۶۹ | ۷۶۴ | ۶۳۴ | ۰/۳۳۳۳ | -۰/۱۴۳۱ | ۰/۸۷۵۰ | ۶۳۴ | ۶۸۹ | ۵۸۰ | ۰/۳۸۰۹ | ۲ | ۱۳۹۸/۰۱ |
| -۰/۱۴۰۶ | ۰/۸۵۷۱ | ۵۶۲ | ۷۶۶ | ۶۵۲ | ۰/۳۳۳۳ | -۰/۱۴۶۹ | ۰/۸۷۵۰ | ۶۳۳ | ۶۸۴ | ۵۹۵ | ۰/۳۸۰۹ | ۳ | ۱۳۹۸/۰۱ |
| -۰/۱۳۷۷ | ۰/۸۵۷۱ | ۵۶۸ | ۷۶۵ | ۶۳۸ | ۰/۳۳۳۳ | -۰/۱۴۶۳ | ۰/۸۷۵۰ | ۶۳۳ | ۶۸۵ | ۵۹۲ | ۰/۳۸۰۹ | ۴ | ۱۳۹۸/۰۱ |
| -۰/۱۴۱۵ | ۰/۸۵۷۱ | ۵۵۹ | ۷۶۷ | ۶۵۵ | ۰/۳۳۳۳ | -۰/۱۴۰۹ | ۰/۸۷۵۰ | ۶۳۴ | ۶۹۲ | ۵۷۱ | ۰/۳۸۰۹ | ۵ | ۱۳۹۸/۰۱ |
| -۰/۱۴۴۳ | ۰/۸۵۷۱ | ۵۵۴ | ۷۶۷ | ۶۶۸ | ۰/۳۳۳۳ | -۰/۱۴۶۷ | ۰/۸۷۵۰ | ۶۳۳ | ۶۸۴ | ۵۹۵ | ۰/۳۸۰۹ | ۶ | ۱۳۹۸/۰۱ |
| -۰/۱۴۲۰ | ۰/۸۵۷۱ | ۵۵۶ | ۷۶۷ | ۶۶۲ | ۰/۳۳۳۳ | -۰/۱۴۰۴ | ۰/۸۷۵۰ | ۶۳۴ | ۶۹۳ | ۵۶۹ | ۰/۳۸۰۹ | ۷ | ۱۳۹۸/۰۱ |
| -۰/۱۵۱۲ | ۰/۸۵۷۱ | ۵۴۱ | ۷۷۰ | ۷۰۰ | ۰/۳۳۳۳ | -۰/۱۴۱۴ | ۰/۸۷۵۰ | ۶۳۴ | ۶۹۲ | ۵۷۲ | ۰/۳۸۰۹ | ۸ | ۱۳۹۸/۰۱ |
| -۰/۱۴۲۹ | ۰/۸۵۷۱ | ۵۵۶ | ۷۶۷ | ۶۶۲ | ۰/۳۳۳۳ | -۰/۱۵۲۱ | ۰/۸۷۵۰ | ۶۳۱ | ۶۷۹ | ۶۱۶ | ۰/۳۸۰۹ | ۹ | ۱۳۹۸/۰۱ |
| -۰/۱۳۶۱ | ۰/۸۵۷۱ | ۵۷۰ | ۷۶۴ | ۶۳۱ | ۰/۳۳۳۳ | -۰/۱۲۶۳ | ۰/۸۳۳۳ | ۶۸۸ | ۶۹۲ | ۶۹۸ | ۰/۲۸۵۷ | ۱۰ | ۱۳۹۸/۰۱ |
| -۰/۱۳۶۴ | ۰/۸۵۷۱ | ۵۷۰ | ۷۶۴ | ۶۳۲ | ۰/۳۳۳۳ | -۰/۱۴۵۲ | ۰/۸۷۵۰ | ۶۳۳ | ۶۸۷ | ۵۸۸ | ۰/۳۸۰۹ | ۱۱ | ۱۳۹۸/۰۱ |
| ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... | ... |

منبع: محاسبات پژوهش

در ادامه، جدول زیر نمونه‌ای از PIN های ماهانه شبه‌سازی شده برای سهام مخبرات ایران را نشان می‌دهد. لازم به ذکر است مقدار PIN شبه‌سازی شده هرماه برابر میانگین مقدار ۱,۰۰۰ مرتبه PIN شبه‌سازی شده در همان ماه در نظر گرفته شده است.

جدول ۷. مقادیر PIN شبه‌سازی شده سهام شرکت مخبرات ایران

| روش EMO | | | روش LR | | |
|-------------------|----------------|---------|-------------------|----------------|---------|
| مقدار PIN میانگین | تعداد شبه‌سازی | تاریخ | مقدار PIN میانگین | تعداد شبه‌سازی | تاریخ |
| ۰/۱۲۴۹ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۱ | ۰/۱۱۹۲ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۱ |
| ۰/۱۴۲۲ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۲ | ۰/۱۳۶۳ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۲ |
| ۰/۱۷۵۴ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۳ | ۰/۱۷۰۳ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۳ |
| ۰/۱۵۱۳ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۴ | ۰/۱۴۲۴ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۴ |
| ۰/۲۶۶۰ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۵ | ۰/۲۵۳۸ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۵ |
| ۰/۲۰۶۹ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۶ | ۰/۲۳۶۰ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۶ |
| ۰/۱۷۴۳ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۷ | ۰/۱۸۲۹ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۷ |
| ۰/۳۲۲۴ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۸ | ۰/۰۷۷۸ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۸ |
| ۰/۱۰۸۸ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۹ | ۰/۱۵۶۲ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۰۹ |
| ۰/۲۷۶۹ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۱۰ | ۰/۲۲۰۶ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۱۰ |
| ۰/۳۴۸۸ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۱۱ | ۰/۲۷۹۹ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۱۱ |
| ۰/۳۲۹۲ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۱۲ | ۰/۳۲۱۷ | ۱,۰۰۰ | ۱۳۹۸/۱۲ |
| ۰/۲۱۸۹ | | میانگین | ۰/۱۹۱۴ | | میانگین |

منبع: محاسبات پژوهش

بررسی سطح عدم تقارن اطلاعاتی

به منظور بررسی وجود سطح معناداری از عدم تقارن اطلاعاتی می‌توان از آزمون مقایسه زوجی به ازای مقادیر PIN محاسبه شده برای هر سهم به‌طور جداگانه و همچنین کل سهامها به‌صورت یکجا استفاده کرد. بنابراین برای هر سهم هم به ازای PIN محاسبه‌شده با روش لی-ردی و هم PIN محاسبه شده با روش الیس-مایکلی-اوهارا تعداد ۱۲ داده وجود دارد که برای هر سهم و به ازای روش‌های مختلف تقسیم‌بندی معاملات آزمون مقایسه زوجی انجام می‌گیرد. فرضیه‌ها آزمون مقایسه زوجی به شرح زیر است:

- ✓ فرض صفر: میانگین PIN ها نسبت به صفر اختلاف معنادار ندارند.
- ✓ فرض یک: میانگین PIN ها نسبت به صفر اختلاف معنادار دارند.

جدول زیر نتایج آزمون مقایسه زوجی را به ازای کل سهام‌های نمونه به‌صورت یکجا نشان می‌دهد.

جدول ۸. نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه اول (کل نمونه)

| احتمال آماره ۱ | | نماد |
|----------------|----------|----------------|
| PIN (EMO) | PIN (LR) | کل نمونه آماری |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | |

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج مندرج در جدول بالا و به ازای هر دو روش محاسبه PIN، احتمال آماره آزمون کمتر از مقدار ۰/۰۵ برآوردی شده و در نتیجه فرض صفر رد و فرض مخالف مبتنی بر وجود اختلاف معنادار بین مقادیر احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی و مقدار صفر پذیرفته می‌شود.



همچنین جدول زیر نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه آزمون را به تفکیک هر یک از سهم‌های نمونه آماری نشان می‌دهد.

جدول ۹. نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه اول (به تفکیک سهم)

| احتمال آماره t | | دهک | نماد | احتمال آماره t | | دهک | نماد |
|----------------|----------|-----|--------|----------------|----------|-----|--------|
| PIN (EMO) | PIN (LR) | | | PIN (EMO) | PIN (LR) | | |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۶ | شیاکسا | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۱ | ولساپا |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۶ | ایرداز | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۰ | ۱ | خرامیا |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۶ | زینبا | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۱ | فملی |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۶ | چکاو | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۱ | اخابر |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۷ | پخش | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۱ | ۲ | کگل |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۷ | تیمی | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۲ | بترانس |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۷ | زماهان | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۲ | فارس |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۷ | حسینا | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۲ | ثعمرا |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۸ | بالاس | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۳ | تکمبا |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۸ | شاون | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۳ | توریل |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۸ | لابسا | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۳ | ونفت |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۸ | تابا | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۳ | تبرک |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۹ | زنگان | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۴ | میدکو |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۹ | لپارس | ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۰ | ۴ | کتور |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۹ | کمرجان | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۴ | دتولید |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۹ | ساینا | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۴ | سزوا |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۱۰ | قصفها | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۵ | پکرمان |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۱۰ | گگیش | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۵ | حاسا |
| ۰/۰۰۰۱ | ۰/۰۰۰۰ | ۱۰ | بسویچ | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۵ | همراه |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۱۰ | فتورد | ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | ۵ | شیدیس |

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج درج شده در جدول بالا، احتمال آماره آزمون هر یک از سهم‌های منتخب (برای هر دو روش محاسبه PIN) کمتر از مقدار ۰/۰۵ برآورد شده و در نتیجه فرضیه صفر رد و فرضیه مقابل مبنی بر وجود اختلاف معنادار بین مقادیر احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات نهانی و مقدار صفر پذیرفته می‌شود. بنابراین با توجه به نتایج مشاهده می‌شود معاملات در بورس اوراق بهادار تهران دارای سطح قابل ملاحظه‌ای از اطلاعات نهانی است که این میزان در سهم‌های کوچک‌تر با حجم معاملاتی کمتر بیش‌تر است و نیازمند توجه بیشتر سازمان‌های نظارتی بر معاملات است.

بررسی اثر روش‌های مختلف تقسیم‌بندی بر محاسبه PIN

به منظور بررسی اثر روش‌های مختلف تقسیم‌بندی بر محاسبه PIN می‌توان از آزمون مقایسه زوجی به ازای مقادیر PIN محاسبه شده برای هر سهم به‌طور جداگانه و همچنین کل سهم‌ها به‌صورت یکجا استفاده کرد. بنابراین برای هر سهم هم به ازای PIN محاسبه‌شده با روش لی-ردی و هم PIN محاسبه‌شده با روش الیس-مایکلی-اوهارا تعداد ۱۲ داده وجود دارد که به ازای روش‌های مختلف آزمون مقایسه زوجی انجام می‌گیرد. فرضیه‌ها آزمون مقایسه زوجی به شرح زیر است:



- ✓ فرض صفر: میانگین PIN محاسبه‌شده با استفاده از روش لی-ردی نسبت به میانگین PIN محاسبه‌شده با استفاده از روش الیس-مایکلی-اوهارا تفاوت معناداری ندارد.
 - ✓ فرض یک: میانگین PIN محاسبه‌شده با استفاده از روش لی-ردی نسبت به میانگین PIN محاسبه‌شده با استفاده از روش الیس-مایکلی-اوهارا تفاوت معناداری دارد.
- جدول زیر نتایج آزمون مقایسه زوجی را به ازای کل سهم‌های نمونه و به صورت یکجا نشان می‌دهد.

جدول ۱۰. نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه دوم (کل نمونه)

| نماد | احتمال آماره t (LR-EMO) |
|----------------|-------------------------|
| کل نمونه آماری | ۰/۰۶۲۴ |

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج مندرج در جدول بالا، احتمال آماره آزمون بیشتر از مقدار ۰/۰۵ برآورد شده و در نتیجه دلیلی برای رد فرض صفر مبنی بر وجود تفاوت معنادار میانگین PIN محاسبه‌شده توسط دو روش لی-ردی و الیس-مایکلی-اوهارا وجود ندارد و این فرض پذیرفته می‌شود. همچنین جدول زیر نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه دوم (به تفکیک سهم) می‌دهد.

جدول ۱۱. نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه دوم (به تفکیک سهم)

| نماد | دهک | احتمال آماره t (LR-EMO) | نماد | دهک | احتمال آماره t (LR-EMO) |
|--------|-----|-------------------------|--------|-----|-------------------------|
| ولسایا | ۱ | ۰/۶۵۶۲ | شپاکسا | ۶ | ۰/۶۸۰۳ |
| خزامیا | ۱ | ۰/۲۸۲۸ | اپرداز | ۶ | ۰/۱۰۳۰ |
| فطلی | ۱ | ۰/۰۰۲۱ | زینا | ۶ | ۰/۸۴۰۶ |
| اخیر | ۱ | ۰/۵۲۲۰ | چکاو | ۶ | ۰/۸۰۵۴ |
| گل | ۲ | ۰/۷۱۰۸ | پخش | ۷ | ۰/۶۲۹۵ |
| بترانس | ۲ | ۰/۰۴۶۱ | تیمی | ۷ | ۰/۷۹۲۳ |
| فارس | ۲ | ۰/۱۶۷۶ | زماهان | ۷ | ۰/۶۳۳۲ |
| نعمرا | ۲ | ۰/۵۹۰۸ | حسینا | ۷ | ۰/۷۷۵۴ |
| تکمیا | ۳ | ۰/۹۶۸۴ | بالاس | ۸ | ۰/۹۱۹۷ |
| توریل | ۳ | ۰/۹۳۹۵ | شاوان | ۸ | ۰/۵۷۸۷ |
| ونفت | ۳ | ۰/۴۶۷۲ | لایسا | ۸ | ۰/۹۸۳۸ |
| تبرک | ۳ | ۰/۷۳۴۳ | تایا | ۸ | ۰/۴۸۷۶ |
| میدکو | ۴ | ۰/۹۶۰۵ | زنگان | ۹ | ۰/۲۹۲۶ |
| کنور | ۴ | ۰/۸۳۸۳ | لپارس | ۹ | ۰/۶۹۴۸ |
| دتولید | ۴ | ۰/۷۰۶۷ | کمرجان | ۹ | ۰/۷۶۱۴ |
| سبزوا | ۴ | ۰/۷۰۱۲ | ساینا | ۹ | ۰/۷۹۸۷ |
| پکرمان | ۵ | ۰/۱۷۹۴ | قصفا | ۱۰ | ۰/۸۳۴۱ |
| حاسا | ۵ | ۰/۵۰۳۷ | گکیش | ۱۰ | ۰/۸۰۹۲ |
| همراه | ۵ | ۰/۲۴۰۵ | بسویچ | ۱۰ | ۰/۸۲۵۲ |
| شپدیس | ۵ | ۰/۹۷۹۳ | فنورد | ۱۰ | ۰/۸۹۶۷ |

منبع: محاسبات پژوهش



نتایج جدول بالا نشان می‌دهد جز در دو سهم، در مابقی سهام منتخب، احتمال آماره آزمون بیشتر از مقدار ۰/۰۵ برآورد شده و دلیلی برای رد فرض صفر مبنی بر وجود تفاوت معنادار میانگین PIN محاسبه شده توسط دو روش وجود ندارد. در نتیجه فرض صفر پذیرفته می‌شود. بنابراین استفاده از روش‌های مختلف دسته‌بندی معاملات تفاوت قابل ملاحظه‌ای در سیستم نظارتی ایجاد نکردی و سیستم‌های نظارتی می‌توانند از روش‌های مختلف تقسیم‌بندی استفاده کنند.

بررسی اثر انحراف تقسیم معاملات خرید و فروش بر PIN

به منظور بررسی اثر انحراف تقسیم معاملات خرید و فروش بر PIN می‌توان از آزمون مقایسه زوجی به ازای مقادیر PIN محاسبه شده و شبیه‌سازی شده برای هر سهم به‌طور جداگانه و همچنین کل سهام‌ها به‌صورت یکجا استفاده کرد. روش دیگر نیز استفاده از مقادیر خطای جذر میانگین مربعات (برای تک‌تک سهام‌ها و یا کل سهام به‌صورت یکجا) PIN واقعی و شبیه‌سازی شده و استفاده از آزمون مقایسه زوجی جهت بررسی وجود اختلاف معنادار بین مقادیر خطای جذر میانگین مربعات و مقدار صفر است. بنابراین برای هر سهم هم به ازای PIN محاسبه شده و شبیه‌سازی شده با روش لی-ردی و الیس-مایکلی-اوهارا تعداد ۱۲ داده وجود دارد که ابتدا مقادیر خطای جذر میانگین مربعات محاسبه شده و معناداری اختلاف آن با صفر برای سهام‌های نمونه آماری پژوهش و به ازای روش‌های مختلف با استفاده از آزمون مقایسه زوجی انجام می‌گیرد.

فرضیه‌ها آزمون مقایسه زوجی به شرح زیر است:

- ✓ فرض صفر: مقادیر خطای جذر میانگین مربعات حاصل از مقادیر PIN واقعی و PIN شبیه‌سازی شده بر اساس هر دو روش دسته‌بندی نسبت به صفر اختلاف معناداری ندارند.
 - ✓ فرض یک: مقادیر خطای جذر میانگین مربعات حاصل از مقادیر PIN واقعی و PIN شبیه‌سازی شده بر اساس هر دو روش دسته‌بندی نسبت به صفر اختلاف معناداری دارند.
- جدول زیر نتایج آزمون مقایسه زوجی را به ازای کل سهام‌های نمونه و به‌صورت یکجا نشان می‌دهد.

جدول ۱۲. نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه سوم (کل نمونه)

| احتمال آماره t | | نماد |
|----------------|----------|----------------|
| PIN (EMO) | PIN (LR) | |
| ۰/۰۰۰۰ | ۰/۰۰۰۰ | کل نمونه آماری |

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج در جدول بالا و به ازای هر دو روش محاسبه PIN، احتمال آماره آزمون کمتر از ۰/۰۵ برآورد شده، در نتیجه فرض صفر رد و فرض یک مبنی بر وجود اختلاف معنادار بین مقادیر خطای



شبیه‌سازی و مقدار صفر پذیرفته شده و فرضیه مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین هرگونه تقسیم نادرست معاملات با هر دو روش لی-ردی و الیس-مایکلی-اوهارا می‌تواند بر محاسبه PIN تأثیر معناداری بگذارد. همچنین، نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه آزمون به تفکیک هر یک از سهام منتخب در جدول زیر نشان داده شده است.

جدول ۱۳. نتایج آزمون مقایسه زوجی فرضیه سوم (به تفکیک سهم)

| احتمال آماره t | | نماد | دهک | احتمال آماره t | | نماد | دهک |
|----------------|----------|--------|-----|----------------|----------|--------|-----|
| PIN (EMO) | PIN (LR) | | | PIN (EMO) | PIN (LR) | | |
| ۰/۰۱۷۲ | ۰/۰۰۹۳ | شپاکسا | ۶ | ۰/۰۲۹۷ | ۰/۰۱۸۴ | ولسپا | ۱ |
| ۰/۰۱۸۹ | ۰/۰۱۰۵ | ایرداز | ۶ | ۰/۰۲۰۴ | ۰/۰۲۵۴ | خزایما | ۱ |
| ۰/۰۲۹۲ | ۰/۰۰۶۵ | زینا | ۶ | ۰/۰۱۸۲ | ۰/۰۱۶۸ | فملی | ۱ |
| ۰/۰۰۲۳ | ۰/۰۲۱۱ | چکاو | ۶ | ۰/۰۰۸۷ | ۰/۰۱۴۲ | اخابر | ۱ |
| ۰/۰۰۷۳ | ۰/۰۲۴۳ | پخش | ۷ | ۰/۰۰۷۸ | ۰/۰۱۸۷ | گگل | ۲ |
| ۰/۰۱۶۴ | ۰/۰۱۶۱ | تپمی | ۷ | ۰/۰۰۴۸ | ۰/۰۱۸۵ | بترانس | ۲ |
| ۰/۰۲۴۰ | ۰/۰۰۸۸ | زماهان | ۷ | ۰/۰۱۹۰ | ۰/۰۲۶۴ | فارس | ۲ |
| ۰/۰۰۵۱ | ۰/۰۱۷۱ | حسینا | ۷ | ۰/۰۰۹۸ | ۰/۰۰۴۶ | نعمرا | ۲ |
| ۰/۰۲۱۰ | ۰/۰۲۵۶ | بالاس | ۸ | ۰/۰۰۲۵ | ۰/۰۰۶۴ | تکمیا | ۳ |
| ۰/۰۱۹۱ | ۰/۰۱۲۴ | شاوان | ۸ | ۰/۰۱۲۴ | ۰/۰۰۴۳ | توریل | ۳ |
| ۰/۰۰۰۹ | ۰/۰۱۵۳ | لابسا | ۸ | ۰/۰۱۷۲ | ۰/۰۱۱۴ | ونفت | ۳ |
| ۰/۰۰۳۱ | ۰/۰۰۸۱ | تابا | ۸ | ۰/۰۲۴۳ | ۰/۰۲۴۸ | تبرک | ۳ |
| ۰/۰۰۸۵ | ۰/۰۰۸۳ | زنگان | ۹ | ۰/۰۰۵۸ | ۰/۰۲۹۴ | میدکو | ۴ |
| ۰/۰۰۷۵ | ۰/۰۰۵۳ | لپارس | ۹ | ۰/۰۱۵۳ | ۰/۰۱۸۱ | کنور | ۴ |
| ۰/۰۱۴۹ | ۰/۰۳۱۳ | کمرجان | ۹ | ۰/۰۰۵۱ | ۰/۰۰۸۸ | دتولید | ۴ |
| ۰/۰۲۹۵ | ۰/۰۱۱۷ | ساینا | ۹ | ۰/۰۱۹۷ | ۰/۰۰۶۲ | سیزوا | ۴ |
| ۰/۰۰۵۱ | ۰/۰۰۹۵ | قصفا | ۱۰ | ۰/۰۲۸۵ | ۰/۰۰۱۷ | پکرمان | ۵ |
| ۰/۰۲۹۶ | ۰/۰۲۶۹ | گکیش | ۱۰ | ۰/۰۱۸۵ | ۰/۰۱۰۳ | حاسا | ۵ |
| ۰/۰۱۱۷ | ۰/۰۱۸۰ | بسویچ | ۱۰ | ۰/۰۱۰۱ | ۰/۰۰۲۸ | همراه | ۵ |
| ۰/۰۲۲۷ | ۰/۰۱۰۸ | فنورد | ۱۰ | ۰/۰۰۵۷ | ۰/۰۲۲۰ | شپدیس | ۵ |

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول فوق، برای تک تک سهم‌های نمونه آماری و به ازای هر دو روش محاسبه PIN، احتمال آماره آزمون کمتر از ۰/۰۵ برآورد شده و در نتیجه فرض صفر رد و فرض یک آزمون مبنی بر وجود اختلاف معنادار بین مقادیر خطای شبیه‌سازی و مقدار صفر پذیرفته شده و فرضیه مورد تأیید قرار می‌گیرد. بنابراین، هرگونه تقسیم نادرست معاملات با هر دو روش لی-ردی و ایس-مایکلی-اوهارا می‌تواند بر محاسبه PIN تأثیر معناداری بگذارد. بنابراین هر چند نتیجه حاصله نشان داد استفاده از روش‌های مختلف دسته‌بندی تفاوت خاصی در شاخص نظارتی ایجاد نمی‌کند، اما هرگونه انحراف در تقسیم معاملات در روش‌های مختلف تقسیم معاملات خرید و فروش می‌تواند دقت شاخص نظارتی را به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای کاهش داده و کارایی آن را کمتر نماید.

نتیجه‌گیری و بحث

در پژوهش حاضر، با استفاده از دو الگوریتم معتبر و پذیرفته شده لی-ردی و ایس-مایکلی-اوهارا، معاملات روزانه به دو دسته خرید و فروش تقسیم‌بندی شدند. سپس، احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات (PIN) بر اساس معاملات تفکیک شده توسط هر دو الگو محاسبه شده و سطح عدم تقارن اطلاعاتی بررسی گردید. در ادامه با فرض اشتباه در تشخیص صحیح نوع معاملات، احتمال معامله بر اساس اطلاعات نهانی شبیه‌سازی شده و اثر نادرستی تقسیم معاملات بر آن بررسی شد. برای این منظور، ۴۰ سهم که حداقل در ۷۵ درصد از روزهای کاری سال ۱۳۹۸ قابل معامله بودند به‌عنوان نمونه آماری انتخاب گردید. با گردآوری اطلاعات میان‌روزی مربوط به آنها، ابتدا با استفاده از دو الگوریتم لی-ردی و ایس-مایکلی-اوهارا معاملات روزانه به دو دسته خرید و فروش تقسیم شدند. سپس، پارامترهای شاخص نظارتی و در نتیجه مقدار PIN ماهانه و میانگین کل برای هر سهم منتخب به ازای هر دو روش ذکر شده محاسبه گردید، بر این اساس مشاهده گردید که عدم تقارن اطلاعاتی در معاملات سهام بورس اوراق بهادار از مقدار قابل توجهی (به‌طور متوسط ۰/۲۵) برخوردار است و فرضیه اول پژوهش تأیید شد. این عدم تقارن اطلاعاتی با حرکت به سمت دهک‌های با حجم کم و سهم‌های کوچک‌تر افزایش می‌یابد. علاوه بر این مشاهده شد استفاده از روش‌های مختلف تقسیم معاملات، تفاوت معناداری در محاسبه عدم تقارن اطلاعاتی و دقت شاخص PIN ایجاد نمی‌نماید. در نتیجه فرضیه دوم پژوهش تأیید نشده است. در ادامه با در نظر گرفتن احتمال خطا در تقسیم صحیح معاملات، مقادیر PIN با شبیه‌سازی ۱,۰۰۰ مرتبه‌ای به ازای هر روش دسته‌بندی برای هر سهم در بازه‌های ماهانه محاسبه شد. میانگین مقادیر ۱,۰۰۰ مرتبه PIN شبیه‌سازی شده در هر ماه به‌عنوان PIN شبیه‌سازی شده آن ماه در نظر گرفته شد. سپس مقادیر خطای شبیه‌سازی با استفاده از تفاضل مقادیر واقعی و شبیه‌سازی شده به دست آمد. با بررسی خطای حاصل از انحراف تقسیم صحیح معاملات، مشاهده شد که وجود هرگونه انحراف در تقسیم صحیح معاملات به دو دسته معاملات خرید و فروش باعث ایجاد انحراف معنادار در محاسبه عدم تقارن اطلاعاتی توسط شاخص PIN می‌گردد. در نتیجه فرضیه سوم پژوهش نیز مورد تأیید قرار گرفت.



نتایج پژوهش در مقایسه با نتایج سایر پژوهش‌هایی پیشین که در این حوزه انجام شده نشان داد سطح عدم تقارن اطلاعاتی همچنان از مقدار قابل توجهی برخوردار است. بنابراین، استفاده از شاخص‌هایی از قبیل PIN، جهت رصد معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی و بررسی اثرگذاری اطلاعات بر روند معاملات سهام به‌خصوص در معاملات سهام با حجم‌های کوچکتر ضروری به نظر می‌رسد. از طرفی شاخص برآوردی، خود باید بر اساس الگوریتم‌های دقیق و معتبر بنا نهاده شود. زیرا انحراف الگوریتم‌های تقسیم معاملات می‌تواند دقت شاخص را به‌صورت قابل توجهی تحت تأثیر قرار دهد.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.
 مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.
 تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافی وجود ندارد.
 تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.



منابع

- راعی، رضا، عیوض‌لو، رضا و محمدی، شاپور. (۱۳۹۲). بررسی ریسک اطلاعات با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار. *پژوهش‌های مدیریت در ایران*، ۱۷(۳)، ۷۱-۸۵.
- راعی، رضا، محمدی، شاپور و عیوض‌لو، رضا. (۱۳۹۲). تخمین احتمال معامله مبتنی بر اطلاعات خصوصی با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار. *تحقیقات مالی*، ۱۵(۱)، ۱۷-۲۸.
- راعی، رضا، عیوض‌لو، رضا و عباس‌زاده اصل، امیرعلی. (۱۳۹۶). بررسی رابطه عدم تقارن اطلاعاتی و نقد شوندگی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های ریز ساختار بازار. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۰(۳۴)، ۱۳-۲۴.
- طالب‌لو، رضا، شاکری، عباس و رحمانیانی، میلاد. (۱۳۹۸). مقایسه روش‌های مختلف تخمین احتمال مبادله آگاهانه در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۴(۷۸)، ۱-۲۹.
- عیوض‌لو، رضا، راعی، رضا و محمدی، شاپور. (۱۳۹۱). اثرات تقویمی در احتمال معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی. *بورس اوراق بهادار*، ۵(۱۸)، ۰-۰.
- مهرآرا، محسن؛ سهیلی، حبیب (۱۳۹۷)، پویایی‌های ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بورس تهران. *تحقیقات مالی*، ۲۰(۳)، ۲۴۵-۲۸۸.
- Agudelo, D. A., Giraldo, S. & Villarraga, E. (2015). **Does PIN measure information? Informed trading effects on returns and liquidity in six emerging markets.** *International Review of Economics & Finance*, 39(C), 149-161.
- Bosque, L., Albuquerque, P., Peng, Y., Da-Silva, C. & Nakano, E. (2020). **Probability of informed trading: A bayesian approach.** *International Journal of Applied Decision Sciences*, 13(2), 183-214.
- Cai, J., He, J. & He, J. (2010). **How better informed are the institutional investors?.** *Economics Letters*, 106(3), 234-237.
- Chakrabarty, B., Pascual, R. & Shkilkov, A. (2015). **Evaluating trade classification algorithms: Bulk volume classification versus the tick rule and the Lee-Ready algorithm.** *Journal of Financial Markets*, 25(C), 52-79.
- Chan, K., Chung, Y. P. & Fong, W. M. (2002). **The informational role of stock and option volume.** *The Review of Financial Studies*, 15(4), 1049-1075.
- Dipiazza, J., Samuel A. & Eccles, R. G. (2002). **Building public trust: The future of corporate reporting.** New York: Jon Wiley & Sons, Inc.
- Easley, D., De Prado, M. L. & O'Hara, M. (2016). **Discerning information from trade data.** *Journal of Financial Economics*, 120(2), 269-285.
- Easley, D., Hvidkjaer, S. & O'hara, M. (2002). **Is information risk a determinant of asset returns?.** *The journal of finance*, 57(5), 2185-2221.
- Easley, D. & O'Hara, M. (1987). **Prices, trade size and information in security markets.** *Journal of Financial Economics*, 33(1), 173-199.
- Easley, D. & O'Hara, M. (1992). **Time and the process of security price adjustment.** *The Journal of finance*, 47(2), 577-605.

Easley, D., Kiefer, N. M. & O'Hara, M. (1997). **One day in the life of a very common stock**. *Review of Financial Studies*, 10(3), 805-835.

Easley, D., Kiefer, N. M. & O'Hara, M. (1997). **The information content of the trading process**. *Journal of Empirical Finance*, 4(2), 159-186.

Easley, D., Kiefer, N. M., O'Hara, M. & Paperman, J. B. (1996). **Liquidity, information, and infrequently traded stocks**. *The Journal of Finance*, 51(4), 1405-1436.

Eyvazlu, R., Raei, R. & Mohammadi, S. (2012). **Calendar effects on the probability of informed trading**. *Journal of Securities Exchange*. 17. 5-17. (In Persian)

Kubota, K. & Takehara, H. (2009). **Information based trade, the PIN variable, and portfolio style differences: Evidence from Tokyo stock exchange firms**. *Pacific-Basin Finance Journal*, 17(3), 319-337.

Lee, C. & Ready, M. J. (1991). **Inferring trade direction from intraday data**. *The Journal of Finance*, 46(2), 733-746.

Lei, Q. & Wu, G. (2005). **Time-varying informed and uninformed trading activities**. *Journal of Financial Markets*, 8(2), 153-181.

Mehrara, M. & Soheyli Ahmadi, H. (2018). **Arrival dynamics of informed and uninformed traders into Tehran Stock Exchange**. *Financial Research Journal*, 20(3), 265-288. (In Persian)

Raei, R., Eyvazlu, R. & Mohammadi, S. (2013). **Survey on information risk using microstructure models**. *Management Research in Iran*, 17(3), 71-86. (In Persian)

Raei, R., Mohammadi, S. & Eyvazlu, R. (2013). **Estimating probability of private information based trade using microstructure model**. *Financial Research Journal*, 15(1), 17-28. (In Persian)

Raei, R., Eyvazlu, R. & Abbaszade Asl, A. A. (2017). **Investigation on relation between information asymmetry and liquidity via market microstructures model in Tehran Stock Exchange**. *Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, 10(34), 1-10. (In Persian)

Talebloo, R., Shakeri, A. & Rahmaniani, M. (2019). **Comparison of different methods for estimating the probability of informed trading in Tehran Stock Exchange**. *Iranian Journal of Economic Research*, 24(78), 1-29. (In Persian)

Yan, Y. & Hongbing, O. (2018). **Dynamic probability of informed trading and price movements: evidence from the CSI300 index futures market**. *Applied Economics Letters*, 25(14), 998-1003.

Yan, Y. & Zhang, S. (2012). **An improved estimation method and empirical properties of the probability of informed trading**. *Journal of Banking & Finance*, 36(2), 454-467.

© 2020 Alzahra University, Tehran, Iran. This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

