Arrival Dynamics of Informed and Uninformed Traders into Tehran Stock Exchange

Mohsen Mehrara
*Corresponding author, Prof., Department of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: mmehrara@ut.ac.ir

Habib Soheyli
Ph.D. Candidate, Department of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran. E-mail: habibsoheily@ut.ac.ir

Abstract

Objective: The aim of this study is to model arrival process of informed and uninformed traders into Tehran Stock Exchange (TSE) as well as to assess the interaction between two types of traders which is an important yet neglected topic.

Methods: In this study, a sequential trade model was estimated based on trading data of 33 stocks belonging to 11 industries of TSE during the period from 2013 to 2016 using Nelder-Mead algorithm.

Results: In TSE, an unexpected rise in unbalanced trades in current single day increases the expected arrival rate of both types of traders in the next day. The arrival rate of informed traders shows lower persistence compared to that of uninformed traders in the TSE. In addition, it showed negligible sensitivity to trading intensity. The presence of informed traders doesn't necessarily lead to a decrease in the number of uninformed traders in the TSE.

Conclusion: Similar to previous studies about stock markets in different countries, the presence of informed traders in TSE mainly depends upon their information-related advantages. Unlike most prior studies, the arrival rate of uninformed traders in TSE is not significantly affected by the arrival rate of informed traders.

Keywords: Informed trading, Sequential trade model, Asymmetric information, Market microstructure models, Tehran Stock Exchange.

Citation: Mehrara, M., Soheyli, H. (2018). Arrival Dynamics of Informed and Uninformed Traders into Tehran Stock Exchange. *Financial Research Journal*, 20(3), 265-288. (*in Persian*)

Financial Research Journal, 2018, Vol. 20, No.3, pp. 265-288
DOI: 10.22059/frj.2018.253001.1006616
Received: February 18, 2018; Accepted: June 26, 2018
© Faculty of Management, University of Tehran

پویایی‌های ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بورس تهران

محسن مهرآرا
* نویسنده مسئول، استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه: mmehrara@ut.ac.ir

حبیب سهیلی
دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه: habibsoheily@ut.ac.ir

چکیده

هدف: مدل‌سازی فرایند ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بورس تهران و بررسی برهم‌کنش این دو گروه معامله‌گران در بازار که با وجود اهمیت آن تا کنون مغفول مانده، هدف اصلی این مطالعه است.

روش: در این پژوهش، مدل معاملات متوالی بر مبنای داده‌های معاملات ۳۳ شرکت از ۱۱ صنعت بورس اوراق بهادار تهران در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵ و با استفاده از الگوریتم نلدر ـ مید تخمین زده شد.

یافته‌ها: در بورس تهران، افزایش پیش‌بینی نشده معاملات نامتوازن در یک روز، مقدار انتظاری ورود هر دو گروه معامله‌گران به بازار در روز آتی را افزایش می‌دهد. مقدار ورود معامله‌گران مطلع در قیاس با معامله‌گران نامطلع پایداری کمتری نشان می‌دهد. به علاوه، این مقدار تأثیرپذیری اندکی از رونق معاملات دارد. همچنین، افزایش حضور معامله‌گران مطلع لزوماً تعداد معامله‌گران نامطلع در بازار را کاهش نمی‌دهد.

نتیجه‌گیری: مشابه یافته‌های پیشین در بازار کشورهای دیگر، در بورس تهران حضور معامله‌گران مطلع به‌طور عمده تابع مزیت‌های اطلاعاتی آنهاست، اما برخلاف نتایج اغلب مطالعات پیشین، با افزایش حضور معامله‌گران مطلع، تمایل معامله‌گران نامطلع برای مشارکت در بورس اوراق بهادار تهران لزوماً کاهش نمی‌یابد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

کلیدواژه‌ها: معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی، مدل معاملات متوالی، اطلاعات نامتقارن، مدل‌های ریزساختار بازار، بورس اوراق بهادار تهران.

استناد: مهرآرا، محسن؛ سهیلی، حبیب (۱۳۹۷). پویایی‌های ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بورس تهران. *فصلنامه تحقیقات مالی*، ۲۰(۳)، ۲۶۵ – ۲۸۸.

فصلنامه تحقیقات مالی، ۱۳۹۷، دوره ۲۰، شماره ۳، صص. ۲۶۵– ۲۸۸
DOI: 10.22059/frj.2018.253001.1006616
دریافت: ۱۳۹۶/۱۱/۲۹، پذیرش: ۱۳۹۷/۰۴/۰۵
© دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

مقدمه

هرچند در نظریه استاندارد و کلاسیک قیمت‌گذاری اوراق بهادار، فرض می‌شود که مشارکت‌کنندگان در بازار از اطلاعات یکسانی بهره می‌برند، در واقعیت چنین وضعیتی برقرار نیست. در مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری، توزیع اطلاعات عادلانه تلقی شده و تقارن اطلاعاتی یکی از فروض اصلی این مدل‌ها به‌شمار می‌رود، در حالی که در دنیای واقعی چنین فرضی مصداق ندارد و افراد اطلاعات و باورهای گوناگونی نسبت به عواید شرکت داشته و ریسک و بازده متفاوتی برای آن قائل هستند. یکی از حوزه‌هایی که در مدل‌های ریزساختار بازار[1] به آن توجه می‌شود، تفاوت اطلاعات سرمایه‌گذاران و فرایندی است که در آن اطلاعات متفاوت معامله‌گران بر وقوع معامله و تغییرات قیمت اثر می‌گذارد. عدم تقارن اطلاعات معمولاً هنگامی روی می‌دهد که برخی از سرمایه‌گذاران اطلاعات بیشتر یا دقیق‌تری از دیگران داشته باشند. منبع این عدم تقارن، می‌تواند از این موضوع نشئت گرفته باشد که معامله‌گران مطلع، هم‌زمان از اطلاعات عمومی و خصوصی بهره می‌برند، اما معامله‌گران نامطلع تنها از اطلاعات عمومی استفاده می‌کنند. حتی اگر تمام معامله‌گران اخبار یکسانی دریافت کنند، ممکن است آن را به شکل متفاوتی تفسیر کنند؛ زیرا اثر این خبر بر ارزش دارایی را در زمینه‌های متفاوت اطلاعات دیگر خود ارزیابی می‌کنند.

آکرلوف[2] (۱۹۷۰) معتقد است که اطلاعات نامتقارن بین معامله‌گران سبب به‌وجود آمدن مسئله انتخاب معکوس[3] می‌شود. معامله‌گران نامطلع نمی‌توانند تشخیص دهند که تغییرات قیمت برآمده از معامله‌گران مطلع است یا معامله‌گران نامطلع. طرح این مسئله به آغاز مطالعاتی برای بررسی چگونگی تأثیر اطلاعات نامتقارن بر قیمت دارایی‌ها منجر شد. گروسمن و استیگلیتز[4] (۱۹۸۰) بیان کردند که قیمت بازار نمی‌تواند به‌طور کامل نشان‌دهنده تمام اطلاعات مرتبط باشد؛ زیرا اگر چنین بود، دیگر هیچ‌کس انگیزه‌ای برای صرف منابع در راستای جمع‌آوری اطلاعات نداشت. بنابراین چنانچه بازارها به‌صورت کامل کارایی اطلاعاتی داشته باشند، تعادل رقابتی با هزینه کسب اطلاعات وجود نخواهد داشت. این موضوع با عنوان تناقض گروسمن ـ استیگلیتز[5] مشهور شده است.

بعد از مطالعه گروسمن و استیگلیتز (۱۹۸۰)، در تحقیقات بسیاری به بررسی علت‌ها، اثرها و پیامدهای اطلاعات نامتقارن در بازارهای مالی پرداخته شد و اکنون این موضوع کاملاً پذیرفته شده است که نمی‌توان بدون در نظر داشتن مسئله اطلاعات نامتقارن، عملکرد بازارهای مالی را به خوبی درک کرد. اما این بررسی در وهله نخست با این مشکل مواجه است که اطلاعات خصوصی به‌صورت مستقیم قابل مشاهده و سنجش نیستند و معامله‌گران مطلع و نامطلع را نمی‌توان به‌صورت دقیق از هم تفکیک کرد. بنابراین یکی از بخش‌های مهم مطالعات حوزه ریزساختار بازار را مطالعاتی تشکیل می‌دهد که در آن تلاش شده است، علاوه بر نظریه‌پردازی در این زمینه، جریان ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بازار را بر مبنای مشاهدات در بازار، به‌صورت پویا مدل‌سازی کرده و برآورد کنند.

1. Market microstructure
2. Akerlof
3. Adverse selection
4. Grossman, Stiglitz
5. Grossman-Stiglitz paradox

با وجود مطالعات نظری شایان توجه و نیز، برخی مطالعات تجربی انجام شده در سطح جهان در خصوص جریان پویای ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بازار و برهم‌کنش این دو گروه معامله‌گران، تا کنون چنین مطالعه‌ای در خصوص بازارهای مالی ایران انجام نشده است. در پژوهش حاضر، ضمن مطالعه پویایی‌های ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به معاملات چندین شرکت منتخب بورس تهران در سال‌های ۱۳۹۲ تا ۱۳۹۵، به بررسی دلالت نتایج به‌دست آمده از این پویایی‌ها پرداخته شده است. برای دستیابی به هدف، مقاله حاضر به این صورت ساختاربندی شده است. در بخش دوم چارچوب نظری و پیشینه پژوهش در این حوزه بررسی شده است. در ادامه مدل استفاده شده، روش بهینه‌یابی و داده‌های به‌کار رفته بررسی می‌شوند. در بخش چهارم یافته‌های پژوهش بیان شده و در پایان نیز، نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

پیشینه پژوهش

طی چند دهه اخیر، این موضوع دیگر یک واقعیت پذیرفته شده است که سرمایه‌گذاران در بازار سهام با نااطمینانی مواجه‌اند و این نااطمینانی علاوه بر متغیرهای بنیادی مرتبط با ارزش سهم، در خصوص ویژگی‌ها و انگیزه‌های سایر فعالان بازار نیز وجود دارد. با این حال، محققان در مطالعات انجام شده، ابتدا فقط بر بخش اول نااطمینانی (نااطمینانی در خصوص متغیرهای بنیادی) متمرکز شدند و عدم تقارن اطلاعات را با سناریوهای معینی وارد تحلیل‌های خود کردند. برای مثال در مطالعه گروسمن و استیگلیتز (۱۹۸۰)، معامله‌گران نامطلع سهم معامله‌گران مطلع و سیگنال‌های هر یک را می‌دانند. همچنین در مطالعه هلویگ[1] (۱۹۸۰) نیز سرمایه‌گذاران از تعداد سایر سرمایه‌گذاران و توزیع سیگنال‌های این افراد مطمئن هستند. با این حال چنان‌که بانرج و گرین[2] (۲۰۱۵) بیان می‌کنند، بعید است سرمایه‌گذارانی که نسبت به متغیرهای بنیادی یک ورقه بهادار نامطمئن‌اند، در خصوص میزان اطلاعات سایر سرمایه‌گذاران در بازار مطمئن باشند؛ بنابراین در مطالعات جدیدتر، تأثیر نااطمینانی در خصوص ویژگی‌های سایر معامله‌گران نیز بر رفتار سرمایه‌گذاران در نظر گرفته شده است. در ادامه، برخی از مهم‌ترین مطالعات انجام شده در خصوص رفتار سرمایه‌گذاران در شرایط عدم تقارن اطلاعات معرفی می‌شود.

وانگ[3] (۱۹۹۳) به ارائه یک مدل پویای تعادلی انتظارات عقلایی پرداخته است که اطلاعات نامتقارن در آن سه اثرگذاری دارد: یک) سرمایه‌گذاران نامطلع برای مواجه‌شدن با مشکل انتخاب معکوس، خواستار صرف ریسک[4] هستند؛ دو) معاملات مبتنی بر اطلاعات خصوصی، قیمت‌ها را آگاه‌کننده‌تر[5] می‌کند، بنابراین ریسک را برای معامله‌گران نامطلع کاهش داده و موجب کاهش صرف ریسک می‌شود؛ سه) عدم تقارن فزاینده اطلاعات بین سرمایه‌گذاران، می‌تواند به افزایش نوسان قیمت بینجامد، زیرا مسئله انتخاب معکوس تشدید می‌شود.

به باور اوهارا[6] (۲۰۰۳) ریسک اطلاعات[7] برای معامله‌گران نامطلع از آن رو ایجاد می‌شود که سود معامله‌گران مطلع در قبال زیان معامله‌گران نامطلع به‌دست می‌آید. نکته شایان توجه این است که معامله‌گران نامطلع نمی‌توانند با متنوع‌سازی

1. Hellwig
2. Banerjee, & Green
3. Wang
4. Risk premium
5. More informative
6. O'Hara
7. Information risk

سبد دارایی این ریسک را حذف کنند و این ریسک باقی می‌ماند. اما در اینجا پرسشی مطرح می‌شود که با این وضع، چرا سرمایه‌گذاران به معاملات ادامه می‌دهند؟ اوهارا بیان می‌کند که سرمایه‌گذاران ریسک را تشخیص داده و برای تحمل آن تقاضای جبران[1] می‌کنند. سرمایه‌گذاران نامطلع می‌دانند که به سرمایه‌گذاران مطلع می‌بازند، اما آنها می‌توانند سبد دارایی‌ای را انتخاب کنند که ریسک زیان دیدن از سرمایه‌گذاران مطلع برای آنها کمتر باشد. بنابراین در حالت تعادلی، ریسک اطلاعات باید جبران شود و معامله‌گران برای مواجه شدن با ریسک اطلاعاتی بازدهی بیشتری طلب می‌کنند.

گراویس و هال[2] (۱۹۹۷) مدلی ایستا از نوع مدل گلوستن و میلگروم[3] (۱۹۸۵) را در نظر گرفتند که در آن بازارساز نسبت به دقت سیگنال‌های معامله‌گران مطلع نامطمئن است. رومر[4] (۱۹۹۳) و آوری و زمسکی[5] (۱۹۹۸) مدل‌هایی را در نظر گرفتند که در آن سهم معامله‌گران مطلع مشخص نبود. لی[6] (۲۰۱۲) و بک، کروتی و لی[7] (۲۰۱۳) نیز مدل پیوسته‌ای را در نظر گرفتند که در آن نسبت به معامله‌گران مطلع نااطمینانی وجود دارد.

ونگ، تان و تیان[8] (۲۰۰۹) به این نکته اشاره کردند که به‌طور کلی، معامله‌گران مطلع از ترس بی‌ارزش شدن اطلاعاتشان، تمایل دارند که هرچه سریع‌تر و در حجم بیشتر معامله کنند. با این حال، به گفته ایزلی و اوهارا (۱۹۸۷)، معامله‌گران مطلع ممکن است از روی حجم زیاد معامله‌هایشان شناسایی شوند و در این صورت دیگر نمی‌توانند به حداکثر سود ممکن دست یابند. بنابراین، معامله‌گران مطلع ممکن است معاملات با حجم زیاد را به معاملات خردتر تقسیم کرده و به این صورت تعداد زیادی از معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی ایجاد کنند که به افزایش تعداد کل معاملات بینجامد.

ایزلی، اوهارا و یانگ[9] (۲۰۱۳) مدلی را ارائه کرده‌اند که در آن سرمایه‌گذاران ابهام‌گریز[10] نسبت به سطح تحمل ریسک سایر معامله‌گران نامطمئن هستند. آنها نشان دادند که با کاهش ابهام، بازدهی مورد انتظار نیز کاهش می‌یابد. گائو، سونگ و وانگ[11] (۲۰۱۳) به ارائه یک مدل ایستا پرداختند که در آن، معامله‌گران نامطلع در خصوص بالا یا پایین بودن سهم معامله‌گران مطلع نامطمئن هستند. آنها نشان دادند که علاوه بر تعادل کاملاً افشا کننده، سری تعادل‌های با افشای ناقص مبتنی بر انتظارات عقلایی نیز می‌تواند وجود داشته باشد.

بانرج و گرین (۲۰۱۵) چارچوبی را در نظر گرفتند که در آن سرمایه‌گذاران در خصوص مطلع یا نامطلع بودن سایر سرمایه‌گذاران اطمینان ندارند و به‌تدریج با مشاهده قیمت‌ها و سودهای تقسیمی در این خصوص یاد می‌گیرند.

با وجود مطالعات شایان توجه نظری در خصوص بررسی رفتار معامله‌گران و سرمایه‌گذاران در شرایط اطلاعات نامتقارن و نحوه حضور آنان در بازار، به دلیلی که پیش‌تر به آن اشاره شد، یعنی مشکل بودن تفکیک معامله‌گران مطلع از نامطلع در عمل و شناسایی واکنش آنها به یکدیگر، مطالعات تجربی در مقایسه با مطالعات نظری فراوانی کمتری دارند. در ادامه

1. Compensation
2. Gervais, & Hall
3. Glosten, & Milgrom
4. Romer
5. Avery, & Zemsky
6. Li
7. Back, Crotty, & Li
8. Wong, Tan, & Tian
9. Easley, O'Hara, & Yang
10. Ambiguity-averse investors
11. Gao, Song, & Wang

به نتایج مهم‌ترین مطالعات تجربی که در ارتباط با موضوع مطالعه حاضر، یعنی پویایی‌های ورود معامله‌گران به بازار انجام شده‌اند، اشاره می‌شود.

مانجانلی[1] (۲۰۰۵) طی مطالعه‌ای که در خصوص تأثیر فرایند انجام معاملات بر بازدهی و نوسان‌های بورس نیویورک، بر مبنای داده‌های معاملات ۱۰ شرکت در دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۸ تا ژوئن ۱۹۹۹ انجام داد، به این نتیجه دست یافت که برای سهم‌های پرمعامله، هنگام رونق معاملات، نسبت حضور معامله‌گران مطلع در معامله‌ها بیشتر است.

ایزلی، انگل، اوهارا، وو[2] (۲۰۰۸) با ارائه یک مدل معاملات متوالی[3] برای نخستین بار به‌صورت ویژه به موضوع مدل‌سازی پویایی‌های ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بازار پرداختند و با استفاده از داده‌های ۱۶ سهم از بورس نیویورک این مدل را به‌صورت تجربی تخمین زدند. آنها به این نتیجه رسیدند که مقدار ورود معامله‌گران نامطلع به بازار همبستگی بالایی دارد و این همبستگی از همبستگی ورود معامله‌گران مطلع بیشتر است. همچنین با افزایش مقدار ورود معامله‌گران مطلع به بازار، ورود معامله‌گران نامطلع به بازار کاهش می‌یابد؛ به بیان دیگر، معامله‌گران نامطلع از مواجه‌شدن با معامله‌گران مطلع اجتناب می‌کنند. اما مقدار ورود معامله‌گران مطلع از ورود معامله‌گران نامطلع تأثیر چندانی نمی‌پذیرد و میزان حضور معامله‌گران غیرمطلع در بازار تأثیر چندانی بر ورود معامله‌گران مطلع به بازار ندارد.

ونگ و همکاران (۲۰۰۹) در مطالعه خود در خصوص ۱۰ نماد بورس شانگهای در دوره زمانی سپتامبر ۲۰۰۳ تا ژوئن ۲۰۰۵، به این نتیجه رسیدند که هنگام رونق معاملات، معامله‌گران مطلع در بازار حضور بیشتری دارند. اما آنها در خصوص تأثیر حضور بیشتر معامله‌گران مطلع بر ورود معامله‌گران نامطلع به بورس شانگهای به نتیجه یکسانی برای تمام سهم‌ها نرسیدند، به‌طوری که برای برخی سهم‌های پرمعامله حضور بیشتر معامله‌گران مطلع، معامله‌گران نامطلع را از شرکت در بازار دلسرد می‌کرد، اما برای بقیه سهم‌ها اینگونه نبود.

بین بارکوسکا[4] (۲۰۱۳)، بر مبنای مدل ایزلی و همکارانش (۲۰۰۸) و با استفاده داده‌های بازار نقد معامله یورو در لهستان در سال ۲۰۰۷، به بررسی پویایی‌های ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع پرداخت. بارکوسکا نتیجه گرفت که در این بازار، مقدار ورود معامله‌گران نامطلع نسبت به معامله‌گران مطلع، پایداری بیشتری دارد. همچنین مشابه با نتایج ایزلی و همکارانش (۲۰۰۸)، با افزایش مقدار ورود معامله‌گران مطلع به بازار، مقدار انتظاری ورود معامله‌گران نامطلع به بازار کاهش می‌یابد؛ به بیان ساده‌تر، با افزایش احتمال مواجه‌شدن با معامله‌گران مطلع، از تمایل معامله‌گران نامطلع برای ورود به بازار کاسته می‌شود. همچنین، افزایش مقدار ورود معامله‌گران نامطلع، تأثیر اندک و مثبتی بر پیش‌بینی مقدار ورود معامله‌گران مطلع در نمونه مورد بررسی این مطالعه داشته است، یعنی معامله‌گران مطلع ترجیح داده‌اند در موقعیتی وارد بازار شوند که معاملات رونق بیشتری دارد. این نتیجه تأییدی بر پیش‌بینی مدل آدماتی و پفلیدرر[5] (۱۹۸۸) است که بیان می‌کند معامله‌گران مطلع زمانی سود بیشتری کسب می‌کنند که هنگام معامله، معامله‌گران نامطلع بیشتری در بازار وجود داشته باشد؛ به علاوه در این صورت پنهان شدن برای معامله‌گران مطلع آسان‌تر است.

1. Manganelli
2. Easley, Engle, O'Hara, & Wu
3. Sequential trade model
4. Bień-Barkowska
5. Admati, & Pfleiderer

در نگاه کلی، مطالعات پیشین داخلی انجام شده در خصوص ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بورس تهران را می‌توان به دو گروه دسته‌بندی کرد: گروه نخست به‌دنبال بررسی نسبت حضور معامله‌گران مطلع و نامطلع در معاملات نمادهای بورس تهران بوده‌اند که از آن جمله می‌توان به پژوهش‌های راعی، محمدی و عیوض‌لو (۱۳۹۲) و شمس‌الدینی، شهیکی‌تاش و خدادادکاشی (۱۳۹۶) اشاره کرد و گروه دوم، اثر عدم‌تقارن اطلاعات و ریسک اطلاعات بر متغیرهایی نظیر نقدشوندگی و بازدهی سهم‌ها را بررسی کرده‌اند که از آن جمله می‌توان به مطالعات راعی، عیوض‌لو و محمدی (۱۳۹۱)، راعی، عیوض‌لو و عباس‌زاده اصل (۱۳۹۶) و دولو و عزیزی (۱۳۹۶) اشاره کرد. اما چنانکه پیش‌تر گفته شد، تا کنون در زمینه پویایی‌های ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بازار و برهم‌کنش این دو گروه در بورس اوراق بهادار تهران، مطالعه‌ای انجام نشده است.

روش‌شناسی پژوهش

معرفی مدل و روش تخمین

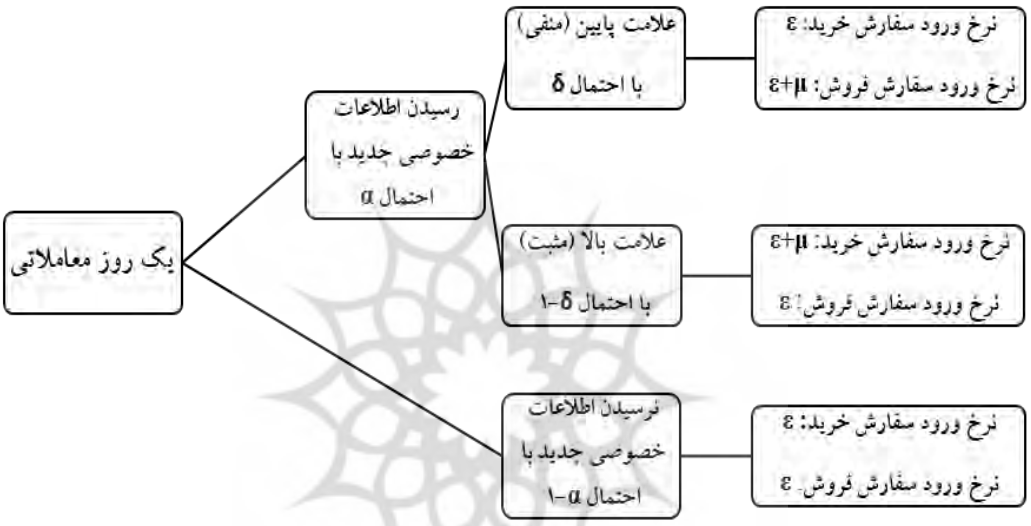
در این مطالعه برای تخمین جریان ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بورس تهران از مدل پویای ارائه شده توسط ایزلی و همکاران (۲۰۰۸) استفاده می‌شود. این مدل علاوه بر آنکه امکان مدل‌سازی فرایند ورود روزانه معامله‌گران به بازار را فراهم می‌کند، این مزیت را نیز دارد که در چارچوب آن می‌توان به سنجش واکنش‌های متقابل جریان ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع نیز پرداخت. این مدل، نسخه تکامل یافته مدل ایستای ایزلی، کیفر، اوهارا و پاپرمن[1] (۱۹۹۶) است، بنابراین ابتدا توضیح مختصری در خصوص مدل ایستا ارائه می‌شود تا ضمن تسهیل درک مدل پویا، برتری آن نسبت به مدل ایستا نیز مشخص شود. در این مدل، معامله‌گران به دو گروه معامله‌گران مطلع و معامله‌گران نامطلع دسته‌بندی می‌شوند. در شکل ۱، فرایند معاملات در بازار در هر روز معاملاتی، نشان داده شده است. احتمال وجود اطلاعات جدید خصوصی در ابتدای روز معاملاتی با α نشان داده می‌شود. اطلاعات جدید، علامتی در خصوص ارزش دارایی هستند که می‌توانند خبر خوب یا خبر بد محسوب شوند. اخبار خوب با احتمال $(1-\delta)$ و اخبار بد با احتمال δ رخ می‌دهند. معامله‌گران مطلع در صورت رسیدن اطلاعات جدید با مقدار μ وارد بازار می‌شوند، همچنین معامله‌گران نامطلع با مقدار ε به بازار می‌رسند. چنانچه اطلاعات خصوصی خوب وجود داشته باشد، معامله‌گران مطلع به خریداران سهم اضافه می‌شوند و در صورت بروز اطلاعات بد، به فروش سهم اقدام می‌کنند. آنچه در بازار مشاهده می‌شود، فقط تعداد معاملات است و مقادیر ورود معامله‌گران به بازار قابل مشاهده نیستند. فرض می‌شود که ورود معامله‌گران به بازار در هر روز معاملاتی (t) از فرایند پوآسون پیروی می‌کند. در این مدل ایستا، احتمال مشاهده تعداد B معامله خرید و S معامله فروش در روز معین t عبارت است از:

1. Easley, Kiefer, O'Hara, Paperman

رابطه ۱)

$$\Pr\left[y_t=(B,S)\right]=\alpha(1-\delta)e^{-(\mu+2\varepsilon)}\frac{(\mu+\varepsilon)^B(\varepsilon)^S}{B!S!}+\alpha\delta e^{-(\mu+2\varepsilon)}\frac{(\mu+\varepsilon)^S(\varepsilon)^B}{B!S!}+(1-\alpha)e^{-(2\varepsilon)}\frac{(\varepsilon)^{B+S}}{B!S!}$$

می‌توان گفت احتمال ارائه شده در رابطه ۱، ترکیب وزنی از سه احتمال پوآسن است. احتمال اینکه روزی با اخبار خوب تجربه شود $\alpha(1-\delta)$، احتمال روز با خبر بد $\alpha\delta$ و احتمال روز بدون اطلاعات خصوصی جدید $1-\alpha$ است.



شکل ۱. فرایند معامله در مدل ایزلی و همکارانش (۱۹۹۶)

مدل بالا یک مدل ایستاست؛ به این معنا که ورود معامله‌گران در هر روز از توزیع مستقل و یکسانی به‌دست می‌آید و مقدار ورود معامله‌گران مطلع (μ) و نامطلع (ε) در تمام روزها یکسان فرض می‌شود. اما در واقعیت فعالان بازار به‌صورت مستمر به کسب اطلاعات در خصوص فضای معاملات می‌پردازند و برآوردهای خود از ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بازار را به روز می‌کنند. برای در نظر گرفتن این واقعیت، باید از مدل پویایی استفاده شود که در آن مقدار ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع بتواند در روزهای مختلف، متفاوت باشد.

بر مبنای مدل ایستای ریزساختار مطرح شده در خصوص ورود معامله‌گران به بازار، تعداد روزانه خریدها و فروش‌ها دربرگیرنده اطلاعات مهمی در خصوص مقدار ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بازار است. اگر $TT = B + S$ معرف تعداد کل معاملات در یک روز باشد، مقدار انتظاری کل معاملات $E[TT]$ برابر است با جمع میزان معاملات معامله‌گران مطلع و نامطلع (رابطه ۲).

رابطه ۲)

$$E\left[TT\right]=\alpha(1-\delta)(\varepsilon+\mu+\varepsilon)+\alpha\delta(\mu+\varepsilon+\varepsilon)+(1-\alpha)(\varepsilon+\varepsilon)=\alpha\mu+2\varepsilon$$

همچنین مقدار انتظاری معاملات نامتوازن[1] ($K = S - B$) برابر است با:

$$E[K]=\alpha\mu(2\delta-1)$$ رابطه ۳)

بنابراین اگر احتمال رسیدن اخبار بد به‌طور دقیق برابر با ۰/۵ نباشد، مقدار انتظاری معاملات نامتوازن، اطلاعاتی در خصوص وقوع معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی ارائه می‌کند. می‌توان اثبات کرد که اگر امید ریاضی قدر مطلق معاملات نامتوازن محاسبه شود، قسمت مرتبه اول آن به‌صورت مستقیم با مقدار ورود معامله‌گران مطلع در ارتباط است ($E[|K|] \doteq \mu\alpha$). در واقع، عدم توازن معاملات خرید و فروش، منبع کلیدی اطلاعاتی فعالان بازار برای به روز کردن و اصلاح برآوردهایشان از ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بازار است. بنابراین ایزلی و همکارانش (۲۰۰۸) در مدل پویایی که برای پیش‌بینی مقدار ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع طراحی کردند، در کنار مقادیر گذشته ورود، مقادیر مشاهده شده مقدار معاملات متوازن و نامتوازن را هم در نظر گرفتند. در واقع، پیش‌بینی فعالان بازار در روز t، از مقدار ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بازار در روز t+۱ با استفاده از پیش‌بینی صورت‌گرفته برای روز t و نیز، معاملات انجام گرفته در این روز به‌دست می‌آید.

با توجه به اینکه در مدل پویای ورود معامله‌گران به بازار، مقدار ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع در هر روز می‌تواند با توجه به شرایط متفاوت باشد، مقدار ورود معامله‌گران مطلع $\mu\alpha_t$ و مقدار ورود معامله‌گران نامطلع $2\varepsilon_t$ است، بنابراین بردار مقدار ورود معامله‌گران در روز t را می‌توان به‌صورت $\Psi_t = [\mu\alpha_t, 2\varepsilon_t]$ نوشت. از آنجا که معاملات یک سهم در طول زمان ممکن است به‌دلیل تغییر وضعیت بازار، تعداد فعالان بازار یا سایر عوامل، روند نزولی یا صعودی داشته باشد و با توجه به گفته ایزلی و همکارانش (۲۰۰۸)، برای حذف اثر روند بر مقدار ورود معامله‌گران، از مقادیر روندزدایی شده که از رابطه $\tilde{\Psi}_{it} = \Psi_{it}\, e^{-g_i t}, i = 1, 2$ به‌دست می‌آید، استفاده می‌شود که در آن g_i نشان‌دهنده درصد رشد ورود معامله‌گر نوع i است. بنابراین می‌توان مدل پویای ورود معامله‌گران را به‌صورت رابطه ۴ نوشت.

$$\psi_t=\omega+\sum_{k=1}^{p}\Phi_k\psi_{t-k}+\sum_{j=0}^{q-1}\Gamma_j Z_{t-j}$$ رابطه ۴)

در رابطه بالا، $\tilde{\Psi}_t$ مقادیر روندزدایی شده از پیش‌بینی مقدار ورود معامله‌گران، Z_t بردار مقادیر معاملات متوازن و نامتوازن ($Z_t \equiv [|K_t|, TT_t - |K_t|]$) و $i = 1, 2$ و $Z_{it} = Z_{it}e^{-g_i t}$ مقادیر روندزدایی شده آنهاست. با انجام تغییراتی در رابطه ۴ می‌توان آن را به‌صورت فرایند ARMA نوشت. برای تقریب مرتبه اول داریم $E_{t-1}[\tilde{Z}_t] \doteq \tilde{\Psi}_{t-1}$، یعنی پیش‌بینی فعالان بازار در دوره t−۱، از مقدار روندزدایی شده ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بازار در دوره t $(\tilde{\Psi}_{t-1})$ به‌طور تقریبی برابر است با امید ریاضی آنچه در واقعیت در زمان t در خصوص ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بازار روی خواهد داد ($\tilde{Z}_t$). با توجه به این نکته، می‌توان خطای پیش‌بینی یعنی ξ_t را به‌صورت رابطه ۵ نوشت.

1. Trade imbalance

رابطه ۵)
$$\xi_t \equiv Z_t - E_{t-1}[\tilde{Z}_t] \doteq \tilde{Z}_t - \tilde{\psi}_{t-1}$$

با جای‌گذاری رابطه ۵، می‌توان رابطه ۴ را به شکل فرایند ARMA زیر بازنویسی کرد.

رابطه ۶)
$$\psi_t \doteq \omega + \sum_{k=1}^{\max[p,q]} \Phi_k^* \psi_{t-k} + \sum_{j=0}^{q} \Gamma_j \xi_{t-j}$$

$$\Phi_k^* = \begin{cases} \Phi_k + \Gamma_{k-1} & k \le q \text{ اگر} \\ \Phi_k & k > q \text{ اگر} \end{cases}$$

با فرض $p = q = ۱$ و بازگرداندن روند زمانی، می‌توان در نهایت رابطه پیش‌بینی را به‌صورت رابطه ۷ بازنویسی کرد.

رابطه ۷)
$$\psi_t = \omega \odot e^{gt} + \Phi\left[\psi_{t-1} \odot e^{g}\right] + \Gamma Z_t$$

در رابطه ۷، $\odot$ نشان‌دهنده ضرب هادامارد است. رابطه ۷، پیش‌بینی انجام شده در زمان t برای مقدار ورود معامله‌گران در دوره t+۱ را با توجه به پیش‌بینی انجام شده برای دوره t ($\tilde{\Psi}_{t-۱}$ پیش‌بینی انجام شده در دوره t−۱ برای دوره t است) و نیز معاملات اتفاق افتاده در روز t محاسبه می‌کند. بر مبنای پیش‌بینی انجام شده در خصوص مقادیر ورود معامله‌گران در زمان t ، می‌توان احتمال شرطی وقوع B_t معامله خرید و S_t معامله فروش در دوره t را بر مبنای توسعه مدل ایستای ۱ محاسبه کرد. با تغییر رابطه ۱ به‌صورتی که به جای مقادیر ثابت ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع، پیش‌بینی‌های شرطی آنها قرار گیرد به رابطه ۸ می‌رسیم.

رابطه ۸)
$$\Pr\left[y_t = (B_t, S_t) \middle| F_{t-1}\right] = \alpha(1-\delta) e^{-(\mu_{t-1}+2\varepsilon_{t-1})} \frac{(\mu_{t-1}+\varepsilon_{t-1})^{B_t} (\varepsilon_{t-1})^{S_t}}{B_t! S_t!}$$
$$+ \alpha\delta e^{-(\mu_{t-1}+2\varepsilon_{t-1})} \frac{(\mu_{t-1}+\varepsilon_{t-1})^{S_t} (\varepsilon_{t-1})^{B}}{B_t! S_t!} + (1-\alpha) e^{-(2\varepsilon_{t-1})} \frac{(\varepsilon_{t-1})^{B_t+S_t}}{B_t! S_t!}$$

با در اختیار داشتن ریز اطلاعات مربوط به معاملات خرید و فروش در هر روز و بر مبنای روش حداکثر درست‌نمایی، می‌توان به تخمین پارامترهای دو رابطه ۷ و ۸ پرداخت. تابع مجموع لگاریتم درست‌نمایی بر مبنای سری زمانی خرید و فروش‌ها و با جمع کردن لگاریتم احتمال‌های شرطی روزانه در رابطه ۸ به‌دست می‌آید.

رابطه ۹)
$$L\left(\{y_t\}_{t=1}^{T} \middle| \Theta\right) = \sum_{t=1}^{T} \ln \Pr\left[y_t = (B_t, S_t) \middle| F_{t-1}\right]$$

در رابطه ۹، T معرف تعداد روزهای مطالعه شده و $\Theta = [\alpha, \delta, g, \omega, \Phi, \Gamma]$ نشان‌دهنده بردار پارامترهای مدل است. محاسبه پویایی‌های ورود معامله‌گران برای هر سهم، منوط به تخمین ۱۴ پارامتر موجود در رابطه‌های ۷ و ۸ است. با حداکثر کردن تابع مجموع درست‌نمایی به‌عنوان تابعی از تعداد فروش‌ها و خریدها، تخمین پارامترهای مدل به‌دست می‌آید.

برای بررسی پویایی‌های مقدار ورود معامله‌گران یا به‌طور دقیق‌تر، بررسی اینکه پایداری مقدار ورود دو نوع معامله‌گر در طول زمان به چه میزان است، این مقادیر چگونه بر هم اثر می‌گذارند و چگونه به تکانه در جریان ورود هر دو نوع

معامله‌گر واکنش نشان می‌دهند، باید به رابطه ۷ توجه کرد. اگر $\xi_t \doteq \tilde{Z}_t - \tilde{\Psi}_{t-1}$ نشان‌دهنده خطای پیش‌بینی یا به بیان دیگر تکانه در تعداد معاملات باشد، فرایند خودرگرسیونی تعمیم‌یافته (رابطه ۷) را می‌توان به شکل رابطه ۱۰ بازنویسی کرد.

رابطه ۱۰)

$$\begin{aligned}\psi_t &= \omega + \Phi\psi_{t-1} + \Gamma Z_t \\ &\doteq \omega + \Phi^*\psi_{t-1} + \Gamma\xi_t\end{aligned}$$

در این رابطه، $\Phi^* = \Phi + \Gamma$ ماتریس خودرگرسیونی است که پایداری مقادیر ورود پیش‌بینی شده را اندازه‌گیری می‌کند (زیرا رابطه این مقادیر با میزان روز گذشته خود را نشان می‌دهد) و اجزای ماتریس Γ نیز نشان‌دهنده اثر آنی تکانه در معاملات بر پیش‌بینی مقادیر ورود است.

با توجه به ماهیت غیرخطی رابطه ۸ و نیز وابستگی دو رابطه ۷ و ۸ به یکدیگر، رسیدن به رابطه‌های صریح برای مقدار بهینه پارامترها ممکن نیست؛ بنابراین برای بهینه‌یابی باید از روش‌های عددی[1] استفاده کرد. به این منظور در پژوهش حاضر، از نرم‌افزار R و الگوریتم ساپلکس[2] برای تخمین پارامترها استفاده شده است. این الگوریتم برای بهینه‌سازی توابع هدف چندمتغیره غیرخطی، به‌صورت مستقیم استفاده می‌شود و به مشتقات پیچیده این توابع نیازی ندارد. این روش با تولید یک سری از سیمپلکس‌ها در زیرفضاها به تعیین جواب بهینه می‌پردازد. سیمپلکس برای یک تابع n متغیره، یک چند ضلعی محدب با n+۱ رأس است (در مسئله حاضر یک سیمپلکس ۱۵ ضلعی). پس از تولید سیمپلکس‌ها، ۱۵ مقدار برای ارزش تابع نیز در ۱۵ رأس سیمپلکس به‌دست می‌آید که می‌توانند با یکدیگر مقایسه شوند. پس از مقایسه مقادیر تابع در ۱۵ رأس سیمپلکس، بدترین رأس که (در یک مسئله حداقل‌سازی) بیشترین مقدار تابع را دارد با نقطه‌ای دیگر جایگزین شده و فرایند تا هنگام همگرا شدن به جواب بهینه، تکرار می‌شود. در واقع الگوریتم یک فرایند تکراری شامل این مراحل است: ۱. مرتب‌سازی رئوس (بر حسب ارزش تابع)، ۲. محاسبه مرکز ثقل سیمپلکس و ۳. جایگزینی بدترین رأس (مجموعه پارامترها) با انعکاس، انبساط و انقباض نقاط. مراحل نام برده تا هرچه کوچک و کوچک‌تر شدن چندضلعی و همگرا شدن به جواب بهینه، ادامه می‌یابد. در واقع اگر بخواهیم ساده‌تر به عملکرد این الگوریتم بپردازیم، مانند بسیاری از روش‌های عددی بهینه‌یابی، روش کار این الگوریتم نیز به شکل تخصیص مقادیر به تمام پارامترها، محاسبه مقدار تابع به ازای پارامترهای داده شده و تخصیص مقادیر جدید به یک یا برخی از پارامترها و مقایسه نتایج است. پس از یافتن مقادیر بهینه پارامترها که به ازای آنها تابع مجموع درست‌نمایی حداکثر می‌شود (در عمل و در بهینه‌یابی منهای تابع مجموع درست‌نمایی حداقل می‌شود)، سری‌های زمانی روزانه مقدار ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع از رابطه ۷ به‌دست می‌آید و پویایی‌های مقدار ورود معامله‌گران نیز با استفاده از تخمین‌های دو ماتریس Γ و Φ^* بررسی می‌شود.

انتخاب داده‌ها و استخراج معاملات خرید و فروش

برای بررسی پویایی‌های ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بورس تهران، در پژوهش حاضر از داده‌های مربوط به معاملات انجام شده روی ۳۳ نماد معاملاتی مربوط به ۱۱ صنعت متفاوت (سه نماد معاملاتی از هر صنعت)، از ۱۰ فروردین ۱۳۹۲

1. Numerical Methods 2. Subplex

تا ۲۸ اسفند ۱۳۹۵ استفاده شده است. نمادهای انتخاب شده از هر صنعت، مربوط به شرکت‌هایی هستند که بیشترین تعداد روزهای معاملاتی همراه با تغییر قیمت در طول روز را در دوره بررسی داشته‌اند. انتخاب نماد با بیشترین روزهای معاملاتی همراه با تغییر قیمت، از آن رو اهمیت دارد که برای رسیدن به تخمین پویا از ورود معامله‌گران به بازار و استخراج تغییرات محتوای اطلاعاتی معاملات سهم در هر روز، باید تعداد معاملات سمت خرید و فروش هر روز را برای هر نماد مشخص کرد (چنان‌که در ادامه می‌آید) که آن نیز منوط به وجود تعداد معاملات کافی همراه با تغییر قیمت است. در جدول ۱، تعداد کل روزهایی معاملاتی نمادهای بررسی شده در این مطالعه طی بازه مد نظر (از ۱۰ فروردین ۱۳۹۲ تا ۲۸ اسفند ۱۳۹۵)، تعداد روزهای معاملاتی که تمام معاملات نماد با قیمت یکسان انجام نشده‌اند، متوسط تعداد معاملات هر نماد در روزهای همراه با تغییر قیمت و محدوده قیمتی نمادها در دوره بررسی ارائه شده است.

بر اساس گفته چاکرابارتی، پاسکال و شکیلکو[1] (۲۰۱۵)، برای طبقه‌بندی معاملات از سه گروه کلی الگوریتم‌ها استفاده می‌شود: الگوریتم‌های سطح یک[2] که تنها از قیمت معاملات برای طبقه‌بندی آنها استفاده می‌کنند و رایج‌ترین الگوریتم از این نوع نیز قاعده تیک[3] است. الگوریتم‌های سطح دو[4] از تغییرات قیمت و تغییرات مظنه در کنار هم برای طبقه‌بندی معاملات استفاده می‌کنند و الگوریتم لی و ردی[5] شناخته‌شده‌ترین الگوریتم از این سطح برای طبقه‌بندی معاملات است. سومین و جدیدترین الگوریتم طبقه‌بندی معاملات نیز، طبقه‌بندی حجم انبوه[6] است که به‌عنوان روشی جایگزین برای طبقه‌بندی معاملات در بازارهای توسعه‌یافته امروزی که شاهد حجم بالای معاملات و معاملات پربسامد[7] هستند، پیشنهاد شده است؛ زیرا استفاده از الگوریتم‌های پیشین که مبتنی بر مقایسه تک به تک معاملات است، برای چنین بازارهایی بسیار زمان‌بر بوده و باعث کاهش دقت نیز می‌شود. از آنجا که الگوریتم طبقه‌بندی حجم انبوه برای بازارهای توسعه‌یافته طراحی شده و به تعداد بسیار زیادی معامله نیاز دارد، در عمل استفاده از آن برای بسیاری از نمادهای بورس تهران که در برخی روزها معاملات محدودی دارند، امکان‌پذیر نیست. با توجه به دسترسی نداشتن به داده‌های دفتر سفارش‌ها، در مطالعه حاضر از قاعده تیک برای طبقه‌بندی معاملات استفاده شده است. نحوه عملکرد این الگوریتم به این‌گونه است که معاملات هر روز بر حسب زمان وقوع مرتب شده و قیمت هر معامله با معامله قبل از خود مقایسه می‌شود. اگر قیمت معامله نسبت به معامله قبلی افزایش داشته باشد، معامله خرید رخ داده و اگر قیمت کاهش یافته باشد، معامله فروش روی داده است. اگر در چند معامله پیاپی قیمت تغییر نکند، قیمت معامله با آخرین معامله‌ای که پس از آن قیمت تغییر کرده است، مقایسه می‌شود. داده‌های لازم برای معاملات روزانه نمادهای منتخب، از شرکت مدیریت فناوری بورس تهران به‌دست آمده است.

پس از به‌کارگیری الگوریتم قاعده تیک برای هر نماد، معاملات سمت خرید و فروش در هر روز به‌دست می‌آید و می‌توان تعداد معاملات متوازن و نامتوازن را نیز محاسبه کرد. برای داشتن تصویر مناسب‌تری از وضعیت معاملاتی نمادهای بررسی شده، در جدول ۱ میانگین تعداد معاملات متوازن و نامتوازن در هر روز هم برای هر نماد ارائه شده است.

1. Chakrabarty, Pascual, & Shkilko
2. Level-1 algorithm
3. The tick rule
4. Level-2
5. Lee and Ready
6. Bulk volume classification
7. High frequency Trading

جدول ۱. اطلاعات معاملاتی نمادهای مورد بررسی

نماد	تعداد کل روزهای معاملاتی	تعداد روزهای معاملاتی همراه با تغییر قیمت	میانگین تعداد معاملات در روز	میانگین تعداد معاملات متوازن	میانگین تعداد معاملات غیرمتوازن	محدوده قیمتی (ریال)
آسیا	۸۳۰	۷۲۱	۱۲۹/۷۹	۸۰/۵۹	۴۹/۲۰	۵۵۴–۲۶۹۸
البرز	۹۱۸	۸۵۳	۲۰۳/۴۹	۱۲۸/۹۲	۷۴/۵۷	۹۳۴–۸۴۴۵
خبهمن	۹۲۷	۸۸۸	۸۱۵/۰۷	۵۲۶/۰۴	۲۸۹/۰۳	۱۳۷۱–۳۴۴۹
خزامیا	۹۰۳	۸۳۸	۱۲۵۵/۱۵	۸۶۵/۴۶	۳۸۹/۶۹	۵۱۸–۲۴۸۹
خودرو	۸۶۷	۸۱۶	۱۹۵۶/۳۲	۱۳۳۵/۱۸	۶۲۱/۱۴	۸۴۲–۴۷۸۴
دانا	۸۹۸	۷۷۴	۲۲۸/۲۷	۱۴۴/۷۰	۸۳/۵۷	۱۰۵۰–۸۷۹۳
دسبحا	۹۲۷	۸۳۴	۵۶/۸۸	۳۶/۵۴	۲۰/۳۴	۳۰۳۴–۱۰۹۵۱
دکوثر	۹۲۰	۸۳۴	۱۱۷/۹۸	۸۰/۵۸	۳۷/۳۹	۱۳۷۸–۷۹۷۱
رتاپ	۸۵۸	۸۱۳	۱۵۳/۷۳	۹۹/۵۹	۵۴/۱۴	۲۵۸۱–۱۲۵۶۳
رکیش	۸۰۱	۷۶۱	۱۶۵/۴۲	۱۰۵/۶۸	۵۹/۷۵	۲۴۳۹–۱۲۷۷۶
ستران	۹۰۳	۸۰۹	۱۸۴/۷۴	۱۲۷/۸۶	۵۶/۸۸	۱۵۰۷–۸۹۴۵
سشرق	۸۶۰	۷۷۸	۳۰۸/۹۸	۲۰۶/۴۶	۱۰۲/۵۳	۷۵۰–۵۰۲۰
سفارس	۹۲۰	۸۴۸	۲۶۸/۰۳	۱۷۴/۵۸	۹۳/۴۵	۱۲۰۱–۵۲۳۰
شاراک	۸۶۷	۸۲۴	۲۴۶/۳۷	۱۸۳/۵۹	۶۲/۷۸	۲۴۸۰–۳۰۲۱۳
شبدیس	۸۳۴	۸۱۳	۲۲۴/۹۲	۱۶۶/۰۲	۵۸/۹۰	۷۱۸۱–۶۱۱۷۰
شبریز	۶۵۹	۶۰۶	۲۸۹/۲۲	۲۰۵/۰۵	۸۴/۱۷	۲۸۳۱–۳۴۴۱۴
شبهرن	۸۴۹	۸۰۲	۲۲۷/۷۱	۱۶۴/۹۱	۶۲/۸۰	۷۶۱۳–۴۸۸۸۸
شپنا	۶۴۶	۶۱۴	۸۳۱/۷۳	۶۰۷/۰۴	۲۲۴/۶۹	۱۸۹۰–۳۶۸۴۰
غبهشهر	۸۰۹	۷۹۱	۲۷۷/۳۳	۲۰۷/۹۵	۶۹/۳۸	۲۲۲۵–۵۲۲۷۷
غپینو	۸۹۴	۸۲۵	۱۱۵/۲۰	۷۳/۸۲	۴۱/۳۹	۲۳۹۱–۹۴۰۰
فباهنر	۸۹۰	۸۳۱	۲۹۴/۱۶	۱۸۹/۴۳	۱۰۴/۷۳	۹۳۰–۴۹۱۵
فملی	۸۸۳	۸۵۹	۶۳۵/۳۰	۴۴۶/۸۹	۱۸۸/۴۲	۱۱۰۱–۶۲۹۵
فولاد	۸۹۱	۸۷۹	۸۴۲/۵۸	۶۰۶/۹۲	۲۳۵/۶۵	۹۹۵–۵۵۰۰
قنیشا	۹۰۹	۸۴۶	۱۶۲/۳۹	۱۰۶/۸۶	۵۵/۵۲	۷۹۰–۱۱۲۳۸
کاما	۹۱۶	۸۶۴	۱۷۶/۷۰	۱۱۷/۶۵	۵۹/۰۵	۱۹۳۲–۱۶۳۰۰
کرماشا	۹۳۶	۹۲۴	۱۵۵/۶۶	۱۱۷/۱۸	۳۸/۴۸	۲۵۴۸–۱۱۱۹۸
کروی	۹۰۸	۸۷۲	۳۵۸/۲۴	۲۵۱/۳۵	۱۰۶/۸۹	۹۸۷–۴۷۲۰
ککل	۸۶۲	۷۷۴	۳۱۶/۹۶	۲۳۰/۷۰	۸۶/۲۶	۱۶۱۶–۱۴۹۸۳
مداران	۸۳۹	۷۸۷	۳۲۵/۸۳	۲۱۵/۸۷	۱۰۹/۹۶	۱۳۱۷–۶۰۵۰
والبرز	۹۲۴	۸۵۸	۱۲۵/۱۷	۸۵/۱۲	۴۰/۰۶	۲۶۰۰–۹۰۱۴
وانصار	۹۴۱	۹۰۷	۳۳۹/۸۳	۲۳۸/۳۶	۱۰۱/۴۷	۱۶۶۶–۳۶۷۹
وبملت	۷۸۵	۷۶۷	۱۳۷۰/۶۶	۹۶۵/۷۳	۴۰۴/۹۳	۱۰۲۵–۳۲۱۱
وسینا	۸۱۱	۷۶۹	۳۶۷/۹۳	۲۳۵/۶۲	۱۳۲/۳۱	۹۸۰–۳۷۷۲

یافته‌های پژوهش

مطالعه حاضر به‌دنبال بررسی نسبت حضور معامله‌گران مطلع و نامطلع در معاملات نمادهای مختلف بورس تهران که مبحثی متفاوت است و در برخی مطالعات پیشین داخلی، انجام شده نیست. با این حال، برای اینکه تصویر کلی از وضعیت ورود معامله‌گران به معاملات نمادهای در دست بررسی ارائه شود، مهم‌ترین آماره‌های توصیفی مربوط به مقادیر ورود تخمین زده شده در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲. آماره‌های توصیفی نرخ‌های تخمین زده شده ورود معامله‌گران

نماد	نرخ ورود معامله‌گران مطلع			نرخ ورود معامله‌گران غیرمطلع		
	میانگین	انحراف معیار	میانه	میانگین	انحراف معیار	میانه
آسیا	۴۹/۱۷	۳۲/۱۶	۳۸/۸۱	۸۸/۶۱	۵۲/۹۵	۷۲/۰۹
البرز	۵۲/۳۲	۴۰/۲۹	۳۸/۶۴	۱۴۶/۴۴	۱۴۹/۱۵	۱۰۰/۵۸
خبهمن	۲۲۱/۷۹	۲۵۶/۵۷	۱۴۳/۲۶	۶۱۴/۳۲	۵۶۶/۸۵	۴۲۸/۷۹
خزامیا	۲۷۴/۰۹	۱۷۰/۵۸	۲۱۹/۱۰	۹۳۶/۰۸	۷۶۶/۸۴	۶۰۵/۴۸
خودرو	۳۴۶	۲۰۶/۵۱	۲۷۹/۸۷	۱۴۳۵/۵۷	۸۶۹/۷۶	۱۱۷۶/۵۳
دانا	۶۲/۶۳	۳۶/۷۴	۵۱/۸۱	۱۵۵/۱۷	۱۰۶/۵۹	۱۳۶/۴۸
دسبحا	۱۲/۳۸	۵/۷۴	۱۰/۵۰	۴۲/۸۰	۲۷/۸۷	۳۰/۸۹
دکوثر	۳۰/۳۶	۱۸/۷۳	۲۴/۹۸	۸۸/۱۵	۵۴/۳۶	۷۲/۹۷
رتاپ	۳۳/۵۷	۴۱/۷۳	۲۲/۶۱	۱۱۱/۱۳	۱۶۳/۲۴	۵۴/۹۹
رکیش	۴۵/۷۲	۳۱/۵۹	۳۵/۴۷	۱۲۴/۲۲	۱۲۴/۱۱	۷۹/۷۸
ستران	۳۹/۴۳	۲۲/۸۰	۳۱/۹۰	۱۳۹/۴۲	۱۰۷/۴۵	۱۰۳/۵۰
سشرق	۱۰۳/۴۷	۴۶/۶۸	۸۹/۹۱	۲۲۹/۲۱	۱۳۵/۲۲	۱۹۰/۵۷
سفارس	۱۰۹/۴۵	۸۲/۱۴	۸۱/۷۳	۱۸۶/۵۸	۱۴۶/۴۶	۱۳۹/۲۷
شاراک	۸۳/۴۴	۵۴/۲۵	۶۷/۳۶	۲۰۱/۱۹	۱۴۴/۴۱	۱۴۸/۳۴
شبدیس	۴۰/۶۱	۳۳/۶۷	۲۷/۳۵	۱۷۷/۱۹	۱۹۵/۱۰	۸۵/۳۸
شبریز	۸۰/۳۷	۷۷/۵۵	۴۸/۹۶	۲۲۳/۱۷	۲۲۰/۶۵	۱۲۸/۷۸
شبهرن	۴۶/۰۷	۱۳/۰۲	۴۱/۸۷	۱۸۵/۶۹	۷۴/۴۹	۱۶۹/۶۱
شپنا	۲۳۳/۹۰	۶۱/۴۱	۲۱۱/۸۶	۶۵۵/۹۱	۳۶۶/۰۸	۵۳۰/۸۰
غبهشهر	۵۷/۷۹	۳۶/۷۸	۴۳/۴۴	۲۲۷/۰۶	۲۳۶/۱۲	۱۳۱/۳۹
غپینو	۳۰/۰۳	۲۰/۹۹	۲۱/۵۴	۸۱/۶۴	۷۷/۵۰	۴۹/۱۸
فباهنر	۹۱/۱۰	۷۲/۸۵	۷۱/۷۹	۲۰۸/۲۹	۱۷۰/۴۸	۱۶۲/۰۱
فملی	۱۵۵/۴۶	۱۱۶/۲۴	۱۱۶/۵۵	۵۰۳/۶۹	۳۱۷/۲۲	۴۱۰/۴۵
فولاد	۲۱۳/۵۴	۲۳۵/۶۴	۱۴۶/۳۱	۶۷۷/۲۷	۵۳۹/۵۳	۵۲۱/۲۴
قنیشا	۵۲/۳۷	۲۹/۰۷	۴۱/۹۲	۱۱۸/۱۴	۸۷/۵۱	۸۵/۴۵
کاما	۴۲/۱۳	۳۵/۶۵	۲۴/۳۲	۱۲۹/۴۷	۱۳۲/۲۱	۶۶/۳۱
کرماشا	۲۸/۴۲	۲۶/۰۸	۱۷/۷۶	۱۲۵/۹۵	۱۳۰/۱۹	۶۵/۹۷
کروی	۱۰۰/۴۳	۵۹/۳۳	۸۳/۵۲	۲۷۲/۵۰	۱۵۲/۸۰	۲۴۵/۳۶
کگل	۵۹/۰۱	۵۹/۶۱	۳۹/۱۳	۲۵۲/۱۹	۲۲۵/۰۹	۱۸۴/۴۷
مداران	۶۹/۳۳	۳۵/۳۲	۵۷/۳۰	۲۴۱/۲۷	۱۶۳/۳۶	۱۹۰/۱۱
والبرز	۳۱/۳۴	۲۷/۶۹	۲۰/۶۹	۹۳/۳۰	۹۸/۴۲	۵۱/۹۲
وانصار	۹۸/۲۷	۶۸/۲۷	۷۱/۱۱	۲۶۵/۶۱	۱۸۵/۳۴	۱۸۶/۱۱
وبملت	۳۰۹/۶۵	۱۴۱/۸۰	۲۸۱/۶۵	۱۰۷۷/۲۴	۷۲۶/۰۳	۸۳۰/۴۲
وسینا	۹۶/۲۹	۶۲/۳۹	۷۰/۸۵	۲۶۱/۱۸	۲۱۴/۹۱	۱۶۸/۵۶

با توجه به محدودیت حاکم بر تعداد صفحات مقاله، امکان ارائه تمام مقادیر روزانه تخمین‌زده شده ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع برای تمام نمادها ـ یعنی ۲۶۷۷۹ جفت مقدار ـ وجود ندارد. اما همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، با توجه به تعداد متفاوت معاملات نمادها که در جدول ۱ هم قابل مشاهده است، تفاوت شایان توجهی در میانگین مقدار ورود هر دو نوع معامله‌گران بین نمادهای مختلف هم وجود دارد. اما نکته مشترکی که در خصوص تمام نمادها مشاهده می‌شود، این است که میانه مقدار ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع از میانگین توزیع آنها کمتر است و چنان‌که انتظار می‌رود، توزیع مقدار ورود هر دو گروه معامله‌گران چولگی به سمت راست دارد.

همان‌طور که در بخش معرفی مدل اشاره شد، برای بررسی پایداری مقدار ورود دو نوع معامله‌گر طی زمان، برهم‌کنش معامله‌گران مطلع و نامطلع و چگونگی واکنش مقدار ورود معامله‌گران به تکانه‌ها، باید به مؤلفه‌های دو ماتریس Γ و Φ^* در رابطه ۱۰ توجه کرد. با در نظر داشتن این موضوع و برای جلوگیری از طولانی شدن متن مقاله، تنها نتایج تخمین مؤلفه‌های این دو ماتریس، همراه با آماره‌های t (برای بررسی معناداری ضرایب تخمین زده شده) در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج تخمین ضرایب دو ماتریس Γ و Φ^*

نماد	ضریب (آماره t)							
	Γ_{11}	Γ_{12}	Γ_{21}	Γ_{22}	Φ^*_{11}	Φ^*_{12}	Φ^*_{21}	Φ^*_{22}
آسیا	۰/۳۰۳۵۱ (۶۳/۲۵)	−۰/۰۷۳۲۲ (−۱۴۰/۸۰)	۰/۳۵۹۳۷ (۹۷/۴۳)	۰/۰۵۶۶۶ (۲۱/۴۳)	۰/۲۶۴۴۷ (۲۰/۲۲)	۰/۱۶۵۴۴ (۲۵/۷۵)	−۰/۵۰۷۸۵ (−۱۰/۸۱)	۱/۰۲۷۷۰ (۳۲۸/۵۸)
البرز	۰/۱۸۳۹۲ (۱۸/۷۲)	۰/۰۶۹۳۷ (۱۳/۵۵)	۰/۲۶۴۴۹ (۳۹/۴۷)	۰/۲۹۸۶۲ (۴۹/۱۴)	۰/۲۵۶۸۵ (۱۸/۸۷)	۰/۱۳۹۸۶ (۱۸/۹۲)	۰/۴۵۲۳۱ (۱۲/۰۳)	۰/۸۸۶۲۹ (۲۰۶/۲۶)
خبهمن	۰/۲۶۷۹۹ (۷۳/۱۱)	۰/۰۹۵۴۳ (۴۳/۰۳)	۰/۲۹۹۷۴ (۸۷/۵۶)	۰/۱۸۶۹۸ (۵۰/۰۷)	۰/۳۴۰۱۴ (۵۲/۴۴)	۰/۱۶۴۸۶ (۴۳/۳۳)	−۰/۳۷۱۲۰ (−۵۸/۳۶)	۱/۰۸۳۶۱ (۲۷۹/۰۶)
خزامیا	۰/۱۸۸۳۰ (۶/۱۹)	۰/۰۱۸۴۷ (۲۵/۹۲)	۰/۳۹۸۸۷ (۲۸۰/۰۳)	۰/۱۴۹۵۵ (۱۹۶/۸۴)	۰/۵۲۸۸۵ (۱۳/۰۶)	۰/۰۰۳۷۷ (۷/۱۸)	۰/۰۳۳۵۲ (۲۲/۱۸)	۰/۷۲۱۷۰ (۸۹۲/۴۷)
خودرو	۰/۱۱۹۰۸ (۲۰۱/۵۳)	−۰/۰۱۰۱۷ (−۱۲/۱۴)	۰/۲۲۵۲۰ (۱۴۰/۳۰)	۰/۱۳۸۳۰ (۱۹۴/۲۸)	۰/۵۱۱۲۹ (۵۷/۲۰)	۰/۰۹۲۹۳ (۴۱/۹۹)	−۰/۱۰۵۵۳ (−۲۱/۲۰)	۰/۹۱۲۸۶ (>۱۰۰۰)
دانا	۰/۱۵۹۷۵ (۵/۴۴)	۰/۰۱۲۱۶ (۱۲/۲۲)	۰/۲۵۳۶۰ (۶۶/۳۹)	۰/۱۳۱۲۳ (۴۶۸/۶۶)	۰/۳۶۹۸۵ (۷/۶۴)	۰/۱۴۳۵۶ (۸۲/۳۷)	−۰/۷۲۱۹۱ (−۲۷۳/۱۶)	۱/۱۴۳۱۱ (۶۲/۱۸)
دسبحا	۰/۰۳۱۰۵ (۱۱/۰۲)	۰/۰۱۲۶۳ (۶/۱۳)	۰/۱۲۹۰۴ (۱۸/۶۸)	۰/۱۰۰۴۸ (۳۵/۰۷)	۰/۹۶۱۹۴ (۲۶/۷۰)	−۰/۰۲۱۴۶ (−۹/۷۲)	۰/۱۶۳۱۹ (۷/۷۸)	۰/۹۲۰۱۱ (۱۲۵/۳۵)
دکوثر	۰/۱۵۳۱۱ (>۱۰۰۰)	۰/۰۵۸۴۹ (>۱۰۰۰)	۰/۳۸۹۲۸ (>۱۰۰۰)	۰/۱۵۶۴۲ (>۱۰۰۰)	۰/۸۶۷۲۴ (>۱۰۰۰)	−۰/۰۴۶۹ (<−۱۰۰۰)	۰/۲۷۶۷۵ (۱۰۹/۳۹)	۰/۷۳۸۱۷ (>۱۰۰۰)
رتاپ	۰/۲۲۱۶۱ (۲۰/۸۱)	۰/۱۱۴۳۰ (۳۰/۶۹)	۰/۳۱۱۲۴ (۵۷/۶۴)	۰/۲۹۲۷۴ (۴۷/۵۴)	۰/۳۱۲۸۳ (۵۷/۹۹)	۰/۰۳۴۷۰ (۳/۹۱)	۰/۱۳۸۲۶ (۳/۴۶)	۰/۸۷۰۷۱ (۱۴۵/۶۲)
رکیش	۰/۰۳۲۹۹ (۱۵/۴۰)	۰/۰۱۱۸۷ (۴۲/۴۰)	۰/۱۵۶۶۹ (۵۵۵/۴۶)	۰/۲۵۵۲۳ (۸۳/۵۹)	−۰/۴۵۷۷۵ (−۹/۰۸)	۰/۰۸۳۲۴ (۶/۷۸)	۰/۱۰۶۶۲ (۹/۱۶)	۰/۹۶۲۰۱ (۱۷۹/۹۰)
ستران	۰/۱۳۵۴۴ (۱۱/۴۱)	۰/۰۰۹۶۳ (۴/۲۵)	۰/۳۳۸۴۸ (۴۹/۵۲)	۰/۱۶۱۸۹ (۴۷/۳۱)	۰/۶۵۷۳۵ (۳۱/۹۰)	−۰/۰۰۰۵۲ (−۰/۱۵)	−۰/۳۷۵۸۴ (−۷/۷۴)	۰/۹۴۱۳۵ (۲۴۴/۹۲)
سشرق	۰/۱۵۷۷۲ (۱۳۸/۵۴)	−۰/۰۳۰۶۱ (−۲۲/۹۶)	۰/۳۱۶۳۰ (۳۵۷/۰۹)	۰/۰۳۷۵۴ (۱۱/۲۹)	−۰/۴۳۳۶۶ (−۶۴۵/۴۰)	۰/۴۲۰۷۳ (۴۱۲/۰۸)	−۲/۲۶۱۶۳ (<−۱۰۰۰)	۱/۶۴۵۴۳ (۳۳۶/۳۸)

ادامه جدول ۳

نماد	ضریب (آماره t)							
	Γ_{11}	Γ_{12}	Γ_{21}	Γ_{22}	Φ^*_{11}	Φ^*_{12}	Φ^*_{21}	Φ^*_{22}
سفارس	۰/۴۳۶۴۶ (۹۹/۴۳)	۰/۰۴۸۹۷ (۱۷/۳۲)	۰/۳۶۸۲۹ (۹۷/۶۵)	۰/۱۳۲۸۳ (۵۷/۷۹)	۰/۵۴۲۷۴ (۴۸/۶۳)	۰/۱۰۵۳۸ (۱۷/۱۸)	−۰/۱۶۴۵۴ (−۳۵/۷۹)	۱/۰۰۰۸۰ (۲۰۴/۹۴)
شاراک	۰/۰۸۰۷۶ (۲۳/۸۶)	۰/۰۲۹۴۳ (۲۷/۱۲)	۰/۴۰۸۴۲ (۴۷/۴۵)	۰/۳۰۱۹۴ (۵۵/۸۲)	۰/۸۹۸۲۰ (۱۶۵/۸۰)	۰/۰۱۵۱۲ (۵/۶۵)	۱/۶۵۱۳۴ (۵۳/۳۲)	−۰/۱۸۸۵۰ (−۹/۲۷)
شبدیس	۰/۲۵۴۶۵ (۱۸/۰۳)	۰/۰۵۴۹۰ (۱۳/۴۲)	۰/۳۳۸۲۱ (۳۹/۳۵)	۰/۲۳۵۷۱ (۶۳/۷۳)	۰/۱۳۱۸۹ (۴/۹۸)	۰/۰۷۹۴۵ (۱۳/۱۸)	−۰/۱۷۰۰۳ (−۴/۸۲)	۰/۹۸۰۱۷ (۲۷۴/۳۷)
شبریز	۰/۰۹۴۵۵ (۱۸/۴۶)	−۰/۰۰۹۵۳ (−۳/۴۷)	۰/۳۹۸۳۰ (۵۸/۱۷)	۰/۱۸۸۸۰ (۲۳۰/۲۵)	−۰/۱۰۸۸۳ (−۴/۲۰)	۰/۲۱۵۲۰ (۳۱/۰۸)	۱/۲۸۳۸۴ (۶۸۳/۳۹)	۰/۶۲۲۴۴ (۳۸۷/۴۰)
شبهرن	۰/۰۸۶۳۹ (۳۳/۵۹)	۰/۰۴۱۳۶ (۱۹/۳۸)	۰/۲۶۱۸۶ (۴۴/۴۱)	۰/۲۷۱۷۵ (۵۹/۷۱)	۰/۶۳۸۶۳ (۴۰/۲۹)	۰/۰۰۷۴۳ (۲/۲۴)	−۰/۸۶۲۹۸ (−۹/۰۲)	۰/۹۶۴۱۹ (۱۴۷/۲۲)
شپنا	۰/۱۶۷۸۶ (۵۸/۲۴)	−۰/۰۰۶۷۱ (−۴/۷۶)	۰/۴۰۹۵۶ (۹۳/۹۳)	۰/۱۶۳۶۱ (۷۱/۹۰)	۰/۵۰۹۲۰ (۴۲/۷۳)	−۰/۰۳۳۱۶ (−۱۴/۸۳)	−۰/۴۴۹۷۲ (−۶/۶۵)	۰/۸۶۷۹۴ (۲۷۸/۲۷)
غبهشهر	۰/۲۰۳۱۴ (۱۳/۵۹)	−۰/۰۲۴۵۴ (−۱۲/۵۲)	۰/۳۹۵۹۵ (۴۲/۶۶)	۰/۲۳۳۱۶ (۵۰/۹۷)	−۰/۳۲۹۵۰ (−۱۸/۲۸)	۰/۱۴۱۳۴ (۸/۴۲)	−۰/۵۷۵۱۳ (−۱۱/۶۹)	۱/۰۴۶۶۰ (۱۵۳/۲۱)
غپینو	۰/۰۸۹۶۳ (۴۱/۳۹)	۰/۰۱۸۳۲ (۲۱/۳۸)	۰/۲۲۸۶۲ (۲۸۴/۶۰)	۰/۱۰۸۲۰ (۶۱/۴۸)	۰/۱۱۷۱۵ (۲۵/۴۵)	۰/۲۱۶۶۲ (۲۱۸/۰۴)	−۱/۷۶۶۶۹ (<−۱۰۰۰)	۱/۴۲۵۶۴ (۷۱۰/۱۷)
فباهنر	۰/۲۰۶۸۶ (۲۰/۳۶)	−۰/۰۲۸۲۰ (−۹/۸۵)	۰/۲۹۳۶۵ (۷۲/۷۴)	۰/۱۰۲۳۳ (۵۹/۰۲)	−۰/۴۲۴۱۶ (−۱۶/۶۶)	۰/۲۳۳۵۷ (۲۱/۵۳)	۰/۸۹۸۸۵ (۲۹/۱۲)	۰/۶۴۰۴۵ (۶۸/۶۰)
فملی	۰/۰۱۳۵۶ (۲۰/۵۴)	۰/۰۶۰۶۴ (۲۰/۷۰)	۰/۱۸۶۲۳ (۵۰/۳۲)	۰/۳۵۱۷۱ (۱۰۲/۶۴)	۰/۸۸۸۹۶ (۷۷۲/۸۶)	۰/۰۵۶۹۹ (۱۹/۷۳)	۱/۶۵۲۸۶ (۲۱۴/۷۳)	۰/۳۹۹۲۱ (۹۴/۱۴)
فولاد	۰/۲۷۰۳۲ (۱۸۸/۶۷)	۰/۰۹۵۳۲ (۱۰۹/۳۵)	۰/۳۸۶۶۱ (۲۹۵/۴۳)	۰/۳۲۸۰۰ (۱۷۲/۷۲)	−۰/۵۰۰۲۵ (−۲۱۶/۲۰)	۰/۵۴۷۰۳ (۲۴۰/۷۸)	−۱/۵۰۷۲۵ (−۵۶۳/۲۳)	۱/۵۱۵۹۴ (۸۵۱/۵۳)
قنیشا	۰/۱۶۹۹۸ (>۱۰۰۰)	۰/۰۱۲۶۳ (۷۲/۵۰)	۰/۴۲۱۳۷ (۷۰۶/۰۹)	۰/۰۵۸۹۶ (۶۴۲/۸۳)	۰/۰۴۶۵۹ (۳۶۰/۰۶)	۰/۲۶۱۹۹ (>۱۰۰۰)	−۲/۱۸۹۴۰ (<−۱۰۰۰)	۱/۵۹۲۲۶ (>۱۰۰۰)
کاما	۰/۱۲۷۰۱ (۰/۶۹)	۰/۰۴۴۰۰ (۸۶/۲۷)	۰/۳۳۶۸۴ (>۱۰۰۰)	۰/۲۵۹۲۲ (۵۰۸/۲۷)	۰/۱۲۳۳۳ (۰/۶۷)	۰/۲۶۰۴۶ (۳۶۱/۲۴)	۰/۳۴۰۱۲ (>۱۰۰۰)	۰/۸۳۴۰۷ (>۱۰۰۰)
کرماشا	۰/۲۳۷۵۵ (۱۶/۵۳)	−۰/۰۰۹۲۸ (−۲/۴۹)	۰/۴۳۱۵۳ (۳۹/۹۶)	۰/۲۵۴۸۳ (۴۸/۴۴)	−۰/۰۹۰۲۸ (−۲/۴۰)	۰/۱۱۴۵۶ (۱۳/۳۵)	۱/۴۰۰۹۱ (۱۸/۷۹)	۰/۷۰۰۶۲ (۹۱/۰۶)
کروی	۰/۱۹۸۸۸ (۱۷۸/۵۴)	−۰/۰۰۹۲۰ (−۴/۶۲)	۰/۳۴۶۵۹ (۱۹۵/۳۶)	۰/۱۰۷۹۶ (۴۹/۳۳)	۰/۶۹۳۶۳ (۴۸/۹۲)	۰/۰۲۸۰۷ (۳۵/۳۶)	−۰/۲۵۰۳۹ (−۹۵/۷۱)	۰/۹۷۶۸۷ (۴۰۷/۱۴)
کگل	۰/۰۹۲۸۴ (>۱۰۰۰)	۰/۰۶۷۷۷ (>۱۰۰۰)	۰/۳۰۴۹۴ (>۱۰۰۰)	۰/۲۱۹۰۶ (>۱۰۰۰)	۰/۳۳۶۵۲ (>۱۰۰۰)	۰/۱۳۳۳۰ (>۱۰۰۰)	−۱/۵۷۵۹۸ (<−۱۰۰۰)	۱/۳۰۱۵۶ (>۱۰۰۰)
مداران	۰/۱۱۵۹۱ (۱۰۸/۲۱)	−۰/۰۰۱۸۶ (−۱/۲۸)	۰/۳۴۷۰۹ (۲۱۹/۴۲)	۰/۰۹۲۳۱ (۳۷/۹۷)	۰/۶۷۴۴۷ (۳۵۲/۴۸)	۰/۰۰۴۷۷ (۴/۱۷)	−۰/۵۳۳۱۶ (−۸۲۹/۴۶)	۰/۹۴۴۵۹ (۳۵۸/۴۰)
ملت	۰/۱۲۳۱۷ (>۱۰۰۰)	۰/۰۱۵۱۴ (۱۸/۴۵)	۰/۲۲۵۵۳ (۴۲۶/۹۵)	۰/۲۹۵۱۲ (۲۷۱/۹۸)	−۰/۰۴۹۳۵ (<−۱۰۰۰)	۰/۱۰۵۶۳ (۱۲۶/۵۶)	۰/۱۷۸۵۵ (۱۶۵/۳۱)	۰/۷۹۱۹۸ (۸۱۰/۱۴)
والبرز	۰/۱۴۰۰۹ (۱۲/۵۱)	−۰/۰۲۸۳۳ (−۹/۴۰)	۰/۳۴۷۸۳ (۴۳/۶۹)	۰/۲۰۶۹۷ (۴۸/۵۹)	−۰/۴۱۲۴۳ (−۹/۲۱)	۰/۳۱۸۵۸ (۱۶/۰۸)	−۰/۰۸۶۴۱ (−۳/۰۳)	۰/۹۵۸۲۱ (۱۹۱/۳۱)
وانصار	۰/۲۹۳۸۳ (۷۹/۲۱)	۰/۰۴۹۱۱ (۲۳/۵۰)	۰/۳۸۷۴۳ (۱۰۴/۳۹)	۰/۱۸۸۹۰ (۱۶۱/۱۵)	۰/۵۷۶۹۰ (۵۱/۱۶)	۰/۰۷۷۱۶ (۱۸/۷۶)	−۰/۲۶۹۹۸ (−۱۹۹/۴۷)	۱/۰۲۶۳۸ (۴۸۳/۰۱)
وسینا	۰/۱۴۸۲۹ (۳۴/۹۵)	۰/۰۰۲۷۰ (۱/۹۵)	۰/۲۹۰۴۱ (۸۷/۳۶)	۰/۱۴۹۶۷ (۹۶/۹۹)	۰/۶۴۹۱۱ (۷۰/۱۶)	۰/۰۳۲۰۵ (۱۳/۶۳)	−۰/۴۴۲۸۸ (−۱۶/۱۸)	۱/۰۱۱۲۸ (۴۴۴/۵۷)

طبق رابطه ۱۰، مشخص است که Γ_{11} اثر آنی شوک به معاملات نامتوازن (تفاوت تعداد معاملات خرید و فروش) بر ورود معامله‌گران مطلع را با فرض میزان ثابت تعداد معاملات متوازن اندازه می‌گیرد. همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، برای تمام ۳۳ نماد بررسی شده این ضریب مثبت بوده و برای تمام نمادها غیر از نماد کاما، این ضریب از نظر آماری معنادار است[۱]. یعنی همان‌گونه که انتظار می‌رود، چنانچه تعداد معاملات نامتوازن در بورس تهران در یک روز بیش از انتظار معامله‌گران باشد، پیش‌بینی مقدار ورود معامله‌گران مطلع برای روز بعد را افزایش می‌دهد.

با نگاهی به جدول ۳ مشخص است که هرچند ضرایب Γ_{12} تخمین زده شده برای تمام نمادها، بجز نماد مداران، از نظر آماری معنادار به‌دست آمده، مقدار این ضریب برای اغلب نمادها نزدیک به صفر است، یعنی یک تغییر پیش‌بینی نشده در تعداد معاملات متوازن، کمترین تأثیر را (هرچند معنادار) بر مقدار ورود معامله‌گران مطلع می‌گذارد؛ به این معنا که ورود معامله‌گران مطلع تا حد زیادی مستقل از میزان حضور معامله‌گران نامطلع است و افزایش پیش‌بینی نشده تعداد معاملات متوازن در برآورد معامله‌گران از میزان ورود معامله‌گران مطلع در روز بعدی، تأثیر چندانی ندارد.

Γ_{21} اثر یک تکانه به معاملات نامتوازن بر مقدار ورود معامله‌گران نامطلع را با فرض میزان ثابت معاملات متوازن اندازه‌گیری می‌کند. این ضریب برای تمام نمادها مثبت به‌دست آمده و از نظر آماری نیز معنادار است، یعنی یک تکانه مثبت به تعداد معاملات نامتوازن در یک روز، مقدار ورود معامله‌گران نامطلع را هم برای روز بعد افزایش می‌دهد. به بیان دیگر چنانچه در یک روز معاملاتی، معامله‌گران در بورس تهران به‌طور ناگهانی شاهد بیشتر بودن معاملات خرید یا فروش یک نماد از یکدیگر باشند، در روز بعد معامله‌گران نامطلع بیشتری در معاملات آن نماد حضور خواهند یافت. با دقت در مقادیر برآورد شده برای مؤلفه‌های ماتریس Γ در جدول ۳، مشاهده می‌شود که برای بسیاری از نمادها اندازه مطلق ضریب Γ_{21} از بقیه ضرایب ماتریس Γ بزرگ‌تر است، این موضوع از نظر آماری آزمون شده و نتایج آزمون‌ها در ستون‌های چهارم تا ششم جدول ۴ آورده شده است[۲]. برای ۲۶ نماد از ۳۳ نماد بررسی شده، Γ_{21} بزرگ‌ترین ضریب ماتریس Γ است و به‌طور معناداری از Γ_{11}، Γ_{12} و Γ_{22} بیشتر است. در مجموع می‌توان گفت که تکانه‌های تعداد معاملات نامتوازن در مقدار ورود معامله‌گران نامطلع به بازار، نقش مهمی دارد. همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، تخمین ضریب Γ_{22} برای تمام نمادهای در دست بررسی مثبت و از نظر آماری معنادار به‌دست آمد، یعنی تأثیر افزایش غیرمنتظره تعداد معاملات متوازن در یک روز بر مقدار ورود معامله‌گران نامطلع در روز بعد مثبت است. به بیان دیگر، با فرض ثابت بودن سایر موارد، چنانچه در یک روز افزایش یا کاهش غیرمنتظره‌ای در حضور معامله‌گران نامطلع در بازار رخ دهد، انتظار بر این است که حضور معامله‌گران نامطلع در روز بعد نیز در همان راستا تغییر کند.

---

۱. با توجه به حجم بالای مشاهدات در مطالعه حاضر، مقادیر توزیع t برای معناداری در سطح ۹۹ درصد، ۹۵ درصد و ۹۰ درصد به‌ترتیب عبارت است از ۲/۵۷، ۱/۹۶ و ۱/۶۴ که با آماره‌های به‌دست آمده از آزمون‌ها مقایسه می‌شود.

۲. در حالت کلی آزمون $|x|-|y|>0$ یعنی بزرگ‌تر بودن اندازه مطلق x از y فارغ از علامت آنها، بسته به اینکه x و y مثبت یا منفی باشند، در عمل باید به چهار حالت انجام گیرد. اگر هر دو مثبت باشند ($x-y>0$)، اگر هر دو منفی باشند ($-x+y>0$)، اگر x مثبت و y منفی باشد ($x+y>0$) و در نهایت اگر x منفی و y مثبت باشد ($-x-y>0$). برای بررسی فرض اصلی، باید هر چهار حالت آزمون شود. بنابراین در آزمون‌های انجام شده در خصوص مقایسه اندازه مطلق ضرایب برای هر نماد، بسته به علامت ضرایب تخمین زده شده، از یکی از حالت‌های فوق استفاده شده است.

جدول ٤. نتایج آزمون‌های آماری برای ضرایب ماتریس Γ

نماد	آماره t برای هریک از آزمون‌ها				
	۱۱Γ-۱۲Γ>۰	۲۱Γ−۲۲Γ>۰	|۲۱Γ|-|۱۱Γ|>۰	|۲۱Γ|-|۱۲Γ|>۰	|۲۱Γ|-|۲۲Γ|>۰
آسیا	۸۲/۹۴	۱۰۴/۶۰	۱۴/۰۸	۵۵/۰۴	۱۰۴/۶۰
البرز	۱۶/۳۴	−۵/۴۸	۵/۰۲	۱۸/۲۷	−۵/۴۸
خبهمن	۳۲/۵۹	۱۵/۸۲	۱۷/۷۶	۳۹/۹۷	۱۵/۸۲
خزامیا	۵/۵۸	۱۳۷/۴۶	۶/۹۱	۲۴۰/۷۲	۱۳۷/۴۶
خودرو	۱۳۰/۵۲	۶۵/۷۹	۵۲/۵۸	۱۴۸/۳۲	۶۵/۷۹
دانا	۵/۰۰	۲۵/۱۶	۳/۱۴	۴۹/۵۴	۲۵/۱۶
دسبحا	۶/۹۶	۳/۲۳	۱۲/۰۴	۱۹/۴۸	۳/۲۳
دکوثر	>۱۰۰۰	>۱۰۰۰	>۱۰۰۰	>۱۰۰۰	>۱۰۰۰
رتاپ	۱۳/۸۳	۲/۳۹	۶/۹۳	۲۸/۶۰	۲/۳۹
رکیش	۵/۴۴	−۱۷/۷۷	۲۴/۰۲	۳۳/۶۵	−۱۷/۷۷
ستران	۱۰/۸۶	۲۲/۵۵	۲۱/۸۶	۴۸/۹۳	۲۲/۵۵
سشرق	۱۷۰/۲۳	۶۴/۴۵	۷۹/۵۹	۷۲/۴۳	۶۴/۴۵
سفارس	۱۱۶/۳۹	۵۳/۴۰	−۱۸/۳۲	۷۶/۸۵	۵۳/۴۰
شاراک	۱۳/۶۱	۱۰/۰۴	۳۶/۵۲	۴۳/۵۹	۱۰/۰۴
شبدیس	۱۷/۱۸	۱۲/۵۲	۵/۲۶	۳۱/۶۱	۱۲/۵۲
شبریز	۲۴/۰۷	۲۴/۸۹	۳۴/۹۳	۵۰/۹۹	۲۴/۸۹
شبهرن	۱۳/۵۰	−۱/۱۴	۴۴/۳۳	۳۴/۶۶	−۱/۱۴
شپنا	۵۰/۳۷	۳۹/۶۵	۶۳/۳۵	۸۹/۶۴	۳۹/۶۵
غبهشهر	۱۴/۵۶	۲۲/۰۶	۸/۷۸	۳۷/۶۱	۲۲/۰۶
غپینو	۳۱/۷۴	۳۷/۳۱	۱۲۱/۷۹	۱۱۶/۱۸	۳۷/۳۱
فباهنر	۲۰/۱۵	۳۸/۴۰	۷/۴۸	۴۸/۲۰	۳۸/۴۰
فملی	−۱۵/۷۸	−۲۹/۸۷	۴۵/۰۱	۲۶/۶۷	−۲۹/۸۷
فولاد	۱۰۵/۲۹	۲۴/۵۷	۸۹/۴۰	۱۷۹/۱۹	۲۴/۵۷
قنیشا	۷۰۷/۸۳	۵۲۳/۲۸	۴۳۴/۳۴	۶۸۵/۴۱	۵۲۳/۲۸
کاما	۰/۴۵	۱۵۱/۸۹	۱/۱۵	۵۹۹/۰۰	۱۵۱/۸۹
کرماشا	۱۶/۴۵	۱۵/۳۳	۱۰/۳۷	۳۶/۰۰	۱۵/۳۳
کروی	۱۲۵/۲۵	۶۹/۸۹	۶۲/۵۶	۱۴۲/۰۳	۶۹/۸۹
کگل	>۱۰۰۰	>۱۰۰۰	>۱۰۰۰	>۱۰۰۰	>۱۰۰۰
مداران	۸۳/۷۱	۷۱/۸۶	۱۰۷/۶۷	۱۸۹/۵۵	۷۱/۸۶
ملت	۱۳۰/۵۲	−۵۸/۵۷	۱۹۸/۸۰	۲۱۴/۲۶	−۵۸/۵۷
والبرز	۱۳/۰۳	۱۶/۰۷	۱۴/۵۲	۳۵/۹۶	۱۶/۰۷
وانصار	۵۱/۳۳	۴۴/۹۰	۲۹/۰۴	۷۲/۲۵	۴۴/۹۰
وسینا	۳۶/۶۶	۳۸/۸۱	۴۷/۰۷	۸۹/۶۲	۳۸/۸۱

اگر بخواهیم تأثیر افزایش سهم معاملات نامتوازن از کل معاملات را در حالی که تعداد کل معاملات ثابت است، بررسی کنیم، باید به تفاضل مؤلفه‌های ستون اول ماتریس Γ از مؤلفه‌های ستون دوم آن دقت کنیم. با نگاهی به آماره‌های به‌دست آمده از آزمون فرضیه $\Gamma_{11}-\Gamma_{12}>0$ که در ستون دوم جدول ۴ درج شده، مشخص است که به استثنای دو نماد فملی و کاما، برای تمام نمادها $\Gamma_{11}-\Gamma_{12}$ مثبت و از نظر آماری معنادار است، بنابراین با فرض ثابت ماندن تعداد کل معاملات، افزایش سهم معاملات نامتوازن در یک روز، سبب افزایش پیش‌بینی مقدار ورود معامله‌گران مطلع برای روز آتی می‌شود. همچنین، برای ۲۸ نماد از ۳۳ نماد در دست بررسی، $\Gamma_{21}-\Gamma_{22}$ مثبت و از نظر آماری معنادار است، بنابراین برای بخش عمده سهم‌ها، افزایش نسبی سهم معاملات نامتوازن در روز جاری سبب افزایش پیش‌بینی مقدار ورود معامله‌گران نامطلع در روز بعد می‌شود، اما برای برخی از نمادها نیز این نتیجه برقرار نیست.

ضرایب به‌دست آمده برای ماتریس Φ^* همراه با آماره‌های t برای بررسی معناداری ضرایب، در جدول ۳ نمایش داده شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، غیر از نماد شاراک، برای تمام نمادها Φ^*_{22} مثبت به‌دست آمده و از نظر آماری هم معنادار است، بنابراین پیروی از روند یا رفتار گله‌ای بین معامله‌گران نامطلع برقرار بوده و پایداری در روند معامله‌گران نامطلع به بازار وجود داشته است. این در حالی است که Φ^*_{11} برای ۲۳ نماد مثبت و معنادار، برای ۹ نماد منفی و معنادار و برای یک نماد نیز بی‌معنا به‌دست آمده است. به علاوه، همان‌طور که در ستون دوم از جدول ۵ مشخص است، برای ۲۹ نماد از ۳۳ نماد در دست بررسی، اندازه مطلق Φ^*_{22} به‌صورت معناداری بزرگ‌تر از Φ^*_{11} است. طبق رابطه خودرگرسیونی (رابطه ۱۰)، ضریب Φ^*_{11} پایداری مقدار ورود معامله‌گران مطلع و Φ^*_{22} نیز پایداری مقدار ورود معامله‌گران نامطلع را اندازه‌گیری می‌کند. با توجه به اینکه Φ^*_{22} در قیاس با Φ^*_{11} هم ثبات بیشتری در علامت مثبت داشته و هم از نظر اندازه مطلق بزرگ‌تر است، چنانچه انتظار می‌رود و هم راستا با نتایج ایزلی و همکارانش (۲۰۰۸) و بارکوسکا (۲۰۱۳)، می‌توان گفت در بورس تهران نیز پایداری ورود معامله‌گران نامطلع بیشتر از معامله‌گران مطلع است.

با نگاه به جدول ۳، به نظر می‌رسد که برای اغلب نمادها اندازه Φ^*_{12} از بقیه ضرایب ماتریس Φ^* کوچک‌تر است، برای بررسی این موضوع، آزمون کوچک‌تر بودن اندازه مطلق Φ^*_{12} از اندازه مطلق بقیه ضرایب ماتریس Φ^* به اجرا درآمد و نتایج آن در ستون‌های سوم تا پنجم جدول ۵ درج شد. برای ۲۴ نماد از ۳۳ نماد در دست بررسی، Φ^*_{12} کوچک‌ترین ضریب ماتریس Φ^* است، یعنی در مقام مقایسه، برای این نمادها کمترین تأثیرپذیری را مقدار انتظاری ورود معامله‌گران مطلع از ورود معامله‌گران نامطلع دارد. همچنین طبق جدول ۳، برای ۲۹ نماد Φ^*_{12} مثبت (و از نظر آماری معنادار) به‌دست آمده است، به این معنا که برای بیشتر نمادها، افزایش مقدار ورود معامله‌گران نامطلع تأثیر هرچند اندک ولی مثبتی بر ورود معامله‌گران مطلع گذاشته است و در شرایطی که معامله‌گران نامطلع حضور بیشتری در بازار دارند، میزان حضور معامله‌گران مطلع نیز تنها اندکی نسبت به حالت رکود معاملات بیشتر است. این نتیجه منطبق بر نتایج ایزلی و همکاران (۲۰۰۸)، ونگ و همکاران (۲۰۰۹) و بارکوسکا (۲۰۱۳) است.

جدول ۵. نتایج آزمون‌های آماری برای ضرایب ماتریس Φ^*

نماد	آماره t برای هریک از آزمون‌ها			
	$\|\Phi^*_{22}\|-\|\Phi^*_{11}\|>0$	$\|\Phi^*_{12}\|-\|\Phi^*_{11}\|<0$	$\|\Phi^*_{12}\|-\|\Phi^*_{21}\|<0$	$\|\Phi^*_{12}\|-\|\Phi^*_{22}\|<0$
آسیا	۴۹/۸۷	-۵/۱۹	-۷/۲۶	-۱۴۲/۷۷
البرز	۵۳/۲۳	-۷/۳۲	-۶/۹۲	-۱۹۲/۵۴
خبهمن	۹۵/۹۰	-۱۹/۵۰	-۶۳/۰۰	-۴۳۸/۹۵
خزامیا	۴/۷۶	-۱۲/۹۶	-۱۶/۲۶	-۹۴۰/۲۳
خودرو	۴۴/۲۹	-۳۹/۵۷	-۲/۴۳	-۳۱۹/۹۱
دانا	۱۴/۸۸	-۴/۶۵	-۱۷/۳۶	-۵۳/۳۱
دسبحا	-۱/۱۶	-۲۶/۲۱	-۶/۸۱	-۱۱۴/۰۵
دکوثر	<-۱۰۰۰	<-۱۰۰۰	-۹۰/۸۳	<-۱۰۰۰
رتاپ	۵۶/۳۹	-۳۰/۳۰	-۲/۶۵	-۷۳/۷۲
رکیش	۳۸/۱۰	-۴۵/۲۵	-۱/۰۲	-۶۲/۱۱
ستران	۱۲/۷۰	-۳۶/۰۲	-۷/۳۴	-۱۴۲/۶۲
سشرق	۲۳۸/۲۰	-۱۹/۲۱	-۳۶۱/۰۷	-۲۹۹/۷۸
سفارس	۳۴/۵۱	-۲۵/۸۸	-۸/۶۷	-۱۳۳/۱۴
شاراک	-۳۳/۰۹	-۱۱۵/۰۹	-۵۲/۶۳	-۸/۲۴
شبدیس	۳۱/۹۴	-۱/۹۰	-۲/۴۰	-۱۴۷/۸۰
شبریز	۱۹/۳۸	۴/۹۹	-۵۸۲/۵۶	-۲۹۴/۰۳
شبهرن	۲۰/۳۲	-۳۴/۱۸	-۸/۹۱	-۱۳۴/۶۳
شپنا	۲۸/۶۲	-۴۳/۶۹	-۶/۱۶	-۱۷۷/۴۵
غبهشهر	۳۷/۰۶	-۷/۷۳	-۶/۷۴	-۸۱/۹۶
غپینو	۲۶۰/۷۳	۱۷/۴۶	-۷۴۳/۲۹	-۵۱۱/۳۵
فباهنر	۷/۸۷	-۶/۲۹	-۱۶/۲۷	-۲۹/۸۱
فملی	-۱۱۲/۵۵	-۲۶۶/۰۹	-۲۳۴/۲۳	-۶۶/۹۶
فولاد	۳۳۰/۳۳	۲۰/۲۸	-۴۸۳/۷۲	-۶۵۹/۰۲
قنیشا	>۱۰۰۰	۹۱۵/۲۲	<-۱۰۰۰	<-۱۰۰۰
کاما	۳/۸۸	۰/۷۵	-۱۱۲/۸۷	-۵۴۵/۳۴
کرماشا	۱۵/۷۶	۰/۶۴	-۱۶/۰۷	-۵۶/۵۱
کروی	۱۹/۸۹	-۴۸/۳۵	-۱۵/۸۲	-۷۵۰/۲۴
کگل	>۱۰۰۰	<-۱۰۰۰	<-۱۰۰۰	<-۱۰۰۰
مداران	۶۸/۸۴	-۲۳۱/۷۷	-۲۸۲/۶۴	-۴۵۵/۹۹
ملت	۸۲۹/۱۶	۶۷/۸۱	-۴۹/۵۳	-۵۱۷/۲۵
والبرز	۱۱/۷۹	-۲/۰۵	۵/۱۹	-۳۱/۰۵
وانصار	۳۹/۳۶	-۳۲/۵۷	-۴۵/۰۰	-۲۰۸/۱۰
وسینا	۳۶/۲۳	-۵۴/۸۶	-۱۴/۹۲	-۴۸۹/۸۶

در خصوص تخمین‌های به‌دست آمده از ضریب Φ^*_{21}، همان‌طور که در جدول ۳ مشخص است، تخمین ضریب Φ^*_{21} برای ۲۰ نماد منفی (و از نظر آماری معنادار) و برای ۱۳ نماد نیز مثبت (و از نظر آماری معنادار) به‌دست آمده است، بنابراین در بورس تهران افزایش ورود معامله‌گران مطلع در یک روز، لزوماً به حضور کمتر معامله‌گران نامطلع در روز بعد منجر نمی‌شود. این در شرایطی است که ضریب نام برده در مطالعه ایزلی و همکارانش (۲۰۰۸) برای تمام نمادهای بررسی شده در بورس نیویورک و در مطالعه بارکوسکا (۲۰۱۳) برای بازار نقد معامله یورو، منفی به‌دست آمده است. اما این نتیجه مشابه نتیجه ونگ و همکارانش (۲۰۰۹) در خصوص بورس شانگهای است که در بخش بررسی پیشینه پژوهش به آن اشاره شد (هرچند آنها از مدل معاملات متوالی به‌کار رفته در مطالعه پیش رو استفاده نکرده‌اند). بررسی دلایل این نتیجه مشابه در بورس‌های تهران و شانگهای و تفاوت آنها با بازاری همچون بورس نیویورک، مطالعه جداگانه‌ای را می‌طلبد و در قالب مدل استفاده شده در مطالعه فعلی امکان‌پذیر نیست (در مطالعه وانگ و همکاران نیز به دلیلی برای این تفاوت اشاره نشده است)، اما به نظر می‌رسد نقطه مشترک موجود در بورس‌های تهران و شانگهای و همچنین علت یکی از تفاوت‌ها، وجود سقف تغییرات قیمت در این دو بازار باشد. وجود سقف تغییرات قیمت و ایجاد صف باعث می‌شود که گاهی معامله‌گران نامطلع نیز با مشاهده صف، به امید بهره بردن از تغییرات قیمت و همسویی با فعالیت‌های سایر معامله‌گران مطلع، وارد بازار شوند. به بیان دیگر، در مواقعی معامله‌گرانی که از دلیل ایجاد صف خرید یا فروش روی یک نماد توسط معامله‌گران مطلع اطلاعی ندارند نیز، به امید افزایش سود (یا کاهش زیان) وارد معاملات می‌شوند، در حالی که در بازارهای بدون سقف تغییرات قیمت، معامله‌گران مطلع می‌توانند در یک روز معاملاتی بخش مهمی از منفعت اطلاعات نهانی خود را کسب کنند، بدون اینکه فرصتی برای استفاده معامله‌گران نامطلع از روند جدید قیمت‌ها در روزهای آتی باقی بماند.

نتیجه‌گیری

شناخت الگوهای حاکم بر رفتار گروه‌های مختلف معامله‌گران در بازار سهام و تأثیر این الگوها بر عملکرد بازار، بخش مهمی از مطالعات حوزه ریزساختار بازار را تشکیل می‌دهد و در سه دهه گذشته، به‌صورت ویژه در مطالعات مربوط به رفتار معامله‌گران در شرایط اطلاعات نامتقارن، سیر تکاملی داشته است. به‌دلیل ماهیت پدیده اطلاعات و به‌ویژه اطلاعات نهانی، تفکیک معامله‌گران مطلع و نامطلع و سنجش تجربی الگوهای رفتاری هر گروه از این معامله‌گران در بازار سهام، مسئله پیچیده‌ای است؛ اما بر مبنای مطالعات نظری شایان توجه انجام شده در این حوزه، در برخی مطالعات تجربی در کشورهای مختلف نیز کوشش شده است جریان ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع به بازار که برخلاف معاملات انجام شده قابل مشاهده نیست، به‌صورت پویا مدل‌سازی شود. با وجود اهمیت بسیار چنین بررسی‌هایی در بورس تهران که در قیاس با بازارهای توسعه یافته، هنگام مواجهه با مشکل اطلاعات نامتقارن آسیب‌پذیری بیشتری دارد، تا کنون مطالعه‌ای در خصوص الگوهای حاکم بر ورود معامله‌گران به این بازار صورت نگرفته است. در مطالعه پیش رو با استفاده از داده‌های کلیه معاملات انجام شده روی ۳۳ نماد منتخب از ۱۱ صنعت متفاوت بورس تهران، در دوره فروردین ۱۳۹۲ تا اسفند ۱۳۹۵ و بر مبنای مدل معاملات متوالی، به این موضوع پرداخته شده است.

نتایج به‌دست آمده از تخمین مدل نشان می‌دهد در بورس تهران، تغییر غیرمنتظره در مازاد یا کسری معاملات خرید نسبت به معاملات فروش یا به بیان دیگر، تغییر غیرمنتظره معاملات نامتوازن در یک روز، اطلاعات مهمی در خصوص میزان ورود معامله‌گران در روز بعد به همراه دارد؛ به این شکل که با افزایش پیش‌بینی‌نشده معاملات نامتوازن در یک روز، انتظار داریم در روز بعد هر دو گروه معامله‌گران مطلع و نامطلع حضور بیشتری در بازار داشته باشند. اما تغییر غیرمنتظره در معاملات متوازن (کاهش یا افزایش یکسان معاملات خرید و فروش)، تنها می‌تواند انتظاری برای تغییر هم‌جهت در ورود معامله‌گران نامطلع در روز آتی را به همراه داشته باشد. در خصوص پایداری ورود معامله‌گران به بازار، نتایج بررسی نشان می‌دهد که مشابه نتایج به‌دست آمده در بورس نیویورک و بازار یورو لهستان، در بورس تهران نیز پایداری و پیش‌بینی‌پذیری مقدار ورود معامله‌گران نامطلع بیشتر از معامله‌گران مطلع است.

نتایج مطالعه در خصوص اثرپذیری مقدار ورود معامله‌گران مطلع و نامطلع از یکدیگر نیز نشان داد، همچون نتایج مطالعات انجام شده در بازارهای سایر کشورها، مقدار انتظاری ورود معامله‌گران مطلع کمترین تأثیرپذیری را از ورود معامله‌گران نامطلع و رونق یا رکود معاملات دارد؛ بنابراین چنانچه انتظار می‌رود، معامله‌گران مطلع بیشتر با توجه به مزیت‌های اطلاعاتی خود وارد بازار می‌شوند. مهم‌ترین تمایز الگوی ورود معامله‌گران به بورس تهران در مقایسه با بازارهای توسعه یافته را باید در نحوه واکنش معامله‌گران نامطلع به حضور بیشتر معامله‌گران مطلع دانست. برخلاف نتایج به‌دست آمده از بورس‌های نیویورک و بازار یورو در لهستان، در بورس تهران افزایش حضور معامله‌گران مطلع در بازار لزوماً به خروج معامله‌گران نامطلع از بازار منجر نمی‌شود. بررسی دلایل این تفاوت به مطالعات جداگانه و طراحی مدل‌هایی برای آزمون نقش احتمالی عوامل مختلف در این باره نیاز دارد که می‌تواند موضوع مطالعات آتی در این حوزه باشد.

نتایج مطالعه حاضر گامی به سوی شناخت بیشتر پویایی‌های بورس تهران و ویژگی‌های آن در قیاس با بازارهای کشورهای دیگر است که می‌تواند پژوهشگران و فعالان بازار را در درک بهتر ماهیت شکل‌گیری معاملات در این بازار یاری کند. به‌صورت ویژه، با توجه به اینکه سهامداران خرد در بورس تهران، همواره از احتمال زیاد متضرر شدن به‌دلیل سطح بالای عدم‌تقارن اطلاعات گله دارند و زیان‌های وارد شده به گروه کثیری از سهامداران خرد در برخی موارد، نقش مهمی در کاهش اعتماد به این بازار داشته است، باید دلایل این موضوع که برخلاف بازارهای توسعه یافته معامله‌گران نامطلع در بورس تهران لزوماً از ریسک مواجه شدن با معامله‌گران مطلع اجتناب نمی‌کنند، از طرف محققان و سیاست‌گذاران بررسی شده و راهکارهای مناسبی برای بهبود عملکرد این بازار اندیشیده شود.

منابع

دولو، مریم؛ عزیزی، نازنین (۱۳۹۶). واکاوی منشأ قیمت‌گذاری ریسک اطلاعات؛ شواهدی از معیار احتمال معاملات آگاهانه تعدیل شده. *تحقیقات مالی*، ۱۹(۳)، ۴۱۵-۴۳۸.

راعی ، رضا؛ عیوض لو، رضا؛ عباس‌زاده اصل، امیر علی (۱۳۹۶). بررسی رابطه عدم تقارن اطلاعاتی و نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار. *فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۱۰(۳۴)، ۱۳-۲۴.

راعی، رضا؛ عیوض لو، رضا؛ محمدی، شاپور (۱۳۹۲). بررسی ریسک اطلاعات با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار. *پژوهش‌های مدیریت در ایران*، ۱۷(۳) ،۷۱-۸۵.

راعی، رضا؛ محمدی، شاپور؛ عیوض‌لو، رضا (۱۳۹۲). تخمین احتمال مبتنی بر اطلاعات خصوصی با استفاده از مدل‌های ریزساختار بازار. *تحقیقات مالی*، دوره ۱۵(۱)، ۱۷-۲۸.

شمس‌الدینی، مصطفی؛ شهیکی تاش، محمد نبی؛ خداداد کاشی، فرهاد (۱۳۹۶). سنجش ضریب عدم تقارن اطلاعاتِ شرکت‌های فعال در صنعت مواد غذایی و آشامیدنیِ بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۱(۱)، ۶۰-۷۲.

References

Admati, A. R., & Pfleiderer, P. (1988). A theory of intraday patterns: Volume and price variability. *The Review of Financial Studies*, 1(1), 3-40.

Akerlof, G. (1970). The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, 84(3), 488-500.

Avery, C., & Zemsky, P. (1998). Multidimensional uncertainty and herd behavior in financial markets. *American economic review*, 88(4), 724-748.

Back, K., Crotty, K., Li, T. (2013). Estimating the order-flow component of security returns. *Unpublished working paper*. Rice University and City University of Hong Kong.

Banerjee, S., & Green, B. (2015). Signal or noise? Uncertainty and learning about whether other traders are informed. *Journal of Financial Economics*, 117(2), 398-423.

Bień-Barkowska, K. (2013). Informed and uninformed trading in the EUR/PLN spot market. *Applied Financial Economics*, 23(7), 619-628.

Chakrabarty, B., Pascual, R., & Shkilko, A. (2015). Evaluating trade classification algorithms: Bulk volume classification versus the tick rule and the Lee-Ready algorithm. *Journal of Financial Markets*, *25*, 52-79.

Davallou, M., Azizi, N. (2017). The Investigation of Information Risk Pricing; Evidence from Adjusted Probability of Informed Trading Measure. *Financial Research Journal*, 19(3), 415-438. (*in Persian*)

Easley, D., & O'hara, M. (1987). Price, trade size, and information in securities markets. *Journal of Financial economics*, 19(1), 69-90.

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

Easley, D., O'Hara, M., & Yang, L. (2013). Opaque trading, disclosure, and asset prices: Implications for hedge fund regulation. *The Review of Financial Studies*, 27(4), 1190-1237.

Easley, D., Engle, R.F., O'Hara, M., & Wu, L. (2008). Time Varying Arrival Rates of Informed and Uninformed Trades. *Journal of Financial Econometrics*, 6(2), 171-207.

Gao, F., Song, F., & Wang, J. (2013). Rational expectations equilibrium with uncertain proportion of informed traders. *Journal of Financial Markets*, 16(3), 387-413.

Gervais, S., & Hall, S.H.D. (1997). Market microstructure with uncertain information precision: A new framework. *Working Paper*, University of Pennsylvania.

Glosten, L. R., & Milgrom, P. R. (1985). Bid, ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders. *Journal of financial economics*, 14(1), 71-100.

Grossman, S., & Stiglitz, J. (1980). On the impossibility of informationally efficient markets. *American Economic Review*, 70(3), 393-408.

Hellwig, M. (1980). On the aggregation of information in competitive markets. *Journal of Economic Theory*, 26(3), 279-312.

Li, T. (2012). Insider trading with uncertain informed trading. *47th Annual Conference of the Western Finance Association*. Las Vegas, Nevada.

Manganelli, S. (2005). Duration, volume and volatility impact of trades. *Journal of Financial markets*, 8(4), 377-399.

O'Hara, M. (2003). Presidential address: Liquidity and price discovery. *Journal of Finance*, 58(4), 1335–1354.

Raei, R., Eyvazlu, R., Mohammadi, S. (2013). A Survey on Information Risk using Microstructure Models. *Management Research in Iran*, 17 (3), 71-85. (*in Persian*)

Raei, R., Eivazlu, R., Abbaszadeh Asl, A. (2017). Investigation on relation between information asymmetry and liquidity via market microstructures model in Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 10(34), 13-24. (*in Persian*)

Raei, R., Mohammadi, S., Eyvazlu, R. (2013). Estimating Probability of Private Information Based Trade Using Microstructure Model. *Financial Research*, 15(1), 17-28. (*in Persian*)

Romer, D. (1993). Rational asset-price movements without news. *American Economic Review*, 83(5), 1112–1130.

Shamsoddini, M., Shahiki Tash, M., & Khodadad Kashi, F. (2017). Measuring Asymmetric Information in Food Products and Beverages Industry's Active Firms in Tehran Stock Exchange. *Agricultural Economics & Development*, 31(1), 60-72. (*in Persian*)

Wang, J. (1993). A model of intertemporal asset prices under asymmetric information, *Review of Economic Studies*, 60(2), 249-282.

Wong, W. K., Tan, D., & Tian, Y. (2009). Informed trading and liquidity in the Shanghai Stock Exchange. *International Review of Financial Analysis*, 18(1-2), 66-73.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی