

شناسایی رفتارهای معاملاتی و ریسک معامله‌گران اخلاص گر در بازار سهام ایران^۱

علیرضا سارنج^۲، رضا تهرانی^۳، خلیل عباسی موصولو^۴، محمد ندیری^۵

چکیده

عموماً تصور بر این است که معاملات اخلاصی باعث ناکارایی بازار می‌شود و شناخت دلایل عدم کارایی همیشه یک چالش واقعی در ادبیات مالی بوده است. در همین راستا پژوهش حاضر به بررسی وجود معامله‌گران اخلاص گر در بازار سهام ایران می‌پردازد و الگویی کمی را برای سنجش ریسک معامله‌گران اخلاص گر، واکنش بیش از اندازه، واکنش کمتر از اندازه و قیمت گذاری نادرست مورد آزمون قرار می‌دهد. در این پژوهش برای اولین بار از نمادهای پربیننده برای تدوین یک شاخص جدید رفتاری (BIX) استفاده شده است. این شاخص جدید برای شناسایی معامله‌گران اخلاص گر به کار می‌رود و با استفاده از آن می‌توان به بتای دقیق‌تری نسبت به بتای بازار دست یافت. همچنین با استفاده از CAPM و مدل رفتاری قیمت گذاری دارایی (BAPM) در دوره شش ساله ۱۳۹۵-۱۳۹۰ برای ۹۶ شرکت نشان می‌دهیم که بازار سهام ایران خطای رفتاری معناداری دارد. علاوه بر این نتایج حاصل از به کارگیری مدل اخلاص تعدیل شده با اطلاعات (IANM) نشان داد که معامله‌گران اخلاص گر در ۱۰۰٪ مواقع در بازار سهام ایران فعال هستند و باعث ناکارایی آن می‌شوند. بیشترین نوع عدم کارایی در این بازار واکنش بیش از اندازه در ۴۶٫۶۷٪ مواقع و پس از آن قیمت گذاری نادرست و واکنش کمتر از اندازه به ترتیب در ۴۵٫۶۳٪ و ۷٫۷۱٪ درصد مواقع است. یافته‌های این پژوهش به شناخت جو حاکم بر بازار کمک می‌کند و از شاخص جدید رفتاری (BIX) می‌توان به عنوان شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران ایرانی بهره جست.

واژه‌های کلیدی: شاخص رفتاری، معامله‌گران اخلاص گر، معامله‌گران مطلع، عدم کارایی

طبقه‌بندی موضوعی: G1, G410

- این مقاله مستخرج از رساله‌ی دکتری خلیل عباسی موصولو با عنوان «شناسایی رفتارهای معاملاتی و ریسک معامله‌گران اخلاص گر و تاثیر آنها بر بازدهی سهام در بازار سهام ایران» است.
- DOI مقاله: 10.22051/jfm.2018.19836.1639
- استادیار دانشکده مدیریت و حسابداری پردیس فارابی، دانشگاه تهران، قم، ایران، نویسنده مسئول.
Email: alisaranj@ut.ac.ir
- استاد مدیریت مالی دانشگاه تهران. Email: rtehrani@ut.ac.ir
- دانشجوی دکتری، دانشکده مدیریت و حسابداری پردیس فارابی، دانشگاه تهران، قم، ایران.
Email: kh.abbasimo@ut.ac.ir
- استادیار دانشکده مدیریت و حسابداری پردیس فارابی، دانشگاه تهران، قم، ایران. Email: m.nadiri@ut.ac.ir

مقدمه

اختلالات همیشه در بازارهای مالی وجود داشته است. این اختلالات که در قالب نوسانات روزانه قیمت سهام است ناشی از عواملی چون ورود اخبار یا اطلاعات، رفتار توده‌وار و یا ناشی از تأثیر عوامل بنیادین است (ماتیز^۱، ۲۰۱۷). وقوع بحران‌های مالی جهانی نشان می‌دهد که تئوری‌های مالی سنتی در توضیح منشأ برخی از این اختلالات و ارائه راه‌حل منطقی برای عبور از آن‌ها ناتوان است. یکی از معروف‌ترین این تئوری‌ها، تئوری کارایی بازار است که بر سه فرض اصلی خطاهای غیرهمبسته^۲، عقلایی بودن سرمایه‌گذار و آربیتراژ نامحدود استوار است. برخی از مفروضات این تئوری از جمله فرض منطقی بودن رفتار سرمایه‌گذاران همچنان نیاز به بحث و بررسی دارد (خسوانه^۳، ۲۰۱۷). شیل^۴ و همکاران (۱۹۸۴) به‌منظور بررسی رفتار سرمایه‌گذاران همچنان نیاز به بحث و بررسی داشته‌بندی کردند: گروه اول معامله‌گران مطلع^۵ یا کاملاً منطقی و گروه دوم معامله‌گران اخلال‌گر^۶ که غالباً تصمیمات سرمایه‌گذاری آن‌ها مبتنی بر اخبار و شایعاتی است که از طریق دوستان، همکاران، وابستگان و مهم‌تر از همه، تقلید از دیگران به دست می‌آورند. شلایفر و سامرز^۷ (۱۹۹۰) تصمیمات معامله‌گران اخلال‌گر را تحت تأثیر تورش‌های سیستماتیک، احساسات، توهم^۸ و تمایلاتشان می‌دانند. بر مبنای فرضیه بازار کارا، سرمایه‌گذاران اخلال‌گر معامله‌گران حاشیه‌ای هستند که در نتیجه فرایند آربیتراژ از سوی معامله‌گران عقلایی به سرعت از بین می‌روند (رامیا و دیویدسون^۹، ۲۰۰۷)؛ اما شواهد زیادی وجود دارد که نشان می‌دهد این معامله‌گران بر بازار سهام اثر معناداری دارند (ژو^{۱۰} و همکاران، ۲۰۱۶) به گونه‌ای که حتی ممکن است سودی بیشتر از سرمایه‌گذاران مطلع (آربیتراژکنندگان) به دست آورند (خسوانه، ۲۰۱۷). بر اساس یک فرض مهم تئوری رفتاری، معاملات این نوع از معامله‌گران از یکدیگر مستقل نیست و داری همبستگی سیستماتیک با یکدیگرند (هو و وانگ^{۱۱}، ۲۰۱۳) بنابراین نمی‌توان نقش و

1. Matthias
2. Uncorrelated errors
3. Khasawneh
4. Shille
5. Smart money traders
6. Noise traders
7. Shleifer and Summers
8. Whims
- 9 . Ramiah and Davidson
10. Xu
11. Hu and Wang

تأثیر آن‌ها را در بازارهای مالی نادیده گرفت و آن‌ها را بخش بی‌اهمیت فرآیند سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی قلمداد کرد.

در ایران علی‌رغم اهمیت این موضوع، تاکنون پژوهشی که به شناسایی معامله‌گران اخلاص گر و سنجش کمی ریسک آن‌ها پرداخته باشد وجود ندارد. از این‌رو، پژوهش حاضر باهدف شناسایی معامله‌گران اخلاص گر، مدل اخلاص تعدیل‌شده با اطلاعات^۱ (IANM) را مورد آزمون قرار می‌دهد و با تدوین یک شاخص جدید رفتاری بر اساس نمادهای پربیننده، شواهدی از میزان حضور معامله‌گران اخلاص گر در بازار و تعامل این گروه از معامله‌گران با معامله‌گران مطلع در بازار سهام ایران و اشکال مختلف عدم کارایی را ارائه می‌دهد. یافته‌های این پژوهش می‌تواند به شناخت جو حاکم بر بازار و اتخاذ استراتژی معاملاتی مناسب بر اساس آن کمک نماید.

ساختار کلی پژوهش بدین‌صورت است که پس از مرور مبانی نظری و پیشینه پژوهش، به بیان فرضیه‌ها، روش‌شناسی پژوهش پرداخته خواهد شد و در ادامه شیوه محاسبه شاخص جدید رفتاری و یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود و در بخش پایانی نتایج و پیشنهادها حاصل از پژوهش ارائه خواهد شد.

مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

پژوهش‌های علمی با موضوع معامله‌گران اخلاص گر از زمانی آغاز شد که فیشر بلک^۲ (۱۹۸۶) با طرح این استدلال که معامله‌گران اخلاص گر به‌نقد شوندگی بازار کمک می‌کنند پارادایم حذف معامله‌گران اخلاص-گر به‌عنوان معامله‌گران حاشیه‌ای توسط آربیتراژگران را به چالش کشید (رامیا و دیویدسون ۲۰۰۷). به دنبال این پژوهش دی‌لانگ^۳ و همکاران (۱۹۹۰) با ارائه شواهدی از تأثیر معامله‌گران اخلاص گر بر بازدهی سهام، شواهد تجربی محکمی در حمایت از استدلال بلک فراهم آوردند و از آن‌پس مباحث متناقضی در رابطه با معامله‌گران اخلاص گر مطرح شد. برخی از پژوهشگران معتقدند که حضور معامله‌گران اخلاص گر مفید و برای افزایش نقدینگی بازار ضروری است (بلوفیلد^۴ و همکاران، ۲۰۰۹، بلک، ۱۹۸۶) در حالی که دیگران معتقدند حضور چنین گروهی در بازار مالی به‌خصوص اگر تعدادشان زیاد باشد، باعث بروز مشکلاتی چون قیمت‌گذاری معیوب^۵ در بازار می‌شود (پالومینو^۶، ۱۹۹۶). مخالفین همچنین معتقدند که حضور این دسته

1. Information-adjusted noise model (IANM)
2. Black
3. De Long
4. Bloomfield
5. Faulty pricing
6. Palomino

از معامله گران به دلیل مشکل بودن پیش بینی فعالیت ها و تصمیماتشان، ریسک معاملات اوراق بهادار را افزایش می دهند و حضور مستمر و تعداد زیاد آن ها بر اعتماد به بازارهای مالی تأثیر می گذارد (خسوانه، ۲۰۱۷) و ممکن است با ایجاد اختلال در روابط تعادلی بازار به گروه معامله گران عقلایی آسیب بزنند (پالومینو، ۱۹۹۶). در عمل مرز بین آریتراز کنندگان (معامله گران مطلع) و معامله گران اخلاص گر ممکن است نامشخص به نظر آید؛ اما از آنجایی که آریتراز گران نقش انتقال قیمت ها به سمت ارزش های بنیادی را در بازار بازی می کنند می توانند به ایجاد تمایز آشکار بین این دو گروه از سرمایه گذاران کمک کنند (شلایفر و سامرز، ۱۹۹۰). شناسایی معامله گران اخلاص گر با تعریف شفرین و استاتمن^۱ (۱۹۹۴) از معامله گران اخلاص گر ساده تر گردید. هر معامله گری که بدون اطلاعات لازم اقدام به معامله می کند معامله گر اخلاص گر نامیده می شود. این تعریف ساده از معامله گران اخلاص گر منجر به ارائه مدل هایی جهت کمی کردن تأثیر معامله گران اخلاص گر و ریسک آن ها توسط پژوهشگران مختلف گردید (ژو و همکاران، ۲۰۱۶). رامیا و دیویدسون (۲۰۰۷) با استفاده از مدل اخلاص تعدیل شده با اطلاعات (IANM) نشان دادند که معامله گران اخلاص گر در برخی مواقع — نه همیشه — در بازار سهام استرالیا حضور فعال دارند و تأثیر آن ها بر بازار سهام می تواند به شکل های مختلفی چون واکنش بیش از اندازه، واکنش کمتر از اندازه و قیمت گذاری اشتباه باشد. آن ها برای شناسایی معامله گران اخلاص گر از شاخص تمایل^۲ MDI استفاده نمودند^۳. اسکراگس^۴ (۲۰۰۷) با استفاده از یک مدل رگرسیون ساده به بررسی شدت و ماهیت ریسک معامله گران اخلاص گر در بازار سهام تایوان پرداخت، او نشان داد که حدود ۷۰٪ از بازدهی روزانه در بازار تایوان از طریق عوامل بنیادی قابل تبیین است و ۳۰٪ باقی مانده را به رفتار معامله گران اخلاص-گر نسبت داد. همچنین در بررسی بازده ماهانه او دریافت که تنها ده درصد از بازده کل ماهانه سهام در بازار ناشی از رفتار معامله گران اخلاص گر است و ۹۰ درصد از بازدهی توسط عوامل بنیادی قابل تبیین است؛ بنابراین او نتیجه گرفت که معامله گران حرفه ای در کوتاه مدت متحمل ریسک سیستماتیک معامله گران اخلاص گر (NTR) در این بازار هستند. در پژوهشی دیگر اسمیلینگ^۵ (۲۰۰۷) سرمایه گذاران حقوقی را به عنوان سرمایه گذاران مطلع و سرمایه گذاران حقیقی را به عنوان عامل ریسک معامله گران اخلاص گر در بازار معرفی می کند. او در این پژوهش دریافت که تمایلات سرمایه گذاران نهادی در افق زمانی میان مدت بازده بازار را

1. Shefrin and Statman

2. Mums and Dads index

۳. شاخص MDI برای نشان دادن تمایلات سرمایه گذاران بازار سهام استرالیا از سوی رسانه ها اعلام می گردد و فقط

از ده سهم تشکیل شده است که توسط مؤسسه Commonwealth Securities محاسبه می شود.

4. Scruggs

5. Schmeling

به‌درستی پیش‌بینی می‌کند، در مقابل سرمایه‌گذاران حقیقی مدام دچار اشتباه می‌شوند به گونه‌ای که حتی ساده‌ترین استراتژی معاملاتی مبتنی بر تمایلات سرمایه‌گذاران پس از کنترل ریسک سیستماتیک سودآور خواهد بود. همچنین او نشان داد که سرمایه‌گذاران حقوقی در شکل‌دهی انتظارات خود تمایلات سرمایه‌گذاران حقیقی را لحاظ می‌کنند که این یافته با این دیدگاه که معامله‌گران حقیقی می‌توانند به‌عنوان شاخصی برای ریسک معامله‌گران اخلاص‌گر باشند، سازگار است. خلدی و سهرابیان^۱ (۲۰۱۴) به بررسی مقایسه‌ای تأثیر معامله‌گران اخلاص‌گر و سرمایه‌گذاران منطقی بر بازدهی سهام در قالب دو گروه از سرمایه‌گذاران نهادی و انفرادی در بازار امریکای دو دهه ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ به ترتیب به‌عنوان دوره‌های رونق و دوره پر نوسان پرداختند. آن‌ها دریافتند که گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران حقیقی (معیار سنجش ریسک معامله‌گران اخلاص‌گر) غالباً زمانی که قیمت‌ها در بازار روند صعودی دارند و فروش استقرای دارای ریسک بالایی است می‌تواند بازدهی سهام بازار را تحت تأثیر قرار دهد، درحالی‌که احساسات سرمایه‌گذاران نهادی زمانی که بازار دارای نوسان است و ریسک فروش استقرای کم است، می‌تواند بازدهی سهام را در بازار تحت تأثیر قرار دهد. ژو و همکاران (۲۰۱۶) برای شناسایی معامله‌گران اخلاص‌گر در بازار سهام چین، شاخص دراگون^۲ را با انتخاب ده سهم که بالاترین ارزش بازاری را در دوره سه‌ماهه داشتند تدوین کردند. آن‌ها با لحاظ نمودن اثر انتشار اطلاعات جدید از سوی شرکت‌ها، به شواهدی از وجود ریسک معامله‌گران اخلاص‌گر در بازار سهام چین دست یافتند و بر این اساس کارایی بازار سهام این کشور را به چالش کشیدند. میفن^۳ و همکاران (۲۰۱۷) با بررسی رابطه بین سود غیرعادی حاصل از قواعد معاملات تکنیکال و ویژگی‌های خاص شرکت دریافتند سهامی که از معاملات تکنیکال سود غیرعادی بالاتری را حاصل می‌نمایند، معامله‌گران اخلاص‌گر بیشتری و مالکیت نهادی بالاتری دارند و آن‌ها غالباً شرکت‌های رشدی با نقدینگی پایین‌تر و نا اطمینانی خاص شرکتی بالاتر هستند. لین^۴ و همکاران (۲۰۱۸) در بررسی بقا معامله‌گران اخلاص‌گر در بازار بدهی امریکا دریافتند که سازگار با تئوری اقتصادی سنتی (کارایی بازار)، تأثیر معامله‌گران اخلاص‌گر در طول زمان کاهش خواهد یافت و نهایتاً بی‌اهمیت می‌شوند، اما این فرایند به‌سرعت اتفاق نمی‌افتد و بیش از ۴۰۰ سال طول می‌کشد تا بهره‌کشی معامله‌گران حرفه‌ای از سرمایه‌معامله‌گران اخلاص‌گر در بازار از ۵۰٪ به ۱۰٪ کاهش یابد.

به‌طور کلی پژوهش‌های نسبتاً محدودی در رابطه با موضوع پژوهش انجام شده است که به‌اختصار به مهم‌ترین آن‌ها پرداخته شد. همچنین در ایران تاکنون پژوهشی که مستقیماً به شناسایی معامله‌گران

1. Kholdy and Sohrabian
2. Dragon Index
3. Meifen
4. Lin

اخلال گر پرداخته باشد وجود ندارد. برای مثال، عباسیان و فرزنانگان (۱۳۹۰) دریافتند که حتی با وجود آریترژکنندگان عقلایی، معامله گران اخلال گر در انحراف قیمت ها از عوامل بنیادی تأثیر قابل توجهی دارند، اما آن ها نیز به چگونگی شناسایی معامله گران اخلال گر و نحوه اثرگذاری آن ها بر بازار نپرداخته اند. لذا با توجه به خلأ پژوهشی موجود به نظر می رسد که در ادامه پژوهش ها با موضوع معامله گران اخلال گر، بازار سهام ایران به عنوان یک بازار نوظهور و در حال توسعه به دلیل برخورداری از شرایطی چون عدم کارایی در بازار (رهنمای رودپشتی، ۱۳۹۱) و اتخاذ تصمیمات سرمایه گذاری به صورت جمعی و بدون توجه به متغیرهای بنیادی (محمدی و همکاران، ۱۳۸۹) زمینه مساعدی برای آزمون فرضیه های تئوری معامله گران اخلال گر دارد.

سؤالات پژوهش

در راستای اهداف پژوهش و با توجه به بررسی مبانی نظری و پیشینه و ابهامات موجود و فقدان پژوهش های قبلی به ویژه در بازار سهام ایران، سؤالات پژوهش حاضر را می توان به صورت ذیل مطرح کرد:

سؤال اول- آیا سرمایه گذاران بازار سهام ایران با خطای رفتاری مواجه هستند؟

سؤال دوم- آیا تفاوت معنی داری بین اثرات رفتار معاملاتی معامله گران مطلع و معامله گران اخلال گر در بازار سهام ایران وجود دارد؟

سؤال سوم- آیا بازار سهام ایران با ریسک معامله گران اخلال گر مواجه است؟

مدل های پژوهش

معروف ترین مدل تعادلی قیمت گذاری، CAPM است؛ اما این مدل رفتار معاملاتی سرمایه - گذاران اخلال گر را در محاسبات لحاظ نمی کند. این مهم باعث گردیده تا تخمین های این مدل سنتی که به صورت زیر تعریف می شود دارای تورش^۱ گردد (رامیا و دیویدسون، ۲۰۰۷):

$$\tilde{r}_{it} - \tilde{r}_{ft} = \phi_i + \beta_i^c [\tilde{r}_{mt} - \tilde{r}_{ft}] + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (1)$$

1. Bias

که \tilde{r}_{it} بازده سهم i در دوره t ؛ \tilde{r}_{ft} بازده بدون ریسک در دوره t ؛ $\tilde{\epsilon}_{it}$ خطای مدل؛ ϕ_i عرض از مبدأ مدل است که $E(\phi_i) = 0$ ؛ β_i^C بتای CAPM است. بر اساس یافته‌های شفرین و استتمن (۱۹۹۴) بتای CAPM شامل دو عنصر ریسک معامله‌گران اخلاص گر و بتای کارا (بتای رفتاری) است. بنابراین معادله (۱) را می‌توان برای در نظر گرفتن ریسک معامله‌گران اخلاص گر به صورت معادله (۲) بازنویسی نمود. این معادله مدل رفتاری قیمت‌گذاری دارای^۱ (BAPM) نامیده شده (ژو و همکاران، ۲۰۱۶) و به صورت زیر است:

$$\tilde{r}_{it} - \tilde{r}_{ft} = \phi_i + (\beta_i^B + BE_i)[\tilde{r}_{mt} - \tilde{r}_{ft}] + \tilde{\epsilon}_{it} \quad (2)$$

BE_i خطای رفتاری است که انتظار می‌رود دارای همبستگی بالایی با ریسک معامله‌گران اخلاص گر باشد. β_i^B بتای کارا است یعنی بتای عاری از ریسک معامله‌گران اخلاص گر؛ $(\beta_i^B + BE_i)$ برابر است با بتای CAPM یعنی β_i^C . بتای CAPM را می‌توان به راحتی با استفاده از OLS و معادله (۱) برآورد کرد؛ اما بتای رفتاری به سادگی قابل تخمین نیست. شفرین و استتمن (۱۹۹۴) در این زمینه رهنمودی ارائه نمودند. آن‌ها استدلال نمودند که BAPM باید از پروکسی متفاوتی با پرتفوی واقعی بازار استفاده کند. از این رو، BAPM مشابه CAPM سنتی (معادله ۱) است با این استثنا که در آن نماینده پرتفوی بازار متفاوتی تحت عنوان شاخص تمایل^۲ مورد استفاده قرار می‌گیرد. این نماینده رفتاری باید ارائه‌دهنده جامعه سرمایه‌گذاری معامله‌گران اخلاص گر بوده و از سهم‌هایی که آن‌ها ترجیح می‌دهند تشکیل شده باشد؛ بنابراین BAPM بر اساس معادله (۳) محاسبه می‌گردد:

$$\tilde{r}_{it} - \tilde{r}_{ft} = \omega_i + \beta_i^B [\tilde{r}_{mt}^B - \tilde{r}_{ft}] + \tilde{\epsilon}_{it} \quad (3)$$

ω_i عرض از مبدأ مدل است به گونه‌ای که $E(\omega_i) = 0$ ؛ β_i^B بتای رفتاری و \tilde{r}_{mt}^B بازده شاخص رفتاری در دوره t است. سایر اجزای مدل همانند مدل‌های قبلی می‌باشد.

1. Behavioral Asset Pricing Model

2. Sentiment index

شفرین و استتمن (۱۹۹۴) اختلاف بین این دو بتا را خطای رفتاری نامیدند و از آن برای تعیین کارایی یا عدم کارایی بازار استفاده کردند. در این پژوهش از این تفاوت به عنوان اولین معیار سنجش ریسک معامله گران اخلاط گر (*NTR*) استفاده می شود. معیار خطای رفتاری (*BE*) به صورت زیر تخمین زده می شود:

$$BE_i = \beta_i^C - \beta_i^B \quad (۴)$$

بر اساس تعریف رامیا و دیویدسون (۲۰۰۷) معامله گران مطلع فقط زمانی یک سهم خاص را معامله می کنند که اطلاعات مربوطی از آن سهم به بازار وارد شده باشد، اما معامله گران اخلاط گر در شکل دهی به انتظارات خود از اطلاعات استفاده نمی کنند و ممکن است هر سهمی را در هر روزی معامله کنند. فرض کنید در روز t ممکن است اطلاعاتی به بازار وارد شود یا نشود. در آن روزهایی که اطلاعات جدیدی به بازار نیامده باشد، معامله گران مطلع وارد بازار نخواهند شد، بنابراین معامله-گران اخلاط گر بین خودشان معامله خواهند کرد و در آن روزهایی که اطلاعاتی به بازار وارد شده باشد یک رویداد اطلاعاتی (*IE*) اتفاق افتاده که هم معامله گران اخلاط گر و هم معامله گران مطلع معامله خواهند کرد.

بر اساس تئوری مدرن *EMH* هیچ خطای رفتاری در بازار نبایستی باقی بماند. به عبارت دیگر، ارزش مورد انتظار هر خطای رفتاری با توجه به مجموعه اطلاعات باید صفر باشد، $E(BE_t | \Omega_t) = 0$. تغییر مورد انتظار در خطای رفتاری، با توجه به تغییر در مجموعه اطلاعات، یک خطای پیش بینی تصادفی^۲ است، $E(BE_t | \Omega_t) = \varepsilon$. در ادبیات مالی رفتاری، زمانی که $E(BE_t | \Omega_t) \neq 0$ اما $\sum_{i=1}^{\infty} BE_{it} = 0$ باشد، بازار کارایی رفتاری است^۳. مدل اطلاعاتی تعدیل شده با معاملات اخلاط گر (*IANM*) خطای پیش بینی تصادفی را به صورت زیر مدل سازی می کند (رامیا و دیویدسون، ۲۰۰۷):

$$\Delta BE_{it} = \alpha + \gamma IE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

1. Information event

2. Random forecast error

۳. این دیدگاه بر اساس تعریف شفرین و استتمن (۱۹۹۴) از بازاری است که کارایی رفتاری خواهد داشت اگر و فقط اگر میانگین خطای رفتاری صفر و ناهمبسته به میزان ثروت باشد.

که ΔBE_{it} تغییر در خطای رفتاری سهم i در روز t و IE_{it} بیان گر اطلاعات خاص شرکتی است (انتشار اطلاعات جدید).

بر اساس این مدل، تغییر توضیح داده نشده در BE در نتیجه مستقیم معاملات اخلاط گر خواهد بود که معیاری از ریسک معامله گر اخلاط گر را ایجاد می کند (ژو و همکاران، ۲۰۱۶). ورود اطلاعات را می توان به طرق مختلف اخبار خوب یا بد برای مجموعه معامله گران مختلف تفسیر نمود. با وجود این، در این اینجا IE میان اخبار خوب و بد تمایز قائل نشده^۱ و به سادگی شکلی از متغیر مجازی را می گیرد که در روزهای ورود اطلاعات یک و در غیر این صورت صفر می گیرد. α میانگین تغییر در خطای رفتاری است که به معامله گران اخلاط گر نسبت داده می شود و γ سهمی از میانگین تغییرات خطای رفتاری که به معامله گران مطلع نسبت داده می شود. مزیت این مدل نسبت به سایر مدل ها این است که اثر معامله گران اخلاط گر و مطلع را از هم تفکیک می کند و می توان بر اساس آن بین انواع مختلفی از عدم کارایی بالقوه در بازار تمایز قائل شد. تعامل بین معامله گران مطلع و معامله گران اخلاط گر، تغییرات خطای رفتاری را در یک زمان خاص نشان می دهد. آلفای (α) مثبت را اخلاط مطلق می نامند. در این وضعیت معامله گران اخلاط گر عدم کارایی بازار و انحرافات قیمت گذاری را افزایش می دهند. این استدلال با بخش عظیمی از ادبیات موضوع مبنی بر این که «رفتار معاملاتی معامله گران ممکن است قیمت سهام را از ارزش بنیادی دور کند» سازگار است. وقوع اخلاط مطلق به این معنی است که معامله گران اخلاط گر با دور کردن قیمت ها از ارزش های بنیادی عدم کارایی بازار را تقویت می کنند (برون^۲، ۱۹۹۹). در این حالت در ظاهر معامله گران اخلاط گر مسئول تحریف ارزش های بازار شناخته می شوند؛ اما در ادبیات مالی آن ها به تنهایی معیار مستقیمی از ریسک معامله گران اخلاط گر محسوب نمی گردند زیرا خطاهایی که توسط این معامله گران ایجاد می شود به اندازه خطاهایی که توسط معامله گران مطلع ایجاد می شوند جدی نیست (ژو و همکارانش، ۲۰۱۶). آلفای منفی می تواند به عنوان «اثر فریدمن» تفسیر شود. در این حالت معامله گران اخلاط گر به گونه ای معامله می کنند که گویی آن ها معامله گران مطلع هستند؛ یعنی معامله گران

۱. دلیل عدم تمایز میان اخبار خوب و بد این است که تفسیر افراد از اطلاعات جدید می تواند متفاوت باشد؛ یعنی ممکن است سرمایه گذاری انتشار خبری را خوب قلمداد کند اما سرمایه گذار دیگری همان خبر را بد قلمداد کند، یعنی برداشت افراد از اطلاعات می تواند کاملاً متفاوت از یکدیگر باشد.

اخلال گر با کاهش خطای رفتاری در جهت «صحیح» معامله می کنند و بازار را به ارزش های بنیادی برمی گردانند (رامیا و دیویدسون، ۲۰۰۷).

مطابق با فرضیه بازار کارا (EMH) معامله گران اخلال گر باید در نتیجه آربیتراژ به سرعت از بازار حذف شوند. لذا برای تحقق فرضیه بازار کارا، میزان تغییر در خطای رفتاری باید برابر صفر ($\Delta BE_{it} = 0$) باشد. زمانی که $\Delta BE_{it} \neq 0$ است بازار به دلیل وجود معامله گران اخلال گر ناکارا است (شفرین و استمن، ۱۹۹۴) فرض م کنیم معامله گران مطلع تنها در زمان انتشار اطلاعات اقدام به معامله می کنند و در روزهای بدون اطلاعات ($IE_{it} = 0$) معادله (۵) به شکل زیر خواهد بود:

$$\Delta BE_{it} = \alpha + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

در روزهایی که اطلاعات وجود دارد حالات مختلفی ممکن است اتفاق بیفتد. به عنوان مثال، معامله گران اخلال گر ممکن است خطا کنند یعنی در مدل $\alpha > 0$ باشد که در این حالت معامله گران مطلع ممکن است به سه طریق واکنش نشان دهند: هیچ واکنشی نشان ندهند ($\gamma = 0$)، برخلاف معامله گران اخلال گر عمل کنند ($\gamma < 0$)، یا به آنها بپیوندند ($\gamma > 0$).

زمانی که معامله گران مطلع واکنشی ندارند شکل دیگری از ناکارایی اتفاق می افتد، زیرا همچنان پسماند α در بازار وجود دارد. در سناریویی که معامله گران مطلع برخلاف معامله گران اخلال گر عمل می کنند، بازار کارا خواهد بود اگر و فقط اگر $|\alpha| = |\gamma|$ باشد. اگر معامله گران مطلع در حذف کل خطاها ناموفق باشند یعنی $|\alpha| \neq |\gamma|$ باشد خطای رفتاری همچنان در سیستم باقی خواهد ماند ولی کمتر از حالت قبل.

در سناریوی سوم یعنی حالتی که معامله گران مطلع با معامله گران اخلال گر همراه می شوند پسماند α به اندازه γ افزایش خواهد یافت. افزایش پسماند مدل تحت این سناریوهای مختلف دومین معیار سنجش ریسک معامله گران اخلال گر (μ) در این پژوهش خواهد بود:

$$\mu = \alpha + \gamma \quad (۷)$$

بر اساس مدل EMH، JANM زمانی برقرار است که $\mu = \alpha + \gamma = 0$ باشد زیرا هیچ ریسک معامله گران اخلال گر (NTR) در بازار وجود ندارد. به نظر می رسد μ معیار برتری برای خطای رفتاری BE باشد زیرا ورود اطلاعات را لحاظ می کند (و همکاران، ۲۰۱۶). وجود ریسک معامله گران

اخلاص گر ($\mu = \alpha + \gamma \neq 0$) نشان‌دهنده ناکارایی بازار است. این ناکارایی می‌تواند سه تأثیر مختلف را به دنبال داشته باشد: واکنش کمتر از اندازه (μ)، واکنش بیش از اندازه (0) و قیمت‌گذاری نادرست در بازار ($IPES$). زمانی که معامله‌گران اخلاص گر دچار اشتباه می‌شوند ($\alpha > 0$) و معامله‌گران مطلع با اتخاذ استراتژی سرمایه‌گذاری معکوس برخلاف آن‌ها عمل کنند اما موفق به تصحیح کامل قیمت‌های اشتباه در بازار نشوند، معامله‌گران مطلع نسبت به ورود اطلاعات جدید واکنش کمتر از اندازه داشته‌اند، به این وضعیت واکنش کمتر از اندازه مثبت می‌گویند و در جدول ۱ با $U(+)$ نشان داده شده است. وقتی ($\alpha < 0$) باشد و (γ) دقیقاً به همان اندازه مثبت نباشد یعنی μ دارای مقدار غیر صفر منفی شود به آن واکنش کمتر از اندازه منفی ($U(-)$) می‌گویند (فرض $\gamma \neq 0$ را به یاد داشته باشید). زمانی که معامله‌گران مطلع استراتژی معکوس معامله‌گران اخلاص گر را اتخاذ نموده ولی بیش از α واکنش نشان دهند در این صورت سناریوی واکنش بیش از اندازه خواهیم داشت. زمانی که معامله‌گران مطلع استراتژی معکوس معامله‌گران اخلاص گر را اتخاذ نموده بلکه با آن‌ها هم‌نوا گردند و خطای موجود را بیشتر نمایند قیمت‌گذاری نادرست (IPE) رخ داده است (هسو^۱، ۲۰۱۶). مشابه با واکنش کمتر از اندازه، هم واکنش بیش از اندازه (O) و هم قیمت‌گذاری نادرست ($IPES$) می‌توانند مثبت و منفی باشند که به اختصار در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. خلاصه وضعیت کارایی بازار

μ	γ	α	وضعیت	نوع تأثیر
$0 <$	$0 >$	$0 <$	$U(+)$	واکنش کمتر از اندازه (U)
$0 >$	$0 <$	$0 >$	$U(-)$	واکنش کمتر از اندازه (U)
$0 <$	$0 <$	$0 >$	$O(+)$	واکنش بیشتر از اندازه (O)
$0 >$	$0 >$	$0 <$	$O(-)$	واکنش بیشتر از اندازه (O)
	$0 <$	$0 <$	$IPE(+)$	قیمت‌گذاری نادرست ($IPES$)
	$0 >$	$0 >$	$IPE(-)$	

در این پژوهش هر یک از حالت فوق در بازار سهام ایران مورد بحث و آزمون قرار خواهد گرفت. به این صورت که ابتدا با استفاده از معادلات (۱) و (۳) بتای $CAPM$ و بتای $BAPM$ محاسبه خواهد شد. انتظار می‌رود میانگین بتای $CAPM$ که بر اساس شاخص بازار به دست می‌آید از میانگین بتای $BAPM$ که بر اساس شاخص رفتاری محاسبه می‌شود بیشتر باشد. این وضعیت نشان‌دهنده وجود خطای رفتاری در بازار است. اختلاف دو بتا با استفاده از رابطه (۴) محاسبه و آن

را خطای رفتاری (BE) نامیده و سپس با استفاده از مدل IANM (رابطه ۵)، α و γ بر اساس معادله (۷) μ برای کلیه شرکت‌های انتخابی پس از تعیین روزهای اطلاعاتی (روزهایی که اطلاعات خاص از سوی شرکت منتشر شده باشد) به صورت روزانه محاسبه و میانگین این متغیرها به صورت سالانه و پنج‌ساله محاسبه می‌گردد. سپس مثبت و معنی‌دار بودن α در دوره‌های مختلف مورد آزمون و تأیید آن به معنای وجود معامله‌گران اخلاص‌گر در بازار است. همچنین تفاوت معنادار μ از صفر مؤید وجود ریسک معامله‌گران اخلاص‌گر در بازار است و عدم تأیید فرضیه به این معنی است که اثر معامله‌گران اخلاص‌گر توسط معامله‌گران مطلع از بین رفته است. معنی‌دار بودن میانگین μ می‌تواند نشان‌دهنده اشکال مختلف عدم کارایی شامل واکنش بیش‌ازاندازه، کمتر از اندازه و یا قیمت‌گذاری اشتباه در بازار باشد (رامیا و دیویدسون، ۲۰۰۷).

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نوع پژوهش‌های پس‌رویدادی و از نظر هدف کاربردی است و از نظر ماهیت در زمره پژوهش‌های توصیفی - همبستگی و از شاخه تحلیلی می‌باشد. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌های است که سهام آن‌ها در بازار سهام ایران معامله می‌شوند. نمونه مورد مطالعه در این پژوهش، به روش غربال کردن (فیلترینگ) جامعه آماری به‌دست آمده‌اند. بر این اساس، نمونه پژوهش شامل شرکت‌هایی است که ۱) سهام آن‌ها در دوره شش‌ساله مورد مطالعه یعنی از یکم فروردین سال ۱۳۹۰ تا پایان اسفند ۱۳۹۵ در بازار سهام ایران مورد معامله قرار گرفته و وقفه طولانی در روند معاملات آن‌ها به وجود نیامده باشد (۲) پایان سال مالی آن‌ها ۲۹ اسفند باشد و (۳) داده‌های مورد نیاز آن‌ها برای آزمون کلیه فرضیه‌های پژوهش در دسترس باشد. بر این اساس تعداد ۹۶ شرکت به‌عنوان نمونه مورد مطالعه از صنایع مختلف انتخاب گردید. داده مورد نیاز برای آزمون فرضیه‌ها شامل قیمت روزانه سهام، تعداد سهام شرکت‌ها و ... از نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج شده و به‌منظور بررسی اثر ورود اطلاعات خاص شرکتی از اعلامیه‌های منتشره شرکت‌ها در شبکه کدال استفاده شده است.

در این پژوهش برای اولین بار با بررسی روزهای خبری ۹۶ شرکت انتخابی طی شش سال، ضمن معرفی مدل اخلاص‌گر تعدیل‌شده با اطلاعات (IANM)، در خصوص امکان استفاده این مدل در بازار سهام ایران بحث می‌شود. هدف از به‌کارگیری این مدل شناسایی معامله‌گران اخلاص‌گر و سنجش کمی میزان ریسک تحمیلی این گروه از معامله‌گران بر بازار سهام ایران است. همچنین با استفاده از این مدل می‌توان اشکال مختلف عدم کارایی ایجادشده در نتیجه رفتار معامله‌گران اخلاص‌گر از جمله واکنش بیش‌ازاندازه،

واکنش کمتر از اندازه و قیمت‌گذاری نادرست را به‌صورت کمی اندازه‌گیری و درصد هر یک از این حالات را در بازار سهام تعیین کرد. به‌کارگیری این مدل در هر بازاری نیازمند استفاده از یک شاخص رفتاری است که نشان‌دهنده تمایلات سرمایه‌گذاران آن بازار باشد. در اغلب بازارهای مالی توسعه‌یافته دنیا این شاخص به‌نوعی در دسترس است که از آن جمله می‌توان به شاخص MDI در بورس استرالیا اشاره کرد و یا مؤسساتی وجود دارد که به بررسی تمایلات سرمایه‌گذاران بازارهای مالی آن کشور می‌پردازد و گزارش‌هایی را به‌صورت دوره‌ای ارائه می‌نماید که نشان‌دهنده تمایلات سرمایه‌گذاران است. به‌عنوان مثال، مؤسسه آمریکایی سرمایه‌گذاران فردی (AAII^۱) با حدود ده هزار عضو از سرمایه‌گذار حقیقی به‌صورت هفتگی گزارش‌هایی از تمایلات سرمایه‌گذاران حقیقی همچون تعداد سرمایه‌گذاران خوش‌بین، بدبین و بی‌تفاوت ارائه می‌نماید؛ اما در بازار سهام ایران برخلاف بسیاری دیگر از کشورهای دنیا، یک شاخص رفتاری یا نهادی ویژه برای بررسی رفتار سرمایه‌گذاران حقیقی یا مجلات تخصصی جهت بررسی گرایش‌های سرمایه‌گذاران حقوقی وجود ندارد، بنابراین لازم است تا از شیوه‌های دیگر برای بررسی رفتار و تمایلات سهامداران استفاده کرد. لذا در این پژوهش برای اولین بار از داده‌های مربوط به نمادهای پربیننده برای تهیه یک شاخص رفتاری استفاده شده است که در ادامه به تفصیل در خصوص چگونگی تدوین شاخص مذکور و تفاوت‌های آن با شاخص‌های مشابه در بازار سهام سایر کشورها و نحوه استفاده از آن در مدل BAPM برای محاسبه خطای رفتاری معامله‌گران پرداخته خواهد شد. لازم به ذکر است که انتظار می‌رود با این روش بتوان به بتای دقیق‌تری نسبت به بتای بازار با استفاده از مدل CAPM دست‌یافت. آمار مربوط به نمادهای پربیننده با مراجعه حضوری به شرکت مدیریت فناوری بورس اوراق بهادار تهران تهیه شده است.^۲

تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها

تدوین شاخص رفتاری

در پژوهش حاضر روش جدیدی برای تهیه شاخص رفتاری در بازار سهام به کار گرفته شده است. به این صورت که برای اولین بار از داده‌های مربوط به نمادهای پربیننده برای تهیه این شاخص رفتاری استفاده شده است که برای سنجش کمی خطاهای رفتاری، میزان و نوع عدم کارایی موجود سهام ایران در دوره‌های زمانی

1. American Association of Individual Investor

۲. از آقای دکتر آنالویی مدیر عامل محترم شرکت مدیریت فناوری بورس تهران به خاطر حسن همکاری در دسترسی پژوهشگران به داده‌های مورد نیاز این تحقیق تشکر می‌کنیم.

مختلف به کار می‌رود. نمادهای پربیننده بر اساس تعداد دفعاتی که صفحه یک نماد در سامانه tsetmc توسط معامله‌گران فراخوانی می‌شوند تعیین می‌گردد و در صفحه نخست این سامانه تحت عنوان نمادهای پربیننده به صورت روزانه نمایه می‌شود. مزیت این شاخص نسبت به دیگر شاخص‌های رفتاری همچون MDI در بازار استرالیا و درآگون در بازار چین این است که اولاً از نمادهای پربیننده برای تدوین شاخص استفاده شده است و ثانیاً درصد سهام شناور آزاد هر نماد در محاسبه شاخص لحاظ شده است؛ بنابراین انتظار می‌رود این شاخص نماینده بهتری برای نشان دادن رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران اخلال‌گر باشد.

برای محاسبه مقدار این شاخص از جمع کل ارزش بازار سهام شناور آزاد ده سهم که بیشترین بازدیدکننده را در هر روز داشته‌اند استفاده شده است. شرکت‌های پربیننده طی دوره‌های سه‌ماهه بر اساس آمار بینندگان تجدید ارزیابی شده‌اند و عدد مبنا به محض انجام اولین معامله پس از تاریخ مؤثر برای وقایع اثرگذار بر شاخص‌ها شامل (۱) افزایش سرمایه شرکت‌ها از محل آورده نقدی یا مطالبات حال شده سهامداران، (۲) تقسیم سود نقدی، (۳) ورود شرکت‌ها به فهرست شاخص یا حذف شرکت‌ها از این فهرست در انتها و ابتدای هر دوره سه‌ماهه، به گونه‌ای تعدیل می‌شود که این وقایع اثری در عدد شاخص به‌جا نگذارند. شاخص رفتاری موردنظر که از این پس به اختصار BIX نامیده می‌شود با استفاده از پرتفوی ده سهم پربیننده مطابق فرمول (۸) محاسبه می‌شود:

$$Behavior Index_t = \frac{\sum_{i=1}^{10} (S_i \times P_{it} \times F_{it})}{\sum_{i=1}^{10} (S_{i0} \times P_{i0} \times F_{i0})} \times I_0 \quad (8)$$

در رابطه فوق S_i تعداد سهام منتشره شرکت i ؛ P_{it} قیمت سهم i در زمان t ؛ F_{it} درصد سهام شناور آزاد هر سهم، I_0 ضریب ثابت است که با توجه به مقدار شاخص کل در روز پایه، برابر با ۲۵۰۰۰ در نظر گرفته شده است.^۱

با توجه به اینکه بتای رفتاری و بتای CAPM موردنیاز در این پژوهش با استفاده از داده‌های روزانه ۲۶۰ روز قبلی برآورد می‌شود، برای اینکه داده‌های بیشتری برای تحلیل‌های نهایی در اختیار باشد، شاخص رفتاری از یکم دی‌ماه ۱۳۸۹ محاسبه شده است و این روز به‌عنوان روز پایه در نظر گرفته شده است. جدول ۲ آمار توصیفی بازده روزانه و آزمون تفاوت میانگین و واریانس بازده دو شاخص را در کل دوره مورد مطالعه و به تفکیک سال‌ها نشان می‌دهد. همان‌گونه که جدول ۲ نشان می‌دهد میانگین بازده روزانه

۱. با توجه به مقدار شاخص کل در روز پایه (۱۸۳۹۸٫۹) عدد ثابت دلخواه ۲۵۰۰۰ در نظر گرفته شده است.

شاخص BIX و شاخص کل در دوره مورد مطالعه به ترتیب ۰,۱۲۶۰ و ۰,۰۹۵۰۶ درصد و بسیار به هم نزدیک است. از نظر آماری نیز تفاوت معناداری بین میانگین بازده دو شاخص در کل دوره و به تفکیک در سال‌های مورد مطالعه وجود ندارد؛ اما آزمون تفاوت واریانس بازده دو شاخص نشان می‌دهد که واریانس بازده شاخص BIX به طور معناداری بزرگ‌تر از واریانس بازده شاخص کل است. واریانس کمتر شاخص کل را می‌توان به مزایای تعداد و تنوع بیشتر شرکت‌های تشکیل دهنده این شاخص نسبت داد، به این معنا که با افزایش تعداد سهام مشمول شاخص واریانس بازده شاخص کاهش می‌یابد. دیگر توضیح ممکن این است که رفتار غیر عقلایی سرمایه‌گذاران ناآگاه، نوسانات شاخص رفتاری را افزایش داده است. این ویژگی یعنی میانگین برابر و واریانس بالاتر، نشان می‌دهد که احتمالاً بتای رفتاری از بتای CAPM کوچک‌تر خواهد بود که بر اساس آن می‌توان خطای رفتاری را محاسبه کرد که در ادامه به آن پرداخته خواهد شد.

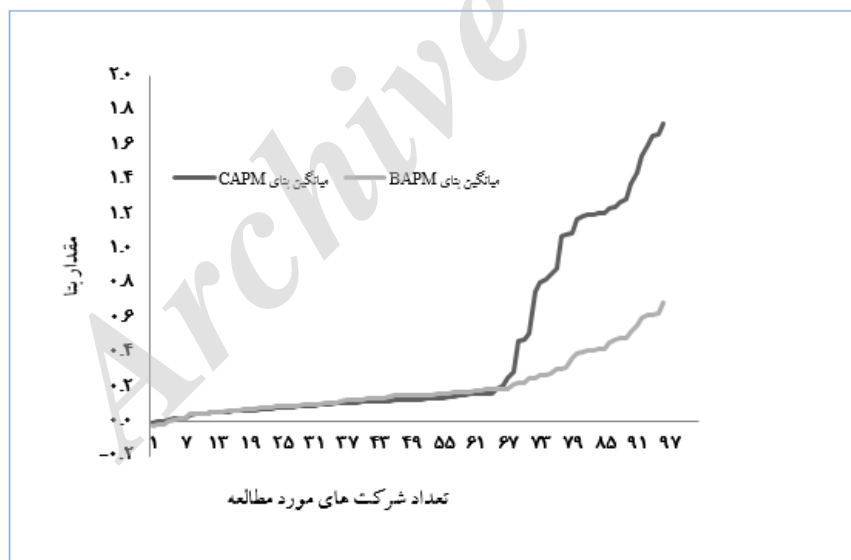
جدول ۲. آمار توصیفی بازده شاخص BIX و شاخص کل برای دوره ابتدای دی‌ماه ۱۳۸۹

لغایت اسفند ۱۳۹۵

شرح	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۹۵-۱۳۸۹
شاخص رفتاری BIX								
میانگین	۰,۰۰۱۶۸۳۱	۰,۰۰۲۲۲۴۷	۰,۰۰۳۷۰۲۳۳	۰,۰۰۰۸۹۲۸	۰,۰۰۲۱۳۲۸	-۰,۰۰۱۳۸۴۵	۰,۰۰۱۲۵۷۸	
میانه	۰,۰۰۰۲۲۸۹۹	۰,۰۰۱۰۶۲۰۳	۰,۰۰۳۶۰۸۳۵	۰,۰۰۰۸۹۹۶۷	۰,۰۰۰۳۵۷۰۹	-۰,۰۰۱۹۲۹۸۲	۰,۰۰۰۲۲۶۱۹	
انحراف معیار	۰,۰۱۳۰۲۰۰۳	۰,۰۳۹۸۵۵۱۹	۰,۰۱۷۸۰۱۰۳	۰,۰۱۵۲۸۹۳۳	۰,۰۱۶۸۲۲۸۹	۰,۰۱۷۰۱۹۶۲	۰,۰۲۱۵۸۴۴۰۲	
واریانس	۰,۰۰۰۱۶۹۵۲	۰,۰۰۱۵۸۸۴۴	۰,۰۰۰۳۱۶۸۸	۰,۰۰۰۲۳۳۷۶	۰,۰۰۰۲۸۳۰۱	۰,۰۰۰۲۸۹۶۷	۰,۰۰۰۴۶۵۸۷	
تعداد مشاهدات	۵۸	۲۴۱	۲۳۹	۲۴۳	۲۴۱	۲۴۳	۱۵۰۷	
شاخص کل								
میانگین	۰,۰۰۰۶۷۹۹	۰,۰۰۰۴۴۰۷۷	۰,۰۰۱۶۰۷۵۳	۰,۰۰۳۰۰۸۱۶	-۰,۰۰۰۹۷۰۸۲	۰,۰۰۱۰۲۵۰۶	-۰,۰۰۰۱۵۶۹۳	
میانه	۰,۰۰۰۴۴۲۱۶۳	۰,۰۰۰۱۶۵۰۲	۰,۰۰۰۷۵۱۴۶	۰,۰۰۳۶۰۳۵۹	-۰,۰۰۰۰۵۶۸۳	۰,۰۰۰۱۸۲۹۱	۰,۰۰۰۲۰۷۸۰	
انحراف معیار	۰,۰۰۶۹۵۸۶۰	۰,۰۰۷۳۳۳۱۴	۰,۰۰۰۸۰۱۳۴۴	۰,۰۰۰۹۶۵۴۲۰	۰,۰۰۶۵۴۸۰۲	۰,۰۰۰۷۳۳۰۷۹	۰,۰۰۰۴۲۸۵۴۷	
واریانس	۰,۰۰۰۰۴۸۴۲	۰,۰۰۰۰۵۴۲۲	۰,۰۰۰۰۶۴۲۲	۰,۰۰۰۰۹۳۲۰	۰,۰۰۰۰۴۲۸۸	۰,۰۰۰۰۵۳۷۴	۰,۰۰۰۰۱۸۳۷	
تعداد مشاهدات	۵۸	۲۴۱	۲۳۹	۲۴۳	۲۴۱	۲۴۳	۱۵۰۷	
آزمون تفاوت میانگین بازده شاخص رفتاری BIX از میانگین بازده شاخص کل								
آماره آزمون t	-۰,۶۳۸	۰,۶۳۲	-۰,۲۳۵	-۰,۵۳۴	-۰,۹۸۹	-۰,۹۴۶	۱,۰۸۷	-۰,۵۲۰
سطح معنی‌داری	۰,۵۲۵	۰,۵۲۸	۰,۸۱۵	۰,۵۹۳	۰,۲۲۳	۰,۳۴۴	۰,۲۷۸	۰,۶۰۳
آزمون تفاوت واریانس بازده شاخص رفتاری BIX از میانگین بازده شاخص کل								
آماره آزمون F	۹,۰۸۴	۴۵,۳۰۴	۱۴,۱۲۵	۳۹,۷۴۳	۹۴,۳۸۴	۹۹,۶۴۲	۱۱۲,۳۶۴	۲۰۸,۸۷۶
سطح معنی‌داری	۰,۰۰۳	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰

محاسبه بتای CAPM و بتای BAPM و خطای رفتاری

در این پژوهش بتای روزانه هر سهم با استفاده از پنجره داده‌های ۲۶۰ روزه گذشته خود به صورت پنجره غلتان محاسبه شده است و هر بار یک روز به جلو هدایت می‌شود (همانند لویج، ۱۹۹۸). بر این اساس، بتاهای روزانه برای کل سال محاسبه و بتای سالانه به صورت میانگین بتای روزانه محاسبه گردید. دلیل استفاده از بازه روزانه این است که بازه روزانه بتاهای روزانه‌ای با کمترین خطای استاندارد حاصل می‌نماید، به عبارت دیگر، داده‌های روزانه بتا را بالاترین دقت تخمین می‌زند (دیوس^۱ و همکارانش، ۲۰۰۰). این شیوه هم برای محاسبه بتای بازاری و هم بتای رفتاری استفاده شده است. شکل (۱) نحوه توزیع دو بتا را در دوره مورد مطالعه نشان می‌دهد. برای رسم این نمودار ابتدا میانگین بتای CAPM شرکت‌های مورد مطالعه با استفاده از بتاهای روزانه در دوره پنج‌ساله ۱۳۹۵-۱۳۹۱ محاسبه و از کوچک به بزرگ مرتب و سپس نمودار آن رسم شد و به همین شیوه بتای BAPM نیز محاسبه و نمودار آن روی همان محور مختصات رسم شد. همان‌گونه که انتظار می‌رفت، بتای CAPM برای اغلب شرکت‌ها برابر یا بزرگ‌تر از بتای رفتاری و هم‌جهت با یکدیگر هستند. نکته قابل توجه این است که تفاوت بین این دو بتا برای شرکت‌های با ریسک کم (کوچک‌تر از ۰٫۲) محسوس نیست، اما با افزایش سطح ریسک (بتای بالاتر از ۰٫۲ هستند) تفاوت دو بتا به نحو قابل توجهی افزایش می‌یابد.



نمودار ۱. مقایسه میانگین بتای CAPM و BAPM در دوره پنج‌ساله ۱۳۹۵-۱۳۹۱

محاسبه ریسک معامله‌گران اخلاص گر

ساده‌ترین روش برای آزمون فرضیه وجود معامله‌گران اخلاص گر در بازار سهام ایران این است که دریابیم آیا خطای رفتاری یا همان تفاوت بین دو بتا به‌طور معناداری متفاوت از صفر است یا خیر؟ جدول ۳ و ۴ میانگین بتای CAPM، میانگین بتای رفتاری (BIX) را برای ۹۶ شرکت مورد مطالعه در دوره ۱۳۹۱-۱۳۹۵ نشان می‌دهد. مقادیر به‌دست‌آمده برای کل دوره به ترتیب ۰,۴۰۸۰ و ۰,۲۰۱۲ می‌باشد که تماماً از نظر آماری نیز معنادار هستند. همان‌گونه جدول نشان می‌دهد بتای CAPM با توجه به مقدار آماره آزمون از نظر آماری، هم علامت و بیشتر از بتای رفتاری است.

جدول ۳. آمار توصیفی میانگین بتای CAPM

دوره	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۹۵-۹۱
میانگین	۰,۳۴۵۵۴۱۶۴	۰,۲۳۹۲۶۶۳۵	۰,۴۲۲۳۴۴۶۲	۰,۴۷۱۴۶۳۸۳	۰,۵۸۳۶۹۹۵۲	۰,۴۰۷۹۱۳۷۲
خطای استاندارد	۰,۵۰۷۲۵۳	۰,۳۰۰۰۸۶۱	۰,۵۳۷۹۷۷	۰,۶۴۴۴۳۳	۰,۸۳۲۸۸۵	۰,۵۲۳۵۶۷
میانه	۰,۱۲۰۰۱۶۶۲	۰,۱۱۵۴۸۶۱۸	۰,۱۴۲۶۰۸۸۷	۰,۱۴۲۲۹۳۰۵	۰,۱۳۹۲۹۲۷۲	۰,۱۳۱۱۳۰۷۰
انحراف معیار	۰,۴۹۷۰۰۴۴۰	۰,۲۹۴۷۸۲۳۷	۰,۵۲۷۱۰۷۵۳	۰,۶۳۱۴۱۲۴۰	۰,۸۱۶۰۵۶۹۴	۰,۵۱۲۹۸۸۹۰
کشیدگی	۱,۳۹۲۲۸۵۲۹	۳,۱۲۵۰۳۱۵۲	۰,۵۴۳۹۱۵۰۳	۰,۷۵۴۵۴۹۴۲	۰,۴۱۷۰۳۵۴۸	۰,۰۸۰۱۵۳۸۱
چولگی	۱,۶۴۰۸۹۶۵۴	۱,۸۲۵۵۸۲۷۰	۱,۳۹۶۶۱۹۳۸	۱,۴۴۳۷۸۱۵۷	۱,۳۷۰۵۱۱۳۹	۱,۲۷۹۳۷۰۲۷
تعداد مشاهدات	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶
آزمون برابری میانگین با صفر	۶,۸۱۲	۷,۹۵۳	۷,۸۵۱	۷,۳۱۶	۷,۰۰۸	۷,۷۹۱
سطح معنی‌داری	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
آزمون برای برابری میانگین با یک	-۱۲,۹۰۲	-۲۵,۲۸۵	-۱۰,۷۳۸	-۸,۲۰۲	-۴,۹۹۸	-۱۱,۳۰۹
سطح معنی‌داری	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰

دو ردیف پایانی جدول ۳ و ۴ نتایج آزمون برابری بتاهای رفتاری و CAPM با بتای بازار ($\beta_M = 1$) را نشان می‌دهد نتایج آزمون هر دو مدل نشان داد که میانگین بتاهای رفتاری و CAPM کمتر از بتای بازار (یک) است.

جدول ۴. آمار توصیفی میانگین بتای BAPM

دوره	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۹۵-۱۳۹۱
میانگین	۰,۱۳۱۸۶۲۵	۰,۰۷۱۵۷۹۲۲	۰,۲۳۵۱۸۳۸۰	۰,۲۸۷۴۸۷۱۸	۰,۲۵۵۸۶۱۷۸	۰,۲۰۱۱۸۲۷۲
خطای استاندارد	۰,۰۱۳۴۶۰۹	۰,۰۰۶۸۸۸۸	۰,۰۲۰۴۶۰۰	۰,۰۲۸۹۲۴۶	۰,۰۳۰۹۳۱۹	۰,۱۶۸۹۱۲
میانه	۰,۱۰۵۴۱۸۴۴	۰,۰۷۰۶۳۷۶۷	۰,۱۷۰۴۲۰۰۷	۰,۱۹۵۹۴۳۴۸	۰,۱۶۳۰۳۱۰۲	۰,۱۵۳۷۷۴۹۶
انحراف معیار	۰,۱۳۱۸۸۹۰۴	۰,۰۶۷۴۹۵۸۷	۰,۲۰۰۴۶۶۶۲	۰,۲۸۳۴۰۲۳۶	۰,۳۰۳۰۶۹۸۹	۰,۱۶۵۴۹۹۵۷
کشیدگی	۱,۸۹۲۱۵۰۱۹	۴,۲۸۰۸۱۷۲۰	۰,۷۶۵۶۱۵۳۱	۰,۷۵۷۲۷۸۶۴	۲,۳۴۸۲۹۲۶۱	۰,۸۵۴۹۰۵۱۳
چولگی	۱,۴۴۳۳۲۲۵۶	-۰,۵۷۶۴۶۹۸۶	۱,۲۰۱۱۲۰۱۰	۱,۲۸۶۴۰۷۶۳	۱,۶۰۸۷۴۷۵۳	۱,۲۵۲۹۶۷۳۲
تعداد مشاهدات	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶
آزمون برابری میانگین با صفر	۹,۷۹۶	۱۰,۳۹۱	۱۱,۴۹۵	۹,۹۳۹	۸,۲۷۲	۱۱,۹۱۰
سطح معنی داری	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
آزمون برای برابری میانگین با یک	-۶۴,۴۹۳	-۱۳۴,۷۷۳	-۳۷,۳۸۱	-۲۴,۶۳۳	-۲۴,۰۵۷	-۴۷,۲۹۲
سطح معنی داری	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰

آزمون وجود خطای رفتاری در بازار

جدول ۵ میانگین خطای رفتاری معامله گران سهام شرکت های مورد مطالعه را به تفکیک سال نشان می دهد. معنی دار بودن تفاوت میانگین دو بتا در دوره مورد مطالعه نشان می دهد که بازار سهام ایران با خطای رفتاری سرمایه گذاران مواجه است؛ بنابراین فرضیه وجود خطای رفتاری معامله گران در بازار سهام ایران با اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار می گیرد.

جدول ۵. آمار توصیفی میانگین خطای رفتاری BE

دوره	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۹۵-۹۱
میانگین	۰,۲۱۳۶۱۳۳۹	۰,۱۶۷۶۸۷۱۲	۰,۱۸۷۱۶۰۸۲	۰,۱۸۳۹۷۶۶۵	۰,۳۲۷۸۳۰۷۴	۰,۲۰۶۷۳۱۰۱
خطای استاندارد	۰,۰۴۰۷۲۰۵	۰,۰۲۸۴۲۴۸	۰,۰۳۶۵۲۲۸	۰,۰۳۹۲۳۱۰	۰,۰۹۳۹۲۱	۰,۰۳۷۴۹۶۵
میانه	۰,۰۲۴۴۳۰۹۵	۰,۰۳۶۳۱۷۲۸	۰,۰۲۸۵۶۵۰	۰,۰۰۴۲۰۵۳۲	۰,۰۰۴۵۰۳۸۸	۰,۰۰۰۵۰۴۲۶
انحراف معیار	۰,۳۹۸۹۷۸۱۰	۰,۲۷۸۵۰۴۵۹	۰,۳۵۷۸۴۸۹۴	۰,۳۸۴۳۸۳۷۸	۰,۵۸۱۹۲۱۷۲	۰,۳۶۷۳۸۱۷۷
کشیدگی	۱,۲۳۸۷۸۹۱۰	۲,۶۵۲۳۹۶۷	۰,۳۰۸۹۴۳۳	۰,۲۵۷۹۴۱۸۴	۰,۳۱۲۱۸۱۷۳	۰,۲۷۵۲۸۱۰۸
چولگی	۱,۶۰۷۹۵۱۳۳	۱,۷۶۰۴۸۵۴۱	۱,۲۳۱۰۲۳۱۸	۱,۱۹۷۷۵۳۳۱	۱,۲۸۲۷۳۶۴۳	۱,۱۶۹۹۸۸۸۴
تعداد مشاهدات	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶
آزمون برابری میانگین با صفر	۵,۲۴۷	۵,۸۹۹	۵,۱۲۴	۴,۶۹۰	۵,۵۲۰	۵,۵۱۳
سطح معنی داری	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰

استخراج محتوای اطلاعاتی خطای رفتاری

همان‌گونه که بیان شد معیار تفکیک سرمایه‌گذاران مطلع و سرمایه‌گذاران اخلاص گر از یکدیگر عامل اطلاعات است؛ بنابراین با استخراج محتوای اطلاعاتی خطای رفتاری مشاهده‌شده در بازار می‌توان به معیار مناسبی از ریسک معامله‌گران اخلاص گر دست یافت. با اجرای معادله (۵) برای ۹۶ شرکت مورد مطالعه در دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۹۰، مقادیر آلفا (تأثیر معامله‌گران اخلاص گر در بروز خطای رفتاری) و گاما (تأثیر معامله‌گران مطلع در بروز خطای رفتاری) برای هر شرکت در هر سال محاسبه شد و با جمع جبری مقادیر آلفا و بتا دومین معیار سنجش ریسک معاملات اخلاصی (μ) به دست آمده است. این معیار سنجش ریسک معاملات اخلاصی به دلیل لحاظ نمودن اثر خبرهای اعلانی از سوی شرکت‌ها در مدل، معیار بهتری نسبت به خطای رفتاری (BE) است. جدول ۶ آمار توصیفی مربوط به روزهای خبری ۹۶ شرکت مورد مطالعه را ارائه می‌کند. منظور از روز خبری هر روزی است که اعلانی‌ای از سوی شرکت منتشر شود. این اعلانی‌ها هر اطلاعیه که در سایت کدال نمایه شود را شامل می‌شود. همان‌گونه که جدول ۶ نشان می‌دهد اطلاعیه‌های منتشره شرکت‌ها هر سال نسبت به سال قبل افزایش قابل توجهی دارد به گونه‌ای که تعداد روزهای خبری سال ۱۳۹۵ نسبت به سال ۱۳۹۱ نزدیک به ۷۸٫۸ درصد افزایش یافته که می‌تواند نویدبخش افزایش شفافیت در بازار سرمایه ایران باشد.

جدول ۶. آمار توصیفی روزهای معاملاتی و روزهای خبری ۹۶ شرکت مورد مطالعه

سال	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۱-۱۳۹۵
تعداد روزهای معاملاتی	۲۳۹	۲۴۳	۲۴۱	۲۴۳	۲۴۲	۱۵۰۷
تعداد روز شرکت خبری	۱۳۴۱	۱۹۴۹	۱۹۴۷	۲۰۷۵	۲۳۹۸	۹۷۱۰
تعداد روز شرکت غیر خبری	۲۲۹۴۴	۲۳۳۲۸	۲۳۱۳۶	۲۳۳۲۸	۲۳۲۳۲	۱۴۴۶۷۲
درصد روزهای خبری به غیر خبری	۵٫۸۵٪	۸٫۳۵٪	۸٫۴۲٪	۸٫۸۹٪	۱۰٫۳۲٪	۶٫۷۱٪

با توجه به روزهای خبری، مدل رگرسیونی معادله (۵) برای تمامی شرکت‌ها در هر سال و برای کل دوره (جمعاً ۵۷۶ مدل رگرسیونی) با استفاده از داده‌های روزانه با کد نویسی در محیط نرم‌افزار MATLAB تخمین زده شده است. جدول ۷ میانگین آلفا را برای شرکت‌های مورد مطالعه بر اساس معادله (۵) ارائه می‌دهد.

جدول ۷. آمار توصیفی میانگین آلفا (α)

دوره	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۹۵-۹۱
میانگین	۰,۰۰۱۶۷۷۲	۰,۰۰۰۲۸۸۰۲	۰,۰۰۰۰۷۳۲۴	۰,۰۰۰۱۷۸۴۹	۰,۰۰۰۲۳۳۷۷	۰,۰۰۰۱۱۵۱۲
خطای استاندارد	۰,۰۰۰۱۲۳۸۵	۰,۰۰۰۱۰۶۴۰	۰,۰۰۰۱۱۴۴۹	۰,۰۰۰۱۱۷۵۷	۰,۰۰۰۱۲۱۱۶۸	۰,۰۰۰۰۸۱۹۴
میانه	۰,۰۰۰۲۴۳۹	۰,۰۰۰۳۶۳۴۴	-۰,۰۰۰۱۳۰۶۷	۰,۰۰۰۲۴۵۰۸	۰,۰۰۰۲۸۱۹۴	۰,۰۰۰۲۴۳۷۹
انحراف معیار	۰,۰۰۱۲۱۳۵۰	۰,۰۰۱۰۴۲۵۰	۰,۰۰۱۱۲۸۱	۰,۰۰۱۱۵۱۹۴	۰,۰۰۱۱۹۲۲۲	۰,۰۰۰۸۰۸۲۸
کشیدگی	-۱,۲۷۷۰۱۵۶۸	-۰,۹۶۲۴۹۷۱۱	-۱,۰۷۳۴۶۰۵۸	-۰,۸۶۵۷۷۹۶۰	-۰,۹۳۸۲۹۵۸۹	۳۵,۰۱۷۹۶۴۵۴
چولگی	-۰,۱۳۲۸۸۳۰۸	-۰,۱۸۸۷۲۷۶۸	۰,۳۶۱۴۰۶۰۵	-۰,۶۴۸۴۲۵۳	۰,۰۱۱۴۳۶۸۱	-۴,۶۳۳۹۷۱۳۶
تعداد مشاهدات	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶
آزمون برابری میانگین با صفر	۱,۳۵۴	۲,۷۰۷	۰,۶۴۰	۱,۵۱۸	۱,۹۲۱	۱,۴۰۵
سطح معنی داری	۰,۱۷۹	۰,۰۰۸	۰,۵۲۴	۰,۱۳۲	۰,۰۵۸	۰,۱۶۳
آزمون میانگین بزرگتر از صفر	۱,۳۵	۲,۷۱	۰,۶۴	۱,۵۲	۱,۹۲	۱,۴۰
سطح معنی داری	۰,۰۸۹	۰,۰۰۴	۰,۲۶۲	۰,۰۶۶	۰,۰۲۹	۰,۰۸۲

در جدول ۷ اگر آلفا از نظر آماری صفر نباشد به این معنی است که معامله گران اخلاص گر صرف نظر از اینکه اطلاعاتی منتشر شده باشد یا نه در بازار حضور دارند. همان گونه که جدول نشان می دهد میانگین آلفا در بازار سهام ایران در دوره پنج ساله ۱۳۹۱-۱۳۹۵ معنادار نیست؛ یعنی مطابق فرضیه سنتی بازار کارا معامله گران اخلاص گر در بلندمدت در بازار سهام ایران از بین رفته است؛ اما وقتی نمونه مورد مطالعه به صورت سالانه مورد آزمون قرار گرفت تنها در سالها ۱۳۹۲ به میانگین معناداری در خصوص آلفا دست یافتیم. علامت آلفا می تواند مثبت یا منفی باشد. از نظر مفهومی آلفای منفی تفاوتی با آلفای مثبت ندارد و به این معنا است که میانگین تغییر در خطای رفتاری که توسط معامله گران اخلاص گر ایجاد شده است منفی است. بدین معنا که معامله گران اخلاص گر قیمت های سهام را از ارزش های بنیادی دور می کنند.

جدول ۸. آمار توصیفی میانگین گاما (۷)

دوره	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۹۵-۹۱
میانگین	۰,۰۰۱۵۴۸۵۲	۰,۰۰۱۵۱۸۰۶	۰,۰۰۱۴۱۰۴۴	۰,۰۰۱۳۵۰۶۴	۰,۰۰۰۹۹۷۶۵	۰,۰۰۴۲۵۰۰۹
خطای استاندارد	۰,۰۰۰۴۱۳۲۱	۰,۰۰۰۴۰۸۷۴	۰,۰۰۰۴۶۶۸۵	۰,۰۰۰۴۳۱۱۹	۰,۰۰۰۴۲۷۸۴	۰,۰۰۰۳۸۴۳۸
میانه	۰,۰۰۱۸۳۵۱۹	۰,۰۰۱۲۸۳۸۰	۰,۰۰۰۶۳۵۹۸	۰,۰۰۱۲۲۲۹۹	۰,۰۰۱۲۸۴۱۵	۰,۰۰۴۶۱۷۶۰
انحراف معیار	۰,۰۰۴۰۴۸۶۰	۰,۰۰۴۰۰۴۸۳	۰,۰۰۴۵۷۴۱۶	۰,۰۰۴۲۲۲۴۸۰	۰,۰۰۴۱۹۱۹۷	۰,۰۰۳۷۶۶۱۷
کشیدگی	-۰,۷۷۶۹۲۳۶۹	-۱,۰۵۵۷۱۶۹۱	-۱,۰۵۸۸۰۵۷۸	-۱,۰۶۴۷۳۸۸	-۱,۱۱۴۰۲۴۷۸	-۱,۰۶۴۰۵۹۹۳
چولگی	-۰,۱۰۵۵۶۴۳۴	۰,۰۴۹۱۰۹۸۳	۰,۱۸۲۹۴۰۷۹	۰,۱۳۷۸۶۳۰۱	۰,۰۰۹۸۷۹۲۶	-۰,۰۲۴۶۶۹۱۰
تعداد مشاهدات	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶
آزمون برابری میانگین با صفر	۳,۷۴۸	۳,۷۱۴	۳,۰۲۱	۳,۱۳۲	۲,۳۳۲	۱۱,۰۵۷
سطح معنی داری	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۳	۰,۰۰۲	۰,۰۲۲	۰,۰۰۰
آزمون میانگین بزرگتر از صفر	۳,۷۵	۳,۷۱	۳,۰۲	۳,۱۳	۲,۳۳	۱۱,۰۶
سطح معنی داری	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۲	۰,۰۰۱	۰,۰۱۱	۰,۰۰۰

علامت متضاد الفا و گاما در معادله (۱) بدین معنی است که معامله گران اخلاص گر و مطلع واکنش‌های متفاوتی نسبت به ورود اطلاعات به بازار نشان می‌دهند. بر اساس JANM، حتی معامله گران مطلع ممکن است با اتخاذ موضع مشابه معامله گران اخلاص گر، به معامله گران اخلاص گر تبدیل شوند که در این صورت مدل علامت مشابهی را برای آلفا و گاما تولید می‌کند. جدول ۸ آمار توصیفی میانگین گاما را برای ۹۶ شرکت در دوره مورد مطالعه نشان می‌دهد. در کل دوره پنج ساله مورد مطالعه یعنی ۱۳۹۱-۱۳۹۵ و در هر یک از سال‌های مورد مطالعه میانگین گاما مثبت و معنادار است که نشان‌دهنده تأثیر معنادار معامله گران مطلع بر ایجاد خطای رفتاری در بازار سهام ایران است.

تعامل بین معامله گران اخلاص گر و مطلع

با مقایسه علامت مقادیر به دست آمده برای میانگین آلفا و گاما در دو جدول ۷ و ۸ می‌توان دریافت که در کل سال‌های مورد بررسی، این دو گروه از معامله گران نسبت به انتشار اعلامیه‌های خاص شرکت واکنش‌های یکسانی داشته‌اند (هم علامت هستند) یعنی در انجام معاملات اخلاصی به یکدیگر کمک کرده‌اند، اما میزان تأثیر آن‌ها ممکن است متفاوت باشد. برای درک این موضوع فرضیه دوم پژوهش «رفتار معاملاتی معامله گران مطلع و معامله گران اخلاص گر اثرات متفاوتی بر بازار سهام دارند» آزمون شد.

جدول ۹. آزمون تفاوت میانگین الفا و گاما

دوره	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۹۱-۹۵
آماره آزمون t	-۳,۲۰۱	-۲,۹۱۲	-۲,۷۸۲	-۲,۶۲۳	-۱,۷۱۷	-۱۰,۵۲۱
سطح معنی داری	۰,۰۰۲	۰,۰۰۴	۰,۰۰۶	۰,۰۰۹	۰,۰۸۸	۰,۰۰۰

نتایج آزمون تفاوت میانگین آلفا و گاما در دوره مورد مطالعه در جدول ۹ نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد تفاوت معناداری بین تأثیر سرمایه‌گذاران مطلع و سرمایه‌گذاران اخلاک‌گر بر خطای رفتاری موجود در بازار سهام ایران وجود دارد؛ بنابراین فرضیه دو در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار می‌گیرد.

با تجمع اثر این دو گروه معامله‌گران معیاری از ریسک معاملات اخلاقی (μ) به دست می‌آید که در روزهای خبری $\mu = \alpha + \gamma$ و در سایر روزها به صورت $\mu = \alpha$ می‌باشد. با تحلیل μ می‌توان به مطالعه ریسک معاملات اخلاک‌گر در نتیجه تعامل بین معامله‌گران اخلاک‌گر و مطلع پرداخت. نتایج ارائه شده در جدول ۱۰ نشان می‌دهد که میانگین μ در کل دوره پنج ساله ۱۳۹۵-۱۳۹۱ و در تک تک سال‌های مورد مطالعه از نظر آماری معنادار است. بنابراین فرضیه سوم پژوهش «بازار سهام ایران با ریسک معامله‌گران اخلاک‌گر مواجه است» در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول ۱۰. آمار توصیفی میانگین میو (μ)

دوره	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۹۱-۹۵
میانگین	۰,۰۰۱۷۱۶۲۴	۰,۰۰۱۸۰۶۰۸	۰,۰۰۱۴۸۳۶۸	۰,۰۰۱۵۲۹۱۲	۰,۰۰۱۲۳۱۴۲	۰,۰۰۴۳۶۵۲۱
خطای استاندارد	۰,۰۰۰۴۲۳۶۹	۰,۰۰۰۳۹۲۱۰	۰,۰۰۰۴۷۲۰۸	۰,۰۰۰۴۲۸۷۹	۰,۰۰۰۴۵۰۵۶	۰,۰۰۰۳۷۹۳۱
میانه	۰,۰۰۱۵۲۱۷۵	۰,۰۰۱۴۷۳۱۴	۰,۰۰۰۸۵۶۳۷	۰,۰۰۱۲۳۷۳۱	۰,۰۰۰۷۹۱۴۶	۰,۰۰۰۴۳۷۳۶۵
انحراف معیار	۰,۰۰۰۴۱۵۱۳۲	۰,۰۰۰۳۸۴۱۷۵	۰,۰۰۰۴۶۲۵۳۷	۰,۰۰۰۴۲۰۱۲۸	-۰,۰۰۰۴۴۱۴۶۰	۰,۰۰۰۳۷۱۶۴۹
کشدگی	-۰,۶۱۵۹۷۶۳۹	-۰,۸۴۶۹۷۹۶۳	-۰,۹۴۶۵۳۳۵۱	-۰,۹۴۵۱۶۷۲۴	۰,۹۸۱۹۲۳۷۳	-۰,۹۴۹۲۳۱۰۵
چولگی	-۰,۱۶۲۳۱۵۱۳	۰,۰۵۷۱۱۱۹۳	۰,۲۲۸۹۳۳۰۴	۰,۱۹۹۷۴۷۲۲	۰,۰۶۸۳۱۲۷۱	۰,۰۶۶۰۴۹۵۸
تعداد مشاهدات	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶
آزمون برابری میانگین با صفر	۴,۰۵۱	۴,۶۰۶	۳,۱۴۳	۳,۵۶۶	۲,۷۳۳	۱۱,۵۰۸
سطح معنی داری	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۲	۰,۰۰۱	۰,۰۰۷	۰,۰۰۰
آزمون میانگین بزرگ‌تر از صفر	۴,۰۵	۴,۶۱	۳,۱۴	۳,۵۷	۲,۷۳	۱۱,۵۱
سطح معنی داری	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰	۰,۰۰۴	۰,۰۰۰

معنی‌دار بودن U نشان‌دهنده عدم کارایی بازار است. این ناکارایی می‌تواند سه تأثیر مختلف را به دنبال داشته باشد: واکنش کمتر از اندازه (U)، واکنش بیش از اندازه (O) و قیمت‌گذاری نادرست در بازار ($IPES$). جدول ۱ درصد اشکال مختلف عدم کارایی (معاملات اخلاطی) مشاهده‌شده در بازار سهام ایران را مطابق جدول ۱ نشان می‌دهد.

جدول ۱۱. درصد اشکال مختلف عدم کارایی

۱۳۹۱		۱۳۹۲		۱۳۹۳		۱۳۹۴		۱۳۹۵		۱۳۹۱-۱۳۹۵		اشکال مختلف عدم کارایی
تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	تعداد	درصد	
۲۲۴	۴۶,۶۷٪	۴۶	۴۷,۹۲٪	۴۵	۴۶,۸۸٪	۴۷	۴۸,۹۶٪	۴۶	۴۷,۹۲٪	۴۰	۴۱,۶۷٪	واکنش بیشتر از اندازه
۱۲۷	۲۶,۴۶٪	۲۸	۲۹,۱۷٪	۲۵	۲۶,۰۴٪	۳۰	۳۱,۲۵٪	۲۳	۲۳,۹۶٪	۲۱	۲۱,۸۸٪	$O+$
۹۷	۲۰,۲۱٪	۱۸	۱۸,۷۵٪	۲۰	۲۰,۸۳٪	۱۷	۱۷,۷۱٪	۲۳	۲۳,۹۶٪	۱۹	۱۹,۷۵٪	$O-$
۲۱۹	۴۵,۶۳٪	۴۵	۴۶,۸۸٪	۴۱	۴۲,۷۱٪	۴۳	۴۴,۷۹٪	۴۰	۴۱,۶۷٪	۵۰	۵۲,۰۸٪	I PE
۱۴۷	۳۰,۶۳٪	۳۳	۳۴,۳۸٪	۳۰	۳۱,۲۵٪	۲۴	۲۵,۰۰٪	۲۸	۲۹,۱۷٪	۳۲	۳۳,۳۳٪	I PE+
۷۲	۱۵,۰۰٪	۱۲	۱۲,۵۰٪	۱۱	۱۱,۴۶٪	۱۹	۱۹,۷۹٪	۱۲	۱۲,۵۰٪	۱۸	۱۸,۷۵٪	I PE-
۳۷	۷,۷۱٪	۵	۵,۲۱٪	۱۰	۱۰,۴۲٪	۶	۶,۲۵٪	۱۰	۱۰,۴۲٪	۶	۶,۲۵٪	واکنش کمتر از اندازه
۲۵	۵,۲۱٪	۵	۵,۲۱٪	۸	۸,۳۳٪	۴	۴,۱۷٪	۵	۵,۲۱٪	۳	۳,۱۳٪	$U+$
۱۲	۲,۵۰٪	۰	۰,۰۰٪	۲	۲,۰۸٪	۲	۲,۰۸٪	۵	۵,۲۱٪	۳	۳,۱۳٪	$U-$
۴۸۰	۱۰۰,۰۰٪	۹۶	۱۰۰,۰۰٪	۹۶	۱۰۰,۰۰٪	۹۶	۱۰۰,۰۰٪	۹۶	۱۰۰,۰۰٪	۹۶	۱۰۰,۰۰٪	جمع موارد ناکارا
۰	۰,۰۰٪	۰	۰,۰۰٪	۰	۰,۰۰٪	۰	۰,۰۰٪	۰	۰,۰۰٪	۰	۰,۰۰٪	EMH
۴۸۰	۱۰۰,۰۰٪	۹۶	۱۰۰,۰۰٪	۹۶	۱۰۰,۰۰٪	۹۶	۱۰۰,۰۰٪	۹۶	۱۰۰,۰۰٪	۹۶	۱۰۰,۰۰٪	جمع کل

همان‌گونه که جدول ۱۱ نشان می‌دهد در دوره پنج‌ساله مورد بررسی، بیشترین شکل عدم کارایی مشاهده‌شده در کل دوره مورد مطالعه در بازار سهام ایران، واکنش بیش از اندازه (۴۶,۶۷٪) است که ۲۶,۴۶٪ درصد آن به صورت واکنش بیش از اندازه مثبت و ۲۰,۲۱٪ درصد واکنش بیش از اندازه منفی به وقوع پیوسته و پس از آن قیمت‌گذاری نادرست در ۴۵,۶۳٪ موارد درصدی نزدیک به واکنش بیش از اندازه دارد که ۳۰,۶۳٪ درصد آن به صورت قیمت‌گذاری نادرست مثبت و ۱۵٪ قیمت‌گذاری نادرست منفی می‌باشد. فقط ۷,۷۱٪ درصد از معاملات اخلاطی به صورت واکنش کمتر از اندازه واقع شده که ۵,۲۱٪ به شکل واکنش کمتر از اندازه مثبت و ۲,۵۰٪ درصد واکنش

کمتر از اندازه منفی است. نسبت‌های مذکور مؤید دو موضوع قابل توجه است. اول اینکه درصد واکنش بیش از اندازه واقع شده در بازار سهام ایران بسیار بیشتر از واکنش کمتر از اندازه (۶۵٪ برابر) است. نکته دوم اینکه در بررسی ۴۸۰ سال - شرکت طی پنج سال در بازار سهام ایران حتی در یک مورد، جمع جبری آلفا و بتا برای هیچ یک از شرکت‌های مورد مطالعه در هیچ سالی صفر نشد. به عبارت دیگر بازار سهام ایران در دوره مورد بررسی در ۱۰۰٪ مواقع غیر کارا و با اشکال مختلفی از عدم کارایی مواجه بوده است.

نتیجه‌گیری و بحث

وجود معامله‌گران اخلاط‌گر دلیلی بر عدم کارایی اطلاعاتی بازار است و شناسایی عدم کارایی بازار همیشه یک چالش واقعی در ادبیات مالی بوده است. این پژوهش باهدف بررسی وجود معامله‌گران اخلاط‌گر و ریسک آن‌ها در بازار سهام ایران انجام شد و تلاش گردید تا اشکال مختلف عدم کارایی موجود در بازار سهام ایران را شناسایی کند. همچنین برای سنجش کمی خطاهای رفتاری، شاخص رفتاری جدیدی به نام BIX با استفاده از نمادهای پربیننده تدوین شد که به نظر می‌رسد نسبت به سایر شاخص‌ها، معیار بهتری برای نشان دادن رفتار معاملاتی معامله‌گران اخلاط‌گر در بازار سهام باشد. نتایج این پژوهش نشان داد که بتای رفتاری محاسبه شده بر اساس شاخص BIX هم‌جهت ولی کمتر از بتای CAPM است. این اختلاف ناشی از وجود خطای رفتاری در بازار سهام است و نشان می‌دهد که تصمیمات احساسی سرمایه‌گذاران، بازار سهام ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این یافته‌ها مطابق انتظارات و سازگار با نتایج پژوهش ژو و همکاران (۲۰۱۶) و رامیا و دیویدسون (۲۰۰۷) است. همچنین در این پژوهش امکان استفاده از مدل IANM برای سنجش ریسک معامله‌گران اخلاط‌گر در بازار سهام ایران مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد مطابق فرضیه سنتی بازار کارا، معامله‌گران اخلاط‌گر در بلندمدت از بین رفته‌اند. به عبارت دیگر، وقتی نمونه مورد مطالعه به صورت سالانه مورد آزمون قرار گرفت، دریافتیم که در کل دوره مورد مطالعه و در همه سال‌ها به جز سال ۱۳۹۲ اثر معامله‌گران اخلاط‌گر در بازار توسط معامله‌گران مطلع از بین رفته است. معنی دار بودن اثر معامله‌گران اخلاط‌گر در سال ۱۳۹۲ ضمن تأیید ایده ناهمگونی معامله‌گران در مکتب رفتاری نشان می‌دهد که معامله‌گران اخلاط‌گر در این سال بر قیمت دارایی‌های مالی تأثیر معناداری گذاشته‌اند. وجود خطای رفتاری معنادار در بازار در کل سال‌های مورد مطالعه و بی‌معنی بودن اثر معامله‌گران اخلاط‌گر در همه سال‌ها به جز یک سال (۱۳۹۲) ایده نقش بااهمیت‌تر معامله‌گران مطلع در ایجاد خطای رفتاری و قیمت‌گذاری اشتباه را تقویت کرد. نتایج نیز نشان داد معامله‌گران مطلع تأثیر معناداری بر ایجاد خطای رفتاری در بازار سهام ایران دارند و با نتایج پژوهش رامیا و دیویدسون (۲۰۰۷ و ۲۰۱۰) که نشان دادند معامله‌گران مطلع در هنگام تلاش برای اصلاح خطای رفتاری موجود در بازار، خود مرتکب خطای رفتاری می‌شوند سازگار است. در این پژوهش با

جمع اثر این دو گروه معامله‌گران بر ایجاد خطای رفتاری، معیاری از ریسک معاملات اخلاطی محاسبه گردید. مطابق نتایج پژوهش، بازار سهام ایران در ۱۰۰ درصد مواقع غیرکارا و با معاملات اخلاطی مواجه است. این نسبت عدم کارایی در بازار سهام چین ۹۹/۹۷ درصد (ژو و همکارانش، ۲۰۱۶) و در بازار استرالیا ۶۳ درصد (رامیا و دیویدسون، ۲۰۰۷) گزارش شده است. با مقایسه نتایج به دست آمده می‌توان دریافت که در بازار سهام استرالیا در ۳۷ درصد مواقع بازار کارا است به این معنی که معامله‌گران مطلع در ۳۷ درصد مواقع در جهت اصلاح خطاهای قیمت‌گذاری عمل کرده و قیمت‌ها را به ارزش‌های بنیادی برمی‌گردانند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که در یک سیستم مالی توسعه یافته مثل استرالیا نسبت به کشورهای دارای بازار نوظهور و در حال توسعه از جمله چین و ایران، معامله‌گران حرفه‌ای تر هستند و خیرهای اعلاطی دارای کیفیت بالاتری است؛ بنابراین معامله‌گران اخلاط گر در این بازارها در مقایسه با بازارهای نوظهور کشورهای در حال توسعه به نسبت کمتری باقی می‌مانند. علاوه بر این، نتایج پژوهش حاضر نشان داد استفاده از مدل IANM علی‌رغم داشتن مشکل اساسی در نیاز به زمان و نیروی انسانی زیاد، در تحلیل و محاسبه متغیر ورود خیرهای خاص شرکتی، دارای مزیت‌هایی چون امکان مطالعه رفتار معامله‌گران حرفه‌ای (مطلع) در برابر معامله‌گران اخلاط گر است. مهم‌ترین مزیت این مدل امکان محاسبه کمی اشکال مختلف عدم کارایی موجود در بازار است. نتایج ما نشان داد که در بازار سهام ایران واکنش بیش‌ازاندازه در ۴۶٫۶۷٪ مواقع بیشترین نوع عدم کارایی و پس‌از آن قیمت‌گذاری نادرست در ۴۵٫۶۳٪ مواقع و واکنش کمتر از اندازه تنها در ۷٫۷۱٪ مواقع به وقوع پیوسته است. تفاوت بسیار زیاد تمایل سرمایه‌گذاران ایرانی به واکنش بیش‌ازاندازه در مقایسه با واکنش کمتر از اندازه نشان‌دهنده اعتماد به نفس بیش‌ازحد (کاذب) سرمایه‌گذاران ایرانی و عدم برخورداری آن‌ها از دانش و مهارت‌های حرفه‌ای لازم برای تجزیه و تحلیل اطلاعات است که بر میزان عدم کارایی بازار می‌افزاید. این یافته‌ها تا حدود زیادی با نتایج پژوهش ژو و همکاران (۲۰۱۶) در بازار سهام چین مشابهت دارد؛ اما با نتایج پژوهش رامیا و دیویدسون (۲۰۰۷) در بازار توسعه یافته استرالیا که نشان دادند واکنش بیش‌ازاندازه در بازار سهام استرالیا بسیار کمتر از واکنش کمتر از اندازه است مغایرت دارد. در انتها بر مبنای نتایج پژوهش حاضر پیشنهادهای کاربردی زیر ارائه می‌شود. (۱) به‌عنوان مهم‌ترین دستاورد این پژوهش و با توجه به فقدان یک شاخص رفتاری جامع در بازار سهام ایران، پیشنهاد می‌گردد شاخص BIX به‌عنوان شاخص تمایلات سرمایه‌گذاران ایرانی به‌صورت روزانه در سایت معاملات سهام ایران نمایه گردد. (۲) نظر به وجود خطای رفتاری و نسبت بالای واکنش بیش‌ازاندازه در بازار به سرمایه‌گذاران توصیه می‌شود در هنگام اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری از شتاب‌زدگی و عجله پرهیز نمایند و با شناخت جو حاکم بر بازار استراتژی معاملاتی مناسبی را اتخاذ نمایند.

منابع

- رهنمای رودپشتی، فریدون؛ معدنچی زاج، مهدی و بابالویان، شهرام (۱۳۹۱). بررسی کارایی اطلاعاتی و حباب عقلایی قیمت بورس اوراق بهادار تهران و زیربخش های آن با استفاده از آزمون نسبت واریانس و آزمون پایایی قیمت- سود، دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، دوره ۵، شماره ۲، صص ۷۵-۵۹.
- عباسیان، عزت اله؛ فرزندگان الهام (۱۳۹۰). رفتار معامله گران اخلاص زا و حباب در بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۶، شماره ۹۶، صص ۱۵۱-۱۳۳.
- محمدی، شاپور؛ راعی، رضا؛ قالیباف، حسن و گل ارضی، غلامحسین (۱۳۸۹). تجزیه و تحلیل رفتار جمعی سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل فضای حالت، مجله پژوهش های حسابداری مالی، دوره ۲، شماره ۲، صص ۶۰-۴۹.
- abbasian, Ezatollah ; Elham, Farzanegan. (2012). " Tehran Stock Exchange Bubbles and Noise Traders Behavior". *The Journal of economic research (Tahghighat-e-Eghtesadi)*, 46(3), pp. 133-153. (In Persian)
- Black, Fischer. (1986). "Noise". *Journal of Finance*, 3, pp. 529-543.
- Bloomfield, Robert; O'Hara, Maureen and Saar, Gideon. (2009). " How Noise Trading Affects Markets: An Experimental Analysis". *The Review of Financial Studies*, 22(6), pp. 2275-2302.
- Brown, G. (1999). "Volatility, Sentiment and Noise Traders." *Financial Analyst Journal*, 2, pp. 82-90.
- Changsheng Hu Yongfeng Wang. (2013). "Noise trading and stock returns: evidence from China". *China Finance Review International*, 3(3), pp. 301-315.
- Daves, Phillip R; Ehrhardt, Michael. C and Kunkel, Robert.A. (2000). "Estimating Systematic Risk: The Choice of Return Interval and Estimation Period". *The Journal of Financial and Strategic Decisions*, 13(1), pp. 7-13.
- De Long, J.B. Shleifer, A. Summers, L. and Waldmann, J.R. (1990). "Noise trader risks in financial markets". *Journal of Political Economy*, 4, pp. 703-738.
- Fisher, Donald E, Ronald j. Jordan. (1991). *Security Analysis and Portfolio Management*, 5d. Ed. Prentice- Hall.
- Hsu, C, H. (2016). "Strategic noise trading of later-informed traders in a multi-market framework." *Economic Modeling*, 54, 235-243.

- Khasawneh, Ohoud Abdel Hafiez. (2017). "Noise trading in small markets: Evidence from Amman Stock Exchange (ASE)". *Research in International Business and Finance*, 42, pp. 422–428.
- Levich, M.R. (1998). *International Financial Markets, Prices and Policies*, New York: McGraw-Hill International Edition.
- Lin, Mingfeng and Sias, Richard W. and Wei, Zaiyan. (2018). "the Survival of Noise Traders: Evidence From Peer-to-Peer Lending". Georgia Tech Scheller College of Business Research Paper No. 18-22. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3185608>
- Matthias W. Uhl. (2017). "Emotions Matter: Sentiment and Momentum in Foreign Exchange". *Journal of Behavioral Finance*, 18(3), pp. 249-257.
- Meifen Qian, Bin Yu & Qianyu Zhu. (2017). "Noise traders, firm specific-uncertainty and technical trading effectiveness". *Applied Economics Letters*, 25 (13), DOI:10.1080/13504851.2017.1383593
- Mohammadi, shapour; raei, reza; ghalibaf, hasan and gol arzi, gholam Hossain. (2010). "Analysis of Herd Behavior of Investors in Tehran Stock Exchange Using With State Space Model". *Journal of Financial accounting researches*, 2(2), pp. 49-60. (In Persian)
- Palomino, Frederic. (1996). "Noise Trading in Small Markets". *The Journal of Finance*, 51(4), pp. 1537-1550.
- Rahnamai Rodposhti, Fereydon; maadanchi Zaj, Mehdi and Babalouyan, SHahram. (2012). "Testing the informational Efficiency and Rational Bubble in TSE and its Subsections Using Variance Ratio Test and Stationary Test of Price- Dividend Ratio". *Journal of Financial knowledge of Securities Analysis*, 5(2), pp. 59-75. (In Persian)
- Ramiah, Vikash. And Davidson, Sinclair. (2010), *Inefficiency of the Australian stock market, The Behavioral Finance Handbook*, Chapter 19, Edward Elgar, pp. 379-389.
- Ramiah, Vikash; Davidson, Sinclair. (2007), "Information-Adjusted Noise Model: Evidence of Inefficiency on the Australian Stock Market", *the Journal of Behavioral Finance*, 8(4), pp 209–224.
- Schmeling, Maik. (2007), "Institutional and individual sentiment: smart money and noise trader risk?" *International Journal of Forecasting*, 23(1), 127–145.
- Scruggs, John T. (2007) " Noise Trader Risk: Evidence from the Siamese Twins", *journal of financial markets*, 10(1), pp 67-105.
- Shady Kholdy; Sohrabian, Ahmad. (2014), "Noise traders and the rational investors: a comparison of the 1990s and the 2000s", *Journal of Economic Studies*, 41(6), pp. 849 –862.
- Shefrin, Hersh; Statman, Mier. (1994). "Behavioural capital asset pricing theory". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, pp. 323-349.

- Shiller, Robert J; Fischer, Stanley and Friedman, Benjamin M. (1984). "Stock Prices and Social Dynamics". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1984(2), pp. 457-510.
- Shleifer, Andrei; Summers, Lawrence H. (1990). "The Noise Trader Approach to Finance". *Journal of Economic Perspectives*, 4(2), pp. 19-33.
- Xu, Xiaoming; Ramiah, Vikash; Moosa, Imad and Sinclair Davidson. (2016). "An application of the information-adjusted noise model to the Shenzhen stock market", *International Journal of Managerial Finance*, 12(1), pp. 71-91.

Archive of SID