

Investigation of Relationship Between Noise Trading and Share Returns In Iran Stock market

Khalil Abbasi Museloo*, Alireza Saranj
Reza Tehrani***, Mohammad Nadiri******

Abstract

The return volatility in financial markets depends heavily on the nature, behavior and desires of the trader. The aim of this study is to determine the appropriate trading strategy in Iran stock market based on the behavior of noise traders. In order to achieve this research aims, related data to total index and 96 selected companies has been used. The results of daily fluctuation analysis of the total index by using the Chow-analysis multiple variance test (CD) during the five-year period from 2011 to 2016 showed that the common culture of traders on Iranian stock market is noise trading. Statistically significant Behavioral Error (BE) of Iranian stock market traders point out that this market faces the noise trader risk (NTR). So the results of the survey of the effect of noise trader risk (NTR) lagging value on the stocks return of the selected companies by using a two-variable regression model indicate that: firstly, noise traders have a significant effect on stock returns in this market, and secondly, the systematic noise effect (SNE) overcomes cash noise effect (CNE), That means that noise traders by adopting a noisy strategy and expanding their risk exposure on market can earn more than information traders with reverse strategy. The results of this research can help investors to adopt a suitable trading strategy and competent authorities to apply mechanisms to reduce noisy transactions.

Keywords: Trading Strategy; Traders Behavior, Systematic Noise Effect, Noisy Strategy

Received: 2018. August .17., Accepted: 2018. November.5.

* Ph.D. in Financial Management, Department of Accounting and Financial Management, Tehran University, College of Farabi, Qom, Iran.

** Assistant Prof, Department of Accounting and Financial Management, Tehran University, College of Farabi, Qom, Iran (Corresponding Author). Email: alisaranj@ut.ac.ir

*** Professor, Department of Financial Management, Tehran University, Tehran, Iran.

**** Assistant Prof, Department of Accounting and Financial Management, Tehran University, College of Farabi, Qom, Iran.

بررسی رابطه معامله‌گری اخلاقی و بازده سهام در بازار سهام ایران

خلیل عباسی موصول*، علیرضا سارنج**، رضا تهرانی***، محمد ندیری****

چکیده

نوسانات بازدهی در بازارهای مالی عمیقاً به ماهیت، رفتار و تمایلات معامله‌گران وابسته است. هدف پژوهش حاضر تعیین استراتژی معاملاتی مناسب در بازار سهام ایران بر اساس رفتار معامله‌گران اخلاقی است. برای دستیابی به اهداف پژوهش از داده‌های مربوط به شاخص کل و ۹۶ شرکت انتخابی استفاده شده است. نتایج حاصل از تحلیل نوسان بازده روزانه شاخص کل طی دوره پنج‌ساله ۱۳۹۱ لغایت ۱۳۹۵ با استفاده از آزمون نسبت واریانس چندگانه چاو-دنینگ نمایانگر این است که فرهنگ رایج معامله‌گران بازار سهام ایران معاملات اخلاقی است؛ همچنین معناداری خطای رفتاری معامله‌گران بازار سهام ایران نشان می‌دهد که این بازار با ریسک معامله‌گران اخلاقی مواجه است. بررسی تأثیر ارزش وقفه‌ای ریسک معامله‌گران اخلاقی بر بازدهی سهام شرکت‌های مورد مطالعه با استفاده از مدل رگرسیون دومتغیره نشان داد که معامله‌گران اخلاقی بر بازدهی سهام این بازار تأثیر معناداری دارند و اثر اخلاقی سیستماتیک بر اثر نقدی اخلاقی غلبه دارد؛ یعنی معامله‌گران اخلاقی می‌توانند با اتخاذ استراتژی اخلاقی و تحمیل ریسک خود بر بازار عایدی بیشتری از معامله‌گران عقلایی با استراتژی معکوس به دست آورند. نتایج این پژوهش می‌تواند به سرمایه‌گذاران در اتخاذ استراتژی معاملاتی مناسب و به سیاست‌گذاران بازار سهام در اعمال سازوکارهایی برای کاهش معاملات اخلاقی کمک کند.

کلیدواژه‌ها: استراتژی‌های معاملاتی؛ رفتار معامله‌گران؛ اخلاقی سیستماتیک؛ استراتژی اخلاقی.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۷/۰۵/۱۶، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۰۸/۱۴.

* دکتری مدیریت مالی، پردیس فارابی دانشگاه تهران، قم، ایران.

** استادیار گروه حسابداری و مدیریت مالی، پردیس فارابی دانشگاه تهران، قم، ایران (نویسنده مسئول).

E-mail: alisaranj@ut.ac.ir

*** استاد گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

**** استادیار گروه حسابداری و مدیریت مالی، پردیس فارابی دانشگاه تهران، قم، ایران.

۱. مقدمه

بررسی ناهنجاری‌های مرتبط با ریسک ویژه^۱ (IR) در مبانی نظری مالی از موضوع‌های پژوهشی جالب‌توجهی است که تاکنون هیچ نتیجه روشنی در مورد اینکه آیا ریسک ویژه رابطه مثبتی با بازده سهام دارد یا خیر، به‌دست نیامده است [۱۱]. بر مبنای مدل رایج CAPM سطح ریسک ویژه با تنوع‌بخشی به دارایی‌ها کاهش می‌یابد؛ اما یافته‌های تجربی اخیر نشان می‌دهد که این قاعده همیشه صحیح نیست و حتی ممکن است با افزایش تعداد دارایی‌های موجود در پرتفوی، ریسک ویژه افزایش یابد [۲۱]. اینگونه ناهنجاری‌ها در بازارهای مالی به واسطه نظریه‌های مالی کلاسیک همچون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به‌خوبی تبیین نمی‌شوند؛ بنابراین برخی از پژوهشگران برای توضیح این بی‌قاعدگی‌ها از دیدگاه رفتاری به مسئله پرداخته‌اند و معتقدند که قیمت سهام به واسطه رفتار معامله‌گران اخلاخل‌گر^۲ و سرمایه‌گذاران منطقی^۳ تعیین می‌شود [۲۵، ۲۷]. معامله‌گران اخلاخل‌گر برای بیش‌واکنشی یا کم‌واکنشی به خبرهای بازار مستعد هستند؛ در نتیجه تغییرات قیمت‌های سهام که به واسطه معامله‌گران اخلاخل‌گر ایجاد می‌شود شرایطی را به‌وجود می‌آورد که ریسک ویژه با افزایش تنوع پرتفوی کاهش نمی‌یابد [۱۱]. هاگن و مک دونالد^۴ (۲۰۰۵) در پژوهشی با عنوان «معامله‌گران اخلاخل‌گر چه کسانی هستند؟» بیان کرده‌اند که معاملات اخلاخلی در جایی که آربیتراژکنندگان عقلایی انحرافات ارزش‌های بنیادی را به نحو مؤثری کاهش می‌دهند، اثر کمتری دارند؛ اما توان آربیتراژکنندگان عقلایی با تداوم معاملات مبتنی بر تمایلات احساسی سرمایه‌گذاران در بازار تحلیل می‌رود و آن‌ها را با ریسک تداوم فاصله‌گرفتن از ارزش‌های بنیادی مواجه می‌کند [۱۴].

در رویکرد معامله‌گران اخلاخل‌گر دو فرض اصلی وجود دارد: نخست، هیچ سرمایه‌گذاری در بازار کاملاً منطقی نیست: تقاضای معامله‌گران اخلاخل‌گر متأثر از عقاید و احساسات آن‌ها است؛ دوم، محدودیت‌های آربیتراژ مانع برگرداندن قیمت‌ها به ارزش‌های بنیادی توسط سرمایه‌گذاران کاملاً منطقی می‌شود: وجود معامله‌گران اخلاخل‌گر ممکن است آربیتراژکنندگان عقلایی را از بازار بیرون برانند و باعث ایجاد بازده مثبت گردند [۶].

از آنجاکه معامله‌گران اخلاخل‌گر باورهای مختلفی درباره توزیع آتی بازده‌های دارایی ریسک‌دار در ذهن خود شکل می‌دهند، ممکن است در پردازش اطلاعات و پیش‌بینی بازده تحت تأثیر یکی از تورش‌های رفتاری باشند و یا اینکه ممکن است مخاطره‌آمیزبودن بازده را به خاطر این که بیش‌ازحد به خود اطمینان دارند، نادرست درک کنند؛ از این رو آن‌ها پورتفوی سرمایه‌گذاری خود را بر اساس چنین باورهای نادرستی انتخاب می‌کنند؛ بنابراین برای آربیتراژگران مطلوب و

1. Idiosyncratic Risk (IR)
 2. Noise Traders
 3. Smart money traders
 4. Huguen and McDonald

بهینه است که از این ادراکات نادرست معامله‌گران اختلال‌زا بهره‌برداری کنند [۲۶]. بر اساس فرضیه بازار کارا در چنین مواقعی معامله‌گران خبره یا همان آربیتراژگران با اتخاذ استراتژی معکوس در برابر این گروه از معامله‌گران باعث اصلاح قیمت‌ها می‌شوند؛ اما در بازارهای غیرکارا ممکن است این اتفاق نیفتد. به‌گونه‌ای که نه‌تنها معامله‌گران مطلع در برابر معامله‌گران اختلال‌گر استراتژی معکوس اتخاذ نکرده و قیمت‌ها را اصلاح نکنند، بلکه با اتخاذ استراتژی اختلالی^۱ با آن‌ها هم‌نوا نیز شوند و سطح اختلال و به‌تبع آن عدم‌کارایی را در بازار بیشتر کنند [۲۲]. سؤالی که در اینجا مطرح می‌شود این است که نخست، استراتژی معاملاتی غالب سرمایه‌گذاران بازار سهام ایران چگونه است؟ و دوم، آیا می‌توان با اتخاذ یک استراتژی معاملاتی مناسب از عدم‌کارایی ایجادشده در نتیجه حضور معامله‌گران در بازار سودی حاصل کرد؟ به‌عبارت‌دیگر آیا وجود معامله‌گران اختلال‌گر در بازار سودآور است یا خیر؟ در این پژوهش تلاش می‌شود تا به این سؤال‌ها در بازار سهام ایران به عنوان یک بازار نوظهور و غیرکارا [۱۹] پاسخ‌های مناسبی ارائه کرد.

ساختار این مقاله از هفت بخش تشکیل شده است: بخش نخست به بیان مقدمه‌ای در خصوص موضوع مورد بحث و بررسی و بخش دوم به بیان مبانی نظری و پیشینه تحقیق اختصاص دارد. در بخش‌های سوم و چهارم به ترتیب چارچوب نظری پژوهش و روش‌شناسی ارائه می‌شود. در بخش پنجم پژوهش، تجزیه و تحلیل داده‌ها و در بخش ششم بحث و نتیجه‌گیری صورت می‌گیرد. در بخش هفتم نیز پیشنهادها و محدودیت‌های پژوهشی ارائه خواهد شد.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در آغاز برای تشریح مفهوم اختلال^۲ لازم است به تفاوت قابل‌توجه آن با شک‌ها^۳ پرداخته شود. شک‌ها وقایع بزرگ غیره‌منتظره هستند که یک اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهند؛ درحالی‌که اختلالات مجموع وقایع کوچکی هستند که می‌توانند به‌مراتب اثر قوی‌تری از آنچه شک‌ها می‌توانند بر بازار بگذارند، داشته باشد. اطلاعات درباره شک‌ها برای هر کسی در بازار دردسترس است؛ اما اطلاعات از اختلال‌ها اینگونه نیست. وقوع زلزله در یک منطقه مثالی از یک شک است.

اختلال‌ها از عدم‌تقارن اطلاعات حاصل می‌شوند. برای نمونه، معامله‌گری خبری را درباره تملک شرکت «الف» توسط مدیری در شرکت «ب» دریافت می‌کند؛ ولی سایر معامله‌گران بازار این خبر را دریافت نمی‌کنند. اگرچه ممکن است این خبر اشتباه باشد؛ اما معامله‌گر دریافت‌کننده

1. Noisy strategy.

2. Noise.

3. Shockes.

خبر سهام بیستری از شرکت «الف» را خریداری می‌کند. افزایش ناگهانی تقاضای سهام شرکت «الف» باعث می‌شود تا قیمت سهام آن به شدت بالا برود و باعث ایجاد اخلاص شود [۶].

بلک^۱ (۱۹۸۶)، نخستین بار با طرح این سؤال که «چرا مردم معاملات اخلاصی انجام می‌دهند؟» تلاش کرد تا ضمن تشریح پدیده اخلاص در بازارهای مالی، با این استدلال که مردم دوست دارند این کار را انجام دهند یا اینکه آن‌ها نمی‌دانند که به این شیوه رفتار می‌کنند و یا به هر دو دلیل، به این سوال پاسخ دهد [۳].

در بازار سهام با انتشار اخبار خوب درباره یک سهم، قیمت سهم افزایش می‌یابد و انتشار اخبار بد، نتیجه معکوسی را به دنبال دارد؛ اما با گذشت زمان، بازار به تعدیل واکنش‌های غیرعادی خود می‌پردازد و سهامی را که کمتر از قیمت یا بیشتر از قیمت واقعی، ارزش‌گذاری شده است، به قیمت ذاتی خود بازمی‌گرداند. این بازگشت قیمتی توسط آربیتراژکنندگان (معامله‌گران عقلایی) انجام می‌شود [۲]. نظریه‌های عقلایی بر این اساس هستند که سرمایه‌گذاران غیرمنطقی (اخلاص‌گران) همیشه در معامله زیان می‌کنند و سرانجام از بازار سهام محو می‌شوند [۹]؛ اما دی‌لانگ و همکاران (۱۹۹۱)، نشان دادند که معامله‌گران اخلاص‌گر می‌توانند به دو دلیل «حفظ اثرات مضاعف» و «ایجاد فضای اثر» در بازار باقی بمانند [۸] و حتی ممکن است در برخی شرایط از سرمایه‌گذاران منطقی بهتر عمل کنند [۱۳]. هسو (۲۰۱۶)، نشان داد که با ادامه روند معاملات در بازار، معامله‌گرانی که با تأخیر اطلاعات را دریافت کرده‌اند می‌تواند با اتخاذ استراتژی معاملات اخلاصی به صورت جمعی توان بازارسازان را در آگاهی از اطلاعات بنیادی از جریان نظم بازار کاهش دهند و افشای اطلاعات را به تأخیر انداخته و با حفظ مزیت اطلاعاتی خود، پس از دریافت اطلاعات خصوصی در آینده، سودهای بیشتری به دست آورند [۱۲]؛ از این رو این رفتار معاملاتی معامله‌گران اخلاص‌گر باعث می‌شود تا برخی از تغییرات قیمت اوراق بهادار هیچ دلیل بنیادی نداشته و گرایش احساسی سرمایه‌گذاران، نقش مهمی در تعیین قیمت‌ها داشته باشد [۱۶].

پژوهش‌های انجام‌شده در رابطه با رفتار معامله‌گران در بازارهای سهام نیز نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران در بازار سهام همواره به صورت عقلایی رفتار نمی‌کنند [۲۸] و اغلب قضاوت‌های آن‌ها بر مبنای تصورات ذهنی و اطلاعات غیرعلمی و شرایط روانی و احساسی در بازار است [۱۸]. چنین قضاوت‌هایی ممکن است باعث انحراف از تصمیم‌گیری‌های درست و بهینه شود [۱۰]. در مبنای نظری مالی به آن دسته از معامله‌گرانی که فکر می‌کنند اطلاعات مهم زیادی در اختیار دارند که آن‌ها را قادر به اتخاذ تصمیم‌های خوبی می‌کند، درحالی‌که درحقیقت فاقد

1.Black
2.Holding more effects
3.Creating space effect

اطلاعات هستند، «معامله‌گران اخلاص‌گر» گفته می‌شود [۱۵]. حضور غالب و مستمر این نوع از معامله‌گران در بازارهایی مالی بر کارایی این بازارها تأثیر غیرقابل‌انکاری می‌گذارد و نوعی ریسک سیستماتیک بر بازار مالی، به‌ویژه بازارهای نوظهور و ناکارا، تحمیل می‌کند [۱۲، ۲۹، ۱۵]. در این بخش به‌اختصار به برخی از مهم‌ترین پژوهش‌ها که به نوعی به تأثیر این گروه از معامله‌گران بر بازار سهام پرداخته‌اند و با موضوع پژوهش حاضر ارتباط بیشتری دارند پرداخته می‌شود:

هسیپه و همکاران (۲۰۱۸) در یک پژوهش تجربی نشان دادند زمانی که پرتفوی سرمایه‌گذاری معامله‌گران اخلاص‌گر با ریسک ویژه بالا (پایین) همراه باشد، صرف ریسک بالا (پایین) را مطالبه می‌کند. آن‌ها همچنین دریافتند که در سطح مشخصی از ریسک ویژه، معامله‌گران خرد با تمایلات احساسی (IS) پایین در مقایسه با معامله‌گران خرد با تمایلات احساسی بالا بازده موردانتظار کمتری دارند؛ به‌عبارت‌دیگر رابطه بین ریسک ویژه و بازده سهام بسته به نوع تمایلات احساسی سرمایه‌گذاران خرد متفاوت است [۱۱]. هاگن و مک‌دونالد (۲۰۰۵) بر خلاف پژوهش‌های پیشین به شواهد کافی دال بر اینکه سرمایه‌گذاران خرد، معامله‌گران اخلاص‌گری هستند که تحت تأثیر تمایلات احساسی بازار قرار دارند، دست نیافتند [۱۴].

خسوانه (۲۰۱۷)، به‌منظور بررسی رفتار معامله‌گران اردنی در بورس امان (ASE) به تحلیل نوسانات بازده شاخص کل و بازده سهام شرکت‌های انتخابی با استفاده از آزمون نسبت واریانس پرداخت. یافته‌های وی نشان داد که فرهنگ حاکم بر معامله‌گران این کشور، معاملات اخلاصی است؛ بر این اساس او به مراجع ذی‌صلاح توصیه کرد که قوانین سخت‌گیرانه‌ای همچون وضع مالیات بر سفارش‌ها به‌منظور کاهش خریدوفروش معامله‌گران اخلاص‌گر و افزایش کارمزد کارگزاران به‌ازای انجام خریدوفروش را وضع کنند. این مطالعه ضرورت مداخله دوره‌ای برای افزایش آگاهی از تأثیرات منفی سفته‌بازی، همچون ثباتی، افزایش هزینه سرمایه شرکت و آسیب به اعتماد معامله‌گران به بازار سهام را تأیید کرد [۱۵].

هسو (۲۰۱۶)، مدلی نظری را برای بررسی استراتژی معامله و کارایی قیمت ارائه کرد. هدف وی از ارائه این مدل، توضیح رفتار معاملاتی معامله‌گرانی بود که بدون داشتن هرگونه اطلاعات برتر (خاص) و به‌صورت تصادفی اقدام به معامله می‌کنند. این مدل شامل دو دوره معاملاتی و دو گروه از معامله‌گران مطلع بود. به‌گونه‌ای که معامله‌گران مطلع اولی اطلاعات خصوصی را در اول دوره و معامله‌گران بعدی اطلاعات را در انتهای دوره (LIT) کسب می‌کنند. وی نشان داد که با ادامه روند معاملات در بازار، معامله‌گران گروه دوم به‌صورت استراتژیک همانند معامله‌گران اخلاص‌گر رفتار کرده و در لحظات اولیه حتی اگر اطلاعاتی خاصی هم نداشته باشند به‌صورت

-
1. Investor Sentiment
 2. Later Informed Traders

تصادفی سفارش‌های خریدوفروش خود را در سامانه معاملات ثبت می‌کنند. آنچه این معامله‌گران در ادامه متوجه زبان خود می‌شوند، اما اقدامات آن‌ها باعث اخلال در جریان اطلاعات در بازار می‌شود و به کارایی بازار آسیب می‌زند [۱۲].

در پژوهشی دیگر هو و وانگ^۱ (۲۰۱۳)، به‌منظور تحلیل رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران خرد به‌عنوان اصلی‌ترین معامله‌گران اخلال‌گر در بازار و تأثیر آن‌ها بر بازدهی سهام در «بورس اوراق بهادار چین» دریافتند که حتی با حذف اثر ریسک سیستماتیک بازار با استفاده از مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ (FF3)، تمایلات سرمایه‌گذاران خرد به‌عنوان اصلی‌ترین معامله‌گران اخلال‌گر در بازار بر بازدهی سهام اثر معناداری می‌گذارد [۱۳].

بلوفیلد و همکاران (۲۰۰۹)، رفتار معامله‌گران اخلال‌گر و تأثیر آن‌ها بر بازار و چگونگی تأثیر مالیات بر معاملات در رفتار معامله‌گران و ویژگی‌های خاص کیفیت بازار را بررسی و معامله‌گران را به سه گروه تقسیم کردند: ۱. معامله‌گران مطلع؛ ۲. معامله‌گران سیال و ۳. معامله‌گران اخلال‌گر. یافته‌های آن‌ها نشان داد که نخست، معامله‌گران اخلال‌گر بر نقدینگی بازار اثرات مثبتی چون حجم و عمق بالاتر و اختلاف قیمت خریدوفروش کمتر^۲ دارند؛ دوم، معامله‌گر اخلال‌گر تنها زمانی که گستره انتخاب نامطلوب^۳ زیاد باشد بر کارایی اطلاعاتی بازار اثر معکوس می‌گذارد. سوم، مالیات حجم معاملات را کاهش می‌دهد؛ اما بر اختلاف قیمت خریدوفروش و عوامل اثرگذار بر قیمت تأثیری ندارد و اغلب اثر ضعیفی بر کارایی اطلاعاتی قیمت‌ها دارد [۴].

کمبل و کیل^۴ (۱۹۸۸)، یک مدل تعادلی از رفتار قیمت سهام ارائه کردند که در آن معامله‌گران اخلال‌گر در تعامل با سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز یا معامله‌گران مطلع قرار دارند. این مدل قادر به توضیح نوسانات و پیش‌بینی بازده سهام در دو حالت کارمزد ۴ درصد و کمتر و یا کارمزد ۵ درصد و بالاتر برای انجام معاملات است. آن‌ها نشان دادند که معاملات اخلاقی نوسانات قیمت سهام را افزایش می‌دهد و کارمزد بالاتر باعث کاهش معاملات اخلاقی در بازار می‌شود [۵].

به‌طورکلی علی‌رغم اهمیت موضوع معامله‌گران اخلال‌گر در مبانی نظری مالی تاکنون پژوهش‌های نسبتاً کمی در رابطه با این موضوع انجام شده است. در ایران نیز پژوهشی که عملاً تأثیر معامله‌گران اخلال‌گر بر بازدهی بازار را بررسی کرده باشد، یافت نشد. تنها عباسیان و فرزانگان (۱۳۹۰)، تأثیر قابل‌توجه معامله‌گران اخلال‌گر بر انحراف قیمت‌ها از عوامل بنیادی را تأیید کرده‌اند [۱]. با توجه به خلأ پژوهشی موجود در بازار سهام ایران، به نظر می‌رسد که در ادامه پژوهش‌های انجام‌شده در سایر بازارهای مالی جهان با موضوع معامله‌گران اخلال‌گر،

1. Hu and Wang
2. Spreads
3. Adverse selection
4. Campbell and Kyle

بررسی تأثیر معامله‌گران اخلاص گر بر بازدهی سهم در بازار سهام ایران، به‌عنوان یک بازار نوظهور و ناکارا، ضرورتی انکارناپذیر است.

چارچوب نظری با توجه به مباحث مطرح‌شده در مقدمه و مبانی نظری و بررسی پیشینه پژوهش در بخش‌های قبل، فرضیه‌های پژوهش حاضر به‌صورت زیر تدوین شده است:

فرضیه نخست. معامله‌گران بازار سهام ایران استراتژی معاملاتی یکسانی را دنبال می‌کنند.

فرضیه دوم. ریسک معامله‌گران اخلاص گر تأثیر معناداری بر بازدهی سهم در بازار سهام ایران دارد.

جامعه آماری و نمونه پژوهش. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه شرکت‌هایی است که سهام آن‌ها در بورس و فرابورس ایران معامله می‌شود. در تعیین نمونه موردبررسی ۹۶ شرکت از صنایع مختلف به روش حذفی با شرایط زیر انتخاب شده است: ۱. تعداد روزهای معاملاتی آن‌ها در هیچ سالی در دوره موردبررسی کمتر از ۱۲۵ روز نباشد؛ ۲. سال مالی آن‌ها به ۲۹ اسفند ختم شود.

قلمرو زمانی پژوهش. قلمرو زمانی پژوهش حاضر از ۱۳۹۰/۰۱/۰۱ لغایت ۱۳۹۵/۱۲/۲۹ است.

داده‌های پژوهش. در این پژوهش از داده‌های مربوط به مقدار روزانه شاخص کل قیمت، قیمت روزانه سهام، تعداد سهام شرکت‌ها، درصد سهم شناور آزاد هر شرکت، آمار مربوط به نمادهای پربیننده و اعلانیه‌های منتشره شرکت‌ها در شبکه کدال و نرم‌افزار ره‌آوردنویس نسخه ۳ استفاده شده است. داده‌های مربوط به نمادهای پربیننده با مراجعه حضوری به «شرکت مدیریت فناوری بورس اوراق بهادار تهران» تهیه شده است.

۳. روش‌شناسی پژوهش

روش‌شناسی پژوهش حاضر از دو قسمت تشکیل شده است: در قسمت نخست این پژوهش برای تحلیل رفتار معامله‌گران «بورس اوراق بهادار تهران» از آزمون نسبت واریانس چاو-دنینگ (CD)^۱ استفاده شده است. آزمون نسبت واریانس برای آزمون فرضیه گشت تصادفی توسط لو و مکیلانی^۲ (۱۹۸۸)، مطرح شد. آن‌ها بیان کردند اگر واریانس بازدهی سهام با فاصله زمانی k واحد زمان (برحسب روز، هفته یا ماه $(K \geq 2)$)، برابر بازدهی سهام با فاصله زمانی یک واحد زمان باشد، فرضیه گشت تصادفی پذیرفته می‌شود؛ زیرا اگر بازدهی سهام از هم مستقل باشند، آنگاه باید واریانس آن‌ها یک تابع خطی از فاصله زمانی که بازده در آن محاسبه شده است، باشد؛ به عبارتی دیگر اگر واریانس تغییرات با فاصله زمانی k لگاریتم قیمت‌ها، K برابر

1. Chow denning

2. Lo and MacKinlay

واریانس تغییرات متوالی لگاریتم قیمت‌ها $(X_t - X_{t-k})$ (باشد، فرضیه گشت تصادفی تأیید می‌شود [۷].

نسبت واریانس به صورت رابطه ۱، تعریف می‌شود.

$$VR(K) = \hat{\sigma}^2 / \hat{\sigma}^2 \quad (۱)$$

در رابطه (۱)، $\frac{1}{k} \cdot \sigma^2(K)$ واریانس $X_t - X_{t-k}$ است.

$$VR = \frac{Var(x_t + x_{t-1} + \dots + x_{t-k+1})/k}{Var(x_t)} \quad (۲)$$

برای سری زمانی بازده‌های سهام مورد مطالعه که شامل T دوره است، نسبت واریانس به صورت رابطه ۳، به دست می‌آید.

$$\widehat{VR}(k) = \frac{\hat{\sigma}^2(k)}{\hat{\sigma}^2(1)} \quad (۳)$$

در جایی که:

$$\widehat{\sigma}^2(k) = \frac{1}{k(T-k+1)(1-k/T)} \sum_k^T (x_t + x_{t-1} + \dots + x_{t-k+1} - k\hat{\mu})^2 \quad (۴)$$

و

$$\hat{\sigma}^2(1) = \frac{1}{T-1} \sum_1^T (x_t - \hat{\mu})^2 \quad (۵)$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_1^T x_t \quad (۶)$$

زمانی نظریه گشت تصادفی پذیرفته می‌شود که نسبت واریانس به ازای تمامی k ها برابر یک باشد؛ بر این اساس فرض صفر (H_0) عبارت است از: نسبت واریانس به ازای تمام k ها برابر یک است.

$$VR(k_i) = 1 \quad for = 1, 2, 3, \dots, m. \quad (۷)$$

H_1 عبارت است از: حداقل به‌ازای یکی از K ها نسبت واریانس یک نیست. برای آزمون این فرض از آزمون نرمال استاندارد استفاده می‌شود. آماره آزمون با فرض همسانی واریانس سری زمانی به‌صورت رابطه ۸، تعریف می‌شود [۷].

$$Z_1(K) = \sqrt{T} (\widehat{VR}(K) - 1) / \sqrt{2(2K - 1)(K - 1) / 3K} \rightarrow N(0,1) \quad (8)$$

در رابطه ۸، $Z_1(K)$ دارای توزیع نرمال بامیانگین صفر واریانس یک است. اگر سری زمانی مورد مطالعه در طول زمان دارای واریانس ناهمسانی سازگار باشند از آماره آزمون $Z_2(K)$ استفاده می‌شود.

$$Z_2(K) = \sqrt{T} (\widehat{VR}(K) - 1) (\sum_{j=1}^{K-1} \left[\frac{2(k-j)}{k} \right]^2 \delta_j)^{-\frac{1}{2}} \quad (9)$$

در جایی که:

$$\delta_j = T \{ \sum_{t=j+1}^T (x_t - \hat{\mu})^2 (x_{t-j} - \hat{\mu})^2 \} / \{ \sum_{t=1}^T (x_t - \hat{\mu})^2 \}^2 \quad (10)$$

$Z_2(K)$ نیز دارای توزیع نرمال استاندارد است. ایراد روش لو و مکیلانی (۱۹۸۸)، این است که چون آزمون بالا برای چند k ، صورت می‌گیرد (به‌عبارتی فرض صفر که در بالا گفته شد از چند فرض صفر که هر یک از آن‌ها برای یک K است، تشکیل شده است) با خطای نوع اول بزرگی مواجه شده و نمی‌توان به نتیجه آزمون زیاد اطمینان کرد. برای حل این مشکل چو و دنینگ (۱۹۹۳)، آزمون نسبت واریانس چندگانه را مطرح کردند. **آزمون نسبت واریانس چندگانه**. چو و دنینگ (۱۹۹۳)، فرض صفر را به‌صورت رابطه ۱۱، فرموله کردند.

$$H_0: VR(k_i) = 1 \quad for \quad i = 1, 2, 3, \dots, m \quad (11)$$

در این آزمون آماره آزمون با فرض هم‌واریانسی سری زمانی به‌صورت رابطه ۱۲، تعریف شده است.

$$Z_1^*(m) = \max_{1 \leq i \leq m} |Z_1(K_i)| \quad (12)$$

با این فرض که سری زمانی مورد مطالعه در طول زمان دارای واریانس ناهمسان سازگاری باشد.

$$Z_2^*(m) = \max_{1 \leq i \leq m} |Z_2(K_i)| \quad (۱۳)$$

آماره‌های آزمون Z_1^* ، Z_2^* از توزیع SSM با m و T درجه آزادی پیروی می‌کنند. اگر Z_1^* و Z_2^* مقادیری بزرگ‌تر از مقدار (α, m, T) SSM باشد با سطح اطمینان $1-\alpha$ فرض صفر رد می‌شود.

بر اساس این مدل، زمانی که نوسانات بازده بازار همسان^۲ باشد، نشان‌دهنده حضور آشکار^۳ معامله‌گران اخلاقی در بازار است و اگر نوسانات بازده بازار ناهمسان باشد قویاً نشان می‌دهد که معامله‌گران اخلاقی در بازار حضور ندارند؛ به این معنی که درصد بالایی از معامله‌گران بازار معامله‌گران مطلع هستند [۱۵].

در قسمت دوم روش‌شناسی پژوهش به نحوه محاسبه ریسک معامله‌گران اخلاقی پرداخته می‌شود.

استخراج خطای رفتاری (BE). ژو و همکاران (۲۰۱۶)، به منظور شناسایی اثر معامله‌گران اخلاقی در بازار از معامله‌گران حرفه‌ای در بازار از معیاری به نام «خطای رفتاری معامله‌گران (BE)» استفاده کردند. این معیار از تفاضل بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) و بتای مدل رفتاری قیمت‌گذاری دارایی^۴ (BAMP) به دست می‌آید و تغییرات آن معیاری برای سنجش ریسک معامله‌گران اخلاقی^۵ (NTR) محسوب می‌شود [۲۹].

مدل رایج و پرکاربرد CAPM به صورت رابطه ۱۴، تعریف می‌شود.

$$\tilde{r}_{it} - \tilde{r}_{ft} = \phi_i + \beta_i^c [\tilde{r}_{mt} - \tilde{r}_{ft}] + \tilde{\epsilon}_{it} \quad (۱۴)$$

در رابطه ۱۴، \tilde{r}_{it} بازدهی سهم i در دوره t ؛ \tilde{r}_{ft} بازده عاری از ریسک در دوره t و $\tilde{\epsilon}_{it}$ خطای مدل CAPM است و ϕ_i عرض از مبدأ مدل محسوب می‌شود که امید ریاضی آن برابر صفر است؛ یعنی $E(\phi_i) = 0$ و در نهایت بتای CAPM است.

در مدل رفتاری قیمت‌گذاری دارایی^۶ (BAPM) بتای مدل CAPM به دو جزء بتای کارا (β_i^B) و خطای رفتاری (BE_i) به صورت رابطه ۱۵، تفکیک می‌شود.

-
1. Studentized maximum modulus
 2. Omogeneous
 3. Clear existence
 4. Behavioral Asset Pricing Model
 5. Noise Treader Risk
 6. Behavioural Asset Pricing Model

$$\tilde{r}_{it} - \tilde{r}_{ft} = \phi_i + (\beta_i^B + BE_i)[\tilde{r}_{mt} - \tilde{r}_{ft}] + \tilde{\epsilon}_{it} \quad (15)$$

BE_i خطای رفتاری معامله‌گران است که انتظار می‌رود با ریسک معامله‌گران اخلاط‌گر دارای همبستگی بالایی باشد.

مدل BAPM. در مدل BAPM باید به‌جای پرتفوی واقعی بازار در مدل CAPM، از شاخص^۱ متفاوتی که نشان‌دهنده تمایلات سرمایه‌گذاران در بازار باشد، استفاده کرد. این شاخص رفتار باید از سهامی تشکیل شود که سرمایه‌گذاران اخلاط‌گر ترجیح می‌دهند [۲۹]. راعی و همکاران (۱۳۹۵)، ۱۰ نمادی که بیشترین پست و نظر را در یک شبکه اجتماعی طی یکسال داشته‌اند به‌عنوان نمادهای پربیننده معرفی کرده و از آن‌ها برای پیش‌بینی جهت و قیمت سهام استفاده کردند و دریافتند که شرکت‌های پربیننده در شبکه‌های اجتماعی بیشتر تحت تأثیر حرکت توده‌وار در بازار مثبت قرار دارند [۲۰]؛ بنابراین با توجه به این‌که نمادهای پربیننده در «سامانه معاملات سهام ایران» نمایه می‌شود، در این پژوهش شاخص رفتاری مورد استفاده که در ادامه به‌اختصار BIX نامیده می‌شود و با استفاده از ۱۰ نماد پربیننده که در «سامانه بورس اوراق بهادار تهران» به‌صورت روزانه نمایه می‌شود، تدوین شده و مطابق رابطه ۱۶، محاسبه می‌شود. مزیت اصلی استفاده از این شاخص رفتاری آن است که در بازارهای نوظهور، اطلاعات کمیاب با تأخیر و غیردقیق است و عوامل سیاسی و اقتصادی کلان مؤثر بر بازارهای مالی مبهم، متغیر و غیرپایدار است. این عوامل سبب تمرکز سرمایه‌گذاران بر رفتار سایر سرمایه‌گذاران و پیروی از سایر افراد و شکل‌گیری رفتار توده‌وار^۲ در این بازارها می‌شود [۲۰]؛ بنابراین به نظر می‌رسد استفاده از شاخصی متشکل از نمادهای پربیننده می‌تواند معیار مناسبی برای کمی کردن این نوع رفتار غیرعقلایی در بازار باشد [۲۲].

$$\text{Behavior Index}_t = \frac{\sum_{i=1}^{10} (S_i \times P_{it} \times F_{it})}{\sum_{i=1}^{10} (S_{i0} \times P_{i0} \times F_{i0})} \times I_0 \quad (16)$$

در رابطه بالا، S_i تعداد سهام منتشره شرکت i ؛ P_{it} قیمت سهم شرکت i در روز t ؛ F_{it} درصد سهام شناور آزاد هر شرکت و I_0 ضریب ثابت است که با توجه به مقدار شاخص کل در روز پایه (۱۸۳۹۸٫۹) برابر با عدد دلخواه ۲۵۰۰۰ - عددی نزدیک به مقدار شاخص کل - در نظر گرفته شده است.

2. Proxy

3. Herding behavior

نمادهای پربیننده بر اساس تعداد دفعاتی که صفحه یک نماد به صورت روزانه در سامانه Tsetmc^۱ توسط معامله‌گران فراخوانی می‌شوند، انتخاب شده‌اند و طی دوره‌های سه‌ماهه بر اساس آمار بینندگان مجدداً ارزیابی شده‌اند. عدد مینا با انجام نخستین معامله پس از تاریخ مؤثر برای وقایع چهارگانه اثرگذار بر شاخص‌ها، شامل عدم تحقق افزایش سرمایه ثبت‌شده، ورود یا خروج شرکت‌ها از فهرست شاخص در ابتدا و انتها هر دوره سه‌ماهه، افزایش سرمایه شرکت‌ها از محل آورده نقدی یا مطالبات حال شده سهامداران و تقسیم سود نقدی به نحوی تعدیل می‌شود که این وقایع اثری در عدد شاخص به جا نگذارند.

BAPM بر اساس معادله ۱۷، با استفاده از بازده شاخص رفتاری تهیه‌شده به صورت رابطه ۱۷، محاسبه می‌شود.

$$\tilde{r}_{it} - \tilde{r}_{ft} = \omega_i + \beta_i^B [\tilde{r}_{mt}^B - \tilde{r}_{ft}] + \tilde{\epsilon}_{it} \quad (17)$$

ω_i عرض از مبدأ مدل رفتاری قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (BAPM) 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 عناصر مدل همانند مدل‌های پیشین است.

شفرین و استمن (۱۹۹۴)، اختلاف بین این دو بتای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل BAPM را «خطای رفتاری» نامیدند [۲۴] و پس از آن برخی از پژوهشگران مالی رفتاری از این متغیر برای سنجش ریسک معامله‌گران اخلاقی استفاده کردند [۲۹، ۲۲]. بر همین اساس در پژوهش حاضر نیز معیار خطای رفتاری (BE) به صورت رابطه ۱۸، تخمین زده شد.

$$BE_i = \beta_i^C - \beta_i^B \quad (18)$$

تغییر در خطای رفتاری (ΔBE_{it}) می‌تواند توسط عواملی چون اطلاعات خاص شرکت، ورود اطلاعات خارجی، تغییر ترکیب پرتفوی^۲، معاملات نقدشوندگی^۳ و معاملات اخلاقی توضیح داده شود. همان‌گونه که از مباحث قبلی مشخص است، معامله‌گران اخلاقی سرمایه‌گذارانی هستند که با ورود اطلاعات خاص شرکت دچار خطای شناختی می‌شوند و بدون توجه به متغیرهای بنیادی واکنش نشان می‌دهند. با فرض ثابت بودن سه عامل ورود اطلاعات خارجی، تغییر ترکیب پرتفوی و معاملات نقدشوندگی می‌توان اطلاعات خاص شرکتی را کنترل کرد؛ بنابراین با این

^۱ سایت مدیریت فناوری بورس تهران

1- Portfolio rebalancing
2- Liquidity trades

کار، تغییر توضیح‌داده‌نشده در خطای رفتاری در نتیجه مستقیم معاملات اخلاص‌گر خواهد بود که معیاری از ریسک معامله‌گر اخلاص‌زا را ایجاد می‌کند [۲۹].

رابطه بین ریسک معامله‌گران اخلاص‌گر و بازدهی سهام. در پژوهش حاضر برای بررسی تأثیر ریسک معامله‌گران اخلاص‌گر بر بازدهی سهام از مدل رگرسیونی مطابق رابطه ۱۹، استفاده شده است.

$$\tilde{r}_{it} = \pi_{1,i} + \pi_{2,i}\Delta BE_{t-1} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (19)$$

r_{it} بازدهی سهم i در زمان t و ΔBE_{t-1} ارزش وقفه‌ای تغییر در ریسک معامله‌گران اخلاص‌گر است. ارزش وقفه‌ای ΔBE با این فرض به کار می‌رود که معامله‌گران مطلع در یک دوره معامله‌گران اخلاص‌گر را شناسایی کرده و در دوره بعد استراتژی معکوس آن‌ها را اتخاذ خواهند کرد [۲۹]. $\pi_{1,i}$ عرض از مبدأ و $\pi_{2,i}$ ضریب مدل (شیب خط) که رابطه بین معاملات اخلاصی و بازده را نشان می‌دهد می‌تواند سه مقدار $\pi_{2,i} > 0$ ، $\pi_{2,i} < 0$ و $\pi_{2,i} = 0$ را به خود بگیرد. اگر $\pi_{2,i}$ مثبت باشد، به معنای وجود رابطه مثبت بین ریسک معامله‌گران اخلاص‌گر و بازده است که «اثر اخلاص سیستماتیک (SNE)» نامیده می‌شود و نشان می‌دهد که معامله‌گران اخلاص‌گر ریسک سیستماتیک مضاعفی بر بازار تحمیل می‌کنند و به این ترتیب عایدی بیشتری از معامله‌گران مطلع به دست می‌آورند [۸]. اگر $\pi_{2,i}$ منفی باشد نشان‌دهنده رابطه منفی بین بازدهی سهام و تغییرات در ریسک معامله‌گران اخلاص‌گر است که به صورت اثر نقدی اخلاص (CNE) شناخته می‌شود. در این وضعیت سرمایه‌گذاران مطلع می‌توانند با اتخاذ استراتژی معکوس (مخالف) نسبت به معامله‌گران اخلاص‌گر سود به دست آورند. [۲۹]. در صورتی که $\pi_{2,i}$ صفر باشد، معامله‌گران اخلاص‌گر هیچ اثری بر بازده سهام ندارند.

۴ تحلیل داده‌ها و یافته‌ها

نتایج تحلیل سؤال نخست پژوهش. سؤال نخست پژوهش عبارت است از اینکه «آیا معامله‌گران بازار سهام ایران استراتژی معاملاتی یکسانی را دنبال می‌کنند یا خیر؟» برای بررسی این موضوع در بازار سرمایه ایران از تحلیل بازده روزانه شاخص کل بازار از ابتدای فروردین ۱۳۹۰ لغایت اسفند ۱۳۹۵ استفاده شد و فرضیه نخست پژوهش موردآزمون قرار گرفت. با توجه به توضیحات ارائه‌شده در روش‌شناسی پژوهش فرضیه صفر این آزمون به این

1. Systematic Noise Effect (SNE)
2. Cash Noise Effect (CNE)

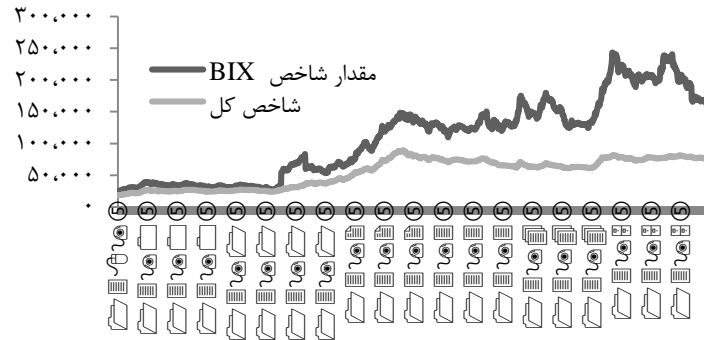
صورت تعریف می شود که بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران یک گشت تصادفی است. بر اساس روابط بیان شده در روش شناسی پژوهش و اجرای آزمون در محیط نرم افزار Eviews نتایج آزمون یادشده در جدول ۱، ارائه شده است. با توجه به سطح معناداری به دست آمده می توان دریافت که بازده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران نه تنها از الگوی پیروی نمی کند، بلکه نمایانگر رفتار همسانی است؛ بنابراین فرضیه نخست پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می شود. تأیید این فرضیه بدین معنا است که فرهنگ رایج معامله گران بازار سهام معاملات اخلاقی است.

جدول ۱. نتایج آزمون فرضیه اول پژوهش

آزمون چاو-دنینگ	آماره آزمون	درجه آزادی	سطح معناداری	
بیشتر قدر مطلق Zها	۱۴/۵۱۲۱۸	۱۴۴۸	۰/۰۰۰۰	
آزمون های جزئی				
دوره	نسبت واریانس	خطای استاندارد	آماره Z	سطح معناداری
۲	۰/۶۶۳۱۵	۰/۰۲۶۲۷۹	-۱۲/۶۹۷۵۷	۰/۰۰۰۰
۳	۰/۴۳۱۴۸۵	۰/۰۳۹۱۷۵	-۱۴/۵۱۲۱۸	۰/۰۰۰۰
۴	۰/۳۳۵۲۰۲	۰/۰۴۹۱۶۴	-۱۳/۵۲۱۹۷	۰/۰۰۰۰
۵	۰/۲۶۳۹۸۹	۰/۰۵۷۵۷۵	-۱۲/۷۸۳۴۵	۰/۰۰۰۰
۶	۰/۲۳۵۵۱۰	۰/۰۶۴۹۶۴	-۱۱/۷۶۷۸۲	۰/۰۰۰۰
۷	۰/۲۰۸۷۹۴	۰/۰۷۱۶۲۶	-۱۱/۰۴۶۴۱	۰/۰۰۰۰
۸	۰/۱۸۲۲۲۲	۰/۰۷۷۷۳۶	-۱۰/۵۲۰۰۰	۰/۰۰۰۰
۹	۰/۱۶۴۶۶۱	۰/۰۸۳۴۱۰	-۱۰/۰۱۴۸۵	۰/۰۰۰۰
۱۰	۰/۱۳۷۸۵۳	۰/۰۸۸۷۳۰	-۹/۷۱۶۵۷۶	۰/۰۰۰۰
۱۱	۰/۱۲۸۱۸۶	۰/۰۹۳۷۵۳	-۹/۲۹۹۰۹۴	۰/۰۰۰۰
۱۲	۰/۱۱۶۰۷۰	۰/۰۹۸۵۲۳	-۸/۹۷۱۷۶۶	۰/۰۰۰۰
۱۳	۰/۱۰۷۰۸۶	۰/۱۰۳۰۷۶	-۸/۶۶۲۶۴۴	۰/۰۰۰۰
۱۴	۰/۱۰۰۷۶۰	۰/۱۰۷۴۳۸	-۸/۳۶۹۸۱۷	۰/۰۰۰۰
۱۵	۰/۹۴۸۹۹	۰/۱۱۱۶۳۲	-۸/۱۰۷۹۲۰	۰/۰۰۰۰
۱۶	۰/۰۹۱۴۶۰	۰/۱۱۵۶۷۴	-۷/۸۵۴۳۰۰	۰/۰۰۰۰

مقایسه شاخص جدید رفتاری (BIX) با شاخص کل. شکل ۱، نمودار مقایسه ای مقدار دو شاخص BIX و شاخص کل را از دوره سه ماهه قبل از شروع دوره مورد مطالعه، یعنی از یکم دی ماه ۱۳۸۹ لغایت پایان اسفند ۱۳۹۵ را نشان می دهد. با توجه به این شکل، دو شاخص شباهت

زیادی به یکدیگر دارند؛ به گونه‌ای که میزان همبستگی بازده لگاریتمی آن‌ها ۵۴/۹ درصد است. این مقدار نمایانگر سازگاری بین دو شاخص با یکدیگر است و نشان می‌دهد که شاخص جدید به خوبی طراحی شده و تعدیلات لازم به درستی و در زمان مؤثر انجام شده است [۲۲].



شکل ۱. نمودار مقدار دو شاخص کل و BIX

جدول‌های شماره ۲ و ۳، آمار توصیفی و نتایج آزمون تفاوت میانگین و واریانس بازده روزانه دو شاخص را از ابتدای دی ماه ۱۳۸۹ لغایت اسفند ۱۳۹۵ به تفکیک سال‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد. از نظر آماری تفاوت معناداری بین میانگین بازده دو شاخص در کل دوره و به تفکیک سال‌های مورد بررسی مشاهده نمی‌شود.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های تفاوت میانگین بازده روزانه شاخص رفتاری BIX از میانگین بازده شاخص کل

شرح	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵
میانگین بازده شاخص	۰/۰۵۱۳۸۴	۰/۰۱۶۸۳	۰/۰۲۲۲۴۵	۰/۰۳۷۰۲۲	۰/۰۸۹۲۸	۰/۰۲۱۳	۰/۰۱۲۵
BIX	-	-	-	-	-	۹۳	۷۷
میانگین بازده شاخص کل	۰/۰۰۴۰۶۸	۰/۰۰۴۴۰۸	۰/۰۱۶۰۷۵	۰/۰۳۰۰۸۲	۰/۰۰۰۹۷	۰/۰۱۰۲	۰/۰۰۹۵
آماره آزمون t	-۰/۶۲۸	۰/۶۳۲	-۰/۲۳۵	-۰/۵۳۴	-۰/۹۸۹	-۰/۹۴۶	-۰/۵۲
سطح معناداری P-Value	۰/۵۲۵	۰/۵۲۸	۰/۸۱۵	۰/۵۹۳	۰/۳۲۳	۰/۳۴۴	۰/۶۰۳

آزمون تفاوت واریانس بازده شاخص رفتاری و شاخص کل در جدول ۳، ارائه شده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که واریانس بازده شاخص رفتاری به‌طور معناداری بزرگ‌تر از واریانس بازده شاخص بازار است. واریانس کمتر شاخص بازار را می‌توان به محاسن تنوع و تعدد شرکت‌های مشمول شاخص کل نسبت داد؛ به این معنا که با افزایش تنوع و تعداد سهام تشکیل‌دهنده شاخص کل، واریانس بازده شاخص کل کاهش یافته است. دیگر توضیح ممکن این است که رفتار غیرعقلایی معامله‌گران اخلاقی‌گر، نوسانات بازدهی شاخص رفتاری را افزایش داده است. این ویژگی، یعنی میانگین‌های با هم برابر و واریانس بالاتر، نشان می‌دهد که احتمالاً بتای رفتاری از بتای CAPM کوچک‌تر است؛ به‌نحوی که بر اساس آن می‌توان خطای رفتاری سرمایه‌گذاران را در بازار سهام برآورد کرد.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های تفاوت واریانس بازده شاخص رفتاری (BIX) از میانگین بازده شاخص کل

شرح	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵
واریانس	۰/۰۰۰۱۱۴	۰/۰۰۰۱۶۹	۰/۰۰۱۵۸۸	۰/۰۰۰۳۱۶	۰/۰۰۰۲۳	۰/۰۰۰۲۸	۰/۰۰۰۲۸۹
شاخص BIX	۰/۰۰۰۰۴۶	۰/۰۰۰۰۴۸	۰/۰۰۰۰۵۴	۰/۰۰۰۰۶۴	۰/۰۰۰۰۹۳	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۰۱۸
واریانس شاخص کل	۰/۰۰۰۰۴۸	۰/۰۰۰۰۵۴	۰/۰۰۰۰۶۴	۰/۰۰۰۰۹۳	۰/۰۰۰۰۴	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۰۱۸
آماره آزمون F	۹/۰۸۴	۴۵/۳۰۴	۱۴/۱۲۵	۳۹/۷۴۳	۹۴/۳۸۴	۹۹/۶۴۲	۱۱۲/۳۶۴
سطح معناداری P-Value	۰/۰۰۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

تخمین بتای CAPM و بتای رفتاری و برآورد خطای رفتاری (BE). در این پژوهش از پنجره داده‌های ۲۶۰ روزه گذشته هر سهم برای تخمین بتای روزانه آن استفاده شده است. این فرآیند به‌صورت پنجره غلتان یک‌روزه روبه‌جلو، با استفاده از رابطه ۲۰، انجام شده است [۱۷].

$$\beta_i^C = \frac{cov(r_i, r_m)}{var(r_m)} ; \beta_i^B = \frac{cov(r_i, r_B)}{var(r_B)} \quad (20)$$

در رابطه ۲۰، r_i بازدهی سهم و r_m و r_B به‌ترتیب بازدهی شاخص کل و بازده شاخص رفتاری است و ضریب بتا از تقسیم کواریانس بین بازدهی سهم و بازدهی شاخص بازار بر واریانس بازده بازار به‌دست می‌آید.

یادآوری این نکته لازم است که در محاسبه بتای رفتاری از بازدهی شاخص رفتاری طراحی شده (FB) برای این منظور استفاده است. بر این اساس بتاهای روزانه برای کل شرکت‌های مورد مطالعه محاسبه و بتاهای سالانه هر شرکت به صورت میانگین بتاهای روزانه آن برآورد شده است. با محاسبه اختلاف دو بتای بازاری و بتای رفتاری، خطای رفتاری سرمایه‌گذاران بازار سهام ایران برآورد شده و معناداری آن نیز در جدول ۴، آزمون شده است. با توجه به جدول ۴، در دوره مورد بررسی بازار سهام ایران با ریسک معامله‌گران اخلاص‌گر مواجه است؛ همچنین معنادار بودن میانگین خطای رفتاری (BE) نشان می‌دهد که با استفاده از شاخص رفتاری متشکل از نمادهای پربیننده (BIX) می‌توان به بتای دقیق‌تری در بازار سهام ایران نسبت به بتای سنتی دست یافت [۲۹].

جدول ۴. آزمون معناداری خطای رفتاری (BE) در بازار سهام ایران

دوره	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۱-۱۳۹۵
میانگین	۰/۲۱۳۶۷۳۴	۰/۱۶۷۶۸۷۱	۰/۱۸۷۱۶۰۸	۰/۱۸۳۹۷۶۶	۰/۳۲۷۸۳۰۷	۰/۲۰۶۷۳۱۰
خطای استاندارد	۰/۰۴۰۷۲۰	۰/۰۲۸۴۲۵	۰/۰۳۶۵۲۳	۰/۰۳۹۲۳۱	۰/۰۵۹۳۹۲	۰/۰۳۷۴۹۶
میان	۰/۰۲۴۴۳۰۹	۰/۰۳۶۳۱۷۳	۰/۰۰۲۸۵	۰/۰۰۴۲۰	۰/۰۰۴۵۰۳۹	۰/۰۰۰۵۰۴۳
انحراف معیار	۰/۳۹۸۹۷۸۱	۰/۲۷۸۵۰۴۶	۰/۳۵۷۸۴۸۹	۰/۲۸۴۲۸۳۸	۰/۵۸۱۹۲۱۷	۰/۳۶۷۳۸۸۸
کشیدگی مازاد	۱/۲۳۸۷۸۹۱	۲/۶۵۲۷۳۹۷	۰/۰۳۰۸۹	۰/۲۵۷۹۴۱۸	۰/۳۱۲۱۸۱۷	۰/۲۷۵۲۸
چولگی	۱/۶۰۷۹۵۱۳	۱/۷۶۰۴۸۵۴	۱/۲۳۱۰۲۳۲	۱/۱۹۷۷۵۳۳	۱/۲۸۲۷۳۶۴	۱/۱۶۹۹۸۸۸
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 معناداری	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

نتایج تحلیل سؤال دوم پژوهش. سؤال دوم پژوهش عبارت است از اینکه «آیا معامله‌گران اخلاص‌گر تأثیر معناداری بر بازدهی سهم در بازار سهام ایران دارد یا خیر؟» برای پاسخ به این سؤال مدل رگرسیونی دومتغیره مطابق رابطه ۱۹، برای کلیه ۹۶ شرکت مورد بررسی در هر پنج سال و کل دوره پنج‌ساله به صورت یکجا (در مجموع ۵۷۶ مدل رگرسیونی) با استفاده از داده‌های روزانه با دستورنویسی در محیط نرم‌افزار MATLAB برآورد شده است. خروجی نرم‌افزار نشان داد که برای کلیه شرکت‌های مورد بررسی در دوره مورد مطالعه ضریب معنادار $\pi_{2,i}$ ؛ بنابراین فرضیه دوم پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته شد؛ اما نکته دیگر قابل بحث در این آزمون، علامت مثبت یا منفی ضریب $\pi_{2,i}$ است. جدول ۵، تعداد

ضرایب معنادار $\pi_{2,i}$ را به تفکیک نوع علامت (مثبت یا منفی) در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای ۹۶ شرکت انتخابی نشان می‌دهد.

جدول ۵. نتایج آزمون بررسی رابطه بین ریسک معامله‌گران اخلاقی‌گر و بازدهی سهم

دوره	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	-۱۳۹۱ ۱۳۹۵
تعداد مشاهدات	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶
اخلال سیستماتیک (SNE)+	۶۰	۶۵	۶۴	۶۳	۷۴	۷۲
اثر نقدی اخلال (CNE)-	۳۶	۳۱	۳۲	۳۳	۲۲	۲۴
جمع تعداد موارد معنی دار	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶	۹۶
درصد اخلال سیستماتیک (SNE)	۶۲٪/۵	۶۷٪/۷	۶۶٪/۶۶	۶۵٪/۶۲	۷۷٪/۰۸	۷۵٪
درصد اثر نقدی اخلال (CNE)	۳۷٪/۵	۳۲٪/۲۹	۳۳٪/۳۳	۳۴٪/۳۷	۲۲٪/۹۲	۲۵٪
درصد کل موارد معنادار	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪	۱۰۰٪

با توجه به مباحث قبل اثر اخلال سیستماتیک زمانی اتفاق می‌افتد که رابطه مثبت و معناداری بین بازده و ریسک معامله‌گران اخلاقی‌گر با یک وقفه زمانی وجود داشته باشد. در این وضعیت می‌توان با انجام معاملات اخلاقی به بازده بالاتری دست یافت؛ به عبارت دیگر در این حالت معامله‌گران برای حداکثر کردن بازده خود، استراتژی اخلاقی اتخاذ می‌کنند. در مقابل اثر نقدی اخلال زمانی اتفاق می‌افتد که رابطه منفی بین ریسک معامله‌گران اخلاقی‌گر با یک وقفه زمانی و بازده وجود داشته باشد. در این وضعیت بهترین شیوه، اتخاذ استراتژی معکوس در برابر معامله‌گران اخلاقی‌گر است. همان با توجه به جدول ۵، در بازار سهام ایران در دوره مورد مطالعه اثر اخلال سیستماتیک در تحلیل سالانه تقریباً دو برابر اثر اخلال نقدی بوده و در دوره پنج‌ساله ۱۳۹۱-۱۳۹۵ دقیقاً سه برابر اثر اخلال نقدی است.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

نوسانات بازدهی در بازارهای مالی عمیقاً به ماهیت، رفتار و تمایلات معامله‌گران وابسته است؛ از این رو پژوهش حاضر با هدف تحلیل رفتار معامله‌گران و به‌طور خاص رفتار معامله‌گران اخلاقی‌گر در بازار سهام ایران و شناسایی استراتژی مناسب معاملاتی در این بازار انجام شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش در سطح بازار نشان داد که فرهنگ رایج معامله‌گران بازار سهام ایران، به‌عنوان یک بازار نوظهور، ناکارا و در حال توسعه، معاملات اخلاقی است؛ به این معنا که معمولاً معامله‌گران این بازار استراتژی سرمایه‌گذاری مشابهی را دنبال می‌کنند و اغلب آن‌ها

دلال^۱ هستند؛ یعنی به انجام معاملاتی دست می‌زنند که عموماً تناسبی با ارزش‌های بنیادی سهام ندارد. نتایج این فرضیه با یافته‌های پژوهش‌های خسوانه (۲۰۱۷) در بازار سهام نوظهور کشور اردن [۱۵] و یافته‌های ژو و همکاران (۲۰۱۶) در بازار سهام در حال توسعه چین [۲۹] مطابقت دارد. یافته‌های پژوهش همچنین با نتیجه پژوهش عباسیان و فرزندگان (۱۳۹۰) که تأثیر قابل توجه معامله‌گران اخلاص‌گر در انحراف قیمت‌ها از عوامل بنیادی را تأیید کردند [۱]، هم‌راستا است. براین اساس می‌توان نتیجه گرفت که عموماً معاملات اخلاص‌گر و ویژگی رایج اغلب بازارهای مالی نوظهور است. اطمینان بیشتر در این رابطه نیازمند تکرار پژوهش حاضر در سایر بازارهای مالی نوظهور کشورهای در حال توسعه است.

مطابق نتایج فرضیه دوم پژوهش که در سطح شرکت‌های انتخابی آزمون شد، وجود معامله‌گران اخلاص‌گر در بازار سهام ایران فرصتی را برای کسب سود غیرعادی به وجود می‌آورد؛ به عبارت دیگر معامله‌گران بازار سهام ایران این فرصت را دارند که پس از شناسایی ریسک معامله‌گران اخلاص‌گر به بازده غیرعادی دست یابند. نتایج آزمون این فرضیه با یافته‌های رامیا و دیودسون (۲۰۱۰)، در بازار استرالیا [۲۳] و یافته‌های ژو و همکاران (۲۰۱۶) در بازار سهام شنزن^۲ چین [۲۹] مطابقت دارد. بر اساس دسته‌بندی نتایج حاصل از این آزمون، درصد بالاتر اثر اخلاص سیستماتیک نسبت به اثر نقدی اخلاص نشان می‌دهد که در بازار سهام ایران معامله‌گران اخلاص‌گر با تحمیل ریسک خود بر بازار عایدی بیشتری از معامله‌گران مطلع به دست می‌آورند؛ به عبارت دیگر سرمایه‌گذاران این بازار می‌توانند با اتخاذ استراتژی اخلاص‌گر به بازده مثبت بالاتری در مقایسه با استراتژی معکوس در برابر معامله‌گران اخلاص‌گر دست یابند. این یافته‌ها با نتایج پژوهش ژو و همکاران (۲۰۱۶) که به نسبت بالاتری برای اثر نقدی اخلاص در بازار چین دست یافتند [۲۸]، مغایرت دارد. دلیل این مغایرت را می‌توان در عدم توسعه یافتگی بیشتر بازار سهام ایران نسبت به بازار سهام نوظهور چین و نداشتن حتی کارایی ضعیف اطلاعاتی در بازار سهام ایران جست‌وجو کرد [۱۹].

به‌طور کلی یافته‌های این پژوهش بر خلاف این باور رایج در بازار است که «اگر در بازار اخلاص از یک جهت وجود داشته باشد، با اخلاصی از طرف مقابل خنثی می‌شود»؛ به بیانی دیگر در برخی از بازارهای سهام، به‌ویژه بازارهای ناکارا و نوظهوری چون بازار سهام ایران، غالباً اخلاص در یک جهت روی هم انباشته می‌شود؛ یعنی معامله‌گران اخلاص‌گر یا همان معامله‌گران غیرمنطقی با باورهای اتفاقی پراشتباه خود هم روی قیمت‌ها تأثیر می‌گذارند و هم ممکن است نرخ بازده بالایی کسب کنند؛ بنابراین قابل پیش‌بینی نبودن باورهای آن‌ها باعث می‌شود ریسکی در قیمت‌داری‌ها به وجود آید که در این پژوهش «ریسک معامله‌گران اخلاص‌گر» نامیده شد. در نتیجه این

1. Speculators

2. Shenzhen Ashare market

ریسک، قیمت‌ها ممکن است حتی در شرایط نبود ریسک بنیادی، از ارزش‌های ذاتی فاصله زیادی بگیرند.

یافته‌های این پژوهش نشان داد که فرهنگ رایج معامله‌گران بازار سهام ایران معاملات اخلاقی است. این رفتار بر اعتماد سرمایه‌گذاران عقلایی نسبت به معامله‌گری در این بازار مالی تأثیر منفی می‌گذارد و مانعی جدی بر سر راه توسعه آن محسوب می‌شود؛ بنابراین به سیاستگذاران بازار توصیه می‌شود قوانین سخت‌گیرانه‌تری را به منظور کاهش خریدوفروش معامله‌گران اخلاقی هم‌چون وضع مالیات بر سفارش‌ها و افزایش کارمزد کارگزاران به‌ازای انجام هر معامله اعمال کنند؛ همچنین لازم است برنامه‌ریزی دقیقی به‌منظور مداخله دوره‌ای برای افزایش آگاهی از تأثیرات منفی سفته‌بازی هم‌چون بی‌ثباتی، افزایش هزینه سرمایه شرکت و آسیب به اعتماد معامله‌گران به بازار سهام اجرا شوند؛ علاوه‌براین وجود اثرات اخلاقی سیستماتیک و اثر نقدی اخلاقی در تمامی نمونه‌های مورد مطالعه، مؤید این نکته مهم است که سرمایه‌گذاران بازار سهام ایران برای موفقیت در این بازار باید از استراتژی‌هایی که سرمایه‌گذاران اخلاقی اتخاذ می‌کنند آگاه باشند و بر اساس آن استراتژی مناسب سرمایه‌گذاری خود را انتخاب کنند.

نسبت دوبرابری اثر اخلاقی سیستماتیک به اثر نقدی اخلاقی در دوره‌های سالانه و سه‌برابری نسبت یادشده در دوره بلندمدت (پنج‌ساله) در بازار سهام ایران، نشان‌دهنده اهمیت بسیار بالای دوره تخمین در بررسی‌های معاملات اخلاقی است که پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی با عنوان «اثر زمان بر معاملات اخلاقی» مورد بررسی و مطالعه قرار گیرد. استفاده از مدل‌های کمی دیگر برای شناسایی معامله‌گران اخلاقی در بازار سهام ایران و بررسی دلایل پدیده معاملات اخلاقی در بازار سهام ایران، پیشنهادهای دیگری است که می‌توان برای پژوهش‌های آتی مطرح کرد.

محدودیت عمده این پژوهش عدم دسترسی به آرشیو داده‌های مربوط به نمادهای پربیننده در پایگاه‌های داده‌های موجود و سایت‌های اینترنتی بود که با مراجعه حضوری و مساعدت ویژه مدیریت محترم «شرکت مدیریت فناوری بورس تهران» دسترسی به داده‌های موردنظر میسر شد؛ همچنین به‌دلیل نیازمندی به زمان و نیروی انسانی زیاد به‌ویژه در بحث اعمال تعدیلات لازم در تاریخ مؤثر، در تهیه شاخص رفتاری جدید صرفاً از ده سهم استفاده شد که این موضوع محدودیت دیگر این پژوهش در مسیر اجرا محسوب می‌شود. علاوه بر توجه به اعمال برخی محدودیت‌ها در انتخاب نمونه مورد مطالعه، برای تعمیم نتایج پژوهش به کلیه شرکت‌های بازار سهام ایران باید جانب احتیاط را رعایت کرد.

منابع

1. Abbasian, E; & Farzanegan, E. (2012). Tehran Stock Exchange Bubbles and Noise Traders Behavior. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 46(3), 133-153 (In Persian).
2. Ataabadi, A. A., & Hamidi, M. (2017). Over-Reaction To Earning Adjustment Based On Event Study Approach: Evidence From Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Perspective*, 7(17), 31-48 (In Persian).
3. Black, F. (1986). Noise. *Journal of Finance*, 3, pp: 529-543.
4. Bloomfield, R., O'Hara, M., & Saar, G. (2009). How Noise Trading Affects Markets: An Experimental Analysis. *The Review of Financial Studies*, 22(6), 2275–2302.
5. Campbell, J. Y., & Kyle, A. S. (1988). Smart Money, Noise Trading and Stock Price Behavior. *Review of Economic Studies*, 60(202), 1-34.
6. Cheng, Po-Keng. (2018). Noise traders, State University of New York, Stony Brook University, USA. (Editor by Mehdi Khosrow-Pour, D.B.A, Information Resources Management Association, USA).
7. Colletaz, G. (2006). A Simple Multiple Variance-Ratio Test Based on Ranks. *Journée d'économétrie "Développements récents de l'économétrie appliquée à la finance, Paris X-N. <Halshs-00007801 >*.
8. De Long, B; Shleifer, A; Summers, L; Waldmann, J .R. (1990). Noise trader risks in financial markets. *Journal of Political Economy*, 4, 703-738.
9. Friedman, M. (1953), "The case for flexible exchange rates". *Essays on Positive Economics*, University of Chicago Press, Chicago, IL.
10. Ghalmegh, K; Yaghoobnezhad, A; Falah Shams, M. (2017). The Effect of Financial Literacy on Behavioral Bias in Tehran Stock Market Investors. *Journal of Financial Management Perspective*, 6(16), 75-94 (In Persian).
11. Hsieh, Tsung-Yu., Lee I, Huai., Tsai, Ying-Ru. (2018). Idiosyncratic Risk, Stock Returns and Investor Sentiment. *Asian Economic and Financial Review*, 8(7), 853-869.
12. Hsu, C, H. (2016). Strategic noise trading of later-informed traders in a multi-market framework. *Economic Modeling*, 54, 235-243.
13. Hu, C., & Wang, Y. (2013). Noise trading and stock returns: evidence from Chin. *China Finance Review International*, 3(3), 301–315.
14. Hughen, J. Christopher; McDonald, G. Cynthia. (2005). WHO ARE THE NOISE TRADERS? *Journal of Financial Research*, 28(2), 281-298
15. Khasawneh, O, A. (2017). Noise trading in small markets: Evidence from Amman Stock Exchange (ASE). *Research in International Business and Finance*, 42, 422–428.
16. Kim, T; Ha, A. (2010). Investor Sentiment and Market Anomalies. 23rd Australasian Finance and Banking Conference, Paper, Available at www.ssrn.com.
17. Levich, M, R. (1998). *International Financial Markets, Prices and Policies*. New York: McGraw-Hill International Edition.
18. Mei-Chen, L. (2010). The Effects of Investor Sentiment on Returns and Idiosyncratic Risk in the Japanese Stock Market. *International Research Journal of Finance and Economics*, 60, 29 – 43.
19. Nademi, Y., & Salem, A, A. (2016). An Investigation of the Hypothesis of Weak Form of Efficiency in Two Regimes of High & Poor Volatility in Tehran Stock

- Exchange. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 24(77), 139-162 (In Persian).
20. Raie, Reza; Hoseini, Seyed Farhang; Kiani Harchegani, Maedeh. (2016). Evaluate the Ability of Social Networks to Predict the Direction and Stock Prices in Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, 5(19), 107-128 (In Persian).
21. Rajgopal, S. and Venkatachalam, M. (2011) Financial Reporting Quality and Idiosyncratic Return Volatility. *Journal of Accounting and Economics*, 51, 1-20.
22. Ramiah, V; Davidson, S. (2007). An information-adjusted noise model: evidence of inefficiency on the Australian stock market. *Journal of Behavioral Finance*, 8(4), 209-224.
23. Ramiah, V., & Davidson, S. (2010). Inefficiency of the Australian stock market. *The Behavioral Finance Handbook*, Chapter 19, Edward Elgar, 379-389.
24. Shefrin, H., & Statman, M. (1994). Behavioral capital asset pricing theory. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, 323-349.
25. Shiller, R., Fischer, S., & Friedman, B. (1984). Stock Prices and Social Dynamics. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1984(2), 457-510.
26. Shleifer, A. (1961). Inefficient markets: an introduction to behavioral finance, (Sinaee and mohammadi, 2016), Ahvaz, University of Chamran.
27. Shleifer, A., Summers, L. H. (1990). The Noise Trader Approach to Finance. *Journal of Economic Perspectives*, 4(2), 19-33.
28. Taghian Dinani, Z., & Farid, D. (2015). The Relationship between Excess Return of the Momentum Strategy and Systematic Risk in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Perspective*, 6(16), 9-30 (In Persian).
29. Xu, X., Ramiah, V; Imad, M., & Davidson, S. (2016). An application of the information-adjusted noise model to the Shenzhen stock market. *International Journal of Managerial Finance*, 12(1), 71-91.