Journal of Financial Management Strategy
Alzahra University
Vol. 10, No. 36, Spring 2022

pp. 31-52

Research Paper

Pricing Continuous Overreaction: Evidences from Tehran Security Exchange[1]

Maryam Davallou[2], Ahmad Khalaj[3]

Received: 2019/05/09 Accepted: 2020/07/11

Abstract

Investors' overreaction is one of the most important behavioral biases which might affect stocks returns so they can be priced. Furthermore, investors' overreaction increases trading volume, therefore it can be captured by using a measure based on trading volume and return sign. In this paper, we use a measure of signed volume (Continuous Overreaction) for calculating investors' overreaction and its relation with stock return in Tehran Stock Exchange using Fama-Mcbeth's (1973) regression. Also, we survey the return statistical significance of a trading strategy based on continuous overreaction measures. For doing so, we study companies listed on TSE between 2009 to 2018. This period contains 102 months and, on average, 241 companies were studied. Our results show that investors' overreaction affects stock return in Tehran Stock Exchange. Also, the return of the trading strategy based on investors' overreaction is statistically significant for 12 months portfolio formation period and 6, 9, and 12 months holding periods.

Keywords: Investors Overreaction؛ Continuous Overreaction Measure؛ Trading Strategy based on Investors Overreaction.

JEL Classification: G12

---

1. DOI: 10.22051/JFM.2020.25743.2080

2. Associate Professor, Department of Financial Management and accounting, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University. Tehran, Iran. (Corresponding Author). Email: ma_davallou@yahoo.com

3. M.Sc. Department of Financial Management, Faculty of Management and Accounting, Shahid Beheshti University. Tehran, Iran. Email: ahmad.khalaj.student@gmail.com

فصلنامه راهبرد مدیریت مالی
دانشگاه الزهرا
سال دهم، شماره سی و ششم، بهار ۱۴۰۱
صفحات ۵۲-۳۱

مقاله پژوهشی

آزمون قیمت‌گذاری فراواکنشی مستمر؛ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران[۱]

مریم دولو[۲]، احمد خلج[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۲/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۴/۲۱

چکیده

فراواکنشی سرمایه‌گذاران یکی از مهم‌ترین سوگیری‌های رفتاری است که می‌تواند بازده سهام را تحت تأثیر قرار دهد. بدین‌ترتیب از قابلیت قیمت‌گذاری برخوردار است. همچنین، فراواکنشی سرمایه‌گذاران می‌تواند به افزایش حجم معاملات بیانجامد. بنابراین، برای اندازه‌گیری فراواکنشی سرمایه‌گذاران می‌توان از معیار مبتنی بر حجم معاملات و علامت بازده سهام استفاده کرد. در این راستا، پژوهش حاضر به اندازه‌گیری فراواکنشی سرمایه‌گذاران با استفاده از معیار حجم علامت‌دار (معیار فراواکنشی مستمر) و بررسی رابطه آن با بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رگرسیون فاما-مکبث (۱۹۷۳) در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بین سال‌های ۱۳۸۸ الی ۱۳۹۷ پرداخته است. همچنین، با به‌کارگیری روش مطالعه پرتفوی معناداری آماری بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور، اطلاعات ماهانه ۲۴۱ شرکت بررسی شده‌اند که نتایج نشان داد فراواکنشی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران تأثیرگذار است. همچنین، بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران برای دوره تشکیل ۱۲ ماه و دوره نگهداری ۶، ۹ و ۱۲ ماه مثبت و از نظر آماری معنادار است.

واژگان کلیدی: فراواکنشی سرمایه‌گذاران، معیار فراواکنشی مستمر، راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران.

طبقه‌بندی موضوعی: *G12*

---

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/JFM.2020.25743.2080

۲. دانشیار، گروه مدیریت مالی و حسابداری، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی تهران. (نویسنده مسئول). Email: (ma_davallou@yahoo.com)

۳. کارشناسی ارشد، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی تهران. Email: (ahmad.khalaj.student@gmail.com)

مقدمه

طبق فرضیه بازار کارا، قیمت دارایی‌های مالی برابر ارزش ذاتی آنهاست و در ضعیف‌ترین شکل کارایی نمی‌توان با استفاده از قیمت تاریخی دارایی مالی به بازده غیرعادی[1] دست یافت. اما، برخی شواهد تجربی نشان می‌دهد با استفاده از قیمت‌های تاریخی سهام می‌توان به بازده غیرعادی دست یافت (دیبانت و تالر[2]، ۱۹۸۵؛ زاروین[3]، ۱۹۸۹؛ جگادیش[4]، ۱۹۹۰؛ لو و مک کینلی[5]، ۱۹۹۰ و جگادیش و تیتمن[6]، ۱۹۹۳). در ارتباط با دلیل وجود بازده غیرعادی، دو دیدگاه اصلی مطرح است. برخی پژوهشگران عوامل ریسکی حذف شده از مدل‌های قیمت‌گذاری را علت وجود این بازده غیرعادی عنوان کرده‌اند (فاما و فرنچ[7]، ۱۹۹۳؛ جورج و هانگ[8]، ۲۰۰۷ و لوب و ریکس[9]، ۲۰۱۱). برخی دیگر، منشأ بروز این بازده را به عوامل رفتاری نسبت داده‌اند (دنیل و همکاران[10]، ۱۹۹۸؛ باربریس و همکاران[11]، ۱۹۹۸؛ اسپایرو و همکاران[12]، ۲۰۰۷؛ دا و همکاران[13]، ۲۰۱۴ و کرمرز و پاریک[14]، ۲۰۱۵).

یکی از عوامل رفتاری که می‌تواند منشأ بروز این بازده غیرعادی باشد، فراواکنشی سرمایه‌گذاران است. منظور از فراواکنشی، واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران نسبت به اطلاعات جدید است. فراواکنشی سرمایه‌گذاران باعث می‌شود قیمت سهام از ارزش ذاتی خود فاصله بگیرد و سپس با ورود اطلاعات جدید، سرمایه‌گذاران به اشتباه خود در قیمت‌گذاری پی برده و قیمت‌ها در جهت معکوس اصلاح می‌گردد (تالر و دیبانت، ۱۹۸۵؛ دنیل و همکاران، ۱۹۹۸؛ اسپایرو و همکاران، ۲۰۰۷ و کرمرز و پاریک، ۲۰۱۵). چنان‌که فراواکنشی سرمایه‌گذاران قیمت دارایی‌های مالی را تحت تأثیر قرار دهد، بررسی رابطه فراواکنشی سرمایه‌گذاران و بازده سهام حائز اهمیت است. یکی از دلایل اهمیت واکاوی تأثیر فراواکنشی مستمر بر بازده سهام، امکان طراحی راهبرد معاملاتی جهت کسب انتفاع است. در صورت تأیید رابطه اخیر، باید دید آیا می‌توان با اتخاذ راهبرد معاملاتی مقتضی مبتنی بر فراواکنشی مستمر بر بازار غلبه کرد.

---

1. Abnormal Return
2. De Bondt & Thaler
3. Zarowin
4. Jegadeesh
5. Lo & MacKinlay
6. Jegadeesh & Titman
7. Fama & French
8. George & Hwang
9. Lobe & Rieks
10. Daniel et al
11. Barberis et al
12. Spyros et al
13. Da et al
14. Cremers & Pareek

به‌منظور بررسی تأثیر فراواکنشی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام، ابتدا باید فراواکنشی سرمایه‌گذاران با معیار مناسبی اندازه‌گیری شود. یکی از معیارهای مرسوم اندازه‌گیری فراواکنشی سرمایه‌گذاران، بازده گذشته سهام است (دیبانت و تالر، ۱۹۸۵؛ دنیل و همکاران، ۱۹۹۸؛ جورج و هانگ، ۲۰۰۷؛ دا و همکاران، ۲۰۱۴ و کرمرز و پاریک، ۲۰۱۴). از سویی، فراواکنشی سرمایه‌گذاران افزون بر تأثیر بر بازده دارایی‌ها، حجم معاملات را نیز افزایش می‌دهد (باربر و اودین[1]، ۲۰۰۱؛ گلاسر و وبر[2]، ۲۰۰۹ و گرینبلات و کلوهارجو[3]، ۲۰۰۹). بر این اساس، بایون و همکاران[4] (۲۰۱۶) با استفاده از علامت بازده و حجم معاملات، معیاری به نام «فراواکنشی مستمر» سرمایه‌گذاران معرفی کردند. منظور از فراواکنشی مستمر، فراواکنشی ادامه‌دار سرمایه‌گذاران در جهت مثبت یا منفی است. معیار حجم علامت‌دار معاملات (معیار فراواکنشی مستمر) نسبت به بازده گذشته در اندازه‌گیری فراواکنشی سرمایه‌گذاران عملکرد بهتری دارد (بایون و همکاران، ۲۰۱۶).

اما، جستجوی نگارندگان نشان داد استفاده از حجم معاملات به‌عنوان معیار سنجش فراواکنشی در پژوهش‌های انجام شده در داخل کشور سابقه ندارد. این درصورتی است که استفاده از حجم معاملات برای اندازه‌گیری فراواکنشی سرمایه‌گذاران می‌تواند برخی مشکلات استفاده از بازده گذشته همچون تأثیر اندازه شرکت (زاروین، ۱۹۸۹)، همبستگی میان بازده سهام مختلف (لو و مک کاینلی، ۱۹۹۰) و تورش بازده تجمعی به سمت بالا (کانراد و کائول[5]، ۱۹۹۳) را برطرف سازد. بنابراین، هدف پژوهش حاضر، بررسی رابطه میان فراواکنشی مستمر و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران و همچنین آزمون سودآوری راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران است. اما برخلاف پژوهش‌های پیشین در ایران، فراواکنشی سرمایه‌گذاران با استفاده از معیار حجم علامت‌دار محاسبه شده است. بررسی فراواکنشی سرمایه‌گذاران به عنوان موضوع پژوهش حاضر نیز از آن جهت حائز اهمیت است که می‌تواند قیمت‌گذاری دارایی‌ها و درنتیجه کارایی بازار را تحت تأثیر قرار دهد.

مبانی نظری

به زعم فاما (۱۹۷۰)، بازارهای مالی به اندازه‌ای کارایی دارند که کسب بازده غیرعادی (بازده فراتر از بازده تعدیل شده با ریسک) با استفاده از اطلاعات قیمت‌های تاریخی در آنها غیرممکن باشد (شکل ضعیف کارایی). دیبانت و تالر (۱۹۸۵) بر اساس بازده گذشته، سهام را به پرتفوی برنده و بازنده تقسیم نموده و نشان دادند راهبرد معکوس (فروش پرتفوی برنده و خرید پرتفوی بازنده در گذشته) منجر به بازده ۲۴/۶ درصد می‌گردد که به‌معنای همبستگی منفی بازده در بلندمدت است. لو و مک‌کاینلی (۱۹۹۰) نظریه

1. Barber & Odean
2. Glaser & Weber
3. Grinblatt & Keloharju
4. Byun et al
5. Conrad & Kaul

دیبانت و تالر (۱۹۸۵) را با هدف واکاوی امکان انتساب بازده راهبرد معکوس به فراواکنشی سرمایه‌گذاران، مورد بررسی قرار داده و دریافتند حتی اگر همبستگی منفی بازده حذف شود، به‌دلیل وجود کوواریانس مقطعی بازده سهام، راهبرد معکوس همچنان سودآور است. کانراد و کائول (۱۹۹۳) نشان دادند بازده راهبرد معکوس ناشی از وقوع یک اشتباه در روش‌شناسی دیبانت و تالر (۱۹۸۵) است و به‌دلیل فراواکنشی سرمایه‌گذاران نبوده است. طبق یافته این پژوهش، بازده تجمعی به سمت بالا تورش دارد و مقدار تورش در میان شرکت‌های بازنده با قیمت سهام پایین، از شرکت‌های برنده با قیمت سهام بالا بزرگ‌تر است و این امر می‌تواند به بازده مثبت راهبرد معکوس بیانجامد.

دنیل و همکاران (۱۹۹۸) اولین پژوهشگرانی بودند که با هدف تبیین روان‌شناختی فراواکنشی، به بررسی رابطه پدیده فراواکنشی با دو سوگیری رفتاری فرا اعتمادی[1] و خوداسنادی[2] پرداختند. طبق یافته‌های آنان، تحلیل‌گر برای اطلاعاتی که با استفاده از مهارت‌های خود به‌دست آورده، بیش از حد ارزش قائل است و این موضوع باعث فراواکنشی می‌شود. اما با گذشت زمان و ورود تدریجی اطلاعات این فراواکنشی اصلاح می‌گردد. باربریس و همکاران (۱۹۹۸) نشان دادند اگر یک سود مثبت غیرمنتظره، با یک سود غیرمنتظره مثبت دیگر ادامه یابد، سرمایه‌گذار می‌پندارد سود شرکت دارای روند است، و اگر یک سود غیرمنتظره مثبت با وضعیت غیرمنتظره منفی دنبال شود، سرمایه‌گذار فرض می‌کند سود شرکت الگوی بازگشت به میانگین دارد. هانگ و استین[3] (۱۹۹۹) با تأکید بر تعامل بین سرمایه‌گذاران ناهمگون دریافتند فراواکنشی معامله‌گران مومنتوم سبب فراتر رفتن قیمت از تعادل بلندمدت و پدیده بازگشت بازده می‌شود.

مروری بر پیشینه پژوهش

جورج و هانگ (۲۰۰۷) با مداقه در اثر مالیات چنین استدلال کردند که واکنش سرمایه‌گذاران به مالیات سود سرمایه‌ای در بلندمدت باعث ایجاد بازگشت بازده می‌شود. بنابراین، فراواکنشی سرمایه‌گذاران نمی‌تواند دلیل وقوع بازگشت بازده باشد. اسپایرو و همکاران (۲۰۰۷) به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار بد فراواکنشی و نسبت به اخبار خوب فرووواکنشی دارند. به نظر لوب و ریکس (۲۰۱۱) پس از وقوع یک رویداد مهم برای سهام، بازده غیرعادی مشاهده می‌گردد که ناشی از فراواکنشی سرمایه‌گذاران است. بایون و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از علامت بازده و حجم معاملات سهام، معیاری برای سنجش فراواکنشی سرمایه‌گذاران معرفی کردند و نشان دادند که پرتفوی‌های تشکیل شده بر اساس این معیار جدید می‌تواند فراواکنشی سرمایه‌گذاران را لحاظ کند و بازده حاصل از پرتفوی‌های آربیتراژی مبتنی بر آن در

1. Overconfidence
2. Self-Attribution
3. Hong & Stein

میان‌مدت، مثبت خواهد بود. فرانک و صنعتی[1] (۲۰۱۸) برخلاف پژوهش‌های پیشین نشان دادند که سرمایه‌گذاران نسبت به اخبار خوب فراواکنشی و نسبت به اخبار بد فرووواکنشی دارند. هیمن و همکاران[2] (۲۰۱۹) دریافتند در زمان عدم ثبات بازار احتمال وقوع پدیده بازگشت بازده بیشتر است. زیرا، در این مواقع، سرمایه‌گذاران فراواکنشی بیشتری بروز می‌دهند. دیل و همکاران[3] (۲۰۱۹) به این نتیجه رسیدند سرمایه‌گذاران به تحرکات قیمت سهام شرکت که مبتنی بر اطلاعات نباشد فراواکنشی و به اعلانات عمومی حاوی اطلاعات خاصی در مورد شرکت فرو واکنشی نشان می‌دهند.

نیکبخت و مرادی (۱۳۸۴) در بررسی وجود پدیده فراواکنشی در بورس اوراق بهادار تهران نشان دادند که فراواکنشی در میان سهامداران بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. یعنی بازده سهام برنده در دوره آزمون نسبت به دوره تشکیل کاهش معناداری داشته است. مهرانی و نونهال نهر (۱۳۸۷) دریافتند راهبرد معاملاتی معکوس برای دوره‌های ۴ تا ۶ سال سودآور است. بدری و اصیل‌زاده (۱۳۹۰) با بررسی پدیده فراواکنشی با استفاده از دامنه نوسان قیمت در بورس اوراق بهادار تهران به این نتیجه رسیدند که در هر دو دوره زمانی که رسیدن قیمت به حدود مجاز نوسان، در حد بالا رخ داده است، پدیده فراواکنشی (بازگشت بازده) در روزهای بعد رخ داده است. سعیدی و همکاران (۱۳۹۰) با بررسی سودآوری راهبرد مومنتوم و معکوس، نشان دادند اگرچه این راهبردها در برخی حالات تشکیل و نگهداری سودآوری دارد. اما، هزینه‌های معاملات و عمق کم بازار می‌تواند این سودآوری را تحت تأثیر قرار دهد و حتی آن را از بین ببرد. ضیائی بیدگلی و بهرامی (۱۳۹۱) به بررسی امکان کسب سود از طریق به‌کارگیری راهبرد معکوس در بلندمدت پرداخته و نتیجه گرفتند که راهبرد معکوس نمی‌تواند بازده غیرعادی برای سرمایه‌گذاران ایجاد کند. نتایج پژوهش اسکینی و همکاران (۱۳۹۲) نشان داد در مورد سهام برنده، بازگشت بازده برای تمام دوره‌های تشکیل و نگهداری رخ داده است. اما در مورد سهام بازنده نمی‌توان چنین ادعایی را به‌طور قوی مطرح کرد. مددی و همکاران (۱۳۹۳) واکنش سرمایه‌گذاران به اطلاعات جدید را با استفاده از قیمت آغازین، حداکثر، حداقل و پایانی (OHLC) مدل‌سازی نموده و نشان دادند با این مدل می‌توان اثر فراواکنشی سرمایه‌گذاران را اندازه‌گیری کرد. ریاحین و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی واکنش سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران به اخبار مذاکرات هسته‌ای در دوره زمانی ۱۲ ساله پرداختند. نتایج نشان داد سرمایه‌گذاران به اخبار مربوط به مذاکرات هسته‌ای فراواکنشی دارند.

فرضیه‌های پژوهش

طبق یافته دیبانت و تالر (۱۹۸۵)، همبستگی منفی بازده در بلندمدت (۳ تا ۵ سال) ناشی از فراواکنشی سرمایه‌گذاران است. دنیل و همکاران (۱۹۹۸) نشان دادند سرمایه‌گذاران در قیمت‌گذاری

1. Frank & Sanati
2. Heyman et al
3. Dyl et al

سهام دچار فراواکنشی می‌شوند و سپس با ورود اطلاعات جدید، به اشتباه خود پی‌می‌برند و قیمت‌ها در جهت معکوس اصلاح می‌گردد. اسپایرو و همکاران (۲۰۰۷) نیز نشان دادند سرمایه‌گذاران تمایل دارند نسبت به اخبار بد فراواکنشی نشان دهند و همین موضوع دلیل پدیده بازگشت بازده[1] (اشاره به این که سهام بازنده (برنده) در گذشته در آینده برنده (بازنده) خواهد بود) است. فخری و ریچر[2] (۲۰۱۵) وجود فراواکنشی سرمایه‌گذاران و تأثیر آن بر بازده سهام را تأیید کردند. بنابراین، فرضیه اول پژوهش به شرح زیر است:

- ✓ **فرضیه اول**: فراواکنشی سرمایه‌گذاران می‌تواند بازده سهام را توضیح دهد.

طبق یافته‌های دیبانت و تالر (۱۹۸۵)، لو و مک‌کاینلی (۱۹۹۰)، جورج و هانگ (۲۰۰۷)، بایون و همکاران (۲۰۱۶)، مهرانی و نونهال نهر (۱۳۸۷) و سعیدی و همکاران (۱۳۹۰) بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران از نظر آماری معنادار است. بر این اساس، فراواکنشی سرمایه‌گذاران باعث می‌شود قیمت سهام از ارزش ذاتی آن فاصله بگیرد. بنابراین با استفاده از راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران می‌توان به بازده غیرعادی دست یافت. بدین‌ترتیب، فرضیه دوم به‌شرح زیر است:

- ✓ **فرضیه دوم**: بازده حاصل از راهبرد خرید و فروش سهام مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران از نظر آماری معنادار است.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش با استفاده از علامت بازده و حجم معاملات سهام به محاسبه معیار فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران پرداخته است. سپس، رابطه میان فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران و بازده سهام و معناداری بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران بررسی شده است. به‌منظور آزمون اثر فراواکنشی جهت تبیین تغییرات بازده سهام (فرضیه اول) از رگرسیون فاما-مک‌بث[3] (۱۹۷۳) و برای آزمون سودآوری راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی (فرضیه دوم) از روش تحلیل پرتفوی استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و قلمرو زمانی آن سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ است. نمونه مورد مطالعه شرکت‌هایی را در برمی‌گیرد که شرایط زیر را دارا باشند:

- ✓ پایان سال مالی منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد.
- ✓ با توجه به استفاده از بازده ماهانه، داده‌های قیمت سهام شرکت برای ماه مورد نظر موجود باشد.
- ✓ با توجه به تخمین بتا سهام برای دوره سه ماهه از ابتدای هر ماه، داده‌های قیمت برای سه ماه گذشته سهام موجود باشد.

1. Return Reversal
2. Fakhry & Richter
3. Fama & MacBeth

لازم به ذکر است که در این پژوهش مطابق بایون و همکاران (۲۰۱۶) از مقاطع ماهانه استفاده شده است. معیار مورد استفاده برای محاسبه فراواکنشی سرمایه‌گذاران مبتنی بر حجم معاملات و علامت بازده سهام است. به همین دلیل، از مقاطع ماهانه استفاده شده تا اثر فراواکنشی سرمایه‌گذاران با تغییر حجم معاملات سهام شرکت طی یک ماه توسط معیار مزبور محاسبه گردد. استفاده از مقاطع بسیار کوتاه همچون روزانه و هفتگی به علت کم بودن تعداد مشاهدات حجم معاملات، محاسبه اثر فراواکنشی را مخدوش می‌سازد و استفاده از مقاطع زمانی بلندمدت‌تر همچون فصلی نیازمند دوره پژوهش بسیار طولانی است. برای محاسبه بتا درصورتی که شرکتی بیش از ۶۰ درصد روزهای کاری سه ماه منتهی به ماه مورد نظر فاقد داده قیمت باشد، از نمونه آن ماه حذف شده است. برای محاسبه فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران از داده‌های ۱۲ ماه منتهی به ماه مورد نظر استفاده شده است و اگر شرکتی در بیش از ۶۰ درصد مواقع فاقد داده قیمت و حجم معاملات باشد، از نمونه آن ماه حذف شده است. همچنین، همه متغیرهای پژوهش به جز متغیر مجازی ثبات بازده در سطح ۱۰ و ۹۰ درصد به سقف و کف نزدیک شده است. دوره پژوهش ۱۰۲ ماه را در برمی‌گیرد و با لحاظ محدودیت‌های گفته شده، به‌طور میانگین در هرماه ۲۴۱ شرکت و در مجموع ۲۹۴,۴۱۶ مشاهده بررسی شده است.

مدل پژوهش

الف. معیار فراواکنشی مستمر

دنیل و همکاران (۱۹۹۸) نشان دادند فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران منجر به ایجاد مومنتوم می‌شود. بدین ترتیب وقتی فراواکنشی مستمر وجود داشته باشد، بازده تاریخی می‌تواند بازده آتی را پیش‌بینی کند. زیرا، بازده تاریخی بالا (پایین) نمایانگر فراواکنشی مستمر مثبت (منفی) است که این امر فراواکنشی بیشتر در همان جهت را پیش‌بینی می‌کند. از سوی دیگرف استفاده از بازده گذشته برای اندازه‌گیری فراواکنشی سرمایه‌گذاران به‌علت مشکلاتی که کانراد و کائول (۱۹۹۳) مطرح کرده‌اند، ممکن است نتایج را مخدوش سازد. درنتیجه، استفاده از معیاری که بتواند به‌صورت مستقیم مقدار و جهت فراواکنشی را اندازه‌گیری کند، می‌تواند در توضیح بازده سهام بهتر عمل کند. اودین[1] (۱۹۹۸) عقیده دارد فراواکنشی، نتیجه فرااعتمادی است و مهم‌ترین نتیجه فرااعتمادی، افزایش حجم معاملات است. سایر مطالعات تجربی نیز وجود رابطه مثبت میان فرااعتمادی و حجم معاملات را تأیید کرده‌اند (باربر و اودین، ۲۰۰۱). بنابراین، افزایش حجم معاملات می‌تواند نشان‌دهنده فراواکنشی سرمایه‌گذاران باشد. سپس برای تعیین جهت فراواکنشی از علامت بازده ماهانه اخیر استفاده شده و بدین ترتیب معیار حجم علامت‌دار ایجاد می‌گردد. حجم بالای معاملات که با بازده مثبت (منفی) همراه بوده است، نشانگر فراواکنشی مثبت (منفی) سرمایه‌گذار است. بدین ترتیب، در این پژوهش معیار فراواکنشی مستمر مطابق بایون و همکاران (۲۰۱۶) محاسبه شده است.

1. Odean

ب. بررسی رابطه فراواکنشی سرمایه‌گذاران با بازده سهام

به‌منظور بررسی رابطه میان فراواکنشی سرمایه‌گذاران با بازده سهام (فرضیه اول) از مدل فاما–مکبث (۱۹۷۳) استفاده شده است:

$$r_{i.t+1.t+6} = a_{0.t} + a_{1.t}CO_{i.t} + a_{2.t}PRET_{i.t} + a_{3.t}POS_ID_{i.t} + a_{4.t}NEG_ID_{i.t} + a_{5.t}POS_RC_{i.t} + a_{6.t}NEG_RC_{i.t} + a_{7.t}NPOS_NEG_{i.t} + a_{8.t}BETA_{i.t} + a_{9.t}SIZE_{i.t} + BM_{i.t} + a_{11.t}REV_{i.t} + a_{12.t}ILLIQ_{i.t} + a_{13.t}IVOL_{i.t} + a_{14.t}TURN_{i.t} + a_{15.t}UCG_{i.t} + \varepsilon_{i.t}$$

رابطه (۱)

که در آن، $r_{i.t+1.t+6}$ بازده شش ماه آتی سهام از ماه t، CO معیار فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران، PRET بازده یک ساله سهام از ماه t، POS_ID و NEG_ID معیار علامت‌دار گسستگی اطلاعات، POS_RC و NEG_RC متغیر مجازی ثبات بازده، NPOS_NEG اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی، BETA بتای سهام، SIZE اندازه شرکت، BM نسبت ارزش دفتری به بازار، REV متغیر بازگشتی، ILLIQ عدم نقدشوندگی، IVOL نوسان‌پذیری خاص شرکت، TURN گردش معاملات و UCG سود سرمایه‌ای شناسایی نشده است.

رابطه ۱ در چارچوب روش فاما–مکبث (۱۹۷۳) برای مقاطع ماهانه ابتدای سال ۱۳۸۸ تا پایان شهریورماه سال ۱۳۹۶ (مجموعا ۱۰۲ ماه) برازش شده است. پس از آن‌که رابطه ۱ برای هر ماه تخمین زده شد، میانگین ضرایب هر متغیر برای ۱۰۲ ماه محاسبه شده است. سپس، معناداری ضرایب حاصل با استفاده از آزمون t بررسی گردیده است. آماره t از رابطه ۲ به‌دست آمده است:

$$t = \frac{a}{\sigma\sqrt{T}}$$

رابطه (۲)

که a ضریب متغیر در معادله رابطه ۱، σ انحراف معیار ضریب a و T تعداد ماه‌ها است.

پ. تحلیل پرتفوی

جهت آزمون سودآوری راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران (فرضیه دوم) از رویکرد تحلیل پرتفوی استفاده شده است. برای این منظور، سهام نمونه بر اساس فراواکنشی مستمر دوره تشکیل، مرتب و این معیار براساس اطلاعات ۱۲ ماه گذشته شرکت‌ها محاسبه شده است. بنابراین، دوره تشکیل پرتفوی‌ها ۱۲ ماه است. پس از آن‌که شرکت‌ها در هر ماه براساس فراواکنشی مستمر مرتب و به پنج پرتفوی مساوی تقسیم شدند، سهامی که بالاترین مقادیر معیار فراواکنشی مستمر را داشتند، در پنجک پنجم و سهامی که پایین‌ترین مقادیر فراواکنشی مستمر را داشتند، در پنجک اول قرار گرفتند. پنجک پنجم نمایانگر سهام با فراواکنشی مثبت (پرتفوی برنده‌ها) و پنجک اول نمایانگر سهام با فراواکنشی منفی (پرتفوی بازنده‌ها) است. پس از مرحله تشکیل، بازده پرتفوی‌ها با استفاده از روش پرتفوی‌های هم‌پوشان جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) برای دوره‌های نگهداری ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماه محاسبه شد. به‌عنوان نمونه، بازده‌های پنجگانه آذرماه برای دوره نگهداری ۳ ماهه برابر میانگین ساده

بازده پرتفوی‌های تشکیل شده در سه ماه قبل آن یعنی آبان، مهر و شهریور بود. وزن مورد استفاده برای هر سهم در پرتفوی برابر نسبت ارزش بازار سهم به ارزش بازار کل سهام آن پرتفوی است. بدین ترتیب در هر ماه ۵ بازده برای پنجک‌های سهام محاسبه شده است. سپس، برای آزمون سودآوری راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران، بازده پنجک پنجم (پرتفوی برنده‌ها) از بازده پنجک اول (پرتفوی بازنده‌ها) کسر گردیده است. در گام بعدی، با استفاده از آماره t آزمون شده که آیا بازده حاصل از این راهبرد مخالف صفر و از نظر آماری معنادار است یا خیر؟. درصورتی که فرضیه دوم تأیید شود، این بدان معناست که راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران به بازده غیرعادی منجر شده که می‌تواند ناشی از حذف یک عامل ریسکی از مدل قیمت‌گذاری باشد (فاما و فرنچ[1]، ۱۹۹۳) یا منشاء رفتاری داشته باشد (دنیل و همکاران، ۱۹۹۸ و باربریس و همکاران، ۱۹۹۸). به‌منظور مشخص ساختن منشأ بازده راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی مستمر، این بازده با عوامل ریسکی فراگیر تعدیل شده است. این کار از طریق رگرسیون بازده راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران بر عوامل ریسک مدل سه عاملی فاما–فرنچ (۱۹۹۳) و چهار عاملی کارهارت[2] (۱۹۹۷) انجام شده است. اگر پس از تعدیل بازده راهبرد معاملاتی مذکور، آلفای مدل‌های سه عاملی و چهارعاملی مخالف صفر و از نظر آماری معنادار باشد، نشان‌دهنده آن است که این بازده به خاطر تحمل ریسک ناشی از عوامل ریسک فراگیر نبوده و می‌تواند ناشی از فراواکنشی سرمایه‌گذاران باشد.

تعریف عملیاتی متغیرها

متغیرهای پژوهش به‌صورت زیر محاسبه شده‌اند:

فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران (CO[3]): به‌منظور مشخص کردن جهت فراواکنشی سرمایه‌گذاران ابتدا حجم علامت‌دار سهام i در ماه t محاسبه می‌شود:

$$SV_{i.t} = \begin{cases} VOL_{i.t}\ if\ \ r_{i.t} > 0 \\ 0 \quad if \quad r_{i.t} = 0 \\ -VOL_{i.t}\ if\ \ r_{i.t} < 0 \end{cases}$$ رابطه (۳)

که $SV_{i.t}$ حجم علامت‌دار شرکت i در ماه t، $VOL_{i.t}$ و $r_{i.t}$ به‌ترتیب، حجم ریالی معاملات و بازده سهام شرکت i در ماه t است. لازم به ذکر است حجم ریالی معاملات هر سهم از حاصل‌ضرب تعداد سهام معامله شده در قیمت پایانی آن روز محاسبه شده و سپس مجموع حجم ریالی تمام روزهای ماه t به دست آمده است. حجم علامت‌دار شده ماه t، جهت فراواکنشی سرمایه‌گذاران در آن ماه را نشان می‌دهد. سپس، فراواکنشی سرمایه‌گذاران مطابق بایون و همکاران (۲۰۱۶) محاسبه شده است:

1. Fama & French
2. Carhart
3. Continuing Overreaction

$$CO_{i.t} = \frac{SUM(w_J SV_{i.t-J}. \dots . w_1 SV_{i.t-1})}{MEAN(VOL_{i.t-J}. \dots . VOL_{i.t-1})}$$ رابطه (۴)

که w وزن ماه t و J طول دوره تشکیل پرتفوی است. در این پژوهش J برابر ۱۲ ماه است. w برای j ماه قبل از ماه t به صورت J-j+1 محاسبه می‌شود. مقدار j برای ماه t برابر با ۱ و برای ماه t-12 برابر ۱۲ خواهد بود. بنابراین، وزن حجم علامت‌دار برای آخرین ماه (ماه t) برابر ۱۲ و برای اولین ماه برابر ۱ خواهد بود. بدین‌ترتیب، به اطلاعات ماه‌های اخیر وزن بالاتری تعلق خواهد گرفت و همچنین، مجموع حجم ریالی علامت‌دار شده با تقسیم بر میانگین حجم ریالی نرمال شده‌است. این متغیر روند فراواکنشی سرمایه‌گذاران را اندازه‌گیری می‌کند. هرچه مقدار آن مثبت‌تر باشد، نشان‌دهنده فراواکنشی سرمایه‌گذاران در جهت مثبت و افزایش قیمت سهام و هرچه مقدار آن منفی‌تر باشد، نشانگر فراواکنشی سرمایه‌گذاران در جهت منفی و کاهش قیمت سهام است.

بازده یک ساله سهام شرکت (PRET): مطابق بایون و همکاران (۲۰۱۶) بازده ۱۲ ماه گذشته بر بازده مورد انتظار سهام تاثیرگذار است. بازده سهام شرکت برای ۱۲ ماه منتهی به ماه t به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$PRET_t = \frac{P_{t-12} - P_t}{P_{t-12}}$$ رابطه ۵)

که P_{t-12} و P_t به ترتیب عبارتند از قیمت تعدیل شده سهام شرکت با احتساب سود تقسیمی و افزایش سرمایه در ۱۲ ماه قبل و ابتدای ماه t.

بتا (BETA): بتای سهام شرکت که با استفاده از رگرسیون بازده اضافی روزانه سهم بر بازده اضافی روزانه بازار در طول سه ماه گذشته از پایان ماه t محاسبه می‌شود. مطابق جگادیش و تیتمن (۱۹۹۵) و فاما و فرنچ (۱۹۹۶) یکی از عوامل تعیین کننده بازده سهام، حساسیت آن به عوامل ریسکی فراگیر است، به همین خاطر، تاثیر حساسیت سهام به عوامل ریسک فراگیر کنترل شده است.

اندازه (SIZE): به صورت لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت در پایان ماه t محاسبه می‌شود زیرا زاروین (۱۹۸۹) بیان داشت آنچه به عنوان اثر فراواکنشی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام مطرح می‌شود، بیان دیگری از اثر اندازه است.

نسبت ارزش دفتری به بازار (BM): این نسبت از طریق تقسیم ارزش دفتری حقوق مالکانه مطابق صورت مالی ۲۹ اسفند هر سال بر ارزش بازار سهام شرکت در پایان ماه t سال مورد نظر محاسبه می‌شود. مطابق فاما و فرنچ (۱۹۹۳) یکی از عوامل تاثیرگذار بر بازده سهام نسبت ارزش دفتری به بازار است.

پیوستگی اطلاعات (POS_ID و NEG_ID): دا و همکاران (۲۰۱۴) نشان دادند ورود تدریجی اطلاعات منجر به ثبات بازده (ادامه روند مثبت یا منفی سهام) می‌شود. بر این اساس، معیار پیوستگی

اطلاعات نشان می‌دهد جریان اطلاعات در طول دوره تشکیل سبد، پیوسته یا گسسته بوده است. نحوه محاسبه معیار مذکور به شرح ذیل است:

$$POS_ID = \begin{cases} \%POS - \%NEG & if\ r_{t-12.t-1} > 0 \\ 0 & otherwisw \end{cases}$$

رابطه ۶)

$$NEG_ID = \begin{cases} \%NEG - \%POS & if\ r_{t-12.t-1} < 0 \\ 0 & otherwisw \end{cases}$$

رابطه ۷)

که $\%POS$ و $\%NEG$ بیانگر درصد روزها در طول دوره تشکیل سبد (از ماه t-1 الی t-12) به ترتیب، با بازده مثبت و منفی و $\boldsymbol{r_{t-12.t-1}}$ بازده سهام شرکت طی ۱۲ ماه گذشته از ماه t است.

متغیر مجازی ثبات بازده مثبت/منفی (POS_RC و NEG_RC): گرینبلات و موسکویتز[1] (۲۰۰۴) دریافتند تداوم بازده در گذشته بر بازده مورد انتظار آتی اثرگذار است. بنابراین متغیر مجازی ثبات بازده مثبت/منفی به گونه‌ای محاسبه می‌شود که تاثیر ثبات بازده را در رابطه (۱) کنترل نماید. در صورتی که سهم در ۸ ماه از ۱۲ ماه گذشته با شروع از ماه t، بازده مثبت (منفی) را تجربه کرده باشد و بازده کل ۱۲ ماه گذشته مثبت (منفی) بوده باشد، مقدار ۱ و در غیر این صورت، صفر خواهد بود.

اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی (NPOS_NEG): همانند بایون و همکاران (۲۰۱۶) به منظور کنترل اثر مومنتوم بازده (تداوم بازده در جهت مثبت یا منفی) متغیر اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی به رابطه (۱) اضافه شده است. این متغیر نشان می‌دهد تداوم بازده در چه جهتی بوده است. برای محاسبه این متغیر تعداد ماه‌ها با بازده مثبت از تعداد ماه‌ها با بازده منفی در طول ۱۲ ماه گذشته با شروع از ماه t کسر می‌گردد.

عدم نقدشوندگی (ILLIQ): به بیان آمیهود[2] (۲۰۰۲) عدم نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار سهام تاثیر می‌گذارد و سرمایه‌گذاران از این بابت صرف ریسک مطالبه می‌کنند. بر این اساس، میزان عدم نقدشوندگی سهام به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\mathrm{ILLIQ} = {}^{1}/_{\mathrm{D_t}} \sum_{\mathrm{d=1}}^{\mathrm{D_t}} |\mathrm{R_{t.d}}|/\mathrm{VOLD_{t.d}}$$

رابطه (۸)

که $\mathrm{D_t}$ تعداد روزهای معاملاتی ماه t، $\mathrm{R_{t.d}}$ بازده سهم در روز d ماه t، و $\mathrm{VOLD_{t.d}}$ نیز حجم ریالی معاملات سهم در روز d ماه t است.

1. Grinblatt & Moskowitz
2. Amihud

نوسان‌پذیری خاص شرکت (IVOL): انحراف معیار پسماند حاصل از یک مدل تک‌عاملی (در اینجا CAPM) که نماینده ریسک اختصاصی شرکت است. به اعتقاد انگ و همکاران[1] (۲۰۰۹) بین بازده سهام و ریسک خاص شرکت رابطه منفی وجود دارد.

متغیر بازگشتی (REV): به زعم جگادیش (۱۹۹۰) یکی از عوامل تأثیرگذار بر بازده مورد انتظار سهام، بازده بازگشتی است. این متغیر برای ماه t با استفاده از قیمت تعدیل شده سهم در پایان ماه و قیمت تعدیل شده سهم در ابتدای ماه موردنظر به شرح زیر محاسبه شده است:

$$\mathrm{REV_t} = \frac{\mathrm{P_{t.1}} - \mathrm{P_{t.0}}}{\mathrm{P_{t.0}}}$$ رابطه (۹)

که $\mathrm{P_{t.1}}$ و $\mathrm{P_{t.0}}$ به‌ترتیب، قیمت تعدیلی سهم با درنظر گرفتن سود و افزایش سرمایه در انتها و ابتدای ماه t است.

گردش معاملات (TURN): لی و سامیناتان[2] (۲۰۰۲) نشان دادند قیمت سهام بازنده با حجم معاملات کم با قدرت بیشتری افزایش خواهد یافت و سهام برنده با حجم معاملات زیاد، عملکرد ضعیف‌تری نسبت به سهام بازنده با حجم معاملات کم دارد. بنابراین، حجم معاملات سهام می‌تواند بر بازده آن مؤثر باشد. براین اساس، گردش معاملات سهام به‌عنوان شاخص حجم معاملات از تقسیم تعداد سهام معامله شده ماه t بر تعداد سهام منتشره شرکت در آن ماه محاسبه شده است.

سود سرمایه‌ای تجمعی شناسایی نشده (UCG): مطابق گرینبلات و هان[3] (۲۰۰۵) سود سرمایه‌ای تجمعی شناسایی نشده متغیری تأثیرگذار بر بازده سهام است. به‌طوری که با کنترل اثر این متغیر در رگرسیون مقطعی بازده سهام، بازده گذشته قابلیت پیش‌بینی بازده مورد انتظار را از دست می‌دهد. این متغیر مطابق رابطه ۱۰ محاسبه شده است:

$$\mathrm{UCG} = \frac{\mathrm{P_{-2}} - \mathrm{R_{-1}}}{\mathrm{P_{-2}}}$$ رابطه (۱۰)

که $\mathrm{P_{-2}}$ قیمت سهم در دومین هفته مانده به پایان ماه t است. $\mathrm{R_{-1}}$ نیز به‌شرح زیر محاسبه شده است:

$$R_{-1} = \frac{1}{k}\sum_{n-1}^{260}(V_{-1-n}\prod_{\tau=1}^{n-1}1 - V_{-1-n+\tau})P_{-1-n}$$ رابطه (۱۱)

که $\mathrm{V_{-j}}$ عبارت است از گردش هفتگی در j هفته مانده به انتهای ماه t و k عدد ثابتی است که باعث می‌شود مجموع وزن قیمت‌های گذشته برابر یک گردد.

1. Ang et al
2. Lee & Swaminathan
3. Grinblatt & Han

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی متغیرها به شرح جدول ۱ است.

جدول ۱. آمار توصیفی

عنوان	متغیر	واحد اندازه‌گیری	میانگین	انحراف معیار	میانه	کمینه	بیشینه
بازده شش ماه آتی	$Ret_{t+1.t+6}$	درصد	۱۲/۶	۳۰/۳	۵/۵	-۲۵/۱	۷۱/۹
فراواکنشی مستمر	CO	واحد	۱/۵	۲۷/۵	۰/۵۲۲	-۳۹/۶	۴۵/۹
بازده ۱۲ ماه قبل	PRET	درصد	۳۶/۷	۵۹	۲۱	-۳۲/۸	۱۵۳/۵
گسستگی اطلاعات (مثبت)	POS_ID	واحد	۰	۰/۱۰۶	۰	-۰/۵۴	۰/۶۱
گسستگی اطلاعات (منفی)	NEG_ID	واحد	۰/۰۵۳	۰/۱۰۷	۰	-۰/۶۷	۰/۷۲۹
ثبات بازده (مثبت)	POS_RC	واحد	-	-	-	۰	۱
ثبات بازده (منفی)	NEG_RC	واحد	-	-	-	۰	۱
اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی	NPOS_NEG	واحد	۰/۲۶	۳/۹۶	۰	-۱۲	۱۲
بتا	BETA	واحد	۰/۷۶۰	۰/۷۴۰	۰/۶۰۱	-۰/۱۶۱	۲/۰۹۸
اندازه	SIZE	واحد	۲۷/۲	۱/۷۹	۲۷/۰۳	۴۶/۶۲	۳۰/۳۵
نسبت ارزش دفتری به بازار	BM	واحد	۱/۶۴	۱/۶۸	۰/۸۶	۰/۲۸	۵/۵۴
بازگشت بازده	REV	درصد	۲/۲	۹/۹	۰/۳	-۱۱/۵	۲/۶
عدم نقدشوندگی	ILLIQ	واحد	$۱/۵ \times ۱۰^{-۹}$	$۶/۲ \times ۱۰^{-۸}$	$۱/۸ \times ۱۰^{-۱۱}$	۰۰.۰	$۷/۷ \times ۱۰^{-۶}$
ریسک خاص شرکت	IVOL	درصد	۲/۱	۳	۱/۹	۰/۱	۱۸۲/۴
گردش معاملات	TURN	واحد	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۰۳	۰/۰۰۴	۰/۲۷
سود سرمایه‌ای تجمعی شناسایی نشده	UCG	واحد	-۰/۰۱۲	۰/۷۰۳	۰/۱۹	-۱/۴۱	۰/۷۸

منبع: یافته‌های پژوهش

میانگین فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران برابر ۱/۵ با انحراف معیار ۲۷/۵ است که با توجه به مقدار بیشینه و کمینه آن، نشان از پراکندگی زیاد مقادیر این متغیر دارد. به بیان دیگر، قیمت اغلب سهام بورس اوراق بهادار دارای فراواکنشی مثبت یا منفی است. در میان متغیرهای محاسبه شده، متغیر عدم نقدشوندگی (ILLIQ) به‌علت داشتن مقادیر بسیار کوچک، با استفاده از نماد علمی نمایش داده شده است.

یافته‌ها

نتایج بررسی رابطه میان فراواکنشی سرمایه‌گذاران با بازده سهام در جدول ۲ نمایش داده شده است. ضرایب هر متغیر به همراه آماره t در داخل پرانتز نمایش داده شده است. در تخمین رابطه ۱ ابتدا فقط فراواکنشی مستمر (CO) به‌عنوان متغیر توضیحی درنظر گرفته شده و در هر بار تخمین، یکی از متغیرها به رابطه ۱ اضافه شده است. در مجموع، ۱۳ مدل تخمین زده شده که برای اختصار تنها ۶ مدل ارائه می‌گردد. همانطور که مشاهده می‌شود ضریب متغیر فراواکنشی سرمایه‌گذاران در مدل‌های ۱، ۲، ۳، ۴ و ۶ به ترتیب با آماره t برابر ۲/۷۲، ۳/۸۴، ۳/۰۶، ۲/۸۰ و ۲/۰۳ از نظر آماری در سطح ۱ درصد معنادار و مثبت است که با نتایج بایون و همکاران (۲۰۱۶) همخوانی دارد و به معنای تاثیرگذاری فراواکنشی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام است. در مدل پنجم با اضافه شدن متغیر اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی (NPOS_NEG)، معناداری ضریب فراواکنشی سرمایه‌گذاران از دست می‌رود که نشان می‌دهد متغیر فراواکنشی مستمر می‌تواند بیان دیگری از متغیر اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی باشد. به عبارت دیگر، آنچه به عنوان فراواکنشی سرمایه‌گذاران توسط معیار فراواکنشی مستمر اندازه‌گیری می‌شود، توسط اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی توضیح داده‌می‌شود و به همین جهت با اضافه شدن این متغیر، ضریب متغیر فراواکنشی معناداری خود را از دست می‌دهد. ضریب متغیر فراواکنشی تا زمان اضافه شدن سود سرمایه‌ای شناسایی نشده (UCG) از نظر آماری معنادار نیست. با اضافه شدن سود سرمایه‌ای شناسایی نشده، ضریب متغیر فراواکنشی در آخرین مدل از نظر آماری معنادار می‌شود. متغیر پیوستگی اطلاعات (POS_ID) در آخرین مدل با آماره t برابر ۱/۶۷- در سطح ۱۰٪ معنادار است. دا و همکاران (۲۰۱۴) نشان دادند هرچه پیوستگی ورود اطلاعات به بازار بیشتر باشد، فراواکنشی سرمایه‌گذاران تقویت خواهد شد. اما در اینجا تنها متغیر پیوستگی اطلاعات با بازده مثبت در گذشته توانایی توضیح بازده سهام را دارد. با ثابت فرض کردن سایر متغیرها، رابطه پیوستگی ورود اطلاعات برای سهمی که در گذشته بازده مثبت داشته است با بازده آن سهم معکوس خواهد بود و برای چنین سهمی هرچه پیوستگی ورود اطلاعات بیشتر باشد، بازده مورد انتظار آن کمتر خواهد بود.

جدول ۲. نتایج بررسی رابطه میان فراواکنشی سرمایه‌گذاران و بازده سهام

عنوان	متغیر - مدل	واحد اندازه‌گیری	۱	۲	۳	۴	۵	۶
-	عرض از مبداء	واحد	۰/۱۴۳*	۰/۱۴۵*	۰/۱۵۱*	۰/۱۵۲*	۰/۱۵۲*	۰/۶۱۲*
			(۸/۲۷)	(۷/۹۶)	(۸/۱۹)	(۸/۲۱)	(۸/۱۶)	(۶/۴۸)
فراواکنشی مستمر	CO	واحد	۰/۰۰۰۴۱ *	۰/۰۰۰۵۵ *	۰/۰۰۰۴۶*	۰/۰۰۰۴۷*	۰/۰۰۰۲۶	۰/۰۰۰۴۶*
			(۲/۷۲)	(۳/۸۴)	(۳/۰۶)	(۲/۸۰)	(۱/۰۱)	(۲/۰۳)
بازده ۱۲ ماه قبل	PRET	درصد	-	-۰/۰۱۰۳	-۰/۰۲۰۱ ***	-۰/۰۲۰۲ ***	-۰/۲۳۲۰ *	-۰/۰۱۲۴
			-	(-۰/۹۹)	(-۱/۸۵)	(-۱/۸۳)	(-۲/۰۵)	(۱/۳۱)
	POS_ID		-	-	-۰/۰۱۴۱	-۰/۰۰۷۵	-۰/۰۰۹۲	-۰/۰۵۳۴***

عنوان	متغیر - مدل	واحد اندازه‌گیری	۱	۲	۳	۴	۵	۶
گسستگی اطلاعات (مثبت)		واحد	-	-	(۰/۴۲-)	(۰/۲۱-)	(۰/۲۴-)	(۱/۶۷-)
گسستگی اطلاعات (منفی)	NEG_ID	واحد	-	-	۰/۰۶۸۲-	۰/۰۶۱۰-	۰/۰۵۴۲-	۰/۰۲۹۳-
			-	-	(۱/۵۳-)	(۱/۰۱-)	(۰/۹۴-)	(۰/۵۹-)
ثبات بازده (مثبت)	POS_RC	واحد	-	-	-	۰/۰۰۱۲-	۰/۰۰۹۴-	۰/۰۱۶۸-
			-	-	-	(۰/۱۰-)	(۰/۸۱-)	(۱/۴۴-)
ثبات بازده (منفی)	NEG_RC	واحد	-	-	-	۰/۰۰۰۸-	۰/۰۰۸۸	۰/۰۲۲۱
			-	-	-	(۰/۰۴-)	(۰/۴۷)	(۱/۲۷)
اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی	NPOS_NEG	واحد	-	-	-	-	۰/۰۰۲۸	۰/۰۰۳۶**
			-	-	-	-	(۱/۴۸)	(۱/۹۸)
بتا	BETA	واحد	-	-	-	-	-	۰/۰۰۹۰-
			-	-	-	-	-	(۱/۵۶-)
اندازه	SIZE	واحد	-	-	-	-	-	۰/۰۱۵۳-*
			-	-	-	-	-	(۴/۶۵-)
نسبت ارزش دفتری به بازار	BM	واحد	-	-	-	-	-	۰/۰۱۳۷-*
			-	-	-	-	-	(۶/۷۳)
بازگشت بازده	REV	درصد	-	-	-	-	-	۰/۰۴۴۶-
			-	-	-	-	-	(۰/۷۸-)
عدم نقدشوندگی	ILLIQ	واحد	-	-	-	-	-	۱/۰۲− × ۱۰^۸**
			-	-	-	-	-	(۱/۷۵-)
ریسک خاص شرکت	IVLO	درصد	-	-	-	-	-	۱/۰۸۳۳-*
			-	-	-	-	-	(۳/۴۶-)
گردش معاملات	TURN	واحد	-	-	-	-	-	۰/۰۰۴۴-
			-	-	-	-	-	(۰/۰۸-)
سود سرمایه‌ای تجمعی شناسایی شده	UCG	واحد	-	-	-	-	-	۰/۰۷۰۱-*
			-	-	-	-	-	(۱۱/۴۱-)

*معناداری در سطح ۱٪ ** معناداری در سطح ۵٪ *** معناداری در سطح ۱۰٪

منبع: یافته‌های پژوهش

ضریب متغیر اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت ومنفی در مدل ۶ مثبت و با آماره t برابر ۱/۹۸ در سطح ۵٪ معنادار است. این بدان معناست که هرچه تعداد ماه‌ها با بازده مثبت طی ۱۲ ماه گذشته بیشتر باشد، بازده مورد انتظار سهام مورد نظر بالاتر خواهد بود. در مدل ۶ ضریب متغیرهای اندازه (SIZE)، نسبت ارزش دفتری به بازار (BM)، نوسان‌پذیری خاص شرکت (IVOL) و سود سرمایه‌ای شناسایی نشده همگی در سطح ۱٪ از نظر آماری معنادار هستند و این نشان می‌دهد حتی با کنترل اثر این متغیرها، متغیر فراواکنشی

سرمایه‌گذاران همچنان معنادار است. بنابراین، فراواکنشی سرمایه‌گذاران مستقل از اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار، ریسک خاص شرکت و میزان رشد قیمت سهام در گذشته (سود سرمایه‌ای شناسایی نشده) است. ضریب متغیر عدم نقدشوندگی (ILLIQ) در مدل آخر منفی و در سطح ۵٪ معنادار است. این بدان معناست که سهام با نقدشوندگی بالاتر، بازده مورد انتظار پایین‌تری خواهند داشت.

در جدول ۳ نتایج بررسی بازده راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران ارائه شده است. در این جدول بازده پنجک‌های سهام بر حسب درصد که بر اساس معیار فراواکنشی مستمر (CO) مرتب شده‌اند برای دوره‌های نگهداری متفاوت نمایش داده شده است. پنجک اول نمایانگر سهام با بیشترین فراواکنشی منفی (پرتفوی بازنده‌ها) و پنجک پنجم نمایانگر سهام با بیشترین فراواکنشی مثبت (پرتفوی برنده‌ها) است. در هر ردیف بازده هر پرتفوی ارائه شده و بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران در ردیف بازده تفاضلی پنجک پنجم و اول ارائه شده‌است که به معنای خرید پرتفوی برنده و فروش پرتفوی بازنده است. در ذیل هرکدام از اعداد بازده، آماره t داخل پرانتز ارائه شده است.

جدول ۳. بازده پرتفوی‌های مبتنی بر فراواکنشی مستمر

پنجک – دوره نگهداری	۳ ماه	۶ ماه	۹ ماه	۱۲ ماه
۱ (بازنده‌ها)	*۲/۱۹	*۲/۴۲	*۲/۵۱	*۲/۴۵
آماره t	(۳/۴۴)	(۵/۰۲)	(۵/۹۷)	(۶/۹۱)
۲	*۲/۲۷	*۲/۲۸	*۲/۲۸	*۲/۲۸
آماره t	(۴/۰۳)	(۵/۶۹)	(۶/۶۸)	(۷/۴۹)
۳	*۲/۴۹	*۲/۵۷	*۲/۵۸	*۲/۵۷
آماره t	(۵/۴۴)	(۸/۰۵)	(۹/۵۵)	(۱۰/۸۱)
۴	*۲/۷۱	*۲/۸۲	*۲/۸۶	*۲/۸۴
آماره t	(۵/۹۲)	(۸/۲۸)	(۹/۸۳)	(۱۰/۷۷)
۵ (برنده‌ها)	*۲/۲۳	*۳/۳۳	*۳/۳۳	*۳/۲۴
آماره t	(۵/۱۹)	(۸/۱۰)	(۹/۲۲)	(۹/۸۰)
بازده تفاضلی پنجک پنجم و اول	۰/۰۴	*۰/۹۱	*۰/۸۱	*۰/۷۸
آماره t	(۰/۰۷)	(۲/۱۲)	(۲/۲۲)	(۲/۵۲)

*معناداری در سطح ۱٪

منبع: یافته‌های پژوهش

بازده پرتفوی‌های تشکیل شده بر اساس معیار فراواکنشی مستمر برای تمام پنجک‌ها مثبت و معنادار است. بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران (بازده پنجک پنجم منهای بازده پنجک اول) برای دوره‌های نگهداری ۶، ۹ و ۱۲ ماه مثبت و معنادار است که نشان از سودآوری این راهبرد دارد. در جدول ۴ و ۵ به‌ترتیب نتایج تعدیل بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران با مدل سه عاملی فاما–فرنچ (۱۹۹۳) و چهار عاملی کارهارت (۱۹۹۷) نمایش داده شده است. آلفای

مدل‌های سه عاملی و چهار عاملی برای پنجک‌های مختلف سهام به‌همراه آلفای راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران برای دوره‌های نگهداری متفاوت مندرج است.

جدول ۴. آلفای مدل سه عاملی فاما–فرنچ (۱۹۹۳) پرتفوی‌های مبتنی بر فراواکنشی مستمر

پنجک – دوره نگهداری	۳ ماه	۶ ماه	۹ ماه	۱۲ ماه
۱ (بازنده‌ها)	***۰/۸۹	*۱/۰۲	*۱/۱۸	*۱/۲۳
آماره t	(۱/۹۰)	(۲/۸۱)	(۳/۷۲)	(۴/۲۶)
۲	۰/۶۴	*۰/۸۱	*۰/۸۸	*۰/۹۳
آماره t	(۱/۳۶)	(۲/۳۵)	(۳/۰۱)	(۳/۵۸)
۳	۰/۴۷	۰/۵۲	***۰/۶۲	**۰/۶۶
آماره t	(۰/۷۸)	(۱/۲۰)	(۱/۶۶)	(۱/۹۶)
۴	۰/۰۱	۰/۳۳	۰/۵۹	***۰/۷۱
آماره t	(-۰/۰۱)	(۰/۶۹)	(۱/۳۵)	(۱/۸۷)
۵ (برنده‌ها)	۰/۶۱	*۱/۵۷	*۱/۶۱	*۱/۶۴
آماره t	(۱/۳۸)	(۳/۷۰)	(۴/۳۱)	(۴/۷۷)
بازده تفاضلی پنجک پنجم و اول	-۰/۹	-۰/۲۸	-۰/۴۹	***-۰/۵۹
آماره t	(۱/۵۳)	(-۰/۶۷)	(-۱/۳۵)	(۱/۹۱)

*معناداری درسطح ۱٪ ** معناداری در سطح ۵٪ *** معناداری در سطح ۱۰٪

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. آلفای مدل چهارعاملی کارهارت (۱۹۹۷) پرتفوی‌های مبتنی بر معیار فراواکنشی مستمر

پنجک – دوره نگهداری	۳ ماه	۶ ماه	۹ ماه	۱۲ ماه
۱ (بازنده‌ها)	***۰/۹۰	*۱/۰۲	*۱/۲۰	*۱/۲۴
آماره t	(۱/۸۶)	(۲/۷۵)	(۳/۷۰)	(۴/۱۷)
۲	۰/۶۲	*۰/۷۹	*۰/۹۱	*۰/۹۱
آماره t	(۱/۲۸)	(۲/۲۴)	(۳/۰۲)	(۳/۴۴)
۳	۰/۴۷	۰/۵۶	***۰/۶۵	***۰/۶۵
آماره t	(۰/۷۶)	(۱/۲۵)	(۱/۷)	(۱/۸۷)
۴	۰/۲۳	۰/۴۹	***۰/۷۴	*۰/۸۲
آماره t	(۰/۳۶)	(۱/۰۰)	(۱/۶۷)	(۲/۱۲)
۵ (برنده‌ها)	۰/۵۹	*۱/۵۹	*۱/۶۸	*۱/۷۱
آماره t	(۱/۳۰)	(۳/۶۵)	(۴/۳۹)	(۴/۸۸)
بازده تفاضلی پنجک پنجم و اول	*-۱/۱۶	-۰/۴۲	-۰/۵۸	*-۰/۶۳
آماره t	(-۱/۹۹)	(-۱/۰۱)	(-۱/۵۶)	(-۲/۰)

*معناداری در سطح ۱٪ **معناداری در سطح ۵٪ ***معناداری در سطح ۱۰٪

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود آلفای مدل سه عاملی و چهار عاملی برای بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر معیار فراواکنشی (پنجک پنجم منهای پنجک اول) برای دوره نگهداری ۱۲ ماهه

منفی و از نظر آماری در مدل سه عاملی در سطح ۱۰٪ و در مدل چهار عاملی در سطح ۱٪ معنادار است. آلفای مدل سه عاملی و چهار عاملی برای سایر دوره‌های نگهداری منفی است و تنها در مدل چهارعاملی برای دوره نگهداری ۳ ماهه در سطح ۱٪ معنادار است. این بدان معناست که بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران برای دوره نگهداری ۱۲ و ۳ ماهه می‌تواند ناشی از فراواکنشی سرمایه‌گذاران باشد اما برای سایر دوره‌های نگهداری این بازده ناشی از تحمل ریسک است و ارتباطی با فراواکنشی سرمایه‌گذاران ندارد.

نتیجه‌گیری و بحث

در این پژوهش، رابطه فراواکنشی سرمایه‌گذاران و بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران و همچنین بازده راهبرد معاملاتی مبتنی بر فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران مورد بررسی قرار گرفته است. یافته‌های پژوهش نشان داد فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران، بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران را تحت تأثیر قرار می‌دهد و رابطه آن با بازده سهام مثبت است. همچنین بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی مستمر سرمایه‌گذاران از نظر آماری معنادار است و به خصوص برای دوره نگهداری ۱۲ ماه، این بازده توسط عوامل ریسکی فراگیر توضیح داده نمی‌شود و می‌تواند ناشی از فراواکنشی سرمایه‌گذاران باشد.

در پژوهش‌های انجام شده در ایران سابق بر این از بازده گذشته سهام به‌عنوان معیار محاسبه فراواکنشی سرمایه‌گذاران استفاده می‌شد. اما، کانراد و کائول (۱۹۹۳) بیان نمودند بازده تجمعی سهام برای چند دوره کوتاه‌مدت به سمت بالا تورش دارد و همین مسئله می‌تواند نتایج گمراه‌کننده به دنبال داشته باشد. بنابراین در پژوهش حاضر فراواکنشی سرمایه‌گذاران با استفاده از معیار حجم علامت‌دار (فراواکنشی مستمر) بایون و همکاران (۲۰۱۶) اندازه‌گیری شد. نتایج نشان داد فراواکنشی سرمایه‌گذاران بر بازده سهام موثر است. رابطه فراواکنشی سرمایه‌گذاران و بازده سهام مثبت است که با نتایج بایون و همکاران (۲۰۱۶) همخوانی دارد. ضریب متغیر پیوستگی اطلاعات (POS_ID) در مدل نهایی منفی است و از این جهت با نتایج دا و همکاران (۲۰۱۴) مغایرت دارد. این بدین معناست که برخلاف یافته‌های دا و همکاران (۲۰۱۴)، پیوستگی ورود اطلاعات برای سهامی که در گذشته بازده مثبت داشته است، تأثیر منفی بر بازده مورد انتظار آن سهام در بورس اوراق بهادار تهران خواهد داشت. متغیر فراواکنشی مستمر در حضور متغیر اندازه همچنان معنادار است که این با نتایج زاروین (۱۹۸۹) مغایرت دارد که نشان داد فراواکنشی سرمایه‌گذاران بیان دیگری از تأثیر اندازه بر بازده سهام است و با اضافه کردن متغیر اندازه به مدل، متغیر فراواکنشی باید معناداری خود را از دست بدهد. این در صورتی است که در پژوهش حاضر چنین نشده است. رابطه متغیر عدم نقدشوندگی با بازده سهام منفی است که با نتایج آمیهود (۲۰۰۲) مطابقت دارد که نشان داد سهام با نقدشوندگی بالاتر، بازده مورد انتظار کمتری خواهد داشت. اما با نتایج بالی و همکاران[1] (۲۰۱۱) در تضاد است که نشان داد نوسان‌پذیری خاص شرکت (IVOL) با بازده سهام رابطه مثبت دارد. آن‌چه حائز اهمیت

1. Bali et al

است این است که در مدل نهایی با وجود کنترل تأثیر اندازه، نوسان‌پذیری خاص شرکت، نسبت ارزش دفتری به بازار، ریسک سیستماتیک، ریسک خاص شرکت، پیوستگی ورود اطلاعات، اختلاف ماه‌ها با بازده مثبت و منفی، نقدشوندگی و سود سرمایه‌ای شناسایی نشده، ضریب متغیر فراواکنشی همچنان معنادار باقی می‌ماند که این ضمن تأیید وجود فراواکنشی درمیان سرمایه‌گذاران نشان از تأثیر این متغیر بر بازده سهام دارد. بنابراین با توجه به نتایج حاصل از تحلیل رابطه میان فراواکنشی سرمایه‌گذاران و بازده سهام، فرضیه اول پژوهش مبنی بر این‌که فراواکنشی سرمایه‌گذاران می‌تواند بازده سهام را توضیح دهد، مورد تأیید قرار گرفت.

به‌منظور بررسی معناداری بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران از روش مطالعه پرتفوی استفاده شده است. بازده تمام پرتفوی‌هایی که بر اساس معیار فراواکنشی مستمر با دوره تشکیل ۱۲ ماه شکل گرفته‌اند برای تمام دوره‌های نگهداری ۳، ۶، ۹ و ۱۲ ماه مثبت و از نظر آماری معنادار است. اما بازده پرتفوی راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران تنها برای دوره‌های نگهداری ۶، ۹ و ۱۲ ماه معنادار است که نشان از سودآوری این راهبرد برای دوره‌های نگهداری مذکور دارد. این نتایج با نتایج بایون و همکاران (۲۰۱۶) تفاوت دارد. چراکه مطابق بایون و همکاران (۲۰۱۶) این بازده برای تمام دوره‌های نگهداری مثبت و معنادار است. با حرکت از دوره‌های نگهداری کوتاه‌مدت به بلندمدت بازده این راهبرد کاهش می‌یابد که با یافته‌های جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) و بایون و همکاران (۲۰۱۶) مبنی بر اصلاح فراواکنشی سرمایه‌گذاران در اثر ورود اطلاعات جدید همخوانی دارد. بنابراین، فرضیه دوم پژوهش مبنی بر معنادار بودن بازده راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران مورد تأیید قرار گرفت. از سوی دیگر، تعدیل این بازده با عوامل ریسکی نشان می‌دهد این بازده برای دوره نگهداری ۱۲ ماهه می‌تواند ناشی از فراواکنشی سرمایه‌گذاران باشد. هرچند آلفای منفی مدل‌ها برای دوره نگهداری ۱۲ ماه نشان از آن دارد که این راهبرد خرید و فروش نمی‌تواند عملکرد بهتری از بازده پرتفوی‌های تشکیل شده براساس عوامل ریسکی فراگیر حاصل کند. نکته قابل توجه این که در به‌کارگیری راهبرد خرید و فروش در این پژوهش هزینه معاملات منظور نشده است. بنابراین پیشنهاد می‌شود ارزش اقتصادی راهبرد خرید و فروش مبتنی بر فراواکنشی سرمایه‌گذاران با درنظر گرفتن هزینه معاملات بررسی شود. مطابق نتایج پژوهش حاضر فراواکنشی سرمایه‌گذاران بازده دارایی‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد که از مصادیق عدم کارایی بازار است. بر این اساس، مقام‌های ناظر بر بازار سهام می‌توانند با انجام اقداماتی نظیر افزایش کارایی نظام‌های اطلاع‌رسانی و تلاش برای افزایش شفافیت شرکت‌ها، در جهت کاهش فراواکنشی سرمایه‌گذاران و افزایش کارایی بازار سهام حرکت کنند.

ملاحظات اخلاقی

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

منابع

اســکینی، ســبحان؛ تاجمیر ریاحی، حامد و ایمنی‌فر، محمد. (۱۳۹۲). آزمون فراواکنشـــی و راهبرد سرمایه‌گذاری معکوس با استفاده از بازده دوره نگهداری. *اندیشه مدیریت راهبردی*، ۷(۱)، ۲۴۵-۲۲۹.

بدری، احمد و اصیل‌زاده، محمد. (۱۳۹۰). فراواکنشی و دامنه نوسان قیمت: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۳(۹)، ۷۳-۵۶.

ریاحین، مهدی؛ معدنچی، مهدی و ســـتایش، محمد رضـــا. (۱۳۹۵). ارزیابی واکنش بیش از اندازه سرمایه‌گذاران بازار سهام ایران نسبت به اخبار مذاکرات هسته‌ای. *مجله اقتصادی*، ۱۶(۷)، ۷۷-۵۳.

ســعیدی، علی؛ رهنمای رودپشــتی، فریدون و بیک‌زاده عباســی، فرزانه. (۱۳۸۹). کاربرد راهبردهای توالی و معکوس در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۸(۳۱)، ۱۴۱-۱۲۱.

ضــیایی بیدگلی، محمد تقی و بهرامی، کیومرث. (۱۳۹۲). آزمون به‌کارگیری راهبرد معاملاتی معکوس در تشکیل پرتفوی در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۶(۱۷)، ۱۱۹-۱۰۳.

مددی، سعید؛ برزگر، نرگس و موسوی، میرحسین. (۱۳۹۳). مدل سازی فراواکنشی سرمایه‌گذاران در بازار سهام با قیمت‌های OHLC روزانه. *پژوهش‌های تجربی حسابداری*، ۴(۲)، ۱۹۶-۱۷۹.

مهرانی، ساسان و نونهال نهر، علی اکبر. (۱۳۸۷). بررسی امکان به‌کارگیری راهبرد معاملاتی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران. *بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۴(۵۰)، ۴۶-۲۵.

نیکبخت، محمدرضـا و مرادی، مهدی. (۱۳۸۴). ارزیابی واکنش بیش از اندازه ســهامداران عادی در بورس اوراق بهادار تهران. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، ۳(۹)، ۲۶-۱.

Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets*, 5(1), 31-56.

Ang, A., Hodrick, J, R., Xing, Y. & Zhang, X. (2009). High idiosyncratic volatility and low returns: International and further U.S. evidence. *Journal of Financial Economics*, 91(1), 1-23.

Badri, A. & Asilzadeh, M. (2011). Frequency and amplitude of price fluctuations: Evidence from Tehran Stock Exchange. *Accounting Research*, 3(9), 56-73. (In Persian)

Bali, T., Cakici, N. & Whitelaw, R. (2011). Maxing out: Stocks as lotteries and the cross-section of expected returns. *Journal of Financial Economics*, 99(2), 427-446.

Barber, B. & Odean, T. (2001). Boys will be boys: Gender, overconfidence, and common stock investment. *Quarterly Journal of Economics*, 116(1), 261-292.

Barberis, N., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1998). A model of investment sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 307-343.

Byun, S. J., Lim, S. S. & Yun, S. H. (2016). Continuing overreaction and stock return predictability. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51(6), 2015-2046.

Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of finance*, 52(1), 57-82.

Conrad, J. & Kaul, G. (1993). Long-Term market overreaction or biases in computed return? *The Journal of Finance*, 48(1), 39-63.

Cremers, M. & Pareek, A. (2014). Short-Term trading and stock return anomalies: Momentum, reversal and share issueance. *Review of Finance*, 19(4), 1649-1701.

Da, Z., Gurun, U. & Warachka, M. (2014). Frog in the pan: Continuous information and momentum. *Review of Financial Studies Forthcoming*, 27(7), 2171-2218.

Daniel, K., Hirshleifer, D. & Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under-and overreactions. *Journal of Finance*, 53(6), 1839-1885.

De Bondt, W. F. M. & Thaler, R. (1985). Do the stock market overreact? *The Journal of Finance*, 40(3), 793-805.

Dyl, E., Yuksel, H. & Zaynutdinova, G. (2019). Price reversals and price continuations following large prices movements. *Journal of Business Research*, 95(C), 1-12.

Eskini, S., Tajmir Riyahi, H. & Imenifar, M. (2013). Testing overreaction and contrarian investment strategy using the holding period return. *Strategic Management Thought*, 7(1), 229-245. (In Persian)

Fakhry, B. & Richter, C. (2015). Is the sovereign debt market efficient? Evidence from the US and German sovereign debt markets. *International Economics and Economic Policy*, 12(3), 339-357.

Fama, E. & French, K. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 33(1), 3-56.

Fama, E. & French, K. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The Journal of Finance*, 51(1), 55-84.

Fama, E. & MacBeth, J. (1973). Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy*, 81(3), 607-636.

Frank, M. & Sanati, A. (2018). How does the stock market absorb shocks? *Journal of Financial Eonomics*, 129(1), 136-153.

George, T. J. & Hwang C. Y. (2007). Long-term return reversals: Overreaction or taxes? *The Journal of Finance*, 62(6), 2865-2896.

Glaser, M. & Weber, M. (2009). Which past returns affect trading volume? *Journal of Financial Markets*, 12(1), 1-31.

Grinblatt, M. & Han, B. (2005). Prospect theory, mental accounting and momentum. *Journal of Financial Economics*, 78(2), 311-337.

Grinblatt, M. & Moskowitz, T. (2004). Predicting stock price movements from past returns: The role of consistency and tax-loss selling. *Journal of Financial Economics*, 71(3), 541-579.

Grinblatt, M. & Keloharju, M. (2009). Sensation seeking, overconfidence and trading activity. *The Journal of Finance*, 64(2), 549-578.

Heyman, D., Lescrauwaet, M. & Stieperaere, H. (2019). Investor attention and short term return reversals. *Finance Research Letters*, 29, 1-6.

Hong, H. & Stein, J. C. (1999). A unified theory of under reaction, momentum trading and overreaction in asset markets. *The Journal of Finance*, 54(6), 2143-2184.

Jegadeesh, N. (1990). Evidence of predictable behavior of security returns. *The Journal of Finance*, 45(3), 881-898.

Jegadeesh, N. & Titman, S. (1993). Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency. *The Journal of Finance*, 48(1), 65-91.

Jegadeesh, N. & Titman, S. (1995). Overreaction, delayed reaction and contrarian profits. *The Review of Financial Studies*, 8(4), 973-993.

Lee, C. M. C. & Swaminathan, B. (2002). Price momentum and trading volume. *The Journal of Finance*, 55(5), 2017-2069.

Lo, A. & MacKinlay, A. (1990). When are contrarian profits due to stock market overreaction? *The Review of Financial Studies*, 3(2), 175-205.

Lobe, S. & Rieks, J. (2011). Short-term market overreaction on the Frankfurt Stock Exchange. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(2), 113-123.

Madadi, S., Barzgar, N. & Mousavi, M. (2014). Overreaction modeling of stock market through intraday OHLC prices. *Journal of Empirical Research in Accounting*, 4(2), 179-196. (In Persian)

Mehrani, S. & Nonahal Nahr, A. A. (2008). An investigation of implementing contrarian trading strategy in Tehran Stock Exchange (TSE). *Accounting and Auditing Review*, 15(1), 25-46. (In Persian)

Nikbakht, M. R. & Moradi, M. (2005). The evaluation investor's overreaction in the Tehran Stock Exchange (TSE). *Empirical Studies in Financial Accounting*, 3(9), 1-26. (In Persian)

Odean, T. (1998). Volume, volatility, price, and profit when all traders are above average. *The Journal of Finance*, 53(6), 1887-1934.

Riahin, M., Madanchi, M. & Setayesh, M. (2016). Investor's overreaction to Iran nuclear negotiation. *Economic Journal*, 16(7), 53-77. (In Persian)

Saeedi, A., Rahnama Roodposhti, F. & Bikzadeh Abbasi, F. (2010). Application of momentum and contrarian strategies in Tehran Stock Exchange. *Empirical Studies of Financial Accounting*, 8(31), 121-141. (In Persian)

Spyros, S., Kassimatis, K. & Galariotis, E. (2007). Short-term overreaction, underreaction and efficient reaction: Evidence from the London Stock Exchange. *Applied Financial Economics*, 17(3), 221-235.

Zarowin, P. (1989). Does the stock market overreact to corporate earnings information? *The Journal of Finance*, 44(5), 1385-1399.

Ziaeei Bidgoli, M. T. & Bahrami, K. (2013). Testing contrarian strategy in portfolio formation: Evidences from Tehran securities exchange. *Scientific & Research Journals Management System*, 6(1), 103-119. (In Persian)

COPYRIGHTS

©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can’t change them in any way or use them commercially.