



Behavioral Bias, Abnormal Volume, and Abnormal Return

Mohammad Osoolian^{1*}, Mozhgan Bazchi²

1- Assistant Professor, Department of Financial Management, Faculty of Management & Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
m_osoolian@sbu.ac.ir

2- M.A, Department of Financial Management, Faculty of Management & Accounting, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran
m.bazchi@yahoo.com

Abstract

Objectives: This research evaluates the effects of overconfidence, disposition effect and investors' attention on the abnormal volume and abnormal returns of stocks through Interruption in independent variables.

Method: It uses the unbalanced panel data regression technique to study a sample of 325 listed firms in Tehran Stock Exchange at weekly intervals between 2011 and 2016.

Results: The results show that disposition effect and investors' attention cause abnormal volume. In addition, with regards to abnormal return, the effect of investors' attention on abnormal return is significant in the regression model. The important point in this study is the investigation of the effect of behavioral biases on abnormal volume while generating abnormal returns. The results indicate that only investors' attention causes both abnormal volume and abnormal returns. Also, in the case of overconfidence, the relationship between this bias and abnormal volume and abnormal returns is not significant.

Keywords: Abnormal volume, Disposition effect, Excess returns, Investors' attention, Overconfidence

سوگیری‌های رفتاری، حجم غیرنرمال معاملات و بازده غیرعادی سهام

محمد اصولیان^{۱*}، مژگان بازچی^۲

۱- استادیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
m_osoolian@sbu.ac.ir

۲- کارشناس ارشد، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
m.bazchi@yahoo.com

چکیده

هدف: هدف از انجام پژوهش حاضر بررسی تأثیر سوگیری‌های رفتاری شامل فراعتمادی، اثر تمایلاتی و توجهات سرمایه‌گذاران بر حجم غیرنرمال و بازده غیرعادی است.

روش: برای این منظور نمونه‌ای متشکل از ۳۲۵ شرکت پذیرفته شده در بورس تهران، در بازه هفتگی و طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ با استفاده از روش رگرسیون داده‌های ترکیبی نامتقارن بررسی شده است.

نتایج: نتایج نشان می‌دهد توجهات سرمایه‌گذاران و اثر تمایلاتی موجب ایجاد حجم غیرنرمال می‌شود. درباره بازده غیرعادی نیز توجهات سرمایه‌گذاران در الگوی رگرسیونی معنی‌دار است. نکته مهم بررسی روابط علی زنجیره‌وار و در واقع، تأثیر سوگیری‌های رفتاری مؤثر بر حجم غیرنرمال در ایجاد بازده غیرعادی است. در نمونه بررسی شده توجهات سرمایه‌گذاران عامل ایجاد حجم غیرنرمال و سپس بازده غیرعادی است. درباره فراعتمادی، رابطه این سوگیری با حجم غیرنرمال و بازده غیرعادی معنی‌دار نیست و فراعتمادی از عوامل ایجاد حجم غیرنرمال و بازده غیرعادی محسوب نمی‌شود.

واژه‌های کلیدی: حجم غیرنرمال، بازده غیرعادی، توجهات سرمایه‌گذار، اثر تمایلاتی، فراعتمادی

* نویسنده مسؤول

مقدمه

ظهور مالی رفتاری به منزله یکی از شاخه‌های علم مالی، طی سال‌های گذشته دلالتی بر وجود خلاف قاعده‌های بازار سرمایه در الگوی کلاسیک است. خلاف قاعده‌هایی همچون واکنش بیش از حد یا کمتر از حد، همبستگی مثبت و منفی سهام و بسیاری دیگر از این دست که موجب ایجاد بازده غیرعادی در سهام می‌شود؛ از این رو، در حیطه سرمایه‌گذاری با وجود تکیه بر مباحثی همچون ارزش‌گذاری سهام که با الگوهای کلاسیک توجیه‌پذیر است، تأثیر سوگیری‌های رفتاری بر چگونگی تصمیم‌گیری و عملکرد انواع سرمایه‌گذاران خرد و حقوقی و حتی بازارها، در بهبود عملکرد سرمایه‌گذاری مؤثر است. شناخت این سوگیری‌ها از آن نظر اهمیت دارد که به درک بهتر عملکرد سرمایه‌گذار بدون ایجاد تورش در ارزیابی کمک می‌کند (پمپین^۱، ۲۰۰۶). به همین دلیل شناخت این سوگیری‌ها و چگونگی تأثیر آنها بر بازار موجب گرفتن تصمیمات بهینه می‌شود.

تاکنون سوگیری‌های رفتاری زیادی شناخته شده است که فرااعتمادی و اثر تمایلاتی از جمله رایج‌ترین آنهاست. مطالعات بسیاری به وجود رابطه بین حجم و فرااعتمادی تأکید کردند؛ به گونه‌ای که در برخی مطالعات همچون بدری و کوچکی (۲۰۱۳) و چیانگ^۲ و وونگ^۳ (۲۰۱۰) حجم معاملات، شاخصی برای فرااعتمادی در نظر گرفته شده است. مطالعات بیکر^۴ و ورگلر^۵ (۲۰۰۶) در زمینه اثر تمایلاتی نشان می‌دهد قیمت ارائه شده به وسیله فروشندگان چه در رکود بازار و چه در رونق بازار، از اثر تمایلاتی تأثیر می‌گیرد. این

عامل در بازارهای مالی خود را به صورت تغییر حجم معاملات نشان می‌دهد (فرازینی^۶، ۲۰۰۶). توجهات سرمایه‌گذاران از جمله سوگیری‌های شناخته شده‌ای است که کمتر بررسی شده است. مطالعه یان^۷ (۲۰۱۵) درباره توجهات سرمایه‌گذاران نشان می‌دهد افزایش توجه به سهم موجب افزایش حجم معاملات می‌شود و بر بازده سهام نیز تأثیر گذار است.

در پژوهش حاضر برخلاف پژوهش‌های انجام شده، به طور خاص سه مورد از سوگیری‌های رفتاری بررسی شده است و براساس مفاهیم مالی رفتاری ایجاد بازده غیرعادی و حجم غیرنرمال را توضیح می‌دهد. سوگیری توجهات سرمایه‌گذاران نیز بررسی شده است که تاکنون در مطالعات داخلی به آن توجه نشده است. وجه تمایز این پژوهش بررسی همزمان سه سوگیری رفتاری بر متغیرهای مطرح شده است.

با توجه به مباحث مطرح شده در این پژوهش و اهمیت سوگیری‌های رفتاری مطالعه شده بر بازار سرمایه، در این پژوهش پس از بررسی رابطه حجم و بازده و تأثیر سوگیری‌های رفتاری مطرح شده بر ایجاد حجم غیرنرمال، به این سؤال پاسخ داده می‌شود که آیا فرااعتمادی، اثر تمایلاتی و توجهات سرمایه‌گذاران موجب ایجاد حجم غیرنرمال و بازده غیرعادی می‌شود یا خیر.

مبانی نظری

در پژوهش حاضر درباره سه سوگیری رفتاری بحث می‌شود که در این بخش هر یک به طور مجزا تشریح شده است. فرااعتمادی^۸ از پرکاربردترین سوگیری‌های رفتاری است که بر مبنای قضاوت

1. Pompian
2. Chiang
3. Wong
4. Baker
5. Wurgler

6. Frazzini

7. Yuan

8. Overconfidence

بیان اودین (۱۹۹۸) توضیحی ساده و محکم برای حجم بالای معاملات در بازارهای مالی وجود دارد: فرااعتمادی؛ افراد نسبت به توانایی‌ها، دانش و چشم‌انداز آینده خود فرااعتمادند. مطالعات پژوهشگرانی همچون لی^{۱۳} و رو^{۱۴} (۲۰۰۲) و استمن^{۱۵}، تورلی^{۱۶} و ورکینک^{۱۷} (۲۰۰۶) نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران فرااعتماد، توالی معاملاتی بیشتری دارند و همین موضوع سبب پایین آمدن بازده سرمایه‌گذاری‌های آنها می‌شود. نکته مشترک بسیاری مطالعات در زمینه فرااعتمادی، رابطه مستقیم بین سطح فرااعتمادی و حجم معاملات است؛ به گونه‌ای که در برخی مطالعات همچون بدری و کوچکی (۲۰۱۳) و چیانگ و وانگ (۲۰۱۰) حجم معاملات شاخصی برای فرااعتمادی در نظر گرفته شده است؛ در واقع، برجسته‌ترین توضیح برای حجم اضافی، اعتماد به نفس است. بازده بالای بازار موجب می‌شود سرمایه‌گذاران بیش از حد مصمم شوند و به دنبال سرمایه‌گذاری بیشتری باشند (زین، ۲۰۱۵).

سرمایه‌گذاران فرااعتماد با تخمین بیش از اندازه درستی سیگنال‌های معاملاتی خود، به شکل متهورانه‌تری نسبت به سرمایه‌گذاران عقلایی، براساس اطلاعات خود معامله می‌کنند. فرااعتمادی سبب می‌شود سرمایه‌گذاران مهارت‌های پیش‌بینی خود را بیش از حد برآورد و باور کنند که قادرند زمان تغییرات بازار را تعیین کنند (بدری و کوچکی، ۲۰۱۳)؛ در نتیجه، بیش از حد معامله می‌کنند و با وجود شواهد کافی مبنی بر اشتباه بودن ارزیابی کنونی، به آهستگی آن را اصلاح می‌کنند (واورو^{۱۸}، مونوکی^۱ و الیان^۲، ۲۰۰۸).

نادرست افراد درباره توانایی‌های خود شکل می‌گیرد (پمپین، ۲۰۰۶). تالر^۱ (۲۰۱۶) در مقاله «اقتصاد رفتاری، گذشته، حال و آینده» بیان می‌کند فرااعتمادی موجب می‌شود افراد شانس موفقیت خود را بیش از حد ارزیابی کنند. به عقیده ریکاردی^۲ (۲۰۰۸) مردم به طور معمول اعتماد به نفس بیشتری نسبت به درستی قضاوت‌های خود دارند و بیشتر قضاوت‌های افراد آنقدر درست نیست که فکر می‌کنند. دلایل ایجاد فرااعتمادی در سرمایه‌گذاران مبحثی است که پژوهشگران بسیاری از جمله جرویس^۳ و اودین^۴ (۲۰۰۱)، گلیسر^۵ و وبر^۶ (۲۰۰۹) و چو^۷ و وانگ^۸ (۲۰۱۱) درباره آن مطالعه کرده‌اند. بیشتر این پژوهش‌ها، تجربه بازده بالا چه در سطح فردی و چه در سطح بازار، مهارت در معاملات و موفقیت‌ها و شکست‌های گذشته فرد را عامل ایجاد فرااعتمادی در آنها می‌دانند.

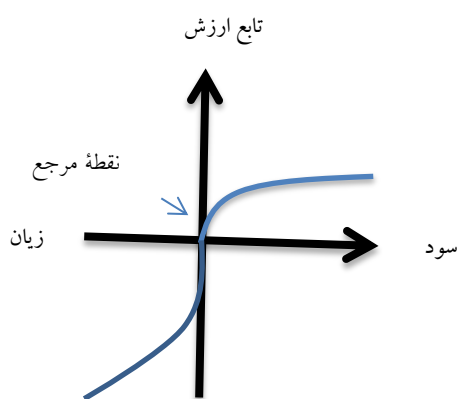
پیشرفته یا نوظهور بودن بازارها بر عملکرد سرمایه‌گذاران و بروز سوگیری‌های رفتاری تأثیرگذار است. تأیید وجود این سوگیری در بازارهای نوظهور همچون تونس (زین^۹، ۲۰۱۵) و پاکستان (زیا^{۱۰}، ایندو^{۱۱} و هاشمی^{۱۲}، ۲۰۱۷) نیز به اثبات رسیده است. سرمایه‌گذاران بازارهای نوظهور، سوگیری‌های رفتاری بیشتری نسبت به سرمایه‌گذاران بازارهای پیشرفته دارند. علاوه بر عوامل مؤثر بر فرااعتمادی، نمود خارجی تأثیر آن بر بازارها موضوع بسیاری از مطالعات است. به

1. Thaler
2. Ricciardi
3. Gervis
4. Odean
5. Glaser
6. Weber
7. Chou
8. Wang
9. Zaiane
10. Zia
11. Aindu
12. Hashmi

13. Lee
14. Rui
15. Statman
16. Thorley
17. Vorkink
18. Waweru

اثر تمایلاتی، گرایش سرمایه‌گذاران به حفظ طولانی‌مدت سرمایه‌گذاری زیان‌ده (ریسک‌طلبی) و فروش سریع سرمایه‌گذاری سودده (ریسک‌گریزی) است (باربریز^۷ و هوانگ^۸، ۲۰۰۱)

اولین بار شفرین^۹ و استتمن (۱۹۸۵) اثر تمایلاتی را بیان کردند که بسط یافته نظریه چشم‌انداز کانمن^{۱۰} و تورووسکی^{۱۱} (۱۹۷۹) است؛ در واقع، این نظریه به ریسک‌گریز بودن سرمایه‌گذاران در سود و ریسک‌پذیری آنها در زیان اشاره می‌کند. این تفاوت رفتاری نسبت به نقطه مرجع^{۱۲} در تابع ارزش S شکل نامتقارن مشاهده می‌شود (اوهلر^{۱۳}، هیلمن^{۱۴}، لاگر^{۱۵} و اوبرلندر^{۱۶}، ۲۰۰۳)



نمودار (۱) نظریه چشم‌انداز

کاستیا^{۱۷} (۲۰۰۴) درباره اثر تمایلاتی در عرضه‌های اولیه مطالعه کرد. او با تأیید وجود اثر تمایلاتی بین سرمایه‌گذاران در عرضه‌های اولیه، به این نتیجه رسید که رابطه بازده روز بعد از عرضه با حجم و گردش معاملات مستقیم است. مطالعه استتمن و همکاران

(۲۰۰۸). گرینبلت^۳ و کلوهارجو^۴ (۲۰۰۹) با بررسی ویژگی فرااعتمادی نسبت به تمایل سرمایه‌گذاران به انجام معاملات فراوان، دریافتند حجم معاملات افراد دارای فرااعتمادی، نسبت به افرادی که به دلیل هیجان معامله می‌کنند، بیشتر بوده است. دنیل^۵ و هرشیفر^۶ (۲۰۱۵) اثرات اعتماد به نفس سرمایه‌گذاران را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاران خرد و مدیران دارایی، با وجود ریسک بالا و بازده کم ترجیح می‌دهند به‌طور فعال معامله کنند.

موسوی و آقابابایی (۲۰۱۷) با مطالعه جنبه‌های مختلف فرااعتمادی درباره حجم معاملات، به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاران با اطمینان بیش از حد با تصور اینکه اطلاعات ویژه‌ای در اختیار دارند، معاملات پرحجمی انجام می‌دهند که در بیشتر موارد سبب بازدهی ضعیف در بلندمدت می‌شود. مطالعات اسلامی‌بیدگلی و تهرانی (۲۰۰۷) نیز وجود ارتباط ضعیف بین حجم معاملات و فرااعتمادی را نشان می‌دهد. این دو پژوهش روش‌شناسی تقریباً مشابهی در سنجش فرااعتمادی دارند. جهانخانی، قراگوزلو و نوفرستی (۲۰۰۹) به رابطه معنی‌داری بین حجم معاملات و بازده با وقفه دست نیافتند و وجود فرااعتمادی بین سرمایه‌گذاران بورس تهران را رد کردند. بدری و کوچکی (۲۰۱۳) نیز شواهدی مبنی بر وجود فرااعتمادی بین سرمایه‌گذاران بورس تهران نیافتند؛ زیرا در بررسی آنها رابطه معنی‌داری بین حجم معاملات و بازده بازار وجود نداشت. تفاوت در نتایج به‌دست آمده در پژوهش‌های داخلی به‌سبب متغیرهای سنجش متفاوت برای فرااعتمادی است.

7. Barberis
8. Huang
9. Shefrin
10. Kahneman
11. Tversky
12. Reference point
13. Oehler
14. Heilmann
15. Lager
16. Oberlander
17. Kaustia

1. Munnyoki
2. Uliana
3. Grinbelt
4. Keloharju
5. Daniel
6. Hirshleifer

سهامی با نقدشوندگی کمتر، کوتاه تر است و بازده اوراق بر سطوح گردش خرید و فروش مؤثر است که در این موضوع حجم نمود پیدا می کند. چو و وانگ (۲۰۱۱) در بورس تایوان به این نتیجه رسیدند که فرااعتمادی و اثر تمایلاتی هر دو موجب رابطه مثبت بین حجم معاملات آتی و بازده دوره قبل می شود.

علاوه بر بازار اوراق بهادار، برخی پژوهش‌ها همچون لی^۲، سیلر^۳ و سان^۴ (۲۰۱۷) وجود اثر تمایلاتی در قیمت فروش مسکن را بررسی کردند. آنها با استفاده از منحنی قیمت گذاری تجربی به این نتیجه رسیدند که قیمت ارائه شده از طرف فروشندگان چه در رکود و چه در رونق بازار از اثر تمایلاتی تأثیر می گیرد. به علاوه با بررسی حجم معاملات املاک و اثر ذکر شده با استفاده از منحنی قیمت گذاری تجربی، به این نتیجه رسیدند که در زیان بودن افراد، حجم معاملات را کاهش می دهد.

در زمینه توجهات سرمایه گذاران، کانمن (۱۹۷۳) بیان می کند که «توجه» سوگیری شناختی نادری است که بر قیمت دارایی تأثیر می گذارد. دو دیدگاه در مقوله توجهات سرمایه گذاران وجود دارد: دیدگاه اول که در مطالعات پنگ^۵ و ژوانگ^۶ (۲۰۰۶)، چن^۷ (۲۰۱۷) و اندری^۸ و هاسلر^۹ (۲۰۱۳) مشاهده می شود، به بحث کارآیی بیشتر بازار اشاره دارد. مطالعات آنها نشان می دهد زمانی که توجه سرمایه گذاران به بازار بیشتر باشد، قیمت سهام نمی تواند از ارزش ذاتی آن فاصله زیادی داشته باشد. دیدگاه دوم همسو با مقاله باربر و اودین (۲۰۱۱) است که تأثیر متقابل توجه

(۲۰۰۶) نیز تأثیر اثر تمایلاتی بر حجم معاملات را تأیید کرد.

نمود خارجی سوگیری اثر تمایلاتی بر بازار در پژوهش‌های بسیاری بررسی شده است؛ باربر^۱ و اودین (۲۰۰۸) به این نتیجه رسیدند که سرمایه گذاران با نگر داشتن سهام بازنده و فروش سرمایه گذاری برنده، عملکرد ضعیف تر از بازار دارند و این عامل از توجه محدود و بازده حاصل از عملکرد گذشته آنها تأثیر می گیرد.

میان مطالعات داخلی، فلاح شمس و رضازاده (۲۰۱۳) با بررسی اثر تمایلی زیان گریزی سرمایه گذاران بر اساس حجم معاملات در عرضه های اولیه، وجود تورش رفتاری زیان گریزی را میان سرمایه گذاران بورس اوراق بهادار تهران تأیید کرد. نتایج آنها نشان داد حجم معاملات در سه حالت افزایش می یابد: حالت اول، زمانی است که قیمت سهام با بازده اولیه مثبت، از قیمت عرضه اولیه کمتر باشد. حالت دوم، زمانی است که قیمت سهام با بازده اولیه منفی، از قیمت عرضه اولیه بیشتر باشد. حالت سوم نیز زمانی است که حدود قیمتی جدید برای سهام ایجاد شود. مطالعه بدری و کوچکی (۲۰۱۳) نیز وجود اثر تمایلاتی را در بورس تهران تأیید کرد.

زیا و همکاران (۲۰۱۷) اثر تمایلاتی و فرااعتمادی در بورس پاکستان را بررسی و بیان کردند که افزایش حجم معاملات به صورت متداول در بازارهای مالی دیده می شود و این عامل از اقتصاد کلاسیک پیروی نمی کند. آنها به این نتیجه رسیدند که رفتاری مبتنی بر فرااعتمادی بین سرمایه گذاران بورس کراچی وجود ندارد؛ اما اثر تمایلاتی دیده می شود. مطالعه آنها نشان داد دوره نگهداری در سهم‌های بزرگ بیشتر و در

2. Li
3. Seiler
4. Sun
5. Peng
6. Xiong
7. Chen
8. Andrei
9. Hasler

1. Barber

تعیین کننده نقدشوندگی و نوسان بازار سهام است. بیان (۲۰۱۵) دریافت که توجهات زیاد سرمایه گذاران موجب نوسان پذیری بیشتر، حجم بالاتر و نقدشوندگی بیشتر می شود. براساس مطالعات او توجهات سرمایه گذاران در کوتاه مدت موجب افزایش بازده می شود و این امر پس از چند هفته به صورت معکوس دنبال می شود.

سؤال اصلی پژوهش حاضر این است: آیا سوگیری های رفتاری (فرااعتمادی، اثر تمایلاتی و توجهات سرمایه گذاران) که موجب حجم غیرنرمال می شود، بازده غیرعادی ایجاد خواهد کرد یا خیر؟ در واقع، هدف اصلی، آن است که تأثیر سوگیری های رفتاری مؤثر بر حجم را بر بازده بررسی کند. بدین منظور ابتدا تأثیر این سوگیری ها بر حجم غیرنرمال معاملات بررسی می شود که لازمه آن، بررسی قدرت توضیح دهندگی بازده غیرعادی به وسیله حجم غیرنرمال معاملات است.

برای رسیدن به این هدف، سه سؤال اصلی مطرح می شود که در آزمون های آماری به آنها پاسخ داده خواهد شد:

- ۱- قدرت توضیح دهندگی بازده غیرعادی به وسیله حجم غیرنرمال تا چند دوره زمانی آتی اعتبار دارد؟
- ۲- آیا عوامل رفتاری همچون توجهات سرمایه گذاران، اثر تمایلاتی و فرااعتمادی حجم غیرنرمال را توضیح می دهد؟
- ۳- آیا عوامل مؤثر بر حجم غیرنرمال، توضیح دهنده بازده غیرعادی اند؟

روش پژوهش

پژوهش مورد بررسی بر حسب هدف از نوع کاربردی، از حیث نوع پس رویدادی بوده و روش پژوهش

سرمایه گذاران را به منزله سوگیری رفتاری بر متغیرهایی مانند حجم معاملات و قیمت سهام بررسی می کند. آنها نشان می دهند سهامداران به سهامی توجه دارند که حجم آن به طور غیرنرمال افزایش یابد. این توجه درباره خرید (نسبت به فروش) سهام تأثیر بیشتری دارد. استدلال چنین دیدگاهی این است که وقتی سهامداران خرد تصمیم به خرید می گیرند، سهام مدنظر خود را بین هزاران سهم جستجو می کنند؛ اما زمانی که سهام خود را می فروشند، این تصمیم را از بین تعداد معدودی سهم می گیرند (لو^۱، ۲۰۱۴).

مؤلفه سنجش توجه سرمایه گذار در پژوهش های مختلف به طور متفاوتی سنجیده می شود که هزینه تبلیغات (دلاویگنا^۲ و پولت^۳، ۲۰۰۹)، پوشش رسانه ای^۴ (یان، ۲۰۱۵)، حجم معاملات (باربر و اودین، ۲۰۰۸) و ایجاد محدودیت قیمت (سیشوله^۵ و ویو^۶، ۲۰۰۷) از آن جمله است. برای مثال بن ریفیل^۷، دا^۸ و اسرالسین^۹ (۲۰۱۷) به این نتیجه رسیدند که جستجو در اخبار سهامی خاص در بلومبرگ، معیار سنجش توجه سرمایه گذاران است که با حجم معاملات آن سهام رابطه مستقیم و قوی دارد و بیشتر حجم معاملات سهامداران خرد را افزایش می دهد.

اودی^{۱۰}، ارووی^{۱۱} و تیلون^{۱۲} (۲۰۱۳) در بورس فرانسه مطالعات مشابهی انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که توجه سرمایه گذاران همبستگی بالا و مثبتی با حجم معاملات سهام دارد و به طور چشمگیری

1. Lou
2. DellaVigna
3. Pollet
4. Media coverage
5. Seasholes
6. Wu
7. Ben-Rephael
8. Da
9. Israelsen
10. Aouadi
11. Arouri
12. Teulon

$E(r_{i,t})$ بازده غیرعادی است که عبارت است از اختلاف بازده سبد از بازده بازار و $ETURN_{i,t}$ حجم نرمال است و برابر است با میانگین حجم دوازده دوره گذشته. $X_{ik,t}$ بردار t متغیرهای کنترلی شامل لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت $\log(MV)$ ، بازده دوره قبل $t-1$ ، ارزش دفتری به ارزش بازار B/M ، $MOM_{i,t}$ ، مومنتوم که بیان کننده میانگین بازده دوازده دوره گذشته سهم است، معیار عدم نقدشوندگی $ILLIQ$ آمیهود^۶ (۲۰۰۲)، معیار ریسک خاص $IVOL$ (انحراف معیار جزء خطای الگوی ۴ عاملی کارهارت^۷ (۱۹۹۷))، نسبت مازاد سود اخیر SUB (انحراف بیشترین سود فصلی و مقدار آن در دوره مشابه که بر تفاوت هشت سود فصلی اخیر تقسیم می شود) است.

$UTERN_{i,t}$ حجم غیرنرمال و قسمتی از حجم معاملات (در فرمول با نماد $Turn$) است که با توجه به میانگین ۱۲ دوره حجم گذشته توضیح داده نمی شود. برای این منظور نظیر کانولی^۸، استیورز^۹ و سان^{۱۰} (۲۰۰۵) برای تفکیک اجزای حجم از رگرسیون (۲) و شیوه پنجره غلتان^{۱۱} استفاده می شود.

$$Turn_{i,t} = \alpha_t + \sum_{k=2}^{k=12} \gamma_{i,k} Turn_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

سؤال دوم پژوهش تأثیر سویگیری های رفتاری بر حجم غیرنرمال را با استفاده از رگرسیون (۳) بررسی می کند. برای این منظور متغیرهای مستقل با یک دوره وقفه در الگو لحاظ می شود تا رابطه علی بررسی شود.

توصیفی و همبستگی است. نمونه آماری همه شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ است. داده های بررسی شده شامل ۳۲۵ شرکت بود که در بازه هفتگی و با استفاده از رگرسیون داده های ترکیبی نامتقارن بررسی شده است. همه شرکت های عضو نمونه طی سال بررسی شده عضو بورس اوراق بهادار تهران بوده اند، اطلاعات صورت مالی آنها در دسترس است و تغییر فعالیتی نداشته اند. داده های مورد نیاز پژوهش از صورت های مالی موجود در سامانه کدال و داده های بورس اوراق بهادار گردآوری شده است.

برای پاسخ به سؤال اول از رگرسیون (۱) استفاده می شود. همانند کردیا^۱، هاه^۲ و سابرامان یام^۳ (۲۰۰۷) برای جلوگیری از تأثیرگذاری متقابل خصوصیت های شرکتی، از رگرسیون مقطعی فاما^۴ - مکبث^۵ (۱۹۷۳) استفاده شده است؛ در نتیجه، قدرت پیش بینی کنندگی بازده با دو جزء حجم - به ویژه حجم غیرنرمال - با در نظر گرفتن متغیرهای کنترل سنجیده می شود. برای بررسی تأثیر حجم کل، نمونه بررسی شده به ۵ دسته براساس حجم معاملات (از سبد یک با بیشترین حجم تا سبد ۵ با کمترین حجم) دسته بندی شده است و رگرسیون (۱) در قالب این دسته بندی ها آزمون خواهد شد.

$$E(r_{i,t}) = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} UTURN_{i,t} + \gamma_{2,t} ETURN_{i,t} + \sum_{k=2}^n \gamma_{k,t} X_{ik,t} \quad (1)$$

6. Amihud
7. Carhart
8. Connolly
9. Stivers
10. Sun
11. Rolling window

1. Chordia
2. Huh
3. Subrahmanyam
4. Fama
5. MaceBeth

$R_{(i,v)}$ رتبه نوسان‌پذیری تاریخی (میانگین انحراف معیار ۵ هفته قبل) شرکت i در هفته t است که در محاسبه آن میانگین انحراف معیار ۵ هفته گذشته شرکت‌ها در هفته t دسته‌بندی و از بیشترین به کمترین رتبه‌بندی می‌شوند. $R_{(r)}$ میانگین رتبه بازده هفتگی سهام شرکت‌های سبد است. در محاسبه آن بازده سهام هر یک از سبدها در هفته t محاسبه و از بیشترین به کمترین (در هر یک از سبدها به صورت جداگانه) رتبه‌بندی می‌شود. $R_{(v)}$ نیز میانگین رتبه نوسان‌پذیری تاریخی سهام شرکت‌های سبد است که در محاسبه آن میانگین انحراف معیار ۵ هفته گذشته سهام هر یک از سبدها در هفته t محاسبه و از بیشترین به کمترین (در هر یک از سبدها به صورت جداگانه) رتبه‌بندی می‌شود.

طبق سؤال اصلی پژوهش آیا عوامل مؤثر بر حجم غیرنرمال، توضیح‌دهنده بازده غیرعادی هستند یا خیر. برای این منظور بازده غیرعادی سبدها، مطابق آنچه در قسمت قبل بیان شد، به وسیله پنج سنجه رفتاری که متغیرهای ذکرشده در بالا هستند، با وقفه زمانی (جلوگیری از خودهمبستگی در رگرسیون) در قالب رگرسیون (۵) آزمون خواهد شد.

$$E(r_{i,t}) = \alpha_i + \beta_{1i}R_{i,t-1} + \beta_{2i}R_{m,t-1} + \beta_{3i}V_{m,t-1} + \beta_{4i}Earning\ ratio_{i,t-1} + \beta_{5i}SENT_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

یافته‌ها

ابتدا تحلیل توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش ارائه می‌شود. داده‌ها به صورت هفتگی گردآوری شده است.

$$UTURN_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1i}R_{i,t-1} + \beta_{2i}R_{m,t-1} + \beta_{3i}V_{m,t-1} + \beta_{4i}Earning\ ratio_{i,t-1} + \beta_{5i}SENT_{i,t-1} + \rho_i UTURN_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

متغیرهای سنجش فراعتمادی شامل بازده دوره قبل $R_{i,t-1}$ و بازده شاخص در هفته گذشته $R_{m,t-1}$ است که به ترتیب براساس مطالعات استتمن و همکاران (۲۰۰۶) و جرویس و اودین (۲۰۰۱) به دست آمده است.

متغیر سنجش توجهات سرمایه‌گذاران شامل نسبت اطلاعات سود است که از تقسیم تعداد همه اطلاعاتی سود بر تعداد شرکت‌های موجود در بازار سرمایه - که در بازده مدنظر اقدام به اعلام اطلاعات کرده‌اند - به دست می‌آید. ارزش معاملات بازار $V_{(m,t)}$ (بدون معاملات بلوکی) نیز معیار سنجش توجهات سرمایه‌گذاران است که به صورت متغیر مجازی به کار می‌رود. طبق مقاله یان (۲۰۱۵) زمانی که ارزش معاملات بازار طی هفته بررسی شده از میانگین حجم معاملات هفتگی طی دوره زمانی پژوهش بیشتر باشد، عدد یک و در غیر این صورت صفر است.

تمایلات سرمایه‌گذاران (SENT) معیار سنجش اثر تمایلاتی است که براساس مطالعات جونز^۱ و باندوپادیاها^۲ (۲۰۰۵) و با تعدیل الگوی پرساود^۳ (۱۹۹۶) به صورت زیر به دست می‌آید.

$$SENT_{i,t-1} = \frac{\sum (R_{i,t} - \bar{R}_r)(R_{i,v} - \bar{R}_v)}{[\sum (R_{i,t} - \bar{R}_r)^2 \sum (R_{i,v} - \bar{R}_v)^2]^{1/2}} \times 100 \quad (4)$$

$R_{(i,t)}$ رتبه بازده هفتگی سهام i در هفته t است که در محاسبه آن بازده سهام شرکت‌ها در هفته t دسته‌بندی و از بیشترین به کمترین رتبه‌بندی می‌شود.

1. Jones
2. Bandopadhyaya
3. Persaud

جدول (۱) تحلیل توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	واحد	میانگین	میان	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
حجم غیرنرمال	UTERN _{i,t}	تعداد	۸۹۱۳۲۲۳	۴۰۴۱۲۹۱	۳۷۳۴۹۲۰۳	۲۴۵۶	۲۰۶۱۰۰۱۸۸۵
بازده غیرعادی	E(r _{i,t})	درصد	۰/۶۹۱	۰/۱۷۵	۰/۱۱۳	-۶۷/۰۴	۱۰۰/۷۵
بازده شاخص	R _{m,t}	درصد	۰/۲۸	۰/۹۵	۱/۷	-۴/۷۶	۶/۰۵
تمایلات سرمایه‌گذاران	SENT	واحد	۴۶/۱	۵۲/۱	۲۲/۵	-۶۳/۵	۹۳/۲
ارزش معاملات بازار	V _(m,t)	میلیون ریال	۷۹۰۲۲۸۶	۵۲۹۲۲۴۹	۶۲۲۳۸۴۰	۴۸۰۹۶۵	۳۳۲۵۵۳۹۰
نسبت اطلاعات سود	Earning Ratio	تعداد	۰/۰۰۰۶۷۴	۰/۰۰۰۵۱۹	۰/۰۰۰۵۸۶	۰/۰۰۰۰۱۸	۰/۰۰۰۳۷۳۰

حجم غیرنرمال معاملات به صورت تعدادی (و نه ریالی) محاسبه می‌شود که میانگین این تعداد، ۸۹۱۳ هزار معامله است. تمایلات سرمایه‌گذاران ترکیبی از رتبه بندی بازده و ریسک است که در نهایت، به صورت شاخص تفسیر می‌شود. برای رسیدن به نتیجه‌ای مطمئن، پیش از برآزش الگوهای رگرسیونی، پیش فرض‌های برآزش الگو نظیر بررسی مانایی

آزمون بارتلت کرنل)، خودهمبستگی و نرمال بودن بررسی و در صورت نیاز تعدیل‌ها لحاظ شده است. پیش از بررسی نتایج رگرسیون (۱)، ابتدا حجم غیرنرمال در قالب رگرسیون (۲) بررسی می‌شود. در رگرسیون زیر برای اجتناب از خودهمبستگی، وقفه‌های الگو تا ۳۶ دوره لحاظ شده است.

جدول (۲) نتایج رگرسیون ۲

نام متغیر	نماد متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t-	سطح معنی‌داری	نتیجه
	C	۷۶۵۶۸۴۰	۱۹۱۵۸۴/۲	۳۹/۹۶۵۹۲	۰/۰۰	-
میانگین حجم دوازده دوره قبل	D(TURN,2) ^{***}	۰/۲۲۹۵۴۳	۰/۰۰۰۶۷۰	۳۴۲/۴۰۲۳	۰/۰۰	معنی‌دار است
ضریب تعیین		۰/۳۸۸۸۸۴				
آماره F		۱۰۲۹۰/۴۱				
سطح معنی‌داری		۰/۰۰۰۰				

همان‌طور که مشاهده می‌شود، رابطه معنی‌داری بین حجم معاملات با میانگین حجم دوازده دوره آن در سطح اطمینان ۹۹ درصد وجود دارد. الگو نیز در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار است. به کمک جزء خطای رگرسیون، حجم غیرنرمال شناخته می‌شود. در رگرسیون ذکر شده ۳۸/۸ درصد از تغییرات حجم را

میانگین دوازده هفته قبل آن توضیح داده است؛ در نتیجه، ۶۱/۲ درصد از آن به حجم غیرنرمال مربوط است. در رگرسیون (۱) حجم غیرنرمال تا دوره‌های زمانی مختلف، قدرت پیش‌بینی بازده غیرعادی را آزمون کرده است.

جدول (۳) نتایج رگرسیون ۱، سؤال اول پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی داری	نتیجه
	C	-۰/۰۴۰۷۰۸	۰/۰۰۹۹۸۴	-۴/۰۸۴۶۹۲	۰/۰۰۰۱	-
حجم غیرنرمال	UTURN t ^{***}	۱/۱۹E-۱۰	۶/۹۷E-۱۲	۱۷/۰۳۵۸۶	۰/۰۰۰۰	معنی دار است
	UTURN t-1 ^{***}	-۱/۱۷۷E-۱۱	۶/۹۵E-۱۲	-۲/۵۴۷۵۸۴	۰/۰۱۰۰	معنی دار است
	UTURN t-2	-۸/۲۰E-۱۲	۶/۹۵E-۱۲	-۱/۱۸۰۴۰۸	۰/۲۳۷۸	معنی دار نیست
	UTURN t-3	-۴/۸۱E-۱۲	۶/۹۵E-۱۲	-۰/۶۹۱۸۶۸	۰/۴۸۹۰	معنی دار نیست
حجم نرمال	ETURN t ^{**}	۱/۵E-۱۰	۴/۱۴E-۱۱	۲/۴۴۶۱۸۷	۰/۰۱۴۴	معنی دار است
	ETURN t-1	-۱/۲۴E-۱۰	۷/۵۷E-۱۱	-۱/۶۳۴۹۳۴	۰/۱۰۲۱	معنی دار نیست
	ETURN t-2	۵/۱۳E-۱۱	۷/۶۴E-۱۱	۰/۶۷۰۹۱۹	۰/۵۰۲۳	معنی دار نیست
	ETURN t-3	۲/۳۸E-۱۲	۷/۵۹E-۱۱	۰/۰۳۱۴۳۳	۰/۹۷۴۹	معنی دار نیست
ارزش بازار شرکت	LOG(MV) t	-۰/۰۰۶۱۹۹	۰/۰۰۳۹۸۱	-۱/۵۵۷۳۳۵	۰/۱۱۹۴	معنی دار نیست
بازده بازار دوره قبل	R _{t-1} ^{***}	-۰/۰۱۰۸۵۴	۰/۰۰۳۰۴۴	-۳/۵۶۵۲۴۷	۰/۰۰۰۴	معنی دار است
ارزش دفتری به بازار	B/M t	-۱۸۸۹۰۴۰	۴۷۲۴۸۱۶	-۰/۳۹۹۸۱۲	۰/۶۸۹۳	معنی دار نیست
مومتوم	MOM _{i,t} ^{***}	۰/۴۷۷۰۰۲	۰/۰۰۶۸۸۷	۶۹/۲۵۷۴۰	۰/۰۰۰۰	معنی دار است
عدم نقدشوندگی	ILLIQ _t	۰/۶۵۳۱۲۵	۱/۱۰۶۳۲۰	۰/۵۹۰۳۵۸	۰/۵۵۵۰	معنی دار نیست
ریسک خاص شرکت	IVOL _t ^{***}	۰/۳۴۴۰۹۹	۰/۰۰۴۶۳۱	۷۴/۲۹۷۰۸	۰/۰۰۰۰	معنی دار است
مازاد سود اخیر	SUB _t	/۰۰۰۱۱۶۷	۰/۰۰۳۲۱۲	۰/۳۶۳۳	۰/۷۱۶	معنی دار نیست
		ضریب تعیین		۰/۶۰۱۵۶۹		
		آماره F		۲۸۸/۵۰۱۸		
		سطح معنی داری		۰/۰۰۰۰		

شده است. ابتدا از آزمون آنوا برای تعیین معنی داری تقسیم بندی های حجم استفاده می شود؛ به بیان دیگر، در این بخش آزمون می شود که هر دسته با داشتن میانگین و انحراف معیار خاص خود، با دسته های دیگر تفاوت دارد.

مطابق جدول (۳) حجم غیرنرمال و یک دوره وقفه آن در سطح ۹۹ درصد و حجم نرمال در سطح ۹۵٪ معنی دار است؛ در نتیجه، حجم غیرنرمال تا یک دوره بازه اضافی را توضیح می دهد. در بخش دوم سؤال اول، قدرت توضیح دهندگی بازده با لحاظ شدن دسته بندی های ۵ گانه حجم بررسی

جدول (۴) آزمون آنوا (پیش فرض الگو) رگرسیون ۱ با دسته بندی

نماد متغیر	درجه آزادی	Adj SS	F-Value	سطح معنی داری	نتیجه
turn-rank	۴	۱/۸۱۳۷۱	۴۱۷۷/۷۳	*** ۰/۰۰۰۰	معنی دار است
Error	۹۷۰۷۰	۱/۰۵۳۵۴			
Total	۹۷۰۷۴	۱/۲۳۴۹۱			
		ضریب تعیین		٪۱۴/۶۹	

میزان حجم Q_1 را دارند، در این قسمت نتایج رگرسیون در قالب دو دسته در جدول (۵) نشان داده می‌شود.

به دلیل اینکه در صورت معنی داری تغییرات حجم کل، تفاوت توضیح دهندگی یا معنی داری باید در دسته ای دیده شود که بیشترین حجم Q_5 و کمترین

جدول (۵) رگرسیون ۱ با دسته‌بندی براساس حجم معاملات

بیشترین حجم Q_5				کمترین حجم Q_1				نام متغیر	نماد متغیر	
سطح معنی داری	آماره t	خطای استاندارد	ضرایب	سطح معنی داری	آماره t	خطای استاندارد	ضرایب			
***	۰/۰۱	۲/۶۶۹	۰/۰۰۱۹۰۲	۰/۰۰۵۰۷۷	-۵/۹۱	۰/۰۰۱۸۵	-۰/۰۱۰۹۸۱	C		
***	۰/۰۰	۱۰/۸	۷/۳۹E-۱۲	۸/۰۳E-۱۱	***	۰/۰۰	۱۶/۲۰	۶/۹۷E-۱۲	۱/۱۳E-۱۰	حجم غیرنرمال
***	۰/۰۰۰۲	-۳/۶۸	۶/۹۴E-۱۲	-۲/۵۶E-۱۱	***	۰/۰۰۳	-۲/۹۰	۶/۹۳E-۱۲	۲/۰۱E-۱۱	UTURN(t-1)
**	۰/۰۲	-۲/۲۲	۶/۹۳E-۱۲	-۱/۵۵E-۱۱	۰/۱۳	-۱/۵۱	۶/۹۳E-۱۲	-۱/۰۵E-۱۱		UTURN(t-2)
*	۰/۰۶	۱/۸۳	۶/۱۳E-۱۱	۱/۱۲E-۱۲	۰/۰۲	۲/۲۶۶	۶/۱۳E-۱۱	۱/۳۹E-۱۰		حجم نرمال
**	۰/۰۸	-۱/۷۴	۷/۵۴E-۱۱	۱/۳۲E-۱۰	۰/۱۰	-۱/۶۲	۷/۵۶E-۱۱	-۱/۲۳E-۱۰		ETURN(t-1)
***	۰/۰۰	۱۴/۸	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۹۹	***	۰/۰۰	-۸/۷۱	۰/۰۰۰۶۱	-۰/۰۰۵۳۳۲	DT1- DT5
۰/۶۱۳۵۲۱				۰/۶۰۲۱۹۷				ضریب تعیین		
۳۲۹/۳۶۷۳				۳۲۴/۶۷۷۸				آماره F		
۰/۰۰۰۰۰۰				۰/۰۰۰۰۰۰				سطح معنی داری		

ترتیب متغیرهای سنجش توجهات سرمایه گذاران و اثر تمایلاتی اند، معنی دار مشاهده می‌شود؛ اما اثر متغیرهای $R_{m,t-1}$ و $R_{i,t-1}$ که متغیرهای بررسی فرآهمتمادی است، معنی دار نیست؛ بنابراین، توجهات سرمایه گذاران و اثر تمایلاتی توانایی توضیح حجم غیرنرمال را در بازه هفتگی دارد. وقفه متغیر وابسته $UTURN_{(t-1)}$ نیز معنی دار است. آماره R^2 نشان می‌دهد سوگیری‌های رفتاری ذکر شده، حدود ۴۶ درصد حجم غیرنرمال را توضیح می‌دهد. با توجه به معنی داری توجهات سرمایه گذاران و اثر تمایلاتی و معنی دار نبودن فرآهمتمادی، می‌توان نتیجه گرفت که توجهات سرمایه گذاران و اثر تمایلاتی درصد قابل توجهی از

در جدول (۵) متغیر DT متغیر مجازی است که معنی داری دسته بندی را نشان می‌دهد. مطابق جدول، با افزایش حجم معاملات کل، قدرت توضیح دهندگی بازده غیرعادی به وسیله حجم نرمال تا دو دوره بعد تعمیم پذیر است.

برای بررسی اثر سوگیری‌های رفتاری بر ایجاد حجم غیرنرمال، سنجه‌های اندازه گیری فرآهمتمادی، اثر تمایلاتی و توجهات سرمایه گذاران با یک دوره وقفه در الگو لحاظ می‌شود. این وقفه بدین منظور است که روابط علی بین سوگیری‌های رفتاری و حجم غیرنرمال معاملات بررسی شود.

تاثیر متغیرهای $V_{m,t-1}$ و SENT که هر کدام به

حجم غیرنرمال را توضیح می دهد. با توجه به ضریب بین اثر تمایلاتی و حجم غیرنرمال معکوس است. به دست آمده، رابطه مستقیمی بین توجهات سرمایه گذاران و حجم غیرنرمال وجود دارد؛ اما رابطه معنی داری وجود ندارد.

جدول (۶) نتایج رگرسیون ۳، سؤال دوم پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره-t	سطح معنی داری	نتیجه
	C	-۷۹۳۵۴۲۶	۳۲۵۲۵۴۵	-۲/۴۳۹۷۵۹	۰/۰۰۱۳	-
بازده دوره قبل	Rit-1	-۱۹۰۷۸۶۴	۱۴۵۳۳۲۶	-۱/۴۰۹۷۵۹	۰/۱۶۵۸	معنی دار نیست
بازده بازار دوره قبل	Rmt-1	-۱۲۸۹۶	۳۵۶۲۴	-۰/۳۶۲۰۰۱	۰/۷۵۰۱	معنی دار نیست
ارزش معاملات بازار	Vmt-1***	۱۲۸۳۶۵۱۷	۲۵۶۳۵۴	۵۰/۰۷۳	۰/۰۰۰۰	معنی دار است
نسبت اطلاعات سود	Earning Ratio*	-۷۱۸۶۳۹۸۴	۱/۹۱E+۸	-۰/۴۲۳۵۶	۰/۷۰۶۳	معنی دار نیست
تمایلات سرمایه گذاران	SENT**	-۰/۰۲۶۳۵۴	۰/۰۰۱۲۵۶	۲۰/۹۷۹۳	۰/۰۰۰۰	معنی دار است
وقفه حجم غیرنرمال	UTURN(-1)***	-۰/۱۵۸۹۵۴	۰/۰۱۳۵۴	-۱۱/۷۳۹۵۹	۰/۰۰۰۰	معنی دار است
		ضریب تعیین		۰/۴۶۳۲۴		
		آماره F		۶۰۱۶/۵۳۲		
		سطح معنی داری		۰/۰۰۰۰۰۰		

در بحث سوگیری های رفتاری و بازده غیر عادی همانند آنچه در قسمت قبل توضیح داده شد، متغیرهای سنجش سوگیری های رفتاری با یک دوره وقفه به منزله متغیر مستقل و بازده غیر عادی الگوی ۴ عاملی کارها را به منزله متغیر وابسته لحاظ شده است.

جدول (۷) نتایج رگرسیون ۵

نام متغیر	نماد متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آماره-t	سطح معنی داری	نتیجه
	C	۰/۰۰۲۸۶۲	۰/۰۰۰۲۳۶	۱۲/۱۲۷۱۲	۰/۰۰۰۰	-
بازده دوره قبل	Rit-1	-۰/۰۰۰۴۱۵	۰/۰۰۱۶۲	-۰/۲۵۶۱	۰/۸۳۵۶	معنی دار نیست
بازده بازار دوره قبل	Rmt-1	-۳/۸۱E-۵	۳/۶۳E-۵	-۱/۰۳۲۵۶	۰/۲۷۶۳	معنی دار نیست
ارزش معاملات بازار	Vmt-1***	۰/۰۰۴۲۵۶	۰/۰۰۰۲۸۶	۱۴/۸۸۱۳	۰/۰۰۰۰	معنی دار است
نسبت اطلاعات سود	Earning Ratio	۰/۴۷۸۸۶	۰/۲۷۶۵۲	۱/۷۳۱۷۴	۰/۰۵۰۴	معنی دار است
تمایلات سرمایه گذاران	SENT	-۰/۰۲۷۸۴	۰/۰۳۴۲۵	-۰/۸۱۲۸۴	۰/۰۹۳۴	معنی دار نیست
		ضریب تعیین		۰/۵۲۲۸۶۳		
		آماره F		۱۹/۶۶۳۵		
		سطح معنی داری		۰/۰۰۰۰۰۰		

(۲۰۱۵) همخوانی ندارد؛ زیرا در پژوهش‌های ذکر شده فرااعتمادی موجب حجم بالای معاملات و به‌نوعی حجم غیرنرمال بوده است.

همسو با مطالعه کاستیا (۲۰۰۴) اثر تمایلاتی موجب ایجاد حجم غیرنرمال می‌شود. با وجود این، روش استفاده شده تفاوت دارد. ازسوی دیگر، پژوهش حاضر برخلاف مطالعات زیا و همکاران (۲۰۱۷) اثر تمایلاتی را عاملی بر ایجاد بازده غیرعادی نمی‌داند.

همسو با مطالعات یان (۲۰۱۵) و چن (۲۰۱۲) توجهات سرمایه‌گذاران موجب ایجاد حجم غیرنرمال است؛ با این حال تفاوت در ماهیت متغیرهای استفاده شده برای اندازه‌گیری و توجه سرمایه‌گذاران در نتیجه‌گیری تأثیرگذار است. در بررسی بازده غیرعادی، ارزش بازار و نسبت اعلامیه‌های سود معنی‌دار است؛ در نتیجه، توجهات سرمایه‌گذاران عامل ایجاد بازده غیرعادی در سهام است. با توجه به تأثیر زنجیره وار عوامل، می‌توان گفت تنها توجهات سرمایه‌گذاران است که موجب ایجاد حجم غیرنرمال و به دنبال آن بازده غیرعادی می‌شود. ازسوی دیگر، با وجود اینکه اثر تمایلاتی موجب ایجاد حجم غیرنرمال می‌شود، تأثیر زنجیره وار آن در ایجاد بازده غیرعادی معنی‌دار نیست. در پژوهش حاضر سوگیری‌هایی بررسی شده است که در پژوهش‌های داخلی کمتر بررسی شده‌اند. به‌علاوه توجهات سرمایه‌گذاران که تاکنون در پژوهش‌های داخلی بررسی نشده است، به تفصیل بیان شده است.

در بیان محدودیت‌های پژوهش، با وجود بررسی سوگیری‌های رفتاری بر ایجاد حجم غیرنرمال و بازده، این عوامل تنها عوامل مؤثر بر ایجاد متغیرهای وابسته تأثیرگذار نبوده‌اند که البته از موضوع پژوهش حاضر خارج است. به‌علاوه پژوهش حاضر درباره شرکت‌های

همان‌طور که مشاهده می‌شود، تنها تاثیر متغیرهای Vm_{t-1} و Earning Ratio معنی‌دار است که نشان می‌دهد تنها توجهات سرمایه‌گذاران، تغییرات بازده غیرعادی را توضیح می‌دهد. با توجه به ضریب به‌دست آمده، رابطه مستقیمی بین توجهات سرمایه‌گذاران و بازده غیرعادی وجود دارد؛ اما رابطه معنی‌داری بین فرااعتمادی و اثر تمایلاتی با بازده غیرعادی وجود ندارد.

نتایج و پیشنهادها

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر سوگیری‌های مؤثر در ایجاد حجم و بازده غیرعادی است. همچون بسیاری از پژوهش‌های حوزه حجم و بازده از جمله آمیهود (۲۰۰۲)، حجم غیرنرمال قادر است بازده غیرعادی را تا یک دوره توضیح دهد. ازسوی دیگر، قدرت توضیح‌دهندگی در سهم‌هایی با حجم کل بالاتر تا دو دوره افزایش می‌یابد.

همسو با پژوهش‌های جهانخانی و همکاران (۲۰۰۹) و بدری و کوچکی (۲۰۱۳) تأثیر متقابل فرااعتمادی و حجم تأیید نشده است؛ با وجود این، تفاوت در مبانی نظری میان پژوهش‌های بیان شده و پژوهش حاضر از نظر تفسیر مطالب دیده می‌شود. مطالعات موسوی و آقابابایی (۲۰۱۷) و اسلامی بیدگلی و تهرانی (۲۰۰۷) به نتایج مشابهی منتهی نشد. دلیل آن تفاوت متغیرهای پژوهش حاضر با مطالعات آنان است. متغیرهای محاسبه فرااعتمادی در مطالعات آنان تا حدود زیادی مشابه بود. نتیجه پژوهش حاضر با مطالعات ادموندز^۱، گیگو^۲ و نورلی^۳ (۲۰۰۷)، واورو و همکاران (۲۰۰۸)، گرینبلت و کلوهارجو (۲۰۰۹) و دنیل و هرشیفر

1. Edmands
2. Giego
3. Norli

[۳] جهانخانی، ع.، قراگزلو، ف.، و نوفرستی، م. (۱۳۸۸). بررسی اطمینان بیش از اندازه سرمایه گذاران و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران. چشم‌انداز مدیریت، ۸ (۳۰)، ۱۰۵-۱۲۳.

[۴] فلاح شمس، م.، و رضازاده، الف. (۱۳۹۲). اثر تمایلی زیان‌گریزی سرمایه‌گذاران بر اساس حجم معاملات IPO در بورس اوراق بهادار تهران. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۶ (۱)، ۷۵-۸۶.

[۵] موسوی، م.، و آقابابایی، م. (۱۳۹۶). تأثیر اطمینان بیش از حد بر رفتار سرمایه‌گذاران: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. دانش مالی تحلیلی اوراق بهادار (مطالعات مالی)، ۱۰ (۳۴)، ۲۵-۳۷.

References

- [6] Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: Cross-Section and time-series effect. *Journal of Financial Markets*, 5 (1), 31-56. DOI: 10.1016/S1386-4181(01)00024-6.
- [7] Andry, H., & Hasler, M. (2013). Investor attention and stock market volatility. *The Review of Financial Studies*, 38 (1), 33-70. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhu059>.
- [8] Aouadi, A., Aroui, M., & Teulon, T. (2013). Investor attention and stock market activity: Evidence from France. *Economic Modelling*, 35, 674-681.
- [9] Badri, A., & Kochaki, A. (2013). Trading volume & returns evidence of Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting*, 5 (18), 1-24. (In persian).
- [10] Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The Journal of Finance*, 61 (4), 1645-1680. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00885.x>.
- [11] Barber, B. M., & Odean, T. (2008). The behavior of individual investors. *Journal of Financial Risk Management*, 5 (4), 114-131. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhm079>.
- [12] Barberis, N., & Huang, M. (2001). Mental accounting, loss aversion and individual stock returns. *Journal of Finance*, 56,

پذیرفته شده در بورس انجام شده است. با توجه به در دسترس نبودن اطلاعات ارزش معاملات کل بورس بدون وجود معاملات بلوکی و به صورت روزانه، از اطلاعات ارزش معاملات بورس و فرابورس (حذف معاملات بازار پایه) که معاملات بلوکی در آن وارد نشده است، استفاده شده است؛ در نتیجه، با توجه به اینکه متغیر بررسی شده حجم است، این عامل محدودیت مهمی برای پژوهش محسوب می‌شود.

پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی این پژوهش را در بازه فصلی نیز آزمون و نتایج را با بازه هفتگی و ماهانه مقایسه کنند؛ زیرا داده‌های ترازنامه و سود و زیان شرکت‌ها به صورت فصلی محاسبه می‌شوند. در پژوهش حاضر برای محاسبه سوگیری‌های رفتاری از متغیرهای متداول در پژوهش‌های این حوزه استفاده شده است؛ به بیان دیگر، در بیشتر پژوهش‌ها سوگیری فرااعتمادی با متغیرهای سنجیده شده در پژوهش حاضر آزمون شده است و می‌توان از متغیرهای دیگری برای سنجش آن استفاده کرد. به علاوه سعی شده است از توجهات سرمایه‌گذاران به منزله سوگیری استفاده شود. با توجه به گستردگی حوزه مالی رفتاری پیشنهاد می‌شود سوگیری‌هایی بررسی شوند که پژوهش‌های کمتری درباره آنها انجام شده است.

منابع

- [۱] اسلامی بیدگلی، غ.، و تهرانی، الف. (۱۳۸۹). بررسی رابطه اعتماد بیش از حد سرمایه‌گذاران انفرادی و حجم مبادلات آنها در بورس اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه اقتصادی، ۱۰ (۴)، ۲۳۱-۲۵۳.
- [۲] بدری، الف.، و کوچکی، الف. (۱۳۹۲). حجم معاملات و بازده سهام: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران بر اساس تحلیل مالی رفتاری. فصلنامه علمی - پژوهشی حسابداری مالی، ۵ (۱۸)، ۱-۲۴.

- [23] Edmands, A., Giego, D., & Norli, Q. (2007). Sports sentiment and stock returns. *Journal of Finance*, 62 (4), 1987-1998. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2007.01262.x>.
- [24] Eslami Bidgoli, G., & Tehrani, A. (2007). The correlation between individual investors and overconfidence and volume: Evidence from TSE. *Economics Research*, 10 (4), 231-253. (In persian).
- [25] Fallah Shams, M., & Rezazade, E. (2013). Investors disposition effect in order of IPO trading volume. *Journal of Finance Analysis in Stock Market*, 6 (1), 75-86. (In persain).
- [26] Fama, E. F., & MaceBeth, J. D. (1973). Risk return and equilibrium: Empirical test. *Journal of Political Economy*, 81, 607-636. <http://dx.doi.org/10.1086/260061>.
- [27] Frazzini, A. (2006). The disposition effect and underreaction to news. *The Journal of Finance*, 61 (4), 2017-2046. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00896.x>.
- [28] Gervais, S., & Odean, T. (2001). Learning to be overconfident. *The Review of Financial Studies*, 14, 13-27. <https://doi.org/10.1093/rfs/14.1.1>.
- [29] Glaser, M., & Weber, M. (2009). Which past returns effect trading volume? *Journal of Financial Markets*, 12, 10-31. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2008.03.001>.
- [30] Grinblatt, M., & Keloharju, M. (2009). Sensation seeking, overconfidence and trading activity. *Journal of Finance*, 64 (2), 549-578. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01443.x>.
- [31] Jahankhani, A., Gharagozlou, F., & Nofresti, M. (2009). Investors overconfidence and trading volume: Evidence from TSE. *Journal of Management Perspective*, 8 (30), 105-123. (In persian).
- [32] Jones, A. L., & Bandopadhyaya, A. (2005). Measuring investor sentiment in equity markets. *Journal of Asset Management*, 7 (3), 208-215. Doi:10.1057/palgrave.jam.2240214.
- [33] Kahneman, D. (1973). *Attention & Effect*. New Jersey: Engelwood Cliffs, Prentice Hall. Doi: 10.2307/1421603.
- [34] Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: An analysis of decision 1247-1295. <http://dx.doi.org/10.1111/0022-1082.00367>.
- [13] Ben-Rephael, A., & Da, Z., & Israelsen, R. D. (2017). It depends on where you search: Institutional investor attention and underreaction to news. *The Review of Financial Studies*, 30 (9), 3009-3047. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhx031>.
- [14] Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance*, 52, 57-82. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>.
- [15] Chen, S. S. (2012). Revisiting the empirical linkages between stock returns and trading volume. *Journal of Banking and Finance*, 36, 1781-1788. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2012.02.003>.
- [16] Chen, T. (2017). Investor attention and global stock returns. *Journal of Behavioral Finance*, 18 (3), 358-372. <https://doi.org/10.1080/15427560.2017.1331235>.
- [17] Chiang, T. C., & Wong, W. K. (2010). New evidence on the relation between return volatility and trading. *Journal of Forecasting*, 29, 502-515. <https://doi.org/10.1002/for.1151>.
- [18] Chordia, T., Huh, S., & Subrahmanyam, A. (2007). The cross section of expected trading activity. *Review of Inancial Studies*, 20 (3), 709-740. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhl014>.
- [19] Chou, R., & Wang, Y. (2011). A test of the different implications of the overconfidence and disposition hypotheses. *Journal of Banking and Finance*, 35, 2037-2046. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.01.018>.
- [20] Connolly, R., Stivers, C., & Sun, L. (2005). Stock market uncertainty and the stock-bond return relation. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40 (1), 161-194. <https://doi.org/10.1017/S0022109000001782>.
- [21] Daniel, K., & Hirshleifer, D. (2015). Overconfident investors, predictable returns and excessive trading. *Journal of Economic Perspective*, 29 (4), 61-88. DOI: 10.1257/jep.29.4.61.
- [22] Dellavigna, S., & Pollet, J. (2009). Investor inattention and friday earnings announcements. *Journal of Finance*, 64 (2), 709-749. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2009.01447>.

- [45] Ricciardi, V. (2008). The psychology of risk: The behavioral finance perspective. *Journal of Investment Management*, 100 (10), 98-100. <https://doi.org/10.1002/9780470404324.hof002010>.
- [46] Seashole, M., & Wu, G. (2007). Redictable behavior, profits and attention. *Journal of Empirical Finance*, 14 (5), 590-610. <https://doi.org/10.1016/j.jempfin.2007.03.002>.
- [47] Shefrin, H., & Statman, M. (1985). The disposition to sell winners too early and ride losers too long: Theory and evidence. *The Journal of Finance*, 40 (3), 777-790. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1985.tb05002.x>.
- [48] Statman, M., Thorley, S., & Vorkink, K. (2006). Investor overconfidence and trading volume. *The Review of Financial Studies*, 19 (4), 1531-1565. Doi: 10.2139/ssrn.168472.
- [49] Thaler, R. (2016). Behavioral economics: Past, present and future. *American Economic Review*, 106 (7), 1577-1600. Doi: 10.1257/aer.106.7.1577.
- [50] Waweru, N. M., Munyoki, E., & Uliana, E. (2008). The effects of behavioural factors in investment decision-making: a survey of institutional investors operating at the Nairobi Stock Exchange. *International Journal of Business and Emerging Markets*, 1(1), 24-41. Doi: 10.1504/IJBEM.2008.019243.
- [51] Waweru, M. N., Munyoki, E., & Uliana, E. (2008). The effects of behavioural factors in investment decision-making: a survey of institutional investors operating at the Nairobi Stock Exchange. *International Journal of Business and Emerging Markets*, 1 (1), 24-41. Doi: 10.1504/IJBEM.2008.019243.
- [52] Yuan, Y. (2015). Market-wide attention, trading and stock returns. *Journal of Financial Economics*, 116 (3), 548-564. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1105532>.
- [53] Zaiane, S. (2015). Behavioral bias & individual investment. *Journal of Social Science*, 3 (1), 13-19. Doi: 10.15604/ejss.2015.03.01.002.
- [54] Zia, L., Aindu, L., & Hashmi, H. (2017). Testing overconfidence bias pakestani stock market. *Cognet Economics & Finance*, 10 (3), 22-31.
- under risk. *Econometrica*, 47 (2), 263 -292. Doi: 10.2307/1914185.
- [35] Kaustia, M. (2004). Market-wide impact of the disposition effect: Evidence from IPO trading volume. *Journal of Financial Markets*, 7, 207-235. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2003.11.002>.
- [36] Lee, B. S., & Rui, O. M. (2002). The dynamic relationship between stock returns and trading volume: Domestic and cross-country evidence. *Journal of Banking and Finance*, 26, 51-78. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(00\)00173-4](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(00)00173-4).
- [37] Li, Z., Seiler, M., & Sun, H. (2017). Prospect theory, reverse disposition effect and the housing market. *Journal of Finance Analysis in Stock Market*, 10 (10), 67-83. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2939186>.
- [38] Lou, D. (2014). Attracting investor attention through advertising. *Review of Financial Studies*, 19, 217-248. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhu019>.
- [39] Mosavi, M., & Aghababaie, M. A. (2017). The effect of overconfidence on investors behavior: Evidence from TSE. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 10 (34), 25-37. (In persian).
- [40] Odean, T. (1998). Volume, volatility, price and profit when all traders are above average. *Journal of Finance*, 53 (6), 1887-1934. <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00078>.
- [41] Oehler, A., Heilmann, K., Lager, V., & Oberlander, M. (2003). Coexistence of disposition investors and momentum traders in stock markets: Experimental evidence. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, Elsevier*, 13 (5), 503-524. [https://doi.org/10.1016/S1042-4431\(03\)00020-9](https://doi.org/10.1016/S1042-4431(03)00020-9).
- [42] Peng, L., & Xiong, W. (2006). Investor attention, overconfidence and category learning. *Journal of Financial Economics*, 80 (3), 563-602. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2005.05.003>.
- [43] Persaud, A. (1996). *Investors' Changing Appetite for Risk: A New Approach to Short-Run Developments on the Foreign Exchanges, FX Research Notes*. New York: J.P. Morgan Securities Ltd.
- [44] Pompian, M. (2006). *Behavioral Finance and Wealth Management*. Translated by: Ahmad Badri, Tehran: Keyhan.