Asset Management and Financing
Vol.7, Issue. 4, No. 27, Winter 2020
Received: 13.08.2018 Accepted:13.07.2019
PP: 81-96

فصلنامه علمی مدیریت دارایی و تأمین مالی
سال هفتم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۲۷)، زمستان ۱۳۹۸
تاریخ دریافت: ۹۷/۵/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۸/۴/۲۲
صص: ۸۱-۹۶

Behavioral Bias, Abnormal Volume, and Abnormal Return

Mohammad Osoolian [1*], Mozhgan Bazchi [2]

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.
Resutls: 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، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
m_osoolian@sbu.ac.ir
۲- کارشناس ارشد، گروه مدیریت مالی، دانشکدهٔ مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
m.bazchi@yahoo.com

چکیده

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

روش: برای این منظور نمونه‌ای متشکل از ۳۲۵ شرکت پذیرفته‌شده در بورس تهران، در بازهٔ 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.دربارهٔ بازده غیرعادی نیز توجهات سرمایه‌گذاران در الگوی رگرسیونی معنی‌دار است. نکتهٔ مهم بررسی روابط علی زنجیره‌وار و درواقع، تأثیر سوگیری‌های رفتاری مؤثر بر حجم غیرنرمال در ایجاد بازده غیرعادی است. در نمونهٔ بررسی‌شده توجهات سرمایه‌گذاران عامل ایجاد حجم غیرنرمال و سپس بازده غیرعادی است. دربارهٔ فرااعتمادی، رابطهٔ این سوگیری با حجم غیرنرمال و بازده غیرعادی معنی‌دار نیست و فرااعتمادی از عوامل ایجاد حجم غیرنرمال و بازده غیرعادی محسوب نمی‌شود.

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

---

* نویسنده مسؤول

Copyright©2020, University of Isfahan. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://creativecommons.org/licenses/BY-NC-ND/4.0), which permits others to download this work and share it with others as long as they credit it, but they can't change it in any way or use it commercially.
Doi: 10.22108/amf.2019.112224.1282

مقدمه

ظهور مالی رفتاری به‌منزلهٔ 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؛ ازاین‌رو، در حیطهٔ 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 سرمایه گذاری مؤثر است. شناخت این سوگیری‌ها از آن نظر اهمیت دارد که به درک بهتر عملکرد سرمایه گذار بدون ایجاد تورش در ارزیابی کمک می کند (پمپین[1]، ۲۰۰۶). به همین دلیل شناخت این سوگیری‌ها و چگونگی تأثیر آنها بر بازار موجب گرفتن تصمیمات بهینه می‌شود.

تاکنون سوگیری‌های رفتای زیادی شناخته شده است که فرااعتمادی و اثر تمایلاتی ازجمله رایج ترین آنهاست. مطالعات بسیاری به وجود رابطهٔ بین حجم و فرااعتمادی تأکید کردند؛ به‌گونه‌ای که در برخی مطالعات همچون بدری و کوچکی (۲۰۱۳) و چیانگ[2] و وونگ[3] (۲۰۱۰) حجم معاملات، شاخصی برای فرااعتمادی در نظر گرفته شده است. مطالعات بیکر[4] و ورگلر[5] (۲۰۰۶) در زمینهٔ اثر تمایلاتی نشان می‌دهد قیمت ارائه‌شده به‌وسیلهٔ فروشندگان چه در رکود بازار و چه در رونق بازار، از اثر تمایلاتی تأثیر می گیرد. این عامل در بازارهای مالی خود را به‌صورت تغییر حجم معاملات نشان می‌دهد (فرازینی[6]، ۲۰۰۶). توجهات سرمایه‌گذاران ازجمله سوگیری‌های شناخته‌شده‌ای است که کمتر بررسی شده است. مطالعهٔ یان[7] (۲۰۱۵) دربارهٔ توجهات سرمایه‌گذاران نشان می‌دهد افزایش توجه به سهم موجب افزایش حجم معاملات می شود و بر بازده سهام نیز تأثیرگذار است.

در پژوهش حاضر برخلاف پژوهش‌های انجام‌شده، به‌طور 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 مطرح‌شده است.

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

مبانی نظری

در پژوهش حاضر دربارهٔ سه سوگیری رفتاری بحث می‌شود که در این بخش هر یک به‌طور مجزا تشریح شده است. فرااعتمادی[8] 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

نادرست افراد دربارهٔ توانایی های خود شکل می گیرد (پمپین، ۲۰۰۶). تالر[1] (۲۰۱۶) در مقالهٔ «اقتصاد رفتاری، گذشته، حال و آینده» بیان می کند فرااعتمادی موجب می‌شود افراد شانس موفقیت خود را بیش از حد ارزیابی کنند. به عقیدهٔ ریکاردی[2] (۲۰۰۸) مردم به طور معمول اعتماد به نفس بیشتری نسبت به درستی قضاوت های خود دارند و بیشتر قضاوت های افراد آنقدر درست نیست که فکر می کنند. دلایل ایجاد فرااعتمادی در سرمایه‌گذاران مبحثی است که پژوهشگران بسیاری ازجمله جرویس[3] و اودین[4] (۲۰۰۱)، گلایسر[5] و وبر[6] (۲۰۰۹) و چو[7] و وانگ[8] (۲۰۱۱) دربارهٔ آن مطالعه کرده‌اند. بیشتر این پژوهش ها، تجربهٔ بازده بالا چه در سطح فردی و چه در سطح بازار، مهارت در معاملات و موفقیت‌ها و شکست های گذشتهٔ فرد را عامل ایجاد فرااعتمادی در آنها می‌دانند.

پیشرفته یا نوظهور بودن بازارها بر عملکرد سرمایه گذاران و بروز سوگیری‌های رفتاری تأثیرگذار است. تأیید وجود این سوگیری در بازارهای نوظهور همچون تونس (زین[9]، ۲۰۱۵) و پاکستان (زیا[10]، ایندو[11] و هاشمی[12]، 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 بیان اودین (۱۹۹۸) توضیحی ساده و محکم برای حجم بالای معاملات در بازارهای مالی وجود دارد: فرااعتمادی؛ افراد نسبت به توانایی‌ها، دانش و چشم‌انداز آیندهٔ خود فرااعتمادند. مطالعات پژوهشگرانی همچون لی[13] و رو[14] (۲۰۰۲) و استتمن[15]، تورلی[16] و ورکینک[17] (۲۰۰۶) نشان می‌دهد سرمایه گذاران فرااعتماد، توالی معاملاتی بیشتری دارند و همین موضوع سبب پایین‌آمدن بازده سرمایه‌گذاری‌های آنها می‌شود. نکتهٔ مشترک بسیاری مطالعات در زمینهٔ فرااعتمادی، رابطهٔ مستقیم بین سطح فرااعتمادی و حجم معاملات است؛ به‌گونه‌ای که در برخی مطالعات همچون بدری و کوچکی (۲۰۱۳) و چیانگ و وانگ (۲۰۱۰) حجم معاملات شاخصی برای فرااعتمادی در نظر گرفته شده است؛ درواقع، برجسته ترین توضیح برای حجم اضافی، اعتماد به نفس است. بازده بالای بازار موجب می‌شود سرمایه‌گذاران بیش از حد مصمم شوند و به‌دنبال سرمایه‌گذاری بیشتری باشند (زین، ۲۰۱۵).

سرمایه‌گذاران فرااعتماد با تخمین بیش از اندازهٔ درستی سیگنال‌های معاملاتی خود، به شکل متهورانه تری نسبت به سرمایه گذاران 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)؛ درنتیجه، بیش از حد معامله می کنند و با وجود شواهد کافی مبنی بر اشتباه‌بودن ارزیابی کنونی، به آهستگی آن را اصلاح می کنند (واورو[18]، مونوکی[1] و الیان[2]، ۲۰۰۸).

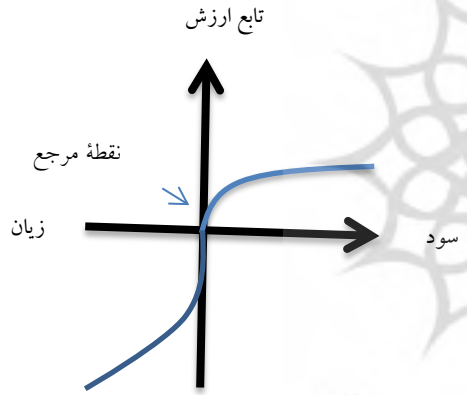
1. Thaler
2. Ricciardi
3. Gervis
4. Odean
5. Glaser
6. Weber
7. Chou
8. Wang
9. Zaiane
10. Zia
11. Aindu
12. Hashmi
13. Lee
14. Rui
15. Statman
16. Thorley
17. Vorkink
18. Waweru

گرینبلت[3] و کلوهارجو[4] (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 می کنند، بیشتر بوده است. دنیل[5] و هرشیفر[6] (۲۰۱۵) اثرات اعتماد به نفس سرمایه گذاران را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که سرمایه گذاران خرد و مدیران دارایی، با وجود ریسک بالا و بازده کم ترجیح می‌دهند به‌طور فعال معامله کنند.

موسوی و آقابابایی (۲۰۱۷) با مطالعهٔ جنبه‌های مختلف فرااعتمادی دربارهٔ حجم معاملات، به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاران با اطمینان بیش از حد با تصور اینکه اطلاعات ویژه ای 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 تقریبا مشابهی در سنجش فرااعتمادی دارند. جهانخانی، قراگوزلو و نوفرستی (۲۰۰۹) به رابطهٔ 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 رابطهٔ معنی داری بین حجم معاملات و بازده بازار وجود نداشت. تفاوت در نتایج به‌دست‌آمده در پژوهش‌های داخلی به‌سبب متغیرهای سنجش متفاوت برای فرااعتمادی است.

اثر تمایلاتی، گرایش سرمایه‌گذاران به حفظ طولانی‌مدت سرمایه‌گذاری زیان‌ده (ریسک‌طلبی) و فروش سریع سرمایه‌گذاری سودده (ریسک‌گریزی) است (باربریز[7] و هوانگ[8]، ۲۰۰۱)

اولین بار شفرین[9] و استتمن (۱۹۸۵) اثر تمایلاتی را بیان کردند که بسط یافتهٔ نظریهٔ چشم‌انداز کانمن[10] و توروسکی[11] (۱۹۷۹) است؛ درواقع، این نظریه به ریسک‌گریز بودن سرمایه‌گذاران در سود و ریسک‌پذیری آنها در زیان اشاره می کند. این تفاوت رفتاری نسبت به نقطهٔ مرجع[12] در تابع ارزش S شکل نامتقارن مشاهده می شود (اوهلر[13]، هیلمن[14]، لاگر[15] و اوبرلندر[16]، ۲۰۰۳)



نمودار (۱) نظریهٔ چشم‌انداز

کاستیا[17] (۲۰۰۴) دربارهٔ اثر تمایلاتی در عرضه های اولیه مطالعه کرد. او با تأیید وجود اثر تمایلاتی بین سرمایه گذاران در عرضه های اولیه، به این نتیجه رسید که رابطهٔ بازده روز بعد از عرضه با حجم و گردش معاملات مستقیم است. مطالعهٔ استتمن و همکاران

1. Munyoki
2. Uliana
3. Grinbelt
4. Keloharju
5. Daniel
6. Hirshleifer
7. Barberis
8. Huang
9. Shefrin
10. Kaheneman
11. Tversky
12. Reference point
13. Oehler
14. Heilmann
15. Lager
16. Oberlander
17. Kaustia

(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[1] و اودین (۲۰۰۸) به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاران با نگه‌داشتن سهام بازنده و فروش سرمایه‌گذاری برنده، عملکرد ضعیف‌تر از بازار دارند و این عامل از توجه محدود و بازده حاصل از عملکرد گذشتهٔ آنها تأثیر می‌گیرد.

میان مطالعات داخلی، فلاح‌شمس و رضازاده (۲۰۱۳) با بررسی اثر تمایلی زیان‌گریزی سرمایه‌گذاران براساس حجم معاملات در عرضه‌های اولیه، وجود تورش رفتاری زیان‌گریزی را میان سرمایه‌گذاران بورس اوراق بهادار تهران تأیید کرد. نتایج آنها نشان داد حجم معاملات در سه حالت افزایش می‌یابد: حالت اول، زمانی است که قیمت سهام با بازده اولیهٔ مثبت، از قیمت عرضهٔ اولیه کمتر باشد. حالت دوم، زمانی است که قیمت سهام با بازده اولیهٔ منفی، از قیمت عرضهٔ اولیه بیشتر باشد. حالت سوم نیز زمانی است که حدود قیمتی جدید برای سهام ایجاد شود. مطالعهٔ بدری و کوچکی (۲۰۱۳) نیز وجود اثر تمایلاتی را در بورس تهران تأیید کرد.

زیا و همکاران (۲۰۱۷) اثر تمایلاتی و فراعتمادی 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 فراعتمادی بین سرمایه‌گذاران بورس کراچی وجود ندارد؛ اما اثر تمایلاتی دیده می‌شود. مطالعهٔ آنها نشان داد دورهٔ نگهداری در سهم‌های بزرگ بیشتر و در سهامی با نقدشوندگی کمتر، کوتاه‌تر 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 فراعتمادی و اثر تمایلاتی هر دو موجب رابطهٔ مثبت بین حجم معاملات آتی و بازده دورهٔ قبل می‌شود.

علاوه بر بازار اوراق بهادار، برخی پژوهش‌ها همچون لی[2]، سیلر[3] و سان[4] (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 ازطرف فروشندگان چه در رکود و چه در رونق بازار از اثر تمایلاتی تأثیر می گیرد. به علاوه با بررسی حجم معاملات املاک و اثر ذکرشده با استفاده از منحنی قیمت‌گذاری تجربی، به این نتیجه رسیدند که در زیان بودن افراد، حجم معاملات را کاهش می‌دهد.

در زمینهٔ توجهات سرمایه‌گذاران، کانمن (۱۹۷۳) بیان می کند که «توجه» سوگیری شناختی نادری است که بر قیمت دارایی تأثیر می گذارد. دو دیدگاه در مقولهٔ توجهات سرمایه گذاران وجود دارد: دیدگاه اول که در مطالعات پنگ[5] و ژوانگ[6] (۲۰۰۶)، چن[7] (۲۰۱۷) و اندری[8] و هاسلر[9] (۲۰۱۳) مشاهده می شود، به بحث کارآیی بیشتر بازار اشاره دارد. مطالعات آنها نشان می‌دهد زمانی که توجه سرمایه‌گذاران به بازار بیشتر باشد، قیمت سهام نمی تواند از ارزش ذاتی آن فاصلهٔ زیادی داشته باشد. دیدگاه دوم همسو با مقالهٔ باربر و اودین (۲۰۱۱) است که تأثیر متقابل توجه

1. Barber

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

سرمایه‌گذاران را به‌منزلهٔ سوگیری رفتاری بر متغیرهایی مانند حجم معاملات و قیمت سهام بررسی می کند. آنها نشان می‌دهند سهامداران به سهامی توجه دارند که حجم آن به طور غیرنرمال افزایش یابد. این توجه دربارهٔ 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[1]، ۲۰۱۴).

مؤلفهٔ سنجش توجه سرمایه گذار در پژوهش های مختلف به‌طور متفاوتی سنجیده می شود که هزینهٔ تبلیغات (دلاویگنا[2] و پولت[3]، ۲۰۰۹)، پوشش رسانه ای[4] (یان، ۲۰۱۵)، حجم معاملات (باربر و اودین، ۲۰۰۸) و ایجاد محدودیت قیمت (سیشوله[5] و ویو[6]، ۲۰۰۷) از آن جمله است. برای مثال بن‌ریفل[7]، دا[8] و اسرالسن[9] (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 رابطهٔ مستقیم و قوی دارد و بیشتر حجم معاملات سهامداران خرد را افزایش می‌دهد.

اودی[10]، اروی[11] و تیلون[12] (۲۰۱۳) در بورس فرانسه مطالعات مشابهی انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که توجه سرمایه‌گذاران همبستگی بالا و مثبتی با حجم معاملات سهام دارد و به‌طور چشمگیری تعیین‌کنندهٔ نقدشوندگی و نوسان بازار سهام است.

یان (۲۰۱۵) دریافت که توجهات زیاد سرمایه‌گذاران موجب نوسان‌پذیری بیشتر، حجم بالاتر و نقدشوندگی بیشتر می‌شود. براساس مطالعات او توجهات سرمایه گذاران در کوتاه‌مدت موجب افزایش بازده می شود و این امر پس از چند هفته به‌صورت معکوس دنبال می‌شود.

سؤال اصلی پژوهش حاضر این است: آیا سوگیری‌های رفتاری (فرااعتمادی، اثر تمایلاتی و توجهات سرمایه گذاران) که موجب حجم غیرنرمال می شود، بازده غیرعادی ایجاد خواهدکرد یا خیر؟ درواقع، هدف اصلی، آن است که تأثیر سوگیری های رفتاری مؤثر بر حجم را بر بازده بررسی کند. بدین‌منظور ابتدا تأثیر این سوگیری‌ها بر حجم غیرنرمال معاملات بررسی می‌شود که لازمهٔ آن، بررسی قدرت توضیح دهندگی بازده غیرعادی به وسیلهٔ حجم غیرنرمال معاملات است.

برای رسیدن به این هدف، سه سؤال اصلی مطرح می‌شود که در آزمون‌های آماری به آنها پاسخ داده خواهد شد:

۱- قدرت توضیح‌دهندگی بازده غیرعادی به‌وسیلهٔ حجم غیرنرمال تا چند دورهٔ زمانی آتی اعتبار دارد؟

۲- آیا عوامل رفتاری همچون توجهات سرمایه‌گذاران، اثرتمایلاتی و فرااعتمادی حجم غیرنرمال را توضیح می‌دهد؟

۳- آیا عوامل مؤثر بر حجم غیرنرمال، توضیح دهندهٔ بازده غیرعادی‌اند؟

روش پژوهش

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

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

توصیفی و همبستگی است. نمونهٔ آماری همهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در بازهٔ زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۵ است. داده‌های بررسی شده شامل ۳۲۵ شرکت بود که در بازهٔ هفتگی و با استفاده از رگرسیون داده های ترکیبی نامتقارن بررسی شده است. همه شرکت‌های عضو نمونه طی سال بررسی‌شده عضو بورس اوراق بهادار تهران بوده‌اند، اطلاعات صورت مالی آنها در دسترس است و تغییر فعالیتی نداشته‌اند. داده‌های موردنیاز پژوهش از صورت‌های مالی موجود در سامانهٔ کدال و داده‌های بورس اوراق بهادار گردآوری شده است.

برای پاسخ به سؤال اول از رگرسیون (۱) استفاده می‌شود. همانند کردیا[1]، هاه[2] و سابرامانیام[3] (۲۰۰۷) برای جلوگیری از تأثیرگذاری متقابل خصوصیت های شرکتی، از رگرسیون مقطعی فاما[4] - مکبث[5] (۱۹۷۳) استفاده شده است؛ درنتیجه، قدرت پیش‌بینی‌کنندگی بازده با دو جزء حجم - به ویژه حجم غیرنرمال - با در نظر گرفتن متغیرهای کنترل سنجیده می‌شود. برای بررسی تأثیر حجم کل، نمونهٔ بررسی شده به ۵ دسته براساس حجم معاملات (ازسبد یک با بیشترین حجم تا سبد ۵ باکمترین حجم) دسته‌بندی شده است و رگرسیون (۱) در قالب این دسته‌بندی ها آزمون خواهد شد.

$$E(r_{i.t}) = y_{0.t} + y_{1.t}UTURN_{i.t} + y_{2.t}ETURN_{i.t} + \sum_{K=2}^{n} y_{k.t}X_{ik.t} \qquad (۱)$$

$E(r_{i.t})$ بازده غیرعادی است که عبارت است از اختلاف بازده سبد از بازده بازار و $ETURNi,t$ حجم نرمال است و برابر است با میانگین حجم دوازده دورهٔ گذشته. Xik, بردار t متغیر های کنترلی شامل لگاریتم طبیعی ارزش بازار شرکت (MV) log، بازده دورهٔ قبل rt-1، ارزش دفتری به ارزش بازار B/M، $MOM_{i,t}$ مومنتوم که بیان‌کنندهٔ میانگین بازده دوازده دورهٔ گذشتهٔ سهم است، معیار عدم نقدشوندگی ILLIQ آمیهود[6] (۲۰۰۲)، معیار ریسک خاص IVOL (انحراف معیار جزء خطای الگوی ۴ عاملی کارهارت[7] (۱۹۹۷))، نسبت مازاد سود اخیر SUB (انحراف بیشترین سود فصلی و مقدارآن در دورهٔ مشابه که برتفاوت هشت سود فصلی اخیر تقسیم می‌شود) است.

$UTERNi,t$ حجم غیرنرمال و قسمتی از حجم معاملات (در فرمول با نماد Turn) است که با توجه به میانگین ۱۲ دورهٔ حجم گذشته توضیح داده نمی‌شود. برای این منظور نظیر کانولی[8]، استیورز[9] و سان[10] (۲۰۰۵) برای تفکیک اجزای حجم از رگرسیون (۲) و شیوهٔ پنجرهٔ غلتان[11] استفاده می‌شود.

$$Turn_{i.t} = \alpha_t + \sum_{k=2}^{k=12} y_{i.k}Turn_{i.t-k} + \varepsilon_{i.t} \qquad (۲)$$

سؤال دوم پژوهش تأثیر سوگیری 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 می‌شود تا رابطهٔ علی بررسی شود.

1. Chordia
2. Huh
3. Subrahmanyam
4. Fama
5. MaceBeth
6. Amihud
7. Carhart
8. Connolly
9. Stivers
10. Sun
11. Rolling window

$$UTURN_{i.t} = \alpha_i + \beta_{1i}R_{i.t-1} + \beta_{2i}R_{m.t-1} + \beta_{3i}V_{m.t-1} + \beta_{4i}Earning\ ratio_{i.t-1} + \beta_{5\,i,t-1}SENT + \rho_i UTURN_{i.t-1} + \varepsilon_{i.t} \quad (۳)$$

متغیر های سنجش فرااعتمادی شامل بازده دورهٔ قبل $R_{i,t-1}$ و بازده شاخص در هفتهٔ 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 سرمایه گذاران شامل نسبت اطلاعیهٔ سود است که از تقسیم تعداد همهٔ اطلاعیه‌های سود بر تعداد شرکت‌های موجود در بازار سرمایه - که در بازده مدنظر اقدام به اعلام اطلاعیه کرده‌اند - به دست می‌آید. ارزش معاملات بازار $V_{(m.t)}$ (بدون معاملات بلوکی) نیز معیار سنجش توجهات سرمایه‌گذاران است که به‌صورت متغیر مجازی به کار می‌رود. طبق مقالهٔ یان (۲۰۱۵) زمانی که ارزش معاملات بازار طی هفتهٔ بررسی شده از میانگین حجم معاملات هفتگی طی دورهٔ زمانی پژوهش بیشتر باشد، عدد یک و در غیر این صورت صفر است.

تمایلات سرمایه گذاران (SENT) معیار سنجش اثر تمایلاتی است که براساس مطالعات جونز[1] و باندوپادیاها[2] (۲۰۰۵) و با تعدیل الگوی پرساود[3] (۱۹۹۶) به‌صورت زیر به دست می‌آید.

$$SENT_{i,t-1} = \frac{\sum(R_{i.t-}\bar{R}_r)(R_{i.v-}\bar{R}_v)}{[\sum(R_{i.t-}\bar{R}_r)^2\sum(R_{i.v-}\bar{R}_v)^2]^{1/2}} \times 100 \quad (۴)$$

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

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

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

$$E(r_{i.t}) = \alpha_i + \beta_{1i}R_{i.t-1} + \beta_{2i}R_{m.t-1} + +\beta_{3i}V_{m.t-1+} + \beta_{4i}Earning\ ratio_{i.t-1}\beta_{5i}SENT_{i,t-1} + \varepsilon_{i.t} \quad (۵)$$

یافته‌ها

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

1. Jones
2. Bandopadhyaya
3. Persaud

جدول (۱) تحلیل توصیفی متغیرهای اصلی پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	واحد	میانگین	میانه	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
حجم غیرنرمال	UTERNi,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 اطلاعیهٔ سود	Earning Ratio	تعداد	۰/۰۰۰۶۷۴	۰/۰۰۰۵۱۹	۰/۰۰۰۵۸۶	۰/۰۰۰۰۱۸	۰/۰۰۳۷۳۰

حجم غیرنرمال معاملات به‌صورت تعدادی (و نه ریالی) محاسبه می‌شود که میانگین این تعداد، ۸۹۱۳ هزار معامله است. تمایلات سرمایه‌گذاران ترکیبی از رتبه‌بندی بازده و ریسک است که درنهایت، به‌صورت شاخص تفسیر می‌شود. برای رسیدن به نتیجه‌ای مطمئن، پیش از برازش الگوهای رگرسیونی، پیش‌فرض‌های برازش الگو نظیر بررسی مانایی (آزمون بارتلت کرنل)، خودهمبستگی و نرمال‌بودن بررسی و در صورت نیاز تعدیل ها 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، وقفه های الگو تا ۳۶ دوره لحاظ شده است.

جدول (۲) نتایج رگرسیون ۲

نام متغیر	نماد متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آمارهٔ t-	سطح معنی‌داری	نتیجه
	C	۷۶۵۶۸۴۰	۱۹۱۵۸۴/۲	۳۹/۹۶۵۹۲	۰/۰۰	-
میانگین حجم دوازده دورهٔ قبل	D(TURN,2)***	۰/۲۲۹۵۴۳	۰/۰۰۰۶۷۰	۳۴۲/۴۰۲۳	۰/۰۰	معنی‌دار است
ضریب تعیین		۰/۳۸۸۸۴				
آمارهٔ F		۱۰۲۹۰/۴۱				
سطح معنی‌داری		۰/۰۰۰۰				

همان طور که مشاهده می‌شود، رابطهٔ معنی‌داری بین حجم معاملات با میانگین حجم دوازده دورهٔ آن در سطح اطمینان ۹۹ درصد وجود دارد. الگو نیز در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی دار است. به کمک جزء خطای رگرسیون، حجم غیرنرمال شناخته می‌شود. در رگرسیون ذکرشده ۳۸/۸ درصد از تغییرات حجم را میانگین دوازده هفتهٔ قبل آن توضیح داده است؛ درنتیجه، ۶۱/۲ درصد از آن به حجم غیرنرمال مربوط است. در رگرسیون (۱) حجم غیرنرمال تا دوره های 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	آمارهٔ t-	سطح معنی‌داری	نتیجه
	C	-۰/۰۴۰۷۰۸	۰/۰۰۹۹۸۴	-۴/۰۸۴۶۹۲	۰/۰۰۰۱	-
حجم غیرنرمال	UTURN t***	۱/۱۹E-۱۰	۶/۹۷E-۱۲	۱۷/۰۳۵۸۶	۰/۰۰۰۰	معنی‌دار است
	UTURN t-1***	-۱/۱۷۷E-۱۱	۶/۹۵E-۱۲	-۲/۵۴۷۵۸۴	۰/۰۱۰۰	معنی‌دار است
	UTURN t-2	-۸/۲۰E-۱۲	۶/۹۵E-۱۲	-۱/۱۸۰۴۰۸	۰/۲۳۷۸	معنی‌دار نیست
	UTURN t-3	-۴/۸۱E-۱۲	۶/۹۵E-۱۲	-۰/۶۹۱۸۶۸	۰/۴۸۹۰	معنی‌دار نیست
حجم نرمال	ETURN t**	۱/۵E-۱۰	۴/۱۴E-۱۱	۲/۴۴۶۱۸۷	۰/۰۱۴۴	معنی‌دار است
	ETURN t-1	-۱/۲۴E-۱۰	۷/۵۷E-۱۱	-۱/۶۳۴۹۳۴	۰/۱۰۲۱	معنی‌دار نیست
	ETURN t-2	۵/۱۳E-۱۱	۷/۶۴E-۱۱	۰/۶۷۰۹۱۹	۰/۵۰۲۳	معنی‌دار نیست
	ETURN t-3	۲/۳۸E-۱۲	۷/۵۹E-۱۱	۰/۰۳۱۴۳۳	۰/۹۷۴۹	معنی‌دار نیست
ارزش بازار شرکت	LOG(MV) t	-۰/۰۰۶۱۹۹	۰/۰۰۳۹۸۱	-۱/۵۵۷۳۳۵	۰/۱۱۹۴	معنی‌دار نیست
بازده بازار دورهٔ قبل	R_{t-1}***	-۰/۰۱۰۸۵۴	۰/۰۰۳۰۴۴	-۳/۵۶۵۲۴۷	۰/۰۰۰۴	معنی‌دار است
ارزش دفتری به بازار	B/M t	-۱۸۸۹۰۴۰	۴۷۲۴۸۱۶	-۰/۳۹۹۸۱۲	۰/۶۸۹۳	معنی‌دار نیست
مومنتوم	MOMi,t***	۰/۴۷۷۰۰۲	۰/۰۰۶۸۸۷	۶۹/۲۵۷۴۰	۰/۰۰۰۰	معنی‌دار است
عدم نقدشوندگی	ILLIQt	۰/۶۵۳۱۲۵	۱/۱۰۶۳۲۰	۰/۵۹۰۳۵۸	۰/۵۵۵۰	معنی‌دار نیست
ریسک خاص شرکت	IVOLt***	۰/۳۴۴۰۹۹	۰/۰۰۴۶۳۱	۷۴/۲۹۷۰۸	۰/۰۰۰۰	معنی‌دار است
مازاد سود اخیر	SUBt	/۰۰۱۱۶۷	۰/۰۰۳۲۱۲	۰/۳۶۳۳	۰/۷۱۶	معنی‌دار نیست
ضریب تعیین		۰/۶۰۱۵۶۹				
آمارهٔ F		۲۸۸/۵۰۱۸				
سطح معنی‌داری		۰/۰۰۰۰				

مطابق جدول (۳) حجم غیرنرمال و یک دوره وقفهٔ آن در سطح ۹۹ درصد و حجم نرمال در سطح ۹۵٪ معنی‌دار است؛ درنتیجه، حجم غیرنرمال تا یک دوره بازهٔ اضافی را توضیح می‌دهد.

در بخش دوم سؤال اول، قدرت توضیح دهندگی بازده با لحاظ‌شدن دسته‌بندی‌های ۵گانهٔ حجم بررسی شده است. ابتدا از آزمون آنوا برای تعیین معنی داری تقسیم‌بندی‌های حجم استفاده می‌شود؛ به بیان دیگر، در این بخش آزمون می شود که هر دسته با داشتن میانگین و انحراف معیار خاص خود، با دسته‌های دیگر تفاوت دارد.

جدول (۴) آزمون آنوا (پیش‌فرض الگو) رگرسیون ۱ با دسته‌بندی

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

به‌دلیل اینکه در صورت معنی‌داری تغییرات حجم کل، تفاوت توضیح‌دهندگی یا معنی‌داری باید در دسته ای دیده شود که بیشترین حجم Q_5 و کمترین میزان حجم Q_1 را دارند، در این قسمت نتایج رگرسیون در قالب دو دسته در جدول (۵) نشان داده می‌شود.

جدول (۵) رگرسیون ۱ با دسته‌بندی براساس حجم معاملات

نام متغیر	نماد متغیر	کمترین حجم Q1 ضرایب	خطای استاندارد	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری	بیشترین حجم Q5 ضرایب	خطای استاندارد	آمارهٔ t	سطح معنی‌داری
	C	-۰/۰۱۰۹۸۱	۰/۰۰۱۸۵	-۵/۹۱	۰/۰۰	۰/۰۰۵۰۷۷	۰/۰۰۱۹۰۲	۲/۶۶۹	***۰/۰۱
حجم غیرنرمال	UTURN t	۱/۱۳E-۱۰	۶/۹۷E -۱۲	۱۶/۲۰	***۰/۰۰	۸/۰۳E-۱۱	۷/۳۹E-۱۲	۱۰/۸	***۰/۰۰
	UTURN(t-1)	۲/۰۱E-۱۱	۶/۹۳E-۱۲	-۲/۹۰	***۰/۰۰۳	-۲/۵۶E-۱۱	۶/۹۴E-۱۲	-۳/۶۸	***۰/۰۰۰۲
	UTURN(t-2)	-۱/۰۵E-۱۱	۶/۹۳E -۱۲	-۱/۵۱	۰/۱۳	-۱/۵۵E-۱۱	۶/۹۳E-۱۲	-۲/۲۲	**۰/۰۲
حجم نرمال	ETURN t	۱/۳۹E-۱۰	۶/۱۳E-۱۱	۲/۲۶۶	۰/۰۲	۱/۱۲E-۱۲	۶/۱۳E-۱۱	۱/۸۳	*۰/۰۶
	ETURN(t-1)	-۱/۲۳E-۱۰	۷/۵۶E-۱۱	-۱/۶۲	۰/۱۰	۱/۳۲E-۱۰	۷/۵۴E-۱۱	-۱/۷۴	**۰/۰۸
	DT1- DT5	-۰/۰۰۵۳۳۲	۰/۰۰۰۶۱	-۸/۷۱	***۰/۰۰	۰/۰۰۹۹	۰/۰۰۰۶	۱۴/۸	***۰/۰۰
ضریب تعیین		۰/۶۰۲۱۹۷				۰/۶۱۳۵۲۱			
آمارهٔ F		۳۲۴/۶۷۷۸				۳۲۹/۳۶۷۳			
سطح معنی‌داری		۰/۰۰۰۰۰۰				۰/۰۰۰۰۰۰			

در جدول (۵) متغیر DT متغیر مجازی است که معنی‌داری دسته‌بندی را نشان می‌دهد. مطابق جدول، با افزایش حجم معاملات کل، قدرت توضیح دهندگی بازده غیرعادی به وسیلهٔ حجم نرمال تا دو دوره بعد تعمیم‌پذیر است.

برای بررسی اثر سوگیری‌های رفتاری بر ایجاد حجم غیرنرمال، سنجه‌های اندازه‌گیری فرااعتمادی، اثر تمایلاتی و توجهات سرمایه گذاران با یک دوره وقفه در الگو لحاظ می شود. این وقفه بدین منظور است که روابط علی بین سوگیری های رفتاری و حجم غیرنرمال معاملات بررسی شود.

تاثیر متغیرهای Vm_{t-1} و SENT که هر کدام به ترتیب متغیرهای سنجش توجهات سرمایه‌گذاران و اثر تمایلاتی‌اند، معنی‌دار مشاهده می‌شود؛ اما اثر متغیرهای Ri_{t-1} و Rm_{t-1} که متغیرهای بررسی فرااعتمادی است، معنی‌دار نیست؛ بنابراین، توجهات سرمایه‌گذاران و اثر تمایلاتی توانایی توضیح حجم غیرنرمال را در بازهٔ هفتگی دارد. وقفهٔ متغیر وابسته $UTURN_{(t-1)}$ نیز معنی‌دار است. آمارهٔ R^2 نشان می‌دهد سوگیری‌های رفتاری ذکرشده، حدود ۴۶ درصد حجم غیرنرمال را توضیح می‌دهد. با توجه به معنی‌داری توجهات سرمایه‌گذاران و اثر تمایلاتی و معنی‌دار نبودن فرااعتمادی، می‌توان نتیجه گرفت که توجهات سرمایه گذاران و اثر تمایلاتی درصد قابل توجهی از

حجم غیرنرمال را توضیح می‌دهد. با توجه به ضریب به‌دست‌آمده، رابطهٔ مستقیمی بین توجهات سرمایه گذاران و حجم غیرنرمال وجود دارد؛ اما رابطهٔ بین اثر تمایلاتی و حجم غیرنرمال معکوس است. به‌علاوه بین فرااعتمادی و حجم غیرنرمال رابطهٔ معنی‌داری وجود ندارد.

جدول (۶) نتایج رگرسیون ۳، سؤال دوم پژوهش

نام متغیر	نماد متغیر	ضرایب	خطای استاندارد	آمارهٔ t-	سطح معنی‌داری	نتیجه
	C	-۷۹۳۵۴۲۶	۳۲۵۲۵۴۵	-۲/۴۳۹۷۵۹	۰/۰۰۱۳	-
بازده دورهٔ قبل	Rit-1	-۱۹۰۷۸۶۴	۱۴۵۳۳۲۶	-۱/۴۰۹۷۵۹	۰/۱۶۵۸	معنی‌دار نیست
بازده بازار دورهٔ قبل	Rmt-1	-۱۲۸۹۶	۳۵۶۲۴	-۰/۳۶۲۰۰۱	۰/۷۵۰۱	معنی‌دار نیست
ارزش معاملات بازار	Vmt-1***	۱۲۸۳۶۵۱۷	۲۵۶۳۵۴	۵۰/۰۷۳	۰/۰۰۰۰	معنی‌دار است
نسبت اطلاعیهٔ سود	Earning Ratio*	-۷۱۸۶۳۹۸۴	۱/۹۱E+۸	-۰/۴۲۳۵۶	۰/۷۰۶۳	معنی‌دار نیست
تمایلات سرمایه‌گذاران	SENT**	-۰/۰۲۶۳۵۴	۰/۰۰۱۲۵۶	۲۰/۹۷۹۳	۰/۰۰۰	معنی‌دار است
وقفهٔ حجم غیرنرمال	UTURN(-1)***	-۰/۱۵۸۹۵۴	۰/۰۱۳۵۴	-۱۱/۷۳۹۵۹	۰/۰۰۰۰	معنی‌دار است
ضریب تعیین			۰/۴۶۳۲۴			
آمارهٔ F			۶۰۱۶/۵۳۲			
سطح معنی‌داری			۰/۰۰۰۰۰۰			

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

جدول (۷) نتایج رگرسیون ۵

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

همان طورکه مشاهده می‌شود، تنها تاثیر متغیرهای Vm_{t-1} و Earning Ratio معنی‌دار است که نشان می دهد تنها توجهات سرمایه گذاران، تغییرات بازده غیرعادی را توضیح می‌دهد. با توجه به ضریب به‌دست‌آمده، رابطهٔ مستقیمی بین توجهات سرمایه‌گذاران و بازده غیرعادی وجود دارد؛ اما رابطهٔ معنی‌داری بین فرااعتمادی و اثر تمایلاتی با بازده غیرعادی وجود ندارد.

نتایج و پیشنهادها

هدف پژوهش حاضر بررسی تأثیر سوگیری های مؤثر در ایجاد حجم و بازده غیرعادی است. همچون بسیاری از پژوهش های حوزهٔ حجم و بازده ازجمله 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 پژوهش های 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 پژوهش های بیان‌شده و پژوهش حاضر ازنظر تفسیر مطالب دیده می شود. 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 محاسبهٔ فراعتمادی در مطالعات آنان تا حدود زیادی مشابه بود. نتیجهٔ پژوهش حاضر با مطالعات ادموندز[1]، گیگو[2] و نورلی[3] (۲۰۰۷)، واورو و همکاران (۲۰۰۸)، گرینبلت و کلوهارجو (۲۰۰۹) و دنیل و هرشیفر (۲۰۱۵) همخوانی ندارد؛ زیرا در پژوهش‌های ذکرشده فرااعتمادی موجب حجم بالای معاملات و به‌نوعی حجم غیرنرمال بوده است.

همسو با مطالعهٔ کاستیا (۲۰۰۴) اثر تمایلاتی موجب ایجاد حجم غیرنرمال می شود. 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 سرمایه گذاران موجب ایجاد حجم غیرنرمال است؛ با این حال تفاوت در ماهیت متغیرهای استفاده‌شده برای اندازه گیری و توجه سرمایه گذاران در نتیجه گیری تأثیرگذار است. در بررسی بازده غیرعادی، ارزش بازار و نسبت اعلامیه های سود معنی دار است؛ درنتیجه، توجهات سرمایه گذاران عامل ایجاد بازده غیرعادی در سهام است. با توجه به تأثیر زنجیره وار عوامل، می توان گفت تنها توجهات سرمایه گذاران است که موجب ایجاد حجم غیرنرمال و به دنبال آن بازده غیرعادی می‌شود. ازسوی دیگر، با وجود اینکه اثر تمایلاتی موجب ایجاد حجم غیرنرمال می شود، تأثیر زنجیره‌وار آن در ایجاد بازده غیرعادی معنی‌دار نیست.در پژوهش حاضر سوگیری‌هایی بررسی شده است که در پژوهش های داخلی کمتر بررسی شده‌اند. به‌علاوه توجهات سرمایه‌گذاران که تاکنون در پژوهش های داخلی بررسی نشده است، به تفصیل بیان شده است.

در بیان محدودیت های پژوهش، با وجود بررسی سوگیری های رفتاری بر ایجاد حجم غیرنرمال و بازده، این عوامل تنها عوامل مؤثر بر ایجاد متغیرهای وابستهٔ تأثیرگذار نبوده اند که البته از موضوع پژوهش حاضر خارج است. به‌علاوه پژوهش حاضر دربارهٔ شرکت های

1. Edmands
2. Giego
3. Norli

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

پیشنهاد می شود در پژوهش های بعدی این پژوهش را در بازهٔ فصلی نیز آزمون و نتایج را با بازهٔ هفتگی و ماهانه مقایسه کنند؛ زیرا داده های ترازنامه و سود و زیان شرکت‌ها به‌صورت فصلی محاسبه می‌شوند. در پژوهش حاضر برای محاسبهٔ سوگیری‌های رفتاری از متغیرهای متداول در پژوهش های این حوزه استفاده شده است؛ به بیان دیگر، در بیشتر پژوهش ها سوگیری فرااعتمادی با متغیرهای سنجیده شده در پژوهش حاضر آزمون شده است و می توان از متغیرهای دیگری برای سنجش آن استفاده کرد. به‌علاوه سعی شده است از توجهات سرمایه گذاران به منزلهٔ سوگیری استفاده شود. با توجه به گستردگی حوزهٔ مالی رفتاری پیشنهاد می‌شود سوگیری‌هایی بررسی شوند که پژوهش‌های کمتری دربارهٔ آنها انجام شده است.

منابع

[۱] اسلامی‌بیدگلی، غ.، و تهرانی، الف. (۱۳۸۹). بررسی رابطهٔ اعتماد بیش از حد سرمایه گذاران انفرادی و حجم مبادلات آنها در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۱۰ (۴)، ۲۵۳-۲۳۱.

[۲] بدری، الف.، و کوچکی، الف. (۱۳۹۲). حجم معاملات و بازده سهام: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران براساس تحلیل مالی رفتاری. *فصلنامهٔ علمی - پژوهشی حسابداری مالی*، ۵ (۱۸)، ۲۴-۱.

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

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

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

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., Arouri, 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,

[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 croos 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 hypothese. *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.

[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 aboue 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.

[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). *Ieeettsss' 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.