



Investigating the Impact of Investor's Sentiment and Trading Behavior on Excess Return: Revised Fama and French Five Factor Model

Sayedeh Zahra Nasiri¹, Yahya Kamyabi^{2*}

1- Department of Accounting, Faculty of Administrative and Economics Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
za.nasiri@stu.umz.ac.ir

2- Department of Accounting, Faculty of Administrative and Economics Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
y.kamyabi@umz.ac.ir

Abstract

Objectives: Since the 1990s, the determination of the fair value of financial assets and whether this value depends only on fundamental factors in pricing models or is influenced by behavioral and psychological factors has always been a debatable issue. The behavioral finance field focuses on issues and proposes asset pricing models that incorporate behavioral decision-making aspects. The purpose of this study is to investigate the simultaneous effect of the criteria of the sentiment and individual investors trading behavior on the pricing of capital assets in 77 listed firms in Tehran Stock Exchange during the period from 2009 to 2014, using combination data method.

Method: For this purpose, a revised Fama and French five-factor model is created by adding sentiment and individual investors trading behavior.

Results: The experimental results showed that these two factors have a significant effect on the return on the five-factor model. In a situation where all investors are not rational, decision-makers can use the investor's psychological aspects to understand how asset pricing works.

Keywords: Fama and French Five Factor Model, Behavioral Finance, Investor Sentiment, Individual Investor Trading Behavior

بررسی تأثیر تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران فردی بر بازده مازاد: الگوی تجدیدنظر شده فاما و فرنچ

سیده زهرا نصیری^۱، یحیی کامیابی^{۲*}

۱- دانش آموخته دکتری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
za.nasiri@stu.umz.ac.ir

۲- دانشیار، گروه حسابداری، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران
y.kamyabi@umz.ac.ir

چکیده

اهداف: از دهه ۱۹۹۰ همواره تعیین ارزش منصفانه دارایی‌های مالی و اینکه آیا این ارزش تنها به عوامل بنیادی در الگوهای قیمت‌گذاری بستگی دارد یا از عوامل رفتاری و روان‌شناختی نیز تأثیر می‌گیرد، مسئله‌ای بحث‌برانگیز بوده است. رشته مالی رفتاری به مسائلی توجه کرده و الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌های جایگزینی را ارائه داده است که جنبه‌های رفتاری تصمیم‌گیری را در بر می‌گیرند. هدف از انجام پژوهش حاضر، بررسی تأثیر همزمان معیارهای تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران حقیقی بر قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در ۷۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۹۵ تا ۱۳۸۸ با روش داده‌های ترکیبی است.

روش: به این منظور الگوی تجدیدنظر شده پنج‌عاملی فاما و فرنچ با افزودن معیارهای تمایلات سرمایه‌گذار و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار فردی ایجاد شد.
نتایج: نتایج تجربی نشان داد این دو عامل تأثیر بااهمیتی بر بازده مازاد در الگوی پنج‌عاملی دارند. در شرایطی که تمام سرمایه‌گذاران منطقی نیستند، تصمیم‌گیرندگان جوانب روان‌شناختی سرمایه‌گذار را برای درک چگونگی قیمت‌گذاری دارایی‌ها به کار می‌گیرند.

واژه‌های کلیدی: الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ، مالی رفتاری، تمایلات سرمایه‌گذار، رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران فردی

* نویسنده مسؤول

مقدمه

بازده مفهومی مرتبط با عملیات واحد تجاری است؛ اما ریسک شرکت هم با موقعیت عملیاتی و مالی واحد تجاری و هم با عقاید و تفکرات سرمایه گذاران ارتباط دارد؛ به عبارت دیگر، واکنش سرمایه گذاران در مقابل واحد تجاری که بر برداشت‌های آنها از موقعیت واحد تجاری مبتنی است، از عوامل مؤثر بر ریسک شرکت است (دستگیر و بزازاده، ۲۰۰۶).

در دهه ۱۹۷۰ فرضیه بازار کارای سرمایه در مرکز نظریه مالی قرار داشت؛ در دهه ۱۹۸۰ شواهدی پدیدار شد که فرضیه بازار کارا به طور کامل آنها را توجیه نمی‌کرد. به علاوه پیشرفت‌هایی در نظریه‌های روان‌شناختی صورت گرفت و درباره رفتار نماینده‌های اقتصادی عقلایی تردید ایجاد کرد؛ اما لزومی برای به کارگیری آنها در بازارهای مالی وجود نداشت؛ با این حال این امر سبب تلاش‌های غیررسمی در ادبیات برای شرح شواهد از منظر روان‌شناختی شد. در دهه ۱۹۹۰، با توسعه الگوی‌های اقتصاد مالی مبتنی بر ادبیات روان‌شناختی درباره تعصبات رفتاری، رویکرد مالی رفتاری برای تحلیل بازارهای مالی معرفی شد؛ در واقع، این دهه شاهد توسعه بدنه جامع ادبیات مالی رفتاری بود. رشد بورس و رونق دادوستد در بازار در سال‌های ۱۳۷۴ و ۱۳۷۵ که با ساختار نامتعارف انتظارات پدید آمد و سقوط بورس اوراق بهادار تهران در اواخر سال ۱۳۸۳ که بعد از یک دوره رونق چشمگیر اتفاق افتاد، نشان داد سهام‌ها ممکن است قیمت گذاری نادرستی داشته باشند و نوسان‌های قیمت سهام تنها به عوامل بنیادی مربوط نمی‌شود؛ بلکه عوامل دیگری نیز در این امر دخالت دارند؛ به این ترتیب نظریه‌های مالی سنتی به تنهایی جوابگوی نیازهای اطلاعاتی سرمایه گذاران نیست.

واکنش متفاوت سرمایه گذاران به اخبار شرکت، توجیهی عمومی برای انحراف از فرضیه بازار کاراست. گاهی اوقات ممکن است سرمایه گذاران به عملکرد سهام‌ها بیش از اندازه واکنش نشان دهند و سهام‌های دارای زیان را افراطی بفروشند و سهام‌های دارای عملکرد خوب را بیش از اندازه بخرند. با این واکنش‌ها، سهام‌ها شاهد قیمت‌های متفاوتی در مقایسه با ارزش‌های منصفانه خود هستند. رشته مالی رفتاری با توجه به این مسائل، الگوی‌های قیمت گذاری دارایی جایگزینی را ارائه کرد و جوانب رفتاری تصمیم‌گیری را مدنظر قرار داد که بازار کارا هیچ توضیحی برای آنها نداشت. مالی رفتاری پارادایمی نسبتاً جدید برای پرکردن شکاف در مالی مدرن است که در آن برای تمام مشارکت‌کنندگان در بازار، رفتار عقلایی استاندارد به جای رفتار انسان مستعد خطاهای روان‌شناختی در نظر گرفته می‌شود؛ به این ترتیب، با اینکه اشتباهات شناختی و تعصبات هیجانی نقش مهمی در روند تصمیم‌گیری سرمایه گذار ایفا می‌کنند و سبب عملکرد غیرمنطقی قیمت و قیمت گذاری اشتباه پایدار می‌شوند، در چارچوب نظریه بازار کارا به طور کامل به آنها توجه نمی‌شود؛ بنابراین، به ادبیات مالی رفتاری با توجه به وجود تفاوت بین عالم واقع و جهان آرمانی که نظریه بازار کارا به تصویر می‌کشد، توجه شد و از آن در الگوی قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای استفاده شد (مختار^۱، ۲۰۱۶).

برای بسیاری از مشارکت‌کنندگان در بازارهای مالی پیش‌بینی بازده و قیمت گذاری دارایی، هدفی چالش‌برانگیز است؛ به طوری که سرمایه گذاران و تحلیلگران مالی به پیش‌بینی الگوها برای تصمیم‌گیری در بازار سهام علاقه‌مندند. در نظریه‌های مالی

سرمایه‌گذار استفاده شده، معیاری ترکیبی است که با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی اول به دست آمد و معیار رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار عبارت است از عدم تعادل خرید و فروش سرمایه‌گذاران حقیقی که پس از متعادل کردن معیارهای ذکر شده، تأثیر افزوده شدن آنها به الگوی پنج عاملی آزمون شد. به این ترتیب تصمیم‌گیرندگان قادرند جوانب روان‌شناختی را برای درک چگونگی قیمت‌گذاری دارایی‌ها به کار ببرند.

مبانی نظری

مطابق با مالی رفتاری، قیمت‌گذاری نادرست در اثر شوک تقاضای ناآگاهانه ناشی از تمایلات^{۱۵} و محدودیت در آربیتراژ^{۱۶} ایجاد می‌شود. می‌توان دو کانال مجزا را در نظر گرفت که از طریق آنها تمایلات سرمایه‌گذار ممکن است بر قیمت‌های سهام تأثیر بگذارد. یافته‌های کلی رابطه تمایلات - بازده، با نظریه مالی استاندارد تضاد دارد؛ نظریه‌ای که پیش‌بینی می‌کند قیمت‌های سهام ارزش تنزیل شده جریان نقد مورد انتظار را منعکس می‌کند و آربیتراژگرها آثار خلاف منطق بین مشارکت‌کنندگان بازار را از بین می‌برند؛ بنابراین، تمایلات در این چهارچوب کلاسیک نقشی ندارد. در عوض، رویکرد رفتاری نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران تابع تمایلات تعریف شده به منزله عقیده‌ای درباره جریان‌های نقد آتی و ریسک‌های سرمایه‌گذاری هستند که به وسیله حقایق موجود توجیه نشده است. به علاوه محدودیت‌هایی برای آربیتراژ وجود دارد؛ زیرا انجام آربیتراژ در مقابل سرمایه‌گذاران غیرمنطقی، پرهزینه و پرخطر است (شلایفر و ویشنی، ۱۹۹۷). با وجود تقاضای مبتنی بر تمایلات یا

الگوی‌های مختلفی از قبیل الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، الگوی آربیتراژ و الگوی‌های عاملی فاما و فرنچ برای ارزش‌گذاری دارایی‌ها پیشنهاد شده است که هدف آنها درک عملکرد بازارهای مالی و ارزیابی دارایی‌هاست. براساس نظریه مالی کلاسیک همه سرمایه‌گذاران به طور منطقی رفتار و سازوکار آربیتراژ عدم تعادل در قیمت‌ها را کشف و قیمت‌ها را به ارزش‌های بنیادی نزدیک می‌کنند. در مقابل، مالی رفتاری فرض عقلایی بودن سرمایه‌گذاران را رد و فرض می‌کند سرمایه‌گذاران غیرعقلایی رفتار می‌کنند. در مطالعات زیادی از جمله دبانت^۱ و تالر^۲ (۱۹۸۷)، باربرایز^۳، شلایفر^۴ و ویشنی^۵ (۱۹۹۸)، جکسون^۶ (۲۰۰۳)، بیکر^۷ و ورگلر^۸ (۲۰۰۶)، یانگ^۹ و ژو^{۱۰} (۲۰۱۵)، داوویی^{۱۱} و بن‌صلاح^{۱۲} (۲۰۱۷) به موقعیت‌های روان‌شناختی گوناگونی توجه شده است. هم‌راستا با مطالعات انجام شده، هدف این مقاله ارائه الگوی ارزیابی دارایی تجدیدنظر شده بر مبنای الگوی پنج عاملی فاما^{۱۳} و فرنچ^{۱۴} (۲۰۱۵) است که با توجه به ضعف‌های نظریه مالی کلاسیک و در نظر گرفتن منطقی نبودن تمام سرمایه‌گذارها، دو عامل براساس نظریه مالی رفتاری به الگوی ذکر شده اضافه شد که عامل اول امکان کنترل تمایلات سرمایه‌گذاران و عامل دوم امکان کنترل رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران خرد را در ارزیابی دارایی‌ها ایجاد می‌کند؛ معیار تمایلات

1. Debondt
2. Thaler
3. Barberis
4. Shleifer
5. Vishny
6. Jackson
7. Baker
8. Wurgler
9. Yang
10. Zhou
11. Dhaoui
12. Bensalah
13. Fama
14. French

15. Sentiment-induced uninformed demand shock

16. Limit on arbitrage

دارایی به شدت به عوامل ریسک غیربنیادی مرتبط است. از الگوهای اصلی توسعه یافته در این زمینه الگوی سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) است. این الگو ارتباط میانگین بازده با اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را نشان می دهد. نتایج مهم حاصل از این الگو توضیح ندادن بازده مازاد به وسیله بتا، حساسیت زیاد بازده سهام به اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و در نتیجه، توانایی این دو عامل اضافی در شرح بازده مقطعی است.

در مطالعات به تازگی انجام شده، فرض شده است میانگین بازده علاوه بر اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، از عوامل بنیادی دیگری تأثیر می گیرد. بخش زیادی از ادبیات شواهدی را فراهم کرد مبنی بر اینکه سودآوری و سرمایه گذاری، به طور جالب توجهی بر میانگین بازده سهام تأثیر می گذارد. در این راستا، نووی مارکس^۹ (۲۰۱۳) ضمن پیشنهاد معیاری برای سودآوری، شواهدی را ارائه داد مبنی بر اینکه سودآوری به طور بااهمیتی با میانگین بازده ارتباط دارد. آهارونی^{۱۰}، گراندی^{۱۱} و زنگ^{۱۲} (۲۰۱۳) ارتباط بااهمیت سرمایه گذاری و میانگین بازده را مطرح کردند. فاما و فرنچ در سال ۲۰۱۵ الگوی سه عاملی معروف خود را با افزودن عوامل سودآوری و سرمایه گذاری توسعه دادند. الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) به صورت زیر است.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2SMB_t + \beta_3H \square L_t + \beta_4RMW_t + \beta_5CMA_t + \varepsilon_{it}$$

در این معادله R_{it} بازده دارایی i برای دوره t است؛

R_{Mt} بازده سبد بازار و SMB_t عامل اندازه است که از

محدودیت در آربیتراژ بین سهام ها، امواج تمایلات غیرمنطقی بر قیمت های دارایی تأثیر می گذارد (دلانگ^۱، شلايفر، سامرز^۲ و والدمن^۳، ۱۹۹۰). نظریه معامله گر اختلال^۴، ناهنجاری هایی مانند قیمت گذاری اشتباه در بازارهای مالی را تاحدودی شرح می دهد. بلسک^۵ (۱۹۸۶)، معامله گران اختلال را مسئول قیمت گذاری نادرست در بازارهای مالی شناسایی می کند. معامله گران اختلال از تعصبات شناختی رنج می برند و بازار را با معاملات غیرعقلانی شان مختل می کنند. محرک این مسئله، اعتمادشان به تمایلات سرمایه گذار است که بیکر و ورگلر (۲۰۰۷) آن را شرح داده اند. تمایلات سرمایه گذار، دیدگاه بیش از حد مطلوب یا نامطلوب درباره سهام هایی است که عوامل بنیادی مشخص آنها را توجیه نکرده اند (والتر^۶ و ویلیس^۷، ۲۰۱۳).

بر اساس نظریه مالی کلاسیک، قیمت دارایی ها ارزش فعلی جریان نقد آتی شان را منعکس می کند. به دلیل معاملات تصادفی و عدم همبستگی بین معاملات سرمایه گذاران، معاملات سرمایه گذاران غیرمنطقی تأثیر یکدیگر را خنثی می کند؛ حتی در صورت همبستگی بین معاملات سرمایه گذاران، آربیتراژ گر ها انحراف قیمت اوراق از ارزش های بنیادی را تشخیص می دهند و آن را اصلاح می کنند. مطابق با این چهارچوب، بازده مازاد تنها برای دوره های کوتاه وجود دارد. در مقابل، نظریه مالی رفتاری با استدلال های مخالف فرضیه بازار کارا، معتقد به تداوم بازده مازاد است. در این راستا، لی^۸، شلايفر و تالر (۱۹۹۱) استدلال کردند که بازده

1. DeLong
2. Summers
3. Waldmann,
4. Noise trader
5. Black
6. Walther
7. Willis
8. Lee

9. Novy marx
10. Aharoni
11. Grundy
12. Zeng

تفاضل بازده سهام شرکت‌های کوچک و بزرگ به دست می‌آید؛ HML_t عامل ارزش است که از تفاوت بین بازده سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پایین به دست می‌آید. RMW_t عامل سودآوری است که از تفاوت بین بازده سهام با سودآوری قوی و ضعیف به دست می‌آید و در نهایت، CMA_t عامل سرمایه‌گذاری است که از تفاضل بین بازده سهام با سرمایه‌گذاری کم و زیاد به دست می‌آید. نتایج تجربی مطالعات انجام شده بر الگوی پنج عاملی نشان داد این الگو عملکرد بهتری نسبت به الگوهایی چون قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شارپ^۱ (۱۹۶۴)، لیتنر^۲ (۱۹۶۵) و الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) دارد؛ با این حال با توجه به انتقادهای وارد شده به نظریه بازار کارای سرمایه از قبیل منطقی نبودن همه سرمایه‌گذاران و وجود نداشتن امکان تفسیر تمام اطلاعات در دسترس به وسیله سرمایه‌گذاران، مطابق با پژوهش‌های قبلی، شواهد قانع‌کننده‌ای وجود دارد که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران سبب خطاهای سیستماتیک بزرگی می‌شوند و شواهدی وجود دارد مبنی بر اینکه تعصبات روان‌شناختی^۳، به‌طور جالب توجهی بر قیمت‌های بازار تأثیر می‌گذارد. طرفداران مالی رفتاری، درباره فرضیه‌هایی که به‌طور معمول حامیان مالی استاندارد از آنها حمایت می‌کنند، تردید ایجاد می‌کنند؛ از جمله اینکه قیمت یک دارایی مالی برابر با ارزش بنیادی آن است. بر اساس نظریه مالی استاندارد، قیمت دارایی‌ها در شرایط تعادلی تعیین می‌شود و ممکن است قرار گرفتن سرمایه‌گذاران در معرض ریسک سیستماتیک را منعکس کند. در مقابل، ادبیات درباره تمایلات

از آنجا که مفهوم ریسک سیستماتیک در قیمت‌گذاری دارایی شکننده شد، ویژگی‌های دیگر به‌منزله عوامل مرتبط با بازده موردانتظار مطرح شدند. سیکون^۴ (۲۰۰۳)، داوویی، برویس^۵ و بوی اچاگلو^۶ (۲۰۱۳)، درباره حساسیت قیمت سهام به تمایلات سرمایه‌گذار و ویژگی‌های بنیادی سهام مطالعه کردند. یافته‌های تجربی آنها هم‌راستا با پژوهش‌هایی بود که نشان می‌داد حالت‌های روان‌شناختی (احساسات و تمایلات) نقش مهمی در تعیین ارزش سهام و در بازار

4. Keynes
5. Akerlof
6. Shiller
7. Werner
8. Richard
9. Ciccone
10. Bourouis
11. Boyacioglu

1. Sharp
2. Lintner
3. Psychological biases

که پاداش جاری ریسک سرمایه گذار تأثیر مثبت و بااهمیتی بر بازده سهام دارد و این تأثیر با وضعیت‌های متفاوت تمایلات جاری پایدار است و ارتباطی با میزان تمایلات ندارد. سرلک، علیپوردرویش و وکیلی فرد (۲۰۱۲) تأثیر تصمیم‌گیری احساسی سرمایه گذران و متغیرهای تکنیک بنیادی بر بازده سهام را بررسی کردند و نشان دادند شاخص آرمز که به منزله معیار تصمیم‌گیری احساسی سرمایه گذران به کار رفته است، بر بازده سهام تأثیر گذار است. حیدرپور، تاری وردی و محرابی (۲۰۱۳) تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه گذران را بر بازده سهام سبدهای مرتب شده براساس اندازه، قیمت، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی بررسی کردند. شاخص استفاده‌شده در این پژوهش برای اندازه‌گیری گرایش‌های احساسی، شاخص EMSI است. نتایج نشان داد گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران تأثیر مثبت و معنی‌دار بر بازده سهام شرکت‌های دارای کمترین اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نسبت مالکیت نهادی دارد. وکیلی فرد، فروغ‌نژاد و خوشنود (۲۰۱۳) بررسی کردند که سرمایه گذاران تا چه اندازه در تصمیمات سرمایه گذاری خود در بورس اوراق بهادار عقلایی و یا غیرعقلایی رفتار می‌کنند. یافته‌ها نشان می‌دهد سرمایه گذاران در تصمیم‌گیری‌هایشان بیشتر از تصمیمات دیگران تأثیر می‌گیرند و رفتار منطقی و رفتارهای واکنشی در رتبه‌های بعدی قرار می‌گیرند.

کاردان، ودیعی و ذوالفقار آرنانی (۲۰۱۸) با بررسی نقش تمایلات سرمایه گذار بر ارزش گذاری شرکت، نشان دادند افزودن شاخص‌های احساسات به الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای سبب افزایش توضیح‌دهندگی الگوی ذکر شده می‌شود. نتایج

ایفا می‌کنند. با توجه به موارد ذکر شده، الگوی‌های سه و پنج عاملی فاما و فرنچ که منطبق با رویکرد استاندارد، متکی به سرمایه گذاران منطقی است، الگوی کاملی در تعیین قیمت دارایی نیست. بر این اساس، چانگ^۱، ایانگ^۲ و لو^۳ (۲۰۱۰) تأثیر تمایلات سرمایه گذار را بر بازده مازاد در بازار سهام تایوان بررسی کردند. شواهد نشان داد تغییر در حجم معاملات، شاخص مناسبی برای تمایلات سرمایه گذار است و تمایلات غیرمنطقی بر ارزشیابی سهام تأثیر می‌گذارد. چانگ‌شنگ^۴ و یانگ‌فنگ^۵ (۲۰۱۲) تأثیر تمایلات سرمایه گذار را بر ارزشیابی دارایی‌ها نشان دادند. آنها در سطح سبد سهام به این نتیجه رسیدند که سهام‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین و نسبت قیمت به سود بالا به دلیل پرهزینه بودن برای آربیتراژ به تمایلات سرمایه گذار حساس‌اند. نتایج این پژوهش از نقش تمایلات سرمایه گذار در شکل‌گیری بازده حمایت کرد؛ در نتیجه، تغییرات تمایلات سرمایه گذار باید به منزله ریسک سیستماتیک بااهمیتی در مدیریت سبد سهام و قیمت گذاری دارایی به کار رود. دباتا^۶، دش^۷ و مهاکد^۸ (۲۰۱۷) تأثیر تمایلات سرمایه گذار را که با استفاده از شاخص اطمینان مصرف‌کننده اندازه‌گیری شده است، بر نقدینگی بازارهای سهام نوظهور بررسی کردند و دریافته‌اند که تمایلات سرمایه گذار تأثیر مثبتی بر نقدینگی دارد. هی^۹، هی و ون^{۱۰} (۲۰۱۹) با بررسی نقش تمایلات سرمایه گذار در ارتباط بین پاداش ریسک سرمایه گذار و بازده سهام، به این نتیجه رسیدند

1. Chuang
2. Ouyang
3. Lo
4. Changsheng
5. Yongfeng
6. Debata
7. Dash
8. Mahakud
9. He
10. Wen

زیرا آنها به اطلاعات بهتری دسترسی دارند و روش‌های برتری برای پردازش دارند که نیاز به تقلید از همتایان به‌ظاهر آگاه‌تر را از بین می‌برد. تعصبات روان‌شناختی مانند وفق دادن (هم‌نوایی)^۳ رفتار گروهی موجود بین افراد را تقویت می‌کند.

دیدگاه جایگزین این است که رفتار گروهی احتمالاً بین نهادها از قبیل صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک^۴، به دلایل زیر از سرمایه‌گذاران فردی رایج‌تر است: اول، معاملات سرمایه‌گذاران نهادی برای همتایانشان مشاهده‌شدنی‌تر است؛ بنابراین، دامنه تقلید بیشتری بین این رده از سرمایه‌گذاران وجود دارد. از آنجا که سرمایه‌گذاران فردی مانند سرمایه‌گذاران نهادی مجبور به آشکار کردن سبد نیستند، مشاهده معاملات دیگران برای افراد ممکن است دشوارتر باشد. دوم، سرمایه‌گذاران نهادی خاص مانند مدیران صندوق براساس عملکردشان نسبت به مدیران صندوق‌های دیگر ارزیابی می‌شوند. در چنین مواردی، آن مدیر با جمعیت باقی می‌ماند؛ به این ترتیب (وقتی مطابق صندوق‌های دیگر عمل کند) اشتباهش نسبت به وقتی که به تنهایی مرتکب اشتباهی شود، کمتر به چشم می‌آید. در این پژوهش معیار رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران فردی براساس فرضیه عدم تقارن اطلاعاتی شکل گرفت.

هان^۵ و کومار^۶ (۲۰۱۳) خصوصیات قیمت‌گذاری سهام‌هایی را بررسی کردند که سرمایه‌گذاران خرد ناآگاه معامله می‌کنند. آنها دریافتند که سهام‌های با تمرکز بالای معامله‌گران خرد جوانب شانس بالایی دارند و بیش از اندازه قیمت‌گذاری می‌شوند. در

پژوهش کامیابی، راسخی و نصیری (۲۰۱۸) و مهرانی و معدنچی زاج (۲۰۱۸) درباره تأثیر تمایلات سرمایه‌گذار بر الگوی سه‌عاملی فاما و فرنچ نشان داد این عامل تأثیر بااهمیتی در قیمت‌گذاری دارایی در الگوی ذکرشده ایفا می‌کند؛ بنابراین، فرضیه اول پژوهش به شرح زیر است:

فرضیه اول: معیار تمایلات سرمایه‌گذار تأثیر بااهمیتی بر بازده مازاد الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ دارد.

براساس عقلانیت محدود سرمایه‌گذاران در بازار، الگوی‌های مالی رفتاری بر مفهوم معامله‌گران اختلال استناد می‌کنند که مستعد تعصبات شناختی و خطاهای تصمیم‌گیری اند. به طور خاص، سرمایه‌گذاران فردی بیشتر مستعد تعصبات روان‌شناختی و رفتارهای غیرمنطقی اند؛ در واقع، برخی مطالعات نشان می‌دهد عملکرد سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران فردی به دلیل ضعف اطلاعاتی و تصمیمات سرمایه‌گذاری غیرمنطقی، بدتر از سرمایه‌گذاران نهادی است (پارک^۱ و کیم^۲، ۲۰۱۴).

ادبیات غنی از الگوی‌های نظری است که دلایل حامی رفتار گروهی را بیان می‌کنند و دو فرضیه اصلی را درباره اینکه چه کسی و چرا رفتار گروهی دارد، مطرح می‌کنند. از آنجا که هزینه‌های (پولی و فرصت) جمع‌آوری اطلاعات زیاد است، معامله‌گران سعی می‌کنند معاملات خود را براساس اقدامات اکثریت انجام دهند، با این فرض که افراد دیگر اطلاعات بیشتری نسبت به آنها دارند؛ این کار براساس فرضیه عدم تقارن اطلاعاتی انجام می‌شود. بر این اساس، انتظار می‌رود سرمایه‌گذاران فردی نسبت به سرمایه‌گذاران نهادی، گرایش بیشتری به رفتار گروهی داشته باشند؛

3. Conformity
4. Mutual funds
5. Han
6. Kumar

1. Park
2. Kim

استفاده از داده‌های بورس اوراق بهادار نیویورک بررسی و با افزودن معیار تمایلات سرمایه گذار، الگوی تجدیدنظرشده پنج عاملی فاما و فرنچ را ایجاد کردند. نتایج نشان داد الگوی تجدیدنظرشده‌ای که شامل معیار تمایلات سرمایه گذار می‌شود، عملکرد بازده موردانتظار را بهتر نشان می‌دهد. خداپرست شیرازی، قاسمی و رحمان ستایش (۲۰۱۱) تأثیر رفتار گله‌ای در تشکیل حباب های عقلایی را در بازه زمانی ۱۳۷۶ تا ۱۳۸۷ در بورس اوراق بهادار تهران بررسی کردند و نشان دادند حباب عقلایی در طی دوره زمانی ذکر شده در بورس اوراق بهادار تهران از رفتار گله‌ای و عواملی تأثیر می‌گیرد که سبب کاهش امنیت روانی عاملان بازار می‌شود. دولو و پایایی (۲۰۱۷) رفتار جمعی سرمایه گذاران در سطوح خرد و کلان و تأثیر آن در نوسان های بازار را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که رفتار جمعی بین هر دو گروه سرمایه گذاران فردی و نهادی وجود دارد؛ بنابراین، فرضیه دوم پژوهش عبارت است از:

فرضیه دوم: رفتار معاملاتی سرمایه گذار فردی تأثیر بااهمیتی روی بازده مازاد الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ دارد.

اقتصاددانان همواره علاقه زیادی به پاسخ به این سؤال داشتند که آیا تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه گذار، بر قیمت های دارایی تأثیر می‌گذارد یا خیر. پژوهشگران در مالی رفتاری اشاره می‌کنند به اینکه وقتی آریبیتراژ محدود است، تمایلات معامله گران پارازیت در بازارهای مالی پابرجاست و بر قیمت های دارایی ها تأثیر می‌گذارد (دلانگ و همکاران، ۱۹۹۰). یانگ و ژو (۲۰۱۶) تأثیر مشترک معاملات گروهی سهام فردی و تمایلات سرمایه گذار سهام فردی را بر بازده های مازاد در الگوی سه عاملی فاما و فرنچ بررسی

مجموع نتایج نشان داد معاملات خرد، بر قیمت های سهام تأثیر می‌گذارد. داویی (۲۰۱۵) تأثیر انتظارات عقلایی و تمایلات رفتاری را با استفاده از داده های پنج بازار سرمایه بین المللی در کشورهای توسعه یافته بررسی کرد. نتایج آزمون های تجربی نشان داد فرضیه های انتظارات عقلایی برای تعیین رفتار معاملاتی سرمایه گذار با شکست روبه رو می‌شود. کیم و پارک (۲۰۱۵) ارتباط بین تمایلات سرمایه گذار فردی و بازده سهام را در بازار سهام کره بررسی کردند؛ آنها از معیار عدم توازن خرید و فروش سرمایه گذاران فردی به منزله معیاری برای تمایلات سرمایه گذار استفاده کردند و رابطه پویایی را بین تمایلات سرمایه گذار فردی و بازده سهام در الگوی چهارعاملی قیمت گذاری دارایی سرمایه ای در بازار بورس اوراق بهادار کره نشان دادند. آنها دریافتند که تمایلات سرمایه گذار فردی هیچ قدرت توضیحی جالب توجهی برای بازده سهام مقطعی ندارد؛ با این حال، معاملات سرمایه گذاران فردی می‌تواند قیمت های سهام را در سهام های خاص با رفتار متضادش حرکت دهد که به طور ضمنی نقدینگی را برای مشارکت کنندگان در بازار فراهم می‌آورد؛ به طوری که آنها دریافتند در چندین سبد با تمرکز سرمایه گذاران فردی و هزینه های آریبیتراژ پایین، تأثیر تمایلات سرمایه گذار فردی بر حرکات همزمان در بازده سهام به طور معنی داری منفی است. لائو^۱، تیان^۲ و ژائو^۳ (۲۰۱۸) ارتباط بین عدم توازن و بازده سهام را در بازار کشور چین بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که عدم توازن سفارش به طور مثبت و معناداری با بازده سهام همزمان مرتبط است. داویی و بن صلاح (۲۰۱۷) تأثیر تمایلات سرمایه گذار را بر ارزیابی دارایی ها با

1. Lao
2. Tian
3. Zhao

روش پژوهش

جمع‌آوری داده‌ها به روش میدانی - کتابخانه‌ای انجام شده است و محیط جغرافیایی اجرای پژوهش، شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای انتخاب جامعه آماری، به دلیل معامله‌نشدن سهام برخی شرکت‌ها به مدت طولانی، از روش فیلترینگ استفاده شده است. در این روش، ابتدا همه اعضای جامعه و سپس با توجه به فیلترهای تعریف‌شده، تعدادی از این شرکت‌ها انتخاب می‌شوند. این روش به این دلیل انتخاب می‌شود که همه اعضای جامعه خصوصیات مدنظر را ندارند؛ در نظر گرفتن شرکت‌های با ویژگی‌های خاص در جامعه آماری سبب انحراف نتایج می‌شود. به این ترتیب شروط زیر برای انتخاب جامعه آماری در نظر گرفته شده است:

پایان سال مالی مطابق با پایان سال تقویمی باشد^۱، شرکت‌های مدنظر جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، مالی (مثل بانک و بیمه)، لیزینگ و هلدینگ نباشند^۲، در دوره پژوهش داده‌های دردسترس داشته باشند و سال مالی خود را تغییر نداده باشند، دست کم در شش سال از دوره پژوهش، در هر سال دست کم ۱۰۰ روز معاملاتی داشته باشند و بیش از سه ماه در هر سال کمتر از ۳ روز معاملاتی نداشته باشند^۳. به این ترتیب جامعه آماری شامل ۷۷ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ است که به روش داده‌های ترکیبی و به صورت ماهانه تجزیه و تحلیل شدند.

کردند. نتایج آنها نشان داد اثر ترکیبی تغییرات معاملات گروهی سهام فردی و تغییرات تمایلات سرمایه‌گذار سهام فردی روی بازده مازاد، معنی‌دار است که اهمیت عوامل نابهنجاری را در قیمت‌گذاری دارایی نشان می‌دهد. در پژوهش حاضر با توجه به مبانی نظری مطرح‌شده، سعی بر آن است تأثیر افزودن هر دو معیار تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار بر بازده مازاد و درواقع، قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در الگوی پنج‌عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای فاما و فرنچ بررسی شود؛ درواقع، این موضوع بررسی خواهد شد که آیا استفاده همزمان از هر دو معیار تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار نقش مهمی را در شکل‌گیری بازده ایفا می‌کند یا خیر. با توجه به این مسئله که تمایلات سرمایه‌گذار مشاهده‌شدنی نیست، تعریف عینی و ملموسی ندارد و هر یک از معیارهای تمایلات از جهتی آن را بررسی می‌کنند؛ به این ترتیب با توجه به لزوم توجه به معیار تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، فرضیه سوم پژوهش به شرح زیر تدوین شده است:

فرضیه سوم: استفاده همزمان از معیار رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار فردی و معیار تمایلات سرمایه‌گذار در الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ، سبب افزایش توان توضیحی بازده مازاد می‌شود. برای آزمون فرضیه سوم بعد از برآورد الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ که عوامل تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار به آن اضافه شده است، تأیید یا رد این فرضیه با مقایسه مقادیر R^2 تعدیل‌شده آن با حالت‌هایی انجام می‌شود که تنها یکی از عوامل تمایلات یا رفتار معاملاتی به الگوی ذکرشده اضافه شده است (فرضیه‌های اول و دوم).

۱. برای خنثی کردن تأثیر چرخه‌های تجاری مؤثر بر عملکرد و وضعیت مالی شرکت‌ها.

۲. به دلیل ماهیت متفاوت عملیات شرکت‌های ذکرشده.

۳. برای انتخاب شرکت‌های فعال در بورس؛ زیرا به دلیل وقفه طولانی یا فاصله معاملاتی زیاد، قیمت‌های گزارش‌شده بیشتر شرکت‌ها، قیمت‌های واقعی نیستند.

داده‌های مورد نیاز از شرکت‌های مدنظر جمع‌آوری و آماده‌سازی و محاسبات متغیرها با استفاده از نرم‌افزار اکسل انجام شد؛ در نهایت، آزمون فرضیه‌ها و برآورد الگوی‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزارهای ایویوز و استاتا انجام شد. با توجه به ادبیات پژوهش و چالش‌های نظریه بازار کارایی سرمایه، عواملی برگرفته از نظریه مالی رفتاری به الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ افزوده و الگوی تجدیدنظرشده‌ای ارائه شد. بدین ترتیب برای آزمون فرضیه‌های اول تا سوم، مطابق با معادلات ۱، ۲ و ۳ به ترتیب معیار تمایلات سرمایه‌گذار، معیار رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار و در نهایت، هر دو معیار تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار به الگوی ذکر شده اضافه شدند. این الگو از نظر اینکه معیارهای رفتاری را به الگوی پنج‌عاملی افزوده است، همانند داویی و بن‌صلاح (۲۰۱۷) و از این نظر که دو نوع معیار تمایلات را به الگوی قیمت‌گذاری دارایی اضافه می‌کند، مشابه با یانگ و ژو (۲۰۱۵) است:

معیار $S_{MKTi,t}$ معیار تمایلات سرمایه‌گذار که وابستگی مشترک آن با عامل بازار $(R_{mt} - R_{ft})$ حذف شده است و $BSI_{MKTi,t}$ عامل رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار که نسبت به عامل بازار متعامد شده است. عوامل الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ براساس دسته‌بندی 3×2 با اثر متقابل اندازه با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و به‌طور جداگانه با سودآوری عملیاتی و سرمایه‌گذاری ایجاد شدند. نقطه انفصال اندازه، میانه ارزش بازار سهام شرکت‌هاست و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری عملیاتی و سرمایه‌گذاری به سه دسته با حد تفکیک 30% ، 40% و 30% تقسیم می‌شوند. به این ترتیب در هر دسته‌بندی شش سبد از شرکت‌ها شکل می‌گیرد که در هر سال حفظ می‌شوند. به دلیل استفاده از بازده‌های ماهانه، عوامل اندازه، ارزش، سرمایه‌گذاری و سودآوری براساس تفاضل میانگین بازده ماهانه این سبدها در هر ماه به دست می‌آیند؛ این سبدها با ۲ حرف مشخص شدند: اولین حرف، گروه اندازه را مشخص می‌کند، کوچک (S) یا بزرگ (B). دومین حرف گروه B/M بالا (H)، خنثی (N) یا پایین (L) گروه سودآوری عملیاتی قوی (R)، خنثی (N)، یا ضعیف (W) و در نهایت، گروه سرمایه‌گذاری محافظه‌کار (C)، خنثی (N) یا جسورانه (A) را توصیف می‌کند. به پیروی از نووی مارکس (۲۰۱۳)، فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، سودآوری عملیاتی (OP) را از تفاضل درآمد با مجموع هزینه کالاهای فروخته‌شده، هزینه‌های عمومی، اداری و فروش و هزینه بهره تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام سال مالی منتهی به سال تقویمی $t-1$ اندازه‌گیری کردند. بنا به ضرورت OP، OI_{t-1}/BE_{t-1} است که OI_{t-1} سود عملیاتی پایان سال مالی در سال تقویمی $t-1$ و BE_{t-1} ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است. همانند فاما و فرنچ، سرمایه‌گذاری

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 RMV_t + \beta_5 CMA_t + \beta_6 S_{MKTi,t} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 RMV_t + \beta_5 CMA_t + \beta_6 BSI_{MKTi,t} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 RMV_t + \beta_5 CMA_t + \beta_6 S_{MKTi,t} + \beta_7 BSI_{MKTi,t} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

عوامل اضافه‌شده به الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ

عبارت‌اند از:

سرمایه‌گذار استفاده شده‌اند. کیم و ها^۱ (۲۰۱۰)، یانگ^۲ و گائو^۳ (۲۰۱۴) و یانگ و ژو (۲۰۱۵) شاخص وابسته به روان‌شناسی^۴ را برای ایجاد معیار تمایلات سرمایه‌گذار ترکیبی به کار بردند.

$$PSY_t = \frac{T^u}{T} \times 100 \quad (11)$$

که T^u تعداد روزهایی است که قیمت نهایی دارایی i در ماه t از قیمت نهایی دارایی i در زمان $t-1$ بزرگ تر است و T دوره معاملاتی است. بازار، خرید و فروش افراطی را به ترتیب با شاخص روان‌شناسی ۷۵ و ۲۵ تجربه خواهد کرد.

وایلدر^۵ (۱۹۷۸) در کتاب معروفش با نام «مفاهیم جدید در تحلیل تکنیکال» با معرفی اندیکاتور RSI چگونگی بررسی و تفکر جدیدی را در سیستم‌های خرید و فروش تکنیکال معرفی کرد.

کیم و ها (۲۰۱۰) و چن^۶، چونگ^۷ و دان^۸ (۲۰۱۰) شاخص قدرت نسبی^۹ را به منزله یکی از نمایندگان تمایلات سرمایه‌گذار برای تشکیل شاخص ترکیبی تمایلات سرمایه‌گذار به کار بردند. شاخص قدرت نسبی، شاخص معروف بازار است که نشان می‌دهد بازار، فروش افراطی یا خرید افراطی داشته است.

$$RSI_t = 100 \times RS_t / (1 + RS_t) \quad (12)$$

$$RS_t = \frac{\sum_{t=1}^{12} \max(p_t - p_{t-1}, 0)}{\sum_{t=1}^{12} \max(p_{t-1} - p_t, 0)} \quad (13)$$

(Inv) تغییر در کل دارایی‌ها از پایان سال مالی در سال $t-2$ تا پایان سال مالی در سال $t-1$ تقسیم بر کل دارایی‌های پایان سال مالی $t-2$ تعریف شد.

عوامل عبارت اند از: SMB (میانگین بازده نه سبد شرکت‌های با اندازه کوچک منهای میانگین بازده نه سبد شرکت‌های با اندازه بزرگ)، HML (میانگین بازده دو سبد شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا منهای میانگین بازده دو سبد شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین)؛ RMW (میانگین بازده دو سبد شرکت‌های با سودآوری عملیاتی قوی منهای میانگین بازده دو سبد شرکت‌های با سودآوری عملیاتی ضعیف و CMA میانگین بازده دو سبد شرکت‌های با سیاست سرمایه‌گذاری محافظه کارانه منهای میانگین بازده دو سبد شرکت‌های با سیاست سرمایه‌گذاری جسورانه است:

$$SMB_{B/M} = (SH + SN + SL)/3 - (BH + BN + BL)/3 \quad (4)$$

$$SMB_{OP} = (SR + SN + SW)/3 - (BR + BN + BW)/3 \quad (5)$$

$$SMB_{Inv} = (SC + SN + SA)/3 - (BC + BN + BA)/3 \quad (6)$$

$$SMB = (SMB_{B/M} + SMB_{OP} + SMB_{Inv})/3 \quad (7)$$

$$HML = (SH + BH)/2 - (SL + BL)/2 \quad (8)$$

$$RMW = (SR + BR)/2 - (SW + BW)/2 \quad (9)$$

$$CMA = (SC + BC)/2 - (SA + BA)/2 \quad (10)$$

در ادامه چگونگی محاسبه معیارهای تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار بررسی می‌شود. ابتدا متغیرهایی معرفی می‌شود که به منزله معیارهای تمایلات

1. Ha
2. Yang
3. Gao
4. Psychological line index (PSY)
5. Wilder
6. Chen
7. Chong
8. Duan
9. Relative strength index (RSI)

معاملات در بازار دارای روند صعودی^۷، زیاد و در بازار دارای روند نزولی^۸، کم است؛ بنابراین، اطلاعات حجم معاملات بخش مهمی از معیار تمایلات است. یانگ و گائو (۲۰۱۴) نرخ گردش تعدیل شده^۹ را به منزله شاخص تمایلات سرمایه گذار به کار بردند. این نرخ به صورت زیر است:

$$\frac{ATR_{it}}{R_{it}} = \frac{VOL_{it}}{|R_{it}|} \times \text{تعداد سهام در دست سهامداران در زمان } t \quad (14)$$

R_{it} بازده دارایی i در زمان t و VOL_{it} حجم معاملاتی دارایی i در زمان t است. اگر بازده بالای صفر باشد، نرخ گردش تعدیل شده مثبت است که نشان می دهد بازار سهام رو به رونق است. اگر بازده زیر صفر باشد، نرخ گردش تعدیل شده منفی است که نشان می دهد بازار سهام رو به افول است (یانگ و ژو، ۲۰۱۵؛ ۲۰۱۶).

پس از محاسبه هر یک از متغیرهای تمایلات، استانداردسازی آنها به دلیل یکسان نبودن واحد اندازه گیری انجام شد؛ سپس آزمون بارتلت برای تشخیص مناسب بودن داده ها برای تحلیل مؤلفه ها در هر یک از سبدها به کار رفت و بعد از تأیید مناسب بودن آن، تحلیل مؤلفه های اصلی^{۱۰} انجام شد؛ به این ترتیب برای برآورد شاخص تمایلات سرمایه گذار همانند براون^{۱۱} و کلیف^{۱۲} (۲۰۰۴)، بیکر و ورگلر (۲۰۰۶) و یانگ و ژو (۲۰۱۵) از تکنیک چندمتغیری تحلیل مؤلفه های اصلی (PCA) استفاده شده است. از کارکردهای تحلیل مؤلفه های اصلی این است که

که p_t قیمت پایانی دارایی i در زمان t و p_{t-1} قیمت پایانی دارایی i در زمان $t-1$ است.^۱ در تفسیر اندیکاتور، بالاتر رفتن عدد اسیلاتور از ۷۰ را خریدهای هیجانی یا سقف می نامند و پایین آمدن عدد اسیلاتور را از ۳۰ فروش های هیجانی یا کف می گویند. از آنجا که اطلاعات ۱۴ روز گذشته برای محاسبه شاخص کفایت نمی کند و نمی تواند شاخص درستی ارائه دهد، باید اطلاعات ۶ ماه گذشته یا حتی یک سال قبل در محاسبات منظور شوند. به این گونه که RSI از آن تاریخ محاسبه و با وارد کردن اطلاعات جدید در هر روز ادامه داده می شود. در این پژوهش از RSI ۱۲ ماهه استفاده شده است.

حجم معاملات^۲ به میزان معاملات انجام شده در دوره ای از زمان گفته می شود و به منزله شاخص نقدینگی بازار به کار می رود (بیکر و استین^۳، ۲۰۰۴). در بازار با محدودیت های فروش استقراسی^۴، سرمایه گذاران غیرمنطقی وقتی خوش بین هستند نقدینگی را به واسطه مشارکت اضافه می کنند؛ بنابراین، نقدینگی بالا بر ارزش گذاری بیش از حد بازار سهام دلالت دارد. این مشابه با یافته های جونز^۵ (۲۰۰۱) است که استدلال می کند حجم معامله بالا، بازده های بازار پایین را پیش بینی می کند. به این ترتیب، تمایلات بازار از حجم معاملات بازار به دست می آید. اینگ^۶ (۱۹۶۶) دریافت حجم معاملات کم بعد از یک افت در قیمت می آید؛ در حالی که یک حجم معاملات زیاد با افزایش در قیمت مرتبط است. به طور کلی، حجم

۱. برای مطالعه بیشتر درباره شاخص قدرت نسبی و محاسبات آن: ر. ک. کتاب مفاهیم جدید در سیستم های معاملات تکنیکال (Wilder, 1978: 63-70).

2. Trading volume (VOL)
3. Stein
4. Short-sales constraints
5. Jones
6. Ying

7. Bull markets
8. Bear markets
9. Adjusted turnover rate (ATR)
10. Principle component analysis
11. Brown
12. Cliff

$$BSI_{it} = \frac{\sum_{j=1}^{D_t} (VB_{ijt} - VS_{ijt})}{\sum_{j=1}^{D_t} (VB_{ijt} + VS_{ijt})} \quad (16)$$

در اینجا، D_t تعداد روزها در ماه t است؛ (VS_{ijt}) حجم ریالی خرید (فروش) سرمایه‌گذاران حقیقی برای سهام i در روز j از ماه t است. معیار عدم توازن خرید و فروش سهام در یک ماه مشخص نشان می‌دهد که آیا بیشتر سرمایه‌گذاران فردی خریدارند ($BSI > 0$) یعنی حجم ریالی معاملات خریداران حقیقی بیشتر از حجم ریالی معاملات فروشندگان حقیقی سهام است) یا اینکه بیشتر سرمایه‌گذاران فردی فروشنده‌اند ($BSI < 0$) یعنی حجم ریالی معاملات فروشندگان حقیقی سهام بیشتر از حجم ریالی معاملات خریداران حقیقی سهام است).

مشابه با محاسبه معیار تمایلات سرمایه‌گذار ترکیبی، ممکن است مخالفت‌هایی برای استفاده از عدم توازن خرید و فروش به‌منزله یک معیار رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار صرفه‌جو (اقتصادی) وجود داشته باشد؛ به این دلیل که عدم توازن خرید و فروش نمی‌تواند بین بخش مشترک رفتار و بخش مشترک بازده بازار، تمایز قائل شود؛ بنابراین، یک معیار رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاری ایجاد شد که به‌روشنی واریانس بازده بازار را از معیار رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار صرفه‌جو حذف می‌کند. برای حذف وابستگی مشترک BSI به عامل بازار، رگرسیون زیر در هر ماه برای هر سهم در دوره بررسی شده اجرا شد؛ به این ترتیب هدف از اجرای این رگرسیون، حذف مؤلفه مشترک در تقاضای خالص سرمایه‌گذار است که از حرکات کلی بازار ناشی می‌شود. باقی‌مانده معادله ۱۷، با $BSI_{RMRF,it}$ نشان داده می‌شود که شاخص رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران فردی در سهام i است. در تمام

مجموعه‌ای از متغیرهای سنجیده شده را به ترکیب خطی متعامد با حداکثر مقدار واریانس تبدیل می‌کند. تحلیل مؤلفه‌های اصلی ساختار کوواریانس، مجموعه‌ای از متغیرها را با استفاده از ترکیب خطی این متغیرها برای کاهش و ارائه تفسیر بهتری از داده‌ها توضیح می‌دهد. از روش‌های استفاده شده در ادبیات برای تعیین تعداد مؤلفه‌هایی که باید در PCA حفظ شود، قاعده کایزر ۱۹۶۰ و نمودار اسکری^۱ است که بیان می‌کند تمام مؤلفه‌های دارای مقادیر ارزش ویژه بیش از یک باید حفظ شوند. بعد از انجام تحلیل مؤلفه‌های اصلی، معیار تمایلات سرمایه‌گذار نسبت به عامل بازار متعامد شد؛ زیرا یک معیار تمایلات سرمایه‌گذار ممکن است بر عامل بازار مبتنی باشد. به این ترتیب معیار تمایلات سرمایه‌گذار براساس عامل بازار برای استخراج معیار تمایلات خالص برازش شد؛ باقی‌مانده حاصل از برازش معادله ۱۵ نشان‌دهنده شاخص تمایلات سرمایه‌گذار است که وابستگی مشترک آن با عامل بازار حذف شده است. این معیار با $SMKT_{i,t}$ مشخص می‌شود.

$$S_{i,t} = b_0 + b_1MKT_t + \varepsilon_{i,t} \quad (15)$$

داده‌های معاملات سرمایه‌گذاران حقیقی، برای اندازه‌گیری عدم توازن خرید و فروش سهام به کار رفت. داده اولیه عدم توازن خرید و فروش^۲ (BSI) عبارت است از حجم کل خریداران^۳ یا حجم ریالی معاملات خریداران و حجم کل فروشندگان^۴ یا حجم ریالی معاملات فروشندگان. محاسبه عدم توازن خرید و فروش هر سهم به صورت ماهانه با استفاده از رابطه ۱۶ انجام شد:

1. Scree plot
2. Buy and sell imbalance (BSI)
3. Total buyer-initiated volume (BV)
4. Total seller-initiated volume (SV)

| | | | | | |
|-------|--------|-------|--------|--------|-------------|
| ۰/۹۸۰ | -۳/۵۹۱ | ۳/۰۹۶ | -۰/۰۱۳ | -۰/۰۰۳ | S_{MKT} |
| ۰/۱۹۸ | -۰/۴۳۶ | ۰/۴۴۰ | ۰/۰۵۷ | ۰/۰۰۰ | BSI_{MKT} |

فرضیه ۱ بیان می کند که معیار تمایلات سرمایه گذار تأثیر بااهمیتی بر بازده مازاد سبد کل شرکت ها در الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ دارد، به این ترتیب:

قبل از برآورد الگوها، هم خطی بین متغیرهای توضیحی با استفاده از عامل تورم واریانس بررسی شد و وجودنداشتن هم خطی به اثبات رسید. مانایی داده ها با استفاده از آزمون های ایم، پسران و شین (۲۰۰۳) و لوین، لین و چو (۲۰۰۲) بررسی و مانا بودن داده ها تأیید شد. برای انتخاب الگوی مناسب برآورد، آزمون های چاو، ضریب لاکرانژ و هاسمن انجام و الگوی اثرات ثابت برای برآورد نهایی فرضیه ۱ انتخاب شد؛ نتیجه برآورد الگوی ۱ با استناد به جدول (۲)، تأیید فرضیه ۱ است؛ به این ترتیب معیار تمایلات سرمایه گذار تأثیر بااهمیتی بر بازده مازاد الگوی پنج عاملی قیمت گذاری دارایی سرمایه ای فاما و فرنچ دارد. ضریب β_6 (۰/۰۸۹) در سطح ۹۵٪ معنادار است. ضریب مثبت بیان کننده رابطه مستقیم بین معیار تمایلات سرمایه گذار و بازده مازاد است. به این ترتیب با افزایش (کاهش) تمایلات سرمایه گذار، بازده مازاد افزایش (کاهش) خواهد یافت. احتمال آماره F کمتر از ۰/۰۵ است؛ از این رو، کل الگو در سطح ۹۵٪ معنادار است.

جدول (۲) نتیجه آزمون فرضیه ۱

| $R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 RMV_t + \beta_5 CMA_t + \beta_6 S_{MKT,t} + \varepsilon_{it}$ | | | | |
|---|--------|--------------|---------|--------|
| متغیرهای مستقل | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
| MKT | ۱/۰۵۷ | ۰/۰۳۱ | ۳۴/۱۱۰ | ۰/۰۰۰ |
| SMB | -۰/۰۰۲ | ۰/۰۱۴ | -۰/۱۵۴ | ۰/۸۷۸ |
| HML | -۰/۰۹۳ | ۰/۰۴۱ | -۲/۲۵۵ | ۰/۰۲۴ |

تحلیل های تجربی، این معیار متعامد فعالیت معاملاتی سرمایه گذار به کار رفته است.

$$BSI_{it} = b_0 + b_1 RMRF_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

یافته ها

برای شناخت بیشتر متغیرهای مطالعه شده، خلاصه آمار توصیفی متغیرها در جدول (۱) ارائه شد. بیشتر متغیرهای پژوهش انحراف معیار و ارزش های میانگین کم و نزدیک به هم دارند که نشان می دهد متغیرها در محدوده مشخصی متمرکز شده اند. میانگین بازده مازاد سهام شرکت ها ۰/۰۰۲ است که نشان می دهد به طور میانگین شرکت ها ۰/۲ درصد بازده بیشتری را به سرمایه گذاران نسبت به زمانی که ریسکی را متحمل نمی شوند، می پردازند. مثبت بودن میانگین عامل اندازه و ارزش نشان می دهد به طور میانگین شرکت های با اندازه کوچک و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، بازده بالاتری را نسبت به شرکت های با اندازه بزرگ و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین کسب می کنند. میانگین معیار تمایلات سرمایه گذار ۰/۰۰۳- و حداکثر و حداقل آن ۳/۰۹۶ و -۳/۵۹۱- و میانگین معیار رفتار معاملاتی سرمایه گذار ۰/۰۰۰ و حداکثر و حداقل آن ۰/۴۴۰ و -۰/۴۳۶- است.

جدول (۱) آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

| میانگین | میانگین | حداکثر | حداقل | انحراف معیار |
|---------|---------|--------|--------|--------------|
| ۰/۰۰۲ | ۰/۰۱۹ | ۳/۹۳۷ | -۰/۸۴۲ | ۰/۱۷۷ |
| ۰/۰۰۱ | ۰/۰۱۲ | ۰/۱۸۳ | -۰/۱۲۶ | ۰/۰۷۴ |
| ۰/۰۴۶ | ۰/۰۱۵ | ۰/۴۴۲ | -۰/۳۴۳ | ۰/۱۶۶ |
| ۰/۰۰۹ | ۰/۰۰۳ | ۰/۱۳۱ | -۰/۱۱۹ | ۰/۰۵۴ |
| -۰/۰۰۸ | ۰/۰۰۵ | ۰/۱۱۷ | -۰/۱۴۳ | ۰/۰۵۵ |
| -۰/۰۱۶ | -۰/۰۱۴ | ۰/۱۰۱ | -۰/۱۳۵ | ۰/۰۵۳ |

| | | | | |
|---------|-------------------|-------|--------|--------------------------|
| ۰/۰۸۹ | -۱/۶۹۹ | ۰/۰۲۲ | -۰/۰۳۸ | RMW |
| ۰/۶۲۷ | -۰/۴۸۶ | ۰/۰۱۹ | -۰/۰۰۹ | CMA |
| ۰/۰۰۰ | -۵/۷۲۵ | ۰/۰۱۳ | -۰/۰۷۵ | BSI _{MKT} |
| ۰/۷۸۶ | ۰/۲۷۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۰۰ | C |
| ۲۵۲/۴۴۲ | F آماره | | ۰/۱۹۳ | R ² |
| ۰/۰۰۰ | احتمال F آماره | | ۰/۱۹۲ | R ² تعدیل شده |
| | | | ۲/۰۴۹ | آماره دوربین واتسون |

| | | | | |
|--------|-------------------|-------|--------|--------------------------|
| ۰/۷۱۲ | -۰/۳۶۹ | ۰/۰۴۳ | -۰/۰۱۶ | RMW |
| ۰/۸۶۷ | ۰/۱۶۷ | ۰/۰۳۸ | -۰/۰۰۶ | CMA |
| ۰/۰۰۰ | ۴۶/۰۳۱ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۸۹ | S _{MKT} |
| ۰/۲۳۷ | ۱/۱۸۳ | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۲ | C |
| ۴۹/۱۶۲ | F آماره | | ۰/۳۹۵ | R ² |
| ۰/۰۰۰ | احتمال F آماره | | ۰/۳۸۷ | R ² تعدیل شده |
| | | | ۱/۹۲۷ | آماره دوربین واتسون |

برای بررسی محتوای اطلاعاتی افزایشی دو متغیر تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار در الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ، فرضیه ۳ آزمون شد؛ در واقع، این فرضیه بیان می‌کند که استفاده همزمان از معیار تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار در الگوی قیمت‌گذاری دارایی پنج عاملی، سبب افزایش توان توضیح‌دهندگی بازده مازاد می‌شود. بعد از انجام آزمون‌های انتخاب الگوی مناسب برای برآورد الگو، الگوی اثرات ثابت بدین منظور انتخاب شد.

نتایج حاصل از برآورد الگوی ۳ با الگوی اثرات ثابت در جدول (۴) بیان‌کننده این است که ضریب تمایلات سرمایه‌گذار (با ضریب ۰/۰۸۷) و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار (با ضریب -۰/۰۲۵) در سطح ۹۵٪ تأثیر بااهمیتی بر بازده مازاد الگوی سه عاملی فاما و فرنچ دارند. احتمال آماره F کمتر از ۰/۰۵ است؛ ازاین‌رو، کل الگو معنادار است. آماره دوربین واتسون نیز نشان‌دهنده وجود نداشتن خودهمبستگی خطاهای الگو است. ضریب تعیین تعدیل‌شده الگو بیان‌کننده این است که حدود ۴۶٪ تغییرات بازده را متغیرهای این الگو توضیح می‌دهند.

جدول (۴) نتیجه آزمون فرضیه ۳

الگوی اثرات تصادفی برای برآورد الگوی ۲ با استفاده از آزمون‌های چاو، ضریب لاگرانژ و هاسمن به منزله الگوی مناسب انتخاب شد. نتیجه برآورد الگو با استناد به جدول (۳)، قبول فرض ذکر شده است؛ به این ترتیب معیار رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار فردی تأثیر بااهمیتی بر بازده مازاد الگوی پنج عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای فاما و فرنچ دارد. ضریب β_6 (-۰/۰۷۵) در سطح ۹۵٪ معنادار است. ضریب منفی بیان‌کننده رابطه معکوس بین معیار رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار سهام فردی و بازده مازاد است. به این ترتیب با افزایش (کاهش) معیار رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار سهام فردی، بازده مازاد کاهش (افزایش) خواهد یافت. احتمال آماره F کمتر از ۰/۰۵ است؛ ازاین‌رو، کل الگو در سطح ۹۵٪ معنادار است.

جدول (۳) نتیجه آزمون فرضیه ۲

| $R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 RMV_t + \beta_5 CMA_t + \beta_6 BSI_{MKT,t} + \varepsilon_{it}$ | | | | |
|---|-------|--------------|---------|--------|
| متغیرهای مستقل | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
| MKT | ۱/۰۱۷ | ۰/۰۱۸ | ۵۶/۲۱۹ | ۰/۰۰۰ |
| SMB | ۰/۰۰۶ | ۰/۰۰۷ | ۰/۹۳۲ | ۰/۳۵۱ |
| HML | ۰/۰۱۲ | ۰/۰۲۰ | ۰/۵۹۱ | ۰/۵۵۵ |

می دهد ضریب تعیین الگوی پنج عاملی با تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه گذار توان توضیح دهندگی بیشتری دارد؛ بنابراین، فرضیه ۳ تأیید می شود. نتایج آزمون وونگ در جدول (۵) ذکر شده است.

جدول (۵) نتایج آزمون وونگ

| فرضیه های ۲ و ۳ | فرضیه های ۱ و ۳ | |
|--------------------|--------------------|----------|
| ۶/۹۷۸ | ۲/۵۳۴ | آماره Z |
| ۰/۰۰۰ | ۰/۰۱۱ | معناداری |

نتایج و پیشنهادها

از آنجا که پژوهش حاضر تأثیر تمایلات سرمایه گذار و رفتار معاملاتی سرمایه گذار فردی را بر بازده مازاد در الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ برای شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران سنجیده است، در مبنای مرتبط با مدیریت سبد سهام و قیمت گذاری دارایی نوآوری دارد. در مالی کلاسیک هیچ جایگاهی برای سرمایه گذاران غیر منطقی و به طور کلی هر گونه تعصب رفتاری وجود ندارد. مطابق نظریه مالی کلاسیک، سرمایه گذاران کاملاً استراتژیک اند؛ به این معنی که آنها قادرند تمام تصمیم های خود را بر اساس علم ریاضیات بگیرند. نقدی که از سوی نظریه مالی رفتاری درباره نظریه کلاسیک وجود دارد این است که سرمایه گذاران به صورت متقابل با هم در تعامل اند. این فرض مطرح است که قیمت گذاری دارایی کاملاً با نظریه بازار کارا پوشش داده نمی شود؛ بنابراین، پژوهش با هدف بررسی تأثیر معیارهای تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه گذاران فردی بر بازده مازاد در الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) انجام شد. بدین منظور داده های ۷۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۸ تا

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 RMV_t + \beta_5 CMA_t + \beta_6 S_{MKT,t} + \beta_7 BSI_{MKT,t} + \varepsilon_{it}$$

| متغیرهای مستقل | ضریب | انحراف معیار | آماره t | احتمال |
|--------------------------|--------|--------------|-------------------|--------|
| MKT | ۱/۰۰۵ | ۰/۰۲۶ | ۳۸/۶۹۲ | ۰/۰۰۰ |
| SMB | ۰/۰۰۸ | ۰/۰۱۲ | ۰/۶۹۱ | ۰/۴۸۹ |
| HML | ۰/۰۳۹ | ۰/۰۳۵ | -۱/۱۴۰ | ۰/۲۵۵ |
| RMW | ۰/۰۱۱ | ۰/۰۳۶ | ۰/۳۰۶ | ۰/۷۶۰ |
| CMA | ۰/۰۲۹ | ۰/۰۳۱ | ۰/۹۱۹ | ۰/۳۵۸ |
| S _{MKT} | ۰/۰۸۷ | ۰/۰۰۲ | ۵۲/۶۱۸ | ۰/۰۰۰ |
| BSI _{MKT} | -۰/۰۲۵ | ۰/۰۰۸ | -۳/۱۳۲ | ۰/۰۰۲ |
| C | ۰/۰۰۲ | ۰/۰۰۲ | ۰۱/۱۷۳ | ۰/۲۴۱ |
| R ² | ۰/۴۶۶ | | آماره F | ۶۵/۶۶۳ |
| R ² تعدیل شده | ۰/۴۵۹ | | احتمال آماره F | ۰/۰۰۰ |
| آماره دوربین واتسون | ۱/۹۳۸ | | | |

محتوای اطلاعاتی نسبی شمول هر دو متغیر تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه گذار با حالت هایی مقایسه می شود که یکی از این متغیرها در الگو به کار رفتند؛ بنابراین، هر الگویی که ضریب تعیین بزرگ تری داشته باشد، متغیرهای مستقل آن محتوای اطلاعاتی نسبی بیشتری خواهد داشت. با مقایسه R² تعدیل شده به دست آمده از آزمون فرضیه ها فهمیده می شود که توان توضیح دهندگی الگوی پنج عاملی همراه با متغیرهای تمایلات و رفتار معاملاتی بیشتر از الگوهای است که شامل یکی از عوامل تمایلات یا رفتار معاملاتی سرمایه گذارانند. برای اطمینان از معنادار بودن اختلاف ضرایب تعیین، آزمون وونگ انجام شد تا بررسی شود که آیا محتوای اطلاعاتی الگوی پنج عاملی با تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه گذار به صورت معناداری بیشتر است یا خیر. نتایج آزمون وونگ نشان

شد. نتایج نشان دهنده تأثیر این عامل بر بازده مازاد است که نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران فردی به دلیل هزینه‌های زمانی و پولی بالا در جمع‌آوری اطلاعات، تمایل به پیروی از دیگران را دارند؛ در نتیجه، تصمیم‌های معاملاتی‌شان را براساس فعالیت‌ها و اقدام‌های اکثریت می‌گیرند که این رفتار بر بازده مازاد تأثیر گذار است؛ این نتایج با نتایج کیم و پارک (۲۰۱۵) و داویی و بن‌صلاح (۲۰۱۷) سازگار است. نتایج فرضیه سوم نشان داد استفاده همزمان از دو معیار تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار فردی در الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ تأثیر بااهمیت‌تری بر بازده مازاد نسبت به حالت‌هایی دارد که تنها یکی از معیارهای تمایلات و رفتار معاملاتی به الگو اضافه شوند. به این ترتیب به دلیل عینی نبودن و وجودنداشتن توافق عمومی درباره معیار مناسب تمایلات سرمایه‌گذار، استفاده از دو معیار سبب افزایش توان توضیحی بازده مازاد در الگوی ذکر شده می‌شود. شواهد با فرضیه‌های مالی رفتاری که تمایلات سرمایه‌گذاران در کشف قیمت نقش دارد، منطبق است. همان‌طور که انتظار می‌رفت معیارهای تمایلات سرمایه‌گذار و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار که در الگوی گنجانده شدند، بخشی از آنچه را که در ضریب بتا در نظر گرفته نشده است، جلب کردند و این امر با نتایج یانگ و ژو (۲۰۱۶) سازگار است. این پژوهش درباره ادبیات در حال رشد مالی رفتاری است که ارتباط رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران خرد و تأثیرش را بر بازده‌های سهام و از طرف دیگر، تأثیر تمایلات سرمایه‌گذار را بر بازده مازاد و قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای بررسی کرد. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی از عوامل رفتاری دیگر به منزله معیارهای تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار استفاده شود.

۱۳۹۵ به صورت ماهانه با استفاده از روش داده‌های ترکیبی بررسی شد. دو شاخص به منزله معیار تمایلات و رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار در نظر گرفته شد. معیار تمایلات سرمایه‌گذار استفاده شده معیاری ترکیبی است که با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی اول به دست آمد و معیار رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار استفاده شده عبارت است از عدم تعادل خرید و فروش سرمایه‌گذاران حقیقی؛ پس از متعادل کردن معیارهای ذکر شده، تأثیر افزوده شدن آنها به الگوی پنج‌عاملی آزمون شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول نشان می‌دهد معیار تمایلات سرمایه‌گذار تأثیر بااهمیتی بر بازده مازاد در الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ دارد؛ به این ترتیب در شرایطی که تمام سرمایه‌گذاران منطقی نیستند، تصمیم‌گیرندگان می‌توانند جوانب روان‌شناختی را برای درک چگونگی قیمت‌گذاری دارایی‌ها به کار ببرند. هم‌راستا با ادبیات، نتایج نشان داد وجود سرمایه‌گذاران متمایل به احساس می‌تواند تأثیرات مهمی بر قیمت‌گذاری دارایی داشته باشد و قیمت‌ها را از ارزش بنیادی دور کند. به این ترتیب الگوی پنج‌عاملی منطبق با رویکرد استاندارد که به سرمایه‌گذاران منطقی متکی است، الگوی کاملی در تعیین قیمت دارایی نیست. نتایج این فرضیه از منظر تأثیر تمایلات سرمایه‌گذار بر قیمت‌گذاری دارایی، منطبق با نتایج چانگ و همکاران (۲۰۱۰)، چانگ شنگ و یانگ‌فنگ (۲۰۱۲)، سرلک و همکاران (۲۰۱۲)، کاردان و همکاران (۲۰۱۸)، کامیابی و همکاران (۲۰۱۸) و مهرانی و معدنچی‌زاج (۲۰۱۸) است. از آنجا که سرمایه‌گذاران فردی بیشتر مستعد تعصبات شناختی و خطاهای تصمیم‌گیری‌اند، تأثیر رفتار معاملاتی سرمایه‌گذاران فردی بر بازده مازاد در فرضیه ۲ بررسی

[۸] مهرانی، ک.، و معدنچی زاج، م. (۱۳۹۷). آزمون اثر

احساسات و الگوی رفتار معاملات سرمایه گذاران

بر بازده مازاد سهام در بورس اوراق بهادار تهران.

استراتژی مدیریت مالی، ۶ (۲)، ۱۶۷-۱۴۰.

[۹] و کیلی فرد، ح.، فروغ نژاد، ح.، و خوشنود، م.

(۱۳۹۲). ارزیابی رفتار سرمایه گذاران در بورس

اوراق بهادار تهران با روش فرایند تحلیل شبکه‌ای.

مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۱ (۲)، ۳۴-۱۹.

References

[10] Aharoni, G., Grundy, B., & Zeng, Q. (2013). Stock returns and the Miller Modigliani valuation formula: Revisiting the Fama French analysis. *Journal of Financial Economics*, 110, 347-357. doi:org/10.1016/j.jfineco.2013.08.003

[11] Akerlof, G. A., & Shiller, R. J. (2009). *Animal Spirits*, Princeton and Oxford: Princeton University Press.

[12] Baker, M., & Stein, J. C. (2004). Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets*, 7 (3), 271-299. doi:org/10.1016/j.finmar.2003.11.005

[13] Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, 61, 1645-1680.

[14] Baker, M., & Wurgler, J. (2007). Investor sentiment in the stock market. *Journal of Economic Perspective*, 21 (2), 129-151. doi:10.1257/jep.21.2.129.

[15] Barberis N., Shleifer A., & Vishny R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics*, 49, 307-343. doi:org/10.1016/S0304-405X (98) 00027-0.

[16] Black, F. (1986). Noise. *Journal of Finance*, 41, 529-543. doi:org/10.1111/j.1540-6261.1986.tb04513.x

[17] Brown, G. W., & Cliff, M. T. (2004). Investor sentiment and the Near-Term Stock Market. *Journal of Empirical Finance*, 11 (1): 1-27. doi: 10.1016/j.jempfin.2002.12.001

[18] Changsheng, H., & Yongfeng, W. (2012). Investor sentiment and assets valuation.

منابع فارسی

[۱] حیدرپور، ف.، و تاروی وردی، ی.، و محرابی، م.

(۱۳۹۲). تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه گذاران

بر بازده سهام. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*،

۶ (۱)، ۱-۱۳.

[۲] خداپرست شـیرازی، ج.، قاسمی، م.، و

رحمان ستایش، ع. (۱۳۸۹). بررسی تأثیر رفتار

گله‌ای در تشکیل حباب‌های عقلانی. *مطالعات*

اقتصادی، ۱ (۲)، ۵۱-۲۷.

[۳] دستگیر، م.، و بزاز زاده، ح. (۱۳۸۵). تأثیر افشا بر

ریسک سیستماتیک. *پژوهشنامه اقتصادی*، ۶ (۱)،

۲۵۰-۲۳۵.

[۴] دولو، م.، و پایایی، س. (۱۳۹۶). رفتار جمعی

سرمایه گذاران در سطوح خرد و کلان و تأثیر آن

در نوسان‌های بازار. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*،

۵ (۲)، ۱۶۶-۱۴۹.

[۵] سرلک، ک.، علیپوردرویش، ز. و و کیلی فرد، ح.

(۱۳۹۱). تأثیر تصمیم‌گیری احساسی

سرمایه گذاران و متغیرهای تکنیک بنیادی بر بازده

سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی*

تحلیل اوراق بهادار، ۵ (۴)، ۱-۱۲.

[۶] کاردان، ب.، و دیعی، م.، و ذوالفقارآرانی، م.

(۱۳۹۶). نقش تمایلات رفتاری (احساسات و

هیجانات) سرمایه گذاران در ارزش گذاری شرکت.

دانش حسابداری، ۸ (۴)، ۳۵-۷.

[۷] کامیابی، ی.، راسخی، س.، و نصیری، ز. (۱۳۹۶).

شاخص تمایلات سرمایه گذار و قیمت گذاری

دارایی سرمایه‌ای. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*،

۱۲ (۲۴)، ۱۷۱-۱۴۹.

- Journal of Asset Management*, 18 (1), 16-28. doi: 10.1057/s41260-016-0027-2.
- [30] Dhaoui, A., Bourouis, S., & Boyacioglu, M. A. (2013). The impact of investor psychology on stock markets: Evidence from France. *Journal of Academic Research in Economics*, 5, 35-59.
- [31] Fama, E., & French, K. (1993). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47 (2), 427-465.
- [32] Fama, E., & French, K. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116 (1), 1-22. doi:org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010.
- [33] Han, B., & Kumar, A. (2013). Speculative retail trading and asset prices. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48 (2), 377-404. doi:org/10.1017/S0022109013000100
- [34] He, Z., He, L., & Wen, F. (2019). Risk Compensation and Market Returns: The role of investor sentiment in the stock market. *Emerging Markets Finance and Trade*, 55 (3), 704-718. doi:org/10.1080/1540496X.2018.1460724
- [35] Hydarpur, F., Tariverdi, Y., & Mehrabi, M. (2013). Effect of sentimental tendency on stock returns. *Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, 6 (1), 1-13. (In Persian).
- [36] Jackson, A. (2003). The aggregate behavior of individual investors. London Business School, Working paper.
- [37] Jones, C. (2001). A century of stock market liquidity and trading cost. Working Paper, Columbia University. doi: 10.2139/ssrn.313681
- [38] Kamyabi, Y., Rasekhi, S., & Nasiri, Z. (2018). Investor sentiment index and capital asset pricing. *Iranian Economic Journal: Macroeconomics*, 12 (24), 149-171. doi: 10.22080/iejm.2018.1941. (In Persian).
- [39] Kardan, B., Vadeei, M. H., & ZolfagharArani, M. H. (2018). The role of behavioral tendencies (sentiment) of investors in valuation of the company. *Journal of Accounting Knowledge*, 8 (4), 7-35. doi:10.22103/jak.2017.10630.2454. (In Persian).
- [40] Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment interest and money*. London: McMillan.
- Systems Engineering Procedia*, 3, 166-171. doi:10.1016/j.sepro.2011.11.023
- [19] Chen, H., Chong, T. T. L., & Duan, X. (2010). A principal component approach to measuring investor sentiment. *Quantitative Finance*, 10 (4), 339-347.
- [20] Chuang, V. Ch., Ouyang, L. Y., & Lo, W. Ch. (2010). The impact of investor sentiment on excess returns: A Taiwan stock market case. *International Journal of Information and Management Sciences*, 21, 13-28.
- [21] Ciccone, S. (2003). Does analyst optimism about future earnings distort stock prices? *Journal of Behavioral Finance*, 4 (2), 59-64. doi:org/10.1207/S15427579JPFM0402_02
- [22] Dastgir, M., & Bazzazadeh, H. R. (2006). The impact of disclosure on systematic risk. *Economics Research*, 6 (1), 235-249. (In Persian).
- [23] Davallou, M., & Papaei, S. (2017). Micro and macro herding by investors and their effects on market volatility. *Asset Management & Financing*, 5 (2), 149-166. doi: 10.22108/amf.2017.21578. (In Persian).
- [24] Debata, B., Dash, S. R., & Mahakud, J. (2017). Investor sentiment and emerging stock market liquidity. *Finance Research Letters*, 26, 15-31. doi:10.1016/j.frl.017.11.006
- [25] DeBondt W., & Thaler, R. (1987). Further evidence on investor overreaction and stock market seasonality. *Journal of Finance*, 42, 557-581. doi:10.1111/j.1540-6261.1987.tb04569.x
- [26] DeBondt, W. F. M., & Thaler, R. (1985). Does the stock market overreact? *Journal of Finance*, 40, 793-805.
- [27] DeLong, B., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1990). Noise trader risk in financial market. *Journal of Political Economy*, 90, 703-738. doi:org/10.1086/261703
- [28] Dhaoui, A. (2015). What does matter in economy today: When human psychology drives financial markets? *Arab Economics and Business Journal*, 10, 39-47. doi:org/10.1016/j.aebj.2014.12.002
- [29] Dhaoui, A., & Bensalah, N. (2017). Asset valuation impact of investor sentiment: A revised fama-french five factor model.

- [51] Sarlak, K., Alipour Dervish, Z., & Vakili Fard, H. R. (2012). The impact of sentimental decision investors and fundamental variables techniques on stock returns in Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 5 (4), 1-12. (In Persian).
- [52] Sharpe, W. J. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19, 425-442.
- [53] Shleifer, A., & Vishny, R. (1997). The limits of arbitrage. *Journal of Finance*, 52, 35-55. doi:org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03807.x
- [54] Vakilifard, H., Foroughnejad, H., & Khoshnood, M. (2013). Evaluation investor's behavior in Tehran Stock Exchange with analytic network process (ANP). *Asset Management & Financing*, 1 (2), 19-34. (In Persian).
- [55] Walther, B. R., & Willis, R. H. (2013). Do investor expectations affect sell-side analysts' forecast bias and forecast accuracy? *Review of Accounting Studies*, 18, 207-227. doi: 10.1007/s11142-012-9204-9
- [56] Wilder, J. W. (1978). New concepts in technical trading systems. United States of America, North Carolina: Hunter publishing company.
- [57] Yang, C., & Gao, B. (2014). The term structure of sentiment effect in stock index futures market. *The North American Journal of Economics and Finance*, 30, 171-182.
- [58] Yang, C., & Zhou, L. (2015). Investor trading behavior, investor sentiment and asset prices. *North American Journal of Economics and Finance*, 34, 42-62. doi: 10.1016/j.najef.2015.08.003
- [59] Yang, C., & Zhou, L. (2016). Individual stock crowded trades, individual stock investor sentiment and excess returns. *North American Journal of Economics and Finance*, 38, 39-53. doi: 10.1016/j.najef.2016.06.001
- [60] Ying, C. (1966). Stock Market Prices and Volume of Sales. *Econometrica*, 34, 676-686.
- [41] Khodaparast Shirazi, J., Ghasemi, M. R., & Rahman Setayesh, A. (2011). Investigation of the effect of herding behavior in the formation of rational bubbles. *Journal of Economic Studies*, 1 (2), 27-51. (In Persian).
- [42] Kim, T., & Ha, A. (2010). Investor sentiment and market anomalies. 23rd Australasian Finance and Banking Conference, 1-24.
- [43] Kim, M., & Park, J. (2015). Individual investor sentiment and stock returns: Evidence from the Korean stock market. *Emerging Markets Finance and Trade*, 51, S1-S20. 10.1080/1540496X.2015.1062305
- [44] Lao, L., Tian, Sh., & Zhao, Q. (2018). Will order imbalances predict stock returns in extreme market situations? Evidence from China. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54, 921-934. doi:org/10.1080/1540496X.2016.1278364
- [45] Lee, C. M. C., Shleifer, A., & Thaler, R. H. (1991). Investor sentiment and the closed-end fund puzzle. *Journal of Finance*, 46 (1), 75-109. doi:10.2307/2328690.
- [46] Lintner, J. (1965). Security prices, risk and maximal gains from diversification. *Journal of Finance*, 20, 587-615. doi:org/10.1111/j.1540-6261.1965.tb02930.x
- [47] Mehrani, K., & Madanchi Zaj, M. (2018). The test of the effect of investor trading behavior and investors' sentiment on excess return in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Management Strategy*, 6 (2), 140-167. doi: 10.22051/jfm.2018.16581.1445. (In Persian).
- [48] Mokhtar, A. (2016). An empirical examination of the behavioral CAPM. *Journal of Finance and Investment Analysis*, 5 (3), 15-57.
- [49] Novy-Marx, R. (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics*, 108, 1-28. doi:org/10.1016/j.jfineco.2013.01.003
- [50] Park, J. W., & Kim, M. H. (2014). Investment performance of individual investors: Evidence from the Korean stock market. *Emerging Markets Finance and Trade*, 50, 194-211.