دانشکدۀ مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان انجمن حسابداری ایران
مجلۀ دانش حسابداری
دورۀ نهم، شمارۀ ۴
زمستان ۱۳۹۷، پیاپی ۳۵
صص. ۷۱ تا ۱۰۳

تأثیر تمایلات سرمایه‌گذار بر بازدۀ مازاد در الگوی پنج‌عاملی فاما و فرنچ

دکتر یحیی کامیابی*
سیده زهرا نصیری**

چکیده

هدف: این پژوهش با هدف بررسی تأثیر معیار تمایلات سرمایه‌گذار بر بازدۀ مازاد الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ در بازۀ زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ به اجرا درآمده است.

روش: روش گردآوری داده‌ها، روش اسناد کاوی و مراجعه به بانک‌های اطلاعاتی؛ و روش تحلیل داده‌ها از نوع استنباطی می‌باشد و نرم افزار بکار رفته برای آماده‌سازی داده‌ها و تخمین مدل‌ها استاتا و ایویوز است. جهت آزمون فرضیه‌های پژوهش از الگو داده‌های ترکیبی استفاده شد.

یافته‌ها: نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد که معیار تمایلات سرمایه‌گذار نقش مهمی در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ایی دارد و از نقش این معیار در تشکیل بازده‌های مازاد و شکل‌گیری قیمت حمایت می‌کند.

نتیجه‌گیری: توجه به عواملی همچون تمایلات سرمایه‌گذار، غیر از عوامل بنیادی، با توجه به چالش‌های فرضیه بازار کارا، می‌تواند تاثیر بااهمیتی بر تصمیمات سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان داشته باشد.

* دانشیار حسابداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
** دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
نویسندۀ مسئول مقاله: یحیی کامیابی (Email:y.kamyabi@umz.ac.ir).

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۷/۸/۹
DOI: 10.22103/jak.2018.11841.2646

واژه‌های کلیدی: *الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ، تمایلات سرمایه‌گذار، بازدهٔ مازاد، مالی رفتاری.*

مقدمه

سرمایه‌گذاران به دنبال معیاری برای ارزیابی عملکرد شرکت‌های مختلف هستند؛ یکی از مهم‌ترین معیارهای ارزیابی عملکرد شرکت‌ها، بازدهٔ سهام است. در این راستا تحقیقات زیادی برای تعیین الگوی مناسب برای پیش‌بینی بازده و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای انجام شده است. تحقیقات اولیه در مورد مالی رفتاری در دههٔ ۱۹۸۰ صورت گرفت و هدف اصلی آن، نشان دادن این بود که آیا بازار سهام از قیمت‌گذاری نادرست، رنج می‌برد. بدون حمایت‌های تئوری قوی، دانشمندان در جستجوی شواهد ناقض فرضیهٔ بازار کارا بودند که منجر به کشف ناهنجاری‌هایی مثل نوسان بیش از حد در شاخص بازارِ غیر قابل توجیه با نوسان ارزش بنیادی شرکت (شیلر[1] ۱۹۸۱) شد.

در مطالعات اخیر، سعی بر آن بوده است که توضیحات بیشتری برای تأثیر تمایلات در بازارهای مالی ارائه شود. مطابق با تئوری مالی استاندارد، تمام سرمایه‌گذاران منطقی هستند و مکانیسم آربیتراژ، عدم تعادل در قیمت‌ها را کشف می‌کند. ولی در عمل معاملات افراد منطقی (آربیتراژیست‌ها) و غیرمنطقی در بازارهای رقابتی، قیمت و بازدهٔ مورد انتظار دارایی‌ها را تعیین می‌کند (دلانگ و همکاران[2] ۱۹۹۰). هدف آربیتراژیست‌ها به دست آوردن سودِ ناشی از قیمت‌گذاری نادرست است. با توجه به اینکه در عالم واقع بندرت اوراق بهادار، جایگزین کامل یا حتی نزدیک دارند (کمبل و کیل[3]، ۱۹۹۳)، یافتن چنین اوراقی که با استفاده از آن آربیتراژیست قادر به حذف ریسک‌های بنیادی باشد، بسیار مشکل است. علاوه بر این، حتی زمانی که جایگزین خوبی در دسترس باشد، قیمت‌ها اغلب در همان لحظه، به قیمت‌های بنیادی‌اش تشابهی ندارد؛ چرا که معامله‌گران غیر منطقی در بازار وجود دارند. علاوه بر این آربیتراژیست‌ها با ریسکی مواجه می‌شوند که باید قبل از اینکه قیمت‌ها به ارزش‌های بنیادی‌شان

همگرا شوند، موقعیت‌هایشان را به نقد تبدیل کنند. شیلر (۲۰۰۳) بیان می‌کند که آربیتراژ، وقتی که آربیتراژیست‌ها مالک سهام نیستند و مجبور به فروش اوراق در دورهٔ کوتاه‌تری هستند، در معرض ریسک قرار دارد. به این ترتیب، با وجود احتمال بالقوه ریسک و با توجه به افق زمانی کوتاه مدت آربیتراژیست‌ها، حتی اگر قیمت‌ها در تعادل نباشد، آنها تمایل چندانی به انجام آربیتراژ ندارند، بنابراین محدود می‌شود و قیمت‌های ناکارا را ایجاد می‌کند.

در دهه‌های اخیر، محققان در تلاش برای بهبود الگوهای تئوری کلاسیک، جوانب رفتاری را که اغلب نادیده گرفته می‌شد را مدنظر قرار دادند. انگیزهٔ رشد این رویکرد غیرسنتی به دلیل نیاز به توضیح پدیده‌هایی است که در بازارهای مالی، با پیش‌بینی الگوهای کلاسیک ناسازگار است. بیکر و ورگلر[۴] (۲۰۰۷) با دلیل اثبات کردند که توضیحِ برخی از رویدادهای مالی از طریق تئوری مالی سنتی، بسیار دشوار است. در چنین رویدادهایی سرمایه‌گذارانی دخیل هستند که قیمت‌های دارایی را مطابق با ارزش فعلی خالص جریانات نقد آتیِ دارایی ارزش‌گذاری نمی‌کنند. در این مفهوم، تمایلات می‌تواند به عنوان عقاید درباره جریانات نقد آتی و ریسک سرمایه‌گذاری تعریف شود که با توجه به اطلاعات موجود و در دسترس سرمایه‌گذاران، منطقی نیست.

تئوری بازار کارای سرمایه فرض می‌کند که تغییرات قیمت باید توسط فرآیندهای تصادفی و بدون الگوی سیستماتیک ایجاد شده باشد. اگر الگوهایی وجود داشته باشد، سرمایه‌گذاران آنها را برای پیش بینی قیمت‌های آتی و کسب بازده غیرمعمول در نظر می‌گیرند. یکی از مهم‌ترین الگوهای قیمت‌گذاری دارایی در تحقیقات گذشته الگوهای عاملی فاما و فرنچ است که اخیراً الگوی پنج عاملی را جهت قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ایی پیشنهاد کردند؛ فاما و فرنچ[۵] (۲۰۱۵) در الگوی جدیدشان، معیارهای سودآوری و سرمایه‌گذاری را به الگوی قبلی‌شان افزودند؛ اما با توجه به ناهنجاری‌های بازارهای مالی و با توجه به چالش‌های

فرضیهٔ بازار کارای سرمایه، لزوم توجه به مالی رفتاری علاوه بر مالی سنتی در قیمت‌گذاری دارایی احساس می‌شود. به این ترتیب این پژوهش به دنبال یافتن پاسخی برای این سؤال است که آیا متغیر تمایلات سرمایه‌گذار که برگرفته از تئوری‌های مالی رفتاری است می‌تواند تأثیر با اهمیتی بر بازدهٔ مازاد در الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ داشته باشد؛ به این ترتیب به بررسی تأثیر تمایلات سرمایه‌گذار بر بازدهٔ مازاد در الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) پرداخته شده است که بررسی ادبیات موجود، نشان می‌دهد تاکنون در ادبیات مالی و حسابداری افزودن معیار تمایلات سرمایه‌گذار بر بازدهٔ مازاد در الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، چندان مورد بررسی قرار نگرفته است. همچنین معیار تمایلات سرمایه‌گذار به‌کار رفته در این پژوهش از این حیث که معیاری ترکیبی بوده و با استفاده از رویکرد تحلیل مؤلفه‌های اصلی ایجاد شده تاکنون در کشور معرفی نشده است. هدف کاربردی این پژوهش، پیشنهاد الگوی مناسب جهت استفاده در پیش بینی و اندازه‌گیری بازده پرتفوی سهام در بازار بورس اوراق بهادار تهران است که علاوه بر کاربرد در تصمیم‌گیری‌های اقتصادیِ سرمایه‌گذران، می‌تواند باعث بسط علمی و ایجاد زمینه برای تحقیقات آتی شود. در واقع الگوهایی که در تحلیل‌های این پژوهش استفاده می‌شود با توجه به چالش‌های فرضیهٔ بازار کارا (بدون ریسک نبودن آربیتراژ و غیر منطقی بودن برخی سرمایه‌گذاران)، مالی رفتاری را نیز مد نظر قرار داده است به این ترتیب در این پژوهش سعی بر آن است با تعدیل الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ پلی بین تئوری مالی کلاسیک و مالی رفتاری ایجاد شود. انتظار می‌رود که عامل اضافی که در الگو گنجانده خواهد شد، بخشی از آنچه را که در ضریب بتا در نظر گرفته نشده است را جلب کند.

ساختار ادامهٔ مقاله به این صورت است که ابتدا مبانی نظری پژوهش ارائه و سپس تحقیقات انجام شده مرتبط با موضوع و روش شناسی مطرح می‌گردد و در نهایت یافته‌های پژوهش و نتیجه گیری ارائه می‌شود.

مبانی نظری پژوهش

الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ایی (CAPM)[۶] مطرح شده توسط شارپ[۷] (۱۹۶۴) و لینتنر[۸] (۱۹۶۵) به مدت طولانی تئوری اساسی قیمت‌گذاری دارایی‌های مالی بوده است. با وجود این، بخش زیادی از ادبیات اشاره دارد به اینکه بازدهٔ سهام فقط توسط ریسک بازار تعیین نشده است؛ یکی از الگوهای شناخته شده در قیمت‌گذاری دارایی‌ها، الگوی سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) است که برای نشان دادن ارتباط بین میانگین بازده و اندازه و همچنین ارتباط بین میانگین بازده و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، طراحی شده است. فاما و فرنچ، این دو الگوی معروف را در ارتباط با میانگین بازده که توسط الگوی CAPM شارپ (۱۹۶۴) و لینتر (۱۹۶۵) ناشناخته باقی مانده بود، بررسی کردند.

آزمون‌های الگو سه عاملی روی رگرسیون سری زمانی تمرکز داشتند.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + e_{it} \quad (۱)$$

در این معادله R_{it} بازدهٔ سهام یا پرتفولیو i برای دوره t است؛ R_{Mt} بازده پرتفولیو بازار، SMB_t بازده پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک منهای بازده پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ؛ HML_t تفاوت بین بازده پرتفوی سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پایین است. شواهد نووی مارکس[۹] (۲۰۱۳)، تیتمن و همکاران[۱۰] (۲۰۰۴) بیان می‌کند که معادله سه عاملی الگوی ناکاملی برای بازدهٔ مورد انتظار است چرا که فاقد بسیاری از تغییرات در بازده میانگین مرتبط با سودآوری و سرمایه‌گذاری است. به دلیل این شواهد و معادله ارزیابی (تجزیه جریان‌های نقدی در معادله ارزیابی دلالت دارد بر اینکه بازدهٔ مورد انتظار سهام، توسط نسبت قیمت به ارزش دفتری و انتظارات سودآوری و سرمایه‌گذاری آتی‌اش، تعیین می‌شود.)، فاما و فرنچ عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری را به الگوی سه عاملی اضافه کردند:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 RMW_t + \beta_5 CMA_t + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

در این معادله RMW_t تفاوت بین بازده پرتفوی سهام با سودآوری، قوی و ضعیف است و CMA_t تفاوت بین بازده پرتفوی سهام با سرمایه‌گذاری، کم و زیاد است.

در طول چند دههٔ گذشته، تئوری مالی سنتی بر عقیده‌ای مبنی بر منطقی بودنِ سرمایه‌گذاران و کارآمدی بازارهای مالی استوار بود. با وجود این، در سال‌های اخیر، مالی رفتاری به عنوان یک تئوری مالی جایگزین به منظور توضیح نقایص تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران و ناهنجاری‌های بازارهای مالی، مورد توجه قرار گرفت (شفرین[۱۱]، ۲۰۱۰).

برای مدافعان تئوری مالی سنتی، سرمایه‌گذاران منطقی و بازارها کارآمد هستند به طوری که قیمت‌ها منعکس کننده ارزش واقعی دارایی است (شارپ، ۱۹۶۴ و فاما، ۱۹۷۰)؛ با این عقیده که سرمایه‌گذاران منطقی با تلاش برای بهره‌برداری از فرصتهای سودآورِ ناشی از قیمت‌گذاری نادرست، اثرات تمایلات را از بین می‌برند؛ به این ترتیب، فرضیهٔ بازار کارا تئوری اصلی بازارهای مالی در ۴۰ سال گذشته بود. به طور کلی، تئوری بازار کارا با اینکه «آیا قیمت‌ها در هر مقطعی از زمان اطلاعات در دسترس را منعکس می‌کند»، در ارتباط است (فاما ۱۹۷۰، ص ۳۸۳). با وجود این، در ادبیات مالی شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد تئوری‌های مالی سنتی قادر به توضیح ناهنجاری‌های بازارهای مالی (حباب‌ها، سقوط‌ها و غیره) نیستند؛ به طوری که مفروضات مالی رفتاری، جایگزین برخی از مفروضات عقلانیت سنتی شده است. بنابراین، با توجه به چالش‌های موجود در این فرضیه، الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ایی که یک معادله قیمت‌گذاری استاندارد را جهت به حداکثر رساندن مطلوبیت مورد انتظار بر مبنای قضاوت‌های عقلانی در موقعیت‌های ریسکی به‌کار می‌برند، آن طور که باید مؤثر نیست چرا که احساس یا تمایلات در تصمیم‌گیری در چارچوب مالی سنتی نقشی ندارد (ژو و گیرین[۱۲]، ۲۰۱۲).

گاهی اوقات واژه‌های تمایلات[۱۳] ، وضع روانی[۱۴] و احساسات[۱۵] در ادبیات به جای یکدیگر استفاده می‌شوند. با این وجود، تمایلات مفهوم گسترده‌تری است به طوری که شامل هر گونه تصور اشتباهی است که می‌تواند باعث قیمت‌گذاری نادرست شود (کاپلنسکی و لِویی[۱۶] ۲۰۱۰). با توجه به تعریف بیکر و ورگلر (۲۰۰۷)، تمایلات عبارت است از باور و عقیده سرمایه‌گذار در مورد ریسک و جریانات نقد آتی که توسط حقایق موجود توجیه نشده است.

اولین تعریفی که از تمایلات در فرهنگ لغت آکسفورد شده است، عبارت است از دیدگاه یا عقیده ایی که داریم یا بیان می‌کنیم. همچنین در فرهنگ لغت کمبریج، واژهٔ تمایلات به عنوان استدلال، نظر یا عقیدهٔ بر مبنای احساس درباره یک موقعیت تعریف شده است. لمون و پارتمیاگواینا[۱۷] (۲۰۰۶) تمایلات بازار را درجهٔ خوش بینی و بدبینی مفرط در عقاید سرمایه‌گذاران، تعریف کردند که با عوامل بنیادی توجیه نشده است.

به دلیل شکننده شدن مفهوم ریسک سیستماتیک، محققان، عوامل دیگری را شناسایی کردند که در قیمت‌گذاری دارایی، تاثیرگذارند. مطالعات مالی قابل توجهی نقش و اثر تمایلات سرمایه‌گذار را در قیمت‌گذاری دارایی، بحث کردند. تمایلات سرمایه‌گذار به عنوان روانشناسی جمعیت شناخته می‌شود که از طریق حرکات قیمت دارایی در بازار نمود پیدا می‌کند. تئوری قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ایی سنتی نشان می‌دهد که آربیتراژ منطقی، قیمت‌ها را نزدیک‌تر به ارزش‌های بنیادی در نظر می‌گیرد و هیچ نقشی را برای تمایلات سرمایه‌گذار قائل نمی‌شود. با این حال چندین مطالعه مالی رفتاری استدلال می‌کنند که تمایلات سرمایه‌گذار قیمت‌های سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

مطالعات پیمایشی نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران، نظاره‌گر بازارهای مالی هستند تا تحت تأثیر عقاید و انتظارات مشارکت کنندگان دیگر قرار گیرند. ناکارآمدی قیمت‌ها که با وجود آربیتراژ محدود به وجود می‌آید توسط تمایلات سرمایه‌گذار، تحت تأثیر واقع می‌شود.

تمایلات سرمایه‌گذار، نظریه‌ای است که بیان می‌کند افراد چطور عملاً عقایدشان را دربارهٔ قیمت‌های آتی اوراق بهادار شکل می‌دهند (اگان، مرکل و وبر[۱۸] ۲۰۱۰).

به طور خلاصه، از منظر مالیه سنتی، معامله‌گران منطقی آماده جبران و اصلاح هر گونه قیمت‌گذاری اشتباهی هستند که توسط تمایلات سرمایه‌گذاران القا می‌شود در نتیجه قیمت‌های سهام را به سمت ارزش‌های بنیادی‌اش سوق می‌دهند؛ با وجود این اخیراً، رابطهٔ بین تمایلات سرمایه‌گذار و بازدهٔ سهام توجهات زیادی را به سمت خود جلب کرده است. پژوهشگران مالی رفتاری، استدلال می‌کنند که تغییرات در تمایلات سرمایه‌گذار نمی‌تواند به طور کامل توسط معامله‌گران منطقی و عقلایی، آربیتراژ شده باشد و در ادامه نشان دادند که بازدهٔ مازاد سهام توسط تمایلات سرمایه‌گذار تحت تأثیر قرار می‌گیرد (بیکر و ورگلر ۲۰۰۶، براون و کلیف[۱۹] ۲۰۰۴، کیم و ها[۲۰] ۲۰۱۰ و یانگ و گائو[۲۱] ۲۰۱۴).

انواع معیارهای تمایلات وجود دارد که در الگوهای قیمت‌گذاری دارایی گنجانده شدند. براون و کلیف (۲۰۰۴) دو نوع اساسیِ معیار تمایلات را مشخص کردند: معیارهای مستقیم و غیرمستقیم تمایلات. گروه اول تمایلات سرمایه‌گذار، مبتنی بر پیمایش است که به طور مستقیم تمایلات مشارکت‌کنندگان در بازار را ارزیابی می‌کند. این گروه شامل شاخص تمایلات مصرف کننده میشیگان[۲۲]، بررسیِ فهم (هوش، خرد) سرمایه‌گذار و غیره است. در مقابل، معیارهای غیرمستقیم از داده‌های مالی و زمینه‌های تئوری ایجاد شده است و می‌تواند مطابق با تقسیم‌بندی بروان و کلیف به چهار گروه طبقه‌بندی شود: شاخص‌های مبتنی بر عملکرد اخیر بازار، شاخص‌هایی که مربوط به انواع خاصی از فعالیت‌های معاملاتی است، شاخص‌هایی که به طور خاص مرتبط با اوراق بهادار مشتقه است و معیارهای دیگر تمایلات که در هر یک از سه دسته فوق جا نمی‌گیرند. آنها مؤلفه‌های مشترکِ معیارهای مختلف تمایلات را استخراج کردند و امیدوار بودند که معیار هموارتر و بهتری از تمایلات سرمایه‌گذار را ارائه دهند. به

منظور بهره‌برداری از اطلاعات زیاد به صورت امکان‌پذیر و مؤثر که شامل تمام اطلاعات درباره تمایلات غیرقابل مشاهده حقیقی باشد، آنها معیارهای مختلف تمایلات را ترکیب کردند و روش معتبر تحلیل مؤلفه‌های اصلی[۲۳] را برای استخراج جوانب مشترکِ داده‌ها به‌کار بردند. از آنجایی که هر یک از شاخص‌های تمایلات احتمالاً دارای یک مؤلفه تمایلاتِ نامتجانس، مؤلفه‌های غیر مرتبط با تمایلات، است بیکر و ورگلر(۲۰۰۶) و یانگ و ژو[۲۴] (۲۰۱۵) نیز از رویکرد تحلیل مؤلفه‌های اصلی برای مجزا کردن مؤلفه‌های مشترک تمایلات استفاده کردند.

هم‌راستا با ادبیات موجود، هدف از این پژوهش بررسی این موضوع است که آیا معیار تمایلات سرمایه‌گذار نقش مهمی را در شکل گیری بازده ایفا می‌کند؟ بر این اساس فرضیه پژوهش به صورت زیر تدوین شد:

فرضیهٔ اول: معیار تمایلات سرمایه‌گذار تأثیر با اهمیتی بر بازدهٔ مازاد در الگو پنج عاملی فاما و فرنچ دارد.

با توجه به اینکه تمایلات سرمایه‌گذار تأثیر بیشتری روی اوراق بهادار پرمخاطره (اوراق بهاداری که ارزشیابی و آربیتراژشان دشوار است) دارد (بیکر و ورگلر ۲۰۰۶)، فرضیه های زیر تدوین گردید.

فرضیهٔ دوم: تأثیر معیار تمایلات سرمایه‌گذار بر بازدهٔ مازاد الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ در پرتفوی شرکت‌های با اندازهٔ کوچک بیشتر از شرکت‌های با اندازهٔ بزرگ است.

فرضیهٔ سوم: تأثیر معیار تمایلات سرمایه‌گذار بر بازدهٔ مازاد الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ در پرتفوی شرکت‌های رشدی (شرکت‌هایی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین‌تری دارند) بیشتر از شرکت‌های ارزشی (شرکت‌هایی که نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالاتری‌تری دارند) است.

پیشینهٔ پژوهش

یکی از برجسته‌ترین مطالعاتی که تأثیر تمایلات سرمایه‌گذار را بر بازدهٔ مقطعی سهام مورد بررسی قرار داد مقاله بیکر و ورگلر (۲۰۰۶) است که شاخص مرکب تمایلات را بر مبنای تغییرات مشترک در شش معیار اساسی تمایلات ایجاد کردند. آنها دریافتند تمایلات سرمایه‌گذار تأثیر بیشتری روی اوراق بهاداری دارد که ارزشیابی و آربیتراژشان مشکل است. به عبارت دیگر، شرکت‌های جوان، با اندازهٔ کوچک، غیر سودآور، رشدی، درمانده و سهام‌هایی که هیچ سود تقسیمی را پرداخت نمی‌کنند، به دلیل نقدینگی پایین‌تر و ریسک غیرسیستماتیک بالاترشان، سطح ریسک بالاتر و آربیتراژِ غیر معقول دارند. به این ترتیب در عمل با تغییرات تمایلات بیشتر تحت تأثیر قرار می‌گیرند.

کیم و ها (۲۰۱۰) تأثیر تمایلات سرمایه‌گذار بر روی قیمت سهام‌های معامله شده در بازار سهام کره را مورد بررسی قرار دادند. آنها شاخص تمایلات را با استفاده از مؤلفه‌های اصلی ده متغیر تمایلات ایجاد کردند. یافته‌های آنها به این شرح است: وقتی الگوی چهار عاملی فاما و فرنچ- کرهارت را به‌کار بردند (بازار، اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار، و مومنتوم)، تأثیر تمایلات برای پرتفوی ارزش بازار کوچک، هنوز مشهود است؛ بعد از کنترل عوامل ناهنجاری بازار و اثرات قیمت، بازده‌های پرتفوی با قیمتِ پایین، به طور قابل توجهی توسط تمایلات سرمایه‌گذار تحت تأثیر قرار می‌گیرد. همچنین بعد از کنترل عوامل ناهنجاری بازار و اثرات ارزش، بازده‌های پرتفوی با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین، توسط تمایلات سرمایه‌گذار تحت تأثیر قرار می‌گیرد. این نتایج نشان می‌دهد که تمایلات سرمایه‌گذار به طور سیستماتیک قیمت سهام شرکت‌های کره با ارزش بازار سهام کوچک، قیمت پایین و ارزش دفتری به ارزش بازار پایین را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

چانگ شنگ و یانگ فنگ[۲۵] (۲۰۱۲) تأثیر تمایلات سرمایه‌گذار را بر ارزشیابی دارایی‌ها نشان دادند؛ در سطح پرتفوی آنها به این نتیجه رسیدند که سهام‌های با نسبت ارزش دفتری به

ارزش بازار پایین و نسبت قیمت به سود بالا به دلیل پر هزینه بودن برای آربیتراژ به تمایلات سرمایه‌گذار حساس هستند. تمایلات سرمایه‌گذار قدرت نموی در شرح حرکات همزمان بازدهٔ سهام دارد که نشان می‌دهد این سهام‌ها وقتی تمایلات سرمایه‌گذار بیشتر (کمتر) است، بازدهٔ مازاد بالاتر (پایین‌تری) را کسب می‌کنند. بن رافوئل و همکاران[۲۶] (۲۰۱۲) برای نشان دادن تأثیر معیار تمایلات سرمایه‌گذار بر بازده پرتفوی سهام‌های رشدی و ارزشی، جریانات صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک را به عنوان معیار تمایلات سرمایه‌گذار به‌کار بردند، نتایج آنها نشان داد که تمایلات سرمایه‌گذار تأثیر بیشتری روی بازده پرتفوی رشدی دارد.

یانگ و ژو(۲۰۱۵) نقش‌های رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار و تمایلات سرمایه‌گذار را بر قیمت دارایی‌ها آزمون کردند. آنها دریافتند که رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار و تمایلات سرمایه‌گذار اثر قابل توجهی فراتر از الگوی سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) دارد و به طور بااهمیتی، رفتار معاملاتی سرمایه‌گذار تأثیر معنادارتری نسبت به تمایلات سرمایه‌گذار، بر بازده‌های مازاد دارد. علاوه بر این نتایج تجربی نشان می‌دهد که اثر این دو عامل بر بازدهٔ مازاد سهام شرکت‌های با اندازهٔ کوچک بیشتر از سهام شرکت‌های با اندازهٔ بزرگ است.

سوئل هو[۲۷] (۲۰۱۵) اینکه آیا تمایلات سرمایه‌گذار در بازار سهام سویس، قیمت‌گذاری شده است یا نه، مورد بررسی قرار داد. با استفاده از یک معیار غیر مستقیم تمایلات، تغییرات ماهانه در تمایلات سرمایه‌گذار بر اساس الگوی شاخص تمایلات بیکر و ورگلر (۲۰۰۷) مورد مطالعه قرار گرفت که از شش معیار تمایلات تشکیل شده است. پیش بینی‌ها این است که در سهام‌هایی که تعیین ارزش آنها دشوار است و سهام‌های پر مخاطره برای آربیتراژ، تمایلات سرمایه‌گذار باید با اهمیت‌تر باشد. با استفاده از انواع مختلف سهام‌ها پرتفولیوهایی را ایجاد کردند، یافته اصلی نشان داد که وقتی تمایلات بالا (پایین) است، بازده متعاقب برای شرکت‌های کوچک، بی‌منفعت (غیر سودآور)[۲۰]، رشد بالا و شرکت‌های درمانده[۲۱]، به طور

قابل مقایسه‌ایی کم (زیاد) است. به این ترتیب تمایلات اثرات قوی‌تری روی سهام شرکت‌هایی دارد که تعیین ارزش و آربیتراژ دشوار دارند که به طور گسترده با انجام یک رویکرد رگرسیونی تأیید شد.

داویی و بن صلاح[۲۸] (۲۰۱۶) با استفاده از داده‌های بورس اوراق بهادار نیویورک نشان دادند که تمایلات سرمایه‌گذار قدرت پیش بینی، در ارزیابی دارایی را دارد. آنها یک الگوی تجدید نظر شده پنج عاملی فاما و فرنچ را ایجاد کردند. نتایج نشان داد الگوی تجدید نظر شده‌ای که شامل معیار تمایلات سرمایه‌گذار می‌شود، عملکرد بازدهٔ مورد انتظار را بهتر نشان می‌دهد. نیکومرام و سعیدی (۱۳۸۷) عکس العمل رفتاری سرمایه‌گذران در بازار سهام را با استفاده از شاخص EMSI مورد بررسی قرار دادند. آزمون‌های آماری نشان داد که شاخص عکس‌العمل رفتاری می‌تواند در توضیح حرکات قیمت در بازار سهام نقش داشته باشد؛ همچنین این شاخص می‌تواند به عنوان یک عامل توضیح دهنده نرخ بازدهی کل به‌کار رود.

سرلک و همکاران (۱۳۹۱) تأثیر تصمیم‌گیری احساسی سرمایه‌گذران و متغیرهای تکنیک بنیادی را بر بازدهٔ سهام مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان داد شاخص آرمز که به عنوان معیار تصمیم‌گیری احساسی سرمایه‌گذران به‌کار رفت، بر بازدهٔ سهام تاثیرگذار است. حیدرپور و همکاران (۱۳۹۲) تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران را بر بازدهٔ سهام پرتفوی‌های مرتب شده بر اساس اندازه، قیمت، نسبت ارزش دفتری به بازار و نسبت مالکیت نهادی مورد بررسی قرار دادند. شاخص به‌کار رفته در این تحقیق برای اندازه‌گیری گرایش‌های احساسی شاخص EMSI است. نتایج تحقیق نشان داد گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران تأثیر مثبت و معنادار بر بازدهٔ سهام شرکت‌های دارای کمترین اندازه، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نسبت مالکیت نهادی دارد.

ستایش و شمس‌الدینی (۱۳۹۵) رابطهٔ بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که متغیرهای اثر مومنتوم، اثر زیان گریزی و صرف ارزش از دیدگاه نسبت قیمت به سود هر سهم به منزلهٔ سه جز اندازه‌گیری متغیر گرایش احساسی، با قیمت سهام رابطهٔ معناداری دارد. شعری آناقیز و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر متغیر مربوط به تصمیم‌گیری احساسی سرمایه‌گذاران بر کارایی سرمایه‌گذاری پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تصمیمات احساسی سرمایه‌گذاران، اثرات نامطلوبی بر تصمیمات سرمایه‌گذاری و کارایی آن دارد. کاردان و همکاران (۱۳۹۶) نقش تمایلات سرمایه‌گذار را بر ارزش گذاری شرکت مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشان داد که افزودن شاخص‌های احساسات به الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای باعث افزایش توضیح دهندگی الگوی مذکور می‌شود.

از طرف دیگر مقالاتی توان توضیح دهندگی بازدهٔ سهام را توسط الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ مورد بررسی قرار دادند و نتایج مبیّن افزایش قدرت تبیین بازدهٔ سهام توسط الگوی مذکور بود (فاما و فرنچ ۲۰۱۵، چیاه و همکاران ۲۰۱۵، ماکسیم ۲۰۱۵، بابالویان و مظفری ۱۳۹۵ و رمضانی و کامیابی ۱۳۹۶).

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از منظر نتیجهٔ اجرا، کاربردی است؛ چرا که نتایج حاصل از آن می‌تواند توسط گروه‌های مختلف (سرمایه‌گذران و سازمان‌ها) به منظور استفاده در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی و اتخاذ سیاست‌های مناسب مورد استفاده قرار گیرد. همچنین از منظر فرآیند اجرا از نوع کمی بوده و از تکنیک‌های آماری و اقتصادسنجی برای آزمون فرضیه ها استفاده شده است. روش گردآوری داده‌ها روش اسناد کاوی و مراجعه به بانکهای اطلاعاتی (سازمان بورس اوراق بهادار تهران و نرم افزار ره‌آورد نوین و سایت کدال) و پایگاه‌های علمی حاوی مقالات

داخلی و خارجی است. روش تحلیل داده‌ها از نوع استنباطی است که در آن فرضیات بیان شده و روابط بین متغیرها از طریق تخمین الگو مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جامعهٔ آماری پژوهش شامل کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصلهٔ زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ است (اطلاعات سال ۱۳۸۸ برای برخی از متغیرها و تشکیل پرتفوی به‌کار رفت) که ویژگی‌های زیر را دارا باشند:

۱. پایان سال مالی مطابق با پایان سال تقویمی باشد[۲۵].
۲. شرکت‌های مورد نظر جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، مالی (مثل بانک و بیمه)، لیزینگ و هلدینگ نباشند[۲۶].
۳. در طی دورهٔ پژوهش سال مالی خود را تغییر نداده باشند و اطلاعات مالی آنها برای کل دوره، موجود باشد.
۴. در هر سال، حداقل ۱۰۰ روز معاملاتی داشته باشند؛ همچنین بیش از سه ماه در هر سال، کمتر از ۳ روز معاملاتی نداشته باشند.

با اعمال محدودیت‌های بیان شده، تعداد ۷۷ شرکت برگزیده شدند که با توجه به اینکه برآورد به صورت ماهانه و با استفاده از داده‌های ۵ سال انجام شده است، تعداد مشاهدات ۴۶۲۰ ماه شرکت است که بدون در نظر گرفتن ماه‌های بدون معامله، داده‌های ۴۵۴۵ ماه شرکت در برآوردها دخیل بودند.

به منظور آزمون فرضیه های پژوهش و بررسی نقش معیار تمایلات سرمایه‌گذار در شکل‌گیری بازده، در این پژوهش، الگویی به‌کار رفت که از جهت افزودن معیاری از تمایلات سرمایه‌گذار به الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ، همانند داویی و بن صلاح (۲۰۱۶) است و از جهت نوع معیار به‌کار رفته در پژوهش همانند معیار یانگ و ژو (۲۰۱۵)، است. به منظور آزمون فرضیهٔ اول الگوی مذکور در سطح پرتفوی بازار (کل شرکت‌های مورد بررسی) برازش شد و

جهت آزمون فرضیه های دوم و سوم تأثیر معیار تمایلات سرمایه‌گذار بر بازدهٔ مازاد در سطح پرتفوی‌های تشکیل شده بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار مورد بررسی قرار گرفت. الگوی مورد بررسی به صورت زیر است:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_1(R_{mt} - R_{ft}) + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 RMV_t + \beta_5 CMA_t + \beta_6 S_{\mathrm{MKT}i,t} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

R_{it} بازدهٔ سهام یا پرتفولیو i در دورهٔ t است؛ R_{mt} بازده پرتفولیو بازار، SMB_t عامل اندازه؛ HML_t عامل ارزش؛ سه عامل اول عواملی هستند که فاما و فرنچ در سال‌های ۱۹۹۲ و ۱۹۹۳ به‌کار بردند (فاما و فرنچ، ۱۹۹۲ و ۱۹۹۳)، عامل چهارم RMV_t، عامل سودآوری است و عامل پنجم CMA_t عامل سرمایه‌گذاری نامیده می‌شود. در نهایت $S_{\mathrm{MKT}i,t}$ معیار تمایلات سرمایه‌گذار است که وابستگی مشترک آن با عامل بازار $(R_{mt} - R_{ft})$ حذف شده است. در ادامه نحوه محاسبه اندازه، Size، ارزش ،B/M، سودآوری،OP، و سرمایه‌گذاری ،Inv، توضیح داده می‌شود که دسته‌بندی شرکت‌ها بر اساس آنها انجام می‌شود و در نهایت عوامل با استفاده از اختلاف میانگین بازده در هر یک از پرتفوی‌های ذکر شده به دست می‌آید. سپس معیار تمایلات سرمایه‌گذار تشریح می‌گردد.

اندازه: عبارت است از ارزش بازار سهام که از حاصل ضرب قیمت سهم در تعداد سهام منتشر شده و در دست سهامداران شرکت به دست می‌آید.

ارزش: ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام تقسیم بر ارزش بازار سهام است که ارزش‌های مذکور مربوط به سال قبل است.

سودآوری: 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 سال t-1 است.

سرمایه‌گذاری: 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 است.

عوامل الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ بر اساس دسته‌بندی ۳ × ۲ با اثر متقابل اندازه با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و به طور جداگانه با سودآوری عملیاتی و سرمایه‌گذاری ایجاد شدند. نقطهٔ انفصال اندازه، میانه ارزش بازار سهام شرکت‌ها است و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری عملیاتی و سرمایه‌گذاری به سه دسته با حد تفکیک ۳۰٪، ۴۰٪ و ۳۰٪ تقسیم می‌شوند. به این ترتیب در هر دسته‌بندی، شش پرتفوی از شرکت‌ها شکل می‌گیرد که در هر سال حفظ می‌شوند. به دلیل استفاده از بازده‌های ماهانه عوامل اندازه، ارزش، سرمایه‌گذاری و سودآوری بر اساس تفاضل میانگین بازده ماهانه این پرتفوی‌ها در هر ماه به دست می‌آید. این پرتفولیوها 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) و یا جسورانه (A) را توصیف می‌کند. عوامل عبارتند از: SMB (میانگین بازده نه پرتفولیو شرکت‌های با اندازهٔ کوچک منهای میانگین بازده نه پرتفولیو شرکت‌های با اندازهٔ بزرگ)، HML (میانگین بازده دو پرتفولیو شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا منهای میانگین بازده دو پرتفولیو شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین)، RMW (میانگین بازده دو پرتفولیو شرکت‌های با سودآوری عملیاتی قوی منهای میانگین بازده دو پرتفولیو شرکت‌های با سودآوری عملیاتی ضعیف) و CMA (میانگین بازده دو پرتفولیو شرکت‌های با سیاست سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه منهای میانگین بازده دو پرتفولیو شرکت‌های با سیاست سرمایه‌گذاری جسورانه) است:

$$\mathrm{SMB_{B/M}} = (\mathrm{SH} + \mathrm{SN} + \mathrm{SL})/3 - (\mathrm{BH} + \mathrm{BN} + \mathrm{BL})/3 \qquad (۴)$$

$$\mathrm{SMB_{OP}} = (\mathrm{SR} + \mathrm{SN} + \mathrm{SW})/3 - (\mathrm{BR} + \mathrm{BN} + \mathrm{BW})/3 \qquad (۵)$$

$$\mathrm{SMB_{Inv}} = (\mathrm{SC} + \mathrm{SN} + \mathrm{SA})/3 - (\mathrm{BC} + \mathrm{BN} + \mathrm{BA})/3 \quad (۶)$$

$$\mathrm{SMB} = \left(\mathrm{SMB_{B/M}} + \mathrm{SMB_{OP}} + \mathrm{SMB_{Inv}}\right)/3 \quad (۷)$$

$$\mathrm{HML} = (\mathrm{SH} + \mathrm{BH})/2 - (\mathrm{SL} + \mathrm{BL})/2 \quad (۸)$$

$$\mathrm{RMW} = (\mathrm{SR} + \mathrm{BR})/2 - (\mathrm{SW} + \mathrm{BW})/2 \quad (۹)$$

$$\mathrm{CMA} = (\mathrm{SC} + \mathrm{BC})/2 - (\mathrm{SA} + \mathrm{BA})/2 \quad (۱۰)$$

شاخص تمایلات سرمایه‌گذار

ابتدا متغیرهایی معرفی می‌شوند که به عنوان معیارهای تمایلات سرمایه‌گذار به‌کار رفتند:

شاخص قدرت نسبی[۳۱]

کیم و ها (۲۰۱۰) و چن و همکاران[۳۲] (۲۰۱۰) شاخص قدرت نسبی را به عنوان یکی از معیارهای تمایلات سرمایه‌گذار برای تشکیل شاخص ترکیبی تمایلات سرمایه‌گذار به‌کار بردند. شاخص قدرت نسبی یک شاخص معروف بازار است که نشان می‌دهد بازار فروش افراطی یا خرید افراطی داشته است.

$$RSI_{\mathrm{t}} = 100 \times \mathrm{RS_t}/(1 + \mathrm{RS_t}) \quad (۱۱)$$

$$RS_t = \frac{\sum_{t=1}^{12} \max(p_t - p_{t-1}, 0)}{\sum_{t=1}^{12} \max(p_{t-1} - p_t, 0)} \quad (۱۲)$$

p_t قیمت پایانی سهام یا پرتفولیوی i در زمان t، و p_{t-1} قیمت پایانی سهام یا پرتفولیو i در زمان t-1 است. اگر شاخص قدرت نسبی زیر ۵۰ باشد معمولاً به این معنا است که زیان‌های سهام بیشتر از سودهای آن است. وقتی شاخص قدرت نسبی بالای ۵۰ باشد، معمولاً به این معنا است که سودهای سهام بیشتر از زیان‌های آن است. در این تحقیق از RSI ۱۲ ماهه استفاده شده است.

خط روان‌شناسی[۳۳]

کیم و ها (۲۰۱۰)، یانگ و گائو (۲۰۱۴) و یانگ و ژو (۲۰۱۵) شاخص وابسته به روان‌شناسی را برای ایجاد معیار تمایلات سرمایه‌گذار ترکیبی به‌کار بردند.

$$PSY_t = \frac{T^u}{T} \times 100 \quad (۱۳)$$

T^u تعداد روزهایی است که قیمت نهایی سهام یا پرتفولیو i در ماه t بزرگتر است از قیمت نهایی سهام یا پرتفولیوی i در ماه t-1، و T دورهٔ معاملاتی است. بازار خرید و فروش افراطی را به ترتیب با شاخص روانشناسی ۷۵ و ۲۵ تجربه خواهد کرد.

حجم معاملات[۳۴]

بیکر و آستین[۳۵] (۲۰۰۴) و لئو و همکاران[۳۶] (۲۰۱۱) حجم معاملات را به عنوان شاخص تمایلات سرمایه‌گذار به‌کار بردند و نشان دادند که حجم معاملات اطلاعاتی را دربارهٔ بازار دارند که می‌تواند به عنوان به‌کار رود. در این پژوهش، لگاریتم حجم معاملات به‌کار رفته است.

نرخ گردش تعدیل‌شده[۳۷]

$$ATR_{it} = \frac{R_{it}}{|R_{it}|} \times \frac{VOL_{it}}{\text{تعداد سهام در دست سهامداران در زمان t}} \quad (۱۴)$$

R_{it} بازدهٔ سهام یا پرتفوی i در ماه t، VOL_{it}، حجم معاملاتی سهام یا پرتفوی i در ماه t است. اگر بازده بالای صفر باشد، نرخ گردش تعدیل‌شده مثبت است که نشان می‌دهد بازار سهام رو به رونق است. اگر بازده زیر صفر باشد، نرخ گردش تعدیل‌شده منفی است که نشان می‌دهد بازار سهام رو به افول است (یانگ و ژانگ ۲۰۱۴، یانگ و ژو ۲۰۱۵).

پس از محاسبهٔ هر یک از متغیرهای تمایلات، استانداردسازی آنها به دلیل یکسان نبودن واحد اندازه‌گیری انجام شد و سپس آزمون بارتلت جهت تشخیص مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل مؤلفه‌ها در هر یک از پرتفوی‌ها به‌کار رفت و مناسب بودن آنها تأیید شد. به این ترتیب

برای برآورد شاخص تمایلات سرمایه‌گذار همانند براون و کلیف (۲۰۰۴)، بیکر و ورگلر (۲۰۰۶) و یانگ و ژو (۲۰۱۵) از تکنیک چند متغیریِ تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) استفاده شد. یکی از کارکردهای تحلیل مؤلفه‌های اصلی این است که مجموعه‌ایی 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 به منظور کاهش و ارائهٔ تفسیر بهتری از داده‌ها، توضیح می‌دهد (جانسون و ویکرن[۳۸] ۲۰۰۲). از روش‌های مورد استفاده در ادبیات برای تعیین تعداد مؤلفه‌هایی که باید در PCA حفظ شود، قاعده کایزر ۱۹۶۰ و نمودار سنگریزه[۳۹] است که بیان می‌کند تمام مؤلفه‌های با مقادیر ارزش ویژه بیش از یک باید حفظ شود. با استفاده از این روش‌ها در این پژوهش، تحلیل مؤلفه‌های اصلی اول انتخاب شد. نتایج تحلیل، به ترتیب در پرتفوی کل شرکت‌ها، پرتفوی شرکت‌های بزرگ، شرکت‌های کوچک، شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین، در روابط ۱۵ تا ۱۹ نشان داده شد:

$$S_{i,t} = 0.48709\ RSI_{i,t} + 0.540095\ PSY_{i,t} + 0.430056\ VOL_{i,t} + 0.534876\ ATR_{i,t} \quad (۱۵)$$

$$S_{i,t} = 0.490115\ RSI_{i,t} + 0.535554\ PSY_{i,t} + 0.409750\ VOL_{i,t} + 0.552335\ ATR_{i,t} \quad (۱۶)$$

$$S_{i,t} = 0.459900\ RSI_{i,t} + 0.555765\ PSY_{i,t} + 0.464417\ VOL_{i,t} + 0.513745\ ATR_{i,t} \quad (۱۷)$$

$$S_{i,t} = 0.518336\ RSI_{i,t} + 0.549958\ PSY_{i,t} + 0.437558\ VOL_{i,t} + 487255\ ATR_{i,t} \quad (۱۸)$$

$$S_{i,t} = 0.435971\ RSI_{i,t} + 0.558620\ PSY_{i,t} + 0.452627\ VOL_{i,t} + 0.541296\ ATR_{i,t} \quad (۱۹)$$

یک شاخص تمایلات سرمایه‌گذار خوب باید متعامد بر عامل بازار باشد؛ چرا که معیار تمایلات سرمایه‌گذار می‌تواند مبتنی بر عامل بازار باشد (کومار و لی[۴۰] ۲۰۰۶، کیم و ها ۲۰۱۰).

به این ترتیب معیار تمایلات سرمایه‌گذار بر اساس عامل بازار برای استخراج معیار تمایلات خالص، برازش شد؛ باقی مانده حاصل از معادلهٔ شمارهٔ ۲۰ نشان دهنده شاخص تمایلات سرمایه‌گذار است که وابستگی مشترک آن با عامل بازار حذف شده است. این معیار با $s_{MKTi,t}$ مشخص می‌شود.

$$S_{i,t} = b_0 + b_1 MKT_t + \varepsilon_{i,t} \qquad (۲۰)$$

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

جهت شناخت بیشتر متغیرهای مورد مطالعه، خلاصهٔ آمار توصیفی متغیرها در جدول شمارهٔ ۱ ارائه گردید. اکثر متغیرهای پژوهش انحراف معیار و همچنین ارزش‌های میانگین کم و نزدیک به هم دارند که نشان می‌دهد متغیرها در محدودهٔ مشخصی متمرکز شدند. میانگین بازدهٔ مازاد سهام شرکت‌ها ۰/۰۲۲ است که نشان می‌دهد به طور میانگین شرکت‌ها ۰/۰۲۲ درصد بازده بیشتری را به سرمایه‌گذاران نسبت به زمانی که ریسکی را متحمل نمی‌شوند (سپرده بانکی) می‌پردازند. مثبت بودن میانگین عامل اندازه، ارزش و سودآوری نشان می‌دهد که به طور میانگین شرکت‌های با اندازهٔ کوچک، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و سودآوری بالا بازده بالاتری را نسبت به شرکت‌های با اندازهٔ بزرگ، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین و سودآوری ضعیف، کسب می‌کنند. میانگین معیار تمایلات سرمایه‌گذار ترکیبی ۰/۰۰۳- و حداکثر و حداقل آن ۱/۰۳۲ و ۳/۱۵۱- است.

قبل از برآورد الگو، هم خطی بین متغیرهای توضیحی با استفاده از عامل تورم واریانس بررسی شد و عدم وجود هم خطی به اثبات رسید. همچنین مانایی داده‌ها با استفاده از آزمون‌های ایم، پسران و شین و همچنین لوین، لین و چو مورد بررسی قرار گرفت و مانا بودن آنها به اثبات رسید. قبل از برآورد نهایی الگو باید الگوی مناسب جهت برآورد با استفاده از

آزمون‌های چاو، ضریب لاکرانژ و هاسمن انتخاب شود. نتیجهٔ انجام این آزمون‌ها در نرم افزار استاتا در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول شمارهٔ ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
Rif	۰/۰۲۲	−۰/۰۱۱	۰/۵۸۲	−۰/۲۴۷	۰/۱۴۶
MKT	۰/۰۲۳	۰/۰۰۱	۰/۲۹۹	−۰/۱۱۶	۰/۰۷۹
SMB	۰/۰۵۸	۰/۰۲۰	۰/۶۹۷	−۰/۳۵۲	۰/۱۸۵
HML	۰/۰۰۹	۰/۰۰۶	۰/۱۹۷	−۰/۰۹۵	۰/۰۴۹
RMW	۰/۰۰۴	۰/۰۰۶	۰/۱۱۷	−۰/۲۳۵	۰/۰۶۲
CMA	−۰/۰۰۷	−۰/۰۱۳	۰/۱۱۹	−۰/۱۸۶	۰/۰۵۳
SMKT	−۰/۰۰۳	−۰/۰۲۴	۱/۰۳۲	−۳/۱۵۱	۱/۰۴۰

جدول شمارهٔ ۲. نتایج آزمون‌های انتخاب الگوی تخمین الگو در برآورد نهایی

پرتفوی شرکت‌های	آزمون چاو		آزمون بروش پاگان		آزمون هاسمن	
	احتمال	نتیجه	احتمال	نتیجه	احتمال	نتیجه
کل نمونه	۰/۰۰۰	اثرات ثابت	۰/۰۰۰	اثرات تصادفی	۰/۰۰۰	اثرات ثابت
اندازهٔ بزرگ	۰/۰۰۰	اثرات ثابت	۰/۰۰۰	اثرات تصادفی	۰/۰۰۰	اثرات ثابت
اندازهٔ کوچک	۰/۰۰۰	اثرات ثابت	۰/۰۰۰	اثرات تصادفی	۰/۰۰۰	اثرات ثابت
ارزشی	۰/۰۰۰	اثرات ثابت	۰/۰۰۰	اثرات تصادفی	۰/۰۰۰	اثرات ثابت
رشدی	۰/۶۱۲	اثرات تلفیقی	۰/۶۴۴	اثرات تلفیقی	–	–

نتایج آزمون فرضیهٔ اول

مطابق با فرضیهٔ اول، تأثیر معیار تمایلات سرمایه‌گذار بر بازدهٔ مازاد کل شرکت‌های نمونه با استفاده از روش ترکیبی و الگوی اثرات ثابت مورد بررسی قرار گرفت. همان طور که در جدول شمارهٔ ۳ ملاحظه می‌شود، احتمال آمارهٔ F کمتر از ۰/۰۵ است؛ از این رو کل الگو در سطح ۹۵٪ معنادار است. احتمال آمارهٔ t متغیر تمایلات سرمایه‌گذار نشان دهندهٔ تأثیر معنادار این متغیر بر بازدهٔ مازاد در سطح ۹۵٪ است و به این ترتیب فرضیهٔ اول تأیید می‌شود. همچنین از

بین متغیرهای دیگر موجود در الگو، عوامل بازار، ارزش و سودآوری تأثیر مثبت و معنادار و عامل سرمایه‌گذاری تأثیر منفی و معناداری در سطح ۹۵٪ بر بازدهٔ مازاد دارند. ضریب تعیین تعدیل‌شده الگو بیانگر این است که ۴۶۵٪ تغییرات بازده توسط متغیرهای این الگو توضیح داده می‌شود. آمارهٔ دوربین واتسون نیز نشان دهنده عدم وجود خودهمبستگی خطاهای الگو است. با توجه به چالش‌های فرضیهٔ بازار کارا لزوم توجه به عواملی غیر از عوامل بنیادی در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه ایی مورد تأیید قرار می‌گیرد.

جدول شمارهٔ ۳. پرتفوی کل شرکت‌ها

متغیرهای مستقل	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	سطح معناداری
MKT	۱/۰۰۸	۰/۰۳۳	۳۰/۴۷۵	۰/۰۰۰
SMB	۰/۰۱۴	۰/۰۱۴	۰/۹۶۰	۰/۳۳۷
HML	-۰/۱۲۷	۰/۰۴۵	-۲/۷۹۴	۰/۰۰۵
RMW	۰/۱۹۱	۰/۰۴۹	۳/۸۹۶	۰/۰۰۰
CMA	-۰/۲۰۵	۰/۰۵۱	-۴/۰۰۵	۰/۰۰۰
SMKT	۰/۰۷۷	۰/۰۰۲	۴۲/۶۴۲	۰/۰۰۰
C	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	-۰/۹۸۰	۰/۳۲۸
R^2	۰/۴۷۵	آمارهٔ F		۴۹/۱۶۲
R^2 تعدیل‌شده	۰/۴۶۵	سطح معناداری آمارهٔ F		۰/۰۰۰
آمارهٔ دوربین واتسون	۱/۷۹۴			

نتایج آزمون فرضیهٔ دوم

همان طور که در جداول ۴ و ۵ ملاحظه می‌شود، آمارهٔ آزمون F در هر دو پرتفوی کمتر از ۰/۰۵ بوده و به این ترتیب هر دو الگوی رگرسیونی در سطح ۰/۹۵ معنادار هستند. آمارهٔ دوربین واتسون نیز نشان دهندهٔ عدم وجود خودهمبستگی خطاهای هر دو الگو است. آمارهٔ t مربوط به معیار تمایلات سرمایه‌گذار در پرتفوی شرکت‌های با اندازهٔ کوچک نشان می‌دهد که معیار تمایلات سرمایه‌گذار در این پرتفوی تأثیر ۰/۰۷۶ مثبت و معناداری بر بازدهٔ مازاد

دارد؛ در حالی که این تأثیر در پرتفوی شرکت‌های با اندازهٔ بزرگ ۰/۰۷۱ است که علی‌رغم مثبت و معنادار بودن تأثیر، کمتر از پرتفوی شرکت‌های با اندازهٔ کوچک است؛ در نتیجه فرضیهٔ دوم مورد تأیید قرار می‌گیرد. این نتیجه نشان می‌دهد که شرکت‌های با اندازهٔ کوچک‌تر به دلیل ریسک بالاتر، نقدینگی کمتر و هزینه آربیتراژ بالاتر به تمایلات سرمایه‌گذار حساس‌تر هستند.

جدول شمارهٔ ۴. پرتفوی شرکت‌های کوچک

متغیر وابسته: Rif				
متغیرهای مستقل	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	سطح معناداری
MKT	۰/۸۹۶	۰/۰۴۵	۱۹/۷۱۲	۰/۰۰۰
SMB	۰/۱۰۴	۰/۰۲۰	۵/۲۸۱	۰/۰۰۰
HML	−۰/۱۶۰	۰/۰۶۲	−۲/۵۷۳	۰/۰۱۰
RMW	۰/۱۰۴	۰/۰۶۷	۱/۵۵۷	۰/۱۲۰
CMA	−۰/۰۹۰	۰/۰۷۰	−۱/۲۹۷	۰/۱۹۵
SMKT	۰/۰۷۶	۰/۰۰۲	۳۲/۴۷۱	۰/۰۰۰
C	۰/۰۰۵	۰/۰۰۳	۱/۸۴۴	۰/۰۶۵
R^2	۰/۵۲۳	آمارهٔ F		۵۶/۱۷۵
R^2 تعدیل‌شده	۰/۵۱۴	سطح معناداری آمارهٔ F		۰/۰۰۰
آمارهٔ دوربین واتسون	۱/۸۰۷			

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

جدول شمارهٔ ۵. پرتفوی شرکت‌های بزرگ

متغیر وابسته: Rif				
متغیرهای مستقل	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	سطح معناداری

متغیر وابسته: Rif				
متغیرهای مستقل	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	سطح معناداری
MKT	۱/۰۶۲	۰/۰۴۱	۲۵/۸۳۷	۰/۰۰
SMB	−۰/۰۸۶	۰/۰۱۸	−۴/۸۲۴	۰/۰۰۰
HML	−۰/۱۱۵	۰/۰۵۶	−۲/۰۴۲	۰/۰۴۱
RMW	۰/۲۲۱	۰/۰۶۱	۳/۶۴۲	۰/۰۰۰
CMA	−۰/۲۵۴	۰/۰۶۳	−۴/۰۱۹	۰/۰۰۰
SMKT	۰/۰۷۱	۰/۰۰۲	۳۱/۰۴۷	۰/۰۰۰
C	۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	۱/۴۲۱	۰/۱۵۶
R^2	۰/۵۰۴		آمارهٔ F	۵۱/۲۴۰
R^2 تعدیل‌شده	۰/۴۹۵		سطح معناداری آمارهٔ F	۰/۰۰۰
آمارهٔ دوربین واتسون	۱/۹۳۰			

نتایج آزمون فرضیهٔ سوم

با توجه به جداول ۶ و ۷، آمارهٔ F و سطح معناداری مربوط به هر دو پرتفوی رشدی و ارزشی با اطمینان ۰/۹۵ معنادار است. نتایج آمارهٔ دوربین واتسون، نشان دهندهٔ عدم خودهمبستگی و تأیید استقلال خطاها است. با توجه به ضرایب متغیر تمایلات سرمایه‌گذار (۰/۰۷۲ در مقابل ۰/۰۷۰)، جهت بررسی اینکه آیا اختلاف بین ضرایب در دو پرتفوی معنادار است یا نه، از آزمون والد استفاده شده است و نتیجهٔ این آزمون همان طور که در جدول شمارهٔ ۸ درج گردید، با سطح معناداری آمارهٔ کای دو ۰/۳۵ نشان می‌دهد که اختلاف بین ضرایب معنادار نیست. به این ترتیب فرضیهٔ سوم با این عنوان که تأثیر متغیر تمایلات سرمایه‌گذار بر پرتفوی سهام شرکت‌های رشدی بیشتر از شرکت‌های ارزشی است، مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. عدم تأیید فرضیه فوق می‌تواند به دلیل ترجیحات متفاوت سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران باشد.

جدول شمارهٔ ۶. پرتفوی شرکت‌های رشدی

متغیر وابسته: Rif				
متغیرهای مستقل	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	سطح معناداری
MKT	۱/۰۱۴	۰/۰۶۴	۱۵/۹۰۵	۰/۰۰۰
SMB	۰/۰۱۷	۰/۰۲۴	۰/۶۹۸	۰/۴۸۵
HML	−۰/۲۸۱	۰/۰۷۵	−۳/۷۳۶	۰/۰۰۰
RMW	۰/۲۳۰	۰/۰۰۷۳	۳/۱۵۳	۰/۰۰۲
CMA	−۰/۲۶۲	۰/۰۸۵	−۳/۰۶۶	۰/۰۰۲
SMKT	۰/۰۷۲	۰/۰۰۶	۱۳/۱۵۶	۰/۰۰۰
C	۰/۰۰۰	۰/۰۰۴	−۰/۱۰۷	۰/۹۱۵
R^2	۰/۴۷۲		آمارهٔ F	۳۴۲/۶۴۸
R^2 تعدیل‌شده	۰/۴۷۱		سطح معناداری آمارهٔ F	۰/۰۰۰
آمارهٔ دوربین واتسون	۱/۷۰۹			

جدول شمارهٔ ۷. پرتفوی شرکت‌های ارزشی

متغیر وابسته: Rif				
متغیرهای مستقل	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	سطح معناداری
MKT	۱/۰۲۶	۰/۰۴۳	۲۳/۹۰۷	۰/۰۰۰
SMB	−۰/۰۰۶	۰/۰۱۹	−۰/۰۳۴	۰/۷۳۱
HML	۰/۰۴۴	۰/۰۵۹	۰/۷۴۴	۰/۴۵۷
RMW	۰/۱۰۶	۰/۰۶۳	۱/۶۸۰	۰/۰۹۳
CMA	−۰/۱۱۲	۰/۰۶۶	−۱/۶۹۰	۰/۰۹۱
SMKT	۰/۰۷۰	۰/۰۰۲	۳۱/۱۰۲	۰/۰۰۰
C	−۰/۰۰۳	۰/۰۰۲	−۱/۲۲۳	۰/۲۲۱
R^2	۰/۵۱۲		آمارهٔ F	۵۳/۷۱۹
R^2 تعدیل‌شده	۰/۵۰۳		سطح معناداری آمارهٔ F	۰/۰۰۰
آمارهٔ دوربین واتسون	۱/۸۶۰			

جدول شمارهٔ ۸. نتیجهٔ آزمون والد

آمارهٔ کای دو	۰/۵۹۶
آمارهٔ F	۰/۵۹۶

آزمون استحکام

برای بررسی استحکام و صحت نتایج، برآوردها به روش اثرات تصادفی نیز انجام شد نتایج در جدول شمارهٔ ۹ درج شدند.

جدول شمارهٔ ۹. آزمون فرضیات با روش اثرات تصادفی

	متغیر وابسته: Rif				
متغیرهای مستقل	پرتفوی کل	پرتفوی کوچک	پرتفوی بزرگ	پرتفوی رشدی	پرتفوی ارزشی
MKT	۱/۰۰۵	۰/۹۱۶	۱/۰۸۳	۱/۰۱۴	۰/۹۸۹
	(۳۰/۳۹۲)	(۱۷/۹۰۱)	(۲۶/۳۸۶)	(۲۲/۲۳۶)	(۱۹/۹۴۲)
SMB	۰/۰۱۲	۰/۱۱۷	−۰/۱۰۱	۰/۰۱۷	۰/۰۰۹
	(۰/۸۴۵)	(۵/۲۸۶)	(−۵/۷۰۶)	(۰/۸۴۹)	(۰/۴۴۱)
HML	−۰/۱۱۱	−۰/۱۳۵	−۰/۰۹۸	−۰/۲۸۱	۰/۰۹۴
	(−۲/۴۳۳)	(−۱/۹۱۵)	(−۱/۷۵۲)	(−۴/۷۲۹)	(۱/۳۳۶)
RMW	۰/۱۶۲	۰/۱۴۱	۰/۱۸۷	۰/۲۳۰	۰/۱۳۹
	(۳/۳۲۳)	(۱/۸۷۱)	(۳/۰۸۷)	(۳/۴۴۵)	(۱/۷۸۶)
CMA	−۰/۱۷۶	−۰/۱۲۴	−۰/۲۲۱	−۰/۲۶۲	−۰/۱۲۷
	(−۳/۴۴۷)	(−۱/۵۷۹)	(−۳/۴۹۷)	(−۳/۷۲۹)	(−۱/۶۱۹)
SMKT	۰/۰۶۶	۰/۰۷۲	۰/۰۵۸	۰/۰۷۲	۰/۰۶۹
	(۳۹/۶۷۰)	(۲۸/۸۱۶)	(۲۸/۰۰۱)	(۳۰/۲۶۳)	(۲۸/۲۶۲)
C	−۰/۰۰۲	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	−۰/۰۰۴
	(−۰/۸۱۹)	(۰/۸۴۲)	(۱/۶۶۳)	(−۰/۱۴۴)	(−۰/۸۰۵)
R^2	۰/۴۴۰	۰/۴۶۵	۰/۴۵۹	۰/۴۷۲	۰/۴۷۲
R^2 تعدیل‌شده	۰/۴۳۹	۰/۴۶۴	۰/۴۵۸	۰/۴۷۱	۰/۴۷۰
آمارهٔ دوربین واتسون	۱/۷۳۹	۱/۶۹۶	۱/۸۴۶	۱/۷۰۹	۱/۸۲۸
آمارهٔ F	۵۹۳/۸۷۴	۳۳۲/۶۴۶	۳۱۱/۳۸۹	۳۴۲/۶۴۸	۳۳۲/۶۱۱
سطح معناداری F	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰

ستون‌ها به ترتیب، نشان دهندهٔ برآورد پرتفوی کل شرکت‌ها، شرکت‌های با اندازهٔ کوچک، پرتفوی شرکت‌های با اندازهٔ بزرگ، پرتفوی شرکت‌های رشدی و پرتفوی شرکت‌های ارزشی است و اعداد ذکر شده در هر ستون به ترتیب ضرایب و t آماری (در پرانتز) است.

نتایج، نشان دهندهٔ معناداری کل رگرسیون است و همچنین ضرایب برآورد شده از لحاظ معناداری و علامت، مشابه نتایج حاصل از آزمون فرضیات است. ضریب متغیر تمایلات سرمایه‌گذار در پرتفوی شرکت‌های با اندازهٔ کوچک و رشدی بیشتر از پرتفوی شرکت‌های با اندازهٔ بزرگ و ارزشی است که البته اختلاف ضرایب متغیر تمایلات سرمایه‌گذار بین پرتفوی‌های رشدی و ارزشی همانند آزمون فرضیهٔ سوم بعد از انجام آزمون والد، مورد تأیید قرار نگرفت. به این ترتیب مقادیر جدول ۹ بیانگر تأیید نتایج به دست آمده از آزمون فرضیات پژوهش است.

نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذار سعی دارد از مقدار بازدهٔ سهام شرکت‌ها اطلاعاتی کسب کند. هر عاملی که بتواند به سرمایه‌گذاران به تصمیم‌گیری بهتر کمک کند، می‌تواند منافع حاصل از سرمایه‌گذاری را افزایش دهد. از منظر تئوری‌های مالی سنتی، سرمایه‌گذاران منطقی و بازارکارا است، در حالی که با وجود ناهنجاری‌های بازار و تئوری‌های مالی رفتاری، توجه به عواملی غیر از عوامل بنیادی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها احساس می‌شود.

در این پژوهش تأثیر شاخص تمایلات سرمایه‌گذار بر الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تدوین سه فرضیه مورد بررسی قرار گرفت. فرضیهٔ اول مبنی بر اینکه معیار تمایلات سرمایه‌گذار تأثیر با اهمیتی بر بازدهٔ مازاد در الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ دارد، مورد تأیید قرار گرفت که نشان دهندهٔ نقش مهم این معیار در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ایی است. این نتیجه مطابق با نتایج تحقیقات یانگ و ژو (۲۰۱۵) است؛ همچنین با توجه به نتایج آزمون الگوی پژوهش در پرتفوی شرکت‌های با اندازهٔ بزرگ، کوچک، ارزشی و رشدی، ضریب متغیر تمایلات سرمایه‌گذار، نشان دهندهٔ تأثیر با اهمیت این متغیر بر بازدهٔ مازاد است؛ این نتایج تائیدی بر پذیرش فرضیهٔ اول پژوهش است. به

این ترتیب، توجه به عواملی غیر از عوامل بنیادی در قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ایی با توجه به چالش‌های فرضیهٔ بازار کارا می‌تواند تأثیر با اهمیتی بر تصمیمات سرمایه‌گذاران و استفاده‌کنندگان داشته باشد. در فرضیهٔ دوم و سوم با توجه به ادبیات پژوهش مبنی بر تأثیر بیشتر معیار تمایلات سرمایه‌گذار بر شرکت‌هایی که ارزش‌های ذهنی‌تری دارند و برای آربیتراژ پر هزینه هستند، تأثیر معیار تمایلات سرمایه‌گذار در سطح پرتفوی شرکت‌های با اندازهٔ بزرگ و کوچک و همچنین پرتفوی شرکت‌های رشدی و ارزشی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج فرضیهٔ دوم حاکی از آن است که معیار تمایلات سرمایه‌گذار تأثیر بیشتری بر بازدهٔ مازاد شرکت‌های با اندازهٔ کوچک دارد و این به دلیل سطح ریسک غیرسیستماتیک بالاتر و نقدینگی پایین‌ترشرکت‌های با اندازهٔ کوچک است. این نتیجه مطابق با یافته‌های بیکر و ورگلر (۲۰۰۶)، کیم و ها (۲۰۱۰)، سوئل هو (۲۰۱۵) و یانگ و ژو (۲۰۱۵) است.

نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ سوم، حاکی از ترجیحات متفاوت سرمایه‌گذاران در بورس اوراق بهادار تهران است. در واقع یافته‌های آزمون فرضیهٔ سوم، نشان می‌دهد تمایلات سرمایه‌گذار علاوه بر شرکت‌های با نقدینگی پایین‌تر و ریسک غیرسیستماتیک بالاتر، شرکت‌های با تمرکز بالای سرمایه‌گذاران خرد را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهد. در نهایت نتیجهٔ آزمون فرضیهٔ سوم، ناسازگار با نتایج بیکر و ورگلر (۲۰۰۶)، کیم و ها (۲۰۱۰)، بن رافوئل و همکاران (۲۰۱۲) و سوئل هو (۲۰۱۵) است. به این ترتیب با توجه به اینکه تأثیر معیار تمایلات سرمایه‌گذار بر بازدهٔ مازاد سهام شرکت‌ها در بازار نوظهور بورس اوراق بهادار تهران انجام گرفت، تأثیر معیار تمایلات سرمایه‌گذار بر بازدهٔ سهام در تمام پرتفوی‌ها مشاهده شد.

نتایج تجربی این تحقیق می‌تواند از نقش تمایلات سرمایه‌گذار در شکل‌گیری قیمت حمایت کند. همچنین، از دیدگاه‌های ناظران و سیاست‌گذاران بازار، نتایج تجربی این مطالعه با ارزش خواهد بود. ناظران بازار می‌توانند تمایلات سرمایه‌گذار را برای تثبیت نوسانات قیمتِ

القا شده نظارت کنند و سیاست‌گذاران می‌توانند اقدامات مناسبی را جهت پیشگیری از سفته‌بازی‌های مفرط در بازارهای سهام، اتخاذ کنند. از این رو، این مقاله می‌تواند به سرمایه‌گذاران در کنترل تمایلات در بازار سهام، کمک کند، به این ترتیب که سرمایه‌گذاران استراتژی‌های سرمایه‌گذاری خود را با توجه به تمایلات سرمایه‌گذار، ایجاد کنند.

یادداشت‌ها

1. Shiler
2. Delong et al.
3. Campbell and Kyle
4. Baker and Wurgler
5. Fama and French
6. Capital Asset Pricing Model
7. Sharpe
8. Lintner
9. Novy-Marx
10. Titman et al.
11. Shefrin
12. Xu and Green
13. Sentiment
14. Mood
15. Emotion
16. Kaplanski and Levy
17. Lemmon and Portniaguina
18. Egan et al.
19. Brown and Cliff
20. Kim and Ha
21. Yang and Gao
22. Michigan Consumer Sentiment Index
23. Principal component analysis
24. Yang and Zhou
25. Changsheng and Yongfeng
26. Ben-Rephael et al.
27. Coelho
28. Dhaoui and Bensalah

۲۹. جهت خنثی کردن تأثیر چرخه‌های تجاری مؤثر بر عملکرد و وضعیت مالی شرکت‌ها.

۳۰. به دلیل ماهیت متفاوت عملیات شرکت‌های مذکور

31. Relative strength index (RSI)
32. Chen et al.
33. Psychological line index (PSY)
34. Trading volume (VOL)
35. Baker and Stein
36. Liao et al.
37. Adjusted turnover rate (ATR)
38. Johnson and Wichern
39. Scree plot
40. Kumar and Lee

منابع

بابالویان، شهرام؛ مظفری، مهردخت. (۱۳۹۵). مقایسه قدرت پیش بینی الگو پنج عاملی فاما و فرنچ با الگوهای چهار عاملی کارهارت و q عاملی HXZ در تبین بازدهٔ سهام. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۹(۳۰)، ۳۲-۱۷.

حیدرپور، فرزانه؛ تاری وردی، یدالله؛ محرابی، مریم. (۱۳۹۲). تأثیر گرایش‌های احساسی سرمایه‌گذاران بر بازدهٔ سهام. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۶(۱۷)، ۱۳-۱.

رمضانی، جواد؛ کامیابی، یحیی. (۱۳۹۶). مقایسهٔ الگو شش عاملی با الگوهای قیمت‌گذاری دارایی سرمایه ایی در تبیین بازدهٔ مورد انتظار سرمایه گذار. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۲(۷۰)، ۲۳۱-۲۰۷.

ستایش، محمدحسین؛ شمس‌الدینی، کاظم. (۱۳۹۵). بررسی رابطهٔ بین گرایش احساسی سرمایه‌گذاران و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پیشرفت‌های حسابداری*، ۸(۱)، ۱۲۵-۱۰۳.

سرلک،کبری؛ علیپور درویش، زهرا؛ وکیلی‌فرد، حمیدرضا. (۱۳۹۱). تأثیر تصمیم‌گیری احساسی سرمایه‌گذاران و متغیرهای تکنیک بنیادی بر بازدهٔ سهام در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، (۱۶)، ۱۲-۱.

شعری آناقیز، صابر؛ حساس یگانه، یحیی؛ سدیدی، مهدی؛ نره‌ئی، بنیامین. (۱۳۹۵). تصمیم‌گیری احساسی سرمایه‌گذاران، حاکمیت شرکتی و کارایی سرمایه‌گذاری. *حسابداری مالی*، ۸(۳۲)، ۳۷-۱.

کاردان، بهزاد؛ ودیعی، محمدحسین؛ ذوالفقار آرانی، محمدحسین. (۱۳۹۶). نقش تمایلات رفتاری (احساسات و هیجانات) سرمایه‌گذاران در ارزش گذاری شرکت. *دانش حسابداری*، ۸(۴)، ۳۵-۷.

نیکومرام، هاشم؛ سعیدی، علی. (۱۳۸۷). اندازه‌گیری عکس‌العمل رفتاری سرمایه‌گذاران در بازار سهام. *جستارهای اقتصادی* ۵(۹)، ۲۷۶-۲۳۷.

References

Babalooyan, S., Mozaffari, M. (2016). To compare the explanatory power of the five-factor fama french model with carhart and q-factor models: Evidences from Tehran Stock Exchange. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 9(30), 17-32 [In Persian].

Baker, M., Stein, J.C. (2004). Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of Financial Markets*, 7(3), 271-299.

Baker, M., Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross section of stock returns. *The Journal of Finance*, 61(4), 1645-1680.

Baker, M., Wurgler, J.A. (2007). Investor sentiment in the stock market. *Journal of Economic Perspectives*, 21(2), 129-151.

Ben-Rephael, A., Kandel A., Wohl A. (2012). Measuring investor sentiment with mutual fund flows. *Journal of financial Economics*, 104, 363-382.

Brown, G.W., Cliff, M.T. (2004). Investor sentiment and the near-term stock market. *Journal of Empirical Finance*, 11(1), 1-27.

Campbell, J.Y., Kyle, A.S. (1993). Smart money, noise trading and stock price behavior. *The Review of Economic Studies*, 60(1), 1-34.

Changsheng, H., Yongfeng, W. (2012). Investor sentiment and assets valuation. *Systems Engineering Procedia*, 3, 166-171. Chen, H., Chong, T.T.L., Duan, X. (2010). A principal-component approach to measuring investor sentiment. *Quantitative Finance*, 10(4), 339-347.

Chiah, M., Daniel, C., Zhong, A. (2015). A better model? An empirical investigation of the fama-french five-factor model in Australia. *Journal of Finance*, 58, 65-91.

Coelho, F.J.M. (2015). The impact of investor sentiment in the Swiss stock market. *Master Thesis University of Minho*, Portugal.

DeLong, B., Shleifer, A., Summers,L. H., Waldmann, R.J. (1990). Noise trader risk in financial market. *Journal of Political Economy*, 90, 703-738.

Dhaoui, A., Bensalah, N. (2016). Asset valuation impact of investor sentiment: A revised fama-french five factor model. *Journal of Asset Management*, *Palgrave Macmillan*, 18(1), 16-28.

Egan, D., Merkle, C., Weber, M. (2010). The beliefs of others - naive realism and investment decisions. *Working Paper*, SSRN: 10.2139/ssrn.1571238.

Fama E.F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.

Fama, E.F., French, K.R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance*, 47 (2), 427-465.

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

Fama, E., French, K., (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics*, 116, 1-22.

Heyderpur, F., Tariverdi, Y., Mehrabi, M. (2013). Effect of sentimental tendency on stock returns. *Journal of Financial Knowledge Analysis of Securities*, 6 (17), 1-13 [In Persian].

Johnson, R.A., Wichern, D.W. (2002). *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Prentice Hall, New Jersey.

Kaplanski, G., Levy, H. (2010). Sentiment and stock prices: The case of aviation disasters. *Journal of Financial Economics*, 95,174-201.

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 [In Persian].

Kim, T., Ha, A. (2010). Investor sentiment and market anomalies. *Working Paper*.

Kumar, A., Lee, C. (2006). Retail investor sentiment and return comovements. *The Journal of Finance*, 61(5), 2451-2486.

Lemmon, M., Portniaguina, E. (2006). Consumer confidence and asset prices: Some empirical evidence. *Review of Financial Studies* 19, 1499-1529.

Liao, T., Huang, C., Wu, C. (2011). do fund managers herd to counter investor sentiment? *Journal of Business Research*, 64(2), 207-212.

Lintner, J. (1965). Security prices, risk, and maximal gains from diversification. *Journal of Finance*, 20(4), 587-615.

Maxim, C.A. (2015). The evaluation of CAPM, Fama- French and APT models on the Romanian capital market. *Applied Financial Research*, 1-10.

Nicomaram, H., Saeedi, A. (2008). Measure investor behavior reaction in the stock market. *Journal of Economic Queries* 9, 272-276 [In Persian].

Novy-Marx, R., (2013). The other side of value: The gross profitability premium. *Journal of Financial Economics* 108, 1-28.

Ramezani, J., Kamyabi,Y. (2017). Comparing the six-factor model with capital asset pricing models in explaining the expected investor returns. *Economic Research*, 22 (70), 207-231[In Persian].

Sarlak, K., Alipour Dervish, Z., Vakilifard, 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*, 16, 1-12 [In Persian].

Setayesh, M.H., Shamsedini, K. (2016). An investigation of the relationship between investor sentiment and price stocks in Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of Accounting Advances*, 8(1), 103-125 [In Persian].

Sharpe, W.J. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance*, 19(3), 425-442.

Shefrin, H. (2010). Behaviorizing finance. *Foundations and Trends in Finance*, 4(1-2), 1-184.

Shiller, R.J. (1981). The use of volatility measures in assessing market efficiency. *NBER Working Paper*, 565.

Shiller, R.J. (2003). From efficient markets theory to behavioral finance. *Journal of Economic Perspectives*, 17, 83-104.

Saberi Sheri, A., Hasasyeganeh, Y., Sadidi, M., Narrei, B. (2017). Sentimental decision-making of investors, corporate governance and investment efficiency. *Quarterly Financial Accounting Journal*, 8(32), 1-37 [In Persian].

Titman, S., Wei, K., Xie, F., (2004). Capital investments and stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39, 677-700.

Xu, Y., Green, C.J. (2012). Asset pricing with investor sentiment: evidence from chinese stock markets. the Manchester School, 81,1-32.

Yang, C., Zhang, R. (2014). Does mixed-frequency investor sentiment impact stock returns? Based on the empirical study of MIDAS regression model. *Applied Economics*, 46(9), 966-972.

Yang, C., Zhou, L. (2015). Investor trading behavior, investor sentiment and asset prices. *The North American Journal of Economics and Finance*, 34, 42-62.

Yang, Ch., Gao, B. (2014). The term structure of sentiment effect in stock index futures market. *Journal of Economics and Finance*, 30, 171-182.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی