تحقیقات مالی
Journal of Financial Research

دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران
دورهٔ ۱۸، شمارهٔ ۴
زمستان ۱۳۹۵
صص. ۷۱۴- ۶۹۱

بررسی عملکرد مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ با استفاده از آزمون GRS

رضا عیوض‌لو[۱]، علی قهرمانی[۲]، علیرضا عجم[۳]

چکیده: مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) پاسخ به ناهمسانی‌هایی است که در آزمون‌های تجربی مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) مشاهده شد. مدل پنج عاملی، دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری را به مدل سه عاملی اضافه می‌کند. این تحقیق به‌دنبال ارزیابی عملکرد مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران است. بدین‌منظور از آزمون GRS برای ارزیابی مدل پنج عاملی در مقایسه با عوامل قبلی (بازار، اندازه و ارزش) استفاده شده است. این آزمون عمدتاً مبتنی بر تحلیل عرض از مبدأ تخمین رگرسیون‌هاست. تخمین‌های انجام‌شده با استفاده از الگوهای سه‌گانه تشکیل پرتفوی و اندازه‌گیری عوامل مورد مطالعه بر اساس الگوهای متفاوت صورت گرفته است. نتیجهٔ تحقیق حاضر نشان می‌دهد با کنترل عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری، کماکان مدل سه عاملی مدل مناسبی برای توضیح بازده مازاد پرتفوی‌های مطالعه شده است. همچنین بر اساس نتایج به‌دست آمده، دو عامل اضافه شده به مدل، کارایی مدل را افزایش نمی‌دهد.

واژه‌های کلیدی: آزمون GRS، سرمایه‌گذاری، سودآوری، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ.

۱. استادیار گروه مالی و بیمه، دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران
۲. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه مالی و بیمه، دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه مالی و بیمه، دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۵/۰۵/۱۹
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۵/۰۸/۱۶
نویسندهٔ مسئول مقاله: رضا عیوض‌لو
E-mail: Eivazlu@ut.ac.ir

مقدمه

رشد و توسعهٔ اقتصادی به بازار سرمایهٔ کارا نیاز دارد. یکی از مهم‌ترین نهادهای بازار سرمایه، بورس اوراق بهادار است که در تجهیز منابع به‌منظور سرمایه‌گذاری و تأمین نیازهای مالی شرکت‌های مختلف، نقش اساسی بر عهده دارد. از جمله مزایای بورس برای سرمایه‌گذاران، خرید سهام و اوراق بهادار برای کسب بازده مناسب و پوشش ریسک است، اما از آنجا که معمولاً سرمایه‌گذاران ریسک‌گریزند، متنوع‌سازی انجام می‌دهند. در واقع هدف، تشکیل پرتفویی است که بازده مورد انتظار را متناسب با سطح قابل قبولی از ریسک حداکثر سازد. نظریهٔ انتخاب پرتفوی، به نظریهٔ پرتفوی میانگین ـ واریانس معروف است که توسط مارکویتز (۱۹۵۲) ارائه شد.

پس از ارائهٔ این نظریه توسط مارکویتز، مدل‌های مختلفی به‌منظور بیان رابطهٔ بین بازده مازاد پرتفوی با بازده مازاد بازار مطرح شد. یکی از معروف‌ترین این مدل‌ها، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM)[1] است. در این مدل، تنها عامل ریسک بازده مازاد پرتفوی بازار است و بتا (ریسک سیستماتیک) نقش مهمی در بیان تغییرات بازده مازاد پرتفوی ایفا می‌کند. با این حال مطالعهٔ تجربی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) نشان داد، بتا تغییرات بازده مازاد پرتفوی را به‌طور کامل توضیح نمی‌دهد. در نتیجه فاما و فرنچ مدل سه عاملی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را به‌منظور مرتفع کردن عملکرد ضعیف مدل CAPM در توضیح بازده‌های تحقق‌یافته مطرح کردند. بر مبنای مدل سه عاملی، بازده مازاد پرتفوی تحت تأثیر سه عامل قرار دارد که عبارت‌اند از: ۱. بازده مازاد پرتفوی بازار؛ ۲. تفاوت بین بازده پرتفوی سهام کوچک و بازده پرتفوی سهام بزرگ؛ ۳. تفاوت بین بازده پرتفوی سهام با ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و بازده پرتفوی سهام با ارزش دفتری به ارزش بازار پایین. با این حال، در سال‌های اخیر پژوهش‌های متعددی نیز در خصوص این مدل صورت گرفت و انتقادهای زیادی دربارهٔ محدودیت‌های این مدل مطرح شد که به توسعهٔ مدل یاد شده توسط فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و ارائهٔ مدل پنج عاملی انجامید.

هدف از این پژوهش مقایسهٔ عملکرد مدل پنج عاملی فاما و فرنچ و زیرشاخه‌های شش‌گانهٔ آن با استفاده از آزمون GRS[2] است. نتایج این پژوهش سرمایه‌گذاران را در راستای اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری و تشکیل پرتفوی بهینه یاری می‌کند و به تخصیص کارای منابع مالی منجر می‌شود. ساختار مقاله بدین شرح است؛ در بخش دوم پیشینهٔ پژوهش بررسی شده است. بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش اختصاص دارد. در بخش چهارم یافته‌های پژوهش بیان می‌شود و در بخش پایانی نیز به نتیجه‌گیری و پیشنهادها پرداخته خواهد شد.

---

1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)
2. Gibbons, Ross and Shanken

پیشینهٔ پژوهش

به‌منظور ارزیابی ریسک و بازده پرتفوی، مدل‌های مختلفی ارائه شده است که یکی از مهم‌ترین آنها مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) است. مدل CAPM تقریباً به‌طور همزمان توسط شارپ (۱۹۶۴-۱۹۶۳) و ترینر (۱۹۶۱) مطرح شد؛ سپس توسط موسین (۱۹۶۶) و لینتنر (۱۹۶۹-۱۹۶۵) و بلک (۱۹۷۲) بسط پیدا کرد (کاپلند، ۲۰۰۵). در این مدل بازده مورد انتظار یک دارایی، تابعی خطی و مثبت از شاخص ریسک سیستماتیک آن دارایی (بتا) است.

فاما و فرنچ با توجه به یافته‌های خود در سال ۱۹۹۳ و با استفاده از مدل CAPM که با چالش‌های زیادی مواجه شده بود، معادلهٔ رگرسیون چند متغیره‌ای را برای بررسی عوامل مؤثر بر بازده پرتفوی طراحی کردند و به مدل CAPM علاوه بر ریسک بازار، دو عامل دیگر یعنی اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام را اضافه کردند. در واقع فاما و فرنچ (۱۹۹۳) اظهار داشتند که از میان تمام ریسک‌هایی که سرمایه‌گذاران با آنها مواجه‌اند، سه عامل ریسک بازار، ریسک اندازهٔ شرکت و ریسک ارزش دفتری به ارزش بازار، اهمیت بیشتری دارند. مطالعات صورت گرفته در بورس‌های توسعه‌یافته بیانگر آن است که میزان بهره‌وری سرمایه در شرکت‌ها بر بازده آتی آنها تأثیرگذار بوده و استراتژی انتخاب شرکت‌های بهره‌ور، به کسب بازده واقعی بیشتر از بازده مورد انتظار مدل سه عاملی فاما و فرنچ منجر شده است. فاما و فرنچ (۲۰۱۵) با افزودن دو متغیر جدید سودآوری و سرمایه‌گذاری به مدل سه عاملی، به بررسی قدرت تبیین مدل پنج عاملی در بورس سهام نیویورک پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد قدرت تبیین مدل پنج عاملی بهتر از مدل سه عاملی است. همچنین بر اساس نتایج آنان، عامل ارزش (HML) معنادار نبوده و به‌عنوان عامل زائد شناخته شد.

راسیکوت و تئوریت (۲۰۱۵) در آزمون مدل پنج عاملی در خصوص صندوق‌های پوششی بدین نتیجه رسیدند که این مدل عملکرد بهتری نسبت به مدل سه عاملی دارد، اما برخلاف یافته‌های فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، عامل ارزش در خیلی از استراتژی‌های صندوق‌های پوششی معنادار است. چای، دنیل و ژانگ (۲۰۱۵) با بررسی مدل پنج عاملی در بازار سهام استرالیا بدین نتیجه رسیدند که مدل پنج عاملی نسبت به مدل سه عاملی قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری دارد. همچنین با وجود عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری، عامل ارزش همچنان معنادار است. کاکیسی (۲۰۱۵) مدل‌های سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ را در ۲۳ بازار سهام پیشرفته مورد آزمون قرار داد. یافته‌های پژوهش نشان‌دهندهٔ شواهد قوی در بازارهای آمریکای شمالی، اروپا و جهان (مشابه با نتایج بازار سهام آمریکا) است. اما تأثیر عامل‌های سودآوری و سرمایه‌گذاری در پرتفوی‌های ژاپن و آسیا ـ اقیانوسیه بسیار ضعیف بوده است. با افزودن دو عامل سودآوری و

سرمایه‌گذاری، عامل ارزش در بازار آمریکای شمالی، اروپا و جهان همانند یافته‌های فاما و فرنچ (۲۰۱۵) معنادار نبوده است.

در پژوهش‌های داخلی نیز کیمیاگری، اسلامی‌بیدگلی و اسکندری (۱۳۸۶) توانایی مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ در تبیین بازدهی سهام را با مدل CAPM مقایسه کردند. نتایج آنان نشان داد تغییرات بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران به‌وسیلهٔ مدل سه عاملی در حد قابل قبولی تبیین می‌شود. صادقی شریف و اکبرالسادات (۱۳۹۰) در پژوهش خود بدین نتیجه رسیدند که بازدهی بلندمدت پرتفوی متشکل از عرضه‌های اولیهٔ سهام که به روش میانگین وزنی محاسبه شده است، نسبت به عملکرد بازار بهتر است. نتایج پژوهش عباسی و غزلجه (۱۳۹۱) نیز بیان‌کنندهٔ آن است که عوامل بتا، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، بر بازده سبد سهام تأثیر معناداری دارد.

بابالویان و مظفری (۱۳۹۵) به مقایسهٔ قدرت پیش‌بینی مدل‌های پنج عاملی فاما و فرنچ با مدل‌های چهار عاملی کارهارت و q عاملی HXZ در تبیین بازده سهام پرداختند. نتایج آنها نشان داد با توجه به اینکه ضریب تعیین تعدیل شدهٔ مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در مقایسه با مدل‌های دیگر بالاتر است، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ نسبت به دو مدل دیگر، قدرت پیش‌بینی بیشتری برای تبیین بازده سهام دارد. برخلاف یافته‌های فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، در پژوهش آنها عامل ارزش (HML) معنادار بود و عامل زائد شناخته نشد. حزبی و صالحی (۱۳۹۵) قدرت توضیح‌دهندگی مدل چهار عاملی کارهارت و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ را در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام مقایسه کردند. یافته‌های پژوهش آنها نشان داد با توجه به اینکه ضریب تعیین مدل پنج عاملی فاما و فرنچ از مدل چهار عاملی کارهارت و مدل سه عاملی فاما و فرنچ بیشتر است، مدل پنج عاملی قدرت توضیح‌دهندگی بیشتری در تبیین بازده سهام دارد.

روش‌شناسی پژوهش

مدل مفهومی

تحقیقات زیادی نشان می‌دهد میانگین بازده سهام با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) ارتباط دارد. همچنین شواهدی وجود دارد که نشان می‌دهد سودآوری و سرمایه‌گذاری می‌تواند قدرت توضیح میانگین بازده سهام که به‌وسیلهٔ B/M ایجاد می‌شود را افزایش دهند. مدل تنزیل سود تقسیمی می‌تواند دلیل منطقی ارتباط این متغیرها با میانگین بازده سهام را توضیح دهد. این مدل گویای آن است که ارزش بازار یک سهم برابر است با ارزش فعلی سودهای مورد انتظار هر سهم در طی دوره (رابطهٔ ۱).

$$m_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} E(d_{t+\tau}) / (1+r)^{\tau}$$ رابطهٔ ۱)

که در این رابطه، m_t قیمت سهم در زمان t، $E(d_{t+\tau})$ سود تقسیمی مورد انتظار در دورهٔ $t+\tau$ و r میانگین تقریبی بازده بلندمدت سهام یا به‌طور دقیق‌تر نرخ بازده داخلی سودهای تقسیمی مورد انتظار است. با توجه به رابطهٔ ۱، در صورتی که در زمان t، سهام دو شرکت سود تقسیمی مورد انتظار یکسان، اما قیمت‌های متفاوت داشته باشند، سهمی که قیمت کمتری دارد بازده مورد انتظار بیشتری خواهد داشت. اگر قیمت‌گذاری منطقی باشد، سود آتی سهامی که قیمت کمتری دارد با ریسک بیشتری همراه خواهد بود. پیش‌بینی حاصل از رابطهٔ ۱ در اینجا و در قسمت بعد بر قیمت تمرکز دارد و قیمت‌گذاری چه منطقی باشد و چه نباشد، پیش‌بینی‌ها یکسان خواهد بود.

با کمی تغییر در رابطهٔ ۱ می‌توان روابط بین بازده مورد انتظار با سودآوری مورد انتظار، سرمایه‌گذاری مورد انتظار و B/M را نیز به‌دست آورد. میلر و مودیلیانی (۱۹۶۱) نشان دادند ارزش کل بازار از مجموع ارزش سهام شرکت در زمان t به‌دست می‌آید:

$$m_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E(Y_{t+\tau} - dB_{t+\tau})}{(1+r)^{\tau}}$$ رابطهٔ ۲)

که در این رابطه، $Y_{t+\tau}$ مجموع سود صاحبان سهام برای دوره $t+\tau$ و $dB_{t+\tau} = B_{t+\tau} - B_{t+\tau-1}$ تغییر در ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است. با تقسیم طرفین رابطهٔ ۲ بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در زمان t داریم:

$$\frac{m_t}{B_t} = \frac{\sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E(Y_{t+\tau} - dB_{t+\tau})}{(1+r)^{\tau}}}{B_t}$$ رابطهٔ ۳)

این رابطه دربردارندهٔ سه نکتهٔ مهم دربارهٔ بازده مورد انتظار سهام است؛ اولاً، در صورت ثابت بودن تمام موارد در رابطهٔ فوق به جزء ارزش فعلی سهام (M_t) و بازده مورد انتظار (r)، مقدار کمتر M_t یا مقدار بیشتر نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B_t/M_t)، به معنای بازده مورد انتظار بالاتر است. ثانیاً، در صورت ثابت بودن تمام موارد در رابطهٔ فوق به جزء سود مورد انتظار آتی و بازده مورد انتظار، سود مورد انتظار بیشتر به معنای بازده مورد انتظار بیشتر است. ثالثاً، در صورت ثابت بودن B_t، M_t و سودهای مورد انتظار، رشد مورد انتظار بیشتر در ارزش دفتری (سرمایه‌گذاری)، به معنای بازده مورد انتظار کمتر است.

مواردی که در رابطهٔ ۳ مطرح شد، به شناسایی معیارهای تجربی برای سودهای آتی مورد انتظار و سرمایه‌گذاری‌های مورد انتظار منجر شد. در پژوهشی که نوی و مارکس (۲۰۱۲) انجام دادند، شاخصی را برای سودآوری مورد انتظار ارائه کردند که با میانگین بازده رابطهٔ قوی دارد. از طرفی آهارونی، گروندی و زنگ (۲۰۱۳)، یک رابطهٔ ضعیف‌تر اما قابل اطمینان از لحاظ آماری بین سرمایه‌گذاری و میانگین بازده شناسایی کردند (همچنین در این خصوص می‌توان به پژوهش‌های فرفیلد، ویسنانت و یوهن، ۲۰۰۳ و تیتمن، وی و زی، ۲۰۰۴، اشاره کرد).

مدل بررسی شده در پژوهش

با توجه به نتایج پژوهش‌های نوی و مارکس (۲۰۱۲)، آهارونی و همکارانش (۲۰۱۳) و سایر پژوهش‌های اخیر و همچنین شواهد موجود در رابطهٔ ۳، فاما و فرنچ دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری را به عوامل بازار، اندازه و B/M به مدل سه عاملی افزودند و مدل پنج عاملی را ارائه کردند که در این پژوهش به بررسی آن پرداخته شده است:

$$R_{it} - R_{Ft} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMV_t + c_i CMA_t + e_{it}$$ رابطهٔ ۴)

$(R_{Mt} - R_{Ft})$: عامل بازار است و از تفاوت بازده بازار و نرخ بازده بدون ریسک به‌دست می‌آید.

SMB_t: عامل اندازه است که از تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک و پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ محاسبه می‌شود.

HML_t: عامل ارزش دفتری به ارزش بازار است و از تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین به‌دست می‌آید.

RMW_t: عامل سودآوری است و از تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های با سودآوری بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با سودآوری پایین محاسبه می‌شود.

CMA_t: عامل سرمایه‌گذاری است و عبارت است از تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های با سرمایه‌گذاری پایین (محافظه‌کار) و سهام شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بالا (جسور).

b_i، s_i، h_i، r_i و c_i به ترتیب ضرایب مربوط به عوامل بازار، اندازه، ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری و سرمایه‌گذاری پرتفوی i و e_{it} بازده خاص دارایی پرتفوی i با میانگین صفر است. اگر توضیحات مربوط به عوامل موجود در این رابطه، کل تنوع بازده مورد انتظار را دربرگیرد، a_i برای همهٔ اوراق بهادار پرتفوی i برابر با صفر است. به بیانی می‌توان گفت، چهار

متغیر توضیحی اضافه شده به مدل CAPM، به ایجاد صرف ریسکی منجر می‌شود که توسط عامل بازار در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای قابل توضیح نیست.

داده‌های مورد استفاده

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل قیمت سهام کلیهٔ شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران همراه با داده‌های صورت‌های مالی این شرکت‌ها، نرخ سود سپرده یک‌ساله به‌عنوان نرخ بازده بدون ریسک و شاخص کل بورس به‌عنوان معیاری برای محاسبهٔ بازده بازار است. توجه به نکات زیر در رابطه با داده‌های مورد استفاده در این پژوهش حائز اهمیت است:

۱. بازهٔ زمانی محاسبهٔ عوامل مربوط به بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۸۱ تا انتهای آذرماه ۱۳۹۴ است. یعنی با توجه به صورت‌های مالی شرکت‌ها در سال ۸۰، رتبه‌بندی‌ها برای سال ۸۱ انجام شده است.

۲. قیمت سهم شرکت‌های مختلف به‌صورت تعدیل شده با توجه به افزایش سرمایه و سود نقدی، از نرم‌افزار TseClient و اطلاعات مربوط به ترازنامه و صورت سود و زیان شرکت‌ها از نرم‌افزار ره‌آورد نوین استخراج شده است.

هدف از این پژوهش بررسی عملکرد مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در بازار بورس اوراق بهادار تهران است. بنابراین سؤال‌های پژوهش به شرح زیر مطرح می‌شود:

- آیا مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، در تبیین بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران مؤثر است؟
- آیا عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری باعث بهبود عملکرد مدل سه عاملی فاما و فرنچ می‌شوند؟

نحوهٔ محاسبه عوامل در مدل پنج عاملی

برای محاسبهٔ عوامل فوق، ابتدا از مجموعهٔ سهام شرکت‌های بازار، آنهایی که حداقل یکی از شرایط زیر را داشته باشند، به‌طور کامل و در همهٔ سال‌ها از مجموعهٔ تحت بررسی حذف شده‌اند:

۱. شرکت‌هایی که سال مالی غیر از پایان اسفند دارند.

۲. شرکت‌هایی که موضوع فعالیت آنها مالی باشد.

برای شرکت‌های باقی‌مانده، در پایان هر سال متغیرهای لازم برای محاسبهٔ عوامل، مانند قیمت بازار سهم در پایان سال، ارزش دفتری، سود عملیاتی و میزان دارایی‌ها استخراج شده است و شرکت‌هایی که ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آنها منفی است، از مجموعهٔ در حال بررسی در آن سال حذف شده‌اند. سپس طبق روابط معرفی شده در بالا، عوامل اندازه، نسبت B/M،

سودآوری و سرمایه‌گذاری، برای هر شرکت در پایان هر سال محاسبه شده و شرکت‌ها بر اساس هر یک از عوامل مذکور در پایان سال رتبه‌بندی شده‌اند. این رتبه‌بندی ملاک دسته‌بندی بازار بر مبنای هر عامل، در سال آینده است. به بیان دیگر، ارزش دفتری شرکت‌ها در پایان سال t−۱ ملاک رتبه‌بندی آنها بر اساس اندازه در سال t است که این رتبه‌بندی با توجه به تغییرات قیمت سهام شرکت‌ها و فرایندی که در ادامه توضیح داده خواهد شد، موجب استخراج معیار اندازه (SMB) برای بازار، در ماه‌های مختلف سال t می‌شود.

قبل از پرداختن به سایر جزئیات مربوط به نحوهٔ محاسبه عوامل مدل پنج عاملی، توجه به نکات زیر ضروری است:

۱. محاسبهٔ عوامل برای بازار به‌صورت ماهانه انجام شده و سری زمانی هر یک از عوامل دارای ۱۶۵ داده محاسبه شده است.
۲. طریقهٔ محاسبهٔ بازده به‌صورت لگاریتم طبیعی قیمت (یا شاخص کل) در آخرین روز ماه تقسیم بر قیمت (یا شاخص کل) در آخرین روز معاملاتی ماه قبل است.

معیارهای به‌کار رفته در مدل به شرح زیر محاسبه شده است:

اندازه: عامل اندازه عبارت است از ارزش بازار شرکت که از حاصل ضرب قیمت بازار سهم در تعداد سهام شرکت به‌دست می‌آید.

ارزش: عامل ارزش عبارت است از لگاریتم طبیعی ارزش دفتری به ارزش بازار سهم.

سودآوری: عامل سودآوری از سود عملیاتی ($OP_{i,t}$) منهای هزینهٔ بهره ($I_{i,t}$)، تقسیم بر ارزش دفتری شرکت محاسبه می‌شود.

$$Profitability_{i,t} = \frac{OP_{i,t} - I_{i,t}}{BV_{i,t}}$$ رابطهٔ ۵)

سرمایه‌گذاری: برای محاسبهٔ عامل سرمایه‌گذاری برای ابتدای فروردین هر سال از داده‌های ترازنامهٔ شرکت در سال قبل و در ۲ سال قبل استفاده شده است. بدین صورت که جمع دارایی‌ها در سال t−۱ منهای جمع دارایی‌ها در سال t−۲ تقسیم بر جمع دارایی‌ها در سال t−۲ (یا به بیان دیگر رشد دارایی‌ها در دورهٔ منتهی به ۲۹ اسفند سال t−۱) به‌عنوان معیار سرمایه‌گذاری در نظر گرفته شده است.

$$Investment_{i,t} = \frac{Total\ Assets_{i,t-1} - Total\ Assets_{i,t-2}}{Total\ Assets_{i,t-2}}$$ رابطهٔ ۶)

تعریف عوامل به کار رفته در مدل

به‌منظور بررسی عوامل مدل، سه دسته از تعاریف معرفی شده‌اند. این عوامل و نحوهٔ محاسبهٔ آنها در جدول ۱ آمده است. دستهٔ اول از تعاریف، مانند مدل سه عاملی است و در آن عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری، به شیوهٔ عامل ارزش (ارزش دفتری به بازار حقوق صاحبان سهام) در مدل سه عاملی تعریف شده‌اند. عوامل اندازه و ارزش، شرکت‌ها را از نظر اندازه به دو بخش و از نظر ارزش به سه بخش دسته‌بندی می‌کنند. حد تفکیک اندازه، میانهٔ آن و حدود تفکیک عوامل دیگر صدک‌های ۳۰ و ۷۰ است. با این نقاط تفکیک ۶ = ۲ × ۳ سبد به‌دست می‌آید که عامل اندازه با توجه به B/M برابر میانگین سه سبد کوچک منهای میانگین سه سبد بزرگ خواهد بود. عامل ارزش (HML) برابر با میانگین دو سبد با ارزش زیاد منهای میانگین دو سبد با ارزش کم خواهد بود. عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری نیز به همین صورت تعریف شده‌اند و در نهایت برای به‌دست آوردن عامل اندازه، میانگین عوامل اندازه از نظر ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری محاسبه می‌شود. دستهٔ دوم از تعریف عوامل برای بررسی حساسیت مدل به سه قسمتی بودن تفکیک شرکت‌ها در محاسبهٔ عوامل ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری تعریف شده است و در آن برای هر چهار عامل حد تفکیک میانه است، به همین دلیل این دسته را، دستهٔ ۲×۲ می‌نامیم.

در دستهٔ اول و دوم، تعاریف عوامل ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری، مستقل از یکدیگر نیست، یعنی به‌طور مثال، عامل HML، ترکیبی از آثار نسبت B/M، سودآوری و سرمایه‌گذاری است. برای بهتر جدا کردن آثار عوامل مختلف، دستهٔ سوم از تعاریف مطرح می‌شود که در آن بازار به ۱۶ سبد دسته‌بندی شده و در هر سبد، هر یک از چهار عامل کنترل شده‌اند. این ۱۶ سبد نتیجهٔ تقسیم بازار از نظر هر عامل، به دو قسمت است و به همین دلیل این دسته را دستهٔ ۲×۲×۲×۲ می‌نامیم.

نقطهٔ تفکیک، میانهٔ هر عامل برای شرکت‌های مورد بررسی است. عامل اندازه (SMB) برابر است با میانگین پرتفوی شرکت‌های کوچک (هشت پرتفوی) منهای میانگین پرتفوی‌های با شرکت‌های بزرگ. تعریف یادشده برای سه عامل دیگر نیز به همین ترتیب تعمیم می‌یابد. در تعاریف دستهٔ سوم، در عامل SMB، ارزش زیاد یا کم، سودآوری قوی و ضعیف و سرمایه‌گذاری محافظه‌کارانه و جسورانه، به‌طور یکسان وزن‌دهی می‌شوند. به همین دلیل گفته می‌شود که در عامل اندازه در تعاریف دستهٔ سوم، عوامل ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری کنترل شده‌اند. این حقیقت را می‌توان دربارهٔ عوامل HML، RMW و CMA نیز به همین صورت بیان کرد. البته در ادامه خواهیم دید که کنترل سایر عوامل در تعریف یک عامل خاص، به معنای نبود همبستگی بین آنها نخواهد بود.

جدول ۱. ساختار عوامل اندازه، B/M، سودآوری، سرمایه‌گذاری

سناریو:	**نقطهٔ انفصال:**
پرتفوی ۳ × ۲	اندازه: میانه
اندازه و B/M،	B/M: ۷۰٪ و ۳۰٪
یا اندازه و سودآوری،	سودآوری: ۷۰٪ و ۳۰٪
یا اندازه و سرمایه‌گذاری	سرمایه‌گذاری: ۷۰٪ و ۳۰٪

عوامل و روابط:

$$SMB_{B/M} = (SH + SN + SL)/۳ - (BH + BN + BL)/۳$$
$$SMB_{OP} = (SR + SN + SW)/۳ - (BR + BN + BW)/۳$$
$$SMB_{Inv} = (SC + SN + SA)/۳ - (BC + BN + BA)/۳$$
$$SMB = (SMB_{B/M} + SMB_{OP} + SMB_{Inv})/۳$$
$$HML = (SH + BH)/۲ - (SL + BL)/۲ = [(SH - SL) + (BH - BL)]/۲$$
$$RMW = (SR + BR)/۲ - (SW + BW)/۲ = [(SR - SW) + (BR - BW)]/۲$$
$$CMA = (SC + BC)/۲ - (SA + BA)/۲ = [(SC - SA) + (BC - BA)]/۲$$

سناریو:	**نقطهٔ انفصال:**
پرتفوی ۲ × ۲	اندازه: میانه
اندازه و B/M، یا	B/M: میانه
اندازه و سودآوری، یا	سودآوری: میانه
اندازه و سرمایه‌گذاری	سرمایه‌گذاری: میانه

عوامل و روابط:

$$SMB = (SH + SL + SR + SW + SC + SA)/۶ - (BH + BL + BR + BW + BC + BA)/۶$$
$$HML = (SH + BH)/۲ - (SL + BL)/۲ = [(SH - SL) + (BH - BL)]/۲$$
$$RMW = (SR + BR)/۲ - (SW + BW)/۲ = [(SR - SW) + (BR - BW)]/۲$$
$$CMA = (SC + BC)/۲ - (SA + BA)/۲ = [(SC - SA) + (BC - BA)]/۲$$

سناریو:	**نقطهٔ انفصال:**
پرتفوی ۲ × ۲ × ۲ × ۲	اندازه: میانه
اندازه، B/M، سودآوری، و سرمایه‌گذاری	B/M: میانه
	سودآوری: میانه
	سرمایه‌گذاری: میانه

عوامل و روابط:

$$SMB = (SHRC + SHRA + SHWC + SHWA + SLRC + SLRA + SLWC + SLWA)/۸ - (BHRC + BHRA + BHWC + BHWA + BLRC + BLRA + BLWC + BLWA)/۸$$
$$HML = (SHRC + SHRA + SHWC + SHWA + BHRC + BHRA + BHWC + BHWA)/۸ - (SLRC + SLRA + SLWC + SLWA + BLRC + BLRA + BLWC + BLWA)/۸$$
$$RMW = (SHRC + SHRA + SLRC + SLRA + BHRC + BHRA + BLRC + BLRA)/۸ - (SHWC + SHWA + SLWC + SLWA + BHWC + BHWA + BLWC + BLWA)/۸$$

معیارهای سنجش

برای مقایسهٔ عملکرد مدل پنج عاملی فاما و فرنچ و زیرشاخه‌های آن، از آزمون GRS استفاده شده است. در مدل‌های عاملی خطی که بازار را به چند سبد تقسیم می‌کنند (مانند مدل پنج عاملی و زیرشاخه‌های آن)، مقدار عرض از مبدأ رگرسیون هر سبد، نقش مهمی در تعیین عملکرد مدل در توضیح بازده آن سبد دارد. در این‌گونه مدل‌ها، حالت ایده‌آل این است که عرض از مبدأ رگرسیون برای تمام سبدها از نظر آماری صفر باشد. آزمون GRS که توسط گیبونس، راس و شانکن (۱۹۸۹) ارائه شده است، آزمونی بر پایهٔ رگرسیون برای آزمایش عملکرد مدل‌های عاملی خطی است. این آزمون صفر بودن تمام عرض از مبدأها را بررسی می‌کند؛ به بیان دیگر، اگر مدل بازار را به N سبد تقسیم کند، فرض صفر آزمون GRS به‌صورت زیر است:

$$H_0 : \alpha_i = 0, \qquad \forall i = 1, \cdots, N$$

آمارهٔ GRS از رابطهٔ زیر به‌دست می‌آید.

$$GRS = \left(\frac{T}{N}\right)\left(\frac{T-N-L}{T-L-1}\right)\left[\frac{\hat{\alpha}'\hat{\Sigma}^{-1}\hat{\alpha}}{1+\bar{\mu}'\hat{\Omega}^{-1}\bar{\mu}}\right] \sim F(N, T-N-L) \qquad \text{(رابطهٔ ۷)}$$

که در آن T تعداد مشاهدات، N تعداد سبدها، L تعداد عامل‌ها، α ماتریس عرض از مبدأها، Σ ماتریس واریانس ـ کوواریانس پسماندها، Ω ماتریس واریانس ـ کوواریانس عوامل و μ ماتریس میانگین عوامل است. هر چه مقدار این آماره بزرگ‌تر باشد، به‌منزلهٔ قدرت توضیح‌دهندگی کمتر مدل است.

علاوه بر آزمون GRS برای مقایسهٔ عملکرد مدل‌ها، از نسبت‌های $A|a_i|/A|\bar{r}_i|$ و $A(\alpha_i^2)/A(\mu_i^2)$ و همچنین مقدار $A|a_i|$ استفاده شده است. در این نسبت‌ها a_i عرض از مبدأ رگرسیون سبدها و $\bar{r}_i$ تفاوت میانگین صرف ریسک سری زمانی سبدها و بازده مقطعی آنها است. همچنین α_i مقدار حقیقی a_i (بدون خطای تخمین) و μ_i مقدار حقیقی $\bar{r}_i$ است. عبارت $A|\ |$ گویای میانگین قدرمطلق است. بیشتر بودن $A|a_i|$ نشان‌دهندهٔ فاصلهٔ بیشتر عرض از مبدأها از صفر است که توضیح‌دهندگی کمتر مدل را می‌رساند. $A|a_i|/A|\bar{r}_i|$ معیاری برای مقایسهٔ میزان پراکندگی عرض از مبدأها و میانگین بازده است. بیشتر بودن این نسبت نیز به‌منزلهٔ عملکرد ضعیف‌تر مدل است. $A(\alpha_i^2)/A(\mu_i^2)$ برابر نسبتی از مقدار حقیقی بازده است که توسط رگرسیون بدون توضیح مانده است.

یافته‌های پژوهش

بررسی تجربی عوامل مدل پنج عاملی در بازار بورس اوراق بهادار تهران

قدم ابتدایی برای بررسی توضیح‌دهندگی مدل پنج عاملی، مشاهدهٔ الگوهای مربوط به اندازه، B/M، سودآوری و سرمایه‌گذاری در میانگین بازده شرکت‌های موجود در بازار است. هدف از این بررسی تجربی، یافتن این‌گونه الگوهاست.

رابطهٔ ۳ پیش‌بینی می‌کند که با ثابت نگه‌داشتن سودآوری و سرمایه‌گذاری، عامل ارزش همبستگی مثبتی با میانگین بازده خواهد داشت، اما علی‌رغم نمایان بودن اثر عوامل ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری، تأثیر آنها را در مدل قیمت‌گذاری نمی‌توان بدون کنترل مناسب سایر عوامل، پیش‌بینی کرد. فاما و فرنچ در سال ۱۹۹۳ نشان دادند که سه عامل صرف ریسک بازار، اندازه و ارزش با هم همبستگی دارند.

جدول ۲. میانگین موزون (با ارزش بازار) بازده ماهانه برای هشت سبد اندازه ـ ارزش ـ سودآوری، هشت سبد اندازه ـ ارزش ـ سرمایه‌گذاری و هشت سبد اندازه ـ سودآوری ـ سرمایه‌گذاری

		کوچک		بزرگ	
		قسمت الف			
	B/M	کم	زیاد	کم	زیاد
سودآوری:					
ضعیف		۰/۰۱	۰/۷۴	−۰/۹۷	۰/۵۵
قوی		۰/۲۸	۰/۹۷	−۱/۶۲	۰/۳۹
		قسمت ب			
	B/M	کم	زیاد	کم	زیاد
سرمایه‌گذاری:					
محافظه‌کارانه		۰/۱۸	۱/۰۰	−۱/۴۸	۰/۴۷
جسورانه		−۰/۰۷	۰/۶۸	−۱/۳۹	۰/۴۲
		قسمت پ			
	سودآوری	کم	زیاد	کم	زیاد
سرمایه‌گذاری:					
محافظه‌کارانه		۰/۷۰	۰/۹۳	−۰/۶۵	−۰/۹۱
جسورانه		−۰/۰۶	۰/۶۹	−۰/۴۵	−۱/۰۰

جدول ۲، هشت سبد اندازه ـ ارزش ـ سودآوری، هشت سبد اندازه ـ ارزش ـ سرمایه‌گذاری و هشت سبد اندازه ـ سودآوری ـ سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. حد تفکیک برای هر عامل، میانهٔ آن عامل بین شرکت‌های مورد بررسی است. برای سبدهای با سهام کوچک، اثر عوامل ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری به وضوح دیده می‌شود. در دسته‌هایی با سودآوری یا سرمایه‌گذاری ثابت، بازده با افزایش نسبت B/M افزایش می‌یابد و با ثابت نگه داشتن B/M یا سرمایه‌گذاری، بازده با افزایش سودآوری، افزایش را نشان می‌دهد. اما در سبدهای با سهام بزرگ، اثر سودآوری و سرمایه‌گذاری واضح نیست و تنها اثر ارزش مشاهده می‌شود.

اطلاعات مندرج در جدول ۲، چگونگی اثرهای اندازه، ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری را به‌صورت قطعی نمایش نمی‌دهند، اما شواهد کافی برای هدایت ما به آزمون مدل پنج عاملی با معیارهای خاص مدل‌های قیمت‌گذاری را در اختیار می‌گذارند.

توصیف آماره‌ای از عوامل به‌دست آمده

جدول ۳، آماره‌های عوامل به‌دست آمده را نشان می‌دهد. عامل SMB، در دسته‌های مختلف تعاریف میانگین بین ۰/۹ تا ۱/۳ دارد و انحراف معیار این سه دسته اعداد نزدیک هستند، همچنین همبستگی بین SMB در تعاریف مختلف قسمت (ب)، بالاست. همان‌طور که در جدول ۳ قسمت الف مشاهده می‌شود، مشخصات آماری عوامل HML، RMW و CMA، بیشتر از SMB به چگونگی تعریف وابسته‌اند. انحراف معیار این سه عامل در دستهٔ تعریف ۲ × ۲ کمتر از دستهٔ ۳ × ۲ است؛ زیرا در دستهٔ ۲ × ۲ هر یک از سه عامل توسط میانه، به دو قسمت تقسیم می‌شوند و در هر قسمت متنوع‌سازی بهتر انجام می‌گیرد. در تعریف ۲ × ۲ این عوامل تمام سهم‌ها در نظر گرفته می‌شود، اما در تعریف ۳ × ۲، سهم ۴۰ درصد میانی در نظر گرفته نمی‌شوند. همان‌طور که مشاهده می‌شود در بین پنج عامل که برای مدل در نظر گرفته شده است، تمام عوامل به‌صورت معناداری دارای میانگین غیرصفر هستند و همبستگی همهٔ عوامل در تعاریف مختلف، مقادیر بالایی را نشان می‌دهد.

قسمت ب از جدول ۳، ماتریس همبستگی بین هر پنج عامل در هر یک از دسته‌های تعریف را نشان می‌دهد. نکتهٔ جالب توجه در این قسمت همبستگی منفی بین عامل اندازه (SMB) و صرف ریسک بازار است. این امر مطابق با انتظارات به‌دست آمده از نتایج تحقیقات پیشین است. در هر سه دسته از تعاریف، بین SMB و $R_m - R_p$، CMA و $R_m - R_p$ و در نهایت بین HML و RMW، همبستگی منفی وجود دارد. همان‌طور که پیش‌بینی می‌شود رفتار همبستگی‌ها بین دو دستهٔ ۲ × ۲ و ۳ × ۲ هم شبیه‌تر است تا دستهٔ ۲ × ۲ × ۲ × ۲.

جدول ۳. آماره‌های عوامل مدل پنج عاملی

قسمت الف

	دسته ۳×۲					دسته ۲×۲					دسته ۲×۲×۲×۲				
	R_M-R_F	SMB	HML	RMW	CMA	R_M-R_F	SMB	HML	RMW	CMA	R_M-R_F	SMB	HML	RMW	CMA
میانگین	۰/۴۱	۱/۳۷	۱/۷۳	-۰/۱۵	۰/۰۲	۰/۴۱	۱/۲۶	۱/۴۱	-۰/۱۸	۰/۱۸	۰/۴۱	۰/۹۱	۱/۰۸	۰/۱۵	۰/۲۰
انحراف معیار	۵/۷۱	۴/۶۹	۵/۱۶	۴/۹۷	۴/۸۵	۵/۷۱	۴/۴۳	۳/۹۰	۴/۰۱	۳/۶۳	۵/۷۱	۴/۱۷	۳/۵۰	۳/۴۸	۳/۶۷
t استیودنت	۹۲/۳۶	۳۷۵/۳۳	۴۳۰/۵۸	-۳۸/۴۵	۵/۶۴	۹۲/۳۶	۳۶۵/۳۹	۴۶۳/۵۳	-۵۸/۳۹	۶۲/۰۷	۹۲/۳۶	۲۷۹/۰۵	۳۹۷/۴۶	۵۵/۸۸	۶۹/۸۵

قسمت ب

	SMB			HML			RMW			CMA		
	۲×۳	۲×۲	۲×۲×۲×۲	۲×۳	۲×۲	۲×۲×۲×۲	۲×۳	۲×۲	۲×۲×۲×۲	۲×۳	۲×۲	۲×۲×۲×۲
۲×۳	۱۰۰/۰۰	۸۲/۲۰	۸۲/۲۰	۱۰۰/۰۰	۸۹/۴۷	۷۷/۷۲	۱۰۰/۰۰	۸۳/۸۳	۷۳/۹۸	۱۰۰/۰۰	۸۶/۱۵	۶۸/۲۸
۲×۲	۹۷/۴۷	۱۰۰/۰۰	۸۸/۷۵	۸۹/۴۷	۱۰۰/۰۰	۸۴/۸۷	۸۳/۸۳	۱۰۰/۰۰	۸۶/۸۵	۸۶/۱۵	۱۰۰/۰۰	۷۹/۲۱
۲×۲×۲×۲	۸۲/۲۰	۸۸/۷۵	۱۰۰/۰۰	۷۷/۷۲	۸۴/۸۷	۱۰۰/۰۰	۷۳/۹۸	۸۶/۸۵	۱۰۰/۰۰	۶۸/۲۸	۷۹/۲۱	۱۰۰/۰۰

قسمت پ

	R_M-R_F	SMB	HML	RMW	CMA	R_M-R_F	SMB	HML	RMW	CMA	R_M-R_F	SMB	HML	RMW	CMA
R_M-R_F	۱۰۰/۰۰	-۵۰/۴۳	۲۴/۷۵	۰/۰۷	-۸/۸۸	۱۰۰/۰۰	-۵۲/۳۸	۲۵/۱۰	۱/۲۹	-۱۱/۴۸	۱۰۰/۰۰	-۵۶/۵۴	۲۸/۵۳	۹/۵۱	-۱۶/۹۶
SMB	-۵۰/۴۳	۱۰۰/۰۰	۵/۱۳	-۲۹/۶۶	۱۸/۵۰	-۵۲/۳۸	۱۰۰/۰۰	۵/۷۸	-۱۵/۶۶	۲۷/۸۱	-۵۶/۵۴	۱۰۰/۰۰	-۱۹/۸۷	۵/۹۱	۱۲/۶۴
HML	۲۴/۷۵	۵/۱۳	۱۰۰/۰۰	-۲۱/۱۲	۷/۳۷	۲۵/۱۰	۵/۷۸	۱۰۰/۰۰	-۳۵/۸۸	۵/۹۲	۲۸/۵۳	-۱۹/۸۷	۱۰۰/۰۰	-۱۵/۸۶	-۲/۸۴
RMW	۰/۰۷	-۲۹/۶۶	-۲۱/۱۲	۱۰۰/۰۰	-۲۵/۶۷	۱/۲۹	-۱۵/۶۶	-۳۵/۸۸	۱۰۰/۰۰	-۳۱/۷۹	۹/۵۱	۵/۹۱	-۱۵/۸۶	۱۰۰/۰۰	۷/۰۶
CMA	-۸/۸۸	۱۸/۵۰	۷/۳۷	-۲۵/۶۷	۱۰۰/۰۰	-۱۱/۴۸	۲۷/۸۱	۵/۹۲	-۳۱/۷۹	۱۰۰/۰۰	-۱۶/۹۶	۱۲/۶۴	-۲/۸۴	۷/۰۶	۱۰۰/۰۰

بررسی عملکرد مدل

در این بخش، هدف آزمون سه دسته از عوامل برای توضیح سبدهای مختلفی است که در جدول ۳ آورده شده است. برای این کار، هفت مدل قیمت‌گذاری را در نظر می‌گیریم: سه مدل سه عاملی که هر یک، عامل صرف ریسک بازار و عامل SMB را با یکی از عوامل HML، RMW و CMA ترکیب می‌کند؛ سه مدل چهار عاملی که هر یک عامل صرف ریسک بازار و عوامل SMB را با یک جفت از عوامل HML، RMW و CMA ترکیب می‌کند و یک مدل پنج عاملی که ترکیبی از همه عوامل است. اگر یک مدل قیمت‌گذاری، بازده مورد انتظار را به‌صورت کامل توضیح دهد، اختلاف عرض از مبدأ رگرسیون این مدل با صفر از نظر آماری معنادار نخواهد بود. جدول ۴ آمارهٔ GRS که فرض صفر بودن عرض از مبدأ رگرسیون برای چند سبد را آزمون می‌کند، نشان می‌دهد. مقدار بحرانی این آزمون برای دسته‌های چهارسبدی تقریباً ۲/۴ و برای دسته‌های هشت‌سبدی ۲ است و همان‌طور که مشاهده می‌شود، آزمون GRS به راحتی تمام مدل‌های در نظر گرفته شده را رد می‌کند. از نظر آزمون GRS، تمام مدل‌های در نظر گرفته شده برای توصیف کامل صرف بازده سبدها، ناقص هستند. البته از آنجا که مدل‌های قیمت‌گذاری باید ساده‌سازی شوند، انتظار نمی‌رود که یک مدل قیمت‌گذاری تمام بازده مورد انتظار پرتفوی مدنظر را توضیح دهد و میزان درست‌نمایی یک مدل از رد شدن آن توسط آمارهٔ GRS یا هر آمارهٔ دیگری متفاوت است. به همین دلیل هدف یافتن بهترین مدل در بین مدل‌هایی است که به‌صورت‌های مختلف شکل گرفته‌اند. همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، تقریباً در تمام دسته‌بندی‌های مختلف، میزان آمارهٔ GRS برای مدل سه عاملی از پنج عاملی کوچک‌تر است. اما تفاوت خاصی بین متوسط قدر مطلق مقادیر ثابت رگرسیون $|a_i|A$ در دو مدل مشاهده نمی‌شود. با نگاهی به آماره‌های GRS درمی‌یابیم که میزان این آماره‌ها در سه دسته‌بندی پایین جدول (دسته‌های هشت سبدی) به مراتب کمتر از دسته‌های چهار سبدی است و نشان می‌دهد در بازار بورس اوراق بهادار تهران، توضیح‌دهندگی این مدل‌های قیمت‌گذاری به تفکیک بیشتر سبدها، وابستگی بالایی دارد. از بین دسته‌های هشت‌سبدی، دستهٔ آخر یعنی دسته‌بندی بر اساس اندازه ـ سودآوری و سرمایه‌گذاری، آمارهٔ GRS به مراتب بزرگ‌تری نسبت به دو دستهٔ قبلی دارد. این مسئله نشان‌دهندهٔ ناتوانی دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری در توضیح دادن بازده مورد انتظار است؛ زیرا این دسته شامل سبدهایی است که با سودآوری و سرمایه‌گذاری دسته‌بندی شده‌اند و اگر مدل پنج عاملی توانایی لازم در توضیح دادن نقش این دو عامل در بازده را داشته باشد، آماره‌های GRS باید لااقل مانند سایر دسته سبدها باشند و نکتهٔ جالب توجه این است که در این دسته هشت سبد آخر است که آمارهٔ GRS مدل پنج عاملی به مقدار بسیار اندکی از مدل سه عاملی کوچک‌تر است.

جدول ٤. خلاصهٔ نتایج آماری برای آزمون مدل‌های سه عاملی، چهار عاملی و پنج عاملی

	پرتفوی‌های ۳×۲				پرتفوی‌های ۲×۲				پرتفوی‌های ۲×۲×۲×۲			
	GRS	$\lvert a_i \rvert$	$\lvert a_i \rvert / \lvert r_i \rvert$	$A(\alpha_i^2)/A(\mu_i^2)$	GRS	$\lvert a_i \rvert$	$\lvert a_i \rvert / \lvert r_i \rvert$	$A(\alpha_i^2)/A(\mu_i^2)$	GRS	$\lvert a_i \rvert$	$\lvert a_i \rvert / \lvert r_i \rvert$	$A(\alpha_i^2)/A(\mu_i^2)$
قسمت الف: پرتفوی‌های ۲×۲ اندازه ـ B/M												
HML	۱۶/۰۵	۰/۰۱۸۷	۲/۵۲	۰/۹۵	۱۵/۹۶	۰/۰۱۸۳	۲/۴۶	۰/۹۶	۱۶/۱۶	۰/۰۱۸۵	۲/۴۹	۰/۹۶
HML RMW	۱۵/۹۸	۰/۰۱۹۱	۲/۵۶	۰/۹۵	۱۵/۶۵	۰/۰۱۸۷	۲/۵۱	۰/۹۶	۱۸/۸۱	۰/۰۱۸۸	۲/۵۲	۰/۹۵
HML CMA	۱۶/۰۷	۰/۰۱۸۵	۲/۴۹	۰/۹۶	۱۷/۹۵	۰/۰۱۸۱	۲/۴۳	۰/۹۷	۱۷/۳۱	۰/۰۱۸۷	۲/۵۱	۰/۹۵
RMW CMA	۱۸/۸۲	۰/۰۱۸۷	۲/۵۲	۰/۹۴	۲۳/۲۳	۰/۰۱۸۴	۲/۴۷	۰/۹۵	۲۴/۶۱	۰/۰۱۸۰	۲/۴۲	۰/۹۴
HML RMW CMA	۱۶/۲۹	۰/۰۱۸۹	۲/۵۴	۰/۹۵	۱۷/۶۸	۰/۰۱۸۶	۲/۵۰	۰/۹۶	۱۹/۰۹	۰/۰۱۸۹	۲/۵۴	۰/۹۵
قسمت ب: پرتفوی‌های ۲×۲ اندازه ـ سوداوری												
HML	۱۸/۲۲	۰/۰۱۹۸	۲/۸۸	۰/۹۲	۱۶/۸۷	۰/۰۱۹۳	۲/۸۱	۰/۹۳	۱۷/۶۲	۰/۰۱۹۳	۲/۸۱	۰/۹۳
RMW	۱۹/۸۶	۰/۰۲۰۶	۲/۹۹	۰/۹۰	۱۹/۸۴	۰/۰۲۰۳	۲/۹۶	۰/۹۱	۲۴/۸۷	۰/۰۱۹۳	۲/۸۰	۰/۹۳
HML RMW	۱۷/۱۲	۰/۰۱۹۸	۲/۸۸	۰/۹۳	۱۶/۰۶	۰/۰۱۹۴	۲/۸۳	۰/۹۳	۱۹/۷۳	۰/۰۱۹۴	۲/۸۲	۰/۹۳
HML CMA	۱۸/۴۴	۰/۰۱۹۵	۲/۸۳	۰/۹۳	۱۸/۷۱	۰/۰۱۹۰	۲/۷۷	۰/۹۳	۱۸/۳۳	۰/۰۱۹۵	۲/۸۵	۰/۹۳
RMW CMA	۲۰/۱۲	۰/۰۲۰۴	۲/۹۷	۰/۹۱	۲۰/۵۵	۰/۰۲۰۱	۲/۹۲	۰/۹۱	۲۴/۸۸	۰/۰۱۹۵	۲/۸۴	۰/۹۲
HML RMW CMA	۱۷/۵۳	۰/۰۱۹۶	۲/۸۵	۰/۹۲	۱۷/۹۸	۰/۰۱۹۳	۲/۸۱	۰/۹۳	۲۰/۰۳	۰/۰۱۹۶	۲/۸۶	۰/۹۲
قسمت پ: پرتفوی‌های ۲×۲ اندازه ـ سرمایه‌گذاری												
HML	۱۷/۳۴	۰/۰۲۰۸	۲/۸۶	۰/۹۱	۱۶/۷۸	۰/۰۲۰۴	۲/۸۲	۰/۹۱	۱۹/۲۶	۰/۰۲۰۷	۲/۸۵	۰/۹۱
CMA	۲۰/۵۹	۰/۰۲۱۶	۲/۹۸	۰/۸۹	۱۹/۹۰	۰/۰۲۱۴	۲/۹۵	۰/۹۰	۲۳/۶۸	۰/۰۲۱۲	۲/۹۳	۰/۸۹
HML RMW	۱۸/۹۴	۰/۰۲۱۱	۲/۹۱	۰/۹۰	۲۰/۹۷	۰/۰۲۰۹	۲/۸۸	۰/۹۰	۲۴/۳۳	۰/۰۲۰۹	۲/۸۹	۰/۹۱
HML CMA	۱۷/۶۶	۰/۰۲۰۳	۲/۸۰	۰/۹۲	۱۶/۵۵	۰/۰۱۹۹	۲/۷۵	۰/۹۳	۱۹/۱۴	۰/۰۲۱۱	۲/۹۱	۰/۹۰
RMW CMA	۲۳/۱۷	۰/۰۲۳۰	۳/۰۴	۰/۸۸	۲۵/۵۸	۰/۰۲۱۵	۲/۹۶	۰/۸۹	۳۰/۰۹	۰/۰۲۱۲	۲/۹۲	۰/۹۰
HML RMW CMA	۱۹/۹۰	۰/۰۲۰۹	۲/۸۸	۰/۹۱	۲۰/۸۲	۰/۰۲۰۷	۲/۸۶	۰/۹۱	۲۴/۱۰	۰/۰۲۱۳	۲/۹۴	۰/۹۰

ادامهٔ جدول ٤

	پرتفوی‌های ۲×۳			پرتفوی‌های ۲×۲			پرتفوی‌های ۲×۲×۲×۲		
	GRS	$\lvert A\rvert\bar{\alpha}\rvert$	$\lvert A\rvert\bar{\alpha}\rvert/\lvert A\rvert\bar{r}\rvert$	GRS	$\lvert A\rvert\alpha\rvert$	$\lvert A\rvert\alpha\rvert/\lvert A\rvert\bar{r}\rvert$	GRS	$\lvert A\rvert\alpha\rvert$	$\lvert A\rvert\alpha\rvert/\lvert A\rvert\bar{r}\rvert$
قسمت ت: پرتفوی‌های ۲×۲ اندازه – B/M – سودآوری									
HML	۸/۸۹	۰/۰۱۹۵	۲/۸۷	۸/۵۰	۰/۰۱۸۹	۲/۷۹	۷/۵۴	۰/۰۱۸۵	۲/۷۲
HML RMW	۸/۳۴	۰/۰۱۹۴	۲/۸۷	۸/۲۱	۰/۰۱۹۰	۲/۸۰	۹/۲۳	۰/۰۱۸۶	۲/۷۴
HML CMA	۹/۱۶	۰/۰۱۹۲	۲/۸۲	۹/۵۵	۰/۰۱۸۷	۲/۷۵	۷/۹۵	۰/۰۱۸۶	۲/۷۵
RMW CMA	۹/۴۹	۰/۰۱۹۱	۲/۸۱	۱۰/۵۶	۰/۰۱۸۸	۲/۷۷	۱۱/۴۴	۰/۰۱۷۹	۲/۶۳
HML RMW CMA	۸/۶۸	۰/۰۱۹۳	۲/۸۴	۹/۳۳	۰/۰۱۸۹	۲/۷۹	۹/۱۷	۰/۰۱۸۷	۲/۷۶
قسمت ث: پرتفوی‌های ۲×۲ اندازه – B/M – سرمایه‌گذاری									
HML	۹/۵۰	۰/۰۲۰۳	۲/۸۳	۹/۱۲	۰/۰۱۹۹	۲/۷۸	۹/۹۳	۰/۰۱۹۷	۲/۷۵
RMW	۱۱/۱۶	۰/۰۲۰۶	۲/۸۷	۱۱/۷۰	۰/۰۲۰۳	۲/۸۳	۱۴/۶۶	۰/۰۱۸۸	۲/۶۲
HML RMW	۹/۹۵	۰/۰۲۰۶	۲/۸۷	۱۰/۱۴	۰/۰۲۰۳	۲/۸۳	۱۱/۲۴	۰/۰۱۹۹	۲/۷۸
HML CMA	۹/۳۳	۰/۰۱۹۹	۲/۷۷	۹/۱۲	۰/۰۱۹۵	۲/۷۲	۹/۸۱	۰/۰۲۰۱	۲/۸۰
RMW CMA	۱۱/۱۰	۰/۰۲۰۴	۲/۸۴	۱۲/۰۱	۰/۰۱۹۹	۲/۷۸	۱۴/۶۰	۰/۰۱۹۳	۲/۶۷
HML RMW CMA	۹/۸۷	۰/۰۲۰۳	۲/۸۳	۱۰/۲۸	۰/۰۲۰۱	۲/۸۱	۱۱/۶۹	۰/۰۲۰۲	۲/۸۲
قسمت ج: پرتفوی‌های ۲×۲ اندازه – سودآوری – سرمایه‌گذاری									
HML	۱۲/۰۷	۰/۰۲۰۹	۳/۱۹	۱۱/۳۰	۰/۰۲۰۷	۳/۱۴	۱۱/۵۶	۰/۰۲۰۲	۳/۰۷
CMA	۱۳/۲۷	۰/۰۲۱۲	۳/۲۳	۱۲/۶۷	۰/۰۲۰۹	۳/۱۸	۱۳/۹۶	۰/۰۲۰۲	۳/۰۷
HML RMW	۱۱/۸۰	۰/۰۲۱۰	۳/۱۹	۱۲/۷۴	۰/۰۲۰۸	۳/۱۶	۱۱/۴۲	۰/۰۲۰۳	۳/۰۹
HML CMA	۱۲/۰۴	۰/۰۲۰۴	۳/۱۱	۱۱/۲۰	۰/۰۲۰۲	۳/۰۷	۱۱/۵۳	۰/۰۲۰۶	۳/۱۴
RMW CMA	۱۳/۱۴	۰/۰۲۱۴	۳/۲۶	۱۴/۳۳	۰/۰۲۱۰	۳/۱۹	۱۳/۸۸	۰/۰۲۰۲	۳/۰۷
HML RMW CMA	۱۱/۳۹	۰/۰۲۰۷	۳/۱۴	۱۲/۶۶	۰/۰۲۰۶	۳/۱۳	۱۱/۳۹	۰/۰۲۰۷	۳/۱۴

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۴ دو نسبت دیگر که برای نمایش میزان اطلاعات توضیح داده نشده توسط مدل‌ها به‌کار می‌روند را نیز نمایش می‌دهد. اگر در هر یک از دسته‌های سبد $\overline{R_i}$ را میانگین صرف ریسک پرتفوی در سری زمانی، بازده‌های پرتفوی $\overline{R}$ را میانگین مقطعی R_i در بین پرتفوی‌های دسته و $\overline{r_i}$ را برابر با $\overline{R_i}-\overline{R}$ بنامیم، ستون سوم از جدول ۴ نسبت $A|a_i|/A|\overline{r_i}|$ را نشان می‌دهد. نتایج $A|a_i|/A|\overline{r_i}|$ گویای این است که برای دسته‌های مختلف از سبدها و برای دسته‌های مختلف عوامل، این میزان بین ۲/۴۸ تا ۳/۲۵ است؛ بزرگ‌تر از یک بودن این معیار نشان‌دهندهٔ این است که عدد ثابت رگرسیون از بازده مازاد پرتفوی پراکنده‌تر است. مشاهده می‌شود که نسبت $A|a_i|/A|\overline{r_i}|$ نیز در مدل سه عاملی کمتر از مدل پنج عاملی است، مگر در دسته‌های سبدی که بر اساس سودآوری و سرمایه‌گذاری دسته‌بندی شده‌اند. اگر a_i را دارای مقدار حقیقی α_i و مقدار خطای تخمین را e_i بدانیم، داریم $a_i=\alpha_i+e_i$، همچنین می‌توانیم $\overline{r_i}$ را ترکیبی از مقدار حقیقی μ_i و خطای تخمین ε_i بدانیم و داریم $\overline{r_i}=\mu_i+\varepsilon_i$. اکنون می‌توان خطای اندازه‌گیری را تعدیل کرد و نسبت دیگری برای میزان درستنمایی مقطعی به‌دست آورد. میانگین مقطعی μ صفر است. پس $A(\mu^2)$ همان واریانس مقدار حقیقی $\overline{r_i}$ است و نسبت $A(\alpha_i^2)/A(\mu_i^2)$ برابر نسبتی از μ است که توسط عدد ثابت رگرسیون بدون توضیح مانده است. $\hat{\alpha}_i^2$ (تخمین α_i^2) برابر است با تفاوت بین عدد ثابت تخمینی حاصل از رگرسیون به توان دو و خطای استاندارد آن به توان دو، همچنین $\hat{\mu}_i^2$ (تخمین μ_i^2) برابر است با میزان r_i^{-2} منهای خطای استاندارد آن. همان‌طور که مشاهده می‌شود میزان این نسبت مانند آمارهٔ GRS بین دسته‌های سبد هشت‌تایی کوچک‌تر از دسته‌های سبد چهارتایی است که بیان‌کنندهٔ توضیح‌دهندگی بیشتر این مدل‌ها در پرتفوی‌های با کنترل‌شدگی بیشتر است. میزان این نسبت بین دسته‌های چهارتایی بین ۰/۸۷۹ تا ۰/۹۶۵ است، به این معنا که این در مدل‌ها بازده حقیقی، به میزان ۰/۸۷۹ تا ۰/۹۶۵ درصد بدون توضیح باقی می‌ماند. این مقدار برای دسته‌های سبد هشت‌تایی بین ۰/۵۴ تا ۰/۷۳ است.

مشاهدهٔ کلی جدول ۴ نشان می‌دهد که نتایج آمارهٔ GRS با نتایج مشاهده شده توسط نسبت‌های دیگر همخوانی دارند و همگی گویای کارایی کمتر مدل پنج عاملی در مقایسه با مدل سه عاملی است. برای بررسی دقیق‌تر موضوع، از رگرسیون عوامل روی یکدیگر استفاده شده است؛ بدین صورت که در هر نوبت، رگرسیون چهار عامل روی عامل پنجم تخمین زده شده است تا توضیح‌دهندگی عامل توسط بقیهٔ عوامل بررسی شود. نتایج تخمین رگرسیون‌ها در جدول ۵ آمده است.

جدول ۵. خلاصهٔ نتایج به‌دست‌آمده از رگرسیون مدل

	عدد ثابت رگرسیون	R_m-R_f	SMB	HML	RMW	CMA	R^2
پرتفوی‌های ۳×۲							
Rm-Rf							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱		−۰/۶۶	۰/۲۸	−۰/۱۳	−۰/۰۴	۰/۳۴
آمارهٔ t	۲/۰۳		−۸/۰۵	۳/۸۶	−۱/۶۶	−۰/۵۵	
SMB							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱	−۰/۴۳		۰/۱۱	−۰/۲۴	۰/۰۶	۰/۳۶
آمارهٔ t	۴/۲۲	−۸/۰۵		۱/۸۵	−۳/۸۰	۰/۹۷	
HML							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱	۰/۳۰	۰/۱۹		−۰/۱۶	۰/۰۴	۰/۱۳
آمارهٔ t	۳/۲۳	۳/۸۶	۱/۸۵		−۱/۹۰	۰/۴۳	
RMW							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱	−۰/۱۳	−۰/۳۵	−۰/۱۴		−۰/۲۰	۰/۱۸
آمارهٔ t	۱/۵۸	−۱/۶۶	−۳/۸۰	−۱/۹۰		−۲/۷۲	
CMA							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۰	−۰/۰۴	۰/۰۹	۰/۰۳	−۰/۲۲		۰/۰۸
آمارهٔ t	−۰/۴۴	−۰/۵۵	۰/۹۷	۰/۴۳	−۲/۷۲		
پرتفوی‌های ۲×۲							
Rm-Rf							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱		−۰/۷۰	۰/۴۳	۰/۰۶	۰/۰۵	۰/۳۶
آمارهٔ t	۱/۷۲		−۸/۲۰	۴/۳۵	۰/۶۲	۰/۴۷	
SMB							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱	−۰/۴۲		۰/۲۰	−۰/۰۳	۰/۲۴	۰/۳۵
آماره t	۳/۶۹	−۸/۲۰		۲/۴۶	−۰/۳۴	۲/۹۳	
HML							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱	۰/۲۴	۰/۱۸		−۰/۳۴	−۰/۰۸	۰/۲۲
آماره t	۳/۵۳	۴/۳۵	۲/۴۶		−۴/۷۸	−۰/۹۳	
RMW							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۰	۰/۰۴	−۰/۰۳	−۰/۳۶		−۰/۳۱	۰/۲۲
آمارهٔ t	۱/۳۰	۰/۶۲	−۰/۳۴	−۴/۷۸		−۳/۸۹	
CMA							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۲۱	−۰/۰۷	−۰/۲۸		۰/۱۶
آمارهٔ t	−۰/۱۸	۰/۴۷	۲/۹۳	−۰/۹۳	−۳/۸۹		

ادامهٔ جدول ۵

	عدد ثابت رگرسیون	R_m-R_f	SMB	HML	RMW	CMA	R^2
پرتفوی ۲×۲×۲×۲							
Rm-Rf							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱		−۰/۷۱	۰/۳۳	۰/۲۷	−۰/۱۷	۰/۳۹
آمارهٔ t	۱/۷۹		−۸/۱۸	۳/۲۱	۲/۶۴	−۱/۷۵	
SMB							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱	−۰/۴۱		−۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۰۳	۰/۳۳
آمارهٔ t	۳/۸۱	−۸/۱۸		−۰/۲۸	۱/۶۳	۰/۳۴	
HML							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۱	۰/۱۸	−۰/۰۲		−۰/۱۹	۰/۰۴	۰/۱۲
آمارهٔ t	۳/۸۵	۳/۲۱	−۰/۲۸		−۲/۴۹	۰/۵۰	
RMW							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۰	۰/۱۵	۰/۱۳	−۰/۲۰		۰/۰۸	۰/۰۷
آمارهٔ t	۰/۵۹	۲/۶۴	۱/۶۳	−۲/۴۹		۱/۱۵	
CMA							
ضریب تخمین زده شده	۰/۰۰	−۰/۱۱	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۱۰		۰/۰۴
آمارهٔ t	۰/۵۱	−۱/۷۵	۰/۳۴	۰/۵۰	۱/۱۵		

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

RMW و CMA عوامل زائد

همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، در ۱۴ دسته از ۱۸ دسته تحلیل رگرسیونی، آمارهٔ GRS برای مدل پنج عاملی، بزرگ‌تر از مدل سه عاملی است. به بیانی، مدل سه عاملی نسبت به مدل پنج عاملی، مدل مناسب‌تری برای توضیح بازده سهام است و به نوعی، کارایی عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری (اضافه شده به مدل سه عاملی) به چالش کشیده می‌شود. طبق نتایج جدول ۵، در هر سه دستهٔ تعریف، تنها عدد ثابت رگرسیون SMB و HML معنادار هستند؛ یعنی هر یک از این سه عامل به‌طور کامل توسط چهار عامل دیگر، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، توضیح داده نمی‌شوند و وجود آنها کارایی مدل را بالا خواهد برد. اما در رگرسیون‌های عوامل RMW و CMA مشاهده می‌شود که عدد ثابت رگرسیون معنادار نبوده و این عوامل، در سطح اطمینان ۹۵ درصد، به‌طور کامل توسط سایر عوامل توضیح داده می‌شوند و می‌توان آنها را برای مدل، زائد دانست.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق عملکرد مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران بررسی شد. این مدل، عوامل بازار، اندازه، ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری را دربرمی‌گیرد. مدل یادشده در سه روش اصلی اندازه‌گیری عوامل مبتنی بر شیوه تقسیم‌بندی پرتفوی و دهک‌های لحاظ شده در تعیین عوامل بررسی شد.

بر اساس نتایج اولیهٔ تحقیق، صرف ارزش (تفاوت بین بازدهی پرتفوی‌های ارزشی و رشدی) و صرف اندازه (تفاوت بین بازدهی پرتفوی‌های کوچک و بزرگ) با کنترل عوامل سرمایه‌گذاری و سودآوری به‌وضوح مشاهده می‌شوند، اما این موضوع در سودآوری و سرمایه‌گذاری به‌طور آشکار ملاحظه نمی‌شود. از سوی دیگر، اندازه‌گیری عوامل حاکی از آنست که عوامل پنج‌گانه در نمونهٔ بررسی به‌طور معناداری متفاوت از صفر هستند. همچنین ضرایب همبستگی عوامل در حالات متفاوت تشکیل پرتفوی، حاکی از همبستگی بالای آنها است، به بیان دیگر، تغییر شیوهٔ تشکیل پرتفوی به‌منظور اندازه‌گیری عوامل نمی‌تواند تأثیر زیادی بر نتایج نهایی تحقیق بگذارد.

بررسی نتایج تخمین نشان می‌دهد در اغلب شیوه‌های تقسیم‌بندی پرتفوی، مدل سه عاملی نسبت به مدل پنج عاملی نتایج بهتری ارائه می‌دهد. از سوی دیگر، شیوهٔ تقسیم‌بندی پرتفوی در توضیح‌دهندگی مدل تأثیر می‌گذارد، به‌گونه‌ای که در تقسیم‌بندی هشت‌سبدی، توضیح‌دهندگی مدل به‌طور آشکاری بیشتر از تقسیم‌بندی‌های چهار سبدی است. همچنین نتایج عرض از مبدأ

رگرسیون عوامل حاکی از آن است که عوامل صرف ارزش و صرف اندازه به‌طور کامل توسط سایر عوامل توضیح داده نمی‌شوند، اما در سودآوری و سرمایه‌گذاری نتیجهٔ مشابه مشاهده نشد.

در مجموع نتایج پژوهش نشان می‌دهد که قدرت تبیین بازده سهام مدل سه عاملی نسبت به مدل پنج عاملی بیشتر است که با یافته‌های کاکیسی (۲۰۱۵) در بازارهای سهام ژاپن و آسیا ــ اقیانوسیه همخوانی دارد؛ اما با نتایج فاما و فرنچ (۲۰۱۵)، ماکسیم (۲۰۱۵)، راسیکوت و تئوریت (۲۰۱۵)، چای، دنیل و ژانگ (۲۰۱۵)، کاکیسی (۲۰۱۵) در بازارهای آمریکای شمالی، اروپا و جهان و همچنین بابالویان و مظفری (۱۳۹۵) و حزبی و صالحی (۱۳۹۵) در بورس اوراق بهادار تهران مطابقت ندارد.

همچنین نتایج پژوهش بیان‌کنندهٔ معنادار بودن عامل ارزش (HML) است که با یافته‌های راسیکوت و تئوریت (۲۰۱۵)، چای و همکاران (۲۰۱۵)، کاکیسی (۲۰۱۵) در بازارهای سهام ژاپن و آسیا ـ اقیانوسیه و همچنین پژوهش بابالویان و مظفری (۱۳۹۵) سازگار است؛ اما با یافته‌های ماکسیم (۲۰۱۵)، فاما و فرنچ (۲۰۱۵) و کاکیسی (۲۰۱۵) در بازارهای آمریکای شمالی، اروپای و جهان مطابقت ندارد.

با توجه به یافته‌های پژوهش، به فعالان بازار سرمایه پیشنهاد می‌شود برای پیش‌بینی بازده سهام، به برتری عملکرد مدل سه عاملی فاما و فرنچ نسبت به مدل پنج عاملی فاما و فرنچ توجه داشته باشند. همچنین نتایج پژوهش نشان داد عملکرد هر دو مدل در تبیین بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران ضعیف است و در صورت استفاده از این مدل‌ها، عملکرد آنها با تقسیم بازار به هشت پرتفوی، به مراتب نسبت به چهار پرتفوی بهتر خواهد بود.

References

Abbasi, E. & Ghezaljeh, G. (2013). Test of Fama and French Three-Factor Model Components Effects on Portfolio Return Variance. *Quarterly Journal of Accounting Knowledge*, 3(11), 161-180. (*in Persian*)

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(2), 347–357.

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*)

Cakici, N. (2015). *The Five-Factor Fama-French Model: International Evidence*. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2601662.

Chiah, M. & Daniel, C. & Zhong, A. (2015). A Better Model? An Empirical Investigation of the Fama-French Five-Factor Model in Australia. *International Review of Finance*, 16(3), 325-356.

Copeland, T. W. (2005). *Financial Theory and Corporate Policy*. Adisson Wesley.

Fairfield, P. & Whisenant, S. & Yohn, T. (2003). Accrued earnings and growth: Implications for future profitability and market mispricing. *The Accounting Review*, 78(1), 353–371.

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

Fama, E. & French, K. (2015). A Five-Factor Asset Pricing Model. *Journal of Financial Economics*, 116(1), 1-22.

Gibbons, M. & Ross, S. & Shanken, J. (1989). A Test of the Efficiency of a Given Portfolio. *Econometrica*, 57(5), 1121-1152.

Hezbi, H. & Salehi, A. (2016). Comparison of Explanatory Power of Carhart Four-Factor Model and Fama-French Five-Factor Model in Prediction of Expected Stock Returns. *Quarterly Financial Engineering and Securities Management (Portfolio Management)*, 7(28), 137-152. (*in Persian*)

Kimiyagari, A. & Eslami Bidgoli, G. & Eskandari, M. (2008). Test of the Fama-French Three-Factor Model in Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Research*, 9(2), 61-82. (*in Persian*)

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77-91.

Miller, M. H. & Modigliani, F. (1961). Dividend Policy, Growth, and the Valuation of Shares. *The Journal of Business*, 34(4), 411-433.

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

Racicot, F. & Theoret, R. (2016). The q-factor Model and the Redundancy of the Value Factor: An Application to Hedge Fund. *Journal of Asset Management*, 17(7), 526-539.

Sadegh Sharif, S. & Akbarosadat, M. (2011). Earning Management & the Long-Run Market Performance of Initial Public Offerings: Evidences from Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Research*, 13(32), 57-72. (*in Persian*)

Titman, S. & Wei, K. & Xie, F. (2004). Capital investments and stock returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(4), 677–700.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی