فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال هفتم/ شماره بیست‌وششم/ تابستان ۱۳۹۷

آزمون مدل پنج عاملی؛ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران

مریم دولو
استادیار دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
Ma_davallou@yahoo.com

زهره غلامی
کارشناس ارشد مالی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
Zg_67@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۲/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۴/۲۱

چکیده

فاما و فرنچ (۲۰۱۵) با افزودن دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری، مدل سه عاملی خود را توسعه داده و مدل پنج عاملی جدیدی ارائه نمودند. هدف پژوهش حاضر آزمون مدل ۵ عاملی فاما-فرنچ و مقایسه آن با مدل‌های سه عاملی و مدل چهارعاملی است.

برای این منظور نمونه‌ای متشکل از ۱۸۴ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ مورد بررسی قرار می‌گیرد. جهت آزمون مدل یادشده از رویکرد تحلیل پرتفوی و آزمون گیبنز و همکاران (۱۹۸۹) استفاده می‌شود.

نتایج حاصل از این پژوهش آشکار می‌سازد که عوامل سودآوری عملیاتی و میزان سرمایه‌گذاری توانایی توضیح بازده پرتفوی را دارد. به طور کلی مدل ۵ عاملی فاما-فرنچ موفق‌تر از سایر مدل‌ها در توضیح بازده مازاد سهام در بورس اوراق بهادار تهران عمل می‌کند. پس از آن مدل‌های ۴ عاملی در پرتفوی‌های مختلف، متناسب با عواملی که پرتفوی براساس آن‌ها تشکیل شده، عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های سه عاملی داشتند.

واژه‌های کلیدی: مدل ۵ عاملی، سرمایه‌گذاری، سودآوری.

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

شناسایی عوامل فراگیر ریسک و احصاء اثر آن بر بازده مقطعی سهام یکی از مهمترین حوزه‌های دانش مالی یعنی قیمت‌گذاری دارایی است. مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی می‌کوشد تا رابطه ریسک و بازده را تبیین نماید. نخستین تلاش‌های صورت گرفته در این عرصه به دهه ۶۰ باز می‌گردد که منتج به معرفی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)[۱] توسط شارپ (۱۹۶۴)، لینتنر (۱۹۶۵) و ماسین (۱۹۶۶) گردید. از نظر بنیانگذاران CAPM، عامل بازار تنها عامل ریسک موثر بر بازده دارایی است که اثر کلیه عوامل ریسک فراگیر را در خود ملحوظ دارد. حوزه قیمت‌گذاری دارایی پس از آن‌که با CAPM هویت یافت، با معرفی مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT)[۲] و مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) توسعه یافت. وجه اشتراک تمامی مدل‌های اخیر آن است که تغییرات بازده مقطعی سهام توسط بیش از یک عامل ریسک تبیین می‌گردد. راس (۱۹۷۶) در مدل APT عوامل ریسک و تعداد آن را مشخص نمی‌کند. اما فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با افزودن دو عامل اندازه و ارزش به عامل بازار که قبلاً در CAPM احصاء شده بود، مدل سه عاملی ارائه کردند که توان توضیحی بازده مورد انتظار سهام را افزایش داد. آن‌ها نشان می‌دهند بتا به تنهایی نمی‌تواند همه نوسانات بازده سهام را توضیح دهد. یکی از دلایل توسعه ویراست‌های مختلف مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، عدم توانایی آنها در توضیح کامل بازده مقطعی سهام است. مدل‌های جدیدتری که ارائه می‌شود سعی دارد با اصلاح متغیرهای توضیحی، توان تبیین تغییرات بازده را بهبود بخشد. متغیرهای توضیحی جدیدی که به مدل‌های پیشین افزوده می‌شود عمدتاً برگرفته از خلاف قاعده‌هایی است که به مرور زمان شناسایی می‌شود.

طی ۲۰ سالی که از معرفی مدل ۳ عاملی سپری می‌شود، خلاف قاعده‌های بسیاری شناسایی شده که این مدل قادر به احتساب اثر آنها نیست. از جمله این موارد می‌توان به خلاف قاعده مومنتوم جگادیش و تیتمن (۱۹۹۳)، نقدشوندگی پاستور و استمباگ (۲۰۰۳)، نوسان‌پذیری غیرسیستماتیک آنگ و همکاران (۲۰۰۶)، سودآوری و سرمایه‌گذاری تیتمن[۳]، وی[۴] و زی[۵] (۲۰۰۴)، نوی-مارکس[۶] (۲۰۱۳) اشاره نمود. اما این مدل نتوانست بسیاری از خلاف قاعده‌های بازار را توضیح دهد و در ملحوظ داشتن اثر برخی خلاف قاعده‌ها ناتوان بود و همین موضوع محملی برای چالش این مدل فراهم ساخت و تلاش برای یافتن مدل بهتر همچنان به قوت خویش باقی ماند. تا اینکه در سال ۲۰۱۵ فاما و فرنچ با اضافه کردن دو عامل جدید، سودآوردی عملیاتی و سرمایه‌گذاری، مدل ۵ عاملی جدیدی ارائه نمودند. شواهد تجربی موید تاثیر سودآوری و سرمایه‌گذاری بر بازده مورد انتظار از یک سو و مفاهیم حاصل از نظریه ارزش‌گذاری و مدل تنزیل سود نقدی از سوی دیگر، انگیزه ارائه مدل ۵ عاملی را فراهم ساخت.

چالش پیش روی مدل ۵ عاملی مانند هر مدل تجربی دیگر آن است که اعتبار این مدل صرفاً محدود به بازاری است که داده‌های آن مبنای ارائه مدل بوده است. این پژوهش درصدد است تا ضمن آزمون مدل ۵ عاملی در بورس اوراق بهادار تهران، به مقایسه عملکرد مدل ۳ عاملی و ۵ عاملی بپردازد.

Archive of SID

www.SID.ir

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

پس از سال ۱۹۹۳ خلاف قاعده‌های زیادی شناسایی شده که هیچ یک توسط مدل سه عاملی توضیح داده نمی‌شود اما چرا فاما و فرنچ سودآوری و سرمایه‌گذاری را انتخاب کردند؟ نخستین پرسشی که مطرح می‌گردد آن است که چرا از میان تمام خلاف قاعده‌هایی که مدل سه عاملی در توضیح آن ناتوان است، سودآوری و سرمایه‌گذاری انتخاب گردید؟

فاما و فرنچ (۲۰۱۵) انتخاب این دو متغیر را به دو دلیل منتسب می‌دانند. اول، برخی شواهد تجربی نظیر نوی-مارکس (۲۰۱۳) و تیتمن، وی و زی (۲۰۰۴) حاکی از نقص مدل ۳ عاملی در تبیین بازده مورد انتظار است زیرا عوامل سه‌گانه آن قادر نیست تغییرات بازده مورد انتظار ناشی از سودآوری و سرمایه‌گذاری را ملحوظ نماید. دوم، عوامل مورد نظر یعنی سودآوری و سرمایه‌گذاری برخاسته از مضامین مدل تنزیل سود نقدی است. مطابق بسیاری از شواهد تجربی می‌توان نرخ بازده سهام و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) را به یکدیگر مرتبط دانست. شواهدی نیز وجود دارد که نشان می‌دهد سودآوری و سرمایه‌گذاری قادر است توان توضیحی بازده مورد انتظار توسط B/M را افزایش دهد. با استفاده از مدل تنزیل سود نقدی می‌توان نشان داد این متغیرها چگونه به بازده مورد انتظار مربوط است. طبق مدل مذکور، ارزش بازار هر سهم شرکت برابر ارزش فعلی سودهای نقدی مورد انتظار آن است:

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

که m_t قیمت سهام در زمان t، $E(d_{t+\tau})$ سود نقدی مورد انتظار هر سهم برای $t+\tau$ و r متوسط بازده مورد انتظار بلندمدت است. نتیجه حاصل از معادله (۱) آن است که سودهای نقدی آتی سهام که دارای قیمت پایین‌تر است، از ریسک بالاتری برخوردارند. فاما و فرنچ برای استخراج رابطه بازده مورد انتظار، سودآوری و سرمایه‌گذاری و B/M از مادیگلیانی و میلر کمک می‌گیرند. M&M نشان دادند کل ارزش بازار سهام شرکت در معادله (۱) برابر است با:

$$M_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} E(Y_{t+\tau} - dB_{t+\tau})/(1+r)^{\tau} \qquad (۲)$$

که $Y_{t+\tau}$ کل سود سهام دوره $t+\tau$ و $dB_{t+\tau} = B_{t+\tau} - B_{t+\tau-1}$ تغییر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام است. اگر طرفین معادله (۲) بر B_t تقسیم گردد:

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

معادله (۳) نشان می‌دهد با فرض ثبات سایر عوامل، ارزش پایین‌تر سهام یا به عبارتی B/M بالاتر دال بر بازده مورد انتظار بالاتر است. همچنین، سودآوری مورد انتظار بالاتر نشانگر بازده مورد انتظار بالاتر است. به ازای سطوح ثابت B_t، M_t و سود مورد انتظار، هر اندازه رشد مورد انتظار ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام

Archive of SID

www.SID.ir

(سرمایه‌گذاری) بالاتر باشد، بازده مورد انتظار پایین‌تر است. نسبت B/M شاخص نویزی بازده مورد انتظار است زیرا ارزش بازار به نوبه خود تحت تاثیر سودآوری و سرمایه‌گذاری است. فاما و فرنچ (۲۰۱۵) معتقدند سودآوری و سرمایه‌گذاری انتخاب طبیعی معادلات ۱ و ۳ است.

۲-۱- پیشینه پژوهش

هاوگن و بیکر (۱۹۹۶) تاثیر مثبت سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت بر بازده آتی سهام را تایید کردند. آن‌ها با تحقیق بر روی سهام بورس‌های آمریکا طی سال‌های ۱۹۷۹ تا ۱۹۹۳، رابطه‌ای معنادار بین سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت و بازده آتی سهام یافتند (Haugen and Baker, 1996). تیتمن و همکاران (۲۰۰۴) نشان می‌دهند افزایش سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ثابت منجر به کاهش بازده آتی سهام می‌گردد و نمی‌توان این رابطه معکوس را از طریق ریسک یا ویژگی‌های خاص شرکت توجیه نمود (Titman, et al., 2004). کوپر و همکاران (۲۰۰۸) با بررسی رابطه بین رشد دارایی‌های شرکت (سرمایه‌گذاری) و بازده آتی سهام دریافتند رشد سالانه دارایی‌ها یکی از عوامل اساسی پیش‌بینی بازده سهام می‌باشد (Cooper, et al., ۲۰۰۸). فایرفیلد و همکاران (۲۰۰۳) شواهدی ارائه می‌کنند که حاکی از رابطه منفی سودآوری و بازده آتی سهام است (Fierfield, et al., 2003).

فاما و فرنچ (۲۰۰۶) با استفاده از مدل تنزیل سود تقسیمی[۷] رابطه بین نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M)، میزان سرمایه‌گذاری و سودآوری را با بازده سهام مورد بررسی قرار دادند. به اعتقاد آن‌ها بر اساس نظریه ارزش‌گذاری[۸]، بازده مورد انتظار سهام تابع سه عامل ریسک فراگیر است: نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، سودآوری و سرمایه‌گذاری. آن‌ها نشان می‌دهند شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و سودآوری بالاتر دارای بازده مورد انتظار بالاتری بوده در حالیکه رابطه سرمایه‌گذاری و بازده سهام معکوس است (Fama and French, ۲۰۰۶). فاما و فرنچ در سال ۲۰۰۸ به بررسی خلاف قاعده‌های بازار مانند مومنتوم در شرکت‌های با اندازه‌های مختلف می‌پردازند. آن‌ها دریافتند که اثر رشد دارایی‌ها در شرکت‌های کوچک و متوسط وجود دارد اما این مسئله در مورد شرکت‌های بزرگ صدق نمی‌کند. همچنین در بین شرکت‌های سودآور، رابطه سودآوری و بازده مثبت بوده اما رابطه مشخصی بین بازده و سودآوری در شرکت‌های با سودآوری پایین مشاهده نشده است.

نوی مکس (۲۰۱۳) نشان می‌دهد اثر سودآوری و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار در پیش‌بینی بازده سهام تقریباً با یکدیگر برابر است. وی در تایید رابطه مستقیم سودآوری و بازده سهام نشان می‌دهد بازده آتی سهام شرکت‌های سودآور، بالاتر است. نتایج حاصل از این پژوهش طی سال‌های ۱۹۶۲ تا ۲۰۱۰ حاکی از آن است که منظور نمودن سودآوری به عنوان عامل ریسک می‌تواند عملکرد استراتژی‌های ارزش‌گذاری را خصوصاً در مورد سهام شرکت‌های بزرگ و با قابلیت خرید و فروش بالاتر، به شکل قابل توجهی بهبود بخشیده و بسیاری از خلاف قاعده‌های مربوط به بازده را توضیح دهد (Novy-Marx, ۲۰۱۳). آهارونی و همکاران (۲۰۱۳) در بررسی مجدد پژوهش فاما-فرنچ (۲۰۰۶) مبنی بر رابطه معکوس بازده و میزان سرمایه‌گذاری بیان می‌کنند فاما-فرنچ

Archive of SID

www.SID.ir

(۲۰۰۶) رابطه میان بازده، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، میزان سرمایه‌گذاری و سودآوری را در سطح پرتفوی مورد بررسی قرار دادند به همین دلیل، به رابطه منفی دست یافتند. در صورتی که اگر این رابطه در سطح سهام انفرادی آزمون شود، رابطه بسیار ضعیف اما مثبت بین بازده و میزان سرمایه‌گذاری یافت می‌شود (Aharony, et al., ۲۰۱۳). هو و همکاران (۲۰۱۲) با ملحوظ نمودن دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری در مدل سه عاملی فاما- فرنچ (۱۹۹۲) و حذف عامل ارزش (HML)، به مدل ۴ عاملی بهتری از مدل کارهارت برای توضیح بازده اضافی سهام دست یافتند. آن‌ها شرکت‌های پذیرفته شده در بورس‌های ایالات متحده را طی سال-های ۱۹۷۲ تا ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که افزودن سودآوری و سرمایه‌گذاری منتج به مدلی می‌گردد که عملکرد آن در مقایسه با مدل فاما-فرنچ (۱۹۹۳) و کارهارت (۱۹۹۷) بهتر است. همچنین بسیاری از خلاف قاعده‌های بازار که بی ربط به یکدیگر به نظر می‌رسیدند، در واقع نمودهای مختلفی از همین دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری می‌باشد که با مدل جدید قابل توجیه بوده و از بین می‌رود.

در سال ۲۰۱۵ فاما و فرنچ بر اساس پژوهش هو و همکاران (۲۰۱۲) با اضافه کردن سرمایه‌گذاری و سودآوری به مدل سه عاملی خود، مدلی ۵ عاملی ارائه دادند که بازده اضافی سهام را بهتر توضیح می‌دهد. نتیجه این پژوهش که طی سال‌های ۱۹۶۳ تا ۲۰۱۳ انجام شد نشان می‌دهد با این که آزمون GRS مدل ۵ عاملی را رد می‌کند اما این مدل بین ۷۱ تا ۹۴ درصد بازده‌های اضافی پرتفوی را توضیح می‌دهد. همچنین آنها نشان می‌دهند حذف عامل ارزش (HML) تاثیر خاصی در نتایج ندارد (افزودن عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری، توان توضیحی عامل ارزش را از بین می‌برد) زیرا اثر این عامل توسط سرمایه‌گذاری و سودآوری پوشش داده می‌شود. به عبارت دیگر، مدل ۴ عاملی متشکل از بتا، اندازه، سرمایه‌گذاری و سودآوری، به خوبی مدل ۵ عاملی عمل می-کند. مدل جدید با این‌که توان توضیح ۱۰۰ درصد بازده اضافی را ندارد، اما بهتر از سایر مدل‌هایی است که تاکنون معرفی شده است. شواهد حاصل از پژوهش آنها نشان می‌دهد عملکرد این مدل نسبت به شیوه اندازه‌گیری و تعریف عوامل ریسک حساس نیست (Fama & French, 2015). هارشیتا[۹] و یاداو[۱۰] (۲۰۱۵) مدل‌های قیمت‌گذاری CAPM، سه عاملی و ۵ عاملی را در بورس اوراق بهادار هند به بوته آزمون می‌نهند. دوره زمانی ۱۵ ساله این پژوهش از اکتبر ۱۹۹۹ تا سپتامبر ۲۰۱۴ را در بر دارد. آنها با استفاده از رویکرد تحلیل پرتفوی نشان می‌دهند عملکرد مدل ۳ عاملی همواره بهتر از CAPM است. در مورد پرتفوی‌های مبتنی بر سرمایه‌گذاری برتری عملکرد مدل ۵ عاملی نسبت به سایر مدل‌ها محرز گردید. به استثنای پرتفوی‌های مبتنی بر سرمایه‌گذاری، مدل چهارعاملی (فاقد عامل سرمایه‌گذاری) از عملکرد مناسب‌تری برخوردار است (هارشیتا و یاداو، ۲۰۱۵). گرگوریو[۱۱] و همکاران (۲۰۱۶) استراتژی‌های صندوق‌های پوششی را با استفاده از مدل ۵ عاملی آزمودند. آنها بر خلاف فاما و فرنچ (۲۰۱۵) نشان می‌دهند توان توضیحی HML پس از افزودن CMA و RMW از بین نمی‌رود. به زعم آنها صندوق‌های پوششی سهام شرکت‌هایی را ترجیح می‌دهند که نسبت سرمایه‌گذاری به دارایی بالایی (CMA پایین) داشته و از عملکرد ضعیفی برخوردارند (RMW پایین). یافته مذکور ناقض ویژگی‌های رایج سهام رشدی (HML پایین) است که از سطح سرمایه‌گذاری (CMA پایین) و سودآوری بالایی برخوردارند. شواهد ارائه شده توسط آنها نشان می‌دهد SMB تعامل بالاتری با RMW دارد حال آن‌که همبستگی

Archive of SID

www.SID.ir

HML با CMA افزون است (Gregoriou et al, 2016). چیا[۱۲] و همکاران (۲۰۱۵) در بررسی عملکرد مدل ۵ عاملی در قیمت‌گذاری سهام بورس استرالیا طی سال‌های ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۳ ادعا می‌کنند قابلیت این مدل جهت تبیین بسیاری از خلاف قاعده‌ها به مراتب بیش از مدل سه عاملی است. شواهد حاصل از آزمون این مدل در استرالیا بر خلاف یافته فاما و فرنچ (۲۰۱۵) حاکی از آن است که با احتساب عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری، توان توضیحی عامل ارزش دفتری به ارزش بازار کماکان حفظ می‌گردد (Chiah et al,2015). مارتینز[۱۳] و جی‌آر[۱۴] (۲۰۱۵) با آزمون مدل ۵ عاملی در برزیل به شواهدی دست می‌یابند که دال بر توان توضیحی بالای این مدل در مقایسه با مدل سه عاملی است. یافته اخیر منتج از این واقعیت است که آلفای اغلب پرتفوی‌های مورد آزمون برابر صفر یا نزدیک صفر است. آنها با استفاده از داده سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۲ نشان می‌دهند اغلب تغییرات بازده توسط سه عامل بازار، اندازه و ارزش تبیین گردیده و عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری از توان توضیحی پایین‌تری برخوردار است, (Martins & Jr,2015). کاکیسی[۱۵] (۲۰۱۵) مدل ۵ عاملی را در ۲۳ بازار توسعه‌یافته به بوته آزمون می‌نهد. وی با استفاده از داده‌های ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۴ با ترکیب هر یک از عوامل ارزش، سودآوری و سرمایه‌گذاری با عامل اندازه، ۲۵ پرتفوی تشکیل می‌دهد. برای توضیح بازده این پرتفوی‌ها از مدل‌های ۳، ۴ و ۵ عاملی مبتنی بر عوامل بومی و جهانی استفاده می‌کند. برای آمریکای شمالی، اروپا و بازارهای جهانی شواهد محکمی در تایید مدل ۵ عاملی به دست آمد. اما نتایج حاصل از بررسی دو عامل جدید حاکی از عدم تاثیر و یا اثرگذاری بسیار ضعیف آن در ژاپن و آسیا پاسیفیک است. کاکیسی (۲۰۱۵) برتری قابل توجه عملکرد عوامل بومی را در مقایسه با عوامل جهانی تایید می‌کند که این امر می‌تواند ناشی از این واقعیت باشد که بازارهای مالی هنوز به طور کامل یکپارچه و منسجم نگردیده است. همانند آنچه در ایالات متحده مشاهده گردید، با ملحوظ کردن عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری در پرتفوی‌های آمریکای شمالی، اروپا و پرتفوی‌های جهانی، توان توضیحی عامل ارزش سلب می‌گردد. اما توضیح‌دهندگی عامل ارزش در اثر احتساب عوامل جدید کاهش نمی‌یابد (Cakici, 2015). به زعم هو[۱۶] و همکاران (۲۰۱۴) به لحاظ مفهومی چهار نگرانی وجود دارد که استنتاج مدل ۵ عاملی از نظریه ارزش‌گذاری را مخدوش می‌سازد. همبستگی نرخ بازده داخلی و بازده مورد انتظار دوره بعد غالباً منفی است (۲) به لحاظ نظری عامل ارزش باید به عنوان یک عامل مجزا در مدل منظور گردد این در حالی که همبستگی بالایی با سرمایه‌گذاری داشته و شواهد تجربی وجود این عامل را تایید نمی‌کند (۳) همبستگی سرمایه‌گذاری مورد انتظار و بازده مورد انتظار آتی مثبت است (۴) سرمایه‌گذاری تاریخی قادر به پیش‌بینی سرمایه‌گذاری آتی نیست. یافته‌های تجربی هو و همکاران (۲۰۱۴) از مقایسه مدل‌های q عاملی و ۵ عاملی نشان می‌دهد مدل ۴ عاملی q خصوصاً در ملحوظ نمودن خلاف قاعده‌های سودآوری و مومنتوم قیمت و سود در مقایسه با مدل ۵ عاملی از عملکرد بهتری برخوردار است. آنها عقیده دارند مدل ۵ عاملی ویراست نویزی مدل q است (Hou et al, 2014). انگوین[۱۷] و همکاران (۲۰۱۵) مدل ۵ عاملی را با استفاده از داده‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۵ در بورس اوراق بهادار ویتنام آزموده و نشان می‌دهند این مدل در مقایسه با CAPM و مدل سه عاملی قادر است خلاف قاعده‌های بیشتری را توضیح دهد. این پژوهش نشان می‌دهد اهمیت عامل ارزش با احتساب سودآوری و سرمایه‌گذاری کاهش نمی‌یابد (Nguyen et al, 2015).

Archive of SID

www.SID.ir

۳- روش‌شناسی پژوهش

هدف اصلی پژوهش حاضر آزمون مدل پنج عاملی جهت تبیین تغییرات بازده و مقایسه آن با مدل سه عاملی است. بدیهی است هر اندازه توان عوامل ریسک فراگیر جهت تبیین بازده بالاتر باشد، عرض از مبداء (آلفای) مدل به صفر میل می‌کند. بر این اساس سوال پژوهش عبارت است از:

"آیا می‌توان ادعا کرد اعتبار مدل پنج عاملی در مقایسه با همتای سه عاملی خود بالاتر است؟"

به منظور پاسخ به سوال تحقیق از آزمون GRS استفاده می‌شود. آزمون GRS میانگین نسبت عرض از مبداء به بازده اضافی پرتفوی ($A|\alpha_i|$ /$A|\hat{r}_i|$) را نشان می‌دهد. هر چه نسبت مذکور بالاتر باشد، عوامل ریسک فراگیر احصاء شده در مدل، بخش پایین‌تری از تغییرات بازده را توضیح می‌دهد و در نتیجه مدل به خوبی تصریح نشده است. با مقایسه این نسبت می‌توان عملکرد مدل‌های مختلف را با یکدیگر مقایسه کرد.

جامعه پژوهش حاضر متشکل از کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. نمونه مورد بررسی شامل تمامی شرکت‌های جامعه است به استثنای شرکت‌هایی که حائز شرایط زیر می‌باشد:

- سال مالی آن منتهی به ۲۹ اسفند نباشد.
- طی بازه زمانی پژوهش، سال مالی خود را تغییر داده باشد.
- جزء صنایع واسطه‌گری مالی، بانک‌ها، لیزینگ‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری باشد.
- ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آن منفی باشد.

به این ترتیب، با ملحوظ نمودن شرایط فوق شمار شرکت‌های نمونه به ۱۸۴ شرکت می‌رسد. دوره زمانی مورد بررسی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳ است.

در این پژوهش ۷ مدل ارزش‌گذاری مورد آزمون قرار می‌گیرد. هدف از آزمون مدل‌های ۷ گانه آن است که با افزودن یک به یک عوامل به مدل سه عاملی فاما-فرنچ، اثر این عوامل بر عرض از مبداء مورد بررسی قرار گیرد. تمامی این مدل‌ها از ترکیبات مختلف عوامل مورد آزمون ایجاد شده‌اند. این هفت مدل به شرح زیر است:

$$R_i(t)- R_f(t) = \alpha + \beta [R_m(t)- R_f(t)] + sSMB(t)+ hHML(t) + e(t)$$
$$R_i(t)- R_f(t) = \alpha + \beta [R_m(t)- R_f(t)] + sSMB(t)+ rRMW(t) + e(t)$$
$$R_i(t)- R_f(t) = \alpha + \beta [R_m(t)- R_f(t)] + sSMB(t)+ cCMA(t) + e(t)$$
$$R_i(t)- R_f(t) = \alpha + \beta [R_m(t)- R_f(t)] + sSMB(t)+ hHML(t)+ rRMW(t) + e(t)$$
$$R_i(t)- R_f(t) = \alpha + \beta [R_m(t)- R_f(t)] + sSMB(t)+ hHML(t)+ cCMA(t) + e(t)$$
$$R_i(t)- R_f(t) = \alpha + \beta [R_m(t)- R_f(t)] + sSMB\ (t) + rRMW(t)+ cCMA(t) + e(t)$$
$$R_i(t)- R_f(t) = \alpha + \beta [R_m(t)- R_f(t)] + sSMB\ (t) + hHML(t)+ rRMW(t)+ cCMA(t) + e(t)$$

که $R_i(t)$ بازده پرتفوی i در زمان t، R_f بازده بدون ریسک، R_m بازده پرتفوی بازار، SMB عامل اندازه، HML عامل ارزش، RMW عامل سودآوری عملیاتی و CMA عامل سرمایه‌گذاری است. انتظار می‌رود در صورتی که عوامل ریسک فراگیر بازده اضافی را توضیح دهد، α صفر باشد. هدف اصلی مقایسه مدل ۳ عاملی فاما-فرنچ با مدل ۵ عاملی آن‌ها است و سایر مدل‌ها به منظور بررسی توان توضیحی عوامل مختلف ریسک آزمون می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

۴- متغیرهای پژوهش و نحوه اندازه‌گیری آن

متغیرهای پژوهش حاضر به شرح ذیل اندازه‌گیری می‌شود:

۱) **عوامل ریسک فراگیر**: برای محاسبه عوامل ریسک از دو روش طبقه‌بندی ۳*۲ و ۲*۲ استفاده می‌گردد.

- **روش ۳*۲**: هر یک از عوامل ریسک فراگیر بر اساس ترکیب دو در سه (۳*۲) اندازه و عامل ریسک مورد نظر محاسبه می‌شود. به نحوی‌که برای محاسبه HML ابتدا تمامی سهام نمونه در ۳۱ شهریور هر سال بر اساس ارزش بازار سهام از کوچک به بزرگ مرتب شده و بر مبنای میانه ارزش بازار سهام به دو گروه سهام بزرگ و کوچک منقسم می‌گردد. سپس کل سهام نمونه مستقل از تقسیم‌بندی قبلی، براساس نسبت B/M به ۳ دسته تقسیم شده به نحوی‌که ۳۰ درصد دارای کمترین B/M پرتفوی L، ۳۰ درصد دارای بیش‌ترین B/M پرتفوی H، و ۴۰ درصد میانی دارای B/M متوسط پرتفوی N می‌باشد. برای محاسبه عامل HML از رابطه (۴) استفاده می‌شود:

$$HML = (SH + BH)/2 - (SL + BL)/2 \qquad (۴)$$

برای محاسبه RMW همین رویه تکرار می‌شود با این تفاوت که معیار دومین طبقه‌بندی بر اساس سودآوری عملیاتی است. لذا عامل RMW از طریق رابطه (۵) محاسبه می‌شود:

$$RMW= (SR + BR)/2 - (SW + BW)/2 \qquad (۵)$$

محاسبه CMA نیز به همین روش و بر اساس رابطه (۶) انجام می‌شود:

$$CMA = (SC + BC)/2 - (SA + BA)/2 \qquad (۶)$$

در این روش SMB کل بر اساس سه جزء کوچک‌تر به نام‌های $SMB_{B/M}$، SMB_{OP} و SMB_{Inv} محاسبه می‌شود. هر یک از $SMB_{B/M}$، SMB_{OP} و SMB_{Inv} بر اساس روابط ۷، ۸ و ۹ محاسبه می‌گردد:

$$SMB_{B/M} = (SH + SN + SL)/3 - (BH + BN + BL)/3 \qquad (۷)$$

$$SMB_{OP} = (SR + SN + SW)/3 - (BR + BN + BW)/3 \qquad (۸)$$

$$SMB_{Inv} = (SA + SN + SC)/3 - (BA + BN + BC)/3 \qquad (۹)$$

و SMB کل از میانگین هر سه SMB بالا به دست می‌آید:

$$SMB = (SMB_{B/M} + SMB_{OP} + SMB_{Inv})/3 \qquad (۱۰)$$

- **روش ۲*۲**: در این روش HML، RMW و CMA به شکل روش اول محاسبه شده تنها با این تفاوت که همه متغیرها براساس میانه هر کدام از متغیرها به دو دسته تقسیم می‌شود وگروهی به نام گروه متوسط وجود نخواهد داشت. این روش از آن جهت بر روش اول برتری دارد که در محاسبه عوامل ریسک، همه

Archive of SID

www.SID.ir

داده‌ها را مدنظر قرار می‌دهد اما در روش اول ۴۰ درصد داده‌ها که همان داده‌های میانی است از محاسبه عامل مورد نظر حذف می‌شود. در این روش، SMB با استفاده از رابطه (۱۱) محاسبه می‌شود:

(۱۱)

$$SMB= (BH + BL + BR + BW + BA + BC)/6 – (SH + SL + SR + SW + SA + SC)/6$$

۲) **بازده پرتفوی:** آزمون مدل پنج عاملی به تبعیت از فاما و فرنچ (۲۰۱۵) در سطح پرتفوی انجام می‌شود یعنی متغیر وابسته، بازده پرتفوی است. لذا در ۳۱ شهریور هر یک از سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۳، کل سهام نمونه بر اساس ارزش بازار مرتب شده و سپس بر اساس میانه آن به دو پرتفوی سهام بزرگ و کوچک تقسیم می‌شود. سپس مستقل از تقسیم‌بندی اول، کل سهام حسب مورد بر اساس هر یک از عوامل نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M)، سودآوری عملیاتی (OP) و سرمایه‌گذاری (Inv) به ۳ گروه ۳۰ درصد ابتدا، ۳۰ درصد انتها و ۴۰ درصد میانی تقسیم می‌شود. از ترکیب ۲ در ۳ اندازه با هر یک از این عوامل ریسک سه گروه پرتفوی ۶ تایی شامل پرتفوی‌های مبتنی بر (اندازه* نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار)، (اندازه* سودآوری عملیاتی) و (اندازه* سرمایه‌گذاری) تشکیل می‌شود.

۳) **سودآوری عملیاتی (OP):** سودآوری عملیاتی، از کسر بهای تمام شده کالای فروش رفته، هزینه‌های اداری، فروش و عمومی و هزینه بهره از درآمد، تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به دست می‌آید.

۴) **سرمایه‌گذاری(Inv):** میزان سرمایه‌گذاری بر اساس رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{\text{ارزش کل دارایی‌ها در انتهای سال – ارزش کل دارایی‌ها در ابتدای سال}}{\text{ارزش کل دارایی‌ها در ابتدای سال}}$$

۵- یافته‌های پژوهش

همان‌گونه که اشاره گردید عوامل ریسک فراگیر بر اساس دو روش طبقه‌بندی ۳*۲ و ۲*۲ محاسبه گردید. آمار توصیفی این عوامل در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد.

جدول ۱- آمار توصیفی عوامل ریسک

	روش ۳*۲			روش ۲*۲		
عوامل ریسک	میانگین	میانه	انحراف معیار	میانگین	میانه	انحراف معیار
HML	-۰/۳۴۴	-۰/۲۰۶	۱/۱۱۰	-۰/۰۸۰	-۰/۰۷۰	۰/۱۷۶
RMW	۰/۱۹۸	۰/۱۴۷	۰/۴۲۵	۰/۰۵۷	۰/۰۵۹	۰/۲۱۶
CMA	-۰/۱۲۶	-۰/۱۲۰	۰/۴۸۰	-۰/۰۴۲	-۰/۰۴۹	۰/۱۳۹
SMB	۰/۰۸۸	۰/۱۰۸	۰/۴۶۱	۰/۰۱۲	۰/۰۴۲	۰/۲۲۴
$R_m(t) - R_f(t)$	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۴	۰/۰۵۷	۰/۰۰۵	-۰/۰۰۴	۰/۰۵۷

Archive of SID

www.SID.ir

همان‌گونه که ملاحظه می‌گردد میانگین SMB در طبقه‌بندی‌های ۳*۲ و ۲*۲ به ترتیب برابر ۰/۰۸۸ و ۰/۰۱۲ است. انحراف معیار تمامی عوامل ریسک در طبقه‌بندی ۲*۲ پایین‌تر از روش ۳*۲ است که این امر ناشی از تنوع‌بخشی بالاتر پرتفوی‌های ۲*۲ است. آمار توصیفی کلیه عوامل ریسک به روش محاسبه آن‌ها بستگی دارد. قدر مطلق مقدار این عوامل در روش ۳*۲ بالاتر از روش ۲*۲ است زیرا در روش اول تنها از ۶۰ درصد ابتدا و انتهای داده‌ها برای محاسبه عامل ریسک استفاده می‌شود اما در روش دوم همه داده‌ها در محاسبات منظور می‌گردد. به عبارت دیگر، در روش اول از داده‌های حدی استفاده شده و همین امر موجب افزایش مقدار عوامل ریسک نسبت به روش دوم گردیده است.

جدول ۲- همبستگی عوامل ریسک

عوامل ریسک	HML	RMW	CMA	SMB	$R_m(t) - R_f(t)$
روش ۳*۲					
HML	۱/۰۰				
RMW	-۰/۲۷	۱/۰۰			
CMA	۰/۱۴	-۰/۵۷	۱/۰۰		
SMB	-۰/۶۳	۰/۵۹	-۰/۶۱	۱/۰۰	
$R_m(t) - R_f(t)$	۰/۰۵	-۰/۱۴	۰/۱۶	-۰/۴۱	۱/۰۰
روش ۲*۲					
HML	۱/۰۰				
RMW	-۰/۳۶	۱/۰۰			
CMA	۰/۰۹	-۰/۶۲	۱/۰۰		
SMB	-۰/۲۲	۰/۵۵	-۰/۴۵	۱/۰۰	
$R_m(t) - R_f(t)$	۰/۰۳	-۰/۱۶	۰/۰۲	-۰/۵۶	۱/۰۰

همان‌گونه که مشاهده می‌گردد با وجود آن‌که همبستگی عوامل ریسک در دو روش با یکدیگر متفاوت است، اما الگوی این همبستگی در هر دو روش یکسان است. به نحوی‌که در هر دو روش همبستگی HML و CMA با SMB معکوس و با بازده بازار، مستقیم است. همبستگی RMW با SMB مستقیم و با بازده بازار معکوس است. انتظار می‌رود شرکت‌های کوچک در مقایسه با شرکت‌های بزرگ از بتای بازار بالاتری برخوردار باشد، لذا باید همبستگی SMB و بازده بازار، مستقیم باشد. اما همانطور که در جدول (۲) ملاحظه می‌گردد همبستگی اندازه و عامل بازار، منفی است. همبستگی HML و CMA بسیار اندک و مثبت است. این امر حاکی از آن است که شرکت‌های دارای عامل ارزش بالاتر تمایل چندانی به سرمایه‌گذاری ندارند.

www.SID.ir

آزمون GRS

با استفاده از آزمون GRS به واکاوی اعتبار مدل‌های مورد آزمون در توضیح بازده اضافی پرتفوی و مقایسه اعتبار مدل‌های ۳ و ۵ عاملی پرداخته می‌شود. این آزمون با ارائه نسبت $A|\alpha_i| / A|\hat{r}_i|$ نشان می‌دهد چه میزان از بازده اضافی توسط عرض از مبداء مدل توضیح داده می‌شود. بنابراین هر چه این نسبت برای مدل مورد بررسی پایین‌تر باشد، نشانگر کارکرد بهتر مدل است. نتایج حاصل از آزمون GRS مدل‌های هفت‌گانه در جدول (۳) ارائه گردیده است. از آنجا که عوامل بازار و اندازه در تمامی مدل‌ها مشترک است جهت رعایت اختصار از تکرار آن اجتناب می‌شود:

جدول ۳- نتایج حاصل از آزمون GRS بر اساس عوامل ریسک مبتنی بر روش ۳*۲

	GRS	$A\|\alpha_i\|$	$A\|\alpha_i\| / A\|\hat{r}_i\|$
(الف): پرتفوی اندازه – نسبت B/M			
مدل ۳ عاملی - HML	۱۸/۶۶	۰/۰۱۴	۰/۸۵
مدل ۳ عاملی - RMW	۱۳/۹۵	۰/۰۱۳	۰/۷۷
مدل ۳ عاملی - CMA	۱۹/۲۶	۰/۰۱۴	۰/۸۴
مدل ۴ عاملی - HML- RMW	۱۱/۷۹	۰/۰۱۲	۰/۷۱
مدل ۴ عاملی - HML- CMA	۱۶/۶۱	۰/۰۱۳	۰/۷۵
مدل ۴ عاملی - RMW-CMA	۱۴/۰۰	۰/۰۱۳	۰/۷۷
مدل ۵ عاملی	۱۱/۶۵	۰/۰۱۱	۰/۶۷
(ب): پرتفوی اندازه – سودآوری			
مدل ۳ عاملی - HML	۱۵/۸۹	۰/۰۱۶	۰/۹۲
مدل ۳ عاملی - RMW	۱۰/۹۳	۰/۰۱۵	۰/۸۶
مدل ۳ عاملی - CMA	۱۵/۹۲	۰/۰۱۶	۰/۹۱
مدل ۴ عاملی - HML- RMW	۸/۹۸	۰/۰۱۴	۰/۸۱
مدل ۴ عاملی - HML- CMA	۱۳/۶۳	۰/۰۱۴	۰/۸۳
مدل ۴ عاملی - RMW-CMA	۱۰/۸۸	۰/۰۱۵	۰/۸۶
مدل ۵ عاملی	۸/۷۳	۰/۰۱۳	۰/۷۷
(ج): پرتفوی اندازه – سرمایه‌گذاری			
مدل ۳ عاملی - HML	۱۸/۴۳	۰/۰۱۵	۰/۷۶
مدل ۳ عاملی - RMW	۱۳/۵۵	۰/۰۱۳	۰/۶۹
مدل ۳ عاملی - CMA	۱۸/۸۸	۰/۰۱۵	۰/۷۶
مدل ۴ عاملی - HML- RMW	۱۱/۰۱	۰/۰۱۲	۰/۶۲
مدل ۴ عاملی - HML- CMA	۱۵/۳۱	۰/۰۱۳	۰/۶۸
مدل ۴ عاملی - RMW-CMA	۱۳/۴۹	۰/۰۱۳	۰/۶۸
مدل ۵ عاملی	۱۰/۱۹	۰/۰۱۱	۰/۵۹

Archive of SID

www.SID.ir

نسبت $|A|\alpha_i| / |A|\hat{r}_i|$ بیان می‌کند چه درصدی از بازده اضافی توسط α توضیح داده می‌شود یا به عبارت دیگر، درصدی که مدل قادر به توضیح آن نمی‌باشد. همانطور که در بخش "الف" جدول (۳) ملاحظه می‌شود مقدار نسبت $|A|\alpha_i| / |A|\hat{r}_i|$ برای مدل سه عاملی حاوی HML برابر ۰/۸۵ است که در صورت احتساب CMA به ۰/۸۴ و با ملحوظ نمودن RMW به ۰/۷۷ تقلیل می‌یابد. لذا مدل سه عاملی حاوی RMW در مقایسه با رقبای سه عاملی دیگر خود از اعتبار بالاتری برخوردار است. الگوی مذکور به ازای سایر پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه و سودآوری و پرتفوی‌های اندازه و سرمایه‌گذاری نیز برقرار است. در بین مدل‌های ۴ عاملی نیز احتساب عوامل RMW و HML منتج به بهترین عملکرد می‌گردد به نحوی‌که مدل مذکور در بخش "الف" حائز کمینه نسبت$|A|\hat{r}_i| / |A|\alpha_i|$ معادل ۰/۷۱ در بین مدل‌های ۴ عاملی است. وضعیت مدل‌های ۴ عاملی بخش‌های "ب" و "ج" نیز مشابه است. مقایسه نسبت $|A|\alpha_i| / |A|\hat{r}_i|$ به ازای مدل‌های ۳، ۴ و ۵ عاملی هر یک از بخش‌های "الف"، "ب" و "ج" حاکی از عملکرد بهتر مدل ۵ عاملی در مقایسه با مدل‌های ۳ و ۴ عاملی است. همچنین، اعتبار مدل‌های ۴ عاملی نیز بهتر از همتای ۳ عاملی آن می‌باشد. لذا نتایج حاصله موید برتری عملکرد مدل ۵ عاملی در مقایسه با همتای ۳ و ۴ عاملی خود است.

نتایج حاصل از آزمون GRS بر اساس عوامل ریسک مبتنی بر روش ۲*۲ در جدول (۴) ارائه گردیده است.

همان‌گونه که در جدول (۴) ملاحظه می‌گردد اعتبار مدل سه عاملی حاوی HML بالاتر از سایر رقبای سه عاملی است به نحوی‌که در بخش "الف" ۷۴ درصد تغییرات بازده توسط آلفا تبیین می‌گردد که در صورت جایگزینی RMW به ۸۷ درصد و در صورت احتساب CMA به ۸۴ درصد می‌رسد. بر خلاف نتایج حاصل از جدول (۳) پایین‌ترین عملکرد مربوط به مدل سه عاملی حاوی RMW است. سایر بخش‌ها نیز از روند مشابهی برخوردار است. احتساب همزمان HML و CMA در مدل چهارعاملی منجر به بالاترین اعتبار مدل می‌گردد به گونه‌ای که نسبت $|A|\alpha_i| / |A|\hat{r}_i|$ در بخش "الف" به ازای مدل یادشده برابر ۰/۶۶ است. پرتفوی‌های مبتنی بر اندازه-سودآوری و اندازه-سرمایه‌گذاری از الگوی مشابهی برخوردار است. پایین‌ترین نسبت $|A|\alpha_i| / |A|\hat{r}_i|$ متعلق به مدل ۵ عاملی و برابر ۰/۶۶ است که با مدل چهار عاملی حاوی HML و CMA برابری می‌کند.

جدول ۴- نتایج حاصل از آزمون GRS بر اساس عوامل ریسک مبتنی بر روش ۲*۲

	GRS	$A\|\alpha_i\|$	$A\|\alpha_i\| / A\|\hat{r}_i\|$
(الف): پرتفوی اندازه - نسبت B/M			
مدل ۳ عاملی - HML	۱۴/۴۷	۰/۰۱۳	۰/۷۴
مدل ۳ عاملی - RMW	۱۸/۹۸	۰/۰۱۵	۰/۸۷
مدل ۳ عاملی - CMA	۱۸/۵۶	۰/۰۱۴	۰/۸۴
مدل ۴ عاملی - HML- RMW	۱۳/۸۳	۰/۰۱۳	۰/۷۳
مدل ۴ عاملی - HML- CMA	۱۲/۰۰	۰/۰۱۱	۰/۶۶
مدل ۴ عاملی - RMW-CMA	۱۷/۷۴	۰/۰۱۴	۰/۸۳
مدل ۵ عاملی	۱۱/۹۲	۰/۰۱۱	۰/۶۶

Archive of SID

www.SID.ir

	GRS	$A\|\alpha_i\|$	$A\|\alpha_i\| / A\|\hat{r}_i\|$
(ب): پرتفوی اندازه – سودآوری			
مدل ۳ عاملی - HML	۱۱/۹۲	۰/۰۱۵	۰/۸۸
مدل ۳ عاملی - RMW	۱۶/۰۷	۰/۰۱۶	۰/۹۴
مدل ۳ عاملی - CMA	۱۵/۵۵	۰/۰۱۶	۰/۹۰
مدل ۴ عاملی - HML- RMW	۱۱/۳۱	۰/۰۱۵	۰/۸۷
مدل ۴ عاملی - HML- CMA	۹/۵۳	۰/۰۱۴	۰/۸۱
مدل ۴ عاملی - RMW-CMA	۱۴/۸۴	۰/۰۱۵	۰/۹۰
مدل ۵ عاملی	۹/۴۸	۰/۰۱۴	۰/۸۱
(ج): پرتفوی اندازه – سرمایه‌گذاری			
مدل ۳ عاملی - HML	۱۳/۹۹	۰/۰۱۳	۰/۶۷
مدل ۳ عاملی - RMW	۱۸/۹۰	۰/۰۱۵	۰/۷۷
مدل ۳ عاملی - CMA	۱۸/۲۹	۰/۰۱۵	۰/۷۵
مدل ۴ عاملی - HML- RMW	۱۳/۳۲	۰/۰۱۳	۰/۶۶
مدل ۴ عاملی - HML- CMA	۱۱/۱۲	۰/۰۱۱	۰/۵۹
مدل ۴ عاملی - RMW-CMA	۱۷/۴۳	۰/۰۱۴	۰/۷۴
مدل ۵ عاملی	۱۱/۰۸	۰/۰۱۱	۰/۵۹

۶- نتیجه‌گیری و بحث

فاما و فرنچ (۲۰۱۵) مدل ۵ عاملی را رد می‌کند اما نشان می‌دهد این مدل بین ۷۱ تا ۹۴ درصد بازده‌های اضافی پرتفوی را توضیح نمی‌دهد. نتایج حاصل از این پژوهش در تایید فاما و فرنچ (۲۰۱۵) نشان می‌دهد مدل ۵ عاملی، ۵۹ تا ۹۴ درصد بازده اضافی سهام را توضیح نمی‌دهد.

این پژوهش همانند پژوهش چیا و همکاران (۲۰۱۵)، مارتینز و جی‌آر(۲۰۱۵)، و انگوین و همکاران (۲۰۱۵) بیان می‌دارد که به طور کلی از نتایج آزمون رگرسیون سری زمانی و آزمون GRS می‌توان نتیجه گرفت که مدل ۵ عاملی در میان مدل‌های انتخاب شده به شکل بهتری بازده مازاد را در بورس اوراق بهادار تهران توضیح می‌دهد. پس از آن در مورد پرتفوی‌های مختلف مدل‌های مختلف ۴ عاملی عملکرد بهتری نسبت به مدل ۳ عاملی داشته که این نتیجه ناشی از عوامل دخیل در پرتفوی‌بندی می‌باشد. به طور مثال در پرتفوی‌های مبتنی براساس اندازه و B/M مدل ۴ عاملی SMB-HML-RMW بهتر از مدل ۳ یا ۵ عاملی عمل می‌کند. در واقع این پژوهش ثابت می‌کند اگرچه در اکثر پرتفوی‌ها مدل ۵ عاملی بهتر از مدل‌های دیگر بازده مازاد را توصیف می‌کند، اما اگر مدل ارزشگذاری سهام براساس مدل تشکیل پرتفوی انتخاب شود، عملکرد بهتری از خود نمایش می‌دهد. نتیجه حاصله همانند نتایج حاصل از پژوهش هارشیتا و یاداو (۲۰۱۵) است که طی آن عملکرد مدل ۵ عاملی را در پرتفوی‌های مبتنی بر سرمایه‌گذاری بهتر از سایر پرتفوی‌ها نمایش داده شده است. همچنین به مانند نتایج

Archive of SID

www.SID.ir

حاصله از پژوهش چیا و همکاران (۲۰۱۵)، و انگوین و همکاران (۲۰۱۵)، احتساب عوامل سرمایه‌گذاری و سودآوری توان توضیحی نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را کاهش نمی‌دهد.

برخی شواهد تجربی نشان می‌دهد توزیع بازدهی سهام غیرنرمال است. در این صورت توجه به گشتاورهای مرتبه سوم و چهارم توزیع بازده یعنی چولگی و کشیدگی اهمیت می‌یابد. در پژوهش حاضر با فرض نرمال بودن توزیع بازده سهام از آزمون‌های آماری میانگین آن استفاده شده است. بر این اساس، پیشنهاد می‌شود جهت راستی‌آزمایی نتایج حاصل از آزمون مدل ۵ عاملی فاما-فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران، مدل مذکور در چارک‌های مختلف توزیع بازده سهام بررسی گردد.

فهرست منابع

* Breeden, D., 1979. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. Journal of Financial Economics 7, 265-296.
* Breeden, D., Gibbons, M., Litzenberger, R., 1989. Empirical tests of the consumption oriented CAPM. Journal of Finance 44, 231-262.
* Chen, L., Novy-Marx, R., Zhang, L., 2010. An alternative three-factor model. Working Paper.
* Chiah, M., Chai, D., Zhong, A.,2015. A Better Model? An Empirical Investigation of the Fama-French Five-Factor Model in Australia. Working Paper
* Cochrane, J. H., 1996. A cross-sectional test of an investment-based asset pricing model. Journal of Political Economy 104, 572-621.
* Cooper, M. J., Gulen, H., Schill, M.J., 2008. Asset growth and the cross-section of stock returns. Journal of Finance 63, 1609-1651.
* Fama, E. F., French, K. R., 1992. The cross-section of expected stock returns. Journal of Finance 47, 129-176
* Fama, E. F., French, K. R., 1993. Common risk factors in the returns on bonds and stocks. Journal of Financial Economics 33, 3-56.
* Fama, E. F., French, K. R., 1996. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. Journal of Finance 51, 55-84.
* Fama, E. F. and French, K. R., 2015. A Five-Factor Asset Pricing Model. Journal of Financial Economics 116, 1-22
* Harshita and S. Singh, Surendra S. Yadav , 2015. Indian Stock Market and Asset Pricing Models. Procedia Economics and Finance 30, 294-304
* Jegadeesh, N., Titman, S., 1993. Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency. Journal of Finance 48, 65-91.
* Kim, D., 2010. Information uncertainty risk and the seasonality in international stock markets. Asia-Pacific Journal of Financial Studies 39, 229-259.
* Kim, D., 2006. On the information uncertainty risk and the January effect. Journal of Business 79, 2127-2162.
* Lintner, J., 1965. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. Review of Economics and Statistics 47, 13–37.
* Martins, C., Jr, W., 2015. Pricing Assets with Fama- French 5-Factor Model: a Brazilian Market Novelty. Conference Paper
* Ross, S., 1976. The arbitrage theory of capital asset pricing. Journal of Economic Theory 13, 341–360.

Archive of SID

www.SID.ir

* Sharpe, W. F., 1964. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. Journal of Finance 19, 424-444.
* Yao, T., Yu, T., Zhang, T., Chen, S., 2011. Asset growth and stock returns. Pacific-Basin Finance Journal 19, 115-1

یادداشت‌ها

[1]. Capital asset pricing model
[2]. Arbitrage Pricing Model
[3]. Titman
[4]. Wei
[5]. Xie
[6]. Novy-Marx
[7]. Dividend Discount Model
[8]. Valuation Theory
[9]. Harshita
[10]. Yadav
[11]. Gregoriou
[12]. Chiah
[13]. Martins
[14]. Jr
[15]. Cakici
[16]. Hou
[17]. Nguyen

Archive of SID

www.SID.ir