Archive of SID

فصلنامــه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گــذاری
سال نهم/ شماره سی‌وپنجم/ پائیز ۱۳۹۹

مقایسه توان توضیح دهندگی مدل‌های چهار عاملی کارهارت و Q عاملی HXZ در تبیین بازده سهام در حالت عادی و بتای شرطی

حسین ابوطالبی
دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان(خوراسگان)، اصفهان، ایران
Hosein.Abutalebi@gmail.com

محسن دستگیر
استاد تمام حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان(خوراسگان)، اصفهان، ایران(نویسنده مسئول)
Dastmw@yahoo.com

غلامرضا سلیمانی امیری
دانشیار حسابداری، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران
Gh_Soleimany @yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۷/۰۴/۱۳ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۹/۱۱

چکیده

بازده مورد انتظار عایدی مدنظر سرمایه گذاران از سرمایه گذاری انجام شده با توجه به سطح ریسک پذیرفته شده توسط ایشان می‌باشد. معیارهای مختلفی برای ارزیابی نرخ بازده مورد انتظار شرکت‌ها معرفی شده است که مورد توجه سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان می‌باشد. هدف اصلی این پژوهش بررسی مقایسه‌ای قدرت توضیح دهندگی مدل‌های تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. به منظور بررسی این هدف اطلاعات مالی ۱۵۲ شرکت از شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار تهران به صورت سه ماهه طی بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۵ مورد بررسی قرار گرفت. در این پژوهش قدرت تبیین مدل‌ها از طریق داده های ترکیبی با استفاده نرم‌افزار Eviews تجزیه و تحلیل و برآورد گردید. با توجه به روش‌های آماری انجام‌شده در سطح اطمینان ۰/۹۵ فرضیه‌ها مورد آزمون قرار گرفت. این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی است. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که استفاده از بتای شرطی قدرت تبیین مدل کارهارت را افزایش می‌دهد و لذا مدل مناسب‌تری برای ارزیابی بازده سهام در اختیار تصمیم‌گیرندگان بازارهای مالی قرار می‌دهد. هم‌چنین مدل Q عاملی HXZ قدرت تبیین بیشتری نسبت به مدل چهار عاملی کارهارت در حالت اصلی دارد و مدل مناسب‌تری برای تصمیمات سرمایه‌گذاری می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: بتای شرطی، بازده مورد انتظار، مدل Q عاملی HXZ و مدل چهار عاملی کارهارت.

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

پژوهش‌های زیادی رابطه بین ریسک و بازده حاصل از سرمایه‌گذاری مورد بررسی قرار داده‌اند، که هدف اکثر آنها دستیابی به پیش‌بینی دقیق می‌باشد. به منظور تحقق این هدف مدل‌های مختلفی ارائه‌شده است، که سرمایه‌گذاران از آنها برای پیش‌بینی بازده مورد انتظار بهره می‌گیرند. به‌طورکلی شناسایی شاخص‌های مهم برای سطح بازده مورد انتظارسهام یکی از مسائل مهم در علوم مالی نوین است. ثروت سهامداران به دو عامل ریسک و بازده بستگی دارد. تعیین بازده آتی به‌طور دقیق امکان‌پذیر نیست، بنابراین سهامداران هنگام سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیرند و برای حداکثر کردن منافع خویش به دنبال پیش‌بینی بازده سهام هستند. از طرفی با پیش‌بینی دقیق بازده مورد انتظار مدیریت می‌تواند به منابع مالی بهینه دست یابد. بنابراین پیش‌بینی بازده علاوه بر این که از دید سهامداران دارای اهمیت می‌باشد، از دید مدیران نیز دارای اهمیت بالایی می‌باشد. پژوهشگران مختلف هم‌چون فاما و فرچ[۱] (۱۹۹۲)؛شارپ[۲] (۱۹۶۴)؛ لیتنر[۳] (۱۹۶۵)؛کارهارت[۴] (۱۹۹۷) و ... در این اواخر هو و همکاران[۵] (۲۰۱۴) مدل‌هایی را جهت پیش‌بینی بازده معرفی نموده‌اند. در حال حاضر، تمرکز پژوهش‌ها بر روی مدل‌های چندعاملی جدید شامل مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ و مدل Q عاملی می‌باشد. هو و همکاران (۲۰۱۲)، مدل Q عاملی را بر اساس تئوری Q و شواهد تجربی از داده‌های بازار ارائه دادند. این مدل شامل چهار عامل می‌باشد و به مدل سه عاملی فاما و فرنچ شباهت بیشتری دارد. در این مدل، عامل بازار و عامل اندازه وجود دارد ولی به جای عامل ارزشی در مدل سه عاملی فاما و فرنچ، عامل سرمایه‌گذاری و عامل سودآوری در مدل Q عاملی معرفی شده است. در مدت کوتاهی بعد از آن، مدل پنج‌عاملی فاما و فرنچ توسط فاما و فرنچ[۶] (۲۰۱۵) ارائه شد. آنها دو عامل جدید به مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ اضافه کردند که این عوامل شامل عامل سرمایه‌گذاری و عامل سودآوری می‌باشد. ابتدا بایستی به منظور درک مشکلات و محدودیت‌های بتای ایستا، به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای توجه شود. این مدل فرض می‌کند که یک رابطه خطی بین ریسک سیستماتیک و بازده موردانتظار وجود دارد. این مدل شاخصی از ریسک مربوط به یک دارایی نسبت به ریسک بازده اضافی پرتفوی بازار می‌باشد که با تک‌بتای ارزشی ایستای بازار تبیین می‌شود. طبیعتاً، سهولت بکارگیری این مدل باعث محبوبیت زیاد آن شده است. با این حال، نتایج پژوهش‌های گذشته حاکی از شکست مکرر این مدل در تبیین رابطه ریسک-بازده به دلیل وقوع ناهنجاری‌هایی در قیمت‌گذاری سهام می‌باشد. انتقادهای وارده بر مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای می‌تواند نشأت گرفته از محدودیت‌های بتای ایستا باشد که تنها یک میانگین ایستا برای یک دوره معین به‌عنوان عاملی برای مدل در نظر گرفته شده است. مشکل اندازه‌گیری ریسک بازار با بتای ایستا این است که امکان دارد در واقعیت رابطه ریسک-بازده در طول زمان و شرایط متفاوت بازار تغییر کند. همان‌طور که پتنگیل و همکاران[۷](۱۹۹۵) بیان می‌کنند که احتمالاً بتای سنتی ایستا، برآوردهای اشتباهی برای رابطه ریسک - بازده در طول دوره‌های کوتاه‌مدت‌تر دارد. به دلیل ماهیت و مشخصات محاسبه میانگین، یک تغییر احتمالی در رابطه ریسک - بازده، مشاهدات گذشته وزن خود را از دست خواهد داد. در واقع، رابطه در شرایط متفاوت بازار، اختلاف دارد که این موضوع، برآوردهای حاصل از محاسبه ارزشی میانگین را تحت تأثیر قرار می‌دهد و آن‌را به یک‌سو متمایل می‌کند. علی‌الخصوص، در شرایط رونق و رکود بازار تنها بعضی اوقات یا

www.SID.ir

Archive of SID

لحظه‌ای که جهت بازار در حال تغییر کردن می‌باشد، رخ می‌دهد.این مشکل با توانایی مدل‌های بتای سنتی ایستای تعدیل شده جهت تغییر رابطه ریسک-بازده کاهش می‌یابد ولی با این حال این مشکل به خودی خود پابرجا می‌باشد. پژوهش‌های توسعه‌یافته مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مشکلات اندازه‌گیری و سنجش با بتای سنتی ایستا را برجسته و رویکردی جدید برای پژوهش‌ها و بررسی‌های بیشتر را آشکار می‌کند. فرض بر این است که توانایی مدل‌ها جهت سنجش تغییر رابطه ریسک-بازده می‌تواند با بتای دوگانه شرطی بهبود یابد. هدف این پژوهش مقایسه توان توضیح‌دهندگی مدل‌های چهار عاملی کارهارت و Q عاملی HXZ در تبیین بازده سهام در حالت عادی و بتای شرطی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

در این مقاله پس از ارائه مبانی نظری، نتایج عموم پژوهش‌های داخلی انجام شده در مورد مدل‌های چندعاملی ارزیابی بازده سهام و برخی پژوهش‌های خارجی معتبر در این زمینه ارائه گردیده است. سپس جامعه آماری و روش نمونه گیری ذکر شده است. در بخش بعدی فرضیه‌ها و مدل‌های پژوهش ارائه شده است. در ادامه تجزیه و تحلیل آماری، آزمون فرضیات و نتیجه گیری از پژوهش بیان شده است و در خاتمه پیشنهادهایی مبتنی بر نتایج پژوهش ارائه گردیده است.

۲- مبانی نظری و پیشینه پژوهش

پیش‌بینی عامل کلیدی در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی است و سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان، مدیریت و سایر اشخاص در تصمیم‌گیری‌های اقتصادی، متکی به پیش‌بینی و انتظارات هستند. یکی از مباحث کلیدی و تأثیرگذار برفرآیند سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار، شناخت ساز و کار ایجاد بازده و دیگری بررسی بازده و ریسک مرتبط به آن است. ازاین‌رو در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری ریسک و بازده نقش کلیدی داشته و تعیین و پیش‌بینی میزان آن‌ها برای سرمایه‌گذاران از اهمیت خاصی برخوردار است (خاتمی، ۱۳۹۵). مهم‌ترین هدف سرمایه‌گذاران دستیابی به بازده مطلوب است؛ بدین معنی که منابع مالی افراد در مناسب‌ترین و پربازده-ترین بخش‌های بازار سرمایه‌گذاری شود. با توجه به این امر و همچنین علاقه و نیاز سرمایه‌گذاران به دستیابی به معیارهایی مناسب برای ارزیابی سهام‌های پربازده و سرمایه‌گذاری در شرکت‌هایی که از آینده‌ی مالی بهتری برخوردار باشند؛ استفاده ازمدل‌هایی جهت پیش‌بین رفتار بازده سهام برای سرمایه‌گذاران امری ضروری است (ابوالقاسمی، ۱۳۸۹). اولین مدل و یکی از معروفترین مدل‌هایی که با بررسی رابطه بازده و ریسک به پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام پرداخت، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای(CAPM)[۸] که توسط شارپ و لینتنر[۹] در دهه ۱۹۷۰ ارائه گردید. پس از آن فاما و فرنچ (۱۹۹۲) عنوان نمودند مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به عنوان پاداش منطقی ریسک در نظر گرفته می‌شود به طور کامل توان توضیح دهندگی ارتباطی که بین متغیرهای بنیادی و بازدهی سهام ندارد، نشانگر پاداش تحمل ریسک است، به این منظور مدل سه عاملی را مطرح کردند. در دهه‌های گذشته، پژوهش‌های زیادی، تحت تأثیر مدل سه عامل فاما و فرنچ، از مدل‌های چندعاملی برای بررسی توان تبیین بازده یک دارایی استفاده نموده‌اند. من‌جمله در سال۱۹۹۷ پژوهشگری به نام کارهارت، عامل چهارمی را به مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) اضافه نمود و آن‌را مومنتوم (تمایل به عملکرد

www.SID.ir

Archive of SID

گذشته) نامید. ممنتوم متغییری بود که نشان دهنده تمایل بازار به واکنش‌های مثبت نسبت به عملکردهای شرکت‌های موفق در دوره‌های کوتاه‌مدت پس از موفقیت و تمایل به واکنش منفی نسبت به عملکرد شرکت‌های ناموفق در دوره‌های پس از شکست بود. در واقع این عامل نشان می‌دهد نگرش بازار گذشته‌گرا باقی می‌ماند تا در نهایت تغییر جهت دهد. پژوهش وی نشان داد افرادی که در پایان سال سهام شرکت‌های ناموفق را می-فروشند و سهام شرکت‌های موفق را می‌خرند تا ۸ درصد بازده اضافی به دست می‌آورند. این پژوهش مبنای تحقیقات گسترده‌ای در حوزه مالی قرار گرفت. برخی پژوهشگران مانند لای و لاو[۱۰] (۲۰۱۰) و حزبی و صالحی (۱۳۹۵)معتقدند مدل کارهارت مدل بهتری نسبت به مدل سه عاملی می‌باشد. در سال‌های اخیر نیز سه پژوهشگر به نام‌های هو و همکاران (HXZ) در سال (۲۰۱۴) مدل چهار عاملی را ارائه نمودند که به مدل Q عاملی معروف شد. مدل ۳ عاملی فاما فرنچ و به تبع آن مدل ۴ عاملی کارهارت از EBIT به عنوان عامل سودآوری استفاده می‌نمایند لیکن مدل هو و همکاران بر اساس مبانی تئوریک محدود و بیشتر متکی بر یافته-های تجربی از ROE به عنوان عامل ارزیابی سودآوری شرکت استفاده می‌نماید و این مدل بر خلاف مدل کارهارت که مبتنی بر تئوری ارزشیابی است بر q-Theory بنا نهاده شده است. یافته‌های پیتینگل و همکاران[۱۱] (۱۹۹۵)، هونتون و پترسون[۱۲] (۱۹۹۸)، پیتینگل و همکاران (۲۰۰۲) در خصوص بتای دوگانه نشان دادند یک رابطه سیستماتیک قوی بین بتا و بازده در مدل‌های شرطی وجود دارد، اما وقتی که عامل‌های هر یک ازمدل‌ها بدون قید و شرط مورد آزمون قرار می‌گیرند، روابط ضعیفی خواهند داشت. آن‌ها معتقدند، به محض این‌که رابطه کوواریانس بین بازار و پرتفوی‌ها تغییرمی‌کند به دلیل وجود نوسانات بالاتری یا پایین‌تر، وضعیت بازارهای مختلف متفاوت است، بر این اساس بتا رابطه بین بازار و پرتفوی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این باعث می‌شود که ریسک توسط بتا راکد نامعتبر باشد، زیرا دوره‌های کوتاه‌مدت آن می‌تواند ویژگی‌های یک بازار رونق افزایش داده و یا یک بازار رکود داشته باشد. در پژوهش پیتینگل و همکاران[۱۳] (۱۹۹۵) نشان دادند مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای (CAPM) در هنگام استفاده از روش برآورد دو بتا (زمانی که بازده بازار با شرایط بالا و پایین بازار تفکیک می‌شود)، به صورت قابل‌توجهی بهبود می‌یابد. نهایتاً لیند و اسپار[۱۴](۲۰۱۶) نسبت به آزمون قدرت توضیح دهندگی مدل‌های چندعاملی با استفاده از بتای دوگانه شرطی اقدام نمودند و بررسی ایشان افزایش قدرت توضیح دهندگی مدل‌های چندعاملی با استفاده از بتای شرطی را تایید نمود. بر این اساس در این پژوهش توان توضیح‌دهندگی مدل‌های چهار عاملی کارهارت و Q عاملی HXZ در تبیین بازده سهام در حالت عادی و بتای شرطی مورد بررسی قرار گرفته است.

۳- پیشینه پژوهش

- **پیشینه داخلی**

تالانه و قاسمی (۱۳۹۰) پژوهشی تحت عنوان آزمون تجربی و مقایسه CAPM و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ انجام دادند. در واقع آن‌ها قدرت تبیین CAPM و نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ را با یکدیگر مقایسه کردند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد شواهدی در تأیید مدل CAPM مشاهده گردید و در تأیید مدل آربیتراژ شواهدی

www.SID.ir

Archive of SID

مشاهده نشد. در واقع یافته‌های آن‌ها نشان می‌دهد که مدل CAPM قدرت بیشتری در تبیین نرخ بازده مورد انتظار نسبت مدل آربیتراژ دارد.

پور زمانی و بشیری (۱۳۹۲) پژوهشی تحت عنوان آزمون مدل کارهارت برای پیش‌بینی بازده مورد انتظار انجام دادند. در واقع هدف از این پژوهش بررسی اثر داده های مالی بر بازده پرتفوی سهام و بررسی قدرت پیش-بینی مدل کارهارت است. به این منظور اطلاعات مالی ۱۵۰ شرکت سال‌های ۱۳۸۵ الی ۱۳۸۹ مورد بررسی قرار دادند. برای این پژوهش سه فرضیه طراحی گردید که با استفاده از مدل رگرسیون چند متغیره و آزمون زوجی آزمون شدند. نتایج آزمون‌ها نشان دادند که سهام رشدی دارای بازدهی بیشتری هستند. همچنین برای افزایش قابلیت اتکای پژوهش بازدهی بدست آمده بوسیله مدل کارهارت با داده‌های واقعی مقایسه شدند که این مقایسه نشان داد که بازدهی های بدست آمده از این مدل با اطلاعات واقعی تفاوت معناداری ندارند.

ایزدی‌نیا و همکاران (۱۳۹۳) مطالعه‌ای تحت عنوان مقایسه مدل اصلی سه عاملی فاما و فرنچ با مدل اصلی چهار عاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران انجام دادند.

پژوهش آن‌ها بر مبنای یک مدل چهار عاملی بنا شده است: مدل فاما، فرنچ و مومنتوم. آن‌ها در این پژوهش از روش رگرسیون چند متغیره، برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده نمودند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که به-کارگیری مدل‌های چند عاملی از مدل تک عاملی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، مناسب‌تراست. همچنین نتایج پژوهش حاکی از این است که مدل چهار عاملی کارهارت مزیتی نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ ندارد زیرا از بین چهار متغیر صرف ریسک بازار، عامل اندازه، عامل ارزش وعامل تمایل به عملکرد گذشته (مومنتوم)، تنها دو متغیر صرف ریسک و اندازه، بر بازده سهام تأثیر می‌گذارد.

صالحی و همکاران (۱۳۹۳) مطالعه‌ای با عنوان مدل پنج عاملی فاما و فرنچ : مدلی نوین برای اندازه‌گیری بازده سهام انجام دادند. آن‌ها در این پژوهش به معرفی مدل پرداخته است. آن‌ها بیان نمودند که پژوهش‌های تجربی درمورد توانایی این الگو در توضیح بازده سهام هنوز بدان شکل صورت نگرفته است و ارزیابی آن منوط به انجام تحققیات آتی خواهد بود.

حزبی و صالحی(۱۳۹۵) پژوهشی تحت عنوان مقایسه قدرت توضیح دهندگی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ و مدل چهار عاملی کارهارت در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام انجام دادند. آن‌ها در این پژوهش قدرت توضیح دهندگی سه مدل پنج عاملی فاما و فرنچ و مدل چهار عاملی کارهارت را با یکدیگر مقایسه کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد قدرت مدل کارهارت بیشتر از مدل سه عاملی فاما و فرنچ و مدل پنج عاملی فاما و فرنچ بهتر از مدل کارهارت است.

بابالویان و مظفری (۱۳۹۵)پژوهشی تحت عنوان مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با مدل‌های چهار عاملی کارهارت و Q عاملی HXZ در تبیین بازده سهام انجام دادند. آن‌ها در این پژوهش به بررسی توان توضیح‌دهندگی بازده سهام توسط مدل‌های پنج عاملی فاماوفرنچ، چهارعاملی کارهارت و Q عاملی HXZ پرداختند. نتایج پژوهش با استفاده از اطلاعات ماهانه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ نشان می‌دهد که توان تبیین بازده سهام توسط مدل پنج عاملی فاما و فرنچ

www.SID.ir

Archive of SID

بیش از مدل‌های کارهارت و HXZ می‌باشد. برخلاف یافته‌های فاما و فرنچ در بورس‌های ایالات متحده، عامل ارزش (HML) دربورس اوراق بهادار تهران معنادار بوده و به عنوان عامل زاید شناخته نمی‌شود. نتایج پژوهش، حاکی از آن است که از بین عامل‌های بتا، اندازه، ارزش، تمایل به عملکرد گذشته (مومنتوم)، سودآوری و سرمایه‌گذاری، عامل‌های مومنتوم و سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران بر بازده سهام تاثیر نمی‌گذارد.

انوری و همکاران (۲۰۱۷) مطالعه‌ای تحت عنوان بررسی قدرت پیش‌بینی فاما و فرنچ مدل پنج عاملی با گنجاندن ضریب چولگی، مدارک و شواهد از بازار سهام ایران انجام دادند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که چهار عامل بازار، اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و سودآوری ارتباط مثبتی دارند ولی عامل سرمایه‌گذاری تأثیر منفی دارد. همچنین یافته‌های آن‌ها نشان داد ضریب چولگی برآورده بازده مورد انتظار را بهبود می‌بخشد.

وکیلی‌فرد و همکاران (۱۳۹۶) الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ با چهار عاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران مقایسه نمودند. آن‌ها با استفاده از آزمون معنی‌داری ضرایب متغیرهای توضیحی الگوها و الگوی رگرسیون داده های ترکیبی واحدهای مقطعی و سری زمانی و ضریب تعیین تعدیل شده، الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ و الگوی چهارعاملی کارهارت را برای تبیین بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی بین سال های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۲ مقایسه نمودند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان می‌دهد از لحاظ آماری، عوامل صرف ریسک بازار، اندازه و ارزش بر بازده سهام تاثیر می-گذارند و دو عامل مومنتوم و سودآوری بر بازده سهام تاثیری ندارند. به بیان دیگر نتایج پژوهش نشان می‌دهد در بورس اوراق بهادار تهران، الگوی سه عاملی فاما و فرنچ صدق می کند، اما الگوی چهارعاملی کارهارت و پنج عاملی فاما و فرنچ صدق نمی‌کند.

- **پژوهش‌های خارجی**

هو و همکاران (۲۰۱۴)، مدل‌های چند عاملی جدید در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام با یکدیگر مقایسه نمودند. در واقع آن‌ها قدرت پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام پنج عاملی فاما و فرنچ و HXZ را مقایسه نمودند. نتایج پژوهش مؤید این است که بر مبنای دلایل منطقی و تحلیلی مدل HXZ بهتر از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ بازده مورد انتظار سهام پیش‌بینی می‌کند.

لی و موهانرام[15] (۲۰۱۴) مدل‌های پیش‌بینی مقطعی برای هزینه ضمنی سرمایه را ارزیابی کردند. به این منظور اطلاعات مالی ۱۱۹۶۵۳ سال - شرکت طی بازه زمانی ۲۰۰۸-۱۹۶۹ مورد بررسی قرار دادند. این پژوهش از نظر، ازنوع کاربردی است و از نظر روش تحلیل داده پژوهش همبستگی با استفاده از رگرسیون مقطعی می‌باشد. آن‌ها در این پژوهش به دنبال به‌کارگیری مدل‌های پیش‌بینی مقطعی سود برای ارزیابی هزینه سرمایه می‌باشند. نتایج آن‌ها نشان داد که مدل HXZ برای ارزیابی هزینه سرمایه معیار مناسبی نیست.

فاما و فرنچ (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای مدل پنج عاملی و و سه عاملی خود را مقایسه نمودند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که قدرت مدل پنج فاکتوری فاما و فرنچ بیش از قدرت مدل ۳ عاملی فاما و فرنچ است.

www.SID.ir

Archive of SID

چیاه و همکاران[16] (۲۰۱۶) پژوهشی تحت عنوان ارزیابی مدل‌های CAPM، فاما و فرنچ وAPT در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار رومانی انجام دادند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد بیشترین قدرت تبیین به ترتیب مربوط به مدل‌های پنج عاملی فاما و فرنچ و DCAPM است.

هو و همکاران[17] (۲۰۱۶) پژوهشی تحت عنوان مقایسه مدل‌های پنج عاملی فاما و فرنچ و HXZ در پیش‌بینی بازده مورد انتظار سهام انجام دادند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد قدرت تبیین مدل HXZ و سپس مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با فاصله کمی بهترین مدل‌ها هستند.

لیند و اسپار[18] (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای قدرت تبیین مدل‌های چند عاملی با توجه به بتای دوگانه مورد ارزیابی قرار دادند. در این پژوهش مدل‌های سه و پنج عاملی فاما و فرنچ، کارهارت و Q عاملی را با یکدیگر مقایسه شده است. نتایج پژوهش نشان داد قدرت تبیین مدل پنج عاملی فاما و فرنچ و Q عاملی بهتر از سه عاملی فاما و فرنچ و کارهارت است. هم‌چنین نتایج نشان داد که در حالت بتای شرطی قدرت تبیین مدل‌های پنج عاملی فاما و فرنچ، چهار عاملی کارهارت و Q عاملی HXZ بیشتر از حالت اصلی (عادی) می‌باشد.

ته و لائو[19] (۲۰۱۷)، پژوهشی با عنوان مدل بتای دوگانه: شواهدی از بازار سهام مالزی انجام دادند. در واقع آن‌ها به بررسی مشخصات بتا-بازده با در نظر گرفتن رفتار نامتقارن بتا در شرایط رونق بازار در مقابل رکود بازار در شرکت‌های بورسی مالزی پرداختند. این پژوهش در دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۱ با استفاده از دو مدل بتای دوگانه شامل مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ به بررسی ۶۰ سهام پذیرفته شده در بورس پرداختند. بازده و بتای برآوردی نشان داد که اکثر سهام، یک افزایش (کاهش) بتا در دوره رکود (رونق) بازار تجربه کرده‌اند. این موضوع نشان‌دهنده این است که سرمایه‌گذاران با یک صرف ریسک مثبت برای نگهداشتن یک دارایی، سود می‌برند، در حالی‌که افزایش بتا دارای صرف ریسک منفی می‌باشد. شواهدی وجود دارد که اگر عدم تقارن اطلاعات، بخش قابل توجهی از درک سرمایه‌گذاران از ریسک در بازار را به خود اختصاص دهد، مدل سه عاملی فاما و فرنچ شرطی نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای شرطی، مفیدتر می‌باشد. نتایج مشابهی برای دو مدل سه‌عاملی فاما و فرنچ با بتای دوگانه و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در شرایط غیرشرطی، وجود دارد.

اسپیرتز[20] (۲۰۱۸)، در پژوهشی با عنوان بررسی رابطه متقابل بتا و بازده در بازده سهام بین‌المللی: شواهدی از بازارهای نوظهور و توسعه‌یافته با پیروی از دیدگاه پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) به بررسی رابطه شرطی و غیرشرطی بین بتا و بازده از ژانویه ۱۹۹۵ تا می ۲۰۱۷ با حجم نمونه متنوع جهانی متشکل از ۲۲ بازار نوظهور و ۲۳ بازار توسعه‌یافته پرداختند. علاوه بر این، روش پتنگیل و همکاران (۱۹۹۵) تعدیل یافته است تا مقادیر بتا متغیر در دوره یک‌ساله در نظر گرفته شود تا تکمیل‌کننده و تقویت‌کننده نتایج اولیه باشد. نتایج تجربی نشان داد که هیچ رابطه غیرشرطی قابل توجهی بین بتا و بازده وجود ندارد. با این حال، تمایز بین بازارهای رو به رشد و رو به زوال موجب می‌شود که رابطه شرطی قابل توجهی یافت شود. این پژوهش با بررسی و مقایسه نمونه بزرگی از بازارهای نوظهور و توسعه‌یافته، اطلاعاتی به ادبیات موجود اضافه می‌کند و نتایج این پژوهش مؤید نتایج مبتنی بر روش پتنگیل و همکاران با بتاهای متغیر با زمان می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

۴- جامعه آماری و روش نمونه‌گیری

کلیه‌ی شرکت‌های انتخابی باید دارای ویژگی‌های زیر باشند:

۱) شرکت‌ها باید از سال ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۵ در بورس حضور داشته باشند؛

۲) شرکت‌های مورد نظر جزو بانک‌ها و واسطه‌گری‌مالی، لیزینگ و سایر شرکت‌های سرمایه‌گذاری نباشد؛

۳) ناقص نبودن داده‌ها. قلمرو زمانی این پژوهش‌از ابتدای سال ۱۳۹۱ تا پایان سال ۱۳۹۵ را در بر می‌گیرد.

با توجه به محدودیت‌های فوق ۱۵۲ شرکت به عنوان نمونه انتخاب گردید. لذا این پژوهش از منظر هدف جزء پژوهش‌های کاربردی است؛ همچنین ازآن‌جا که پژوهش به بررسی ارتباط بین چند متغیر می‌پردازد، پژوهش ازلحاظ ماهیت و روش از نوعی توصیفی همبستگی می‌باشد.

۵- فرضیه‌ها و مدل‌های پژوهش

۱) مدل Q عاملی HXZ در حالت بتای شرطی قدرت تبیین بیشتری نسبت حالت اصلی دارد.

۲) مدل چهار عاملی کارهارت در حالت بتای شرطی قدرت تبیین بیشتری نسبت حالت اصلی دارد.

۳) مدل Q عاملی HXZ نسبت به مدل چهار عاملی کارهارت در حالت اصلی قدرت تبیین بیشتری دارد.

۴) مدل Q عاملی HXZ نسبت به مدل چهار عاملی کارهارت در حالت بتای شرطی قدرت تبیین بیشتری دارد.

- **مدل Q عاملی HXZ**

بر مبنای پژوهش هو و همکاران (۲۰۱۴) معادله رگرسیون محاسبه ضرایب مدل Q عاملی HXZ در ادامه ارائه شده است.

مدل رگرسیونی (۱)

$$(R_{pt}-R_{ft})=\alpha+\beta_{[MKT]_t} MKT_t + \beta_{[ME]_t} ME_t + \beta_{[I/A]_t} (I/A)_t + \beta_{[ROE]_t} ROE_t + \mathcal{E}$$

و متغیرهای مدل به صورت زیر تعریف و محاسبه می‌شوند:

$R_{pt}-R_{ft}$: به بازده مازاد شرکت اشاره دارد.

MKT: به بازده مازاد پرتفوی اشاره دارد، که پرتفوی‌ها بر اساس فرمول زیر به سه گروه پایین (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و بالا (۳۰درصد) تشکیل می‌شوند.

ROE: به عامل سودآوری اشاره دارد، شرکت‌ها بر مبنای عامل سودآوری و بر مبنای عامل زیر به سه گروه ضعیف (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و قوی (۳۰درصد) تقسیم می‌شوند.

رابطه (۱)

$$ROE = \frac{Net\ income\ extra\ items_{t-1}}{Book\ value\ of\ equity_{t-2}}$$

www.SID.ir

Archive of SID

I/A:عامل سرمایه‌گذاری در مدل اخیر است. شرکت‌ها بر مبنای این عامل و طبق فرمول زیر به سه گروه ضعیف پایین (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و بالا (۳۰درصد) تقسیم می‌شوند.

$$\frac{I}{A}=\frac{Total\ assets_{Dec_{t-1}}-Total\ assets_{t-2}}{Total\ assets_{t-2}}$$ رابطه (۲)

ME: عامل اندازه بر مبنای ارزش بازار شرکت‌ها است و بر مبنای ارزش بازار به دو گروه بزرگ و کوچک بر مبنای میانه تقسیم می‌شوند و سپس:

$$ME_{I/A}=\frac{(R_{Smal,Low}+R_{Smal,Neutral}+R_{Small,High})}{3}-\frac{(R_{Big,Low}+R_{Big,Neutral}+R_{Big,High})}{3}$$ رابطه (۳)

$$ME_{ROE}=\frac{(R_{Smal,Low}+R_{Small,Neutral}+R_{Small,High})}{3}-\frac{(R_{Big,Low}+R_{Big,Neutral}+R_{Big,High})}{3}$$ رابطه (۴)

نهایتاً:

$$ME=\frac{(ME_{I/A}+ME_{ROE})}{2}$$ رابطه (۵)

$$\frac{I}{A}=\frac{(R_{Small,Low}+R_{Big,Low})}{2}-\frac{(R_{Small,High}+R_{Big,High})}{2}$$ رابطه (۶)

$$ROE=\frac{(R_{Smal,high}+R_{Big,high})}{2}-\frac{(R_{Smal,Low}+R_{Big,Low})}{2}$$ رابطه (۷)

- **مدل چهار عاملی کارهارت**

بر مبنای پژوهش کارهارت (۱۹۹۷) معادله رگرسیون محاسبه ضرایب مدل چهار عاملی کارهارت به شرح زیر است:

مدل رگرسیونی (۲)

$$(R_{pt}-R_{ft})=\alpha+\beta_{[MKT]_t}MKT_t+\beta_{[SMB]_t}SMB_t+\beta_{[HML]_t}HML_t+\beta_{[CMA]_t}CMA_t+\mathcal{E}$$

و متغیرهای مدل به صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$R_{pt}-R_{ft}$: به بازده مازاد شرکت اشاره دارد.

MKT: به بازده مازاد پرتفوی اشاره دارد، که پرتفوی‌ها بر اساس فرمول زیر به سه گروه پایین (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و بالا (۳۰درصد) تشکیل می‌شوند.

در رابطه با SMB شرکت‌ها بر مبنای ارزش بازار (عامل اندازه) به دو گروه بزرگ و کوچک بر مبنای میانه تقسیم می‌شوند و سپس:

$$SMB_{HML}=\frac{(R_{Small,Low}+R_{Small,Medium}+R_{Small,Hiqh})}{3}-\frac{(R_{Big,Low}+R_{Big,Medium}+R_{Biq,High})}{3}$$ رابطه (۸)

$$SMB_{CMA}=\frac{(R_{Small,Cons}+R_{Small,Medium}+R_{Small,Agg.})}{3}-\frac{(R_{Big,Cons.}+R_{Big,Medium}+R_{Big,Agg.})}{3}$$ رابطه (۹)

www.SID.ir

Archive of SID

نهایتاً:

$$SMB = \frac{SMB_{HML}+SMB_{CMA}}{۲}$$ رابطه (۱۰)

$$HML = \frac{(R_{Small,High}+R_{Big,High})}{2} - \frac{(R_{Small,Low}+R_{Big,Low})}{2}$$ رابطه (۱۱)

$$CMA = \frac{(R_{Small,Cons}+R_{Big,Cons})}{2} - \frac{(R_{Small,Agg}+R_{Big,Agg})}{2}$$ رابطه (۱۲)

در رابطه با HML: شرکت‌ها بر مبنای عامل ارزش دفتری به ارزش بازار به سه گروه پایین (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و بالا (۳۰درصد) تقسیم می‌شوند.

$$\frac{BE}{ME} = \frac{\text{Book value of equity}_{t-1}}{\text{Market value of equity}_{t-1}}$$ رابطه (۱۳)

در رابطه با CMA شرکت‌ها بر مبنای *سرمایه‌گذاری* و طبق فرمول زیر به سه گروه محافظه‌کار (۳۰درصد)، میانه (۴۰درصد) و جسور (۳۰درصد) تقسیم می‌شوند.

$$Changeintotalassets = \frac{Totalassets_{t-1}-Total\ asses_{t-2}}{Total\ asses_{t-1}}$$ رابطه (۱۴)

- **محاسبه بتای شرطی**

بر مبنای پژوهش لیند و اسپار (۲۰۱۶) برای محاسبه بتای شرطی در شرایط رکود و رونق بازار به صورت زیر عمل می‌نماییم :

$$If: R_m < R_f\ ; Down\ Market, THEN: Dummy = 0$$ رابطه (۱۵)

$$If: R_m > R_f\ ; Up\ Market, THEN: Dummy = 1$$ رابطه (۱۶)

که :

$$R_f = (1 + R_f^A)^{(1/4)}$$ رابطه (۱۷)

و از نرخ سود سپرده بانکی به عنوان نرخ بازده بدون ریسک استفاده می‌نماییم. در نهایت بر مبنای پژوهش اخیر الذکر متغییر موهومی محاسبه شده طبق رابطه‌های ۱۵ و ۱۶ در معادلات رگرسیونی شماره ۱ و ۲ جایگزین می‌شوند و معادله رگرسیون محاسبه ضرایب شماره ۳ برای مدل Q عاملی HXZ با بتای شرطی و شماره ۴ برای مدل چهار عاملی کارهارت با بتای شرطی به شرح زیر برآورد می‌گردند.

مدل رگرسیونی (۳)

$$(R_{it} - R_{ft}) = \alpha + \beta_{up[MKT]_t} MKT_t D + \beta_{down[MKT]} MKT_t(1-D) + \beta_{[ME]_t} ME_t + \beta_{[\frac{I}{A}]_t}\left(\frac{I}{A}\right)_t + \beta_{[ROE]_t} ROE_t + \varepsilon$$

مدل رگرسیونی (۴)

$$(R_{P_t} - R_{f_t}) = \alpha + \beta_{up[MKT]}\ MKT_t D + \beta_{down[MKT]} MKT_t(1-D) + \beta_{[SMB]_t} SMB_t + \beta_{[HML]_t} HML_t + \beta_{[CMA]_t} CMA_t + \varepsilon$$

www.SID.ir

Archive of SID

۶- تجزیه وتحلیل داده‌ها

پس از گردآوری داده‌های مورد نیاز پژوهش، جهت محاسبه و آماده‌سازی متغیرها از نرم‌افزار آفیس ۲۰۱۰ استفاده می‌گردد و برای آزمون فرضیه‌ها ازداده‌های ترکیبی استفاده خواهد شد. برای تعیین نوع داده‌های ترکیبی از آزمون‌های F لیمر استفاده می‌شود. همچنین برای آزمون معنی‌داری کلی مدل رگرسیون برازش شده از آماره فیشر (F) در سطح ۹۵ درصد اطمینان و برای آزمون معنی‌داری هر یک از متغیرهای مستقل از آزمون (t) استیودنت استفاده می‌شود. هم‌چنین برای آزمون عدم وجود همبستگی بین خطاهای مدل، از آزمون دوربین واتسون[۲۱] استفاده خواهد شد. همچنین از نرم‌افزار Eviews7 برای تحلیل آزمون‌های فوق، همبستگی بین متغیرها و رگرسیون خطی چند متغیره و سایر آزمون‌ها استفاده می‌شود.

- **آمار توصیفی**

همان‌طور که در جدول (۱)، مشاهده می‌شود آماره‌های توصیفی شامل میانگین، میانه، کمینه، بیشینه، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی می‌باشد که معروف‌ترین و در عین حال پرمصرف‌ترین شاخص‌های آمار توصیفی‌اند. میانگین، متوسط داده‌ها را نشان می‌دهد. چولگی و کشیدگی شاخص تقارن داده‌ها و نشان‌دهنده وضعیت آن‌ها نسبت به توزیع نرمال است.

جدول (۱)- آمار توصیفی متغیرهای مدل

متغیرها	ارزش دفتری به ارزش بازار BE/ME	روند سرمایه-گذاری شرکت‌ها CMA	عامل سودآوری RMW	سودآوری ROE	بازده بازار R_M	بازده شرکت R_I	بازده بدون ریسک R_F
میانگین	۰/۵۰۷۱	۰/۰۲۶۸	۰/۰۴۷۵	۰/۰۸۷۱	۰/۰۶۱۳	۰/۰۸۱۶	۰/۰۴۷۶
میانه	۰/۴۱۲۵	۰/۰۲۲۵	۰/۰۱۳۰	۰/۰۲۵۰	۰/۰۰۶۰	۰/۰۱۴۰	۰/۰۴۷۰
انحراف معیار	۰/۵۷۰۶۷	۰/۲۰۳۶۷	۰/۴۴۴۷۲	۰/۲۱۰۵۸	۰/۱۵۳۰۹	۰/۲۵۴۰۷	۰/۰۰۱۷۴
چولگی	۰/۱۳۳	۱/۱۸۹-	۲۰/۳۴۴-	۰/۸۸۰	۰/۹۱۳	۰/۸۶۴	۱/۳۰۵
کشیدگی	۱۷/۶۸۳	۸/۳۹۶	۶۵۰/۵۰۲	۲/۵۴۸	۰/۶۲۴-	۰/۴۲۲	۰/۰۴۴
کمترین	۴/۸۷-	۱/۹۷-	۱۵/۴۶-	۰/۷۲-	۰/۱۱-	۰/۵۵-	۰/۰۵
بیشترین	۴/۹۴	۰/۷۸	۳/۰۳	۰/۸۴	۰/۳۸	۰/۸۷	۰/۰۵
میانگین	۰/۰۷۵۰	-۰/۰۰۶۰	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۱۹۵	-۰/۰۷۱۰	۰/۰۰۴۰	۰/۰۱۴۲
میانه	-۰/۱۱۰۰	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۰۰	-۰/۰۴۰۰	-۰/۰۸۰۰	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۳۹۵
انحراف معیار	۰/۶۷۲۴۷	۰/۰۷۰۸۵	۰/۰۷۳۴۳	۰/۰۴۸۵۳	۰/۰۵۴۷۹	۰/۰۷۶۲۹	۰/۱۵۳۹۰
چولگی	۲/۴۵۷	۰/۱۲۴	-۰/۶۱۲	۰/۲۵۱	-۰/۳۰۵	-۰/۳۹۳	۰/۹۰۶

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرها	ارزش دفتری به ارزش بازار BE/ME	روند سرمایه-گذاری شرکت‌ها CMA	عامل سودآوری RMW	سودآوری ROE	بازده بازار R_M	بازده شرکت R_I	بازده بدون ریسک R_F
کشیدگی	۵/۲۸۱	-۰/۵۴۷	-۰/۰۵۲	-۰/۱۵۸	-۰/۲۹۰	-۰/۱۱۱	-۰/۶۳۳
کمترین	-۰/۶۰	-۰/۱۴	-۰/۱۷	-۰/۱۲	-۰/۲۰	-۰/۱۷	-۰/۱۶
بیشترین	۲/۴۰	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۰۳	۰/۱۴	۰/۳۴

اصلی‌ترین شاخص مرکزی، میانگین است که نشان‌دهنده نقطه تعادل و مرکز ثقل توزیع است و شاخص خوبی برای نشان دادن مرکزیت داده‌هاست. برای مثال مقدار میانگین برای ارزش دفتری به ارزش برابر با ۰/۵۰۷۱می‌باشد که نشان می‌دهد بیشتر داده‌ها حول این نقطه تمرکز یافته‌اند. پارامترهای پراکندگی، معیاری برای تعیین میزان پراکندگی از یکدیگر یا میزان پراکندگی آن‌ها نسبت به میانگین است. از مهم‌ترین پارامترهای پراکندگی، انحراف معیار است. در بین متغیرها عدم تقارن اطلاعاتی کمترین و متغیر اندازه شرکت بیشترین میزان پراکندگی را دارا می‌باشند.

- **آزمون F لیمر**

با توجه به این‌که داده‌های مورداستفاده در این پژوهش ترکیبی (سال- شرکت) می‌باشند و داده‌های ترکیبی به صورت تلفیقی می‌باشد، لذا به‌منظور انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی در برآورد مدل، از آزمون F لیمر استفاده‌شده است. خلاصه نتایج آزمون F لیمر در جدول (۲) برای مدل‌های اصلی و بتای شرطی ارائه شده است.

جدول (۲): آزمون F لیمر

مدل	آزمون F لیمر مدل‌های اصلی		
	مقدار آماره	احتمال	نتیجه
مدل Qعاملی HXZ	۰/۵۶۰۲	۱/۰۰۰۰	روش تلفیقی
مدل چهار عاملی کارهارت	۰/۵۵۹۴	۱/۰۰۰۰	روش تلفیقی
آزمون F لیمر مدل‌های بتای شرطی			
مدل Qعاملی HXZ	۰/۵۶۰۱۴۰	۱/۰۰۰۰	روش تلفیقی
مدل چهار عاملی کارهارت	۰/۵۵۹۸	۱/۰۰۰۰	روش تلفیقی

احتمال آماره مدل‌ها کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، درنتیجه روش داده‌های تلفیقی پذیرفته‌شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

- **آزمون همسانی واریانس**

برای بررسی همسانی واریانس در این پژوهش با توجه به این‌که مدل‌های پژوهش با استفاده از داده‌های تلفیقی تخمین زده‌شده‌اند از آزمون بروش- پاگان – گادفری استفاده شده است. خلاصه نتایج این آزمون برای مدل‌های اصلی و بتای شرطی در جدول (۳) ارائه شده است.

با توجه به جدول (۳) احتمال آماره به‌دست آمده برای آزمون عدم ناهمسانی واریانس برای مدل پژوهش برابر ۰/۰۵۰۳ می‌باشد که از سطح خطای ۰/۰۵ بیشتر است. بنابراین، فرض صفر (وجود همسانی واریانس) رد نمی‌شود که نشان می‌دهد همسانی واریانس وجود دارد. همچنین با توجه به این‌که احتمال آماره آزمون ولدریج برای مدل‌های پژوهش کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، مشخص شد که باقیمانده‌های مدل رگرسیون دارای خود همبستگی می‌باشند. برای رفع خودهمبستگی از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) استفاده شده است.

جدول (۳): آزمون همسانی واریانس

مدل	آزمون همسانی واریانس مدل‌های اصلی		
	مقدار آماره	احتمال	نتیجه
مدل Qعاملی HXZ	۲۹/۴۵۳۴	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس
مدل چهار عاملی کارهارت	۲۸/۳۹۶۳	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس
آزمون همسانی واریانس مدل‌های بتای شرطی			
مدل Qعاملی HXZ	۲۵/۴۰۹۴	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس
مدل چهار عاملی کارهارت	۲۳/۹۸۶۲	۰/۰۰۰۰	ناهمسانی واریانس

- **آزمون فرضیه‌های پژوهش**

در این بخش فرضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرار می‌گیرد. با توجه به ماهیت داده‌ها، فرضیه‌های پژوهش در سطح داده‌های ترکیبی آزمون شد. قبل از برازش دادن مدل رگرسیون و آزمون فرضیه‌های پژوهش، فروض کلاسیک مدل آزمون شدند و با توجه به برقرار بودن پیش‌فرض‌های مدل، فرضیه‌های پژوهش مورد آزمون قرار گرفت. در مدل رگرسیونی با توجه به مقادیر احتمال نسبت به رد یا عدم رد فرضیه صفر تصمیم گرفته شد.

- **فرضیه‌های پژوهش**

فرضیه‌ی اول

- مدل Q عاملی HXZ در حالت بتای شرطی قدرت تبیین بیشتری نسبت حالت اصلی دارد.

جهت آزمون معناداری کل مدل از آماره F و جهت آزمون معنادار بودن ضرایب رگرسیون از آماره t استفاده‌شده است. همچنین از ضریب تعیین R^2 برای بررسی ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل و قدرت تبیین مدل استفاده شده است. نتایج حاصل از برازش مدل‌ها در جدول ۴ و ۵ ارائه‌شده است. با توجه به نتایج مندرج در

www.SID.ir

Archive of SID

جدول شماره (۴) که آماره VIF برای تمام متغیرهای پژوهش در مدل کمتر از ۱۰ است مشکل هم خطی بین متغیرها وجود ندارد. با توجه به مقدار احتمال به‌دست‌آمده برای آماره F که کمتر از ۰/۰۵می‌باشد، فرض H_0 رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به‌طور همزمان صفر نیستند. بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد این مدل معنادار می‌باشد.

جدول(۴)- نتایج تجزیه و تحلیل داده‌های آزمون مدل اصلی Q عاملی HXZ

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آمارهT	معناداری	آمارهVIF
عرض از مبدأC	۰/۰۲۱۱۶۰	۰/۰۰۳۵۵۷	۵/۹۴۹۲۹۶	۰/۰۰۰۰	-
بازده بازار – بازده بدون ریسکMKT	۰/۹۰۶۸۴۸	۰/۰۲۳۲۳۵	۳۹/۰۲۹۳۶	۰/۰۰۰۰	۱/۰۴۶۰۹۶
عامل اندازه بر مبنای ارزش بازار شرکت مدل کیو عاملیME_{HXZ}	-۰/۰۱۸۴۱۳	۰/۰۰۵۴۱۸	-۳/۳۹۸۳۲۴	۰/۰۰۰۷	۱/۰۸۶۵۵۷
عامل سرمایه‌گذاری مدل Q عاملی $1/A_{HXZ}$	۰/۲۸۱۱۳۲	۰/۰۵۴۲۷۰	۵/۱۸۰۲۰۲	۰/۰۰۰۰	۱/۲۰۸۶۱۷
سودآوری مدل کیو عاملیROE_{HXZ}	-۰/۰۴۹۸۶۱	۰/۰۵۱۰۱۲	-۰/۹۷۷۴۴۶	۰/۳۲۸۴	۱/۱۴۷۹۱۹
ضریب تعیین	۰/۳۴۳۱	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۳۴۲۳	
آمارهF	۳۹۶/۴۲۶۲	معناداری آمارهF		۰/۰۰۰۰	
آماره دوربین واتسون :۱/۹۳۰۰					

مقدار ضریب تعیین مدل برابر ۰/۳۴۳۱ می‌باشد که نشان می‌دهد ۳۴/۳۱٪ تغییرهای متغیر وابسته توسط متغیر مستقل و کنترلی تشریح شده است.

جدول (۵)- نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها جهت آزمون مدل بتای شرطی Q عاملی HXZ

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آمارهT	معناداری	آمارهVIF
عرض از مبدأC	۰/۰۱۸۹۲۳	۰/۰۰۷۲۵۴	۲/۶۰۸۴۹۳	۰/۰۰۹۱	-
بازده بازار منهای بازده بدون ریسک در متغیر مجازی MKT*D	۰/۹۱۹۲۱۶	۰/۰۳۸۸۹۵	۲۳/۶۳۳۲۹	۰/۰۰۰۰	۱/۶۷۲۸۷۴
بازده بازار – بازده بدون ریسک در یک منهای متغیر مجازی MKT*(1-D)	۰/۸۷۹۸۶۰	۰/۰۸۱۳۶۳	۱۰/۸۱۴۰۱	۰/۰۰۰۰	۱/۶۶۹۰۹۷
عامل اندازه بر مبنای ارزش بازار شرکت مدل کیو عاملیME_{HXZ}	-۰/۰۱۸۳۹۶	۰/۰۰۵۵۲۳	-۳/۳۳۰۸۱۱	۰/۰۰۰۹	۱/۱۲۹۶۷۹
عامل سرمایه‌گذاری مدل Q عاملی $1/A_{HXZ}$	۰/۲۵۹۷۵۸	۰/۰۵۵۵۹۷	۴/۶۷۲۱۹۰	۰/۰۰۰۰	۱/۲۶۹۲۱۲
سودآوری مدل کیو عاملیROE_{HXZ}	-۰/۰۵۸۲۲۲	۰/۰۵۴۹۱۶	-۱/۰۶۰۲۱۴	۰/۲۸۹۱	۱/۳۳۱۱۷۹
ضریب تعیین	۰/۳۴۳۶	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۳۴۲۶	

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آمارهT	معناداری	آمارهVIF
آمارهF	۳۱۷/۷۲۸۴		معناداری آمارهF		۰/۰۰۰۰
آماره دوربین واتسون :۱/۹۲۸۲					

با توجه به نتایج مندرج در جدول شماره (۵) که آماره VIF برای تمام متغیرهای پژوهش در مدل کمتر از ۱۰ است مشکل هم خطی بین متغیرها وجود ندارد.

با توجه به مقدار احتمال به‌دست‌آمده برای آماره F که کمتر از ۰/۰۵می‌باشد، فرض H_0 رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به‌طور همزمان صفر نیستند. بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد این مدل معنادار می‌باشد. مقدار ضریب تعیین مدل برابر ۰/۳۴۳۶ می‌باشد که نشان می‌دهد ۳۴/۳۶٪ تغییرهای متغیر وابسته توسط متغیر مستقل و کنترلی تشریح شده است.

برای هر یک از مدل‌های رگرسیونی آماره ضریب تعیین تعدیل‌شده (که نشان‌دهنده‌ی محتوای اطلاعاتی آن مدل است) محاسبه و سپس کفایت مدل‌ها توسط آماره فیشر بررسی گردید، در ادامه با استفاده از آزمون آماریZوونگ، مشخص می‌شود، که آیا ضرایب تعیین دو مدل یا محتوای اطلاعاتی آن‌ها به میزان معنی‌داری از نظر آماری با یکدیگر اختلاف دارد یا خیر. چنان‌چه آزمون وونگ نشان دهد که ضرایب تعیین دو مدل با یکدیگر برابر نیست، می‌توان نتیجه گرفت که هر مدل که ضریب تعیین آن بزرگ‌ترباشد، به شکل بهتری بازده سهام را پیش‌بینی می‌کند. نتیجه این آزمون در جدول زیر ارائه‌شده است.

جدول (۶)- نتایج آزمون Z وونگ برای مقایسه مدل Q عاملی HXZ در حالت اصلی و شرطی

گروه	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره Z	احتمال
مدل اصلی Q عاملی HXZ	۰/۳۴۲۳	-۰/۵۹۲۰	۰/۵۵۳۸
مدل بتای شرطی Q عاملی HXZ	۰/۳۴۲۶		

بر اساس نتایج جدول فوق چون سطح معناداری آزمون وونگ برابر ۰/۵۵۳۸ که بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد، بنابراین ضرایب تعیین تفاوت معنی‌داری با هم ندارند. بنابراین جهت آزمون فرضیه اول، نمی‌توان ضریب تعیین مدل‌های را با یکدیگر مقایسه نمود، بنابراین قدرت تبیین مدل Q عاملی HXZ با بتای شرطی نسبت به مدل اصلی Q عاملی HXZ تفاوت معناداری ندارد.

www.SID.ir

Archive of SID

فرضیه‌ی دوم

- مدل چهار عاملی کارهارت در حالت بتای شرطی قدرت تبیین بیشتری نسبت حالت اصلی دارد.

جهت آزمون معناداری کل مدل از آماره F و جهت آزمون معنادار بودن ضرایب رگرسیون از آماره t استفاده‌شده است. همچنین از ضریب تعیین R^2 برای بررسی ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل و قدرت تبیین مدل استفاده شده است. نتایج در جدول ۷ و ۸ ارائه‌شده است. با توجه به نتایج مندرج در جدول شماره (۷) که آماره VIF برای تمام متغیرهای پژوهش در مدل کمتر از ۱۰ است مشکل هم خطی بین متغیرها وجود ندارد. با توجه به مقدار احتمال به‌دست‌آمده برای آماره F که کمتر از ۰/۰۵می‌باشد، فرض H_0 رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به‌طور همزمان صفر نیستند. بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد این مدل معنادار می‌باشد. مقدار ضریب تعیین مدل برابر ۰/۳۴۲۷ می‌باشد که نشان می‌دهد ۳۴/۲۷٪ تغییرهای متغیر وابسته توسط متغیر مستقل و کنترلی تشریح شده است.

جدول (۷)- نتایج تجزیه و تحلیل داده‌های مدل اصلی چهار عاملی کارهارت

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره T	معناداری	آماره VIF
عرض از مبدأ C	-۰/۰۰۵۳۲۶	۰/۰۰۶۰۸۱	-۰/۸۷۵۷۶۸	۰/۳۸۱۲	-
بازده بازار منهای بازده بدون ریسک در متغیر مجازی MKT*D	۰/۸۷۸۲۹۷	۰/۰۲۳۲۹۹	۳۷/۶۹۶۴۶	۰/۰۰۰۰	۱/۰۵۳۳۴۳
عامل اندازه مدل کارهارت SMB_{HART}	-۰/۱۱۵۷۴۲	۰/۰۷۴۳۳۳	-۱/۵۵۷۰۶۹	۰/۱۱۹۶	۱/۰۶۶۳۲۲
عامل ارزش بازار مدل کارهارت HML_{HART}	-۰/۳۲۰۰۶۰	۰/۰۶۵۲۱۴	-۴/۹۰۷۸۴۰	۰/۰۰۰۰	۱/۰۴۵۲۹۵
عامل سرمایه‌گذاری مدل کارهارت CMA_{HART}	-۰/۱۸۸۳۶۹	۰/۰۴۶۷۴۳	-۴/۰۲۹۹۰۲	۰/۰۰۰۱	۱/۰۴۱۰۹۱
ضریب تعیین	۰/۳۴۲۷	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۳۴۱۹	
آماره F	۳۹۵/۷۴۳۹	معناداری آماره F		۰/۰۰۰۰	
آماره دوربین واتسون :۱/۹۲۸۶					

با توجه به نتایج مندرج در جدول شماره (۸) که آماره VIF برای تمام متغیرهای پژوهش در مدل کمتر از ۱۰ است مشکل هم خطی بین متغیرها وجود ندارد. با توجه به مقدار احتمال به‌دست‌آمده برای آماره F که کمتر از ۰/۰۵می‌باشد، فرض H_0 رد می‌شود و این نشان می‌دهد که تمامی ضرایب رگرسیون به‌طور همزمان صفر نیستند. بنابراین در سطح اطمینان ۹۵ درصد این مدل معنادار می‌باشد. مقدار ضریب تعیین مدل برابر ۰/۳۴۳۹ می‌باشد که نشان می‌دهد ۳۴/۳۹٪ تغییرهای متغیر وابسته توسط متغیر مستقل و کنترلی تشریح شده است.

برای هر یک از مدل‌های رگرسیونی آماره ضریب تعیین تعدیل‌شده (که نشان‌دهنده‌ی محتوای اطلاعاتی آن مدل است) محاسبه و سپس کفایت مدل‌ها توسط آماره فیشر بررسی گردید، در ادامه با استفاده از آزمون آماری Z وونگ، مشخص می‌شود، که آیا ضرایب تعیین دو مدل یا محتوای اطلاعاتی آن‌ها به میزان معنی‌داری از نظر آماری با یکدیگر اختلاف دارد یا خیر.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول (۸)- نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها جهت مدل بتای شرطی چهار عاملی کارهارت

متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آمارهT	معناداری	آمارهVIF
عرض از مبدأC	۰/۰۰۲۹۳۰	۰/۰۰۷۲۲۳	۰/۴۰۵۶۹۲	۰/۶۸۵۰	-
بازده بازار منهای بازده بدون ریسک در متغیر مجازی MKT*D	۰/۸۰۹۵۵۲	۰/۰۴۱۳۰۵	۱۹/۵۹۹۱۸	۰/۰۰۰۰	۱/۸۹۱۲۳۵
بازده بازار – بازده بدون ریسک در یک منهای متغیر مجازی MKT*(1-D)	۱/۰۴۸۴۸۸	۰/۰۸۴۸۹۱	۱۲/۳۵۰۹۳	۰/۰۰۰۰	۱/۸۲۱۴۲۶
عامل اندازه مدل کارهارت SMB_{HART}	-۰/۱۰۶۴۲۴	۰/۰۷۴۳۴۹	-۱/۴۳۱۴۱۶	۰/۱۵۲۴	۱/۰۶۸۵۶۲
عامل ارزش بازار مدل کارهارت HML_{HART}	-۰/۳۹۷۹۰۱	۰/۰۷۵۵۷۹	-۵/۲۶۴۶۹۷	۰/۰۰۰۰	۱/۴۰۶۳۳۳
عامل سرمایه‌گذاری مدل کارهارت CMA_{HART}	-۰/۱۷۴۷۹۶	۰/۰۴۶۷۶۷	-۳/۷۳۷۶۲۷	۰/۰۰۰۲	۱/۰۴۳۸۹۱
ضریب تعیین	۰/۳۴۳۹	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰/۳۴۲۸	
آمارهF	۳۱۸/۰۸۰۵	معناداری آمارهF		۰/۰۰۰۰	
آماره دوربین واتسون :۱/۹۲۴۴					

چنان‌چه آزمون وونگ نشان دهد که ضرایب تعیین دو مدل با یکدیگر برابر نیست، می‌توان نتیجه گرفت که هر مدل که ضریب تعیین آن بزرگ‌ترباشد، به شکل بهتری بازده سهام را پیش‌بینی می‌کند. نتیجه این آزمون در جدول زیر ارائه‌شده است.

جدول (۹)- نتایج آزمون Z وونگ برای مقایسه مدل چهار عاملی کارهارت در حالت اصلی و بتای شرطی

گروه	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره Z	احتمال
مدل اصلی چهار عاملی کارهارت	۰/۳۴۱۹	-۲/۰۹۲۸	۰/۰۴۳۱
مدل بتای شرطی چهار عاملی کارهارت	۰/۳۴۲۸		

براساس نتایج جدول فوق چون سطح معناداری آزمون وونگ برابر ۰/۰۴۳۱ که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، بنابراین ضرایب تعیین تفاوت معنی‌داری با هم دارند. بنابراین جهت آزمون فرضیه دوم، ضریب تعیین مدل‌های را با یکدیگر مقایسه می‌کنیم، درصورتی‌که ضریب تعیین مدلی بیشتر از سایر مدل‌های باشد، قدرت توضیح دهندگی بالایی دارد. با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل بتای شرطی کارهارت برابر ۰/۳۴۲۸ و ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل اصلی برابر ۰/۳۴۱۹ می‌باشد فرضیه با اطمینان ۹۵ درصد تائید می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

آزمون فرضیه سوم

- مدل Q عاملی HXZ نسبت به مدل چهار عاملی کارهارت در حالت اصلی قدرت تبیین بیشتری دارد.

برای آزمون فرضیه سوم ضریب تعیین تعدیل‌شده (که نشان‌دهنده‌ی محتوای اطلاعاتی آن مدل است) را با یکدیگر مقایسه خواهیم کرد. برای اینکار ابتدا باید با استفاده از آزمون آماریZ وونگ، مشخص شود، که آیا ضرایب تعیین دو مدل یا محتوای اطلاعاتی آن‌ها به میزان معنی‌داری از نظر آماری با یکدیگر اختلاف دارد یا خیر، نتیجه این آزمون برای فرضیه سوم در جدول زیر ارائه‌شده است.

جدول (۱۰)- نتایج آزمون Z وونگ برای مقایسه مدل Q عاملی HXZ و مدل چهار عاملی کارهارت در حالت اصلی

گروه	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره Z	احتمال
مدل اصلی Q عاملی HXZ	۰/۳۴۲۳	۱/۹۸۹	۰/۰۴۶
مدل اصلی چهار عاملی کارهارت	۰/۳۴۱۹		

براساس نتایج جدول فوق چون سطح معناداری آزمون وونگ برابر ۰/۰۴۶ کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد، بنابراین ضرایب تعیین تفاوت معنی‌داری با هم دارند. بنابراین جهت آزمون فرضیه سوم، قابلیت مقایسه ضرایب تعیین مدل‌های با یکدیگر وجود دارد، درصورتی‌که ضریب تعیین مدلی بیشتر از سایر مدل‌های باشد، قدرت توضیح دهندگی بالایی دارد. با توجه به ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل اصلی Q عاملی HXZ بیشتر از ضریب تعیین تعدیل‌شده مدل اصلی چهار عاملی کارهارت است، در نتیجه فرضیه سوم مبنی بر بیشتر بودن قدرت تبیین مدل Q عاملی HXZ نسبت به مدل چهار عاملی کارهارت در حالت اصلی در سطح اطمینان ۹۵ درصد مورد تأیید قرار می‌گیرد.

فرضیه‌ی چهارم

- مدل Q عاملی HXZ نسبت به مدل چهار عاملی کارهارت در حالت بتای شرطی قدرت تبیین بیشتری دارد. برای آزمون فرضیه چهارم نیز ضریب تعیین تعدیل‌شده (که نشان‌دهنده‌ی محتوای اطلاعاتی آن مدل است) را با یکدیگر مقایسه خواهیم کرد. برای اینکار ابتدا باید با استفاده از آزمون آماریZ وونگ، مشخص شود، که آیا ضرایب تعیین دو مدل یا محتوای اطلاعاتی آن‌ها به میزان معنی‌داری از نظر آماری با یکدیگر اختلاف دارد یا خیر، نتیجه این آزمون برای فرضیه چهارم در جدول 11 ارائه‌شده است.

جدول (۱۱)- نتایج آزمون Z وونگ برای مقایسه مدل Q عاملی HXZ و مدل چهار عاملی کارهارت در حالت بتای شرطی

گروه	ضریب تعیین تعدیل شده	آماره Z	احتمال
مدل بتای شرطی Q عاملی HXZ	۰/۳۴۲۶	۰/۱۴۹۳	۰/۸۸۱۲
مدل بتای شرطی چهار عاملی کارهارت	۰/۳۴۲۸		

www.SID.ir

Archive of SID

براساس نتایج جدول فوق چون سطح معناداری آزمون وونگ برابر ۰/۸۸۱۲ بیشتر از ۰/۰۵ می باشد، بنابراین ضرایب تعیین تفاوت معنی داری با هم ندارند. بنابراین جهت آزمون فرضیه چهارم، نمی توان ضریب تعیین مدل‌های را با یکدیگر مقایسه نمود، بنابراین قدرت تبیین مدل Q عاملی HXZ نسبت به مدل اصلی چهار عاملی کارهارت در حالت اصلی (عادی) تفاوت معناداری ندارد.

۷- بحث و نتیجه‌گیری

هدف سرمایه‌گذاران در سهام از فعالیت در بازارهای بورس کسب حداکثر بازده و به تبع آن حداکثر اجتناب از زیان است. مدل‌های پیش بینی بازده سهام معیارهای در اختیار سرمایه‌گذاران قرار می‌دهد که آن‌ها را در دستیابی به این هدف یاری نموده و در تصمیم‌های اقتصادی ایشان تاثیرگذار است. تاکنون پژوهش‌های زیادی، اعم از داخلی و خارجی، رفتار بازده سهام را مورد بررسی قرار داده‌اند. مدل‌های بسیاری در این رابطه معرفی شده‌اند و هر کدام نقاط ضعف و قوت مخصوص به خود را دارد. در این پژوهش توانمندی مدل‌های چهار عاملی کارهارت و Q عاملی HXZ در پیش‌بینی بازده در حالت عادی و بتای شرطی ارزیابی‌شده است. یافته‌ها نشان داد مدل کارهارت در حالت بتای شرطی قدرت تبیین بیشتری نسبت حالت اصلی دارد. لیند و اسپار (۲۰۱۶) نیز نشان داد که مدل کارهارت در حالت بتای شرطی قدرت تبیین بیشتری نسبت حالت اصلی دارد، که همسو با یافته‌های این فرضیه می‌باشد. این یافته نشان‌دهنده این موضوع است که در مدل کارهارت یک رابطه قوی بین بتا و بازده در مدل‌های شرطی ایجاد می‌کند. همچنین قدرت تبیین مدل Q عاملی HXZ در حالت بتای شرطی و اصلی با یکدیگر مقایسه شد، با توجه به اینکه سطح معناداری آزمون وونگ بیشتر از ۰/۰۵بود، نمی‌توان ضریب تعیین مدل‌های را با یکدیگر مقایسه نمود. در این خصوص لیند و اسپار (۲۰۱۶) نشان داد که مدل Q عاملی HXZ در حالت بتای شرطی قدرت تبیین بیشتری نسبت حالت اصلی دارد، که مغایر با یافته‌های این فرضیه می‌باشد. بنابراین یافته‌ها حاکی از این است که قدرت تبیین مدل بتای شرطی Q عاملی HXZ نسبت به مدل اصلی تفاوت معناداری ندارد. در خصوص فرضیه سوم و چهارم نیز یافته‌ها نشان داد که مدل چهار عاملی کارهارت نسبت به Q عاملی HXZ در حالت اصلی قدرت تبیین کمتری دارد. در واقع Q عاملی HXZ نسبت به مدل چهار عاملی کارهارت به میزان قابل توجهی خطای قیمت‌گذاری را کاهش می‌دهد و این موضوع موجب پیش‌بینی بهتر توسط مدلQ عاملی HXZ نسبت به مدل چهار عاملی کارهارت شده است. نتیجه کلی به‌دست‌آمده از این فرضیه در مقایسه با نتیجه به‌دست‌آمده از پژوهش‌لیندواسپار (۲۰۱۶) همسو می‌باشد. همچنین یافته‌ها نشان داد که قدرت تبیین مدل چهار عاملی کارهارت نسبت به Q عاملی HXZ در حالت بتای شرطی قدرت تفاوت معناداری ندارند. با این وجود نتایج این پژوهش حکایت از این دارد که ضریب بتا به عنوان شاخص ریسک سیستماتیک، در مدل Q عاملی HXZ توان بیشتری در تشریح اختلاف میانگین بازده سهام را دارد. به‌عبارت دیگر سرمایه‌گذاران در شرایط بالا بودن بتا، با استفاده ازمدل Q عاملیHXZ (اندازه، سودآوری، سرمایه گذاری و بتا) نسبت به چهار عامل کارهارت (عامل بازار، اندازه نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار ومونتوم) بازده مورد انتظار خود رابهتر برآورد می کنند. نتیجه کلی به‌دست‌آمده از این فرضیه در مقایسه با

www.SID.ir

Archive of SID

نتیجه به‌دست‌آمده از لیندواسپار (۲۰۱۶) همسو می‌باشد. درهر صورت این نتایج می‌تواند درک و دانش سرمایه‌گذاران در حوزه بازار سرمایه را افزایش دهد.

پیشنهادها مبتنی بر نتایج پژوهش

۱) دلیل بیشتر بودن قدرت تبیین مدل کارهارت در حالت بتای شرطی نسبت حالت اصلی و همچنین مدل Q عاملی HXZ نسبت به مدل چهار عاملی کارهارت در حالت اصلی شاید عامل ریسک سیتماتیک باشد. باعنایت به این‌که هدف اصلی سهامداران افزایش ارزش دارایی و ثروت است و ارزش هر دارایی تحت تأثیر دو عامل کلیدی ریسک و بازده قراردارد، به سهامداران شرکت‌ها پیشنهاد می‌شود برای رسیدن به هدف فوق منابع مالی خود را باتوجه به منافع حاصل از آن سرمایه‌گذاری نمایند تا بتوانند نرخ بازده مورد انتظارشان به بیشترین حد خود برسد و در مقابل بتوانند ثروت خود را افزایش دهند. همچنین به مدیران پیشنهاد می‌شود به منظور برآورد نرخ بازده مورد انتظارسهامداران، به این موضوع توجه نمایند.

۲) با توجه به این‌که در سال‌های اخیر بورس ایران با مسائل مختلفی از جمله محدودیت‌های بین المللی، توافقات بین المللی برجام و سایر مسائل سیستماتیک منجر به نوسان قابل توجه مواجه بوده است، پیشنهاد می‌شود که از دیگر مدل‌های شرطی مانند مدلQ عاملیHXZ را نیز جهت تبیین رابطه آن با ریسک و نرخ بازده مورد انتظاراستفاده گردد، زیرا با توجه به یافته‌های پژوهش می‌تواند تطبیق بیشتری با نرخ بازده مورد انتظار آینده سرمایه‌گذاران داشته باشد.

فهرست منابع

* ابوالقاسمی، عبدالرحمن. (۱۳۸۹). ارتباط بین بازدهی پورتفوی سهام و نسبت‌های مالی آن در بورس اوراق بهادار تهران بین سالهای ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۷. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک.
* ایزدی‌نیا، ناصر؛ابراهیمی، محمد و حاجیان نژاد، امین. (۱۳۹۳). مقایسه مدل اصلی سه عاملی فاما و فرنچ با مدل اصلی چهار عاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادارتهران. پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی. ۲(۳)، ۲۸-۱۷.
* بابالویان، شهرام و مظفری، مهردخت. (۱۳۹۵). مقایسه قدرت پیش بینی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با مدل های چهارعاملی کارهارت و q عاملی - HXZ در تبیین بازده سهام. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار. ۹(۳۰)، ۳۲-۱۷.
* پور زمانی، زهرا. بشیری، علی (۱۳۹۲) آزمون مدل کارهارت برای پیش بینی بازده مورد انتظار به تفکیک سهام رشدی و ارزشی. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. (۱۶)، ۱۰۷-۹۳.
* تالانه، عبدالرضا. قاسمی، اکرم (۱۳۹۰) آزمون تجربی و مقایسه CAPMو نظریه قیمت گذاری آربیتراژ . بورس اوراق بهادار. (۱۴)، ۲۸-۵.

www.SID.ir

Archive of SID

* حزبی، هاشم و صالحی، اله کرم. (۱۳۹۵). مقایسه قدرت توضیح دهندگی مدل چهار عاملی کاهارت و مدل پنج عاملی فاما وفرنچ در پیش بینی بازده مورد انتظار سهام. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. (۲۸)، ۱۳۷-۱۵۲.
* خاتمی، زهرا. (۱۳۹۵). بررسی قابلیت تخمین بازده با استفاده از مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه ارومیه.
* صالحی، الله کرم. حزبی، هاشم (۱۳۹۳) مدل پنج عاملی فاما فرنچ: مدلی نوین برای اندازه‌گیری بازده سهام. پژوهش حسابداری. (۱۵)، ۱۲۰-۱۰۹.
* وکیلی فرد، حمیدرضا؛الهه، بدریان و محمد، ابراهیمی. (۱۳۹۶). مقایسه الگوی پنج عاملی فاما و فرنچ با الگوی چهار عاملی کارهارت در تبیین بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. مدیریت دارایی و تامین مالی. ۵(۱)، ۲۹-۱۷.
* Anvary Rostamy, A. A., Rowshandel, S., Noravesh, I & Darabi, R. 2017. Examination of the Predictive Power of Fama-French Five-Factor Model by the Inclusion of Skewness Coefficient: Evidence of Iranian Stock Market. International Journal of Finance and Managerial Accounting.2(6), 7178.
* Carhart, M. M., 1997. On Persistence in Mutual Fund Performance.The Journal of Finance, 52(1), pp. 57-82.
* Chiah, M. Daniel, C. Zhong, A. (2016). A Better Model? An Empirical Investigation of the Fama-French Five-Factor Model in Australia. Interenational Review Finance 14(4), pp. 595-638.
* Fama, E. F. & French, K. R., 1992.The Cross-Section of Expected Stock Returns. The Journal of Finance, 47(2), pp. 427-465.
* Fama, E. F. & French, K. R., 1993.Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds.Journal of Financial Economics, February, 33(1), pp. 3-56.
* Fama, E. F. & French, K. R., 2015. A-five factor Asset-Pricing Model. Journal of Financial Economics, April, 116(1), pp. 1-22.
* Hou, K., Xue, C. & Zhang, L., 2015. Digesting Anomalies: An Investment Approach.
* Review of Financial Studies, March, 28(3), pp. 650-705.
* Hou, K., Xue, C. & Lu, Z., 2014.A Comparison of New Factor Models. NBER Working Paper No. 20682, November.
* Hou, K., Xue, C. & Zhang, L., 2012.Digesting Anomalies: An Investment Approach.Fisher College of Business Working Paper Series, March.Issue 21.
* Howton, S. W. & Peterson, D. R., 1998. An Examination of Cross-Sectional Realized Stock Returns using a Varying-Risk Beta Model. The Finacial Review, August, 33(3), pp. 199-212.
* Lai, M. M & Lau, S. H. (2010).Evaluating mutual fund performance in an emerging Asian economy: The Malaysian experience.Journal of Asian Economics. 21(4), 378-390.
* Li, k. & Mohanram, P. (2014). Evaluating Cross-Sectional Forecasting Models for Implied Cost of Capital. Forthcoming in the Review of Accounting Studies.
* Lind, J & Sparre, L. 2016. Investigating New Multifactor Models with a Conditional Dual-Beta: Can a Conditional Dual-Beta in the Market Factor add Explanatory Value in New Multifactor Models? A study of the Swedish Stock Market between 2003 and 2015. Search for publications in DiVA.

www.SID.ir

Archive of SID

* 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, February, 47(1), pp. 13-37.
* Pettengill, G. N., Sundaram, S. & Mathur, I., 1995.The Conditional Relation between Beta and Returns.The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Mars, 30(1), pp.101-116.
* Pettengill, G. N., Sundaram, S. & Mathur, I., 2002. Payment for Risk: Constant Beta vs.Dual-beta Models. The Financial Review, May, 37(2), pp. 123-135.
* Sharpe, W. F., 1964. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. 19(3), pp. 425-442.
* Spierts, J. P. 2۰18. An examination of the cross-sectional relationship of beta and return in international stock returns: evidence from emerging and developed markets. Available at: bibliotecadigital.fgv.br
* Teh, K. S., Lau, W. Y. 2017. The Dual-Beta Model: Evidence from the Malaysian Stock Market.Indonesian Capital Market Review 9 (2017) 39-52.

یادداشت‌ها

1-Fama & French
2-Sharpe
3-Lintner
4-Carhart
5-Hou et al
6-Fama & French
7-Pettengillet al
8-Capital Asset Pricing Model (CAPM)
9-Sharp& Lintner
10-Lai & Lau
11-Pettengill et al
12-Howton & Peterson
13-Pettengill et al
14-Lind&Sparre
15- Li & Mohanram
[16]- Chiah et all
[17]-Hou et al
[18]- Lind&Sparre
19-Teh & Lau
20-Spierts
21-Durbin-Watson

www.SID.ir