

مدلسازی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در بورس اوراق بهادار تهران

زهرا کریمی^۱
زهرا فرشادفر^{۲*}

تاریخ پذیرش نهایی: ۱۴۰۰/۱۲/۱۵

تاریخ دریافت مقاله: ۱۴۰۰/۱۰/۱۰

چکیده

شناخت عوامل موثر بر تعیین پورتنفوی بهینه از مسائل فراروی همه سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه است. پژوهش حاضر پژوهشی کاربردی است که هدف از انجام آن تبیین الگوی بهینه قیمت‌گذاری پرتفوی در بورس اوراق بهادار تهران است. برای این منظور سه الگوی قیمت‌گذاری R-CAPM، الگوی فاما و فرنچ و الگوی کرهات با استفاده از دو روش پرتفوی نمایشگر و روش داده‌های تابلویی در دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ با حجم نمونه ۱۷۶ شرکت فعال در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از روش فیلترینگ مورد آزمون قرار گرفتند. برای انجام این پژوهش داده‌ها به دو گروه تقسیم شدند. داده‌های گروه اول برای تشکیل پرتفوی‌ها و تخمین مدل‌ها مورد استفاده قرار گرفتند و داده‌های دسته دوم برای انتخاب الگوی بهینه در داخل پرتفوی‌ها کنار گذاشته شدند. به منظور انتخاب الگوی بهینه از معیارهای MAD، MSE، RMSE، MAPE استفاده شده است. نتایج گویای آن است که پرتفوی‌های حاوی شرکت‌های بزرگ بازده کمتری نسبت به پرتفوی‌های دارای شرکت‌های کوچک دارند. عامل مومنتوم در پرتفوی‌های حاوی شرکت‌های برنده اثر مثبتی بر بازده داشته و در پرتفوی‌های حاوی شرکت‌های بازنده اثر منفی بر بازده دارد و در نهایت می‌توان گفت که در پرتفوی‌های ایجاد شده توان توضیح دهندگی الگوی کرهات نسبت به الگوی R-CAPM و الگوی فاما و فرنچ در دوره زمانی مورد مطالعه در بیان رابطه بین ریسک و بازده در بورس اوراق بهادار تهران بهتر است.

واژگان کلیدی: الگوی فاما و فرنچ؛ الگوی کرهات؛ پنل دیتا؛ الگوی R-CAPM.

طبقه‌بندی JEL: G17.

^۱ گروه حسابداری، دانشکده علوم انسانی، واحد کرمانشاه، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمانشاه، ایران، پست الکترونیک: z_1360r@yahoo.com
^۲ استادیار اقتصاد، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی، واحد کرمانشاه، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمانشاه، ایران، نویسنده مسئول، پست الکترونیک: zfahrshadfar@yahoo.com

۱. مقدمه

در مالیه جدید انتخاب پورتنفوی که حداکثر بازدهی را در کنار ریسک پایین داشته باشد، مدیریت سرمایه‌گذاری را از تجزیه و تحلیل اوراق بهادار به سمت مدیریت پرتفوی سوق داده است. بنابراین اگر بتوان پرتفوی بهینه را انتخاب و مدل‌هایی برای پیش‌بینی بازده آن ارائه نمود، شرایط مطمئن‌تری در بازار سرمایه ایجاد می‌شود که سبب گسترش سرمایه‌گذاری در بازارهای مالی خواهد شد. حال این سؤال مطرح است که با توجه به وجود مدل‌های گوناگون انتخاب پرتفوی در ادبیات مالی، کدام یک نتیجه بهتری را در بازارهای مالی کشور ارائه می‌دهد؟ از این رو این پژوهش بر آن است تا به بررسی و تعیین الگوی بهینه قیمت‌گذاری پرتفوی در بورس اوراق بهادار تهران بپردازد تا از این طریق بتواند الگوی مناسب برای سنجش رابطه ریسک و بازده پرتفوی را با توجه به شرایط بازارهای مالی داخل کشور شناسایی نماید.

۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

سرمایه‌گذاری در بازار دارایی‌ها نیازمند مطالعه رابطه میان ریسک و بازده است. رایج‌ترین الگوی مورد استفاده در حوزه بازار سرمایه، جهت اندازه‌گیری ریسک و بازده، مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای است که ۱۲ سال بعد از مارکوویتز (۱۹۵۲) بطور هم‌زمان و مستقل توسط شارپ (۱۹۶۴) لینتر (۱۹۶۵) و ماسین (۱۹۶۶) توسعه یافت. مطالعات بر روی این مدل بوسیله بلک، جنسن و شولتز (۱۹۷۲) ادامه داده شد. بلک (۱۹۹۳ و ۱۹۷۲) فاما و مک بث (۱۹۷۳) و تروگوسا (۲۰۰۱) به طور گسترده‌ای از مدل CAPM استاندارد حمایت کردند. بعد از دهه ۱۹۷۰ این مدل توسط رینگانوم (۱۹۸۱)، التون و گروبر (۱۹۸۴)، بارک (۱۹۹۱) و هدیس و دیگران (۲۰۰۳) مورد انتقادهایی قرار گرفت.

از آن پس بین سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۷۰ تعدیلاتی بر این مدل انجام شد. به عنوان مثال هاجون و وارون (۱۹۷۴) مدل^۱ D-CAPM را هنگامی که توزیع بازده‌ها پایین‌تر و بالاتر از حد تقارن باشد بکار بردند آنها از معیار نیمه واریانس برای تخمین بتا استفاده کردند. هانس و ریچارد (۱۹۷۸) بیان کردند که به دلیل تغییرات شرایط بازار همه سرمایه‌گذاران انتظارات مشابهی ندارند و از مدل

^۱ Downside Capital Asset Pricing Model (D-CAPM)

قیمت^۱ C-CAPM استفاده کردند. به منظور لحاظ کردن ریسک نقدشوندگی اوراق بهادار و ریسک نقدشوندگی بازار، آمیهود و مندلسن (۱۹۸۹) و پاستور و استام باف (۲۰۰۳) از مدل^۲ A-CAPM استفاده کردند. جکورت (۲۰۰۲) و هیشلایفر (۲۰۰۱) در مدل^۳ BAP به تعریف رفتار سرمایه‌گذاران در انتخاب واحدهای سرمایه‌گذاری پرداختند. بورنهورت (۲۰۰۶)، راجرز و سکوراتو (۲۰۰۷) در پژوهش خود از مدل^۴ RBM استفاده کردند. هاواوینی و میالت (۱۹۹۹)، رودپستی و همکاران (۲۰۰۹) در مدل خود به مفاهیم ریسک مالی، عملیاتی و اقتصادی توجه کرده و مدل^۵ R-CAPM را بکار بردند.

پس از آن مطالعات بیشتر بر روی تعیین عوامل بنیادی اثرگذار بر بازده دارایی‌ها متمرکز شد که از آن جمله می‌توان به عامل اندازه شرکت بانز (۱۹۸۱)، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار چن و همکاران (۲۰۰۴) و نرخ قیمت عایدی بال (۱۹۷۸) و ترکیب سه عامل گفته شده توسط فاما و فرنچ (۲۰۰۶) اشاره کرد. دیویس، فاما و فرچ (۲۰۰۰) نشان دادند که بتا در مدل CAPM تخمین زن خوبی برای عایدی انتظاری دارایی و پرتفوی نیست و بیان کردند که عامل بازار و اندازه شرکت و عامل ارزش تفاوت مقطعی در عایدی سرمایه را توضیح می‌دهند این در حالی است که کاتاری و همکاران (۱۹۹۵)، در مطالعات خود از عامل بتا در مدل CAPM حمایت کردند تورت و ریسکوت (۲۰۰۷) مجموعه جدیدی از ابزارهای آماری پیشرفته (مومنتوم^۶) را بکار بردند تا خطاهای توضیحی که ممکن بود در مدل فاما و فرنچ بروز کند را حذف کنند. آنها نشان دادند که ابزارهای معمول برای مقایسه زمان‌های طولانی بسیار ضعیف عمل می‌کنند. کرها (۱۹۹۷) مدل چهار عاملی را پایه‌گذاری کرد که در آن ۴ عامل بازار، عامل اندازه، عامل ارزش و عامل مومنتوم به توضیح تنوع در عایدی سهام می‌پردازد. وی نتیجه گرفت که مدل ۴ عاملی می‌تواند وجود تنوع در عایدی سرمایه‌گذاری را توضیح دهد. دانیل و تیمن (۱۹۹۷) بیان کردند که یک ویژگی بیشتر از کوواریانس ساختار عایدی در توضیح تفاوت‌های مقطعی عایدی سهام وجود دارد.

¹ Conditional Capital Asset Pricing Model (C-CAPM)

² Adjusted Capital Asset Pricing Model (A-CAPM)

³ Behavioural Asset Pricing (BAP)

⁴ Reward Beta Model or Reward Capital Asset Pricing Model (RBM)

⁵ Revised Capital Asset Pricing Model (R-CAPM)

⁶ Momentum

بر طبق یافته‌های کوپر و همکاران (۲۰۰۸) نرخ رشد سالانه دارایی بنگاها به صورت اقتصادی و آماری یک پیش بینی کننده بازده سهام ایالات متحده است. در زمینه مطالعه رابطه بین ریسک و بازده با تاکید بر نقش الگوهای تعادلی، مطالعاتی در داخل و خارج از کشور صورت گرفته است که در ادامه تلاش شده است تا به پژوهش‌های مرتبط با عنوان مقاله اشاره شود.

اردینک (۲۰۱۸) به آزمون مدل CAPM سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ در بورس ترکیه با استفاده از بازده پرتفوی هموزن برای تعیین سطح مقطع متغیرها پرداخت و ناتوانی مدل CAPM در توضیح بازده سهام و نیز توضیح بیشتر بازده سهام توسط مدل پنج عاملی نسبت به دو مدل دیگر را نتیجه گرفت.

فاما و فرنچ (۲۰۱۷) مدل پنج عاملی خود را در سطح بین‌المللی (شمال آمریکا، اروپا، آسیا و اقیانوسیه) بررسی نموده و پی بردند که بین عوامل ارزش و سودآوری با بازده سهام رابطه مستقیم برقرار بوده و بین بازده سهام و عامل سرمایه‌گذاری ارتباط معکوس برقرار است. همچنین نتیجه گرفتند که در ژاپن عامل ارزش تاثیر زیادی بر بازده سهام داشته و بین بازده سهام و عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری ارتباط کمی برقرار است و نیز با افزودن دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری به مدل سه عاملی قدرت توضیح دهندگی بازده افزایش می‌یابد.

فاما و فرنچ (۲۰۱۵) مدل پنج عاملی را در بورس نیویورک مورد آزمون قرار داده و استدلال کردند که مدل پنج عاملی در مقایسه با مدل سه عاملی توانایی بیشتری در توضیح بازده دارد. همچنین زائد بودن عامل ارزش در مدل پنج عاملی را نتیجه گرفتند.

در ایران یوسفیان و همکاران (۱۴۰۰) به تبیین بازده پرتفوی انرژی با استفاده از مدل پنج عاملی فاما و فرنچ پرداختند. در این پژوهش قدرت توضیح بازده سبد سرمایه‌گذاری ۴۰ شرکت در فاصله زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۸ مورد آزمون قرار گرفت. نتایج گویای آن بود که با افزودن عوامل بازار، ارزش و سودآوری بازده پرتفوی انرژی افزایش یافته اما عوامل اندازه و سرمایه‌گذاری ارتباط معکوسی با بازده پرتفوی انرژی داشته و باعث کاهش آن می‌شود.

حمصیان و علی احمدی (۱۳۹۹) به بررسی تاثیر گسستگی اطلاعات و مومنتوم بر بازده مازاد سهام در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این پژوهش آنها اطلاعات ۱۳۱ شرکت را در دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ مورد آزمون قرار دادند و نتیجه گرفتند که

ترکیب مومنتوم و گسستگی اطلاعات بر بازده مازاد بر ریسک تاثیر دارد. از این رو، سرمایه‌گذاران می‌توانند با انتخاب شرکت‌ها بر اساس ترکیب استراتژی مومنتوم و گسستگی اطلاعات، بازده بالاتری بدست آورند. نتایج آنها نشان داد که علاوه بر متغیرهای مدل سه عاملی فاما و فرنچ باید گسستگی اطلاعات نیز به مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی اضافه گردد.

بزرگ اصل و مسجد موسوی (۱۳۹۶) قدرت توضیح مدل‌های CAPM، سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران را از سال ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۴ را مورد آزمون قرارداد و به این نتیجه رسیدند که ارتباط معنی‌دار بین مدل CAPM و پنج عاملی وجود داشته و مدل پنج عاملی در توضیح بازده سهام عملکرد بهتری دارد. در پژوهش آنها مقدار ضریب تعیین در مدل‌های CAPM، سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ به ترتیب $0/3$ و $0/8$ و $0/2$ درصد بدست آمد و مشخص شد که سرمایه‌گذاری بیشتر باعث افزایش بازده سهام می‌شود. متغیرهای اندازه شرکت، ارزش دفتری به ارزش بازار و نسبت سود نقدی به قیمت قدرت بیشتری در تبیین بازده سهام دارند و حذف متغیر بتا در مدل سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در کنار سایر متغیرهای مطرح شده در مدل فاما و فرنچ قدرت تبیین بازده را کاهش می‌دهد.

رضایی دولت آبادی و یوسفان (۱۳۹۶) به سنجش توان توضیح مدل‌های سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران برای ۴۰ شرکت از سال ۱۳۸۸ تا سال ۱۳۹۳ با استفاده از آزمون سری زمانی آلفا و آماره GRS و آزمون فاما-مک بث پرداخته و به توضیح دهندگی بالای بازده سهام با استفاده از مدل پنج عامل نسبت به مدل CAPM و سه عاملی پی‌بردند و نتیجه گرفتند که در مدل سه عاملی تنها عامل ارزش معنا دار است.

حزبی و صالحی (۱۳۹۵) توان تبیین بازده سهام مدل‌های چهار عاملی کرهاارت و پنج عاملی فاما و فرنچ را طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ برای ۱۴۲ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رویکرد رگرسیون چند متغیره و داده‌های پانل بررسی کرده و نتیجه گرفتند مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در تبیین بازده سهام از قدرت بیشتری برخوردار است و با افزودن عوامل سودآوری و سرمایه‌گذاری به مدل سه عاملی قدرت توضیح مدل افزایش می‌یابد.

رمضانی و کامیابی (۱۳۹۵) به ارزیابی توان توضیح بازده سهام با مدل‌های چهارعاملی کرهاارت، پنج عاملی فاما و فرنچ، شش عاملی و q عاملی HNZ در بورس اوراق بهادار تهران در دوره ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ پرداخته و استدلال کردند که افزودن عامل شتاب به مدل پنج عاملی فاما و

فرنج توضیح دهندگی مدل را افزایش نمی‌دهد. همچنین نشان دادند که بر خلاف یافته‌های فاما و فرنج در بورس‌های ایالت متحده، عامل ارزش در بورس اوراق بهادار تهران معنادار بوده و زائد شناخته نمی‌شود و با اضافه کردن دو عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری توان توضیح بازده سهام افزایش می‌یابد. بابالیوان و مظفری (۱۳۹۵) تاثیر مدل‌های چهار عاملی کرهاارت، پنج عاملی فاما و فرنج و q عاملی HNZ بر بازده سهام را طی سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ بورس اوراق بهادار تهران آزمون نمودند و نتیجه گرفتند که عوامل مومنتوم و سرمایه‌گذاری بر بازده سهام تاثیری ندارد و در میان مدل‌های مذکور، مدل پنج عاملی توانایی بیشتری در توضیح بازده سهام دارد. همچنین استدلال کردند که بر خلاف یافته‌های فاما و فرنج در بورس‌های ایالت متحده، عامل ارزش در بورس اوراق بهادار تهران معنادار بوده و زائد شناخته نمی‌شود.

فرشادفر و خلیلی (۱۳۹۵) در مقاله خود با عنوان بررسی اثر قابلیت نقدشوندگی سهام بر بازده پرتفوی با استفاده از الگوی پنج عاملی قیمت‌گذاری آربیتراژ، نتیجه گرفتند که مومنتوم و نقدشوندگی سهام اثر مثبتی بر بازده دارند.

فلاح پور و همکاران (۱۳۹۲) در مقاله خود با عنوان رابطه بین بازده روزانه سهام انفرادی و بالاترین قیمت ۵۲ هفته گذشته در بورس تهران، نتیجه گرفتند که عامل مومنتوم اثر مثبتی بر بالاترین قیمت ۵۲ هفته گذشته دارد.

عباسی و غزلجه (۱۳۹۱) در پژوهش خود به بررسی تاثیر الگوی سه عاملی فاما و فرنج بر پراکندگی بازده سبد سهام پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که این الگو کاربرد بهتری نسبت به الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در بورس تهران دارد.

صادقی شریف و همکاران (۱۳۹۰) در پژوهشی با عنوان اثر عامل مومنتوم بر توان توضیحی الگوی سه عاملی فاما و فرنج به این نتیجه رسیدند که افزودن عامل مومنتوم به مدل فاما و فرنج توان توضیحی آنرا افزایش می‌دهد.

۳. مدل نظری پژوهش

۳-۱. مدل R-CAPM

یکی از جدیدترین مدل‌های توسعه یافته بر مبنای مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استاندارد، مدل R-CAPM است. در این مدل ریسک سیستماتیک و ریسک غیرسیستماتیک به

صورت یکپارچه تحت عنوان شاخص ریسک ذاتی مورد بررسی قرار می‌گیرد. بازده مورد انتظار در مدل R-CAPM از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$R_i = R_f + \beta(R_m - R_f) \quad (1)$$

در این مدل مقدار ضریب بتا از فرمول زیر بدست می‌آید:

$$\beta_R = (DEL)(DFL)(DOL) \beta_i \quad (2)$$

همانطور که در معادله شماره ۲ دیده می‌شود در تدوین مدل R-CAPM به مفروضات اهرم عملیاتی (DOL)، اهرم مالی (DFL) و اهرم اقتصادی (DEL) توجه می‌شود. مقدار β_i از رابطه زیر بدست می‌آید:

$$\beta_i = \frac{\text{cov}\left(\left(\frac{\pi_{j,t-1}}{Z_{j,t-1}}\right)\left(\frac{Z_{j,t}}{E_{j,t-1}}\right)R_{m,t}\right)}{\delta_{m,t}^2} \quad (3)$$

که در آن $\pi_{j,t-1}$ درآمد بعد از بهره و مالیات، $Z_{j,t-1}$ هزینه مالی سهام دوره جاری، $Z_{j,t}$ هزینه مالی سهام دوره آتی، $E_{j,t-1}$ ارزش بازار دوره جاری و $\delta_{m,t}^2$ واریانس بازار دوره آتی است و R_m ارزش بازار دوره آتی است.

۳-۲. مدل فاما و فرنیچ

فاما و فرنیچ به منظور تشریح متوسط بازده، مدل سه عاملی زیر را فرمول بندی کردند:

$$E(R_i) - R_f = b_i[E(R_M) - R_f] + s_i[E(SMB)] + h_i[E(HML)] \quad (4)$$

در این فرمول $E(R_i) - R_f$ بازده اضافی شرکت نسبت به بازده بدون ریسک است. این بازده اضافی به سه عامل مربوط می‌باشد: عامل اول صرف ریسک بازار است که همان بتای ارائه شده در مدل CAPM است و از طریق رابطه $E(R_M) - R_f$ اندازه گیری می‌شود. عامل دوم تفاوت بین میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک و سهام شرکت‌های بزرگ است که به آن عامل اندازه می‌گویند و با نماد SMB نشان داده شده است. عامل سوم تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به

¹ Degree of operational leverage (DOL)

² Degree off financial leverage (DFL)

³ Degree of economic leverage (DEL)

ارزش بازار بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین است که عموماً به آن عامل ارزش می‌گویند و با نماد HML نشان داده می‌شود.

۳-۳. مدل کرهات

پس از فاما و فرنچ پژوهشگران تلاش کردند تا عامل چهارمی تحت عنوان عامل مومنتوم را به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ اضافه کنند. مومنتوم استراتژی سرمایه‌گذاری ساده‌ای است که به معنی خرید و نگه‌داری سهام شرکت‌های با بازدهی زیاد و فروش سهام شرکت‌های با بازدهی کم است. کرهات از این قاعده برای ساختن یک الگوی چهار عاملی استفاده نمود. برای لحاظ کردن اثر عامل مومنتوم، کرهات صرف‌ریسک مرتبط با عامل مومنتوم WML را پی‌ریزی کرد. او الگوی چهار عاملی را با اضافه کردن این عامل به الگوی سه عاملی فاما و فرنچ به صورت زیر تدوین نمود:

$$E(R_i) - R_f = b_i[E(R_M) - R_f] + s_i[E(SMB)] + h_i[E(HML)] + w_p[E(WML)] \quad (5)$$

که در آن $E(WML)$ صرف‌مورد انتظار از عامل مومنتوم، w معیار ریسک مرتبط با عامل مومنتوم بوده و سایر نمادها مانند الگوی فاما و فرنچ است. تعاریف عملیاتی متعددی برای اندازه‌گیری عامل مومنتوم وجود دارد که از آن جمله می‌توان به معیار بازده اضافی تحت VaR و نسبت سورتینو و معیار M_3 اشاره کرد.

۴. روش تحقیق

پژوهش حاضر از نظر هدف، پژوهشی کاربردی و از نظر روش پژوهش از نوع پژوهش‌های توصیفی می‌باشد. جامعه آماری کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند که از میان آنها حدود ۱۷۶ شرکت که در دوره زمانی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ دارای شرایط زیر بودند حجم نمونه را تشکیل دادند:

شرکت‌های عضو نمونه باید حداقل یک سال پیش از ورود به مدل یعنی تا پایان سال ۱۳۸۹ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته شده باشند و تمامی اطلاعات مالی شرکت شامل ترازنامه و صورت حساب سود و زیان در دسترس بوده و سال مالی آن منتهی به پایان اسفند ماه باشد و سهام آنها در طول دوره مورد بررسی در بازار مورد داد و ستد قرار گرفته باشد. روش تجزیه و تحلیل

داده‌ها ترکیبی از روش پرتفوی نمایشگر و روش داده‌های تابلویی است. به این ترتیب که ابتدا داده‌ها به دو گروه تقسیم شدند داده‌های سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ برای تخمین مدل‌ها مورد استفاده قرار گرفتند و داده‌های سال‌های ۱۳۹۷ تا ۱۳۹۹ برای انتخاب الگوی بهینه کنار گذاشته شدند. با استفاده از داده‌های گروه اول شکل رگرسیونی سه مدل R-CAPM (رابطه شماره ۶)، مدل فاما و فرنچ (رابطه شماره ۷) و مدل کرهات (رابطه شماره ۸) پرتفوی بندی شده است. سپس با استفاده از روش داده‌های تابلویی پرتفوی‌ها مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. در نهایت با استفاده از گروه دوم داده‌ها مدل بهینه با معیارهای MAD, MSE, RMSE, MAPE انتخاب می‌شود. به منظور دسته بندی و انجام عملیات مقدماتی بر روی داده‌ها از نرم افزار Excel و برای تجزیه و تحلیل‌های آماری از نرم افزار Eviews و Matlab استفاده شده است.

$$R_i = R_f + \beta(R_m - R_f) \quad (6)$$

$$(R_{p,t} - R_f) = \alpha_p + \beta_{1,p}MP + \beta_{2,p}SMB + \beta_{3,p}HML + \varepsilon_{p,t} \quad (7)$$

$$(R_{p,t} - R_f) = \alpha_p + \beta_{1,p}MP + \beta_{2,p}SMB + \beta_{3,p}HML + \beta_{4,p}WML + \varepsilon_{p,t} \quad (8)$$

که در این مدل‌ها، متغیرها به صورت زیر هستند:

بازده اضافی شرکت نسبت به بازده بدون ریسک یا صرف ریسک پرتفوی $(R_{p,t} - R_f)$ صرف ریسک بازار (MP)، صرف اندازه شرکت (SMB)، صرف ارزش (HML)، صرف مومنتوم (WML)، قابلیت نقدشوندگی (LML)، که هر یک از این متغیرها به روش زیر عملیاتی شده‌اند:

بازده شرکت از فرمول زیر محاسبه شده است:

$$R_t = \frac{(1+\alpha)P_{t+1} + DPS_t - P_t - C}{P_t} \quad (9)$$

بازده سهام عادی $(R_{p,t})$ ، قیمت سهام عادی (P)، سود نقدی سهام عادی (DPS)، درصد افزایش سرمایه (a)، آورده نقدی هنگام افزایش سرمایه (c) (در این محاسبه فرض بر این است که سود سهام به طور یکتواخت در طی سال تقسیم شده است). نرخ بازده بدون ریسک (R_f) ، نرخ اوراق مشارکت دولتی مصوب شورای پول و اعتبار در نظر گرفته شده است. صرف ریسک بازار (MP)، مازاد پرتفوی بازار نسبت به نرخ بازده بدون ریسک است که به صورت تفاوت شاخص کل ابتدای ماه و انتهای ماه، تقسیم بر شاخص کل ابتدای ماه محاسبه شده است. اندازه شرکت (SMB)، از طریق لگاریتم حاصل ضرب

تعداد سهام پایان دوره شرکت در میانگین قیمت سهم طی آن ماه محاسبه شده است. نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار (HML) از حاصل تقسیم ارزش دفتری سهام شرکت در پایان سال مالی بر ارزش بازار سهام شرکت در پایان ماه به دست آمده است. ارزش بازار نیز از حاصل ضرب تعداد سهام پایان دوره شرکت در قیمت پایان ماه بدست آمده است. در پژوهش حاضر عامل مومنتوم (WML) به صورت شش ماهه در نظر گرفته شده و برابر است با نسبت بازده تجمعی تعدیل شده به بازده بازار ماههای اول تا ششم، که از ابتدای سال برای هر شرکت محاسبه شده است. در مدل R-CAPM برای محاسبه اهرم عملیاتی از نسبت تغییرات سود قبل از بهره و مالیات به تغییرات فروش شرکت استفاده شده است. برای محاسبه اهرم مالی از نسبت تغییرات سود هر سهم به تغییرات سود قبل از بهره و مالیات شرکت استفاده شده است و برای محاسبه اهرم اقتصادی نیز از نسبت تغییرات اقتصادی به تغییرات فروش شرکت استفاده شده است. (در این پژوهش از تغییرات نرخ ارز به عنوان متغیر جایگزین شوک اقتصادی استفاده شده است).

به منظور تشکیل پرتفوی‌ها ابتدا تمامی شرکت‌های مورد بررسی بر مبنای ارزش بازار سهام از کم به زیاد مرتب شده و سپس به دو گروه مساوی کوچک (S) و بزرگ (B) تقسیم شدند. سپس بار دیگر شرکت‌های هر پرتفوی مستقلاً بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام از کم به زیاد مرتب شده و در دو طبقه مساوی تحت عنوان نسبت پایین (L) و نسبت بالا (H) قرار گرفتند. در نتیجه برای مدل فاما و فرنچ چهار پرتفوی ایجاد شد. برای عامل مومنتوم تمامی شرکت‌های موجود در هر پرتفوی بر اساس بازده تجمعی تعدیل شده نسبت به بازده بازار ۶ ماهه گذشته (از ابتدای هر سال) از صعودی به نزولی مرتب شده و همچون دو عامل قبلی به دو گروه سهام برنده (W) و سهام بازنده (L) دسته بندی گردیدند. به این ترتیب از اجرای سه بار دسته بندی متوالی شرکت‌ها هشت پرتفوی برای مدل کرهات ایجاد شد. این پرتفوی‌ها در جدول شماره ۱ نشان داده شده‌اند.

مرحله دوم در این پژوهش انتخاب الگوی بهینه است. به منظور انتخاب الگوی بهینه از معیارهای قدر مطلق انحرافات (MAD)، میانگین مربع خطا (MSE)، ریشه میانگین مربع خطا (RMSE)، میانگین قدر مطلق درصد خطا (MAPE) و آماره U تایل استفاده شده است.

$$MAD = \frac{\sum |y_t - \hat{y}_t|}{n} \quad RMSE = \sqrt{\frac{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2}{n}} \quad MSE = \frac{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2}{n}$$

$$MAPE = \frac{\sum \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right|}{n} \quad U = \frac{\sqrt{\frac{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2}{n}}}{\sqrt{\frac{\sum (y_{t-1} - \hat{y}_{t-1})^2}{n}}}$$

جدول شماره (۱): پرتفوی‌های تشکیل شده برای مدل فاما و فرنچ و مدل کرهات

پرتفوی‌های مدل کرهات		پرتفوی‌های مدل فاما و فرنچ		شماره
محتوای پرتفوی	نماد	محتوای پرتفوی	نماد	
شرکت بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار بالا و بازنده	BHL	شرکت بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار بالا	BH	۱
شرکت کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار بالا و بازنده	SHL	شرکت کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار بالا	SH	۲
شرکت بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار پایین و بازنده	BLL	شرکت بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار پایین	BL	۳
شرکت کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار پایین و بازنده	SLL	شرکت کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار پایین	SL	۴
شرکت بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار بالا و برنده	BHW			۵
شرکت کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار بالا و برنده	SHW			۶
شرکت بزرگ، نسبت ارزش دفتری به بازار پایین و برنده	BLW			۷
شرکت کوچک، نسبت ارزش دفتری به بازار پایین و برنده	SLW			۸

منبع: یافته‌های پژوهش

این معیارها در هر مدلی کمتر باشند آن مدل در جهت پیش بینی موفق تر عمل کرده است. اما آماره U تایل باید کمتر از یک باشد و بزرگ‌تر از یک بودن آن نشان‌دهنده عدم کارایی مدل مورد نظر است. هرچه مقدار این آماره از $0/55$ کمتر باشد نشان دهنده عملکرد بهینه مدل مورد نظر است. در این فرمول‌ها n نشان دهنده حجم نمونه، \bar{Y} بازده انتظاری و Y بازده واقعی است.

۵. یافته‌های پژوهش

۵-۱. تحلیل توصیفی داده‌های پژوهش

همانطور که در جدول شماره ۲ مشاهده می‌شود میانگین بازده شرکت‌های مورد مطالعه در دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ برابر با $0/32$ است.

جدول شماره (۲): تحلیل توصیفی داده‌های پژوهش

انحراف معیار	کمترین	بیشترین	میانه	میانگین	
۱/۲۳	-۳/۰۵	۱۱/۱۸	۰/۱۴	۰/۳۲	صرف بازده شرکت
۰/۲۲	-۰/۳۲	۰/۳۳	-۰/۱	۰/۰۰۵	صرف ریسک بازار
$۲/۹۴e^{۱۳}$	۲۵۶/۵	۴/۹۴e ^{۱۳}	$۲/۶e^{۱۱}$	$۱e^{۱۲}$	عامل اندازه
۰/۴۴۳	۰/۰۰۰۱	۹/۵۸	۰/۰۰۰۴	۰/۰۲۱	عامل ارزش
۴/۹۷	-۱۱/۱۳	۱/۳۴	۰/۱۲	۰/۰۱۱	عامل مومنتوم
۰/۰۶	۰	۱/۶۴	$۲/۰۷e^{-۱۲}$	۰/۰۰۳	عامل نقدشوندگی

منبع: محاسبات پژوهش

بیشترین مقدار بازده برابر با ۱۱/۱۸ و کم‌ترین مقدار بازده برابر با ۳/۰۵- می‌باشد. میانگین متغیر صرف ریسک بازار برابر با ۰/۰۰۵، بیشترین مقدار برابر با ۰/۳۳ و کمترین مقدار برابر با ۰/۳۲- است. در مورد عامل اندازه شرکت، بزرگ‌ترین اندازه شرکت برابر با $۴/۹e^{۱۳}$ و کوچک‌ترین اندازه برابر با ۲۵۶/۵ بوده و میانگین آن‌ها برابر با $۱e^{۱۲}$ است. کمترین مقدار نسبت ارزش دفتری به بازار برابر با ۰/۰۰۰۱ و بیش‌ترین مقدار نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار برابر با ۹/۵۸ است که میانگین این دو مقدار حدی برابر با ۰/۰۲۱ است. به منظور سنجش پایایی داده‌های پژوهش آزمون مانایی بر روی داده‌ها صورت گرفت که نتایج این آزمون در جدول شماره ۳ آورده شده است. بر اساس نتایج در هر پنج روش با احتمال کم‌تر از پنج درصد پایایی متغیرها تایید می‌شود. سپس به منظور انتخاب الگوی مناسب برای تخمین مدل از آزمون F و آزمون هاسمن استفاده شد. به این ترتیب که نخست این دو آزمون برای تمامی مدل‌ها به صورت جداگانه انجام شد که نتایج آن در جدول شماره (۴) آورده شده است. همانطور که در نتایج جدول دیده می‌شود آزمون F گویای آن است که واحدهای اقتصادی همگن نیستند و عرض از مبدأ مشترک وجود ندارد، به همین دلیل از آزمون هاسمن برای تعیین روش برآورد اثرات ثابت و تصادفی استفاده شده است آزمون هاسمن تأیید می‌کند که مدل‌ها باید با استفاده از روش اثرات تصادفی تخمین زده شوند.

حال نوبت به تخمین مدل‌هاست در مرحله اول مدل R-CAPM تخمین زده می‌شود. در این روش بازده اضافی بازار به عنوان متغیر مستقل و بازده سهام به عنوان متغیر وابسته ملاک عمل قرارگرفتند. که نتایج آن در جدول شماره (۵) آورده شده است.

جدول شماره (۳): نتایج آزمون‌های مانایی

روش / متغیر	بازده پرتفوی	صرف ارزش	صرف اندازه	صرف ریسک بازار	صرف مونتوم
لوین، لینوجوین	-۳۹/۱۷ (۰/۰۰)	-۱۰۳/۹ (۰/۰۰)	-۱۵/۶۷ (۰/۰۰)	-۶/۰۲۹ (۰/۰۰)	-۱۴۵/۲ (۰/۰۰)
برتونگ	۰/۰۰ (۰/۰۵)	۰/۰۰۰ (۰/۰۵)	۱۴/۱۶۱ (۰/۰۰)	-۶/۰۲۹ (۰/۰۰)	۰/۰۰۰ (۰/۰۵)
آی ام و پسران و شین (w-stat)	-۱۵/۳۴ (۰/۰۲۵)	-۱۰/۴۶ (۰/۰۰)	۱/۷۷ (۰/۰۰۹)	-۱۶/۳۱ (۰/۰۰)	-۲/۹۳ (۰/۰۰)
فیشر ADF (Chi-square)	۶۸۲/۱۷ (۰/۰۳۶)	-۴۳۱/۱ (۰/۰۰)	۳۶۲/۴ (۰/۰۲)	۱۴۳۲/۷ (۰/۰۰)	۴۶۶/۰۹ (۰/۰۰)
فیشر PP (Chi-square)	۸۹۰/۳ (۰/۰۰)	۶۰۴/۵ (۰/۰۰)	۴۵۷/۴ (۰/۰۰)	۳۰۳۶/۵ (۰/۰۰)	۷۱۲/۷۹ (۰/۰۰)

منبع: محاسبات پژوهش (اعداد داخل پرانتز احتمال متناظر با هر آماره است).

جدول شماره (۴): نتایج آزمون F و آزمون هاسمن برای مدل‌های پژوهش

نوع آزمون	آماره F	آماره کایدو	درجه آزادی	احتمال
آزمون F برای مدل RCAPM	۰/۶۶	-	۱۷۲/۹۳۱	۰/۹۹۹۵
آزمون کایدو برای مدل RCAPM	-	۱۲۸/۲۳	۱۷۲	۰/۹۹۴۸
آزمون هاسمن برای مدل RCAPM	-	۰/۵۴۲	۱	۰/۴۶۱
آزمون F برای مدل فاما و فرنچ	۲/۲۴	-	۱۶۹	۰۰۰
آزمون کایدو برای مدل فاما و فرنچ	-	۴۰۴/۸	۱۶۹/۲۶۵	۰۰۰
آزمون هاسمن برای مدل فاما و فرنچ	-	۰/۷۶۱	۴	۰/۵۲۶
آزمون F برای مدل کرهات	۲/۲۴	-	۱۶۹	۰۰۰
آزمون کایدو برای مدل کرهات	-	۴۰۶/۸	۱۶۹/۷۶	۰۰۰۰
آزمون هاسمن برای مدل کرهات	-	۰/۹۷۶	۴	۰/۶۷۴

منبع: محاسبات پژوهش

جدول شماره (۵): نتایج تخمین مدل R-CAPM با استفاده از روش اثرات تصادفی

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
صرف ریسک بازار	۰/۳۲۶	۰/۱۶۰	۱/۹۲	۰/۰۵

منبع: محاسبات پژوهش

همانطور که در جدول مشاهده می‌شود بتای تخمینی در این روش دارای اثر مثبتی بر بازده انتظاری بوده و معادل $0/326$ است که بیانگر میزان ریسک بازار است یعنی بر اساس ضریب بدست آمده اگر صرف ریسک بازار یک واحد افزایش یابد سرمایه گذار باید ریسکی معادل $0/326$ واحد را تحمل کند تا بازدهی پرتفوی او به همین میزان افزایش یابد. مطابق نتایج ارائه شده در جدول شماره (۵) صرف ریسک بازار که دارای احتمال پنج درصد است از نظر آماری معنی دار است. به منظور تخمین مدل فاما و فرنچ ابتدا با استفاده از روش پرتفوی بندی، چهار پرتفوی برای این مدل تشکیل شده است و سپس برای هر پرتفوی بطور جداگانه رگرسیون پنل اثرات تصادفی تخمین زده شده است که نتایج آن در جدول زیر آمده است:

جدول شماره (۶): نتایج تخمین مدل سه عاملی (فاما و فرنچ) با استفاده از روش اثرات تصادفی

عامل ارزش HML	عامل اندازه (SMB)	صرف ریسک بازار (MP)	عرض از مبدا	
-0/175	0/132	0/543	0/015	پرتفویو ^۱ (SL)
-4/453	4/432	6/83	3/2	آماره آزمون t
0/136	0/174	0/558	0/017	پرتفویو ^۲ (SH)
8/897	7/5643	8/756	5/901	آماره آزمون t
-0/106	-0/132	0/44	0/022	پرتفویو ^۳ (BL)
-5/123	-4/234	5/876	4/65	آماره آزمون t
0/13	-0/066	0/76	0/18	پرتفویو ^۴ (BH)
4/307	-2/453	6/564	3/876	آماره آزمون t

منبع: محاسبات پژوهش

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول شماره (۶) عامل صرف ریسک بازار با توجه به آماره t در تمام پرتفوی‌ها در سطح ۹۵ درصد معنی دار بوده و دارای اثر مثبتی بر بازده انتظاری پرتفوی است. مقدار ضرایب بدست آمده نشان می‌دهد که به ازای هر یک واحد افزایش در صرف ریسک بازار سرمایه گذار باید ریسکی بین $0/44$ تا $0/55$ را تحمل کند تا مقدار بازده انتظاری به این میزان افزایش یابد. عامل اندازه نیز دارای اثر معنی‌داری بر بازده انتظاری بوده و مقدار آن در پرتفوی‌های بزرگ منفی و در پرتفوی‌های کوچک مثبت است. عامل ارزش نیز دارای اثر معنی‌داری بر بازده

اضافی انتظاری پرتفوی است، به طوریکه مقدار این ضریب برای پرتفوی‌ها با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا مثبت بوده و برای پرتفوی‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین منفی است. همانطور که نتایج تخمین مدل کرهاات در جدول شماره (۷) نشان می‌دهد، مقدار بتای تخمینی در رگرسیون چهار عاملی مدل کرهاات در بازه $0/34$ تا $0/76$ قرار دارد. علامت مثبت این عامل حاکی از رابطه مستقیم نوسانات کلی بازار با بازدهی پرتفوی‌ها است. همچنین ضرایب این عامل برای هشت پرتفوی معنی دار بوده و نشان دهنده ریسک سیستماتیک ناشی از عوامل بازاری در بورس اوراق بهادار تهران است. دامنه بدست آمده برای متغیر اندازه شرکت از $21/ -$ تا $32/0$ می‌باشد. تمامی ضرایب در سطح ۵ درصد معنی دار هستند. به علاوه ضریب SMB با عامل اندازه در ارتباط است به طوری که برای پورتفوی‌های بزرگ منفی و برای پورتفوی‌های کوچک مثبت می‌باشد.

جدول شماره (۷): نتایج تخمین مدل ۴ عاملی (کرهاات) با استفاده از روش اثرات تصادفی

عامل مونتوم (WML)	عامل ارزش HML	عامل اندازه (SMB)	صرف ریسک بازار (MP)	عرض از مبدا	
-۰/۱۹۹	-۰/۱۷۵	۰/۱۳۲	۰/۵۴۳	۰/۰۱۱	پرتفویو ^۱ (SLL)
-۶/۱۸	-۴/۴۵۳	۴/۴۳۲	۶/۸۳	۳	آماره آزمون ^۱
-۰/۰۸۷	۰/۱۳۶	۰/۱۸۷	۰/۶۵۴	۰/۰۱۶	پرتفویو ^۲ (SHL)
-۳/۸۷۵	۷/۲۰۳	۸/۲۴۳	۸/۸۴۳	۴/۸۷۶	آماره آزمون ^۱
-۰/۰۸۹	-۰/۱۱۶	-۰/۲۱۳	۰/۵۴	۰/۰۲۳	پرتفویو ^۳ (BLL)
-۲/۹۸۹	-۴/۶۵۴	-۵/۰۵۶	۵/۱۲۳	۴/۵۰۹	آماره آزمون ^۱
-۰/۱۳۴	۰/۲۳۱	-۰/۰۸۶	۰/۵۶۴	۰/۰۳۱	پرتفویو ^۴ (BHL)
-۴/۶۵۴	۵/۳۸۷	-۳/۰۲۵	۶/۷۶۷	۵/۹۷۶	آماره آزمون ^۱
۰/۱۸۸	-۰/۰۵۴	۰/۱۹۸	۰/۶۵	۰/۰۳۳	پرتفویو ^۵ (SLW)
۵/۲۵	-۱/۸۷	۵/۷۲۲	۶/۸۰۹	۵/۰۱۹	آماره آزمون ^۱
۰/۰۹۸	۰/۸۶	۰/۳۲۴	۰/۳۴۵	۰/۰۳۴	پرتفویو ^۶ (SHW)
۳/۲۱۲	۴/۱۱۱	۵/۹۹۶	۶/۴۵۶	۴/۴۳۲	آماره آزمون ^۱
۰/۰۹۹	-۰/۱۹۸	-۰/۰۸۶	۰/۵۴۳	۰/۰۱۴	پرتفویو ^۷ (BLW)
۳/۸۹۷	-۸/۴۳۲	-۳/۸۸	۸/۸۹۹	۴/۳۸۹	آماره آزمون ^۱
۰/۱۲۵	۰/۱۵۵	-۰/۰۹۸	۰/۷۶۶	۰/۰۱۷	پرتفویو ^۸ (BHW)
۴/۳۲۱	۴/۹۶۷	-۲/۸۸	۷/۳۴	۳/۶۳۲	آماره آزمون ^۱

منبع: محاسبات پژوهش

در مورد عامل ارزش می‌توان گفت که ضرایب مثبت برای پرتفوی‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و ضرایب منفی برای پرتفوی‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین بدست آمده است. دامنه ضرایب این فاکتور از ۰/۱۹۸- تا ۰/۸۶+ می‌باشد که همگی از نظر آماری در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار هستند. دامنه ضرایب عامل مومنتوم نیز از ۰/۱۹۹- تا ۰/۱۸۸+ می‌باشد و همچون دو عامل قبلی تمامی ضرایب در سطح پنج درصد معنی‌دار هستند. مقدار این ضریب برای پرتفوی‌های برنده مثبت و برای پرتفوی‌های بازنده منفی است. نتایج گویای آن است که عامل مومنتوم توانایی توضیح دادن تغییرات بازده را دارد. در مرحله دوم نوبت به انتخاب الگوی بهینه با استفاده از دسته دوم داده هاست، نتایج حاصل از انتخاب الگوی بهینه در جدول شماره (۸) آمده است.

جدول شماره (۸): معیارهای محاسبه شده برای انتخاب الگوی بهینه

U	MAPE	MAD	RMSE	MSE	مدل/شاخص
۱/۰۳۶	۰/۵۴۳۴	۲۷۵۷/۳	۳۷۲۱/۵۲	۱۳۸۴۹۷۷۰	مدل دارایی‌های سرمایه‌ای تجدید نظر شده
۱/۰۲۵	۰/۴۹۶۱	۲۶۷۳/۲	۳۵۵۲/۴۱	۱۲۶۱۹۶۳۱	مدل فاما و فرنچ
۰/۹۸۸۶	۰/۱۷۹۸۷	۸۴۴/۵۹	۸۹۴/۰۴	۷۹۹۳۲۶/۶	مدل کرها

منبع: محاسبات پژوهش

همانطور که در جدول ۸ دیده می‌شود اگر معیار MSE در نظر گرفته شود کمترین مقدار مربوط به مدل کرها و بیشترین مقدار مربوط به مدل R-CAPM است. در مورد سایر شاخص‌ها هم این روند قابل مشاهده است، یعنی در مورد معیارهای MAPE، MAD، RMSE و U نیز کمترین مقدار مربوط به مدل کرها و بیشترین مقدار مربوط به مدل R-CAPM است.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

جمع‌بندی نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که ضریب بتا در الگوی R-CAPM در بورس اوراق بهادار تهران معنی‌دار است. در نتیجه این مدل با توجه به اهرم‌های بکار رفته در برآورد بتا، توانایی بیان رابطه ریسک و بازده در بورس تهران را دارد که این یافته با کارهای صورت گرفته توسط مجتهد زاده (۱۳۸۴)، صادقی شریف (۱۳۹۰) و اشراقی نیا (۱۳۸۷)، رهنمای رودپشتی و امیر حسینی (۱۳۸۹) مطابق است.

در الگوی فاما و فرنچ و مدل کرهات، عامل صرف ریسک بازار و عامل اندازه در تمامی پرتفوها از عوامل مؤثر بر بازده اضافی بودند. متغیر اندازه شرکت در این مدل‌ها معنادار بوده و با بازده رابطه معکوس دارد به این صورت که پرتفوه‌های حاوی شرکت‌های بزرگ اثر منفی بر بازده داشته و پرتفوه‌های دارای شرکت‌های کوچک اثر مثبتی بر بازده دارند که این یافته با نتایج بنز (۱۹۸۱) و رینگانوم (۱۹۸۱)، مجتهد زاده و طارمی (۱۳۸۴) و صادقی شریف (۱۳۹۰) که بر وجود این رابطه دلالت دارد همسو بوده و با یافته‌های موسوی کاشی (۱۳۷۸) که بر عدم وجود این رابطه دلالت دارد متفاوت است.

در توضیح این مطلب می‌توان گفت که اندازه شرکت یکی از عوامل مؤثر در سودآوری شرکت‌ها به شمار می‌رود. به این معنی که شرکت‌های بزرگ با برخورداری از تنوع محصول، تصاحب سهم بیشتری از بازار، صرفه‌جویی در مقیاس و امکان تنوع بخشی به فعالیت‌های تجاری خود، ریسک تجاری و ریسک قدرت نقدشوندگی خود را برای سرمایه‌گذاران کاهش داده و سودآوری خود را افزایش می‌دهند. شرکت‌های کوچک معمولاً واکنش بالاتری به عدم اطمینان بازار نشان می‌دهند و در نتیجه نوسانات بیشتری در قیمت‌های آنها وجود دارد. طبق گزارش‌های موجود پس از کنترل ریسک سیستماتیک، سهام شرکت‌های کوچک در مقایسه با سهام شرکت‌های بزرگ، بازده بالاتری ایجاد می‌کنند. در مجموع همه این عوامل سبب می‌شود نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران از سهام شرکت‌های بزرگ در مقایسه با سهام شرکت‌های کوچک کمتر باشد. در نتیجه به صورت منطقی انتظار می‌رود بین اندازه شرکت و نرخ بازده مورد انتظار از سهم آن رابطه منفی وجود داشته باشد. نتایج حاصل از این پژوهش نیز این رابطه را تایید می‌کند. رابطه عامل ارزش (نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار) با بازده سهام نیز در مدل فاما و فرنچ و الگوی کرهات نیز در تمام پرتفوها معنادار است. در توضیح این نتیجه نیز می‌توان گفت که ضرایب مثبت برای پرتفوی‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و ضرایب منفی برای پرتفوه‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین بدست آمده است که این نتیجه با نتایج یافته‌های علیزاده (۱۳۸۵) و فاما و همکاران (۲۰۰۶) همسو می‌باشد اما با یافته‌های ایوانی (۱۳۷۸) که در پژوهش خود به این نتیجه دست یافت که رابطه خطی بین نسبت ارزش بازار با ارزش دفتری (معکوس ارزش دفتری به ارزش بازار) وجود ندارد هماهنگ نیست. طبق مطالعات انجام شده نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار، بیانگر رشد بالقوه آتی شرکت است. بنابراین انتظار بر این است که ارزش

دفتری (و نه ارزش بازار) شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار پایین، نسبت به شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به قیمت بازار بالا، سریع‌تر رشد کند. در الگوی کرهات عامل مومنتوم در تمام پرتفوها اثر معنی‌داری بر بازده اضافی انتظاری دارد. این اثر در پرتفوی‌های حاوی شرکت‌های برنده مثبت بوده و در پرتفوی‌های حاوی شرکت‌های بازنده منفی است. این مطلب گویای آن است که انتشار اخبار مثبت در بازار که با افزایش قیمت همراه است دید مثبتی را در سرمایه‌گذاران به منظور ادامه روند گذشته ایجاد کرده و به تبع آن سبب بهبود اثر عامل مومنتوم در بازار می‌شود. بدین معنا که سهامی که در دوره‌های گذشته دارای بالاترین قیمت بوده و برنده تلقی می‌شد در آینده نیز برنده تلقی شده و سبب ایجاد بازده اضافی برای سرمایه‌گذاران خواهد شد و خرید آن برای سرمایه‌گذاران سود آور است. اما سهامی که در گذشته بازنده بوده باید فروش استقراضی شود. این نتیجه با یافته‌های صورت گرفته توسط علیزاده (۱۳۸۵)، احمدزاده (۱۳۸۷)، صادقی و فدایی نژاد (۱۳۸۶)، فرشادفر (۱۳۹۶) فرشادفر و خلیلی (۱۳۹۵) که بر وجود رابطه معنی‌دار بین استراتژی شتاب و بازده اضافی دلالت دارند همسویی دارد. در نهایت می‌توان اینطور نتیجه گرفت که از میان الگوهای ارزیابی شده الگوی کرهات توان توضیح دهندگی بهتری در برآورد رابطه ریسک و بازده در هر پرتفوی در بورس اوراق بهادار تهران داشته است در نتیجه می‌توان گفت که فرضیه پژوهش مبنی بر توان توضیح دهندگی بهتر الگوی کرهات در هر پرتفوی نسبت به الگوی فاما و فرنچ و الگوی R-CAPM پذیرفته می‌شود.

با توجه به یافته‌های حاصل از پژوهش از آنجاییکه یک رابطه معکوس بین اندازه شرکت و بازده وجود دارد، به سرمایه‌گذاران ریسک‌پذیر توصیه می‌شود تا در سبد پرتفوی خود بیشتر از سهام شرکت‌های کوچک استفاده نمایند و به سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز توصیه می‌شود تا در سبد سهام خود بیشتر از سهام شرکت‌های بزرگ استفاده نمایند. همچنین با توجه به یافته‌ها انتظار بر این است که ارزش دفتری، شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین، نسبت به شرکت‌های دارای نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا، سریع‌تر رشد کند. در نتیجه خرید سهام اینگونه شرکت‌ها به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود. با توجه به معنی‌دار بودن اثر عامل مومنتوم با توجه به یافته‌های پژوهش، استفاده از استراتژی شتاب به تحلیلگران تکنیکال به منظور کسب بازده اضافه پیشنهاد می‌شود.

منابع

- احمدزاده، الهام، (۱۳۸۷)، بررسی استراتژیهای شتاب و معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
- اشراق نیای جهرمی، عبدالحمید، کامیار نشوادیان، (۱۳۸۷)، آزمایش مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران، مجله شریف، شماره ۴۵، ص: ۴۰-۴۸.
- ایوانی، فرزاد، (۱۳۷۸)، بررسی رابطه بین بازده سهام عادی و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار سهام در شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
- پورحسن، سمیه، (۱۳۸۷)، بررسی و تبیین درجه اهرم اقتصادی برای سنجش ریسک سیستماتیک و ارتباط آن با بازده در صنعت شیمیایی و دارویی و صنعت سیمان و کانی، پایان نامه کارشناسی ارشد، واحد تهران مرکز، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
- رباط میلی، مژگان، (۱۳۸۶)، مقایسه عملکرد مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای و مدل سه عاملی فاما و فرنچ در پیش بینی بازده مورد انتظار در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران.
- رهنمای رودپشتی، فریدون، امیرحسینی، زهرا، (۱۳۸۹)، تبیین قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای، مقایسه تطبیقی مدل‌ها "بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره ۱۷، شماره ۶۲، ص: ۶۸-۴۹.
- رهنمای رودپشتی، فریدون، نیکو مرام، هاشم، علی مردانی، علی، (۱۳۸۶)، بررسی و مقایسه قدرت بتا در مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه CAPM و متغیرهای مطرح شده در مدل فاما و فرنچ جهت تبیین بازده سهام، مجله دانش و پژوهش حسابداری، شماره ۲۵، ص: ۲۷۹-۳۱۶.
- صادقی، محسن، فدایی نژاد، محمد اسماعیل، (۱۳۸۶)، بررسی سودمندی استراتژی‌های مومنتوم و معکوس در بورس اوراق بهادار تهران، مجله پیام مدیریت، شماره ۱۷ و ۱۸.
- صادقی شریف، جلال، تالانه، عبدالرضا، عسگری راد، حسین (۱۳۹۰)، اثر عامل مومنتوم بر توان توضیحی الگوی سه عاملی فاما و فرنچ شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، مجله دانش حسابداری، سال چهارم، شماره ۱۲، ص: ۵۹-۸۰.
- عباسی، ابراهیم، غزلجه، غفار، (۱۳۹۱)، آزمون تاثیر الگوی سه عاملی فاما و فرنچ در پراکندگی بازده سبد سهام، مجله دانش حسابداری، شماره ۱۱، ص: ۱۶۱-۱۸۰.
- علیزاده، الناز، (۱۳۸۵)، تحلیل ریسک سهام با استفاده از مدل‌های چندعاملی در بورس اوراق بهادار تهران با تاکید بر مدل کره‌هارت، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهراء، تهران، ایران.
- فلاح پور، سعید، ابوترابی، رسول، (۱۳۹۲)، رابطه بین بازده روزانه سهام انفرادی و بالاترین قیمت ۵۲ هفته گذشته در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، شماره ۲۲، ص: ۷۳-۱۰۱.

- فرشادفر، زهرا، خلیلی عراقی، منصور، (۱۳۹۵)، بررسی اثر قابلیت نقدشوندگی سهام بر بازده پرتفوی با استفاده از الگوی پنج عاملی قیمت‌گذاری آربیتراژ، فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، سال نهم، دوره ۲۹، ص: ۹۷-۱۰۹.
- فرشادفر، زهرا، (۱۳۹۶)، بررسی رابطه بین نرخ ارز به عنوان یکی از متغیرهای کلان اقتصادی و بازده اضافی سهام با استفاده از مدل APT (مطالعه موردی شرکت‌های صادر کننده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران)، فصلنامه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، سال دهم، شماره ۳۳، ص: ۸۹-۱۰۲.
- مجتهد زاده، ویدا، طارمی، مریم، (۱۳۸۵)، آزمون مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران جهت پیش بینی بازده سهام، مجله پیام مدیریت، شماره ۱۷ و ۱۸، زمستان ۸۴ و بهار ۸۵، ص: ۱۰۹-۱۳۲.
- موسوی کاشی، زهره (۱۳۷۸)، بررسی تاثیر اندازه شرکت بر بازده سرمایه‌گذاری در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار، دانشکده امور اداری، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.
- Arun, S., M., (2000), Risk-Adjusted Performance: The Correlation, *Financial Analysts Journal*, 56(5), p. 63-71.
- Banz, R. W., (1981), The Relationship between Return and Market Value of Common Stock: Earnings Yield", *Journal of Financial Economics*, 9(1), P. 3-18.
- Carhart, M. M., (1997), On Persistence of Mutual Fund Performance, *Journal of Finance*, 52 (1), P. 57-82.
- Fama, E., French, F., Kenneth, R., (2006), The Value Premium and the CAPM, *Journal of Finance*, 61(5), P. 2163 – 2185.
- Giriffin, M., (2002), Are the Fama and French Factors Global or Country Specific? *The Review of Financial Studies*, 15, P. 783-803.
- Jorion, P., (2006), *Value at Risk*. (3rd Ed.). Singapore, McGraw-Hill.
- Manjunatha, T., Mallikarjunappa, T, (2009), Bivariate Analysis of Capital Asset Pricing Model in Indian Capital Market, *Vikalpa*, 34 (1), P.47-59.
- Rahnamay Roodposhti, F., Nikomaram, H., Amirhosseini, Z., (2009), Managing A Firm's Systematic Risk Through Sales Variability Minimization- A Test of Three Competing Techniques, *Global Economy and Finance Journal*, 2(2), P.63-74.
- Reinganum, M. R, (1981), a New Empirical Perspective on the CAPM, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16(4), p. 439-462.
- Sortino, F., (2001), From Alpha to Omega. In Sortino, F. and Satchell, S. (Eds). *Managing Downside Risk in Financial Markets* (p. 51-58). Oxford: Reed Educational and Professional Publishing.
- Wiesinger A., (2010), Risk-Adjusted Performance Measurement, Bachelors Thesis, Michigan State university, Michigan, USA.

Modelling Portfolio Pricing in Tehran Stock Exchange

*Zahra Karimi*¹
Zahra Farshadfar^{2*}

Abstract:

Knowing effective factors on optimum portfolio assignment is one of the main issues facing finance market investors. Therefore, the present empirical study aims to assign optimum portfolio pricing pattern in Tehran Stock Exchange. Hence, R-CAPM, Fama and French and Carhart pricing pattern were studied. A combination of two methods (panel data and apparent portfolio) were used for 2012-2020. Data sample consisted of 176 active companies in Tehran Stock Exchange. Initially, data were divided into two groups: the first group used for portfolio making and model estimation and the second group used for optimum portfolio assignment. For optimum assignment MAD, MSE, RMSE, MAPE index were used. Results indicated that portfolio comprising big companies had a negative effect on investment return, while portfolio comprising small companies had positive return. Momentum factor of portfolio comprising winning companies was positive while in portfolio comprising losing companies was negative. Finally, it can be concluded that in Tehran Stock Exchange Carhart pricing pattern has better performance compared to RCAPM or Fama and French pricing pattern during the mentioned period.

Keywords

Fama and French Model; Carhart Model; Panel Data; R-CAPM

JEL Classification: G17

¹ Department of Economics, College of Humanities, Kermanshah Branch, Islamic Azad University, Kermanshah, Iran, Email: z_1360r@yahoo.com

^{2*} Assistant Professor of Economics, Department of Economics, College of Humanities, Kermanshah Branch, Islamic Azad University, Kermanshah, Iran, Corresponding author, Email: zfarshadfar@yahoo.com