فصلنامه علمی ـ پژوهشی مطالعات تجربی حسابداری مالی ـ سال ۱۵ ـ شماره ٦١ ـ بهار ۱۳۹۸
صفحات ۱۰۱ تا ۱۳۰

ارزیابی الگوی قیمت‌گذاری و رویکرد پرتفوی زمان-تقویمی در رویداد پژوهی بلندمدت

محمد رحیم پور*
محمد حسین قائمی**

چکیده

در رویداد پژوهی بلندمدت، سنجش عملکرد غیرعادی ناشی در بلندمدت از رویدادهای خاص ، براساس روش‌های مختلف انجام می‌شود. رویکرد پرتفوی زمان-تقویمی یکی از این روش‌ها است که در آن برای محاسبه بازده غیرعادی ناشی از اثر رویداد مورد بررسی بر قیمت سهام شرکت‌ها، استفاده می‌شود. در این پژوهش با شبیه‌سازی مبتنی بر داده‌های ۳۲۱ شرکت در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۰ به ارزیابی توان این روش در بازار سرمایه ایران پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که متعاقب یک رویداد، ارزیابی عملکرد قیمت سهام شرکت‌ها در بلندمدت، پیشنهاد می‌شود بازه زمانی سه ساله مورد توجه قرار گیرد. همچنین مدل چهار عاملی بر اساس نقدشوندگی سهام در روش حداقل مربعات معمولی و مدل‌های سه عاملی فاما و فرنچ، مدل چهار عاملی بر اساس نقدشوندگی سهام، مدل چهار عاملی بر اساس بتای سهام و مدل چهار عاملی بر اساس اقلام تعهدی در روش حداقل مربعات موزون به عنوان الگوی مناسب در بازه زمانی سه ساله شناسایی شدند.

واژگان کلیدی: *تحلیل پوششی داده ها، رقابت بازار محصول، کارایی، مالکیت متقابل.*

---

* دانشجوی دکتری حسابداری، دانشگاه بین المللی امام خمینی(ره)، قزوین، ایران.
** دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه بین المللی امام خمینی(ره)، قزوین، ایران(نویسنده مسئول)
Email: ghaemi_d@ikiu.ac.ir
تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۱۴ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۴/۳**

مقدمه

در بازار کارا قیمت اوراق بهادار منعکس‌کننده مجموعه‌ای از همه اطلاعات موجود است و اطلاعات جدید سریعاً و با دقت بر قیمت اوراق بهادار اثر می‌گذارند. بازار کارا نسبت به اطلاعات جدید حساس است و قیمت‌ها در یک دوره زمانی بسیار کوتاه تحت تأثیر اطلاعات قرار می‌گیرند و تعدیل می‌شوند. پژوهش‌های انجام شده در باره واکنش بازار به اطلاعات حسابداری یا محتوای اطلاعات حسابداری حوالی زمان رویدادهای شرکتی، بر پایه این نوع واکنش بازار اجرا می‌گردد. شیوه رایج این نوع روش‌شناسی، بررسی تغییرات غیرعادی قیمت دارایی‌های مالی پیرامون زمان اعلان اطلاعات شرکتی است. برای نمونه گروال و همکاران (۲۰۱۷) واکنش بازار به رویدادهای ناشی از دستورالعمل‌های اتحادیه اروپا راجع به افزایش افشای اطلاعات در مورد اقلام غیرمالی شرکت‌ها پرداخته‌اند و کارسلو و رییِد (۲۰۱۷) به واکنش سرمایه‌گذاران به دورنمای چرخش اجباری موسسه‌های حسابرسی، پرداخته‌اند. در یک دهه اخیر در خصوص کارایی بازار اوراق بهادار تهران پژوهش های متعددی صورت گرفته است که نتایج آنها حاکی از کارایی بازار اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف است بنابراین می توان دریافت که جریان اطلاعات با تاخیر زمانی همراه بوده و اطلاعات مندرج در گزارش‌های مالی بلافاصله روی قیمت سهام تاثیر نمی‌گذارد(شریعت پناهی و خسروی، ۱۳۸۷). پژوهش‌های متعدد دیگری در زمینه واکنش بازار به اطلاعات شرکتی یا محتوای اطلاعات حسابداری در داخل و خارج از ایران گزارش شده است.بیشتر این پژوهش‌ها کوتاه‌مدت است در صورتی که بازار کارا نباشد، می‌توان نتیجه گرفت که انحرافات رفتاری فعالان بازار با توجه به نحوه و سرعت پردازش جانبدارانه اطلاعات توسط آنها، مداوم است و نیروهای آربیتراژی[1] ممکن است زمان زیادی نیاز داشته باشند تا قیمت‌گذاری نادرست را اصلاح کنند، به همین دلیل در یک دهه اخیر مطالعات در زمینه عملکرد غیرعادی شرکت‌ها طی دوره زمانی بلندمدت یک تا ۵ ساله به دنبال وقوع دامنه وسیعی از رویدادهای شرکتی افزایش یافته است. بسیاری از مطالعات رویداد پژوهی در افق زمانی بلندمدت، وجود بازده غیرعادی در محدوده زمانی بلندمدت را گزارش کرده‌اند. در واقع دو کار اصلی رویداد پژوهی بلندمدت، سنجش بازده غیرعادی در بازه زمانی بلندمدت و آزمون فرضیه صفر (یعنی صفر بودن بازده

1. Arbitrage

غیرعادی در بلندمدت) است.

در روش‌های مورد استفاده در رویداد پژوهی بلندمدت، دو خطای بالقوه وجود دارد. یکی، خطای نوع اول مبنی بر رد نادرست فرضیه صفر است نه به این دلیل که رویداد مورد بررسی باعث توزیع درست بازده غیرعادی شده است بلکه به این دلیل که شاخصی تورش دار برای سنجش بازده غیرعادی استفاده شده است و منجر به انحراف توزیع بازده غیرعادی از صفر و در نتیجه رد شدن فرضیه صفر می‌شود. دیگری، خطای نوع دوم مبنی بر پذیرش نادرست فرضیه صفر نه به این دلیل که رویداد مورد نظر دارای اثری نبوده است بلکه به این دلیل که آزمون مورد استفاده دارای توان کافی برای تشخیص آماری صفر بودن بازده غیرعادی را ندارد. با توجه به وجود این دو نوع خطا در پژوهش‌های رویدادی بلندمدت، در این مقاله الگوی مناسب بر اساس رویکرد پرتفوی زمان-تقویمی، معرفی می‌شود. به عبارتی دیگر در این پژوهش به ارزیابی توان رویکرد پرتفوی زمان-تقویمی[1] در رویداد پژوهی بلندمدت و تعیین مناسب‌ترین مدل از بین مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، با تاکید بر متغیرهای حسابداری و مالی می‌پردازیم. لازم به ذکر است، براساس رویکرد پرتفوی زمان تقویمی، هنگام تشکیل پرتفوی برای آزمون مدل های قیمت گذاری، نحوه تشکیل پرتفوی به صورت ماهانه متغیر خواهد بود برای مثال اگر بخواهیم مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۳۹۳) را برای دوره زمانی سه سال آزمون کنیم، ماه شروع آن ۱۳۸۱/۰۱/۰۱ و ماه پایانی آن ۱۳۸۴/۰۱/۰۱ (۳۶ ماه) خواهد بود. پرتفوی متشکل از شرکت هایی خواهد بود که در این بازه زمانی رویدادی را تجربه کرد باشند. پرتفوی بعدی در بازه زمانی ۱۳۸۱/۰۲/۰۱ تا ۱۳۸۴/۰۲/۰۱ ، پرتفوی سوم ۱۳۸۱/۰۳/۰۱ تا ۱۳۸۴/۰۳/۰۱ ، پرتفوی چهارم ۱۳۸۱/۰۴/۰۱ تا ۱۳۸۴/۰۴/۰۱ و به همین ترتیب تا پایان دوره مورد بررسی پژوهش ادامه خواهد داشت.

مبانی نظری

رویداد پژوهی یک روش‌شناسی تجربی است برای تحلیل عملکرد شرکت‌ها پس از وقوع یک رویداد. در رویداد پژوهی سه عامل کلیدی شامل رویداد، بازده غیرعادی در طول دوره رویداد و معناداری آماری بازده غیرعادی وجود دارد. در دهه‌های اخیر، تعداد

1.The Calendar-Time Portfolio

پژوهش‌های تجربی بر اساس روش‌شناسی رویداد پژوهی همراه با بکارگیری مدل‌ها و استنباط‌های آماری متفاوت افزایش یافته است. شواهد مستند شده از ناهنجاری‌ها[1] در افق‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت پس از وقوع رویدادهای شرکتی باعث بروز تردید کارایی بازار سرمایه شده است(میشل و لن،۱۹۹۰؛ هیگسون و الیوت، ۱۹۹۸). به‌هرحال پژوهش‌های در حال رشد،که سرآغاز آن فاما (۱۹۹۸) بود، استدلال بر این دارند ناهنجاری‌های موجود، ناشی از عدم تصریح مدل‌ها و آزمون‌های آماری است. مطالعه عملکرد بلندمدت سهام پس از وقوع یک رویداد، به عنوان یک آزمون مشترک در نظر گرفته شده است. به عبارتی دیگر این پژوهش‌ها نه تنها آزمون‌هایی برای کارایی بازار است، بلکه تلاشی برای یافتن مدل تعادلی قیمت‌گذاری دارایی‌ها است که به خوبی تصریح‌شده[2] باشد. این مجادله به مفهوم اساسی بازده غیرعادی که به عنوان تفاوت بازده واقعی و بازده مورد انتظار سهام تعریف شده است، مربوط می‌شود. برای برآورد بازده مورد انتظار مدل‌های قیمت‌گذاری متفاوتی پیشنهاد شده است، از جمله می‌توان به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای(CAPM)، مدل بازار و مدل سه عاملی فاما و فرنچ(۱۹۹۳) اشاره نمود. اما این مدل‌ها، حتی با احتساب عوامل کنترلی مانند اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، نمی‌تواند به‌طور کامل بازده واقعی را برآورد کند (فاما ۱۹۹۸). علاوه بر یک مدل قیمت‌گذاری مناسب، استنباط آماری هم محل بحث است. برای نمونه آزمون پارامتریک سنتی بر اساس فرض توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت بکار می‌رود. تخطی از این فرض، منجر به برآوردهای ناکارآمد و ناقص می‌شود(کونولی و مک میلان، ۱۹۸۹). بنابراین آزمون‌های پارامتریک با در نظر گرفتن ناهمسانی و چولگی برای آزمون عملکرد غیرعادی سهام تعدیل می‌شوند(براون و وارنر، ۱۹۸۵). با این وجود اگر عدم تقارن شدید وجود داشته باشد، حتی انجام تعدیلات، نتایج جانبدارانه ای به دنبال خواهند داشت. برای رفع این مشکل، آزمون‌های آماری ناپارامتریک ، مطرح و بکار برده می‌شود.

تاکنون اجماعی در مورد مدل برتر برای پیش‌بینی عملکرد آتی سهام وجود ندارد. فاما(۱۹۹۸) بیان می‌کند " همه مدل‌های بازده مورد انتظار، توصیفی ناقص از بازده دارند"،

1. Anomalies
2. Well-Specified

بنابراین مسئله‌ای که کماکان وجود دارد، مسئله "مدل نامناسب[1] "است. حذف کامل مشکل "مدل نامناسب" شاید ممکن نباشد اما کاهش آن عملی است.

ادبیات رویداد پژوهی، در دو طبقه کلی رویکرد زمان-رویداد و رویکرد زمان-تقویمی مورد توجه قرار می‌گیرد. اغلب در مطالعات رویداد پژوهی، برای بررسی عملکرد کوتاه‌مدت و بلندمدت شرکت‌ها از روش رویکرد زمان-رویداد(بر اساس زمان رویداد) استفاده می‌شود. در این روش رویداد خاصی برای همه شرکت‌ها در نظر گرفته می‌شود و تاریخ رویداد برای شرکت‌های نمونه تعیین می‌گردد. تاریخ رویداد اگرچه برای همه شرکت‌ها متفاوت است اما به عنوان زمان شروع یا صفر (t=0) محسوب می‌شود. یعنی نقطه شروع آنها اگرچه به لحاظ زمانی متفاوت است اما یک نقطه مشترک در نظر گرفته می‌شود.

در کنار اقبال رویکرد زمان-رویداد، در پژوهش‌های رویدادی، وابستگی مقطعی بازده‌ها نیز مورد توجه قرار دارد(میشل و استافورد، ۲۰۰۰). پژوهش‌های انجام شده بر اساس رویداد پژوهی بلندمدت، استفاده از رویکرد پرتفوی زمان/تقویمی مبتنی بر مدل‌های چندعاملی مانند مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) را ترویج داده است. کاربرد این رویکرد برای مقابله با مشکل "مدل نامناسب"، وابستگی مقطعی بازده‌های غیرعادی[2] و استنباط‌های آماری تورش دار[3] مورد حمایت فاما(۱۹۹۸ است. بر اساس رویکرد زمان-تقویمی، پرتفوی شرکت‌ها در هر ماه (زمان) تقویمی شامل شرکت‌هایی می‌شود که یک رویداد را در دوره مورد بررسی تجربه کرده‌اند. برای مثال اگر ۵ سال را به عنوان دوره مورد مطالعه و IPO را به عنوان رویداد در نظر بگیریم، شرکت‌هایی که در ۶۰ ماه قبل چنین رویدادی را تجربه کرده‌اند در پرتفوی قرار می‌گیرند. تعداد این شرکت‌ها در هر ماه متفاوت است که این می‌تواند بالقوه باعث ناهمسانی شود(لیون، باربر و تسای، ۱۹۹۹) که می‌توان با استفاده از روش حداقل مربعات موزون با در نظر گرفتن تعداد شرکت‌ها در هر ماه تقویمی به عنوان وزن (آنگ و ژانگ، ۲۰۰۴) یا با اعمال تصحیح وایت(۱۹۸۰) یا حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) (گرگوری، گورمت و شواره، ۲۰۱۰) این مشکل را برطرف کرد. این رویکرد قویاً توسط براو و گرومپرز (۱۹۹۷)، میشل و استافورد(۲۰۰۰)

1. Bad Model
2. Cross-Sectional dependence of abnormal returns
3. Biased Statistical Inferences

تایید شده است. در نهایت برای مقابله با این مشکلات، رویکرد زمان-تقویمی که توسط جف (۱۹۷۴) و مندلکر (۱۹۷۴) ارایه شده بود، توسط فاما (۱۹۹۸) پیشنهاد گردید.

پیشینه پژوهش

رویداد پژوهی، پیشینه طولانی دارد. در حوزه دانش مالی اولین مطالعه مربوط به پژوهش فاما و همکاران(۱۹۶۹) راجع به رویداد تجزیه سهام است. در اواخر دهه هفتاد و اوایل دهه هشتاد میلادی با افزایش شواهدی در تضاد با کارایی بازار، تمایل به پژوهش‌های بلندمدت افزایش یافت. شواهد در مورد اثر اعلان سود (بال و براون، ۱۹۶۸)، اثر اندازه (بنز، ۱۹۸۱) و اثر بازده سود[1] (E/P) موجب تردید در کارایی بازار و قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای شدند. این شواهد پژوهشگران را ترغیب نمود تا فرضیه‌هایی در مورد عدم کارایی بازار ناشی از سوگیری پردازش اطلاعات توسط سرمایه‌گذاران را بسط و به محدودیت‌های آربیتراژ بپردازند(شلیفر و ویشنی (۱۹۹۷)). بنابراین تورش‌های رفتاری[2] منجر به بازده غیرعادی در بلندمدت خواهد شد. بسیاری از پژوهش‌های بلندمدت وجود بازده غیرعادی در بازه زمانی بلندمدت را گزارش نموده‌اند. این پرسش مطرح می‌شود که آیا وجود بازده غیرعادی به دلیل قیمت‌گذاری نادرست است یا نتیجه سنجش نادرست ؟ مطالعه در این باره به این دلیل دارای اهمیت است که نشان داده شود پژوهش‌های انجام شده چگونه به وجود عملکرد غیرعادی دست‌یافته‌اند درصورتی که بر اساس فرضیه بازار کارا نباید بازده غیرعادی وجود داشته باشد. برای پاسخگویی به این که آیا قیمت‌گذاری نادرست موجب ایجاد بازده غیرعادی می‌شود، باید روش یا روش‌های مناسب شناسایی شود. لوران و ریتر (۲۰۰۰) با بیان اینکه مقدار عملکرد غیرعادی به روش‌های مختلف حساسیت دارد، از فرضیه کارایی بازار حمایت می‌کنند. به عبارتی دیگر اگر قیمت‌گذاری نادرست وجود داشته باشد انتظار می‌رود اعمال روش‌های مختلف، توان مشابهی در شناسایی بازده‌های غیرعادی داشته باشند. آنها مدل سه عاملی فاما و فرنچ(۱۹۹۳) را به دلیل تخصیص وزن یکسان به شرکت‌ها به چالش کشیده‌اند و برای برجسته کردن قدرت پایین این مدل در شناسایی عملکرد غیرعادی از شیوه شبیه‌سازی استفاده نمودند.

آنگ و ژانگ (۲۰۰۴) به مقایسه مدل سه عاملی فاما و فرنچ(۱۹۹۳) و مدل چهار عاملی

1. Earnings Yield Effect
2. Behavioral Biases

کاهارت (۱۹۹۷) پرداخته‌اند. برای بررسی تاثیر متغیر بودن تعداد شرکت‌ها در معادلات رگرسیونی، روش حداقل مربعات موزون را همراه با حداقل مربعات معمولی بکار بردند. برای این کار به طور تصادفی ۲۵۰ نمونه از ۲۰۰ شرکت انتخاب شد. نسبت‌های رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن عرض از مبدا (به معنی عدم وجود عملکرد غیرعادی) بررسی شد. هر دو روش حداقل مربعات معمولی و موزون در مدل چهار عاملی، فراوانی رد بسیار بیشتری را نشان داد که دامنه آن برای طول دوره کل افق‌های زمانی از ۶/۴ تا ۳۲/۸ درصد است . علاوه براین با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی مدل سه عاملی توان بیشتری نسبت به روش حداقل مربعات موزون مشاهده شده است، به ویژه هنگامی که طول افق زمانی بیشتر است. آنها نتیجه می‌گیرند که مدل سه عاملی برتر از مدل چهار عاملی است. با این وجود مدل سه عاملی با استفاده از هر دو روش حداقل مربعات معمولی و موزون، آماره‌های آزمون محافظه‌کارانه‌ای را نشان می‌دهد زیرا نسبت رد فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن بازده‌های غیرعادی کمتر از ۵ درصد است.

علاوه بر این پژوهش‌ها که سرآغاز شناسایی مدل مناسب در رویداد پژوهی بلندمدت است، برخی از پژوهش‌ها نیز به دنبال روش‌های توانمند برای آزمون بازده غیرعادی بلندمدت می‌باشند. داتا و همکاران (۲۰۱۸) در پژوهشی با بررسی رویکرد زمان رویداد و رویکرد پرتفوی زمان تقویمی و تاثیر اصلاح[1] داده‌ها بر این رویکردها نتیجه می‌گیرند، اصلاح (حذف) برخی از داده‌های مورد بررسی اگرچه موجب افزایش فراوانی رد در رویکرد زمان رویداد می‌شود اما تاثیر چندانی بر رویکرد زمان- تقویمی ندارد.

کولاری و پینون (۲۰۱۱) در بررسی خود در رابطه با بکارگیری آزمون‌های ناپارامتریک در رویداد پژوهی، پیشنهاد می‌کنند که آزمون‌های ناپارامتریک در رویداد پژوهی استفاده شود و روش رتبه‌بندی تعمیم‌یافته نسبت به سایر روش‌های ناپارامتریک به دلیل توان تجربی بالاتر در اولویت قرار گیرد.

روش‌های توسعه‌یافته در رویداد پژوهی به‌طور وسیعی در رشته‌های حسابداری، اقتصاد و مدیریت مورد استفاده و پذیرفته‌شده است و پژوهشگران را ترغیب کرده است تا روش‌شناسی‌های رویداد پژوهی را با توجه به نیاز خود استفاده کنند. برای نمونه چن و همکاران (۲۰۱۴) درباره اطمینان بیش از حد مدیران اجرایی و عملکرد بلندمدت متعاقب

1.Triming

افزایش مخارج تحقیق و توسعه، بررسی کرده‌اند. در این مطالعه عملکرد بلندمدت براساس بازده بلندمدت سهام سنجش شده است. برای محاسبه بازده غیرعادی، دو رویکرد خرید و نگهداشت و زمان- تقویمی استفاده شده است. در رویکرد پرتفوی زمان-تقویمی، مدل سه عاملی فاما و فرنچ(۱۹۹۳) و مدل چهار عاملی کاهارت(۱۹۹۷) بکار رفته است.

مخرجی و نیجین (۲۰۱۸) برای بررسی واکنش بازار سهام از بازده غیرعادی طبق مدل چهار عاملی کاهارت (۱۹۹۷) استفاده شده است. همچنین بازده غیرعادی انباشته در افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت متعاقب تغییر مدیران اجرایی مورد ارزیابی قرار گرفت.

در ایران پژوهش‌هایی در خصوص مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها انجام شده است. برای نمونه بابالویان و مظفری(۱۳۹۵) با استفاده از ضریب تعیین تعدیل شده به مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، مدل چهار عاملی کاهارت و مدل عاملی هوو و ژانگ پرداختند و در نهایت به مناسب بودن مدل پنج عاملی فاما و فرنچ برای پیش‌بینی کنندگی بهتر بازده دست یافتند. ایزدی نیا و همکاران (۱۳۹۳) مقایسه مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳) با مدل چهار عاملی کاهارت(۱۹۹۷) در تبیین بازده را مورد توجه قرار دادند. آنها نیز با توجه به مقایسه ضریب تعیین تعدیل شده دو مدل، مدل سه عاملی را برتر دانستند.

رستمیان و جوانبخت (۱۳۹۰) در مطالعه ای به مقایسه کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج آنها نشان داد که مدل‌های مورد بررسی برای تخمین بازده مورد انتظار مناسب و کامل نیستند ولی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف از کارایی بالاتری در پیش‌بینی بازده برخوردار است.

همچنین پژوهش‌های دیگری نیز در ارتباط با مقایسه مدل‌های سه عاملی فاما فرنچ(۱۹۹۳)، چهار عاملی کاهارت (۱۹۹۷) و پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۵) در ایران و خارج از کشور برای تبیین بازده مورد انتظار و نه در چارچوب رویداد پژوهی، انجام شده است. در واقع در این‌گونه پژوهش‌ها، مدل‌های عاملی به عنوان یک مدل رگرسیونی ساده مورد توجه قرار گرفته است.

روش‌شناسی

بازده مورد انتظار

مبنای اصلی رویداد پژوهی، مقایسه بازده یک شرکت-رویداد با بازده شاخصی است که به لحاظ ویژگی با نمونه مربوط[1] در طول دوره زمانی مشابهت داشته باشد. روشی کلی برای محاسبه بازده مورد انتظار(شاخص)، بکاربردن مدل قیمت‌گذاری دارایی است. هرگاه بین بازده پیش‌بینی‌شده و بازده واقعی شرکت در طول یک دوره زمانی خاص ، تفاوت معناداری وجود دارد به معنای وجود بازده غیرعادی است.

در این مقاله برای سنجش بازده مورد انتظار از مدل‌های زیر استفاده شده است:

(۱).مدل سه عاملی فاما و فرنچ(۱۹۹۳)

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + b_p(R_{Mt} - R_{ft}) + s_p SMB_t + h_p HML_t + e_{pt}$$

(۲).مدل چهار عاملی کاهارت(۱۹۹۷)

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + b_p(R_{Mt} - R_{ft}) + s_p SMB_t + h_p HML_t + w_p UMD_t + e_{pt}$$

(۳).مدل پنج عاملی فاما و فرنچ(۲۰۱۵)

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + b_p(R_{Mt} - R_{ft}) + s_p SMB_t + h_p HML_t + r_p RMW_t + c_t CMA_t + e_{pt}$$

(۴).مدل چهار عاملی بر اساس متغیرهای مالی و حسابداری

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_p + b_p(R_{Mt} - R_{ft}) + s_p SMB_t + h_p HML_t + w_p AFV_t + e_{pt}$$

نمادها و جزئیات هر مدل در جدول (۱)، معرفی شده است.

1.corresponding benchmark

جدول (۱): فهرست نمادها و متغیرها

متغیر		نحوه محاسبه
الف)متغیرهای اولیه		
R_{pt}	بازده پرتفوی در دوره t	بر اساس میانگین بازد ماهانه شرکت‌هایی محاسبه می‌شود که در بازده زمانی مورد بررسی رویدادی را تجربه کرده باشند. برای مثال اگر بازده زمانی ۵ ساله باشدِ به عبارتی ۶۰ ماه، شرکت‌هایی در پرتفوی خواهند بود که رویدادی را در این ۶۰ ماه تجربه کرده باشند.
R_{ft}	نرخ بهره بدون ریسک در دوره t	معادل نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های کوتاه‌مدت بانکی یکساله که برای محاسبه نرخ ماهانه بر ۱۲ تقسیم شده است.
R_{Mt}	بازده بازار در دوره t	معادل نرخ رشد شاخص کل بورس
R_{it}	بازده شرکت i در دوره t	با استفاده از قیمت‌های تعدیل‌شده (بر اساس سود نقدی و افزایش سرمایه) بر اساس فرمول $R_i = LN(\frac{P_t}{P_{t-1}})$ محاسبه شده است.
SMB_t	عامل اندازه در دوره t	شرکت‌ها بر اساس ارزش بازار به دو گروه کوچک (S) و بزرگ (B) تقسیم ، سپس هر گروه را بر اساس ارزش دفتری به بازار به سه گروه ۳۰ درصد بالا (H)، ۴۰ درصد متوسط (M) و ۳۰ درصد پایین (L) تقسیم می‌شود و برای هر گروه میانگین ساده بازده محاسبه می‌شود. بر اساس ۶ پرتفوی تشکیل شده عامل اندازه به صورت زیر محاسبه می‌شود: $$SMB = \frac{R_{(B/L+B/M+B/H)} - R_{(S/L+S/M+S/H)}}{3}$$
HML_t	عامل ارزش در دوره t	با توجه به ۶ پرتفوی تشکیل شده در محاسبه عامل اندازه : $$HML = \frac{R_{(S/H+B/H)} - R_{(S/L+B/L)}}{2}$$
UMD_t	عامل تمایل به عملکرد گذشته(مومنتوم) در دوره t	شرکت‌ها بر اساس ارزش بازار به دو گروه کوچک (S) و بزرگ (B) تقسیم ، سپس هر گروه را بر اساس بازده تجمعی ۱۲ ماه قبل از t به سه گروه شامل ۳۰درصد بالا یا برنده (W)، ۴۰ درصد متوسط و ۳۰درصد پایین یا بازنده (L) تقسیم می‌شوند و برای هر گروه میانگین ساده بازده محاسبه می‌شود. بر اساس ۶ پرتفوی تشکیل شده عامل تمایل به عملکرد گذشته به صورت زیر محاسبه می‌شود: $$UMD = \frac{R_{(S/W+B/W)} - R_{(S/L+B/L)}}{2}$$
RMW_t	عامل سودآوری در دوره t	شرکت‌ها بر اساس ارزش بازار به دو گروه کوچک (S) و بزرگ (B) تقسیم ، سپس هر گروه را بر اساس سودآوری (سود عملیاتی منهای هزینه مالی تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام) به سه گروه

جدول (۱): فهرست نمادها و متغیرها

		۳۰درصد بالا (R)، ۴۰ درصد متوسط و ۳۰درصد پایین (W) تقسیم می‌شوند و برای هر گروه میانگین ساده بازده محاسبه می‌شود. بر اساس ۶ پرتفوی تشکیل شده عامل سودآوری به صورت زیر محاسبه می‌شود: $$RMW = \frac{R_{(S/R+B/R)} - R_{(S/W+B/W)}}{2}$$
CMA_t	عامل سرمایه‌گذاری در دوره t	شرکت‌ها بر اساس ارزش بازار به دو گروه کوچک (S) و بزرگ (B) تقسیم ، سپس هر گروه را بر اساس سرمایه‌گذاری (سرمایه‌گذاری از تقسیم تغییر کل دارایی‌های دوره مالی t-1 به دوره مالی t-2 برکل دارایی‌های دوره مالی t-1 به دست می آید.) به سه گروه ۳۰درصد بالا (C)، ۴۰ درصد متوسط و ۳۰درصد پایین (A) تقسیم می‌شوند و برای هر گروه میانگین ساده بازده محاسبه می‌شود. بر اساس ۶ پرتفوی تشکیل شده عامل سرمایه‌گذاری به صورت زیر محاسبه می‌شود: $$CMA = \frac{R_{(S/C+B/C)} - R_{(S/A+B/A)}}{2}$$
ب) متغیرهای حسابداری و مالی		
AFV_t	عامل حسابداری و مالی در دوره t	شرکت‌ها بر اساس ارزش بازار به دو گروه کوچک (S) و بزرگ (B) تقسیم ، سپس هر گروه را بر اساس متغیرهای حسابداری و مالی شامل به سه گروه ۳۰درصد بالا (H.AF)، ۴۰ درصد متوسط و ۳۰درصد پایین (L.AF) تقسیم می‌شوند و برای هر گروه میانگین ساده بازده محاسبه می‌شود. بر اساس ۶ پرتفوی تشکیل شده عامل مورد نظر به صورت زیر محاسبه می‌شود: $$\mathbf{HML} = \frac{\mathbf{R}_{(S/H.AF+B/H.AF)} - \mathbf{R}_{(S/L.AF+B/L.AF)}}{2}$$

جدول(۲).متغیرهای حسابداری و مالی

سایر متغیرهای عامل حسابداری و مالی (AFV)	۱-اقلام تعهدی (ACC)	سود عملیاتی منهای جریان نقد عملیاتی
	۲-گردش دارایی‌ها (AT)	نسبت فروش به میانگین دارایی‌های
	۳- اهرم مالی (LEV)	نسبت بدهی‌ها به مجموع دارایی‌ها
	۴-بازده حقوق صاحبان سهام(ROE)	نسبت سود خالص به حقوق صاحبان سرمایه
	۵-بتا (BETA)	$$BETA_i = \frac{COV(R_i . R_M)}{\sigma^2_{R_M}}$$

۶- شاخص ورشکستگی بومی شده کردستانی و تاتلی(KT.SCORE)	$KT.Score = 0.626X_1 + 0.137X_2 + 0.679X_3 - 0.583X_4$ X_1 : سرمایه در گردش به کل دارایی‌ها X_2 :سود (زیان) انباشته به کل دارایی‌ها X_3 :سود (زیان) عملیاتی به کل دارایی‌ها X_4 :ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به کل بدهی‌ها	
۷- نقدشوندگی سهام :(LIQ) $L_i = (\frac{1}{N})(\frac{1}{K})\sum_{k=1}^{K} Rank_k(X_{ik})$ L_i: شاخص نقدینگی که حداقل آن صفر و حداکثر آن ۱ است. N: تعداد شرکت‌های نمونه K: تعداد معیارهای مورداستفاده که در این پژوهش ۶ است. $Rank_k$: رتبه‌ای که شرکت i با توجه به معیار انتخابی از بین N شرکت کسب می‌کند. $X_{i,k}$: k امین معیار نقدینگی شرکت i.	۱-شکاف قیمت‌های پیشنهادی[1]: این معیار برای هر شرکت-ماه به عنوان میانگین تفاوت قیمت‌های پیشنهادی عرضه و تقاضا سهام شرکت در طول ساعات رسمی مبادلات تعریف شده است	
	۲-شکاف موثر نسبی[2]: $(RES) = \frac{2*\lvert Price_{it} - Mid_{it}\rvert}{Mid_{it}}$ $Mid_{it} = \frac{Bid_{it} + Ask_{it}}{2}$ $Price_{it}$: آخرین قیمت معاملاتی سهام i در زمان t. Mid_{it}: متوسط قیمت عرضه (Ask) و تقاضای (Bid) سهام i در زمان t.	
	۳- عمق(ژرفای) قیمت پیشنهادی: $Depth = \frac{(V_{ask} \times P_{ask}) + (V_{bid} \times P_{bid})}{V_{ask} + V_{bid}}$	
	۴-حجم مبادلات: میانگین حجم مبادلات طی ۶ ماه قبل از پایان سال. $TV = \frac{\sum AV}{6}$	
	۵- گردش مبادلات: میانگین حجم مبادلات ماهانه طی شش ماه قبل از پایان سال تقسیم بر کل سهام منتشر شده شرکت. $TUR = \frac{TV}{shares\ outstanding}$	
	۶-اندازه مبادلات: میانگین تعداد مبادلات انجام شده به کل مبادلات سهام صورت گرفته طی ۶ ماه قبل از پایان سال. $Trade.Size = \frac{AV.Trade}{Total.Trade}$	

1. Quoted Spread
2. Relative Effective Spread

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش، شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. طول دوره پژوهش ۱۷ سال از سال ۱۳۸۰ تا پایان ۱۳۹۶ می‌باشد. در انتخاب نمونه ملاحظات زیر اعمال شده است:

۱-داده‌های لازم برای محاسبه متغیرها برای شرکت، در دسترس باشند.

۲-شرکت‌های لیزینگ، بیمه، بانک، سرمایه‌گذاری و موسسات مالی به دلیل متفاوت بودن برخی از اطلاعات حسابداری آنها، از نمونه کنار گذاشته شدند.

۳-ارزش دفتری معیاری برای ارزش نگهداشت توسط سهامداران عادی است و منفی بودن آن تفسیر روشنی ندارد بنابراین شرکت‌هایی که نسبت ارزش دفتری به بازار آن‌ها منفی است، از نمونه سال-شرکت حذف شدند.

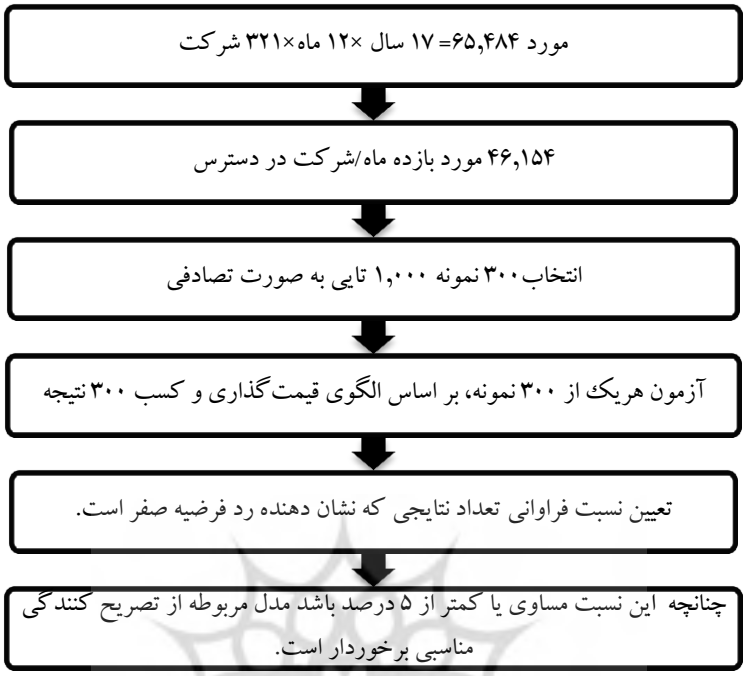
بر اساس این ملاحظات ۳۲۱ شرکت به عنوان نمونه انتخاب گردید.

داده‌های مورد نیاز برای محاسبه متغیرها، عمدتاً به صورت الکترونیکی از سایت Tse.ir و Tsetmc.com استخراج شده است.

شبیه‌سازی و تعیین الگوی مناسب

هر یک از ماه/شرکت‌هایی که بازده آن قابل محاسبه است به عنوان ماه/رویداد منظور شده است. از نمونه مورد بررسی تعداد ۴۶,۱۵۴ ماه/رویداد استخراج گردید. این تعداد جامعه آماری محسوب می‌شود. از ۴۶,۱۵۴ ماه/رویداد، به صورت تصادفی ۳۰۰ نمونه ۱,۰۰۰ تایی استخراج و بر مبنای هریک از نمونه‌ها مدل‌های مورد نظر، آزمون گردید. به عبارت دیگر هر مدل ۳۰۰ بار مورد آزمون قرار می‌گیرد. این فرآیند در شکل (۱) نشان داده شده است.

پرتال جامع علوم انسانی



شکل (۱). طرح کلی ارزیابی الگوی قیمت‌گذاری

بر اساس مبانی آمار برای تعیین بهترین الگو، خطای نوع اول(رد نادرست فرضیه صفر) به عنوان اندازه آزمون که عامل سنجش میزان تصریح مدل و خطای نوع دوم (پذیرش نادرست فرضیه صفر) به عنوان آزمون تجربی مدل که معیار سنجش توان آزمون مدل است، انجام می‌شود. برای تعیین میزان تصریح مدل‌ها از نسبت فراوانی رد فرضیه صفر(مبنی بر صفر بودن بازده غیرعادی) از ۳۰۰ نمونه آزمون و برای تعیین توان تجربی آزمون نیز از نسبت فراوانی رد فرضیه صفر استفاده شده است، با این تفاوت که قبل از آزمون، نمونه‌ها از طریق داده‌های مربوط به متغیر مدل‌ها به بازده‌ها غیرعادی مقداری مشخص اضافه یا کسر می‌شود در واقع تاثیر انحراف بازده غیرعادی بر رد یا پذیرش فرضیه صفر مورد بررسی قرار می‌گیرد. چنانچه خطای نوع اول و دوم در سطح پایین قرار گیرند به مدل مورد نظر مدل خوب[1] گفته می‌شود.

لازم به ذکر است که مدل‌های مورد بررسی هم بر اساس حداقل مربعات معمولی

1. Good Model

(OLS) و هم بر مبنای حداقل مربعات موزون(WLS) آزمون شده است. وزن دهی برای محاسبه بازده پرتفوی، بر اساس تعداد شرکت/رویدادهایی است که در طول دوره زمانی در محاسبه پرتفوی استفاده شده است.

پرسش‌ها

پرسش‌هایی که در این مقاله به آن پاسخ داده‌ایم به شرح زیر است:

۱-برای اندازه‌گیری بازده غیرعادی در رویداد پژوهی با افق زمانی بلندمدت، کدام‌یک از روش‌های بکار رفته در رویکرد زمان-تقویمی توان تصریح بیشتری دارد ؟

۲-آیا متغیرهای حسابداری توان تصریح روش‌های مورد استفاده در رویکرد زمان-تقویمی را افزایش می‌دهد؟

در نهایت الگوی مناسب با استفاده از روش‌ها و متغیرهای مورد بررسی در رویکرد زمان تقویمی استخراج می‌گردد.

تجزیه و تحلیل داده‌ها

آمار توصیفی

در جدول (۳) آمار توصیفی تعداد شرکت/ماه دریک سال و بازده ماهانه برای دوره پنج ساله ارائه شده است. همچنین جدول (۴) آمار توصیفی صرف ریسک ماهانه برحسب عوامل مختلف و در جدول (۵) آمار توصیفی بازده غیرعادی برحسب مدل‌های قیمت-گذاری شامل میانگین، میانه، انحراف معیار، بیشینه و کمینه است.

جدول(۳) بازده ماهانه برای دوره‌های ۵ ساله

	۸۴-۸۰	۸۹-۸۵	۹۴-۹۰	۹۶-۹۵	۹۶-۸۰
میانگین تعداد شرکت/ماه در یک سال	۲,۳۹۳	۲,۷۹۵	۳,۳۴۶	۳,۴۸۰	۲,۹۲۰
میانگین بازده ماهانه(درصد)	۰/۰۰۹۷	۰/۰۱۶	۰/۰۹۸	۰/۰۴۷۴	۰/۰۴۶
میانه بازده ماهانه(درصد)	۰/۰۰۵	۰/۰۰۷۵	۰/۰۰۸۲	۰/۰۲۹۸	۰/۰۰۹۴
کمترین(درصد)	-۱۱/۵۱	-۱۱/۱۷	-۱۱/۵۵	-۶/۱۰	-۱۱/۵۵
بیشترین(درصد)	۸/۴۵	۹/۵۷	۹/۷۲	۹/۱۸	۹/۷۲
انحراف معیار(درصد)	۱/۰۸	۰/۸۵	۰/۸۷	۰/۷۷	۰/۹۱

جدول (۴). آمار توصیفی صرف ریسک ماهانه بر حسب عوامل مختلف

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
صرف ریسک ماهانه	R_M-R_F	۰/۰۰۱۶	۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۷۷	-۰/۰۰۶۹	۰/۰۰۲۵
اندازه	SMB	۰/۰۱۰۲	۰/۰۰۶۱	۰/۱۵۴۲	-۰/۳۱۸۸	۰/۰۶۴۲
ارزش دفتری به بازار	HML	۰/۰۱۰۸	۰/۰۱۰۷	۰/۱۷۱۴	-۰/۳۱۷۳	۰/۰۶۵۲
تمایل به عملکرد گذشته(مومنتوم)	MOM	۰/۰۰۱۲	-۰/۰۰۲۴	۰/۱۴۰۲	-۰/۱۷۲۱	۰/۰۵۱۸
سودآوری	RMW	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۹۶	۰/۲۰۰۷	-۰/۱۶۶۳	۰/۰۶۲۱
سرمایه‌گذاری	CMA	۰/۰۱۲۴	۰/۰۱۴۵	۰/۱۸۶۵	-۰/۱۹۷۸	۰/۰۵۸۱
اقلام تعهدی	ACC	۰/۰۱۰۸	۰/۰۱۰۵	۰/۱۷۳۸	-۰/۱۹۱۹	۰/۰۶۳۷
گردش دارایی‌ها	AT	۰/۰۱۰۱	۰/۰۱۳۸	۰/۲۶۳۶	-۰/۱۸۳۶	۰/۰۶۴۱
بتا	BETA	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۴۴	۰/۱۵۹۳	-۰/۱۶۱۱	۰/۰۵۴۸
ورشکستگی	KT	۰/۰۱۱۳	۰/۰۱۸۳	۰/۱۶۷۶	-۰/۲۱۸۹	۰/۰۶۷۴
اهرم مالی	LEV	۰/۰۱۰۸	۰/۰۱۴۷	۰/۱۹۰۱	-۰/۲۰۳۶	۰/۰۶۱۸
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	۰/۰۰۵۶	۰/۰۰۷۷	۰/۱۴۷۵	-۰/۱۹۵۸	۰/۰۵۸۳
سود خالص	NIN	۰/۰۱۲۵	۰/۰۱۱۸	۰/۲۵۰۵	-۰/۱۸۱۵	۰/۰۶۱۲
نقدشوندگی	LIQ	-۰/۰۰۳۹	-۰/۰۰۱۸	۰/۰۹۶۱	-۰/۱۱۱۱	۰/۰۳۹۲

جدول (۵).آمار توصیفی بازده غیرعادی بر حسب مدل‌های قیمت‌گذاری

نماد	دوره یک ساله		دوره سه ساله		دوره پنج ساله	
	میانگین ضریب عرض از مبدا	میانگین آمار **t**	میانگین ضریب عرض از مبدا	میانگین آمار **t**	میانگین ضریب عرض از مبدا	میانگین آمار **t**
FF3	۰/۰۰۲۰۳	۲/۹۵	۰/۰۰۲۱۷	۰/۹۶۸۹	۰/۰۰۱۷۳	۲/۸۴
CT.F4	۰/۰۰۲۰۱	۲/۸۴	۰/۰۰۲۲۰	۱/۳۴۴	۰/۰۰۱۶۹	۲/۹۵
FF5	۰/۰۰۱۹۹	۲/۷۷	۰/۰۰۲۱۸	۱/۴۳۵	۰/۰۰۱۷۲	۲/۴۵
ACC.F4	۰/۰۰۲۰۲	۲/۷۲	۰/۰۰۲۱۶	۱/۱۳۱	۰/۰۰۱۷۴	۲/۹۸
AT.F4	۰/۰۰۱۹۷	۲/۹۹	۰/۰۰۲۱۹	۱/۶۵۲	۰/۰۰۱۶۵	۳/۲۲
BETA.F4	۰/۰۰۲۰۲	۲/۸۸	۰/۰۰۲۱۷	۰/۹۷۶۸	۰/۰۰۱۶۸	۲/۷۹
KT.F4	۰/۰۰۱۹۸	۲/۷۳	۰/۰۰۲۱۵	۱/۲۲۱	۰/۰۰۱۷۰	۲/۸۸

LEV.F4	۰/۰۰۱۹۶	۲/۷۶	۰/۰۰۲۲۳	۱/۳۶۲	۰/۰۰۱۷۱	۳/۱۶
LIQ.F4	۰/۰۰۲۰۵	۲/۸۸	۰/۰۰۲۲۲	۰/۸۳۷۴	۰/۰۰۱۷۳	۲/۷۶
NIN.F4	۰/۰۰۲۰۴	۲/۹۶	۰/۰۰۲۱۹	۱/۴۲۳	۰/۰۰۱۷۵	۳/۲۳
ROE.F4	۰/۰۰۲۰۰	۲/۸۳	۰/۰۰۲۱۷	۱/۷۸۴	۰/۰۰۱۷۶	۳/۰۴

در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها، ضریب عرض از مبدا معیار سنجش بازده غیرعادی است. هر مدل با توجه به استخراج ۳۰۰ نمونه تصادفی از ۴۶,۱۵۴ ماه/رویداد، ۳۰۰ بار آزمون شده است. میانگین ۳۰۰ ضریب عرض از مبدا برای هر مدل در بالا آمده است. مدل‌های آزمون شده عبارتند از : مدل سه عاملی فاما فرنچ(FF3)، مدل چهار عاملی کاهارت(CT.F4)، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ(FF5)، مدل چهار عاملی اقلام تعهدی(ACC.F4)، مدل چهار عاملی گردش دارایی‌ها(AT.F4)، مدل چهار عاملی بتا(BATA.F4)، مدل چهار عاملی شاخص ورشکستگی(KT.F4)، مدل چهار عاملی اهرم مالی(LEV.F4)، مدل چهار عاملی نقدشوندگی سهام(LIQ.F4)، مدل چهار عاملی سود خالص(NIN.F4)، مدل چهار عاملی بازده حقوق صاحبان سهام(ROE.F4).

فراوانی رد فرضیه صفر عبارت است از نسبت تعداد نمونه‌هایی از ۳۰۰ نمونه مورد آزمون ،که فرضیه صفر را رد می‌کند. فراوانی رد فرضیه صفر در ۹ سطح تعریفی اولیه برای بازده غیرعادی در دامنه ۲۰- تا ۲۰ درصد و فاصله ۵ درصدی محاسبه شده است. برای القای بازده غیرعادی تعریفی به مدل‌های مورد بررسی به بازده ماهانه قبل از تشکیل پرتفوی از ۲۰- درصد تا ۲۰ درصد با فاصله ۵ درصدی، اضافه می‌گردد.

در ابتدا فراوانی رد فرضیه صفر هنگامی که سطح اولیه تعریف شده برای بازده غیرعادی صفر است(یعنی بازده غیرعادی اولیه به مدل القا نشده است) بررسی شد. از جدول‌های(۶) ، (۷) و(۸) می‌توان دریافت که در روش حداقل مربعات معمولی، با افزایش دوره زمانی از یک سال به سه سال فراوانی رد در همه مدل‌ها در سطح اولیه تعریف شده صفر، کاهش و با افزایش آن از دوره سه ساله به پنج ساله مجدداً افزایش می‌یابد. به عبارتی دیگر سطح خطای نوع اول در دوره زمانی سه ساله نسبت به دوره زمانی یک‌ساله و پنج ساله کمتر است. هرچه فراوانی رد فرضیه صفر از ۵ درصد کمتر باشد مدل مورد بررسی از تصریح شوندگی بهتری برخوردار است. چنانچه فروانی رد فرضیه صفر از ۵ درصد بیشتر

باشد مدل از تصریح شوندگی جسورانه و چنانچه کمتر از ۵ درصد باشد مدل دارای تصریح شوندگی محافظه‌کارانه‌تری است.

بر اساس نتایج به دست آمده، می‌توان نتیجه گرفت در روش حداقل مربعات معمولی مدل چهار عاملی بر اساس نقدشوندگی سهام و مدل چهار عاملی کاهارت دارای تصریح شوندگی مناسبی است زیرا فراوانی رد آن‌ها طبق جدول (۷) به ترتیب ۴ و ۷/۳۳ درصد بوده و به ۵ درصد نزدیک‌تر است. اما مدل چهار عاملی کاهارت دارای تصریح شوندگی جسورانه یا به عبارتی پایین‌تری است.

در مرحله بعدی توان آزمون با نتایج فراوانی رد فرضیه صفر در سطوح اولیه تعریف شده برای بازده غیرعادی مورد بررسی قرار می‌گیرد. هرچه میزان رد فرضیه صفر در سطوح اولیه تعریف شده برای بازده غیرعادی، بیشتر باشد به معنای رد درست فرضیه صفر خواهد بود(خطای نوع دوم یا بتا عبارت است از پذیرش نادرست فرضیه صفر در حالی که توان آزمون یعنی یک منهای بتا که همان رد درست فرضیه صفر خواهد بود). همان‌طور که در هر سه جدول (۶)، (۷) و (۸) مشاهده می‌شود با افزودن بازده غیرعادی در دو طرف سطح اولیه صفر، میزان رد فرضیه صفر افزایش می‌یابد. همچنین در اکثر مدل‌های مورد بررسی نیز با افزایش دوره مورد بررسی از یک سال به سه سال میزان رد فرضیه صفر افزایش و با افزایش دوره زمانی به پنج سال هرچند در برخی موارد توان آزمون تقریبا ثابت می‌ماند اما به‌طور کلی کاهش می‌یابد. جدول(۶)برای نمونه طبق فراوانی رد (توان آزمون) مدل سه عاملی فاما فرنچ در دو طرف سطح اولیه صفر، بازده غیرعادی افزایش می‌یابد به‌طوری که در دوره زمانی یک ساله و در سطح اولیه ۲۰ درصد و ۲۰- درصد به ترتیب ۲۷ و ۲۸/۶۷ درصد است. همچنین همانطور که در جدول(۷) نشان داده شده است، در دوره زمانی سه ساله به ۹۲/۳۳ و ۹۱/۶۷ درصد افزایش و در دوره پنج ساله به ۶۴/۳۳ و ۵۴/۳۳ درصد (طبق جدول(۸))کاهش می‌یابد. بنابراین می‌توان گفت توانایی این مدل در دوره زمانی سه ساله بیشتر است.

همچنین در جدول(۷) مشاهده می‌شود مدل‌های چهار عاملی بر اساس اقلام تعهدی و گردش دارایی‌ها در دوره زمانی سه ساله نسبت به سایر مدل‌ها توان آزمون مناسبی دارد اما چون این مدل‌ها از تصریح شوندگی مناسب برخوردار نیست به عنوان مدل خوب شناسایی نمی‌شود. اگرچه مدل چهار عاملی کاهارت تصریح شوندگی مناسبی دارد اما از توان

آزمون خوبی برخوردار نیست و فراوانی رد فرضیه صفر آن در بازده غیرعادی اولیه تعریف شده ۲۰درصد و ۲۰- درصد کمتر از ۹۰درصد (به ترتیب ۶۲ و ۸۱/۶۷ درصد) است پس این مدل نیز به عنوان مدل خوب معرفی نمی‌شود.

در این میان تنها مدلی که در روش حداقل مربعات معمولی می‌توان به عنوان مدل خوب ارائه نمود، مدل چهار عاملی بر اساس نقدشوندگی سهام است.

جدول (۶) درصد رد فرضیه صفر در سطوح مختلف بازده غیرعادی اولیه تعریف شده در دوره یک ساله

مدل	۲۰	۱۵	۱۰	۵	۰	-۵	-۱۰	-۱۵	-۲۰
FF3	۲۷/۰۰	۱۸/۶۷	۱۰/۳۳	۱۲/۰۰	۲۱/۰۰	۲۷/۶۷	۲۷/۰۰	۲۲/۰۰	۲۸/۶۷
CT.F4	۲۸/۳۳	۲۱/۳۳	۱۴/۰۰	۲/۰۰	۱۷/۰۰	۲۷/۳۳	۲۴/۳۳	۳۴/۰۰	۳۹/۰۰
FF5	۴۴/۰۰	۳۵/۳۳	۲۸/۰۰	۱۴/۰۰	۱۵/۰۰	۸/۶۷	۱۴/۰۰	۲۹/۳۳	۴۱/۳۳
ACC.F4	۴۸/۶۷	۱۸/۳۳	۲۰/۳۳	۱۸/۰۰	۲۰/۶۷	۵۰/۳۳	۵۸/۶۷	۶۸/۶۷	۷۰/۳۳
AT.F4	۵۵/۳۳	۵۳/۶۷	۳۶/۳۳	۲۹/۰۰	۲۶/۶۷	۲۷/۰۰	۳۲/۰۰	۳۴/۰۰	۳۴/۶۷
BETA.F4	۳۸/۶۷	۲۹/۰۰	۲۱/۶۷	۱۹/۶۷	۲۱/۳۳	۴۳/۶۷	۴۶/۳۳	۵۹/۳۳	۶۲/۶۷
KT.F4	۴۷/۳۳	۲۷/۰۰	۲۲/۰۰	۲۴/۰۰	۲۰/۰۰	۴۷/۳۳	۵۱/۳۳	۶۱/۳۳	۶۲/۶۷
LEV.F4	۲۲/۰۰	۱۵/۳۳	۱۳/۳۳	۱۰/۳۳	۱۸/۶۷	۲۱/۰۰	۲۵/۰۰	۳۱/۶۷	۳۵/۶۷
LIQ.F4	۶۶/۳۳	۴۴/۰۰	۲۷/۰۰	۱۱/۳۳	۶/۰۰	۲۵/۳۳	۴۸/۶۷	۶۵/۳۳	۷۳/۶۷
NIN.F4	۳۶/۳۳	۲۹/۶۷	۲۳/۰۰	۱۰/۳۳	۲۱/۳۳	۳/۶۷	۶/۳۳	۱۶/۰۰	۲۶/۳۳
ROE.F4	۴۹/۰۰	۳۵/۰۰	۲۷/۳۳	۲۰/۳۳	۱۳/۳۳	۱۰/۶۷	۱۸/۰۰	۳۰/۶۷	۳۹/۶۷

در این جدول درصد فراوانی رد فرضیه صفر(یعنی صفر بودن بازده غیرعادی) هر مدل برای ۳۰۰ نمونه تصادفی ۱,۰۰۰ تایی از ۴۶,۱۵۴ ماه/ رویداد منعکس شده است شده است. مدل‌ها بر مبنای روش حداقل مربعات معمولی برآورد شده‌اند. فروانی رد فرضیه صفر عبارت است از نسبتی از ۳۰۰ نمونه که فرضیه صفر را در سطح خطای ۵ درصد رد می‌کند. فروانی رد فرضیه صفر در نه سطح از بازده غیرعادی اولیه القاء شده محاسبه گردید. برای القای بازده غیرعادی اولیه مقدار مورد نظر را به بازده ماهانه قبل از تشکیل پرتفوی زمان تقویمی اضافه شده است. مدل‌های آزمون شده عبارتند از: مدل سه عاملی فاما فرنچ(FF3)، مدل چهار عاملی کاهارت(CT.F4)، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ(FF5)، مدل چهار عاملی اقلام تعهدی(ACC.F4)، مدل چهار عاملی گردش دارایی‌ها(AT.F4)،

مدل چهار عاملی بتا(BATA.F4)، مدل چهار عاملی شاخص ورشکستگی(KT.F4)، مدل چهار عاملی اهرم مالی(LEV.F4)، مدل چهار عاملی نقدشوندگی سهام(LIQ.F4)، مدل چهار عاملی سود خالص(NIN.F4)، مدل چهار عاملی بازده حقوق صاحبان سهام(ROE.F4).

جدول (۷). درصد رد فرضیه صفر در سطوح مختلف بازده غیرعادی اولیه تعریف شده در دوره سه ساله

مدل	۲۰	۱۵	۱۰	۵	۰	-۵	-۱۰	-۱۵	-۲۰
FF3	۹۲/۳۳	۸۴/۶۷	۴۵/۳۳	۲۲/۰۰	۹/۶۷	۵۵/۳۳	۶۱/۶۷	۷۲/۰۰	۹۱/۶۷
CT.F4	۶۲/۰۰	۴۸/۶۷	۲۲/۰۰	۲۴/۰۰	۷/۳۳*	۱۴/۳۳	۲۵/۰۰	۶۱/۶۷	۸۱/۶۷
FF5	۷۶/۳۳	۴۷/۶۷	۷/۶۷	۱۴/۰۰	۱۳/۳۳	۳/۶۷	۲۳/۳۳	۶۰/۳۳	۶۶/۳۳
ACC.F4	۹۳/۶۷	۹۱/۳۳	۷۲/۰۰	۱۸/۶۷	۱۰/۰۰	۶۹/۰۰	۸۷/۰۰	۹۱/۶۷	۹۴/۶۷
AT.F4	۹۴/۰۰	۹۱/۳۳	۸۷/۶۷	۳۸/۶۷	۱۳/۶۷	۵۰/۶۷	۶۲/۳۳	۸۵/۰۰	۹۳/۶۷
BETA.F4	۸۰/۶۷	۶۱/۳۳	۳۶/۳۳	۳۱/۶۷	۱۲/۳۳	۶۸/۶۷	۷۷/۰۰	۹۴/۶۷	۹۵/۶۷
KT.F4	۹۱/۰۰	۵۰/۶۷	۳۲/۶۷	۱۶/۶۷	۱۶/۰۰	۴۲/۶۷	۶۰/۳۳	۷۴/۰۰	۷۶/۶۷
LEV.F4	۹۳/۰۰	۵۰/۳۳	۴۳/۳۳	۱۳/۰۰	۱۱/۶۷	۲۹/۶۷	۳۹/۳۳	۵۱/۰۰	۸۴/۳۳
LIQ.F4	۹۵/۳۳	۷۴/۶۷	۳۸/۳۳	۲۷/۰۰	۴/۰۰*	۲۰/۳۳	۳۵/۰۰	۸۵/۰۰	۹۸/۳۳
NIN.F4	۵۸/۶۷	۵۰/۶۷	۲۴/۳۳	۱۳/۳۳	۷/۶۶	۲۸/۶۷	۴۱/۰۰	۵۷/۳۳	۶۵/۳۳
ROE.F4	۹۱/۶۷	۷۳/۳۳	۴۳/۰۰	۱۰/۰۰	۱۵/۰۰	۱/۰۰	۳۰/۶۷	۶۰/۳۳	۶۸/۰۰

در این جدول درصد فراوانی رد فرضیه صفر(یعنی صفر بودن بازده غیرعادی) هر مدل برای ۳۰۰ نمونه تصادفی ۱,۰۰۰ تایی از ۴۶,۱۵۴ ماه/رویداد منعکس شده است شده است. مدل‌ها بر مبنای روش حداقل مربعات معمولی برآورد شده‌اند. فروانی رد فرضیه صفر عبارت است از نسبتی از ۳۰۰ نمونه که فرضیه صفر را در سطح خطای ۵ درصد رد می‌کند. فروانی رد فرضیه صفر در نه سطح از بازده غیرعادی اولیه القاء شده محاسبه گردید. برای القای بازده غیرعادی اولیه مقدار مورد نظر را به بازده ماهانه قبل از تشکیل پرتفوی زمان-تقویمی اضافه شده است. مدل‌های آزمون شده عبارتند از: مدل سه عاملی فاما فرنچ(FF3)، مدل چهار عاملی کاهارت(CT.F4)، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ(FF5)، مدل چهار عاملی اقلام تعهدی(ACC.F4)، مدل چهار عاملی گردش دارایی‌ها(AT.F4)،

مدل چهار عاملی بتا(BATA.F4)، مدل چهار عاملی شاخص ورشکستگی(KT.F4)، مدل چهار عاملی اهرم مالی(LEV.F4)، مدل چهار عاملی نقدشوندگی سهام(LIQ.F4)، مدل چهار عاملی سود خالص(NIN.F4)، مدل چهار عاملی بازده حقوق صاحبان سهام(ROE.F4).

جدول (۸). درصد رد فرضیه صفر در سطوح مختلف بازده غیرعادی اولیه تعریف شده در دوره پنج ساله

مدل	۲۰	۱۵	۱۰	۵	۰	-۵	-۱۰	-۱۵	-۲۰
FF3	۶۴/۳۳	۴۲/۶۷	۳۶/۳۳	۴/۰۰	۲۵/۶۷	۳۴/۰۰	۳۵/۳۳	۴۹/۶۷	۵۴/۳۳
CT.F4	۳۱/۶۷	۳۰/۳۳	۲۳/۶۷	۱۳/۰۰	۲۷/۶۷	۶/۶۷	۱۹/۶۷	۳۴/۳۳	۳۶/۶۷
FF5	۳۷/۳۳	۳۶/۳۳	۱۵/۶۷	۱۱/۰۰	۲۲/۳۳	۲/۶۷	۱۳/۰۰	۱۹/۰۰	۲۳/۶۷
ACC.F4	۸۸/۶۷	۷۲/۶۷	۵۸/۳۳	۵۰/۳۳	۱۶/۶۷	۵۸/۰۰	۷۶/۳۳	۸۳/۶۷	۹۱/۳۳
AT.F4	۵۴/۶۷	۴۱/۰۰	۳۸/۳۳	۳۲/۶۷	۲۰/۳۳	۴۴/۶۷	۵۶/۳۳	۵۹/۰۰	۵۹/۶۷
BETA.F4	۲۹/۰۰	۲۷/۶۷	۲۳/۰۰	۱۰/۳۳	۲۶/۶۷	۱۳/۳۳	۳۴/۰۰	۵۰/۶۷	۵۵/۶۷
KT.F4	۸۴/۳۳	۷۹/۳۳	۷۴/۰۰	۷۰/۶۷	۲۵/۰۰	۵۷/۳۳	۸۷/۶۷	۸۸/۳۳	۹۰/۶۷
LEV.F4	۳۸/۰۰	۳۰/۳۳	۲۹/۶۷	۱۸/۳۳	۲۸/۶۷	۲۶/۰۰	۲۶/۳۳	۴۳/۰۰	۴۳/۳۳
LIQ.F4	۳۳/۰۰	۱۴/۳۳	۹/۳۳	۵/۶۷	۸/۰۰	۱/۳۳	۹/۶۷	۱۷/۶۷	۲۹/۶۷
NIN.F4	۳۶/۳۳	۳۳/۶۷	۳۱/۳۳	۲۸/۰۰	۲۳/۳۳	۱۰/۳۳	۱۲/۰۰	۲۳/۶۷	۲۶/۶۷
ROE.F4	۲۲/۳۳	۱۱/۳۳	۷/۶۷	۴/۳۳	۲۳/۰۰	۲۳/۰۰	۲۸/۳۳	۳۱/۰۰	۳۷/۶۷

در این جدول درصد فراوانی رد فرضیه صفر(یعنی صفر بودن بازده غیرعادی) هر مدل برای ۳۰۰ نمونه تصادفی ۱,۰۰۰ تایی از ۴۶,۱۵۴ ماه/رویداد منعکس شده است شده است. مدل‌ها بر مبنای روش حداقل مربعات معمولی برآورد شده‌اند. فروانی رد فرضیه صفر عبارت است از نسبتی از ۳۰۰ نمونه که فرضیه صفر را در سطح خطای ۵ درصد رد می‌کند. فروانی رد فرضیه صفر در نه سطح از بازده غیرعادی اولیه القاء شده محاسبه گردید. برای القای بازده غیرعادی اولیه مقدار مورد نظر را به بازده ماهانه قبل از تشکیل پرتفوی زمان-تقویمی اضافه شده است. مدل‌های آزمون شده عبارتند از: مدل سه عاملی فاما فرنچ(FF3)، مدل چهار عاملی کاهارت(CT.F4)، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ(FF5)،

مدل چهار عاملی اقلام تعهدی(ACC.F4)، مدل چهار عاملی گردش دارایی‌ها(AT.F4)، مدل چهار عاملی بتا(BATA.F4)، مدل چهار عاملی شاخص ورشکستگی(KT.F4)، مدل چهار عاملی اهرم مالی(LEV.F4)، مدل چهار عاملی نقدشوندگی سهام(LIQ.F4)، مدل چهار عاملی سود خالص(NIN.F4)، مدل چهار عاملی بازده حقوق صاحبان سهام(ROE.F4).

در جدول‌های (۹)،(۱۰) و (۱۱) که مدل‌های مربوطه بر اساس روش حداقل مربعات موزون مورد آزمون قرار گرفته است نتایج کلی، مشابه با روش حداقل مربعات معمولی است. بر اساس این روش نیز تصریح شوندگی مدل‌ها در دوره زمانی سه ساله بیشتر است چراکه فراوانی رد فرضیه صفر در دوره زمانی سه ساله نسبت به دوره یک ساله و پنج ساله در سطح اولیه صفر تعریف شده برای بازده غیرعادی کمتر است. برای نمونه فراوانی رد مدل سه عاملی فاما فرنچ در دوره‌های یک‌ساله، سه ساله و پنج ساله(به ترتیب طبق جدول (۹)، (۱۰) و (۱۱)) به ترتیب ۲۲/۳۳، ۳/۳۳ و ۱۹/۰۰ درصد است.

بر اساس نتایج به دست آمده از جدول (۱۰) می‌توان نتیجه گرفت در روش حداقل مربعات موزون، مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مدل چهار عاملی بر اساس نقدشوندگی سهام ، مدل چهار عاملی بر اساس بتا و مدل چهار عاملی بر اساس اقلام تعهدی با توجه به اینکه فراوانی رد آن‌ها به ترتیب ۳/۳۳ ، ۲/۳۳ ، ۴/۶۷و ۵/۳۳ درصد بوده و به ۵ درصد نزدیک‌تر است، دارای تصریح شوندگی مناسبی است.

با بررسی فراوانی رد فرضیه صفر در سطوح اولیه تعریف شده بازده غیرعادی مشاهده می‌شود که با افزودن بازده غیرعادی اولیه به مدل‌ها، فروانی رد فرضیه صفر افزایش می‌یابد که بیانگر افزایش توان مدل‌ها است. با بیشتر شدن دوره زمانی از یک سال(جدول(۹)) به سه سال (جدول(۱۰)) توان آزمون نیز بالاتر می‌رود در حالی که با افزایش دوره زمانی به پنج سال(جدول(۱۱)) فراوانی رد در بیشتر مدل‌ها کاهش می‌یابد. بنابراین می‌توان گفت در دوره زمانی سه ساله توان مدل‌ها بیشتر است. برای نمونه، فراوانی رد (توان آزمون) مدل سه عاملی فاما فرنچ در دو طرف سطح اولیه صفر بازده غیرعادی افزایش می‌یابد به‌طوری که در دوره زمانی یک ساله (طبق جدول (۹)) و در سطح اولیه ۲۰ درصد و ۲۰- درصد به ترتیب ۳۱/۶۷ و ۳۳/۳۳ درصد است. همچنین در دوره زمانی سه ساله (طبق جدول(۱۰)) به ۹۷/۰۰ و ۹۶/۳۳ درصد افزایش و در دوره پنج ساله (طبق جدول (۱۱)) به ۶۹/۰۰ و ۵۹/۰۰

درصد کاهش می‌یابد.

با توجه به نتایج حاصل شده مدل سه عاملی فاما و فرنچ، مدل چهار عاملی بر اساس نقدشوندگی سهام ، مدل چهار عاملی بر اساس بتا و مدل چهار عاملی بر اساس اقلام تعهدی از توان آزمون مناسبی برخوردار هستند.

جدول (۹) درصد رد فرضیه صفر در سطوح مختلف بازده غیرعادی اولیه تعریف شده در دوره یک ساله

مدل	۲۰	۱۵	۱۰	۵	۰	-۵	-۱۰	-۱۵	-۲۰
FF3	۳۱/۶۷	۲۳/۳۳	۱۵/۰۰	۱۶/۶۷	۲۲/۳۳	۳۲/۳۳	۳۱/۶۷	۲۶/۶۷	۳۳/۳۳
CT.F4	۳۳/۰۰	۲۶/۰۰	۱۸/۶۷	۶/۶۷	۲۱/۶۷	۳۲/۰۰	۲۹/۰۰	۳۸/۶۷	۴۳/۶۷
FF5	۴۸/۶۷	۴۰/۰۰	۳۲/۶۷	۱۸/۶۷	۲۳/۳۳	۱۳/۳۳	۱۸/۶۷	۳۴/۰۰	۴۶/۰۰
ACC.F4	۵۳/۳۳	۲۳/۰۰	۲۵/۰۰	۲۲/۶۷	۲۳/۳۳	۵۵/۰۰	۶۳/۳۳	۷۳/۳۳	۷۵/۰۰
AT.F4	۶۰/۰۰	۵۸/۳۳	۴۱/۰۰	۳۳/۶۷	۲۴/۰۰	۳۱/۶۷	۳۶/۶۷	۳۸/۶۷	۳۹/۳۳
BETA.F4	۴۳/۳۳	۳۳/۶۷	۲۶/۳۳	۲۴/۳۳	۲۲/۶۷	۴۸/۳۳	۵۱/۰۰	۶۴/۰۰	۶۷/۳۳
KT.F4	۵۲/۰۰	۳۱/۶۷	۲۶/۶۷	۲۸/۶۷	۲۵/۰۰	۵۲/۰۰	۵۶/۰۰	۶۶/۰۰	۶۷/۳۳
LEV.F4	۲۶/۶۷	۲۰/۰۰	۱۸/۰۰	۱۵/۰۰	۲۶/۰۰	۲۵/۶۷	۲۹/۶۷	۳۶/۳۳	۴۰/۳۳
LIQ.F4	۷۱/۰۰	۴۸/۶۷	۳۱/۶۷	۱۶/۰۰	۱۷/۰۰	۳۰/۰۰	۵۳/۳۳	۷۰/۰۰	۷۸/۳۳
NIN.F4	۴۱/۰۰	۳۴/۳۳	۲۷/۶۷	۱۵/۰۰	۲۴/۳۳	۸/۳۳	۱۱/۰۰	۲۰/۶۷	۳۱/۰۰
ROE.F4	۵۳/۶۷	۳۹/۶۷	۳۲/۰۰	۲۵/۰۰	۲۰/۶۷	۱۵/۳۳	۲۲/۶۷	۳۵/۳۳	۴۴/۳۳

در این جدول درصد فراوانی رد فرضیه صفر(یعنی صفر بودن بازده غیرعادی) هر مدل برای ۳۰۰ نمونه تصادفی ۱,۰۰۰ تایی از ۴۶,۱۵۴ ماه/رویداد نشان داده شده است. مدل‌ها بر مبنای روش حداقل مربعات موزون (تعداد شرکت/رویداد در دوره زمانی مورد بررسی به عنوان وزن در نظر گرفته شد) برآورد شدند. فروانی رد فرضیه صفر عبارت است از نسبتی از ۳۰۰ نمونه که فرضیه صفر را در سطح خطای ۵ درصد رد می‌کنند. فروانی رد فرضیه صفر در نه سطح از بازده غیرعادی اولیه القاء شده محاسبه گردید. برای القای بازده غیرعادی اولیه مقدار مورد نظر را به بازده ماهانه قبل از تشکیل پرتفوی زمان تقویمی اضافه شده است. مدل‌های آزمون شده عبارتند از : مدل سه عاملی فاما فرنچ(FF3)، مدل

چهار عاملی کاهارت(CT.F4)، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ(FF5)، مدل چهار عاملی اقلام تعهدی(ACC.F4)، مدل چهار عاملی گردش دارایی‌ها(AT.F4)، مدل چهار عاملی بتا(BATA.F4)، مدل چهار عاملی شاخص ورشکستگی(KT.F4)، مدل چهار عاملی اهرم مالی(LEV.F4)، مدل چهار عاملی نقدشوندگی سهام(LIQ.F4)، مدل چهار عاملی سود خالص(NIN.F4)، مدل چهار عاملی بازده حقوق صاحبان سهام(ROE.F4).

جدول (۱۰). درصد رد فرضیه صفر در سطوح مختلف بازده غیرعادی اولیه تعریف شده در دوره سه ساله

مدل	۲۰	۱۵	۱۰	۵	۰	-۵	-۱۰	-۱۵	-۲۰
FF3	۹۷/۰۰	۹۶/۳۳	۸۱/۰۰	۵۵/۶۷	۳/۳۳*	۶۰/۰۰	۶۶/۳۳	۷۶/۶۷	۹۶/۳۳
CT.F4	۶۶/۶۷	۵۳/۳۳	۲۶/۶۷	۲۸/۶۷	۱۰/۰۰	۱۹/۰۰	۲۹/۶۷	۶۶/۳۳	۸۶/۳۳
FF5	۸۱/۰۰	۵۲/۳۳	۱۲/۳۳	۱۸/۶۷	۸/۶۷	۸/۳۳	۲۸/۰۰	۶۵/۰۰	۷۱/۰۰
ACC.F4	۹۸/۳۳	۹۶/۰۰	۷۶/۶۷	۲۳/۳۳	۵/۳۳*	۷۳/۶۷	۹۱/۶۷	۹۶/۳۳	۹۹/۳۳
AT.F4	۹۸/۶۷	۹۶/۰۰	۹۲/۳۳	۴۳/۳۳	۱۰/۶۷	۵۵/۳۳	۶۷/۰۰	۸۹/۶۷	۹۸/۳۳
BETA.F4	۱۰۰/۰۰	۹۵/۳۳	۸۱/۰۰	۴۵/۶۷	۴/۶۷*	۷۳/۳۳	۸۱/۶۷	۹۹/۳۳	۹۹/۳۳
KT.F4	۹۵/۶۷	۵۵/۳۳	۳۷/۳۳	۲۱/۳۳	۱۴/۰۰	۴۷/۳۳	۶۵/۰۰	۷۸/۶۷	۸۱/۳۳
LEV.F4	۹۷/۶۷	۵۵/۰۰	۴۸/۰۰	۱۷/۶۷	۱۷/۰۰	۳۴/۳۳	۴۴/۰۰	۵۵/۶۷	۸۹/۰۰
LIQ.F4	۹۸/۰۰	۷۹/۳۳	۴۳/۰۰	۳۱/۶۷	۲/۳۳*	۲۵/۰۰	۳۹/۶۷	۸۹/۶۷	۹۹/۰۰
NIN.F4	۶۳/۳۳	۵۵/۳۳	۲۹/۰۰	۱۸/۰۰	۱۰/۳۳	۳۳/۳۳	۴۵/۶۷	۶۲/۰۰	۷۰/۰۰
ROE.F4	۹۶/۳۳	۷۸/۰۰	۴۷/۶۷	۱۴/۶۷	۰۹/۳۳	۵/۶۷	۳۵/۳۳	۶۵/۰۰	۷۲/۶۷

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

در این جدول درصد فراوانی رد فرضیه صفر(یعنی صفر بودن بازده غیرعادی) هر مدل برای ۳۰۰ نمونه تصادفی ۱,۰۰۰ تایی از ۴۶,۱۵۴ ماه/ رویداد نشان داده شده است. مدل‌ها بر مبنای روش حداقل مربعات موزون (تعداد شرکت/ رویداد در دوره زمانی مورد بررسی به عنوان وزن در نظر گرفته شد) برآورد شدند. فروانی رد فرضیه صفر عبارت است از نسبتی از ۳۰۰ نمونه که فرضیه صفر را در سطح خطای ۵ درصد رد می‌کنند. فروانی رد فرضیه صفر در نه سطح از بازده غیرعادی اولیه القاء شده محاسبه گردید. برای القای بازده غیرعادی اولیه مقدار مورد نظر را به بازده ماهانه قبل از تشکیل پرتفوی زمان- تقویمی اضافه شده است. مدل‌های آزمون شده عبارتند از: مدل سه عاملی فاما فرنچ(FF3)، مدل چهار عاملی کاهارت(CT.F4)، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ(FF5)، مدل چهار عاملی اقلام تعهدی(ACC.F4)، مدل چهار عاملی گردش دارایی‌ها(AT.F4)، مدل چهار عاملی بتا(BATA.F4)، مدل چهار عاملی شاخص ورشکستگی(KT.F4)، مدل چهار عاملی اهرم مالی(LEV.F4)، مدل چهار عاملی نقدشوندگی سهام(LIQ.F4)، مدل چهار عاملی سود خالص(NIN.F4)، مدل چهار عاملی بازده حقوق صاحبان سهام(ROE.F4).

جدول (۱۱) درصد رد فرضیه صفر در سطوح مختلف بازده غیرعادی اولیه تعریف شده در دوره پنج ساله

مدل	۲۰	۱۵	۱۰	۵	۰	-۵	-۱۰	-۱۵	-۲۰
FF3	۶۹/۰۰	۴۷/۳۳	۴۱/۰۰	۸/۶۷	۱۹/۰۰	۳۸/۶۷	۴۰/۰۰	۵۴/۳۳	۵۹/۰۰
CT.F4	۳۶/۳۳	۳۵/۰۰	۲۸/۳۳	۱۷/۶۷	۲۶/۳۳	۱۱/۳۳	۲۴/۳۳	۳۹/۰۰	۴۱/۳۳
FF5	۴۲/۰۰	۴۱/۰۰	۲۰/۳۳	۱۵/۶۷	۲۱/۶۷	۴/۶۷	۱۷/۶۷	۲۳/۶۷	۲۸/۳۳
ACC.F4	۹۳/۳۳	۷۷/۳۳	۶۳/۰۰	۵۵/۰۰	۲۰/۰۰	۶۲/۶۷	۸۱/۰۰	۸۸/۳۳	۹۶/۰۰
AT.F4	۵۹/۳۳	۴۵/۶۷	۴۳/۰۰	۳۷/۳۳	۱۹/۳۳	۴۹/۳۳	۶۱/۰۰	۶۳/۶۷	۶۴/۳۳
BETA.F4	۳۳/۶۷	۳۲/۳۳	۲۷/۶۷	۱۵/۰۰	۲۰/۶۷	۱۸/۰۰	۳۸/۶۷	۵۵/۳۳	۶۰/۳۳
KT.F4	۸۹/۰۰	۸۴/۰۰	۷۸/۶۷	۷۵/۳۳	۲۶/۳۳	۶۲/۰۰	۹۲/۳۳	۹۳/۰۰	۹۵/۳۳
LEV.F4	۴۲/۶۷	۳۵/۰۰	۳۴/۳۳	۲۳/۰۰	۶۷/۲۷	۳۰/۶۷	۳۱/۰۰	۴۷/۶۷	۴۸/۰۰
LIQ.F4	۳۷/۶۷	۱۹/۰۰	۱۴/۰۰	۱۰/۳۳	۲۸/۳۳	۶/۰۰	۱۴/۳۳	۲۲/۳۳	۳۴/۳۳
NIN.F4	۴۱/۰۰	۳۸/۳۳	۳۶/۰۰	۳۲/۶۷	۲۶/۶۷	۱۵/۰۰	۱۶/۶۷	۲۸/۳۳	۳۱/۳۳
ROE.F4	۲۷/۰۰	۱۶/۰۰	۱۲/۳۳	۹/۰۰	۲۲/۶۷	۲۷/۶۷	۳۳/۰۰	۳۵/۶۷	۴۲/۳۳

در این جدول درصد فراوانی رد فرضیه صفر(یعنی صفر بودن بازده غیرعادی) هر مدل برای ۳۰۰ نمونه تصادفی ۱,۰۰۰ تایی از ۴۶,۱۵۴ ماه/ رویداد نشان داده شده است. مدل‌ها بر مبنای روش حداقل مربعات موزون (تعداد شرکت/رویداد در دوره زمانی مورد بررسی به عنوان وزن در نظر گرفته شد) برآورد شدند. فروانی رد فرضیه صفر عبارت است از نسبتی از ۳۰۰ نمونه که فرضیه صفر را در سطح خطای ۵ درصد رد می‌کنند. فروانی رد فرضیه صفر در نه سطح از بازده غیرعادی اولیه القاء شده محاسبه گردید. برای القای بازده غیرعادی اولیه مقدار مورد نظر را به بازده ماهانه قبل از تشکیل پرتفوی زمان-تقویمی اضافه شده است. مدل‌های آزمون شده عبارتند از : مدل سه عاملی فاما فرنچ(FF3)، مدل چهار عاملی کاهارت(CT.F4)، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ(FF5)، مدل چهار عاملی اقلام تعهدی(ACC.F4)، مدل چهار عاملی گردش دارایی‌ها(AT.F4)، مدل چهار عاملی بتا(BATA.F4)، مدل چهار عاملی شاخص ورشکستگی(KT.F4)، مدل چهار عاملی اهرم مالی(LEV.F4)، مدل چهار عاملی نقدشوندگی سهام(LIQ.F4)، مدل چهار عاملی سود خالص(NIN.F4)، مدل چهار عاملی بازده حقوق صاحبان سهام(ROE.F4).

با توجه به مطالب گفته شده و نتایج حاصله می‌توان به‌طور خلاصه مدل‌های زیر را به عنوان مدل‌های خوب با در نظر گرفتن دوره زمانی سه ساله در جدول (۱۲) ارائه نمود:

جدول (۱۲) خلاصه نتایج پژوهش

روش برآورد مدل رگرسیون		مدل خوب
روش حداقل مربعات معمولی	(OLS)	۱-مدل چهار عاملی بر اساس نقدشوندگی سهام (LIQ.F4)
روش حداقل مربعات موزون	(WLS)	۱-مدل سه عاملی فاما و فرنچ (FF3) ۲-مدل چهار عاملی بر اساس نقدشوندگی سهام (LIQ.F4) ۳- مدل چهار عاملی بر اساس بتا (BETA.F4) ۴-مدل چهار عاملی بر اساس اقلام تعهدی (ACC.F4)

بنابراین می‌توان اظهار داشت مدل چهار عاملی بر اساس نقدشوندگی سهام در هر دو روش حداقل مربعات معمولی و حداقل مربعات موزون در دوره زمانی سه ساله به عنوان مدل خوب شناسایی می‌شود.

جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

هدف از این تحقیق ارزیابی رویکرد پرتفوی زمان-تقویمی در رویداد پژوهی بلندمدت است. چنانچه بازار کارا باشد محتوای اطلاعات رویدادها در قیمت دارایی‌ها منعکس می‌شود و فعالان بازار نمی‌توانند بازده غیرعادی کسب کنند. با توجه به متفاوت بودن سطح کارایی بازار در کشورهای مختلف که ممکن است ناشی از انحرافات رفتاری فعالان بازار (با توجه به نحوه پردازش جانبدارانه اطلاعات توسط آن‌ها) باشد نیروهای آربیتراژی زمان بیشتری برای اصلاح قیمت‌گذاری نادرست نیاز دارند. از طرف دیگر در رویکرد زمان-تقویمی برای سنجش بازده از مدل‌های قیمت‌گذاری (مانند مدل سه عاملی فاما و فرنچ(۱۹۹۳)) استفاده می‌شود.

با بررسی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها در سه بازه زمانی یک، سه و پنج ساله با افزایش توان آزمون مدل‌ها از یک سال به سه سال و سپس کاهش توان آزمون این مدل‌ها از سه به پنج سال برای دستیابی به ارزیابی عملکرد بهینه در رویکرد زمان-تقویمی باید دوره زمانی سه ساله انتخاب شود. همچنین برای انتخاب الگوی مناسب از بین مدل‌های مورد بررسی علاوه بر توان آزمون باید اندازه آزمون که معیار تصریح شوندگی مدل است مورد بررسی قرار گیرد و مدلی انتخاب شود که از تصریح شوندگی بالاتری برخوردار باشد یا به عبارتی دیگر خطای رد نادرست فرضیه صفر پایین‌تر از میزان خطای مدنظر محقق که در اکثر پژوهش‌ها ۵ درصد است قرار گیرد.

با توجه به نتایج بر اساس روش حداقل مربعات معمولی (OLS) و روش حداقل مربعات موزون (WLS) مشخص گردید که روش موزون (WLS) نتایج بهتری را به دنبال دارد؛ این نتیجه با پیشنهاد فاما (۱۹۹۸) مبنی بر روش حداقل مربعات موزون برای رویکرد پرتفوی زمان تقویمی که می‌تواند ناهمسانی شدید واریانس را به دلیل تغییر تعداد شرکت‌ها هنگام تشکیل پرتفوی سازگار است.

پیشنهاد می‌شود در مطالعات رویداد پژوهی در افق زمانی بلندمدت مانند ورود شرکت‌ها به بورس، بررسی عملکرد شرکت‌ها براساس مدل سه عاملی فاما و فرنچ یا مدل چهار عاملی براساس نقدشوندگی سهام، براساس بتا و اقلام تعهدی با تاکید بر حداقل مربعات وزنی شده، انجام شود. همچنین بازه زمانی مورد بررسی سه ساله انتخاب شود.

منابع

ایزدی نیا، 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 پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". *مدیریت دارایی و تامین مالی*، سال دوم، شماره سوم، صص ۲۸-۱۷.

بابالویان، شهرام و مظفری مهردوخت.(۱۳۹۵). "مقایسه قدرت پیش‌بینی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با مدل‌های چهار عاملی کارهارت و q-عاملی HXZ در تبیین بازده سهام". *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، سال نهم، شماره سی‌ام، صص ۳۲-۱۷.

رستمیان، فروغ، جوانبخت، شاهین. (۱۳۹۰)،" مقایسه کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی-های سرمایه‌ای (CAPAM) با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) در بورس اوراق بهادار تهران"، *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، سال نهم، شماره ۳۱، صص ۱۵۷-۱۴۳.

شریعت پناهی، مجید، خسروی، فرمان. (۱۳۸۷)." رابطه بازدهی سهام با اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و نسبت سود به قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران"، *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، سال پنجم، شماره ۲۰، صص ۸۷-۶۱.

کردستانی، غلامرضا و تاتلی، رشید. (۱۳۹۳). "ارزیابی توان پیش‌بینی مدل‌های ورشکستگی". *دانش حسابرسی*، دوره ۱۴، شماره ۵۵، صص ۷۰-۵۱.

Ang, S., & Zhang, S. (2004). An evaluation of testing procedures for long horizon event studies . *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol.23, pp.251˚274.

Ball, R., and P. Brown. (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers . *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, pp. 159-177.

Banz, R.. (1981). The relationship between return and market value of common stocks . *Journal of Financial Economics*, Vol.9, pp.3-18.

Brav, A. and P. A. Gompers. (1997). Myth or Reality? The Long-Run Underperformance of Initial Public Offerings: Evidence fromVenture and Nonventure Capital-Backed Companies . *Journal of Finance*, Vol.52, pp.1791˚1821.

Brown, S. J. and J. B. Warner. (1985). Using Daily Stock Returns:

The Case of Event Studies . *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, pp.3˚31.

Carcello, J., and Reid. L. (2017). Investor Reaction to the Prospect of Mandatory Audit Firm Rotation *The Accounting Review*, Vol. 92, No. 1, pp. 183-211.

Carhart, M. M.. (1997). On Persistence in Mutual Fund Performance . *Journal of Finance*, Vol.52, pp.57˚82.

Chen, Sh., Ho, K., Ho, P. (2014). CEO Overconfidence and Long-Term Performance Following R&D Increases . *Financial Management*, Vol. 43, pp.245-269.

Dolley, J. C. (1933). Characteristics and Procedure of Common Stock Split-ups *Harvard Business Review*, Vol.11, pp. 316˚326.

Dutta, A., Knif, J., J. W. Kolari and S. Pynnجnen, (2018). A Robust and Powerful Test of Abnormal Stock Returns in Long-horizon Event Studies . *Journal of Empirical Finance*, Vol.47, pp.1˚24.

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

Fama, E. (1998). Market Efficiency, Long-Term Returns and Behavioral Finance . *Journal of Financial Economics* ,Vol.49, pp. 283˚306.

Grewal, J., Riedl.J, E., Serafeim, G. (2015). Market Reaction to Mandatory Nonfinancial Disclosure . *Working Paper*, Electronic copy available at: http://ssrn.com/abstract=2657712.

Fama, E., L. Fisher, M. Jensen and R. Roll. (1969). The adjustment of stock prices to new information .*International Economic Review*, Vol. 10, pp. 1-21.

Fama, E. F. and K. R. French. (1993). Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds . *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, pp.3˚56 .

Gregory A., Guermat, C. and Shawawreh, F. (2010). UK IPOs: Long Run Returns, Behavioural Timing and Pseudo Timing . *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol.37, pp.612-647.

Higson, C. and Elliott, J. (1998). Post-takeover returns - the UK evidence . *Journal of Empirical Finance*, Vol.5, pp.27-46.

Jaffe, J. (1974). Special information and insider trading *Journal of Business*, Vol.47, pp.411-428.

Kolari, J. W. and S. Pynnönen. (2011). Nonparametric Rank Tests for Event Studies . *Journal of Empirical Finance*, Vol.18, pp.953-971.

Kothari, S. P. and J. B. Warner. (1997). Measuring Long-Horizon Security Price Performance . *Journal of Financial Economics*, Vol. 43, pp 301˚340.

Loughran, T. and J. R. Ritter. (2000). Uniformly Least Powerful Tests of the Market Efficiency . *Journal of Financial Economics*, Vol.55, pp.361˚389.

Lyon, J. D., B. M. Barber and C.-L. Tsai. (1999). Improved Methods for Tests of Long-run Abnormal Stock Returns . *Journal of Finance*, Vol.54, pp.165˚201.

Mandelker, G. (1974). Risk and return: The case of merging firms . *Journal of Financial Economics*, Vol.1, pp.303-335.

Mitchell, M.L. and Lehn, K. (1990). Do bad bidders become good targets? . *Journal of Political Economy* ,Vol. 98, pp.372-398.

Mitchell, M. L. and E. Stafford. (2000). Managerial Decisions and Long-Term Stock Price Performance . *Journal of Business*, Vol. 73, pp.287˚329.

Mukherjee, T. and Nguyen, H. (2018). CEO ability and firm performance: Stock market and job market reactions *Journal of Economics and Finance*, Vol. 42, pp. 138-154.

Shliefer, A., and R. Vishny. (1997). The limits of arbitrage . *Journal of Finance*, Vol.52, pp.35-55.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی