Journal of Financial Accounting Knowledge
Vol.7, No.3, Fall, 2020: 29-51

Evaluation of Buy and Hold Approach in Long-Run Event Studies

Mohammad Rahimpour
Accounting Ph.D, Faculty of Social Sciences, Payame Noor University, Tehran, Iran.Mohammad_Rahimpour@pnu.ac.ir
Mohammad Hosein Ghaemi*
Associate Professor of Accounting, Faculty of Social Sciences, Imam Khomeini International University, Qazvin, Iran. (Corresponding Author). ghaemi_d@ikiu.ac.ir
Gholamreza Kordestani
Associate Professor of Accounting, Faculty of Social Sciences, Imam Khomeini International University, Qazvin, Iran. kordestani@soc.ikiu.ac.ir

Abstract

Purpose: In the event studies, the measurement of abnormal performance due to specific events in the long run is done according to different methods. One of them is the buy and hold approach. This approach uses match firm and reference portfolio. The aim of this study is to evaluate the buy-and-hold approach in performance measurement with emphasis on long-term horizon.

Method: In this study, based on the data of 131 firms in the period of 1396-1381, the methods of the match firm and reference portfolio were assessed through simulation.

Results: Findings show that increasing the time interval from one year to three and five years will lead to an appropriate imbalance between the specification and the power of the tests to be examined.

Conclusion: following the event, if the long-run performance appraisal of stock prices, the one-year period, and to measure abnormal returns, the match firm method should be taken into account. The results of this study also indicate that use of accounting and financial variables in determining match firm and reference portfolio will lead to specification and power of the tests used.

Contribution: The findings can be used as a basis for evaluating long-run stock performance.

Keyword: Long-Run Event Study, Buy and Hold Approach, Abnormal Return (Performance), Match Firm, Reference Portfolio.

* Received on 2020/June/ 29 Accepted on 2020/October/9
DOI: 10.30479/jfak.2020.13637.2712

مجله علمی دانش حسابداری مالی
مقاله پژوهشی، دوره ۷– شماره(۳) ، پیاپی ۲۶، پاییز ۱۳۹۹، صفحه ۲۹–۵۱

ارزیابی رویکرد خرید و نگهداشت در رویداد پژوهی با افق زمانی بلندمدت

محمد رحیم پور

دکتری حسابداری، گروه حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی ،دانشگاه پیام نور، تهران ، ایران.

Mohammad_Rahimpour@pnu.ac.ir

محمد حسین قائمی*

دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه بین المللی امام خمینی(ره)،قزوین، ایران.(نویسنده مسئول)

ghaemi_d@ikiu.ac.ir

غلامرضا کردستانی

دانشیار گروه حسابداری، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه بین المللی امام خمینی(ره)،قزوین، ایران.

kordestani@soc.ikiu.ac.ir

چکیده

هدف: در رویداد پژوهی ، سنجش عملکرد غیرعادی ناشی از رویدادهای خاص در بلندمدت، بر اساس رویکردهای مختلف انجام می‌شود، یکی از آنها خرید و نگهداشت است. در این رویکرد به طور معمول از دو روش شرکت همتا و پرتفوی مرجع استفاده می‌شود. هدف این پژوهش ارزیابی رویکرد خرید و نگهداشت در سنجش عملکرد با تأکید بر افق زمانی بلندمدت است.

روش: در این پژوهش با شبیه‌سازی مبتنی بر داده‌های ۱۳۱ شرکت در دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۷ به ارزیابی روش‌های شرکت همتا و پرتفوی مرجع پرداخته شده است.

یافته‌ها: یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که افزایش بازه زمانی از یک سال به سه و پنج سال منجر به عدم تعادل مناسب بین تصریح‌کنندگی و توان آزمون‌های مورد بررسی خواهد شد.

نتیجه‌گیری: به دنبال یک رویداد، هرگاه برای ارزیابی عملکرد بلندمدت سهام، بازه زمانی یک سال و برای سنجش بازده غیرعادی، روش شرکت همتا موردنظر قرار گیرد نتایج قابل اتکاتری به دست می‌آید. همچنین بکارگیری متغیرهای حسابداری و مالی در تعیین شرکت همتا و پرتفوی مرجع منجر به تصریح‌کنندگی و توان بیشتر آزمون‌ها خواهد شد.

دانش‌افزایی: یافته‌های پژوهش می‌تواند به عنوان مبنایی برای ارزیابی عملکرد بلندمدت سهام مورد استفاده قرار گیرد.

واژگان کلیدی: رویداد پژوهی بلندمدت، رویکرد خرید و نگهداشت، بازده (عملکرد) غیرعادی، شرکت همتا، پرتفوی مرجع.

---

* تاریخ دریافت مقاله:۱۳۹۹/۰۴/۹ تاریخ پذیرش نهایی:۱۳۹۹/۰۷/۱۸

۱–مقدمه

سرمایه‌گذاران با توجه به اطلاعات جدید انتظارات خود را نسبت به جریان‌های نقدی شرکت تعدیل می‌کنند و قیمت سهام با توجه به انتظارات جدید سرمایه‌گذاران تعدیل می‌شود. هدف از رویداد پژوهی ارزیابی تغییرات قیمت سهام در نتیجه کسب اطلاعات جدید ناشی از رویدادهایی است که انتظارات سرمایه‌گذاران را تغییر می‌دهند (سرسیو و همکاران،۲۰۱۷؛ ۱۸۶). هنگامی که بازار کارا نیست، می‌توان نتیجه گرفت که انحرافات رفتاری فعالان بازار با توجه به نحوه و سرعت پردازش جانبدارانه اطلاعات توسط آنها، مداوم است و نیروهای آربیتراژی[۱] 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 پنج 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. وجود بازده غیرعادی طی یک دوره زمانی بلندمدت به دنبال رویداد معین، با فرضیه بازار کارا مبنی بر اینکه قیمت سهام بر اساس اطلاعات در یک دوره زمانی کوتاه(چند روزه) تعدیل می‌شود، در تضاد است. فاما (۱۹۹۸) در توجیه این تضاد، استدلال می‌کند که این امر حاصل شیوه روش‌شناسی پژوهش‌های رویدادی بلندمدت است(کوتاری و وارنر، ۲۰۰۷؛۲۵).

به طور معمول برای سنجش بازده غیرعادی پس از رویدادهای شرکتی از دو رویکرد خرید و نگهداشت[۲] و رویکرد پرتفوی زمان-تقویمی[۳] استفاده می‌شود. نحوه سنجش بازده غیرعادی در رویکرد خرید و نگهداشت حاصل تفاوت بازده خرید و نگهداشت یک شرکت و بازده خرید و نگهداشت شرکت همتا یا پرتفوی مرجع بر اساس ویژگی شرکت‌ها مانند اندازه و نسبت ارزش دفتری است بنابراین تفاوت در ویژگی‌ها به طور بالقوه می‌تواند در سنجش بازده غیرعادی مهم باشد. در واقع با انتخاب شرکت‌های کنترل یا تشکیل پرتفوی مرجع بر اساس ویژگی‌های اضافه می‌توان بازده غیرعادی را با دقت بیشتری اندازه‌گیری نمود در حالی که در روش زمان–تقویمی برای محاسبه بازده غیرعادی از متوسط سری زمانی بازده غیرعادی برای پرتفوی‌هایی از شرکت–رویدادها[۴] استفاده می‌شود. (بسمایندر و ژانگ، ۲۰۱۳؛۸۳).

بهرحال در هریک از رویکردهای مورد استفاده تعیین بازده نرمال و مقایسه آن با بازده تحقق یافته جهت محاسبه بازده غیرعادی دارای اهمیت ویژه‌ای است اما هنوز توافق جمعی در مورد محاسبه بازده نرمال وجود ندارد و این به دلیل وجود "مدل بد"[۵] است که توسط فاما(۱۹۹۸) مطرح گردید. سنجش نادرست بازده نرمال در بازه زمانی کوتاه‌مدت مانند چند روز از اهمیت بسیار کمی برخوردار است چرا که در بازه زمانی کوتاه‌مدت متوسط بازده غیرعادی به سمت صفر میل می‌کند. در مقابل همان‌طور که کوتاری و وارنر (۲۰۰۷) تأکید می‌کنند مشکل حاصل

از مدل بد می‌تواند از اهمیت ویژه‌ای برای افق‌های زمانی بلندمدت برخوردار باشد. در این میان رویکرد پرتفوی زمان- تقویمی با انتقادات مهمی در این رابطه روبرو بوده است. لیون، باربر و تسای(۱۹۹۹) نشان دادند که رویکرد پرتفوی زمان تقویمی در نمونه‌های غیرتصادفی از تصریح کنندگی (سنجش بازده غیرعادی) مناسبی برخوردار نیست در حالی که رویکرد خرید و نگهداشت از تصریح کنندگی قابل قبولی برخوردار بوده است. همچنین آسپاراهووا و همکاران (۲۰۱۲) نشان دادند که رویکرد پرتفوی زمان تقویمی که مبتنی بر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی است با تورش تعادل مجدد[۶] مواجه است در مقابل رویکرد خرید و نگهداشت علاوه بر اینکه فارغ از چنین تورشی است به طور مستقیم منعکس کننده تجربه سرمایه‌گذاران است. علاوه براین لوران و ریتر(۲۰۰۰) نشان دادند که رویکرد پرتفوی زمان تقویمی دارای توان کمی برای شناسایی بازده غیرعادی است زیرا این روش برای هر دوره وزن مساوی تخصیص می‌دهد در حالی که رویدادهای شرکتی تمایل به تجمع در دوره‌های زمانی معینی دارند.

از طرفی دیگر ارزیابی عملکرد شرکت‌ها به‌ویژه در بازه زمانی بلندمدت از این جهت برای سرمایه‌گذاران اهمیت دارد تا بتوانند درباره نگهداری، فروش یا خرید سهام این شرکت‌ها در زمان مقتضی تصمیمات مناسبی اتخاذ نمایند. انتظار می‌رود سرمایه گذران بالقوه به دنبال سهامی از شرکت‌ها و صندوق‌های سرمایه‌گذاری باشند که عملکرد بهتری داشته باشند و این مستلزم استفاده از روش‌هایی است که بتواند با دقت بیشتری بازده نرمال را سنجش و شناسایی نماید. با توجه به این مطالب می‌توان گفت که نتایج حاصل از پژوهش‌های رویدادی بلندمدت می‌تواند این امکان را برای سرمایه‌گذاران فراهم آورد که ارزش سرمایه‌گذاری‌های با افق زمانی بلندمدت را تفسیر و استنباط نمایند.با توجه به مطالب فوق، این پژوهش به دنبال پاسخ به پرسش‌های زیر است:

۱.برای سنجش بازده غیرعادی در رویداد پژوهی با افق زمانی بلندمدت، کدام‌یک از روش‌های بکار رفته در رویکرد خرید و نگهداشت از عملکرد بهتری برخوردار است ؟

۲.آیا متغیرهای مالی و حسابداری تصریح‌کنندگی و توان آزمون‌های مورد بررسی در روش شرکت همتا و پرتفوی مرجع را افزایش می‌دهد؟

۲-مبانی نظری، ادبیات و فرضیه‌ها

ادبیات مربوط به رویداد پژوهی بلندمدت حول محور این پرسش متمرکز بوده است که آیا وجود بازده غیرعادی به دلیل قیمت‌گذاری نادرست یا درواقع نتیجه اندازه‌گیری نادرست بازده غیرعادی است. این سؤال هنوز به عنوان یک مسئله حل نشده در میان پژوهشگران باقی‌مانده است. بنابراین درک روش‌شناسی رویداد پژوهی بلندمدت از این جهت که تا چه اندازه‌ای نتایج

حاصل در مورد وجود عملکرد غیرعادی می‌تواند صحیح باشد، بسیار مهم است (شوارت، ۲۰۰۱؛۹۵۴؛ کوتاری ۲۰۰۱؛۱۱۵). اگرچه منطق رویداد پژوهی بلندمدت و کوتاه‌مدت مشابه است، اما باید در محاسبه بازده غیرعادی احتیاط بیشتری اعمال شود. زیرا ممکن است تورش‌های بالقوه منجر به متورم شدن بازده غیرعادی در دوره‌های زمانی بلندمدت شود. بنابراین بازده غیرعادی می‌تواند بیش از واقع باشد. از طرفی دیگر بازده غیرعادی بلندمدت به الگوهای انتخابی برای ارزیابی بازده مورد انتظار حساس است و این مسئله وجود «مدل بد» را تشدید می‌کند (دینیسیو، ۲۰۱۵؛۱۶۲). وجود مشکل مدل بد به طور کلی ناشی از دو عامل عدم توانایی مدل‌ها در سنجش[۷] و شناسایی[۸] بازده غیرعادی است. بنابراین روش‌شناسی مورد استفاده زمانی مناسب خواهد بود که سنجش و شناسایی بازده غیرعادی را به‌درستی انجام دهد.

استنباط‌های نادرست در فرآیند ارزیابی با دو خطا مواجه است. خطای اول زمانی رخ می‌دهد که به دلیل استفاده از معیار تورش دار(جانبدارانه) در سنجش بازده غیرعادی، فرضیه صفر رد شود. به عبارتی دیگر علت رد فرضیه صفر به دلیل وجود بازده غیرعادی در نتیجه رویدادی معین نیست بلکه به دلیل چگونگی سنجش محاسبه بازده غیرعادی است. در این حالت معیار تورش دار باعث می‌شود که متوسط بازده غیرعادی از صفر فاصله گرفته و منجر به رد بیش از حد فرضیه صفر شود(خطا نوع اول یا آلفا). خطای دوم زمانی اتفاق می‌افتد که فرضیه صفر در نتیجه عدم توان کافی آزمون مورد استفاده برای تشخیص تفاوت معنادار متوسط بازده غیرعادی از صفر ، پذیرفته شود. به عبارتی فرضیه صفر به نادرست پذیرفته می‌شود البته نه به این دلیل که رویداد مورد بررسی اثری نداشته است بلکه به دلیل اینکه آزمون آماری مورد استفاده توان کافی برای تشخیص آن را نداشته است(خطای نوع دوم یا بتا). بنابراین پژوهش-گران شیوه‌ای از روش‌شناسی را مورد توجه قرار می‌دهند که هر دو خطای محتمل را به حداقل برساند یا حداقل منجر به انتخابی متعادل بین آنها شود(آنگ و ژانگ، ۲۰۰۴؛۲۵۲).

بنابراین بینش اولیه در رویداد پژوهی، سنجش بازده غیرعادی است که عبارت از تفاوت بازده تحقق یافته و بازده مورد انتظار در غیاب هرگونه رویداد، است. یکی از رویکردهای اصلی برای محاسبه بازده غیرعادی، رویکرد خرید و نگهداشت است. رویکرد خرید و نگهداشت از شیوه زمان–رویداد[۹] جهت شناسایی بازده غیرعادی تبعیت می‌کند. در این شیوه 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 این رویکرد از دو روش شرکت همتا و پرتفوی مرجع برای محاسبه بازده غیرعادی استفاده می‌شود(بیسمندر و ژانگ، ۲۰۱۳؛۸۴).

در روش شرکت همتا برای محاسبه بازده مورد انتظار برای یک شرکت معین از شرکت مشابه آن استفاده می‌شود. برای تعیین شرکت مشابه می‌توان از معیارهای متفاوتی استفاده نمود اما در اغلب پژوهش‌ها از دو معیار اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار استفاده شده است. از طرفی دیگر در روش پرتفوی مرجع، برای محاسبه بازده مورد انتظار یک شرکت معین از متوسط بازده پرتفویی استفاده می‌شود که بر اساس معیارهایی مشخص تشکیل شده و شرکت موردنظر نیز عضو آن پرتفوی است.

نتایج پژوهش لیون، باربر و تسای(۱۹۹۹) نشان داد که برای محاسبه بازده غیرعادی روش شرکت همتا با استفاده از ویژگی‌های خاص مانند اندازه یا نسبت ارزش دفتری به بازار می‌تواند نتایج بهتری حاصل کند. همچنین نتایج پژوهش آنگ و ژانگ (۲۰۰۴) نشان داد که آزمون‌های مورد بررسی برای فرضیه صفر در روش شرکت همتا برای دوره‌های زمانی مورد بررسی با تصریح‌کنندگی[۱۰] بهتری همراه هستند. نتایج آنها حاکی از این بود که توان آزمون برای همه آزمون‌ها در روش پرتفوی مرجع با افزایش طول دوره مطالعه کاهش می‌یابند.

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 تأثیر اصلاح داده‌ها بر این رویکردها نتیجه می‌گیرند، اصلاح (حذف) برخی از داده‌های مورد بررسی اگرچه موجب افزایش فراوانی رد در رویکرد زمان رویداد می‌شود اما تأثیر چندانی بر رویکرد زمان- تقویمی ندارد. همچنین کولاری و پینون (۲۰۱۱) 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.

اگر چه روش‌شناسی رویداد پژوهی توسط محققان مالی توسعه یافته ، اما به طور وسیعی در رشته‌های حسابداری، اقتصاد و مدیریت نیز استفاده شده است. برای نمونه ژیانگ و همکاران(۲۰۱۵) اهمیت اشخاص حاضر در هیات استانداردهای حسابداری را مورد بررسی قرار دادند. آنها به بررسی واکنش بازار به استعفای آقای هرتز پرداختند. نتایج آنها نشان داد که سرمایه‌گذاران بانکی به استعفای آقای هرتز که پیشنهاد کننده الزامات مربوط به ارزش منصفانه وام بانکی بود، واکنش مثبت نشان دادند. از سوی دیگر مخرجی و نیجین (۲۰۱۸) برای بررسی واکنش بازار سهام از بازده غیرعادی با افق زمانی بلندمدت طبق مدل چهار عاملی کاهارت (۱۹۹۷) استفاده کردند.

در ایران نیز پژوهش‌های متعددی که اغلب افق زمانی آنها کوتاه‌مدت است، در زمینه‌های مختلفی انجام شده است. برای نمونه قائمی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی ارزیابی کارایی

متغیرهای حسابداری در سنجش بازده غیرعادی در رویداد پژوهی پرداختند. نتایج آنها نشان داد که توان آماره‌های مبتنی بر متغیرهای حسابداری برای سنجش بازده غیرعادی، برابر میزان توان آماره‌های مبتنی بر متغیر بازار است. همچنین توان آماره‌های مختلف برای کشف بازده غیرعادی در روش بازده تجمیعی نسبت به روش یکسان بیشتر بوده است. از پژوهش‌های دیگر، عطاآبادی و همکاران(۱۳۹۶) به بررسی فرا واکنش به اعلامیه‌های تعدیل سود برمبنای رهیافت رویداد پژوهی پرداختند. آنها نشان دادند که فرا واکنش به اطلاعیه‌های سود وجود دارد و سرمایه‌گذاران در تصمیمات خود وزن بیشتری به اطلاعات جدید در مقایسه با اطلاعات منتشر شده قبلی درباره سهام می‌دهند. اگرچه پژوهش‌های متعدد دیگری در رابطه با موضوعات رویداد پژوهی در ایران انجام شده است اما پژوهش‌های انجام شده در حوزه رویداد پژوهی کوتاه‌مدت قرار می‌گیرند از این رو پژوهش‌هایی با افق زمانی بلندمدت در این زمینه‌ها انجام نشده است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. شبیه‌سازی و تعیین آزمون مناسب

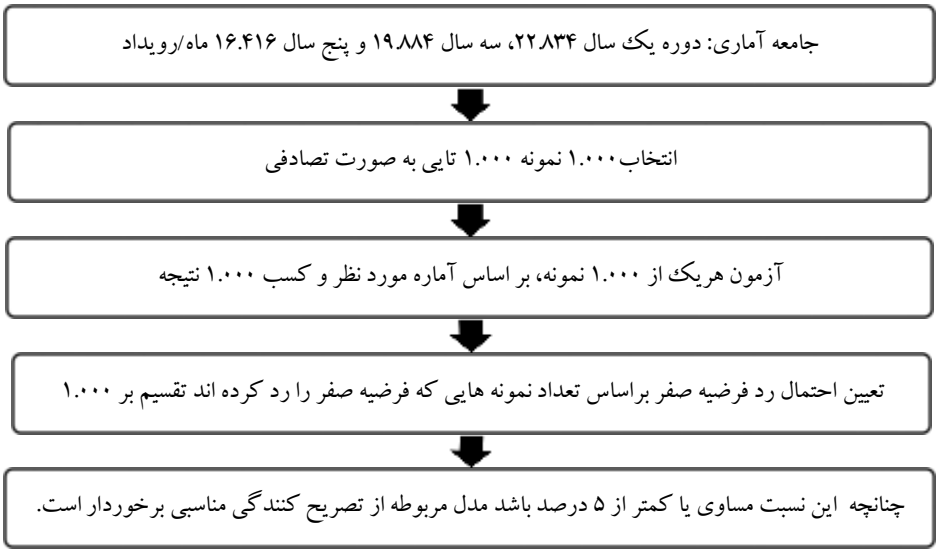
این پژوهش در زمره پژوهش‌های توصیفی - پسارویدادی است که لازم آن تعیین رویداد معین جهت تأثیر آن بر بازار است. در این پژوهش هر یک از ماه/شرکت‌هایی که وقفه معاملاتی وجود نداشته باشد به عنوان ماه/رویداد منظور شده است. هریک از آماره‌ها در سه بازه زمانی یک سال، سه سال و پنج سال مورد بررسی قرار گرفتند از نمونه مورد بررسی برای بازه زمانی یک سال تعداد ۲۲,۸۳۴ ماه/رویداد، بازه زمانی سه سال تعداد ۱۹,۸۸۴ ماه/رویداد و برای بازه زمانی پنج سال تعداد ۱۶,۴۱۶ استخراج گردید. این تعداد برای هر بازه مورد بررسی جامعه آماری محسوب می‌شود. از جامعه آماری استخراج شده با استفاده از روش خودراه انداز[11] به صورت تصادفی ۱,۰۰۰ نمونه ۱,۰۰۰ تایی استخراج و بر مبنای هریک از نمونه‌ها، آماره‌های موردنظر آزمون گردید. به عبارت دیگر هر آماره ۱,۰۰۰ بار مورد آزمون قرار می‌گیرد. این فرآیند در شکل (۱) نشان داده شده است.

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 آماره که معیار سنجش توان آزمون آماره است، انجام می‌شود. فرضیه بنیادی در رویداد پژوهی، صفر بودن بازده غیرعادی در بازه زمانی مورد بررسی بعد از رویداد است؛ بنابراین پایین‌تر بودن سطح احتمال رد فرضیه صفر منجر به تصریح‌کنندگی بهتر آزمون خواهد شد و باتوجه به اینکه در اغلب پژوهش‌ها سطح خطا ۵ درصد در نظر گرفته می‌شود هرچه احتمال رد فرضیه صفر به ۵ درصد نزدیکتر باشد، آزمون

موردنظر دارای تصریح کنندگی بهتری خواهد بود و اگر از ۵ درصد بیشتر باشد جسورانه‌تر و از ۵ درصد کمتر باشد محافظه‌کارانه‌تر است.

از طرفی دیگر توان آزمون عبارت از پذیرش نادرست فرضیه صفر یا به عبارتی دیگر احتمال رد درست فرضیه صفر است. برای بررسی توان آزمون به بازده غیرعادی به صورت آگاهانه مقدار عددی در بازه ۲۰+ و ۲۰- درصد به فاصله ۵ درصد اضافه می‌کنیم و انتظار بر این است، چنانچه آزمون موردنظر توان خوبی داشته باشد فرضیه صفر را رد کند(رد درست)؛ بنابراین در این حالت هرچه احتمال رد فرضیه صفر بیشتر باشد خطای نوع دوم پایین‌تر و درنتیجه توان آزمون (1-β) بیشتر خواهد بود. درنهایت چنانچه خطای نوع اول و دوم در سطح پایین قرار گیرند به آزمون موردنظر «آزمون خوب[۱۲]»گفته می‌شود. برای بررسی سطح تصریح کنندگی آزمون‌ها، فاصله اطمینان بر اساس سطح خطای ۵ درصد برآورد گردید. چنانچه احتمال رد فرضیه صفر برای سطح اولیه بازده غیرعادی در فاصله اطمینان موردنظر قرار داشته باشد، الگوی موردنظر از تصریح کنندگی مناسبی برخوردار خواهد بود. برای ایجاد فاصله اطمینان از رابطه زیر استفاده شده است:

$$p \pm z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{p\times q}{n}} = 0.05 \pm 1.96\sqrt{\frac{0.05(1-0.05)}{1000}} \cong (0.037.0.064)$$



شکل (۱). طرح کلی ارزیابی آماره‌های مورد استفاده

۳-۲.جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری این پژوهش، شامل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. طول دوره پژوهش ۱۷ سال از سال ۱۳۸۱ تا پایان ۱۳۹۷ می‌باشد.از جامعه آماری

مذکور شرکت‌هایی لیزینگ، بیمه، بانک، سرمایه‌گذاری و موسسات مالی حذف و شرکت‌هایی که ارزش دفتری آنها مثبت و اطلاعات آنها دردسترس است، انتخاب شدند. بر اساس این ملاحظات ۱۳۱ 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.

۳-۳.آزمون‌های آماری

در این پژوهش از سه آزمون آماری تی استیودنت، تی چولگی تعدیل شده یوهانسن و علامت فیشر برای بررسی فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن متوسط بازده غیرعادی استفاده شده است. آزمون تی استیودنت با استفاده از رابطه(۱) برآورد گردید:

رابطه (۱)
$$t = \frac{\overline{BHAR}_t}{\sigma(BHAR_t)/\sqrt{n}}$$

n: تعداد رویداد/شرکت‌ها نمونه $\sigma\ (BHAR_t)$: انحراف معیار بازده غیرعادی خرید و نگهداشت

با توجه به اینکه در افق زمانی بلندمدت، اغلب عملکرد سهام شرکت‌ها با چولگی همراه است و موجب میزان رد بیشتر فرضیه صفر در آزمون تی استیودنت می‌شود. برای تعدیل چولگی که در بلندمدت ایجاد می‌شود یوهانسن آزمون تی استیودنت را به صورت رابطه (۲) تعدیل نمود:

رابطه (۲)
$$J = t + \frac{1}{3\sqrt{n}}t^2\gamma + \frac{1}{6\sqrt{n}}\gamma$$

t، آماره تی استیودنت ، n تعداد رویداد/شرکت نمونه و γ نماد ضریب چولگی است که طبق رابطه(۳) محاسبه می‌شود:

رابطه (۳)
$$\gamma = \frac{\sum_{i=1}^{n}(BHAR_i - \overline{BHAR})^3}{n \times s(BHAR)^3}$$

برای محاسبه آماره آزمون علامت فیشر، باید علامت بازده غیرعادی رویداد/شرکت‌های نمونه تعیین شود سپس آماره علامت فیشر به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

رابطه (۴)
$$B = \sum_{i=1}^{n} I(AR_i > 0)$$

هنگامی که تعداد نمونه‌ها زیاد(n>20) باشد توزیع دوجمله‌ای با سمت توزیع نرمال میل خواهد کرد بنابراین می‌توان آماره z برای هر نمونه را به صورت زیر محاسبه نمود:

رابطه (۵)
$$Z = \frac{B - \frac{n}{2}}{\sqrt{\frac{n}{4}}}$$

۳-۴. سنجش بازده غیرعادی

مبنای اصلی رویداد پژوهی، مقایسه بازده یک شرکت-رویداد با بازده شاخصی است که به لحاظ ویژگی با نمونه مربوط در طول دوره زمانی مشابهت داشته باشد. سنجش بازده غیرعادی بر اساس رویکرد خرید و نگهداشت عبارت از تفاوت بازده نرمال خرید و نگهداشت و بازده

تحقق‌یافته خرید و نگهداشت است. در این رویکرد، بازده غیرعادی هر رویداد–شرکت عبارت است از:

$$AR_i = BHR_i - E(BHR_i)$$ رابطه (۶)

که R_i عبارت است از بازده شرکت i و BHR_i عبارت است از بازده خرید و نگهداشت شرکت i بر اساس یک معیار خاص. بنابراین:

$$BHR_i = \left[\prod_{t=\tau}^{T}(1 + R_{i.t}) - 1\right]$$ رابطه (۷)

برای محاسبه بازده مورد انتظار از دو معیار پرتفوی مرجع و شرکت همتا با بهره‌گیری از ۸ متغیر مالی و حسابداری(شامل: اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار، رشد دارایی‌ها، اهرم مالی، بازده دارایی‌ها، بازده حقوق صاحبان سهام، مومنتوم و بتای سهام) استفاده شده است. با استفاده از متغیرهای موردنظر، یک شاخص دو متغیره(اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار) و هفت شاخص سه متغیره (اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و متغیر سوم) تشکیل و بر اساس آنها پرتفوی مرجع و شرکت همتا تعیین شد.

۳-۴-۱-پرتفوی مرجع بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار

ابتدا شرکت‌ها را بر اساس ارزش بازار(ارزش بازار هر سهم در پایان شهریور سال t ضرب در تعداد سهام منتشره شرکت(فاما و فرنچ،۱۹۹۲)) مرتب نموده و به ۲ گروه بزرگ و کوچک و بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایان سال t-1 به ۳ گروه شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به بازار بالا، متوسط و پایین تقسیم می‌کنیم. بنابراین ۶ پرتفوی در هر سال متشکل از شرکت‌های نمونه تشکیل خواهد شد. پرتفوی مرجع برای یک رویداد/ شرکت، پرتفویی خواهد بود که به لحاظ اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار با رویداد شرکت موردنظر مطابقت کند. بازده پرتفوی مرجع بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار در ماه τ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$E(BHR_i)^{SZBM} = \prod_{t=0}^{\tau-1}\left[1 + \frac{\sum_{j=1}^{n_t} R_{jt}}{n_t}\right] - 1$$ رابطه (۹)

t=0 : ماه رویداد، n_t : تعداد شرکت‌های ماه t، R_{jt}: بازده ماهانه شرکت j در ماه t .

۳-۴-۲-پرتفوی مرجع سه سطحی(بر اساس اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و متغیر سوم)

ابتدا شرکت‌ها را بر اساس ارزش بازار(ارزش بازار هر سهم در پایان شهریور سال t ضرب در تعداد سهام منتشره شرکت(فاما و فرنچ،۱۹۹۲)) مرتب نموده و به ۲ گروه بزرگ و کوچک و بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایان سال t-1 به ۳ گروه شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به بازار بالا، متوسط و پایین و بر اساس متغیر سوم به ۲ گروه بالا و پایین تقسیم

می‌شوند. بنابراین ۱۲ پرتفوی در هر سال متشکل از شرکت‌های نمونه تشکیل خواهد شد. پرتفوی مرجع برای یک رویداد/ شرکت، پرتفویی خواهد بود که به لحاظ اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و متغیر سوم با رویداد شرکت موردنظر مطابقت کند. بازده پرتفوی مرجع بر اساس در حالت سه سطحی در ماه τ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

رابطه (۱۰)
$$E(BHR_i)^{Three-level} = \prod_{t=0}^{\tau-1}\left[1+\frac{\sum_{j=1}^{n_t} R_{jt}}{n_t}\right]-1$$

۳-۴-۳-شرکت همتا بر اساس اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار

ابتدا شرکت‌ها را بر اساس ارزش بازار(ارزش بازار هر سهم در پایان شهریور سال t ضرب در تعداد سهام منتشره شرکت(فاما و فرنچ،۱۹۹۲)) مرتب نموده و به ۲ گروه بزرگ و کوچک و بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایان سال t-1 به ۳ گروه شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به بازار بالا، متوسط و پایین تقسیم می‌کنیم. بنابراین ۶ پرتفوی در هر سال متشکل از شرکت‌های نمونه تشکیل خواهد شد. شرکت‌های موجود در هر پرتفوی به عنوان شرکت‌های مشابه تلقی شده و شرکت همتا برای هر شرکت عبارت از شرکت موجود در پرتفوی که به لحاظ اندازه به شرکت موردنظر نزدیکتر باشد. بازده شرکت همتا در ماه τ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

رابطه (۱۱)
$$E(BHR_i)^{SZBM} = \prod_{t=0}^{\tau-1}(1+R_{it})-1$$

۳-۴-۴- شرکت همتا به صورت سه سطحی(بر اساس اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و متغیر سوم)

ابتدا شرکت‌ها را بر اساس ارزش بازار(ارزش بازار هر سهم در پایان شهریور سال t ضرب در تعداد سهام منتشره شرکت(فاما و فرنچ،۱۹۹۲)) مرتب نموده و به ۲ گروه بزرگ و کوچک و بر اساس نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایان سال t-1 به ۳ گروه شرکت‌هایی با نسبت ارزش دفتری به بازار بالا، متوسط و پایین و بر اساس متغیر سوم به ۲ گروه بالا و پایین تقسیم می‌شوند. بنابراین ۱۲ پرتفوی در هر سال متشکل از شرکت‌های نمونه تشکیل خواهد شد. شرکت‌های موجود در هر پرتفوی به عنوان شرکت‌های مشابه تلقی شده و شرکت همتا برای هر شرکت عبارت از شرکت موجود در پرتفوی که به لحاظ اندازه به شرکت موردنظر نزدیکتر باشد.

بازده شرکت همتا در ماه τ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

رابطه (۱۲)
$$E(BHR_i)^{Three-Level} = \prod_{t=0}^{\tau-1}(1+R_{it})-1$$

۳-۵. سایر متغیرهای پژوهش

متغیرهایی که در این بخش مورد استفاده قرار گرفتند به شرح نگاره(۱) است:

نگاره(۱). تعریف سایر متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	نحوه محاسبه
بازده ماهانه	R_i	$R_i = LN(\frac{P_t}{P_{t-1}})$
ارزش بازار شرکت	SIZE	تعداد سهام منتشره × ارزش بازار هر سهم شرکت i در پایان شهریور ماه سال t
نسبت ارزش دفتری به بازار	BM_{it}	تقسیم حقوق صاحبان سهام عادی به ارزش بازار سهام شرکت i در پایان سال t-1.
رشد دارایی‌ها	GA_{it}	$GA_{it} = \frac{ASSET_{i.t-1} - ASSET_{i.t-2}}{ASSET_{i.t-1}}$
عملکرد گذشته	MOM_{it}	بازده تجمعی ۱۲ ماه قبل از سال t.
بازده دارایی‌ها	ROA_{it}	$ROA_{it} = \frac{Net\ Income_{it}}{Total\ Asset_{it}}$
بازده حقوق صاحبان سهام	ROE_{it}	$ROE_{it} = \frac{Net\ Income_{it}}{Average\ shareholder'sEquity_{it}}$
بتا	$BETA_{it}$	$R_i = \alpha_i + \beta R_m$

۴-یافته‌های پژوهش

۴-۱.آمار توصیفی

در نگاره (۲) آمار توصیفی تعداد شرکت/ماه دریک سال و بازده ماهانه برای دوره پنج ساله ارائه شده است. کمترین بازده در بازه‌های زمانی ارائه شده ۱۱۶/۲۲-، ۷۴/۸۳۳-، ۱۴۲/۲۵- و ۳۸/۲۹- درصد به ترتیب مربوط به شرکت‌های سیمان صوفیان(آذر ماه ۱۳۸۴)، داروسازی رازک(خردادماه ۱۳۹۰)، قند هگمتان(اسفند ۱۳۹۲) و پارس دارو(دی ماه ۱۳۹۶) است. همچنین بیشترین بازده ۹۵/۰۴۱، ۹۶/۱۸۲، ۱۲۰/۱۵ و ۸۸/۵۴۴ درصد به ترتیب مربوط به شرکت‌های فروسیلیس ایران(فروردین ۱۳۸۳)، صنایع آذراب(فروردین ۱۳۸۸)، نوش مازندارن(آبان ماه ۱۳۹۱) و کارتن ایران(دی ماه ۱۳۹۷) است. به طور میانگین در کل دوره زمانی مورد بررسی در هرسال برای کل شرکت‌های نمونه ۱۵۱۹ مورد رویداد شناسایی شده است به عبارتی دیگر تقریبا ۱۰ ماه در هرسال به ازای هرشرکت رویداد شناسایی شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود میانگین بازده ماهانه در طول دوره زمانی مورد بررسی افزایش یافته است به طوری که بیشترین میانگین بازده ماهانه مربوط به بازه زمانی ۹۶-۹۷ با ۲/۷۸۲۴ درصد است .

نگاره(۲). بازده ماهانه برای دوره‌های ۵ ساله

	۸۱-۸۵	۸۶-۹۰	۹۱-۹۵	۹۶-۹۷	۸۱-۹۷
تعداد شرکت/ماه	۶,۲۳۶	۶,۷۳۷	۷,۵۶۶	۲,۲۹۵	۲۲,۸۳۴
میانگین بازده ماهانه(درصد)	-۱/۱۶۰۴	۰/۵۱۰۳	۲/۱۱۴۱	۲/۷۷۸۲	۰/۷۵۷۵
میانه بازده ماهانه(درصد)	-۰/۶۹۰۴	-۰/۰۵۹۱	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۱۹۴	-۰/۱۹۰۴
کمترین(درصد)	-۱۱۶/۲۲	-۷۴/۸۳۳	-۱۴۲/۲۵	-۳۸/۲۹۰	-۱۴۲/۲۵
بیشترین(درصد)	۹۵/۰۴۱	۹۶/۱۸۲	۱۲۰/۱۵	۸۸/۵۴۴	۱۲۰/۱۵
انحراف معیار	۰/۱۳۱۰	۰/۱۱۷۱	۰/۱۴۹۴	۰/۱۴۲۶	۰/۱۳۵۱

۴-۲.ارزیابی روش شرکت همتا

با توجه به احتمال رد فرضیه صفر در سطح اولیه، بازده غیرعادی در نگاره‌های ۳، ۴ و ۵، با افزایش دوره زمانی از یک به سه سال، احتمال رد فرضیه صفر در اغلب آزمون‌های مورد بررسی ، کاهش و با افزایش آن از سه به پنج سال واکنش آزمون‌ها متفاوت است اما در اغلب موارد به عدم تصریح‌کنندگی آنها می‌انجامد. مواردی که احتمال رد فرضیه صفر در سطح اولیه بازده غیرعادی در فاصله ۳/۷ و ۶/۴ درصد قرار دارد با علامت * به عنوان آزمون با تصریح کنندگی مناسب نشان داده شده است.

برای بررسی توان آزمون، احتمال رد فرضیه صفر برای بازده غیرعادی القاء شده مورد توجه قرار گرفت. انتظار براین است هر چه احتمال رد فرضیه صفر در دو سمت سطح اولیه بازده غیرعادی به ۱۰۰ درصد میل کند خطای نوع دوم کاهش یافته و در نتیجه توان آزمون افزایش یابد. همان‌طور که در هر سه نگاره ۳، ۴ و ۵ مشاهده می‌شود همه آزمون‌ها در دوره زمانی یک سال دارای توان بسیار خوبی هستند اما با طولانی‌تر شدن دوره زمانی مورد بررسی به سه سال و درنهایت به پنج سال توان آزمون‌های مورد بررسی کاهش می‌یابند به طوری که احتمال رد فرضیه صفر در دو طرف منتهاالیه بازده غیرعادی اضافه شده یعنی ۲۰+ و ۲۰- درصد در اغلب موارد به کمتر از ۹۵ درصد می‌رسد که بیانگر بیش از ۵ درصد بودن خطای نوع دوم یعنی بتا است. با توجه به این مطالب پیشنهاد می‌شود آماره‌های t استیودنت و t چولگی تعدیل شده یوهانسن در دوره زمانی یک سال و آزمون علامت فیشر در دوره زمانی سه سال به عنوان الگوی خوب برای رویداد پژوهی بلندمدت بر اساس روش شرکت همتا در رویکرد خرید و نگهداشت مورد استفاده قرار گیرند.

نگاره (۳). احتمال رد فرضیه صفر برای آزمون‌ها در دوره زمانی یک سال بر اساس شاخص‌های مبنای تعیین شرکت همتا

آزمون	شاخص	+۲۰	+۱۵	+۱۰	+۵	سطح اولیه	−۵	−۱۰	−۱۵	−۲۰
آزمون t استیودنت	SZBM	۱۰۰	۱۰۰	۹۷/۲	۶۳/۲	۷/۲	۱۶	۸۲	۹۹/۲	۱۰۰
	SZBM.AG	۱۰۰	۱۰۰	۹۲	۷۲	۸	۴۳/۲	۹۴	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.LV	۱۰۰	۱۰۰	۹۷/۲	۷۲	۶*	۲۱/۲	۸۸	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROE	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۸۰	۱۴	۱۶	۸۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROA	۱۰۰	۱۰۰	۹۸	۶۰	۶*	۲۶	۹۱/۲	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.MOM	۱۰۰	۱۰۰	۹۸	۷۰	۱۱/۲	۲۵/۲	۸۴	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.BETA	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۶۹/۲	۱۲	۲۲	۸۶	۱۰۰	۱۰۰
آزمون t چولگی تعدیل‌شده یوهانسن	SZBM	۱۰۰	۱۰۰	۹۶	۶۴	۷/۲	۱۸	۸۲	۹۹/۲	۱۰۰
	SZBM.AG	۱۰۰	۱۰۰	۹۱/۲	۴۱/۲	۷/۲	۴۳/۲	۹۳/۲	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.LV	۱۰۰	۱۰۰	۹۷/۲	۷۲	۹/۲	۲۲	۸۹/۲	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROE	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۷۹/۲	۱۴	۱۷/۲	۷۸	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROA	۱۰۰	۱۰۰	۹۸	۵۹/۲	۶*	۲۹/۲	۹۱/۲	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.MOM	۹۹/۲	۱۰۰	۹۸	۷۰	۱۳/۲	۲۷/۲	۸۳/۲	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.BETA	۱۰۰	۱۰۰	۹۹/۲	۶۷/۲	۱۲	۲۴	۸۴	۹۹/۲	۱۰۰
آزمون علامت فیشر	SZBM	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۸۷/۲	۱۳/۲	۴۷/۲	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.AG	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۷۴	۷/۲	۷۴	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.LV	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۹۳/۲	۱۸	۲۶	۹۸	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROE	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۹۳/۲	۱۵/۲	۳۶	۹۵/۲	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROA	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۸۵/۲	۱۰	۴۵/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.MOM	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۹۰	۸	۴۸	۹۸	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.BETA	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۹۴	۱۸	۳۷/۲	۹۷/۲	۱۰۰	۱۰۰

در این جدول احتمال رد فرضیه صفر (صفر بودن متوسط بازده غیرعادی) در دوره زمانی یک سال برای آزمون t استیودنت، آزمون t چولگی تعدیل‌شده یوهانسن و آزمون علامت فیشر ارائه شده است. بازده غیرعادی بر اساس تفاوت بازده واقعی هر شرکت/ماه و شرکت همتا که بر مبنای شاخص‌های هفتگانه شامل شاخص اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار (SZBM)، شاخص‌های اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و رشد دارایی‌ها(SZBM.AG)، اهرم مالی (SZBM.LEV)، بازده حقوق صاحبان (SZBM.ROE)، بازده دارایی‌ها (SZBM.ROA)، عملکرد گذشته (SZBM.MOM) و بتا (SZBM.BETA) تعیین گردید، محاسبه شده است. برای محاسبه احتمال رد فرضیه صفر از شبیه‌سازی استفاده شده است. به صورتی که از ۲۲،۸۳۴ ماه/رویداد تعداد ۱،۰۰۰ نمونه ۱،۰۰۰ تایی استخراج و آماره‌ها محاسبه گردید. احتمال رد فرضیه صفر عبارت است از نسبتی از ۱،۰۰۰ نمونه که فرضیه صفر را در سطح خطای ۵ درصد رد می‌کند. احتمال رد که در دامنه (۶/۴ و ۳/۷) درصد که به سطح خطای ۵ درصد نزدیک‌تر است به عنوان تصریح کنندگی مناسب با * مشخص شده است.

نگاره (۴). احتمال رد فرضیه صفر برای آزمون‌ها در دوره زمانی سه سال بر اساس شاخص‌های مبنای تعیین شرکت همتا

آزمون	شاخص	+۲۰	+۱۵	+۱۰	+۵	سطح اولیه	-۵	-۱۰	-۱۵	-۲۰
آزمون t استیودنت	SZBM	۹۳/۲	۷۸	۵۰	۲۲	۶*	۱۰	۳۴	۶۱/۲	۸۵/۲
	SZBM.AG	۸۲	۶۰	۳۱/۲	۷/۲	۵/۲*	۱۷/۲	۵۶	۷۸	۹۵/۲
	SZBM.LV	۹۱/۲	۶۸	۴۲	۱۷/۲	۵/۲*	۱۱/۲	۴۴	۷۴	۸۸
	SZBM.ROE	۹۹/۲	۸۶	۵۷/۲	۲۴	۵/۲*	۷/۲	۳۲	۶۷/۲	۹۱/۲
	SZBM.ROA	۸۵/۲	۶۷/۲	۳۱/۲	۹/۲	۷/۲	۳۲/۲	۵۳/۲	۸۶	۹۵/۲
	SZBM.MOM	۸۶	۶۶	۲۸	۹/۲	۳/۲	۲۳/۲	۵۵/۲	۷۹/۲	۹۵/۲
	SZBM.BETA	۹۳/۲	۷۴	۴۸	۱۴	۷/۲	۱۳/۲	۳۱/۲	۶۷/۲	۸۸
آزمون t چولگی تعدیل‌شده یوهانسن	SZBM	۹۱/۲	۷۷/۲	۴۸	۲۱/۲	۷/۲	۱۱/۲	۳۷/۲	۶۲	۸۵/۲
	SZBM.AG	۸۱/۲	۵۸	۳۰	۸	۵/۲*	۲۰	۵۶	۷۹/۲	۹۵/۲
	SZBM.LV	۹۱/۲	۶۵/۲	۴۱/۲	۱۸	۷/۲	۱۵/۲	۴۴	۷۰	۸۸
	SZBM.ROE	۹۸	۸۴	۵۶	۲۵/۲	۶*	۸	۳۳/۲	۶۵/۲	۹۱/۲
	SZBM.ROA	۸۳/۲	۶۶	۳۰	۹/۲	۷/۲	۲۴	۵۳/۲	۸۷/۲	۹۴
	SZBM.MOM	۸۶	۶۳/۲	۲۷/۲	۱۱/۲	۵/۲*	۲۳/۲	۵۷/۲	۸۰	۹۳/۲
	SZBM.BETA	۹۲	۷۱/۲	۴۵/۲	۱۵/۲	۷/۲	۱۵/۲	۳۷/۲	۶۷/۲	۸۸
آزمون علامت فیشر	SZBM	۱۰۰	۱۰۰	۹۴	۴۷/۲	۶*	۲۹/۲	۸۷/۲	۹۸	۱۰۰
	SZBM.AG	۱۰۰	۱۰۰	۹۸	۴۵/۲	۵/۲*	۴۰	۹۱/۲	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.LV	۱۰۰	۱۰۰	۹۰	۳۹/۲	۷/۲	۳۳/۲	۹۲	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROE	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۷۷/۲	۱۳/۲	۲۲	۷۹/۲	۹۸	۱۰۰
	SZBM.ROA	۱۰۰	۱۰۰	۸۹/۲	۳۰	۶*	۵۴	۹۷/۲	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.MOM	۱۰۰	۱۰۰	۹۵/۲	۵۰	۴*	۴۰	۹۶	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.BETA	۱۰۰	۱۰۰	۹۹/۲	۶۳/۲	۸	۲۶	۸۴	۱۰۰	۱۰۰

در این جدول احتمال رد فرضیه صفر (صفر بودن متوسط بازده غیرعادی) در دوره زمانی سه سال برای آزمون t استیودنت، آزمون t چولگی تعدیل‌شده یوهانسن و آزمون علامت فیشر ارائه شده است. بازده غیرعادی بر اساس تفاوت بازده واقعی هر شرکت/ماه و شرکت همتا که بر مبنای شاخص‌های هفتگانه شامل شاخص اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار (SZBM)، شاخص‌های اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و رشد دارایی‌ها(SZBM.AG)، اهرم مالی (SZBM.LEV)، بازده حقوق صاحبان (SZBM.ROE)، بازده دارایی‌ها (SZBM.ROA)، عملکرد گذشته (SZBM.MOM) و بتا (SZBM.BETA) تعیین گردید، محاسبه شده است. برای محاسبه احتمال رد فرضیه صفر از شبیه‌سازی استفاده شده است. به صورتی که از ۱۹،۸۸۴ ماه/رویداد تعداد ۱،۰۰۰ نمونه ۱،۰۰۰ تایی استخراج و آماره‌ها محاسبه گردید. احتمال رد فرضیه صفر عبارت است از نسبتی از ۱،۰۰۰ نمونه که فرضیه صفر را در سطح خطای ۵ درصد رد می‌کند. احتمال رد که در دامنه (۶/۴ و ۳/۷) درصد که به سطح خطای ۵ درصد نزدیک‌تر است به عنوان تصریح کنندگی مناسب با * مشخص شده است.

نگاره (۵). احتمال رد فرضیه صفر برای آزمون‌ها در دوره زمانی پنج سال بر اساس شاخص‌های مبنای تعیین شرکت همتا

آزمون	شاخص	سطح							
		+۲۰	+۱۵	+۱۰	+۵	اولیه	-۵	-۱۰	-۱۵	-۲۰
آزمون t استیودنت	SZBM	۸۱/۲	۶۰	۴۳/۲	۲۴	۹/۲	۳/۲	۷/۲	۱۲	۲۹/۲
	SZBM.AG	۵۱/۲	۳۲	۲۰	۳/۲	۱/۲	۶	۱۸	۴۲	۵۵/۲
	SZBM.LV	۴۱/۲	۲۴	۱۲	۲	۲	۹/۲	۳۱/۲	۴۹/۲	۶۶
	SZBM.ROE	۶۴	۴۸	۳۱/۲	۱۱/۲	۳/۲	۴	۱۲	۳۳/۲	۵۲
	SZBM.ROA	۳۲	۱۷/۲	۵/۲	۳/۲	۱۰	۱۹/۲	۳۲	۵۱/۲	۷۰
	SZBM.MOM	۴۳/۲	۳۰	۱۳/۲	۴	۴*	۱۳/۲	۲۹/۲	۴۴	۶۲
	SZBM.BETA	۹۰	۶۹/۲	۵۳/۲	۳۲	۱۴	۶	۲	۱۴	۳۱/۲
آزمون tچولگی تعدیل‌شده یوهانسن	SZBM	۷۹/۲	۶۰	۴۵/۲	۲۳/۲	۱۲	۵/۲	۸	۱۲	۲۹/۲
	SZBM.AG	۵۰	۳۱/۲	۲۰	۳/۲	۱/۲	۷/۲	۲۱/۲	۴۳/۲	۵۵/۲
	SZBM.LV	۴۳/۲	۲۶	۱۴	۲	۳/۲	۹/۲	۳۱/۲	۴۸	۶۵/۲
	SZBM.ROE	۶۷/۲	۵۰	۳۰	۱۳/۲	۴*	۴	۱۳/۲	۳۲	۵۱/۲
	SZBM.ROA	۳۲	۱۹/۲	۷/۲	۳/۲	۱۱/۲	۲۰	۳۲	۵۱/۲	۶۷/۲
	SZBM.MOM	۴۲	۲۹/۲	۱۴	۴	۶*	۱۵/۲	۲۹/۲	۴۳/۲	۶۲
	SZBM.BETA	۸۸	۶۷/۲	۵۴	۳۳/۲	۱۵/۲	۷/۲	۴	۱۶	۳۲
آزمون علامت فیشر	SZBM	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۷۲	۲۳/۲	۴	۴۴	۹۶	۱۰۰
	SZBM.AG	۱۰۰	۱۰۰	۹۸	۶۰	۶*	۱۹/۲	۸۴	۹۸	۱۰۰
	SZBM.LV	۱۰۰	۱۰۰	۹۴	۴۳/۲	۴*	۳۶	۸۳/۲	۹۹/۲	۱۰۰
	SZBM.ROE	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۷۰	۱۹/۲	۱۰	۶۲	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROA	۱۰۰	۹۹/۲	۸۰	۱۲	۶*	۵۹/۲	۹۸	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.MOM	۱۰۰	۱۰۰	۹۸	۴۶	۳/۲	۲۹/۲	۹۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.BETA	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۷۶	۱۱/۲	۱۵/۲	۷۲	۱۰۰	۱۰۰

در این جدول احتمال رد فرضیه صفر (صفر بودن متوسط بازده غیرعادی) در دوره زمانی پنج سال برای آزمون t استیودنت، آزمون t چولگی تعدیل‌شده یوهانسن و آزمون علامت فیشر ارائه شده است. بازده غیرعادی بر اساس تفاوت بازده واقعی هر شرکت/ماه و شرکت همتا که بر مبنای شاخص‌های هفتگانه شامل شاخص اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار(SZBM) ، شاخص‌های اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و رشد دارایی-ها(SZBM.AG)، اهرم مالی(SZBM.LEV) ، بازده حقوق صاحبان(SZBM.ROE) ، بازده دارایی‌ها (SZBM.ROA)، عملکرد گذشته (SZBM.MOM) و بتا (SZBM.BETA) تعیین گردید، محاسبه شده است. برای محاسبه احتمال رد فرضیه صفر از شبیه‌سازی استفاده شده است. به صورتی که از ۱۶,۴۱۶ ماه/رویداد تعداد ۱,۰۰۰ نمونه ۱,۰۰۰ تایی استخراج و آماره‌ها محاسبه گردید. احتمال رد فرضیه صفر عبارت است از نسبتی از ۱,۰۰۰ نمونه که فرضیه صفر را در سطح خطای ۵ درصد رد می‌کند. احتمال رد که در دامنه (۶/۴ و ۳/۷) درصد که به سطح خطای ۵ درصد نزدیک‌تر است به عنوان تصریح کنندگی مناسب با * مشخص شده است.

۴-۳.ارزیابی روش پرتفوی مرجع

در نگاره ۶، ۷ و ۸ احتمال رد فرضیه صفر به ترتیب برای دوره‌های زمانی یک، سه و پنج سال در روش پرتفوی مرجع بر اساس شاخص‌های مختلف ارائه شده است. مواردی که احتمال رد فرضیه صفر در سطح اولیه بازده غیرعادی در فاصله ۳/۷٪ و ۶/۴٪ درصد قرار دارد با علامت * به عنوان آزمون با تصریح کنندگی مناسب نشان داده شده است. بر اساس نتایج، تصریح-کنندگی مناسب برای برخی از آزمون‌های مورد بررسی فقط در طول دوره زمانی یک سال شناسایی گردید. به عبارتی دیگر در روش پرتفوی مرجع با افزایش دوره زمانی مورد مطالعه

از یک سال به سه و پنج سال، عدم تصریح کنندگی آزمون‌ها اتفاق خواهد افتاد. همچنین در دوره زمانی یک سال توان آزمون‌ها نسبت به دوره زمانی سه سال و پنج سال مناسب‌تر است زیرا احتمال رد فرضیه صفر برای بازده غیرعادی القاء شده در دو طرف سطح اولیه بازده غیرعادی بیشتر بوده و به سمت ۱۰۰ درصد میل کرده است. البته قابل ذکر است که آزمون‌ها در بازه زمانی سه سال نیز از توان مناسبی برخوردار هستند.

بر اساس نتایج این بخش آزمون t استیودنت و آزمون t چولگی تعدیل شده یوهانسن برای دوره زمانی یک سال برای رویداد پژوهی بلندمدت در رویکرد خرید و نگهداشت و روش پرتفوی مرجع پیشنهاد می‌شود. لازم به ذکر است که در هر دو آزمون با افزایش محدودیت بیشتر برای تعیین پرتفوی مرجع از دوسطحی به سه سطحی، میزان تصریح‌کنندگی تا حدودی افزایش(احتمال رد فرضیه صفر در سطح اولیه بازده غیرعادی کاهش) می‌یابد که بیانگر موثر بودن متغیرهای حسابداری و مالی در تعیین پرتفوی مرجع است.

نگاره (۶). احتمال رد فرضیه صفر برای آزمون‌ها در دوره زمانی یک سال بر اساس شاخص‌های مبنای تعیین پرتفوی مرجع

آزمون	شاخص	+۲۰	+۱۵	+۱۰	+۵	سطح اولیه	−۵	−۱۰	−۱۵	−۲۰
آزمون t استیودنت	SZBM	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۸۶	۷/۲	۶۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.AG	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۹۴	۸	۶۳/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.LV	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۹۰	۶*	۶۸	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROE	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۸۶	۶*	۶۶	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROA	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۹۱/۲	۷/۲	۶۴	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.MOM	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۸۵/۲	۶*	۶۴	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.BETA	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۸۹/۲	۷/۲	۶۶	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
آزمون‌tچولگی تعدیل‌شده یوهانسن	SZBM	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۸۶	۸	۵۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.AG	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۹۴	۵/۲*	۶۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.LV	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۹۰	۷/۲	۶۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROE	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۸۸	۴*	۵۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROA	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۹۲	۶*	۶۱/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.MOM	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۹۰	۸	۶۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.BETA	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۸۹/۲	۱۰	۶۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
آزمون علامت فیشر	SZBM	۱۰۰	۱۰۰	۷۹/۲	۱۱/۲	۹۹/۲	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.AG	۱۰۰	۱۰۰	۹۵/۲	۷/۲	۹۷/۲	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.LV	۱۰۰	۱۰۰	۹۳/۲	۷/۲	۹۹/۲	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROE	۱۰۰	۱۰۰	۹۶	۸	۹۷/۲	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROA	۱۰۰	۱۰۰	۹۴	۵/۲	۹۹/۲	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.MOM	۱۰۰	۱۰۰	۹۶	۶	۹۷/۲	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.BETA	۱۰۰	۱۰۰	۹۳/۲	۹/۲	۹۸	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰

در این جدول احتمال رد فرضیه صفر (صفر بودن متوسط بازده غیرعادی) در دوره زمانی یک سال برای آزمون t استیودنت، آزمون t چولگی تعدیل‌شده یوهانسن و آزمون علامت فیشر ارائه شده است. بازده غیرعادی بر اساس تفاوت بازده واقعی هر شرکت/ماه و پرتفوی مرجع که بر مبنای شاخص‌های هفتگانه شامل شاخص اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار (SZBM)، شاخص‌های اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و رشد دارایی‌ها(SZBM.AG)، اهرم مالی (SZBM.LEV)، بازده حقوق صاحبان (SZBM.ROE)، بازده دارایی‌ها (SZBM.ROA)، عملکرد

گذشته (SZBM.MOM) و بتا (SZBM.BETA) تعیین گردید، محاسبه شده است. برای محاسبه احتمال رد فرضیه صفر از شبیه‌سازی استفاده شده است. به صورتی که از ۲۲،۸۳۴ ماه/رویداد تعداد ۱،۰۰۰ نمونه ۱،۰۰۰ تایی استخراج و آماره‌ها محاسبه گردید. احتمال رد فرضیه صفر عبارت است از نسبتی از ۱،۰۰۰ نمونه که فرضیه صفر را در سطح خطای ۵ درصد رد می‌کند. احتمال رد که در دامنه (۶/۴ و ۳/۷) درصد که به سطح خطای ۵ درصد نزدیک‌تر است به عنوان تصریح کنندگی مناسب با ❋ مشخص شده است.

نگاره (۷). احتمال رد فرضیه صفر برای آزمون‌ها در دوره زمانی سه سال بر اساس شاخص‌های مبنای تعیین پرتفوی مرجع

آزمون	شاخص	۲۰+	۱۵+	۱۰+	۵+	سطح اولیه	۵-	۱۰-	۱۵-	۲۰-
آزمون t استیودنت	SZBM	۹۹/۲	۹۲	۵۱/۲	۱۵/۲	۸	۴۲	۷۷/۲	۹۷/۲	۱۰۰
	SZBM.AG	۹۹/۲	۹۳/۲	۵۲	۱۴	۱۰	۴۱/۲	۸۱/۲	۹۸	۱۰۰
	SZBM.LV	۹۹/۲	۹۴	۵۵/۲	۱۴	۱۰	۳۹/۲	۷۹/۲	۹۸	۱۰۰
	SZBM.ROE	۹۹/۲	۹۳/۲	۵۴	۱۷/۲	۷/۲	۴۴	۷۸	۹۸	۱۰۰
	SZBM.ROA	۹۹/۲	۹۴	۵۹/۲	۱۷/۲	۸	۴۳/۲	۷۷/۲	۹۶	۱۰۰
	SZBM.MOM	۹۹/۲	۹۲	۶۰	۱۷/۲	۱۰	۳۷/۲	۷۷/۲	۹۸	۱۰۰
	SZBM.BETA	۹۹/۲	۹۱/۲	۴۹/۲	۱۷/۲	۱۲	۴۴	۷۹/۲	۹۷/۲	۱۰۰
آزمون‌tچولگی تعدیل‌شده یوهانسن	SZBM	۹۹/۲	۹۳/۲	۵۸	۱۷/۲	۹/۲	۳۴	۷۴	۹۶	۱۰۰
	SZBM.AG	۹۹/۲	۹۴	۵۸	۱۵/۲	۹/۲	۳۴	۷۸	۹۶	۱۰۰
	SZBM.LV	۹۹/۲	۹۶	۶۰	۱۷/۲	۹/۲	۳۴	۷۷/۲	۹۶	۱۰۰
	SZBM.ROE	۹۹/۲	۹۴	۵۹/۲	۱۸	۸	۳۸	۷۵/۲	۹۶	۱۰۰
	SZBM.ROA	۹۹/۲	۹۶	۶۳/۲	۲۰	۷/۲	۳۸	۷۵/۲	۹۶	۱۰۰
	SZBM.MOM	۱۰۰	۹۴	۶۶	۱۷/۲	۷/۲	۳۱/۲	۷۴	۹۶	۱۰۰
	SZBM.BETA	۱۰۰	۹۳/۲	۵۴	۱۷/۲	۱۰	۳۸	۷۶	۹۷/۲	۱۰۰
آزمون علامت فیشر	SZBM	۵۲	۶	۷۰	۱۰۰	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.AG	۸۶	۱۳/۲	۲۹/۲	۹۲	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.LV	۷۵/۲	۵/۲	۳۶	۹۷/۲	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROE	۸۷/۲	۱۷/۲	۲۵/۲	۹۴	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROA	۸۸	۱۲	۲۵/۲	۹۷/۲	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.MOM	۸۶	۱۲	۲۵/۲	۹۶	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.BETA	۹۴	۲۵/۲	۲۴	۹۰	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰

در این جدول احتمال رد فرضیه صفر (صفر بودن متوسط بازده غیرعادی) در دوره زمانی سه سال برای آزمون t استیودنت، آزمون t چولگی تعدیل‌شده یوهانسن و آزمون علامت فیشر ارائه شده است. بازده غیرعادی بر اساس تفاوت بازده واقعی هر شرکت/ماه و پرتفوی مرجع که بر مبنای شاخص‌های هفتگانه شامل شاخص اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار (SZBM)، شاخص‌های اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و رشد دارایی‌ها(SZBM.AG)، اهرم مالی (SZBM.LEV)، بازده حقوق صاحبان (SZBM.ROE)، بازده دارایی‌ها (SZBM.ROA)، عملکرد گذشته (SZBM.MOM) و بتا (SZBM.BETA) تعیین گردید، محاسبه شده است. برای محاسبه احتمال رد فرضیه صفر از شبیه‌سازی استفاده شده است. به صورتی که از ۱۹،۸۸۴ ماه/رویداد تعداد ۱،۰۰۰ نمونه ۱،۰۰۰ تایی استخراج و آماره‌ها محاسبه گردید. احتمال رد فرضیه صفر عبارت است از نسبتی از ۱،۰۰۰ نمونه که فرضیه صفر را در سطح خطای ۵ درصد رد می‌کند. احتمال رد که در دامنه (۶/۴ و ۳/۷) درصد که به سطح خطای ۵ درصد نزدیک‌تر است به عنوان تصریح کنندگی مناسب با ❋ مشخص شده است.

نگاره (۸). احتمال رد فرضیه صفر برای آزمون‌ها در دوره زمانی پنج سال بر اساس شاخص‌های مبنای تعیین پرتفوی مرجع

آزمون	شاخص	+۲۰	+۱۵	+۱۰	+۵	سطح اولیه	−۵	−۱۰	−۱۵	−۲۰
	SZBM	۸۰	۴۹/۲	۲۰	۲	۹/۲	۲۵/۲	۴۵/۲	۷۱/۲	۸۸
	SZBM.AG	۸۳/۲	۵۰	۲۰	۲	۸	۲۵/۲	۴۸	۷۲	۹۳/۲
	SZBM.LV	۷۹/۲	۴۵/۲	۱۶	۳/۲	۹/۲	۳۰	۵۱/۲	۷۴	۹۳/۲
آزمون t استیودنت	SZBM.ROE	۸۶	۵۵/۲	۲۶	۳/۲	۷/۲	۲۳/۲	۴۴	۷۲	۸۹/۲
	SZBM.ROA	۸۶	۵۳/۲	۲۷/۲	۴	۹/۲	۲۳/۲	۴۶	۷۰	۸۸
	SZBM.MOM	۸۳/۲	۵۰	۲۲	۴	۷/۲	۲۳/۲	۴۵/۲	۷۱/۲	۸۷/۲
	SZBM.BETA	۸۲	۵۲	۲۶	۲	۹/۲	۲۵/۲	۴۵/۲	۷۵/۲	۸۸
	SZBM	۸۷/۲	۵۵/۲	۲۴	۴	۸	۲۰	۴۰	۶۸	۸۵/۲
	SZBM.AG	۸۷/۲	۵۲	۲۷/۲	۳/۲	۱۰	۲۱/۲	۴۲	۶۷/۲	۸۵/۲
	SZBM.LV	۸۴	۵۰	۱۸	۶	۸	۲۳/۲	۴۷/۲	۷۰	۸۸
آزمون t چولگی تعدیل‌شده یوهانسن	SZBM.ROE	۸۷/۲	۵۸	۲۸	۷/۲	۷/۲	۲۰	۳۸	۶۷/۲	۸۵/۲
	SZBM.ROA	۸۸	۵۷/۲	۳۰	۵/۲	۸	۱۹/۲	۳۷/۲	۶۵/۲	۸۳/۲
	SZBM.MOM	۸۷/۲	۵۹/۲	۲۶	۵/۲	۹/۲	۲۱/۲	۳۶	۶۶	۸۳/۲
	SZBM.BETA	۸۷/۲	۵۸	۳۲	۴	۷/۲	۲۱/۲	۴۱/۲	۶۶	۸۴
	SZBM	۲۸	۴	۸۸	۱۰۰	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.AG	۷۹/۲	۷/۲	۲۳/۲	۱۰۰	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.LV	۴۷/۲	۴	۷۱/۲	۱۰۰	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
آزمون علامت فیشر	SZBM.ROE	۷۲	۲	۴۵/۲	۱۰۰	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.ROA	۶۹/۲	۸	۳۲	۹۹/۲	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.MOM	۷۹/۲	۳/۲	۳۰	۹۸	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰
	SZBM.BETA	۷۰	۳/۲	۵۴	۱۰۰	۱۰۰	۹۹/۲	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰

در این جدول احتمال رد فرضیه صفر (صفر بودن متوسط بازده غیرعادی) در دوره زمانی پنج سال برای آزمون t استیودنت، آزمون t چولگی تعدیل‌شده یوهانسن و آزمون علامت فیشر ارائه شده است. بازده غیرعادی بر اساس تفاوت بازده واقعی هر شرکت/ماه و پرتفوی مرجع که بر مبنای شاخص‌های هفتگانه شامل شاخص اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازار(SZBM) ، شاخص‌های اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازار و رشد دارایی–ها(SZBM.AG)، اهرم مالی(SZBM.LEV) ، بازده حقوق صاحبان(SZBM.ROE) ، بازده دارایی‌ها(SZBM.ROA) ، عملکرد گذشته (SZBM.MOM) و بتا (SZBM.BETA) تعیین گردید، محاسبه شده است. برای محاسبه احتمال رد فرضیه صفر از شبیه‌سازی استفاده شده است. به صورتی که از ۱۶,۴۱۶ ماه/رویداد تعداد ۱,۰۰۰ نمونه ۱,۰۰۰ تایی استخراج و آماره‌ها محاسبه گردید. احتمال رد فرضیه صفر عبارت است از نسبتی از ۱,۰۰۰ نمونه که فرضیه صفر را در سطح خطای ۵ درصد رد می¬کند. احتمال رد که در دامنه (۶/۴ و ۳/۷) درصد که به سطح خطای ۵ درصد نزدیک‌تر است به عنوان تصریح کنندگی مناسب با * مشخص شده است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج به دست آمده حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد در روش شرکت همتا با افزایش افق زمانی از یک سال به سه سال، تصریح‌کنندگی آزمون‌های مورد بررسی بهبود می‌یابد یا به عبارتی دیگر خطای نوع اول مبنی بر رد نادرست فرضیه صفر کاهش می‌یابد اما با افزایش افق زمانی از سه سال به پنج سال، میزان تصریح‌کنندگی آزمون‌ها کاهش می‌یابد به طوری که در صورت استفاده از افق زمانی پنج سال احتمال رد نادرست فرضیه صفر بالا رفته و منجر به استنباط نادرست در پژوهش‌ها خواهد شد. اما نکته قابل توجه این است که با افزایش افق زمانی از یک سال به سه و پنج سال، توان آزمون‌های مورد بررسی کاهش می‌یابد یا به عبارتی دیگر خطای نوع دوم یا بتا افزایش خواهد یافت.

همچنین نتایج به دست آمده در روش پرتفوی مرجع نشان می‌دهد که با افزایش افق زمانی مورد بررسی از یک سال به سه و پنج سال، میزان تصریح کنندگی و توان آزمون‌ها هر دو کاهش می‌یابد و این مطلب برای تصریح‌کنندگی آزمون‌ها شدت بیشتری دارد. اگر چه در افق زمانی سه سال نیز توان آزمون‌ها در حد قابل قبولی است به طوری که با افزایش بازده غیرعادی القاء شده در دو طرف سطح اولیه بازده غیرعادی، احتمال رد فرضیه صفر به ۱۰۰ درصد میل می‌کند اما به دلیل عدم تصریح‌کنندگی آزمون‌ها یا کاهش تصریح‌کنندگی آنها نسبت به افق زمانی یک سال، توصیه می‌شود که برای انجام رویداد پژوهی بلندمدت در روش پرتفوی مرجع نیز افق زمانی یک سال مدنظر قرار گیرد.

همچنین با توجه به اینکه از آزمون‌های مشابهی در هر دو روش استفاده شده است و در روش شرکت همتا تعداد موارد آزمون‌هایی که به عنوان آزمون خوب شناسایی شده‌اند، روش شرکت همتا می‌تواند دارای عملکرد بهتری در سنجش بازده غیرعادی نسبت به پرتفوی مرجع در رویکرد خرید و نگهداشت داشته باشد. دلیل چنین نتیجه‌ای، انتخاب شرکت همتا با توجه به مجموعه‌ای از معیارها می‌تواند باشد زیرا منجر به یک معیار خاص و مناسب برای محاسبه بازده غیرعادی خواهد شد. از طرفی دیگر در اغلب موارد در روش شرکت همتا و پرتفوی مرجع متغیر حسابداری و مالی منجر به تصریح‌کنندگی و توان بیشتر شده است. بنابراین متغیرهای حسابداری و مالی به عنوان سطح سوم از محدودیت‌ها در روش شرکت همتا و پرتفوی مرجع منجر به تصریح‌کنندگی و توان آزمون‌ها می‌شوند.

در پایان برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود عامل صنعت برای تعیین شرکت همتا و پرتفوی مرجع و همچنین نقش سایر متغیرهای حسابداری و مالی مانند اقلام تعهدی نیز مورد ارزیابی قرار گیرد . با توجه به کوچک بودن بازار اوراق بهادار ایران برای نقش عامل صنعت پیشنهاد می‌شود که شرکت‌های نمونه در چند صنعت محدود طبقه بندی شده و اثرگذاری آن مورد بررسی قرار گرفته و با سایر معیارهای مورد بررسی در این پژوهش مورد مقایسه قرار گیرد.

یادداشت‌ها

1-Arbitrage
2- Buy-and-Hold Approach
3-Calander-Time Portfolio Approach
4- Event-Firms
5-Bad Model
6-Rebalancing Bias
7-Measurement
8-Detect
9-Event-Time
10-Specified
11-Bootstrap
12-Good Model

کتابنامه

۱. فروغی، داریوش؛ سید سعید مهرداد، آیسک، (۱۳۹۲)، بررسی واکنش بازار به زمان اعلام سود هر سهم پیش‌بینی‌شده، پژوهش‌های تجربی حسابداری،۵(۱۷): ۱۳۹-۱۶۲.

۲. عبدالباقی عطا آبادی، عبدالمجید ، حمیدی، مریم. (۱۳۹۶)، فرا واکنش به اعلامیه‌های تعدیل سود بر مبنای رهیافت رویداد پژوهی: شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران، چشم انداز مدیریت مالی۷(۱۷): ۳۱-۴۸.

۳. قائمی، محمد حسین؛ عسگرزاده، قاسم؛ معصومی، جواد، (۱۳۹۱)، ارزیابی کارایی متغیرهای حسابداری در سنجش بازده غیرعادی در رویداد پژوهی، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی،۱۹ (۴): ۷۹-۱۰۰.

۴. کردستانی، غلامرضا؛ صابر نصیرلو، (۱۳۹۴)، تأثیر مدیریت سود بر واکنش بازار به سود غیرمنتظره، بررسی‌های حسابداری،۲(۷): ۱۱۱-۱۲۳.

Reference

1. Abdulbaghi Ataabadi, Abdulmajid, Hamidi, Maryam. (2017). Overreacting to Earnings Adjustment Announcements Based on Event Study Approach: Evidence from Tehran Stock Exchange, *Financial Management Perspective*,17(7): 31-48.(in Persian)

2. Ang, S. and Zhang, S. (2004). An evaluation of testing procedures for long horizon event studies, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 23(3): 251-274.

3. Asparouhova, E., Bessembinder, H., Kalcheva, I. (2012). Noisy prices and inference regarding returns. *The Journal of Finance*, 68(2): 665-714.

4. Bessembinder, H., and Zhang, F. (2013). Firm characteristics and long-run stock returns after corporate events, *Journal of Financial Economics*, 109(1): 83–102

5. Dionysiou, D. (2015). Choosing Among Alternative Long-Run Event-Study Techniques. *Journal of Economic Surveys*. 29(1): 158-198.

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

7.Fama, E.F. and French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bond, *Journal of Financial Economics*, 33(1): 3-56.
8.8-Fama, E.F. (1998). Market efficiency, long-run returns, and behavioural finance, *Journal of Financial Economics*, 49(3): 283-306.
9.Froghi, Daroush, seyd said Mehrdad, Aysak. (2013). Market Reaction to the Timing of EPS Forecast, *Empirical Research in Accounting* , 17(5): 139-162.(in Persian)
10. Ghaemi, Mohammad Hosein, Vatanparast, Mohammadreza. (2005), Investigating the role of accounting information in reducing information asymmetry in Tehran Stock Exchange, *Accounting and Auditing Review,* 19(4): 85-103.(in Persian)
11. Jiang, J.,Wang, I. Y., & Xie, Y. (2015). Does it matter who serves on the financial accounting standards board? Bob Herz's resignation and fair value accounting for loans. *Review of Accounting Studies*, 20(1): 371–394.
12. Kolari, J. W. and S. Pynnönen. (2011). Nonparametric Rank Tests for Event Studies. *Journal of Empirical Finance*, 18(1): 953-971.
13. Kordestani, Gholamreza, Nasirlo, Saber. (2015), The Impact of Earnings Management upon the Reaction of Market to the Extraordinary Gains, *Accounting Review* , 7(2): 111-123.(in Persian)
14. Kothari, S.P. and Warner, J.B. (1997). Measuring long-horizon security price performance, *Journal of Financial Economics*, 43(3): 301-339.
15. Kothari, S.P. (2001). Capital markets research in accounting, *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3): 105–231.
16. Kothari, S.P. and Warner, J.B. (2007). Econometrics of event studies. In B.E. Eckbo (ed.). Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance (pp. 3–32). North-Holland: Elsevier Handbooks in finance series.
17. Loughran, T., Ritter, J. (2000). Uniformly least powerful test of market efficiency. *Journal of Financial Economics*, 55(2): 361–389.
18. Lyon, J., Barber, B., and Tsai, C. (1999). Improved methods of tests of long-horizon abnormal stock returns, *Journal of Finance*, 54(2): 165-201.
19. Mukherjee, T. and Nguyen, H. (2018). CEO ability and firm performance: Stock market and job market reactions. *Journal of Economics and Finance*, 42(1): 138-154.
20. Sorescu, A., Warren, N. L., & Ertekin, L. (2017). Event study methodology in the marketing literature: an overview. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 45(1): 186–207.
21. Schwert, G.W. (2001). Anomalies and Market efficiency, Handbook of the Economics of Finance (pp. 939–974). North-Holland, Amsterdam.

22. Wetzels, M., Odekerken-schroder, G., Van Oppen, C. (2009), Using PLS path modeling for assessing for hierarchical constructs models: Guidelines and empirical illustration. *MIS Quarterly*, 33(1):177-195.
23. Xu, Q., Fernando, G., Tam, and K., Zhang, W (2019), financial report readability and audit fees: a simultaneous equation approach, *Managerial Auditing Journal*, 35 (3):345-372.