Archive of SID

دانشکده مدیریت دانشگاه تهران

بررسی‌های حسابداری و حسابرسی

دوره ۱۹، شماره ۴
زمستان ۱۳۹۱
صص ۱۱۸-۱۰۱

بررسی قابلیت پیش‌بینی قیمت سهام با استفاده از آزمون‌های نسبت واریانس و گام تصادفی در بورس اوراق بهادار تهران

عزت‌اله عباسیان[۱]، محسن نظری[۲]، مریم ذوالفقاری[۳]

چکیده: یکی از مقیاس‌های ممکن توسعه بازار سهام، بررسی کارایی آن است. اگر بازارهای سهام کارا باشند، قیمت جاری بازار، ارزش ذاتی یا بنیادی دارایی را منعکس می‌کند. آزمون رفتار بازدهی دارایی‌ها و قابلیت پیش‌بینی قیمت آنها با مفهوم کارایی بازار در شکل ضعیف، همواره موردتوجه پژوهشگران و فعالان بازار سهام بوده است. در این پژوهش نیز فرضیه بازار کارا و به‌ویژه فرضیه گام تصادفی در بازار سهام تهران توسط آزمون‌های نوین نسبت واریانس، افزون‌بر آزمون‌های نسبت واریانس لو و مکینلای موردسنجش و بررسی شده است که به این منظور رفتار گام تصادفی در داده‌های سه شاخص کل قیمت، قیمت و بازده نقدی و پنجاه شرکت فعال‌تر (میانگین موزون) در دوره زمانی ۸۹-۱۳۸۰، بررسی شده است. طبق نتایج این پژوهش پیروی داده‌ها از فرآیند گام تصادفی در این فاصله زمانی در بازار سهام تهران تأیید نمی‌شود.

واژه‌های کلیدی: کارایی بازار، فرضیه گام تصادفی، آزمون‌های نسبت واریانس، بورس اوراق بهادار تهران

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران
۲. دانشیار گروه مدیریت بازرگانی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران
۳. کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۱/۰۱/۲۱
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۱/۰۵/۲۸
نویسنده مسئول مقاله: عزت‌اله عباسیان
E-mail: abbasian@basu.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

مسئله کارایی بازار، به‌علت توصیف تغییرات قیمت دارایی و نحوه وقوع این تغییرات در بازارهای مالی، یکی از مهم‌ترین و اساسی‌ترین موضوعات در امور مالی است. به‌طور اساسی در اقتصاد در رابطه با بازارهای مالی سه نوع کارایی درنظر گرفته می‌شود: کارایی عملیاتی، کارایی اطلاعاتی و کارایی تخصیصی.

کارایی عملیاتی به‌حالتی از بازار گفته می‌شود که در آن معامله‌کننده می‌تواند در هر دو حالت ورود مستقیم به بازار یا استفاده از واسطه‌های مالی، خدمات را با قیمت منصفانه، هزینه‌های واقعی و به‌موقع دریافت کند. کارایی اطلاعاتی وضعیت بازاری را توصیف می‌کند که قیمت بازاری سهام یا اوراق بهادار، نشان‌دهنده تمامی اطلاعات مرتبط با قیمت‌گذاری دارایی یادشده باشد و بالاخره این‌که، کارایی تخصیصی تصریح می‌کند که بازارهای سرمایه قادرند تا وجوه سرمایه‌گذاری موجود و دردسترس را به سمت پروژه‌هایی با بیشترین تولید و بازدهی هدایت کنند (مهرانی و نونهال‌نهر، ۱۳۸۶).

در این پژوهش تمرکز ما بر کارایی اطلاعاتی بازار است؛ زیرا کارایی اطلاعاتی فرض اساسی تئوری‌های مالی بوده، اصطلاح "کارایی اطلاعاتی" با فرضیه بازار کارا مرتبط است. فرضیه بازار کارا بیان می‌کند که اگر قیمت‌های سهام همه اطلاعات موجود را منعکس کنند، بازارها کارا هستند. از آنجا که قیمت‌های سهام از انواع مختلف اطلاعات تأثیر می‌پذیرند، روبرت (۱۹۶۷) برای نخستین بار براساس این‌که مجموعه اطلاعات اساسی برای شرکت‌کنندگان در بازار دردسترس باشد، میان سه نوع کارایی اطلاعاتی یعنی شکل ضعیف، نیمه‌قوی و قوی کارایی تمایز قائل می‌شود.

گفته می‌شود، اگر قیمت‌های جاری سهام شامل اطلاعات گذشته مربوطبه قیمت‌ها باشند، بازارها در شکل ضعیف کارا هستند. بنابراین در این حالت، تغییرات قیمت‌ها قابل‌پیش‌بینی نیستند و نمی‌توان براساس اطلاعات تاریخی قیمت‌ها و حجم معاملات، بازدهی غیرعادی کسب کرد.

در شکل نیمه‌قوی فرضیه کارایی بازار، قیمت‌های جاری سهام همه اطلاعات عمومی و دردسترس را منعکس می‌کنند. در اینجا اطلاعات عمومی شامل همه داده‌های موجود در بازار و مختص شرکت‌ها مانند انتظارات مربوطبه عملکرد بازار و عوامل کلان اقتصادی، اظهارنامه‌های مالی شرکت، اعلامیه‌های مرتبط با درآمد و تقسیم سود، طرح‌های مربوطبه ادغام یا مالکیت، وضعیت مالی رقیبان مستقیم شرکت و ... است.

www.SID.ir

Archive of SID

اگر بازاری در شکل قوی کارا باشد، قیمت‌های جاری سهام تمامی اطلاعات موجود که شامل هر دو نوع عمومی و خصوصی است را منعکس می‌کنند و هیچ نوع سود غیرعادی به‌طور سیستماتیک ایجاد نمی‌شود.

آزمون رفتار بازدهی دارایی‌ها با مفهوم کارایی بازار در شکل ضعیف، نه تنها موردتوجه پژوهشگران و دانشگاهیان است، بلکه موردتوجه فعالان و تعدیل‌کنندگان بازار سهام نیز می‌باشد؛ زیرا زمانی که پژوهشگران به‌دنبال فهم رفتار بازدهی سهام در طی زمان هستند، فعالان بازار و سرمایه‌گذاران به‌علت وجود روندهای قابل‌استخراج در بازدهی‌ها علاقمند به تعیین ناکارایی در بازار بوده، تعدیل‌کنندگان بازار نیز خواهان پیشرفت بازار از حیث کارایی اطلاعاتی هستند.

ارزیابی کارایی بازار در سطح ضعیف با آزمون فرضیه گام تصادفی، نشان می‌دهد، در شکل ضعیف کارایی بازار، بازدهی آتی را نمی‌توان با استفاده از بازدهی گذشته یا هر شاخص بازارمحور دیگری مثل حجم مبادلات یا غیره پیش‌بینی کرد؛ بنابراین فرضیه گام تصادفی نشان می‌دهد که تغییرات متوالی قیمت‌ها در یک بازار کارا تصادفی است.

برای آزمون رفتار بازدهی سهام، آزمون‌های نسبت واریانس، با کار پیشگام لو و مکینلای (۱۹۸۸)[1]، ابزار بسیار پرکاربردی برای سنجش فرضیه گام تصادفی در بازارهای سهام نوظهور بوده است. آزمون‌های نسبت واریانس به این شکل است که اگر بازدهی سهام کاملاً تصادفی باشد، واریانس بازدهی K دوره، K برابر واریانس بازدهی یک دوره خواهد بود. بنابراین نسبت واریانس به‌معنای نسبت ۱/k واریانس K دوره بازدهی به واریانس یک دوره بازدهی است که بایستی برای تمام مقادیر K برابر با یک باشد.

مقاله حاضر با به‌کارگیری آزمون‌های مختلف نسبت واریانس، افزون‌بر آزمون‌های لو و مکینلای به‌دنبال رسیدن به این اهداف است: اول این‌که، اعتبار تجربی فرضیه گام تصادفی را برای تعیین کارایی بازار در شکل ضعیف، در بازار سهام تهران بررسی کند؛ دوم این‌که، نتایج آزمون‌های مختلف نسبت واریانس را برای ارزیابی فرضیه گام تصادفی در این بازار مقایسه کند. در ادامه این مقاله در ابتدا به بررسی پژوهش‌های انجام‌شده پیشین در این حوزه پرداخته می‌شود. پس از آن به توصیف داده‌های استفاده‌شده در این پژوهش می‌پردازیم و در بخش بعدی روش‌های آزمون نسبت واریانس تجزیه‌وتحلیل شده، به بررسی و ارائه نتایج پرداخته می‌شود.

1. Lo and Mackinlay(1988)

www.SID.ir

Archive of SID

پیشینه‌ی پژوهش

فرضیه بازار کارا و آزمون مدل گام تصادفی موردتوجه بسیاری از مطالعات تجربی در ادبیات اقتصاد مالی بوده است. مدل گام تصادفی دو مفهوم آزمون شدنی دارد: نخست، عدم‌قابلیت پیش‌بینی بازدهی سهام با استفاده از اطلاعات گذشته قیمت‌ها و دوم، خطی بودن واریانس اجزای یک فرآیند گام تصادفی.

در زمینه آزمون مفهوم اول، کندال (۱۹۵۳) و فاما (۱۹۶۵) با کار پیشگام خود به برای سنجش شکل ضعیف کارایی بازار، همبستگی سریالی بازدهی سهام را بررسی کردند و برای مفهوم دوم نیز، لو و مکینلای (۱۹۸۸) آزمون نسبت واریانس را برای نخستین‌بار ارائه کرد. لو و مکینلای (۱۹۸۸) در مقاله خود با عنوان "قیمت‌ها در بازار سهام از گام تصادفی تبعیت نمی‌کنند: شواهدی بر یک آزمون ساده" از آزمون‌های سنتی گام تصادفی انتقاد کرده، آزمون‌های جدیدی را معرفی کردند که این آزمون‌ها هر دو شرط همسانی و ناهمسانی واریانس را دربرگرفته و برای سنجش اعتبار فرضیه گام تصادفی برای قیمت سهام NYSE و AMEX به‌کار گرفته شدند. نتایج پژوهش آنها فرضیه گام تصادفی را برای سری‌های موردآزمون رد کرد.

رایت(۲۰۰۰)[1]، در مقاله خود با عنوان "آزمون‌های نسبت واریانس با استفاده از آزمون رتبه‌ها و علامت‌ها " با اصلاح آزمون‌های لو و مکینلای، برای اولین بار آزمون‌های رتبه‌ها و علامت‌ها را ارائه کرد. رایت تصریح می‌کند، آزمون‌های نسبت واریانس ناپارامتریک وی یا استفاده از آزمون‌های رتبه‌ها و علامت‌ها در برابر بسیاری از انواع واریانس ناهمسانی شرطی مقاوم بوده، از آزمون نسبت واریانس لو و مکینلای قوی‌تر و واضح‌تر هستند و نتایج آماری آنها نیز زمانی‌که اندازه نمونه کوچک باشد، دارای ابهام کمتری است.

بلر- فرنچ و اوپونگ (۲۰۰۵a)[2]، در مقاله خود با عنوان "آزمون نسبت واریانس برای رفتار چند شاخص سهام FTSE [3] با استفاده از آزمون‌های رتبه‌ها و علامت‌ها"، رفتار قیمت روزانه چندشاخص (FTSE)[4] انگلستان را برای ژانویه ۱۹۷۸ تا سپتامبر ۱۹۹۷ افزون‌بر آزمون سنتی نسبت واریانس، با روش رتبه‌ها و علامت‌ها ارائه شده توسط رایت نیز بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد، فرضیه رفتار گام تصادفی سری بازدهی رد می‌شود و حتی آزمون‌های نسبت واریانس ناپارامتریک با شدت بیشتری نسبت‌به آزمون نسبت واریانس سنتی، رفتار گام

1. Wright
2. Belaire-Franch and Opong
3. Financial Times Stock Exchange
4. FTSE All shares- FTSE 100- FTSE 250- FTSE 350

www.SID.ir

Archive of SID

تصادفی سری‌های موردمطالعه را تحت مفروضات ناهمسانی و همسانی واریانس رد می‌کنند. بلر- فرنچ و اوپونگ (۲۰۰۵b) همان سال در مقاله دیگری با عنوان "شواهدی بر رفتار گام تصادفی نرخ‌های ارز اروپایی با استفاده از آزمون‌های رتبه‌ها و علامت‌ها"، افزون‌بر آزمون نسبت واریانس سنتی، با استفاده از آزمون‌های ناپارامتریک ارائه‌شده توسط کمپل و دافور (۱۹۹۷)[1]، رایت (۲۰۰۰) و لوگار (۲۰۰۳)[2]، رفتار سری بازدهی نرخ‌های ارز ده کشور (شامل نرخ ارز اسمی روزانه برای دلار استرالیا، دلار کانادا، دلار نیوزیلند، ین ژاپن، پوند انگلیس، کرون نروژ، دلار سنگاپور، کرون سوئد، فرانک سوئیس و دلار ایالات متحده) را از ۵ ژانویه ۱۹۹۹ تا ۱۱ نوامبر ۲۰۰۲، بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش حاضر بیان می‌کند که بیشتر نرخ‌های ارز موردمطالعه از رفتار گام تصادفی تبعیت می‌کنند که نشان‌دهنده شکل ضعیف کارایی است.

هاکیو و کیم و پیان (۲۰۰۷)[3]، در مطالعه‌ای با عنوان "مقایسه‌ای بر آزمون‌های نسبت واریانس گام تصادفی: مورد مطالعاتی بازارهای نوظهور سهام آسیایی"، فرضیه گام تصادفی را افزون‌بر آزمون‌های سنتی نسبت واریانس با آزمون‌های مختلف نسبت واریانس شامل آزمون‌های ارائه‌شده توسط ونگ-کیم، چو و دنینگ و رایت، برای هشت بازار سهام آسیایی موردسنجش قرار دادند. نتایج پژوهش آنها حاکی از آن است که در طی دوره بررسی (۲۰۰۴ تا ۱۹۹۰)، پنج بازار نوظهور سهام (اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند) دارای بازگشت به میانگین بوده، رفتاری قابل‌پیش‌بینی در سری بازدهی هفتگی این بازارها وجود دارد. درحالی‌که دو بازار تایوان و کره بازگشت به میانگین کمتری داشته و الگوهایی کاملاً غیرقابل‌پیش‌بینی دارند.

کیم و شمس الدین (۲۰۰۸)، در مطالعه خود با عنوان "آیا بازارهای سهام آسیایی کارا هستند؟ شواهدی بر آزمون‌های جدید نسبت واریانس چندگانه"، فرضیه مارتینگل را برای گروهی از بازارهای آسیایی با هر دو داده روزانه و هفتگی و با استفاده از آزمون‌های نسبت واریانس چندگانه، وایلد بوت استرپ، علامت و آزمون چو-دنینگ با بررسی تأثیر آزادسازی مالی و بحران‌های مالی بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد، بازارهای هنگ‌کنگ، ژاپن، کره و تایوان در شکل ضعیف کارا بوده و بازارهای اندونزی، مالزی و فیلیپین، علی‌رغم آزادسازی مالی کارا نبودند و بازارهای سنگاپور و تایلند پس از بحران مالی آسیا کارا شده‌اند.

از مطالعات داخلی که در آنها از آزمون‌های مختلف نسبت واریانس استفاده شده است، می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

1. Campbell and Dafour
2. Lugar
3. Hoque and Kim and Pyun

www.SID.ir

Archive of SID

فتاحی و ترکمان احمدی (۱۳۹۰)، در مطالعه خود تحت عنوان "ارزیابی کارآمدی یک شرکت سرمایه‌گذاری بیمه‌ای با استفاده از آزمون کارایی شکل ضعیف"، کارایی شرکت سرمایه‌گذاری صنعت بیمه را با استفاده از آزمون‌های نسبت واریانس لو و مکینلای، چاو و دنینگ، ریچاردسون- اسمیت، بلیر- فرنچ و کانتریراس و بوت استرپ کیم ارزیابی کرده و نتیجه گرفته‌اند که در شرکت یادشده کارایی برقرار نیست.

در مطالعه دیگری سلیمی‌فر و شیرزور (۱۳۸۹)، در مقاله‌ای با عنوان "بررسی کارایی اطلاعاتی بازار بورس به روش آزمون نسبت واریانس"، فرضیه گام تصادفی را توسط آزمون نسبت واریانس بررسی کرده‌اند و نتیجه گرفته‌اند که بورس تهران دارای کارایی اطلاعاتی ضعیف است.

شمس و همکاران (۱۳۸۹)، نیز در مقاله خود با عنوان "بررسی کارایی پرتفوی شرکت‌های عرضه‌شده صدر اصل ۴۴ در بورس اوراق بهادار تهران"، کارایی سطح ضعیف قیمت سهام شرکت‌های صدر اصل ۴۴ عرضه‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از آزمون لو و مکینلای مورد سنجش قرار داده، در نهایت وجود کارایی سطح ضعیف شرکت‌های یادشده را طی دوره موردبررسی رد کرده‌اند.

تهرانی و همکاران (۱۳۸۷)، در مقاله خود با عنوان "بررسی وجود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران"، وجود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کرده‌اند که به این منظور با استفاده از آزمون نسبت واریانس، بازگشت به میانگین در سه شاخص قیمت، قیمت و بازده نقدی و شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر در دوره‌های زمانی متفاوت بررسی شده است. نتایج این پژوهش وجود بازگشت به میانگین را در دو شاخص قیمت و شاخص قیمت و بازده نقدی در بیشتر دوره‌های زمانی تأیید می‌کند. اما شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر در دوره زمانی ۸۷-۸۴ و در بیشتر فواصل زمانی از فرآیند گشت تصادفی پیروی کرده است.

همچنین در ادامه به برخی دیگر از پژوهش‌های داخلی با موضوع آزمون شکل ضعیف کارایی و فرضیه گام تصادفی نیز اشاره می‌شود:

مهرانی و نونهال‌نهر (۱۳۸۶)، در مقاله خود با عنوان "بررسی امکان به‌کارگیری راهبرد معاملاتی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران"، کسب بازده غیرعادی از طریق به‌کارگیری راهبرد معاملاتی معکوس را با استفاده از داده‌های پنج صنعت عمده و اصلی بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۷۹، بررسی کرده‌اند. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها با استفاده از روش آماری t استیدنت انجام شده است. نتایج این پژوهش بیانگر امکان افزایش بازده سرمایه‌گذاری

www.SID.ir

Archive of SID

در سهام از طریق به‌کارگیری راهبرد معاملاتی معکوس است که نشان می‌دهد، اعتبار فرضیه گام تصادفی به چالش کشیده می‌شود.

صمدی و همکاران (۱۳۸۶)، در پژوهش خود با عنوان "آزمون کارایی و وجود حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از قاعده فیلتر و الگوی CAPM"، با استفاده از قاعده فیلتر میزان کارایی بورس اوراق بهادار تهران را اندازه‌گیری کرده‌اند. آنها همچنین با استفاده از روش CAPM وجود یا عدم‌وجود حباب قیمتی را بررسی کرده‌اند. براساس نتایج این پژوهش، بازار بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی موردبررسی (۱۳۸۶: ۳–۱۳۸۳:۱) فاقد کارایی در سطح ضعیف است.

قالیباف اصل و ناطقی (۱۳۸۵)، در مطالعه خود با عنوان "بررسی کارایی در سطح ضعیف در بورس اوراق بهادار تهران (بررسی زیربخش‌های بازار)"، شکل ضعیف کارایی را با استفاده از مدل‌های خانواده ARIMA و ARCH برای دوره زمانی ۱۳۷۹–۱۳۸۳، مور آزمون قرار دادند و نتیجه گرفتند، کارایی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف رد می‌شود.

مطالعات تجربی در زمینه کارایی بازارهای مالی نوظهور به چند دلیل چالش‌برانگیز هستند. نخست به این دلیل که، ناهمگنی این بازارها در موارد اندازه و درجه توسعه یافتگی بازار، بیشتر به نتایج متفاوتی منجر خواهد شد و دوم این‌که، مطالعات محدودی فرضیه کارایی بازار را در بازارهای نوظهور موردآزمون قرار می‌دهند. زیرا بیشتر این بازارها به‌علت نقص‌های بیشماری مانند هزینه‌های مبادله، کیفیت پایین افشای اطلاعات، معاملات محدود، نقدینگی پایین، قوانین ناکافی مالی و حسابداری از کارایی کمتری نسبت‌به اشکال دیگر کارایی (یعنی کارایی در شکل نیمه‌قوی و قوی) برخوردارند(مهرانی و نونهال‌نهر، ۱۳۸۶).

تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

در این مقاله کارایی بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران توسط آزمون‌های نسبت واریانس لو–مکینلای، چو و دنینگ، رایت و روش کیم سنجش و بررسی می‌شود. به این منظور، سه شاخص کل قیمت، قیمت و بازده نقدی و پنجاه شرکت فعال‌تر (میانگین موزون) در دوره زمانی فروردین سال ۱۳۸۰ تا خرداد ۱۳۸۹، استفاده شده است. داده‌های مورداستفاده به شکل هفتگی بوده و توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران تهیه شده است. بر این اساس بازده هفتگی شاخص‌های یادشده به‌صورت $r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$ محاسبه شده است که P_t ارزش شاخص بازار سهام در آخر هفته (چهارشنبه) است.

www.SID.ir

Archive of SID

به دو علت از داده‌های هفتگی استفاده شده است. اول این‌که، طبق ادعای دامبراسیو (۱۹۸۰)[1]، شاخص‌ها ممکن است نماینده و نمایشگر باشند، اما تعداد کم معاملات در بازارهایی که به‌نسبت غیرفعال هستند، ممکن است منجربه ایجاد ویژگی‌های غیرتصادفی شود؛ دوم این‌که، طبق مطالعه لو و مکینلای (۱۹۸۸)، اگرچه نمونه‌ای متشکل از داده‌های روزانه، مشاهدات زیادی را دربر می‌گیرد؛ تورش مربوطبه عدم‌معامله، دامنه تفاوت بین قیمت پیشنهادی خرید و فروش، قیمت‌های ناهمگام و غیره دردسرساز هستند. بنابراین آنها نمونه‌گیری براساس داده‌های هفتگی را توافقی ایده آل دانسته‌اند؛ زیرا با حداقل کردن تورش ذاتی در داده‌های روزانه تعداد زیادی مشاهده را نیز شامل می‌شوند (Huber, 1997). در این مقاله نیز به جهت تلاش برای جلوگیری از اثرات معاملات در آخر هفته و نیز حداقل کردن اثر تعداد تعطیلات هفته، از داده‌های هفتگی استفاده شده است و برای جلوگیری از اثر احتمالی "روزهای هفته"، ما از داده‌های روز چهارشنبه استفاده کرده‌ایم و اگر بازار سهام در روز چهارشنبه تعطیل باشد، از داده روز سه‌شنبه استفاده شده است. در جدول شماره (۱)، آمار توصیفی داده‌های پژوهش نمایش داده شده است. براساس انحراف معیار نمونه بازدهی شاخص‌ها، مشاهده می‌شود که شاخص قیمت و بازده نقدی کمترین ریسک و شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر بیشترین ریسک را دارد.

جدول ۱. آمار توصیفی بازده هفتگی شاخص‌ها

	میانگین	میانه	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	آماره جارک برا	تعداد مشاهدات
بازده شاخص کل قیمت	۰/۰۰۳۲	۰/۰۰۱۶	۰/۰۱۷	۱/۱۸	۹/۶۷	۹۹۱/۹۳ (۰/۰۰۰)	۴۷۵
بازده شاخص قیمت و بازده نقدی	۰/۰۰۵۰	۰/۰۰۳۰	۰/۰۱۴	۰/۳۳	۲۳۰/۶۴	۱۰۲۵۶۲۳ (۰/۰۰۰)	۴۷۵
بازده شاخص ۵۰ شرکت فعال‌تر	۰/۰۰۲۴	۰/۰۰۰۱	۰/۰۲	۰/۹۹	۱۱/۱۴	۱۳۹۰/۲۳ (۰/۰۰۰)	۴۷۵

ضریب چولگی برای تمامی شاخص‌ها مثبت است؛ بنابراین چولگی مثبت، در مقایسه با توزیع نرمال، نشان‌دهنده کشیده شدن توزیع بازدهی‌ها به سمت راست است. افزون‌بر آن، بررسی معیار کشیدگی حاکی از این است که توزیع احتمال داده‌ها نسبت‌به توزیع نرمال کشیده‌تر است. درنهایت، آزمون جارک- برا، فرض نرمال بودن توزیع بازدهی شاخص‌ها را در تمامی موارد رد می‌کند.

1. D'Ambrosio(1980)

www.SID.ir

Archive of SID

روش‌شناسی پژوهش

آزمون نسبت واریانس لو و مکینلای

آزمون نسبت واریانس لو ومکینلای (۱۹۸۸)، تناسب یا خطی بودن واریانس فاصله زمانی k تایی از سری زمانی با واریانس اولین فاصله زمانی (تفاوت) از آن سری را می‌سنجد. همان‌طورکه پیشتر نیز اشاره شد، آنها فرض می‌کنند که برای سری‌های گام تصادفی، واریانس بازدهی k دوره، k برابر واریانس بازدهی یک دوره خواهد بود. درواقع اگر قیمت‌های سهام از الگوی گام تصافی تبعیت کنند، بازدهی سهام از اطلاعات گذشته قابل‌پیش‌بینی نیست؛ بنابراین برای تحلیل رفتار بازدهی سهام، فرضیه پژوهش به‌صورت زیر است:

H_0: سری شاخص‌ها از گام تصادفی تبعیت می‌کند.

H_1: سری شاخص‌ها از گام تصادفی تبعیت نمی‌کند.

Y_t: یک سری زمانی است که T مشاهده از بازدهی سهام را در بر می‌گیرد: $y_1,\dots, y_T$

نسبت واریانس k امین دوره یا فاصله زمانی به این شکل تعریف می‌شود:

$$VR(k) = \frac{\sigma^2(k)}{\sigma^2(1)} \qquad (۱)$$

به طوری که:

$\sigma^2(k)$: برآورد کننده نااریب k امین واریانس Y_t؛

$\sigma^2(1)$: واریانس اولین فاصله زمانی سری داده‌ها؛

K :تعداد هفته‌ها به‌منظور فاصله مشاهدات؛

با دنبال کردن روش لو و مکینلای، برآوردکننده K امین واریانس، $\sigma^2(k)$، به این شکل محاسبه می‌شود:

$$\sigma^2(k) = \frac{1}{k(T-k+1)(1-\frac{k}{T})}\sum_{t=k}^{T}(y_t + y_{t-1} + \cdots + y_{t-k+1} - k\hat{\mu})^2 \qquad (۲)$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} y_t \qquad (۳)$$

برآوردکننده نااریب اولین واریانس، $\sigma^2(1)$، به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$\sigma^2(1) = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}(y_t - \hat{\mu})^2 \qquad (۴)$$

آماره $M_1(k)$ (آماره Z نسبت واریانس) که تحت فرض واریانس همسانی، توزیع آن مجانبی نرمال$N(0, 1)$ است به این شکل محاسبه می‌شود:

$$M_1(k) = Z(k) = \frac{VR(k)-1}{\phi(k)^{\frac{1}{2}}} \qquad (۵)$$

و واریانس مجانبی آن، $\phi(k)$ ، به این شکل می‌باشد:

$$\phi(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \qquad (۶)$$

www.SID.ir

Archive of SID

به‌دلیل امکان رد فرضیه گام تصادفی ناشی از وجود واریانس ناهمسانی در سری داده‌ها، لو و مکینلای برآوردکننده دیگری منطبق با واریانس ناهمسانی یا آماره $M_2(k)$ را همانند روش قبل ارائه نمودند:

$$M_2(k) = Z^*(k) = \frac{VR(k)-1}{\phi^*(k)^{\frac{1}{2}}} \quad (۷)$$

که $\phi^*(k)$، واریانس مجانبی نسبت واریانس را نشان داده و در آن $\delta(j)$ برابر است با:

$$\phi^*(k) = \sum_{j=1}^{k-1}\left[\frac{2(k-j)}{k}\right]^2 \delta(j) \quad (۸)$$

$$\delta(j) = \frac{\sum_{t=j+1}^{T}(y_t-\hat{\mu})^2(y_{t-j}-\hat{\mu})^2}{\left[\sum_{t=1}^{T}(y_t-\hat{\mu})^2\right]^2} \quad (۹)$$

آزمون‌های مشترک[1] نسبت واریانس

آزمون نسبت واریانس لو- مکینلای، آزمونی منفرد است که در آن فرضیه صفر، تنها برای مقدار k آزمون می‌شود. اما برای این‌که بازدهی سهام دارای بازگشت به میانگین باشد، لازم است که فرضیه صفر برای تمامی مقادیر k صدق کند. به‌همین منظور لازم است، یک آزمون مشترک انجام شود تا در این آزمون، مقایسه‌ای چندگانه از نسبت‌های واریانس در چند دوره زمانی انجام شود. افزون‌بر آن، آزمون‌های نسبت واریانس را می‌توان برای مقادیر مختلفی از k که بزرگ‌تر از یک هستند، انجام داد. چو و دنینگ (۱۹۹۳)، آزمونی را ارائه کردند که مقدار حداکثر قدرمطلق مجموعه‌ای از آماره‌های نسبت واریانس چندگانه را مورد آزمون قرار می‌دهد. بنابراین، چو-دنینگ (۱۹۹۳)، روش لو- مکینلای را توسعه داده، آزمون نسبت واریانس چندگانه را ارائه کردند که در این روش از آماره‌های آزمون لو- مکینلای به‌عنوان آماره‌های توزیع SMM استفاده می‌شود. تحت فرضیه صفر، برای مقادیر i یعنی $v(k_i)$=1، i=1,..,l و آماره‌های آزمون چو-دنینگ (۱۹۹۳)، به‌شکل زیر محاسبه می‌شوند:

$$Z_1(k) = \max_{1<i<l}|Z(k_i)| \quad (۱۰)$$

$$Z_2(k) = \max_{1<i<l}|Z^*(k_i)| \quad (۱۱)$$

آماره دوم در برابر واریانس همسانی مقاوم است. $Z(k)$ و $Z^*(k)$ در روابط (۵) و (۷) تعریف شده‌اند. ایده این آزمون این است که تصمیم‌گیری درباره فرضیه صفر براساس حداکثر قدرمطلق مقادیر آماره‌های فردی نسبت واریانس شکل می‌گیرد. آماره‌های این آزمون از توزیع SMM تبعیت می‌کنند؛ SMM(α; m; T) که در آن α سطح معناداری، m تعداد پارامترها و T درجه

1. Joint Test

www.SID.ir

Archive of SID

آزادی است که در توزیع مجانبی آن بی‌نهایت درنظر گرفته می‌شود. مقدار احتمال در آزمون چو- دنینگ از بالا با توزیع SMM [1] با پارامتر m (تعداد آماره‌های نسبت واریانس) و T درجه آزادی کران‌دار است. در روش چو- دنینگ، ما با استفاده از توزیع مجانبی SMM (T=∞) این کران را تقریب می‌زنیم. روش دوم برای آزمون‌های نسبت واریانس، آزمون فرضیه صفر IID است. تحت این مفروضات، ما ماتریس مشترک کواریانس را برای آماره‌های آزمون نسبت واریانس همانند ریچاردسون و اسمیت (۱۹۹۱) تشکیل داده، آماره استاندارد والد را برای این فرضیه مشترک که تمامی m آماره نسبت واریانس برابر یک هستند، به‌شرح زیر محاسبه می‌کنیم:

$$RS(m) = T(R - 1_m)'\varphi^{-1}(R - 1_m) \qquad (۱۲)$$

R یک بردار m×1 از m نمونه نسبت واریانس، 1_m یک بردار m×1 و φ ماتریس کواریانس R است. تحت فرض صفر، آماره والد دارای توزیع چی- دو مجانبی با m درجه آزادی است. بنابراین، اجرای آزمون‌های منفرد و جداگانه برای تعدادی از مقادیر K ممکن است منجربه گمراهی شود؛ زیرا این آزمون‌ها فرضیه صفر آزمون مشترک را ممکن است به اشتباه رد کنند. درنتیجه، ضعف آزمون لو- مکینلای در این است که ذات مشترک سنجش فرضیه گام تصادفی را نادیده می‌گیرد. محاسبات این پژوهش توسط نرم‌افزار Eviews7 انجام شده است و جدول شماره (۲) نتایج این آزمون را ارائه می‌کند.

روش وایلد بوت استرپ

کیم (۲۰۰۶)[2] روش وایلد بوت استرپ را برای بهبود خواص نمونه‌های کوچک در آزمون‌های نسبت واریانس مطرح کرد. در این روش از طریق نمونه‌گیری مجدد، توزیع آماره‌هایی که فرم ناشناخته‌ای دارند، تقریب زده می‌شود (Davidson & Flachaire, 2000). این روش شامل محاسبه آماره‌های آزمون نسبت واریانس منفرد (لو و مکینلای) و مشترک (چو و دنینگ، والد) برای نمونه‌هایی از T مشاهده است که آماره‌های آزمون نسبت واریانس از طریق وزن‌دهی داده-های اصلی با متغیرهای تصادفی (با میانگین صفر و واریانس یک) تعدیل شده‌اند که با استفاده از نتایج به‌دست آمده توزیع بوت استرپ این آماره شکل می‌گیرد. نسبتی از دامنه داده‌هایی که به‌خاطر دور افتادن از بازه موردنظر بازسازی شده‌اند، برای محاسبه احتمال معناداری توزیع محاسبه می‌شوند.

1. Studentized Maximum Modulus
2. Kim

www.SID.ir

Archive of SID

آزمون ناپارامتریک نسبت واریانس رایت

در مقاله رایت (۲۰۰۰)، برای آزمون نسبت واریانس، آزمون‌های رتبه‌ها و علامت‌ها مطرح شده است. به‌گونه‌ای که در روش رایت، رتبه و علامت جایگزین تفاوت (difference) در آزمون نسبت واریانس لو- مکینلای شده است. رایت تصدیق می‌کند که آزمون ناپارامتریک نسبت واریانس وی براساس رتبه‌ها (R_1,R_2) و علامت‌ها (S_1,S_2) در مقایسه با آزمون نسبت واریانس لو- مکینلای، دقیق‌تر بوده و در آنها توزیع‌های نمونه‌گیری به تقریبات مجانبی دسته‌بندی نمی‌شوند و نتایج آماری آنها زمانی که اندازه نمونه نسبتاً کوچک باشد، دارای ابهام کمتری در مقایسه با آزمون‌های نسبت واریانس شرطی است. افزون‌بر آن، آزمون‌های نسبت واریانس رایت زمانی که داده‌ها دارای توزیع نرمال نباشند، در مقایسه با آزمون‌های پیشین از دقت بیشتری نیز برخوردار است و در برابر بسیاری از انواع واریانس ناهمسانی شرطی مقاوم می‌باشد. آماره‌های R_1 و R_2 به این شکل محاسبه می‌شوند:

$$R_1 = \left(\frac{\frac{1}{Tk}\sum_{t=k}^{T}(r_{1t}+\cdots+r_{1t-k+1})^2}{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} r_{1t}^2} - 1\right) \times \phi(k)^{\frac{-1}{2}} \qquad (۱۳)$$

$$R_2 = \left(\frac{\frac{1}{Tk}\sum_{t=k}^{T}(r_{2t}+\cdots+r_{2t-k+1})^2}{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} r_{2t}^2} - 1\right) \times \phi(k)^{\frac{-1}{2}} \qquad (۱۴)$$

رایت r_{1t} و r_{2t} را جایگزین y_t در آماره نسبت واریانس لو- مکینلای (آماره منطبق با فرض واریانس همسانی) می‌کند.

$$r_{1t} = \frac{\left(r\left(y_t - \frac{T+1}{2}\right)\right)}{\sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}} \qquad (۱۵)$$

$$r_{2t} = \Phi^{-1}\left(\frac{r(y_t)}{(T+1)}\right) \qquad (۱۶)$$

$\phi(k)$ قبلا تعریف شده، $r(y_t)$، رتبه (y_t) است و Φ^{-1} معکوس تابع توزیع انباشته نرمال استاندارد است.

رایت آماره S_1 را نیز به شکل زیر تعریف می‌کند:

$$S_1 = \left(\frac{\frac{1}{Tk}\sum_{t=k}^{T}(s_t+\cdots+s_{t-k+1})^2}{\frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} s_t^2} - 1\right) \times \phi(k)^{\frac{-1}{2}} \qquad (۱۷)$$

رایت (۲۰۰۰)، آماره S_1 را دقیق‌تر و قدرتمندتر از S_2 می‌داند. S_2 در این مطالعه محاسبه نشده است.

www.SID.ir

Archive of SID

یافته‌های پژوهش

جدول شماره (۲)، نتایج آزمون‌های مشترک نسبت واریانس، آزمون لو- مکینلای و وایلد بوت استرپ (WB) کیم را برای سه شاخص کل، قیمت و بازده نقدی و پنجاه شرکت فعال‌تر نمایش می‌دهد. از آنجا که پنج دوره برای آزمون درنظر گرفته شده و تعداد دوره‌ها بزرگ‌تر از یک است، دو گروه نتایج ارائه شده است. نخست، "آزمون مشترک" که این نوع آزمون‌ها شامل فرضیه صفر مشترک برای همه دوره‌ها هستند و دوم، "آزمون منفرد" که آزمون نسبت واریانس را برای هر دوره جداگانه ارائه می‌کنند. در قسمت اول آزمون مشترک، آماره حداکثر $|Z|$ چو- دنینگ ارائه شده است. $Z_1(k)$ برای شاخص‌های کل، قیمت و بازده نقدی و پنجاه شرکت فعال‌تر به‌ترتیب ۱۴/۰۵، ۱۰/۶۷، ۱۳/۸۸ و $Z_2(k)$ نیز به‌همان ترتیب ۹/۲۱، ۰/۹۹، ۸/۵۳ به‌دست آمده است. مقدار احتمال این آماره‌ها که توسط توزیع SMM محاسبه شده است، به استثنای $Z_2(k)$ در شاخص قیمت و بازده نقدی، برابر صفر است که نشان می‌دهد فرضیه صفر تبعیت داده‌ها از فرآیند گام تصادفی تأیید قرار نمی‌شود. در قسمت دوم آزمون مشترک، مقادیر آماره والد و احتمال مربوطبه آن ارائه شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، این مقادیر برای M_2 و روش بوت استرپ ارائه نشده است؛ زیرا آماره والد زمانی محاسبه می‌شود که شرط واریانس ناهمسانی در سری زمانی وجود نداشته باشد.

جدول۲. نتایج آزمون‌های مشترک نسبت واریانس، لو و مکینلای و وایلد بوت استرپ کیم

نوع آزمون				شاخص کل			شاخص قیمت و بازده نقدی			شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر		
				M_1	M_2	WB	M_1	M_2	WB	M_1	M_2	WB
آزمون مشترک	آزمون چو- دنینگ	حداکثر $\|Z\|$	مقدار	۱۴/۰۵	۹/۲۱	۹/۲۱	۱۰/۶۷	۰/۹۹	۰/۹۹	۱۳/۸۸	۸/۵۳	۸/۵۳
			df	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵
			احتمال	۰	۰	۰	۰	۰/۸۵	۰/۸۶	۰	۰	۰
	آزمون والد	آماره والد	مقدار	۲۰۲/۷			۱۱۳/۹			۱۹۶/۴		
			df	۵			۵			۵		
			احتمال	۰			۰			۰		
آزمون منفرد	آزمون نسبت واریانس	فاصله زمانی	۲	۱/۳۶	۱/۳۶	۱/۳۶	۰/۵۱	۰/۵۱	۰/۵۱	۱/۳۳	۱/۳۳	۱/۳۳
			۴	۲/۰۵	۲/۰۵	۲/۰۵	۰/۲۷	۰/۲۷	۰/۲۷	۱/۹۷	۱/۹۷	۱/۹۷
			۶	۲/۵۵	۲/۵۵	۲/۵۵	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۱۹	۲/۴۵	۲/۴۵	۲/۴۵
			۸	۲/۹۰	۲/۹۰	۲/۹۰	۰/۱۶	۰/۱۶	۰/۱۶	۲/۸۳	۲/۸۳	۲/۸۳
			۱۰	۳/۱۷	۳/۱۷	۳/۱۷	۰/۱۴	۰/۱۴	۰/۱۴	۳/۱۵	۳/۱۵	۳/۱۵

1. Wild Bootstrap

www.SID.ir

Archive of SID

نوع آزمون			شاخص کل			شاخص قیمت و بازده نقدی			شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر		
			M_1	M_2	WB	M_1	M_2	WB	M_1	M_2	WB
آماره Z	فاصله زمانی	۲	۸/۰۶	۵/۶۷	۵/۶۷	−۱۰/۶	−۰/۹	−۰/۹	۷/۲۲	۴/۷۴	۴/۷۴
		۴	۱۲/۳۱	۷/۷۷	۷/۷۷	−۸/۴	−۰/۹	−۰/۹	۱۱/۳۸	۶/۹۵	۶/۹۵
		۶	۱۳/۷۱	۸/۶۴	۸/۶۴	−۷/۰	−۰/۹	−۰/۹	۱۲/۸۶	۷/۷۵	۷/۷۵
		۸	۱۴/۰۵	۹/۰۳	۹/۰۳	−۶/۱	−۰/۹	−۰/۹	۱۳/۵۴	۸/۲۲	۸/۲۲
		۱۰	۱۴/۰۳	۹/۲۱	۹/۲۱	−۵/۵	−۰/۹	−۰/۹	۱۳/۸۸	۸/۵۳	۸/۵۳
p-value	فاصله زمانی	۲	۰	۰	۰	۰	۰/۳۲	۰/۷۵	۰	۰	۰
		۴	۰	۰	۰	۰	۰/۳۲	۰/۸۲	۰	۰	۰
		۶	۰	۰	۰	۰	۰/۳۲	۰/۸۰	۰	۰	۰
		۸	۰	۰	۰	۰	۰/۳۳	۰/۷۹	۰	۰	۰
		۱۰	۰	۰	۰	۰	۰/۳۳	۰/۷۵	۰	۰	۰

مقدار احتمال برای آماره والد در هر سه شاخص برابر صفر است و فرض صفر گام تصادفی را نمی‌توان پذیرفت. در قسمت آزمون منفرد، مقدار نسبت واریانس، آماره Z و مقادیر احتمال، با فواصل زمانی ۲، ۴، ۶، ۸، ۱۰ هفته‌ای برای سری شاخص‌های موردآزمون ارائه شده است. جز در شاخص قیمت و بازده نقدی، نسبت واریانس در دو شاخص دیگر بزرگ‌تر از یک است که نشان می‌دهد، داده‌های این شاخص از سازگاری مؤلفه‌های گام تصادفی برخوردار است. در سطح خطای یک درصد و با توجه به آماره‌های Z محاسبه‌شده در این جدول، فرض صفر برای تمام دوره‌ها برای شاخص‌های کل و پنجاه شرکت فعال‌تر رد می‌شود. درحالی‌که برای شاخص قیمت و بازده نقدی، آماره Z منطبق با واریانس ناهمسانی در آزمون نسبت واریانس لو- مکینلای و آماره حاصل از وایلد بوت استرپ در فاصله اطمینان قرار می‌گیرد و فرض صفر را نمی‌توان رد کرد. از آنجا که نتایج M_1 براساس فرض واریانس همسانی است، رد فرضیه رفتار گام تصادفی توسط M_1 می‌تواند به‌علت وجود واریانس ناهمسانی باشد. در روش کیم (۲۰۰۶)، به‌جای توزیع مجانبی نرمال در آزمون لو- مکینلای با فرض امکان توضیح واریانس ناهمسانی در داده‌ها، از توزیع وایلد بوت استرپ (۵۰۰۰ تکرار) استفاده شده است که نتایج آن در ستون WB جدول قابل‌مشاهده است. نتایج این روش در همه موارد، به‌جز در شاخص قیمت و بازده نقدی که مقادیر بالاتری از احتمال را ارائه کرده است، با نتایج M_2 مطابقت دارد.

در جدول شماره (۳)، نتایج آماره‌های R_1 و R_2 وS_1 در آزمون ناپارامتریک نسبت واریانس رایت ارائه شده است. رایت (۲۰۰۰) نشان داد، در شبیه‌سازی مونت کارلو، چنین تست‌هایی نسبت‌به آزمون‌های M_1 و M_2 از قدرت بهتری برخوردارند و آزمون Sign نیز در برابر بسیاری از

www.SID.ir

Archive of SID

انواع واریانس ناهمسانی شرطی، مقاوم است. در قسمت اول جدول، مقادیر محاسبه‌شده نسبت واریانس قرار دارد که همگی بزرگ‌تر از یک هستند. آماره‌های Z محاسبه‌شده در این جدول، هیچ‌یک در فاصله اطمینان فرض صفر گام تصادفی قرار نمی‌گیرند؛ بنابراین نتایج سه آماره R_1 و R_2 و S_1 تأییدکننده یکدیگر بوده، مقادیر احتمال ارائه‌شده نیز نشان می‌دهد که فرض صفر گام تصادفی قابل‌پذیرش نیست.

جدول۳. نتایج آماره‌های R_1 و R_2 و S_1 در آزمون رایت

نوع آزمون			شاخص کل			شاخص قیمت و بازده نقدی			شاخص پنجاه شرکت فعال‌تر		
			R_1	R_2	S	R_1	R_2	S	R_1	R_2	S
نسبت واریانس	فاصله زمانی	۲	۱/۴۷	۱/۴۴	۱/۴۳	۱/۴۷	۱/۴۲	۱/۴۴	۱/۳۶	۱/۳۷	۱/۲۶
		۴	۲/۲۵	۲/۱۹	۲/۰۶	۲/۲۴	۲/۱۶	۲/۰۹	۱/۹۷	۲/۰۲	۱/۶۶
		۶	۲/۷۶	۲/۷۱	۲/۴۵	۲/۷۷	۲/۶۸	۲/۵۲	۲/۳۷	۲/۴۶	۱/۹۱
		۸	۳/۱۰	۳/۰۶	۲/۶۸	۳/۱۱	۳/۰۳	۲/۸۱	۲/۶۵	۲/۷۹	۲/۰۸
		۱۰	۳/۳۳	۳/۳۱	۲/۸۱	۳/۳۴	۳/۲۷	۳/۰۱	۲/۸۶	۳/۰۵	۲/۱۷
آماره Z	فاصله زمانی	۲	۱۰/۴۲	۹/۶۶	۹/۴۹	۱۰/۲۷	۹/۲۵	۹/۶۸	۷/۹۳	۸/۰۷	۵/۸۲
		۴	۱۴/۵۸	۱۳/۹۴	۱۲/۳۶	۱۴/۵۳	۱۳/۶۱	۱۲/۷۰	۱۱/۳۷	۱۱/۹۰	۷/۷۵
		۶	۱۵/۵۷	۱۵/۱۱	۱۲/۷	۱۵/۶۴	۱۴/۸۶	۱۳/۴۳	۱۲/۰۹	۱۲/۸۷	۸/۰۶
		۸	۱۵/۴۸	۱۵/۲۱	۱۲/۳۷	۱۵/۵۶	۱۴/۹۷	۱۳/۳۳	۱۲/۱۹	۱۳/۲۲	۷/۹۷
		۱۰	۱۵/۰۵	۱۴/۹۵	۱۱/۷۱	۱۵/۱۳	۱۴/۷۰	۱۳/۰۳	۱۲/۰۲	۱۳/۲۷	۷/۶۰
p-value	فاصله زمانی	۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
		۴	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
		۶	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
		۸	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
		۱۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰

نتیجه‌گیری

یکی از معیارهای توسعه بازار سهام، بررسی کارایی آن است. براساس فرضیه بازار کارا، زمانی یک بازار مالی از نظر اطلاعاتی کارا نامیده می‌شود که قیمت‌ها همه اطلاعات دردسترس و مرتبط با ارزشگذاری اوراق بهادار را منعکس کنند. در این حالت، تفاوت بین انتظارات بازار و واقعیت بازار کاملاً تصادفی و غیرقابل پیش‌بینی است. در شکل ضعیف کارایی بازار، توالی گذشته قیمت‌ها، عمومی‌ترین و دردسترس‌ترین نوع اطلاعات است.

تاکنون پژوهش‌های زیادی شکل ضعیف کارایی را در بورس اوراق بهادار تهران مورد سنجش و بررسی قرار داده‌اند و در بیشتر آنها نشان داده شده است که بورس اوراق بهادار تهران

www.SID.ir

Archive of SID

در سطح ضعیف کارا نیست. در این پژوهش، تبعیت داده‌ها از فرآیند گام تصادفی و شکل ضعیف کارایی بازار با استفاده از آزمون‌های مختلف و ناپارامتریک نسبت واریانس، در دوره زمانی فروردین ماه ۱۳۸۰ تا خرداد ماه ۱۳۸۹ و با به‌کارگیری داده‌های هفتگی از سه شاخص کل قیمت، قیمت و بازده نقدی و پنجاه شرکت فعال‌تر بررسی و مطالعه شده است. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد، فرضیه گام تصادفی برای دو شاخص کل قیمت و پنجاه شرکت فعال‌تر، در هیچ‌یک از موارد مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. اما نتایج آماره‌های آزمون لو- مکینلای با فرض امکان توضیح واریانس ناهمسانی حاصل از توزیع مجانبی نرمال (M_2) و توزیع وایلد بوت استرپ (WB) و همچنین نتایج آزمون چو- دنینگ، فرض صفر تبعیت داده‌ها از گام تصادفی را رد نمی‌کند و کارایی بازار در این شاخص تنها توسط این سه آزمون مورد قبول واقع می‌شود.

بنابراین، مهم‌ترین یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که در طی دوره زمانی مورد مطالعه، بازار سهام تهران رفتاری قابل‌پیش‌بینی در سری بازدهی هفتگی (توسط سه شاخص کل قیمت، قیمت و بازده نقدی و پنجاه شرکت فعال‌تر) از خود نشان داده است و درنتیجه فرضیه گام تصادفی تأیید نشده و بازار سهام تهران در شکل ضعیف کارا نبوده است. ذکر این نکته حائز اهمیت است که قابلیت‌پیش‌بینی در بازارهای نوظهور سهام و از جمله بازار سهام تهران توسط دو عامل ساختاری رایج در این گونه بازارها تشدید می‌شود: نخست؛ این بازارها ممکن است از اثر معامله محدود سهام رنج ببرند (Hoque, Kim, Pyun, 2007). دوم؛ تأثیر اطلاعات نامتقارن در میان شرکت‌کنندگان در بازار و مؤسسه‌های مالی مختلفی که هنوز در مراحل اولیه رشد قرار دارند (Van der Hart, Stagter & Van Dijk, 2003).

با توجه به موارد بالا، نتایج این پژوهش، تأییدکننده یافته‌های مقاله هارت و همکاران[1] است که نشان می‌دهد، ناکارایی بین دوره‌ای در بازارهای نوظهور وجود داشته، این ناکارایی توسط هر دو سرمایه‌گذار داخلی و خارجی قابل‌بهره‌برداری است.

از محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

- ✓ شاخص قیمت بورس تهران تمامی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس، منجمله شرکت‌های سرمایه‌گذاری را شامل می‌شود که این امر منجربه احتساب مضاعف سرمایه شرکت‌های سرمایه‌گذاری می‌شود؛
- ✓ محاسبه وزنی شاخص که منجربه تأثیر بیشتر شرکت‌هایی با سرمایه بالا می‌شود؛
- ✓ لحاظ شرکت‌های راکد در محاسبه شاخص؛

1. Van der Hart et al. (2000)

www.SID.ir

Archive of SID

- ✓ عدم‌استفاده از سهام شناور آزاد در وزن‌دهی شاخص.

و در کل محدودیت‌هایی این‌چنین که مربوط‌به عدم‌تکامل شاخص است.

در آخر پیشنهاد می‌شود، در پژوهش‌های آتی، موانع و چالش‌های کارایی بازار نیز در نظر گرفته شده، شناسایی شوند تا براساس نتایج آنها، زمینه بهبود و ارتقای کارایی در بورس اوراق بهادار تهران فراهم شود.

منابع

تهرانی، ر.، انصاری، ح.ا.، سارنج، ع. (۱۳۸۷). بررسی وجود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۵(۵۴)، ۱۷-۳۲.

سلیمی‌فر، م.، شیرزور، ز. (۱۳۸۹). بررسی کارایی اطلاعاتی بازار بورس به روش آزمون نسبت واریانس. *مجله دانش و توسعه*، ۱۸(۳۱)، ۲۹-۵۸.

شمس، ش.، بابالویان، ش.، و جولا، ج. (۱۳۸۹). بررسی کارایی پرتفوی شرکت‌های عرضه شده صدر اصل ۴۴ در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۱۰، ۷۷-۹۰.

صمدی، س.، نصرالهی، ز.، زاهد مهر، ا. (۱۳۸۶). آزمون کارایی و وجود حباب قیمت در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از قاعدهٔ فیلتر و الگوی CAPM. *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، ۴(۴)، ۹۱-۱۱۳.

قالیباف‌اصل، ح.، ناطقی، م. (۱۳۸۵). بررسی کارایی در سطح ضعیف در بورس اوراق بهادار تهران (بررسی زیربخش‌های بازار). *تحقیقات مالی*، ۸(۲۲)، ۴۷-۶۶.

فتاحی، ش.، احمدی، آ.، ترکمان احمدی، م.(۱۳۹۱). بررسی فرضیه گام تصادفی در بازار سهام ایران با رویکردی مبتنی‌بر آزمون نسبت واریانس. *فصلنامه بررسیهای حسابداری و حسابرسی*. ۱۹(۳)، ۷۹-۹۸.

فتاحی، ش.، ترکمان احمدی، م. (۱۳۹۰). ارزیابی کارآمدی یک شرکت سرمایه‌گذاری بیمه‌ای با استفاده از آزمون کارایی شکل ضعیف. *پژوهشنامه بیمه*، ۲۶(۳)، ۱۲۹-۱۵۳.

مهرانی، س.، نونهال‌نهر، ع.ا. (۱۳۸۶). بررسی امکان به‌کارگیری راهبرد معاملاتی معکوس در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۱۴(۵۰)، ۲۵-۴۶.

Arouri, M., Jawadi .F, Nguyen .D. (2010). *The Dynamics of emerging stock markets. empirical assessments and implications*. Springer.

Belaire-Franch, G., Opong, K.K. (2005a). A variance ratio test of the behaviour of some FTSE equity indices using ranks and signs. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 24, 93–107.

www.SID.ir

Archive of SID

Belaire-Franch, G., Opong, K.K. (2005b). Some evidence of random walk behavior of Euro exchange rates using ranks and signs. *Journal of Banking and Finance,* 29, 1631–1643.

Campbell, B., Dufour, J.-M. (1997). Exact nonparametric tests of orthogonality and random walk in the presence of a drift parameter. *International Economic Review*, 38, 151–173.

Chow, K. V., Denning, K. C. (1993). A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, 58(3), 385–401.

D'Ambrosio, C. (1980). Random walk and the stock exchange of Singapore. *Financial Review*, 15, 1–12.

Davidson, R., & Flachaire, E., 2000. "The wild bootstrap, tamed at last". *Journal of Econometrics*, vol. 146, 162-9.

Fama, E. (1965). The Behaviour of Stock Market Prices. *Journal of Business*, 38, 34–105.

Hoque, H., Kim, J.H., Pyun, C.S. (2007). A comparison of variance ratio tests of random walk: a case of Asian emerging stock markets. *International Review of Economics and Finance,* 16, 488–502.

Huber, P. (1997). Stock market returns in thin markets: Evidence from the Vienna Stock Exchange. *Applied Financial Economics*, 7, 493–498.

Kendall, M. G. (1953). The Analysis of Economic Time Series. *Journal of the Royal Statistical Society*.

Kim, J. H. (2006). Wild bootstrapping variance ratio tests. *Economics Letters*, 92, 38–43.

Kim, J. H., Shamsuddin, A. (2008). Are asian stock markets efficient? Evidence from new multiple variance ratio tests. *Journal of Empirical Finance*, 15, 518–532.

Lo, A. W., MacKinlay, A. C. (1988). Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test. *Review of Financial Studies*, 1(1), 41–66.

Luger, R. (2003). Exact non-parametric tests for a random walk with unknown drift under conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics* ,115, 259–276.

Richardson, M. (1993). Temporary components of stock prices: a skeptic's view. *Journal of Business & Economic Statistics*, 11, 199–207.

Roberts, .H. (1967). Statistical versus clinical prediction of the stock market. CRSP University of Chicago.

Van der Hart, J., Stagter, E., & van Dijk, D. (2003). Stock selection strategies in emerging markets. *Journal of Empirical Finance*, 10, 105–132.

Wright .J. H. (2000). Alternative variance-ratio tests using ranks and signs. *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(1), 1–9.

www.SID.ir