

بررسی قابلیت پیش بینی قیمت سهام با استفاده از آزمون های 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 مورد توجه 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، افزون بر 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 فعال تر (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

مقدمه

مسئله کارایی بازار، به علت توصیف تغییرات قیمت دارایی و نحوه وقوع این تغییرات در بازارهای مالی، یکی از مهم ترین و اساسی ترین موضوعات در امور مالی است. به طور اساسی در اقتصاد در رابطه با بازارهای مالی سه نوع کارایی در نظر گرفته می شود: کارایی عملیاتی، کارایی اطلاعاتی و کارایی تخصیصی.

کارایی عملیاتی به حالتی از بازار گفته می شود که در آن معامله کننده می تواند در هر دو حالت ورود مستقیم به بازار یا استفاده از واسطه های مالی، خدمات را با قیمت منصفانه، هزینه های واقعی و به موقع دریافت کند. کارایی اطلاعاتی وضعیت بازاری را توصیف می کند که قیمت بازاری سهام یا اوراق بهادار، نشان دهنده تمامی اطلاعات مرتبط با قیمت گذاری دارایی یادشده باشد و بالاخره این که، کارایی تخصیصی تصریح می کند که بازارهای سرمایه قادرند تا وجوه سرمایه گذاری موجود و دردسترس را به سمت پروژه هایی با بیشترین تولید و بازدهی هدایت کنند (مهرانی و نونهال نهر، ۱۳۸۶).

در این پژوهش تمرکز ما بر کارایی اطلاعاتی بازار است؛ زیرا کارایی اطلاعاتی فرض اساسی تئوری های مالی بوده، اصطلاح "کارایی اطلاعاتی" با فرضیه بازار کارا مرتبط است. فرضیه بازار کارا بیان می کند که اگر قیمت های سهام همه اطلاعات موجود را منعکس کنند، بازارها کارا هستند. از آنجا که قیمت های سهام از انواع مختلف اطلاعات تأثیر می پذیرند، روبرت (۱۹۶۷) برای نخستین بار براساس این که مجموعه اطلاعات اساسی برای شرکت کنندگان در بازار دردسترس باشد، میان سه نوع کارایی اطلاعاتی یعنی شکل ضعیف، نیمه قوی و قوی کارایی تمایز قائل می شود.

گفته می شود، اگر قیمت های جاری سهام شامل اطلاعات گذشته مربوط به قیمت ها باشند، بازارها در شکل ضعیف کارا هستند. بنابراین در این حالت، تغییرات قیمت ها قابل پیش بینی نیستند و نمی توان براساس اطلاعات تاریخی قیمت ها و حجم معاملات، بازدهی غیرعادی کسب کرد. در شکل نیمه قوی فرضیه کارایی بازار، قیمت های جاری سهام همه اطلاعات عمومی و دردسترس را منعکس می کنند. در اینجا اطلاعات عمومی شامل همه داده های موجود در بازار و مختص شرکت ها مانند انتظارات مربوط به عملکرد بازار و عوامل کلان اقتصادی، اظهارنامه های مالی شرکت، اعلامیه های مرتبط با درآمد و تقسیم سود، طرح های مربوط به ادغام یا مالکیت، وضعیت مالی رقیبان مستقیم شرکت و ... است.

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 به دنبال فهم رفتار بازدهی سهام در طی زمان هستند، فعالان بازار و سرمایه‌گذاران به علت وجود روندهای قابل استخراج 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)^۱، 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 به معنای نسبت $1/k$ 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 به دنبال 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 تجزیه و تحلیل شده، به بررسی و ارائه نتایج پرداخته می‌شود.

1. Lo and Mackinlay(1988)

پیشینه‌ی پژوهش

فرضیه بازار کارا و آزمون مدل گام تصادفی مورد توجه بسیاری از مطالعات تجربی در ادبیات اقتصاد مالی بوده است. مدل گام تصادفی دو مفهوم آزمون شدنی دارد: نخست، عدم قابلیت 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 نخستین بار 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 به کار گرفته شدند. نتایج پژوهش آنها فرضیه گام تصادفی را برای سری‌های موردآزمون رد کرد.

رایت (۲۰۰۰)^۱، 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 زمانی که اندازه نمونه کوچک باشد، دارای ابهام کمتری است.

بلر - فرنچ و اوپونگ (۲۰۰۵a)^۲، در مقاله خود با عنوان "آزمون نسبت واریانس برای رفتار چند شاخص سهام FTSE^۳ با استفاده از آزمون‌های رتبه‌ها و علامت‌ها"، رفتار قیمت روزانه چندشاخص (FTSE)^۴ انگلستان را برای ژانویه ۱۹۷۸ تا سپتامبر ۱۹۹۷ افزون بر 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 نسبت به 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

تصادفی سری‌های مورد مطالعه 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"، افزون بر آزمون نسبت واریانس سنتی، با استفاده از آزمون‌های ناپارامتریک ارائه شده توسط کمپل و دافور (۱۹۹۷)^۱، رایت (۲۰۰۰) و لوگار (۲۰۰۳)^۲، 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 مورد مطالعه از رفتار گام تصادفی تبعیت می‌کنند که نشان‌دهنده شکل ضعیف کارایی است.

هاکیو و کیم و پیان (۲۰۰۷)^۳، در مطالعه‌ای با عنوان "مقایسه‌ای بر آزمون‌های نسبت واریانس گام تصادفی: مورد مطالعاتی بازارهای نوظهور سهام آسیایی"، فرضیه گام تصادفی را افزون بر آزمون‌های سنتی نسبت واریانس با آزمون‌های مختلف نسبت واریانس شامل آزمون‌های ارائه شده توسط ونگ-کیم، چو و دنینگ و رایت، برای هشت بازار سهام آسیایی مورد سنجش 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 قابل پیش‌بینی در سری بازدهی هفتگی این بازارها وجود دارد. درحالی که دو بازار تایوان و کره بازگشت به میانگین کمتری داشته و الگوهای کاملاً غیرقابل پیش‌بینی 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، می-توان به موارد زیر اشاره کرد:

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

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-فرنج 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 فعال تر 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 فعال تر 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. تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از روش آماری t استیمنت انجام شده است. نتایج این پژوهش بیانگر امکان افزایش بازده سرمایه‌گذاری

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 عدم وجود حباب قیمتی را بررسی کرده‌اند. براساس نتایج این پژوهش، بازار بورس اوراق بهادار تهران در دوره‌ی موردبررسی (۱۳۸۶:۱-۳ تا 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 بیشمارى مانند هزینه‌های مبادله، کیفیت پایین افشای اطلاعات، معاملات محدود، نقدینگی پایین، قوانین ناکافی مالی و حسابداری از کارایی کمتری نسبت به اشکال دیگر کارایی (یعنی کارایی در شکل نیمه‌قوی و قوی) برخوردارند (مهرانی و نونهال‌نهر، ۱۳۸۶).

تجزیه و تحلیل 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 فعال تر (میانگین موزون) در دوره زمانی فروردین سال ۱۳۸۰ تا خرداد ۱۳۸۹، استفاده شده است. داده‌های مورد استفاده به شکل هفتگی بوده و توسط سازمان بورس اوراق بهادار تهران تهیه شده است. بر این اساس بازده هفتگی شاخص‌های یادشده به صورت $r_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$ محاسبه شده است که P_t ارزش شاخص بازار سهام در آخر هفته (چهارشنبه) است.

به دو علت از داده های هفتگی استفاده شده است. اول این که، طبق ادعای دامبراسیو (۱۹۸۰)^۱، شاخص ها ممکن است نماینده و نمایشگر باشند، اما تعداد کم معاملات در بازارهایی که به نسبت غیرفعال هستند، ممکن است منجر به ایجاد ویژگی های غیرتصادفی شود؛ دوم این که، طبق مطالعه لو و مکینلای (۱۹۸۸)، اگرچه نمونه ای متشکل از داده های روزانه، مشاهدات زیادی را دربر می گیرد؛ تورش مربوط به عدم معامله، دامنه تفاوت بین قیمت پیشنهادی خرید و فروش، قیمت های ناهمگام و غیره در دسرساز هستند. بنابراین آنها نمونه گیری براساس داده های هفتگی را توافقی ایده آل دانسته اند؛ زیرا با حداقل کردن تورش ذاتی در داده های روزانه تعداد زیادی مشاهده را نیز شامل می شوند (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 داده های هفتگی استفاده شده است و برای جلوگیری از اثر احتمالی "روزهای هفته"، ما از داده های روز چهارشنبه استفاده کرده ایم و اگر بازار سهام در روز چهارشنبه تعطیل باشد، از داده روز سه شنبه استفاده شده است. در جدول شماره (۱)، آمار توصیفی داده های پژوهش نمایش داده شده است. براساس انحراف معیار نمونه بازدهی شاخص ها، مشاهده می شود که شاخص قیمت و بازده نقدی کمترین ریسک و شاخص پنجاه شرکت فعال تر بیشترین ریسک را دارد.

جدول ۱. آمار توصیفی بازده هفتگی شاخص ها

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

ضریب چولگی برای تمامی شاخص ها مثبت است؛ بنابراین چولگی مثبت، در مقایسه با توزیع نرمال، نشان دهنده کشیده شدن توزیع بازدهی ها به سمت راست است. افزون بر آن، بررسی معیار کشیدگی حاکی از این است که توزیع احتمال داده ها نسبت به توزیع نرمال کشیده تر است. در نهایت، آزمون چارک- برا، فرض نرمال بودن توزیع بازدهی شاخص ها را در تمامی موارد رد می کند.

1. D'Ambrosio(1980)

روش‌شناسی پژوهش

آزمون نسبت واریانس لو و مکینلای

آزمون نسبت واریانس لو و مکینلای (۱۹۸۸)، تناسب یا خطی بودن واریانس فاصله زمانی k تایی از سری زمانی با واریانس اولین فاصله زمانی (تفاوت) از آن سری را می‌سنجد. همان‌طور که پیشتر نیز اشاره شد، آنها فرض می‌کنند که برای سری‌های گام تصادفی، واریانس بازدهی k دوره، k برابر واریانس بازدهی یک دوره خواهد بود. در واقع اگر قیمت‌های سهام از الگوی گام تصادفی تبعیت کنند، بازدهی سهام از اطلاعات گذشته قابل پیش‌بینی نیست؛ بنابراین برای تحلیل رفتار بازدهی سهام، فرضیه پژوهش به صورت 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:

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

به طوری که:

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

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

K : تعداد هفته‌ها به منظور فاصله مشاهدات؛

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

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

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_t \quad (3)$$

برآورد کننده ناریب اولین واریانس، $\sigma^2(1)$ ، به شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$\sigma^2(1) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\mu})^2 \quad (4)$$

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:

$$M_1(k) = Z(k) = \frac{VR(k)-1}{\phi(k)^{\frac{1}{2}}} \quad (5)$$

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

$$\phi(k) = \frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT} \quad (6)$$

به دلیل 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:

$$M_2(k) = Z^*(k) = \frac{VR(k)-1}{\phi^*(k)^2} \quad (7)$$

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

$$\phi^*(k) = \sum_{j=1}^{k-1} \left[\frac{2(k-j)}{k} \right]^2 \delta(j) \quad (8)$$

$$\delta(j) = \frac{\sum_{t=j+1}^T (y_t - \bar{\mu})^2 (y_{t-j} - \bar{\mu})^2}{[\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{\mu})^2]^2} \quad (9)$$

آزمون‌های مشترک نسبت واریانس

آزمون نسبت واریانس لو-مکینلای، آزمونی منفرد است که در آن فرضیه صفر، تنها برای مقدار k آزمون می‌شود. اما برای این که بازدهی سهام دارای بازگشت به میانگین باشد، لازم است که فرضیه صفر برای تمامی مقادیر k صدق کند. به همین منظور لازم است، یک آزمون مشترک انجام شود تا در این آزمون، مقایسه‌ای چندگانه از نسبت‌های واریانس در چند دوره زمانی انجام شود. افزون بر 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 به عنوان آماره‌های توزیع SMM استفاده می‌شود. تحت فرضیه صفر، برای مقادیر i یعنی $i=1, \dots, l$ ، $v(k_i) = 1$ و آماره‌های آزمون چو-دنینگ (۱۹۹۳)، به شکل زیر محاسبه می‌شوند:

$$Z_1(k) = \max_{1 < i < l} |Z(k_i)| \quad (10)$$

$$Z_2(k) = \max_{1 < i < l} |Z^*(k_i)| \quad (11)$$

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؛ $SMM(\alpha; m; T)$ که در آن α سطح معناداری، m تعداد پارامترها و T درجه

آزادی است که در توزیع مجانبی آن بی‌نهایت در نظر گرفته می‌شود. مقدار احتمال در آزمون چو-دنینگ از بالا با توزیع SMM^۱ با پارامتر m (تعداد آماره‌های نسبت واریانس) و T درجه آزادی کران‌دار است. در روش چو-دنینگ، ما با استفاده از توزیع مجانبی SMM ($T=\infty$) 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، به شرح زیر محاسبه می‌کنیم:

$$RS(m) = T(R - 1_m)\varphi^{-1}(R - 1_m) \quad (۱۲)$$

R یک بردار $m \times 1$ از m نمونه نسبت واریانس، 1_m یک بردار $m \times 1$ 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 منجر به گمراهی شود؛ زیرا این آزمون‌ها فرضیه صفر آزمون مشترک را ممکن است به اشتباه رد کنند. در نتیجه، 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)^۲ 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

آزمون ناپارامتریک نسبت واریانس راییت

در مقاله راییت (۲۰۰۰)، برای آزمون نسبت واریانس، آزمون های رتبه ها و علامت ها مطرح شده است. به گونه ای که در روش راییت، رتبه و علامت جایگزین تفاوت (difference) در آزمون نسبت واریانس لو- مکینلای شده است. راییت تصدیق می کند که آزمون ناپارامتریک نسبت واریانس وی براساس رتبه ها (R_1, R_2) و علامت ها (S_1, S_2) در مقایسه با آزمون نسبت واریانس لو- مکینلای، دقیق تر بوده و در آنها توزیع های نمونه گیری به تقریبات مجانبی دسته بندی نمی- شوند و نتایج آماری آنها زمانی که اندازه نمونه نسبتاً کوچک باشد، دارای ابهام کمتری در مقایسه با آزمون های نسبت واریانس شرطی است. افزون بر آن، آزمون های نسبت واریانس راییت زمانی که داده ها دارای توزیع نرمال نباشند، در مقایسه با آزمون های پیشین از دقت بیشتری نیز برخوردار است و در برابر بسیاری از انواع واریانس ناهمسانی شرطی مقاوم می باشد. آماره های R_1 و R_2 به این شکل محاسبه می شوند:

$$R_1 = \left(\frac{\frac{1}{TK} \sum_{t=k}^T (r_{1t} + \dots + r_{1t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{1t}^2} - 1 \right) \times \phi(k)^{\frac{-1}{2}} \quad (13)$$

$$R_2 = \left(\frac{\frac{1}{TK} \sum_{t=k}^T (r_{2t} + \dots + r_{2t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{2t}^2} - 1 \right) \times \phi(k)^{\frac{-1}{2}} \quad (14)$$

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

$$r_{1t} = \frac{r(y_t - \frac{T+1}{2})}{\sqrt{\frac{(T-1)(T+1)}{12}}} \quad (15)$$

$$r_{2t} = \Phi^{-1} \left(\frac{r(y_t)}{(T+1)} \right) \quad (16)$$

$\phi(k)$ قبلاً 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 می کند:

$$S_1 = \left(\frac{\frac{1}{TK} \sum_{t=k}^T (s_t + \dots + s_{t-k+1})^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T s_t^2} - 1 \right) \times \phi(k)^{\frac{-1}{2}} \quad (17)$$

رایت (۲۰۰۰)، آماره S_1 را دقیق تر و قدرتمندتر از S_2 می داند. در این مطالعه محاسبه نشده است.

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 فعال تر نمایش می‌دهد. از آنجا که پنج دوره برای آزمون در نظر 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- دینینگ ارائه شده است. $Z_1(k)$ برای شاخص‌های کل، قیمت و بازده نقدی و پنجاه شرکت فعال تر به ترتیب ۱۴/۰۵، ۱۰/۶۷، ۱۳/۸۸ و $Z_2(k)$ نیز به همان ترتیب ۹/۲۱، ۰/۹۹، ۸/۵۳ به دست 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 مربوطه آن ارائه شده است. همان‌طور که 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.

جدول ۲. 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 فعال تر			
			WB	M ₂	M ₁	WB	M ₂	M ₁	WB	M ₂	M ₁	
آزمون مشترک	حداکثر Z	مقدار	۹/۲۱	۹/۲۱	۱۴/۰۵	۰/۹۹	۰/۹۹	۱۰/۶۷	۹/۲۱	۹/۲۱	۱۴/۰۵	
		df	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	۴۷۵	
		احتمال	۰	۰	۰	۰/۸۵	۰/۸۵	۰	۰	۰	۰	
آزمون والد	آماره والد	مقدار	۲۰۲/۷			۱۱۳/۹			۱۹۶/۴			
		df	۵			۵			۵			
		احتمال	۰			۰			۰			
آزمون منفرد	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

شاخص پنجاه شرکت فعال تر			شاخص قیمت و بازده نقدی			شاخص کل			نوع آزمون	
WB	M ₂	M ₁	WB	M ₂	M ₁	WB	M ₂	M ₁	فاصله زمانی	آماره Z
۴/۷۴	۴/۷۴	۷/۲۲	-۰/۹	-۰/۹	-۱۰/۶	۵/۶۷	۵/۶۷	۸/۰۶		
۶/۹۵	۶/۹۵	۱۱/۳۸	-۰/۹	-۰/۹	-۸/۴	۷/۷۷	۷/۷۷	۱۲/۳۱	۴	
۷/۷۵	۷/۷۵	۱۲/۸۶	-۰/۹	-۰/۹	-۷/۰	۸/۶۴	۸/۶۴	۱۳/۷۱	۶	
۸/۲۲	۸/۲۲	۱۳/۵۴	-۰/۹	-۰/۹	-۶/۱	۹/۰۳	۹/۰۳	۱۴/۰۵	۸	
۸/۵۳	۸/۵۳	۱۳/۸۸	-۰/۹	-۰/۹	-۵/۵	۹/۲۱	۹/۲۱	۱۴/۰۳	۱۰	
۰	۰	۰	۰/۷۵	۰/۳۲	۰	۰	۰	۰	۲	p-value
۰	۰	۰	۰/۸۲	۰/۳۲	۰	۰	۰	۰	۴	
۰	۰	۰	۰/۸۰	۰/۳۲	۰	۰	۰	۰	۶	
۰	۰	۰	۰/۷۹	۰/۳۳	۰	۰	۰	۰	۸	
۰	۰	۰	۰/۷۵	۰/۳۳	۰	۰	۰	۰	۱۰	

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 فعال تر 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 M₁ براساس فرض واریانس همسانی است، رد فرضیه رفتار گام تصادفی توسط M₁ می‌تواند به علت وجود واریانس ناهمسانی باشد. در روش کیم (۲۰۰۶)، به جای 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 قابل مشاهده است. نتایج این روش در همه موارد، به جز در شاخص قیمت و بازده نقدی که مقادیر بالاتری از احتمال را ارائه کرده است، با نتایج M₂ مطابقت دارد.

در جدول شماره (۳)، نتایج آماره‌های R₁ و R₂ و S₁ در آزمون ناپارامتریک نسبت واریانس رایت ارائه شده است. رایت (۲۰۰۰) نشان داد، در شبیه‌سازی مونت کارلو، چنین تست‌هایی نسبت به آزمون‌های M₁ و M₂ از قدرت بهتری برخوردارند و آزمون Sign نیز در برابر بسیاری از

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.

جدول ۳. نتایج آماره‌های R_1 و R_2 و S_1 در آزمون راییت

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

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 در دسترس 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 در دسترس‌ترین 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

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 فعال تر بررسی و مطالعه شده است. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد، فرضیه گام تصادفی برای دو شاخص کل قیمت و پنجاه شرکت فعال تر، 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 فعال تر) از خود نشان داده است و در نتیجه 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^۱ 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 منجر به احتساب مضاعف سرمایه شرکت‌های سرمایه‌گذاری می‌شود؛
- ✓ محاسبه وزنی شاخص که منجر به تأثیر بیشتر شرکت‌هایی با سرمایه بالا می‌شود؛
- ✓ لحاظ شرکت‌های راکد در محاسبه شاخص؛

1. Van der Hart et al. (2000)

✓ عدم‌استفاده از سهام شناور آزاد در وزن‌دهی شاخص.

و در کل محدودیت‌هایی این‌چنین که مربوط به 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 قاعده 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 مبتنی بر 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.

- 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.