بررسی‌های حسابداری و حسابرسی
دانشکده مدیریت دانشگاه تهران
دوره ۱۹، شماره ۳
پاییز ۱۳۹۱
صص ۹۸-۷۹

بررسی فرضیه گام تصادفی در بورس اوراق بهادار تهران با رویکردی مبتنی‌بر آزمون نسبت واریانس

شهرام فتاحی[۱]، آرش احمدی[۲]، معصومه ترکمان احمدی[۳]

چکیده: فرضیه گام تصادفی و کارایی بازار سهام سال‌هاست از سوی پژوهشگران مورد بحث و بررسی قرار گرفته، از روش‌های مختلفی برای آزمودن آنها استفاده شده‌است اما توجه کمی به آزمون‌های نسبت واریانس شده است. براین اساس، در این مطالعه از آزمون‌های نسبت واریانس یگانه لو و مکینل(LOMAC)، چندگانه چاو و دنینگ (CD)، ریچاردسون و اسمیت، بلیر- فرنچ و کانتریراس و بوت‌استرپ کیم بهره گرفته می‌شود. گفتنی است، در این پژوهش از چهار شاخص قیمتی تپیکس (TEPIX)، صنعت، مالی، قیمت و بازده نقدی (TEDPIX) در فاصله ابتدای ۱۳۸۶ تا انتهای ۱۳۸۹ به‌صورت روزانه استفاده می‌شود. نتایج حاکی از رد گام تصادفی و در نتیجه عدم‌کارایی بازار بودند. بخشی از نتایج این مطالعه همچنین حاکی از رفتار بازگشت به میانگین در شاخص قیمت و بازده نقدی بود..

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

واژه‌های کلیدی: فرضیه گام تصادفی، آزمون های نسبت واریانس، بازگشت به میانگین.

طبقه‌بندی JEL: C12, C22, G14.

۱. استادیار دانشگاه رازی، ایران
۲. استادیار دانشگاه رازی، ایران
۳. کارشناس ارشد دانشگاه رازی، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۰/۰۹/۱۲
تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۱/۰۲/۰۴
نویسنده مسئول مقاله: شهرام فتاحی
E-mail: sfattahi@razi.ac.ir

مقدمه

عملکرد بازارهای مالی به‌عنوان یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور به‌شدت بر سایر بخش‌های یک اقتصاد تأثیرگذار است، به‌گونه‌ای که تحرک و رونق آن به‌عنوان یکی از معیارهای سلامت و پویایی اقتصاد کشورها شناخته می‌شود. یکی از گسترده‌ترین بخش‌های بازار مالی، بازار سرمایه و یکی از مهم‌ترین بازارهای سرمایه قلب تپنده اقتصاد یعنی بورس اوراق بهادار است. نقش اصلی بورس اوراق بهادار جذب و هدایت پس‌اندازهای سرگردان موجود در جامعه به سمت واحدهای مولد است؛ به‌گونه‌ای که فعالیت‌های اقتصادی جامعه با سرمایه و سرعت بیشتری انجام شود. به‌منظور آنکه این‌گونه بازارها بتوانند به‌نحو مناسب عمل کرده، از عهده جذب منابع مالی و تخصیص مناسب آنها برآیند لازم است، کارا باشند و شرط لازم برای کارایی بازار نیز انعکاس سریع و کامل اطلاعات جدید در قیمت اوراق بهادار است. در چنین بازاری، قیمت سهام انعکاسی از اطلاعات مربوطبه آنهاست و تغییرات قیمت‌ها دارای الگوی خاص و قابل پیش‌بینی نیست(فدایی‌نژاد، ۱۳۷۳). اگرچه کارایی بازار به صور متفاوتی توسط نویسندگان مختلف همچون رابینستین، بیور، بلک و مالکیل معرفی شده است اما تعریف اصلی توسط فاما[1] بدین‌صورت بیان شده است، "بازاری کاراست که قیمت‌ها همه اطلاعات در دسترس را به‌خوبی منعکس کنند(Milionis, Alexandros, 2007). برمبنای مجموعه اطلاعات به‌کار رفته در جمله فاما سه شکل از کارایی بازار به طریق زیر بیان شده‌اند:

۱. شکل ضعیف کارایی[2]: در این شکل از کارایی بازار، مجموعه اطلاعاتی که دردسترس بوده، بر قیمت‌های سهام تأثیر می‌گذارد صرفاً مربوطبه اطلاعات دوره‌های گذشته است. در این حالت فرض می‌شود قیمت اوراق بهادار فقط منعکس‌کننده اطلاعات تاریخی باشد؛ بدین معنی که قیمت سهام روند خاصی نداشته، بازار سهام حافظه‌ای ندارد؛ یعنی قیمت سهام در بازار کارا به شکل تصادفی تغییر می‌کند(راعی و پویان‌فر، ۱۳۸۹).

۲. شکل نیمه‌قوی کارایی[3]: در این شکل از کارایی، مجموعه اطلاعات موجود شامل تمامی اطلاعات عمومی است.

۳. شکل قوی کارایی[4]: در این شکل از بازار کارا که دربرگیرنده دو شکل قبلی نیز است، قیمت‌های سهام بازتاب همه اطلاعات اعم از عمومی و محرمانه هستند.

---

1. Fama.1970
2. weak form efficiency
3. semi strong form efficiency
4. strong form efficiency

بحث کارایی بازار عموماً در قالب دو فرضیه مرتبط یعنی گام تصادفی و بازار کارا بررسی می‌شود. فرضیه گام تصادفی (RWH)[1] بیان می‌کند که قیمت‌ها دارای ماهیت کاملاً تصادفی هستند؛ درحالی‌که فرضیه بازار کارا (EMH)[2] بیان می‌دارد، فرصت‌های کسب سود اضافی نسبت‌به میزان ریسک تحمل شده در بازارهای کاملاً کارا وجود نخواهند داشت. همچنین یکی از روش‌های بررسی کارایی سطح ضعیف بررسی فرضیه گام تصادفی است(Warthington & Higgs, 2004). بازار بورس اوراق بهادار در چارچوب مکانیزم مشخصی می‌تواند باعث ایجاد سرمایه و هدایت آن به سمت واحدهای فعال و مولد شود و نیز سبب افزایش تولید، کنترل تورم، مشارکت مردم در تأمین سرمایه مالی در واحدهای صنعتی و سهیم شدن آنها در مالکیت شرکت‌ها، افزایش تعهد و کارایی مدیران و در نهایت افزایش رشد تولید ناخالص داخلی شود(نمازی، ۱۳۸۲).کارا بودن بازار از اهمیت زیادی برخوردار است؛ زیرا در صورت کارا بودن بازار سرمایه، هم قیمت اوراق بهادار به‌درستی و عادلانه تعیین می‌شود و هم تخصیص سرمایه، که مهم‌ترین عامل تولید و توسعه اقتصادی است به‌صورت مطلوب و بهینه انجام می‌شود(جهانخانی و عبده تبریزی، ۱۳۷۲). بر این اساس مفهوم ضمنی بازار کارا این است که اگر شرکتی با فروش یکی از سهام خود پولی را به‌دست می‌آورد، قیمت فروش آن سهم منصفانه است(راس، وسترفیلد و بردفورد، ۱۳۹۰) که منظور از این فروش، عرضه سهام در بازار اولیه است. با وجود مطالعات فراوانی که در طول دهه‌های اخیر به‌ویژه چهار دهه پیش در زمینه‌ی کارایی بازار سهام انجام شده هنوز هم ذهن پژوهشگران فراوانی به سمت این موضوع فوق‌العاده جذاب کشیده می‌شود. بدین‌جهت، در این مقاله با معطوف گشتن بر بورس اوراق بهادار ایران، کارایی بازار به‌صورت خاص در بازار سهام و در سطح ضعیف بررسی می‌شود.

ادبیات پژوهش

پیشینه‌ی پژوهش

در اوایل سال ۱۹۷۰، فاما مفهومی را در بازارهای مالی مطرح کرد که براساس آن قیمت‌های سهام از مدلی به نام گام تصادفی تبعیت می‌کردند(Pesaran, 2010). این مدل که در ابتدا توسط باچلییر در سال ۱۹۰۰، معرفی شده بود بیان می‌داشت که تغییرات قیمت سهام تصادفی بوده، امکان پیش‌بینی آنها وجود ندارد. با توصیف و بیان دقیق گام تصادفی توسط فاما روش‌هایی که چارتیست‌ها و یا نظریه‌پردازان تحلیل تکنیکی و بنیادی در زمینه‌ی پیش‌بینی

1. Random Walk Hypothesis
2. Efficient Market Hypothesis

قیمت سهام به‌کار می‌بردند به‌طور کامل بدون ارزش و مذبوحانه تلقی می‌شد. مفهومی که فاما بیان کرد این بود که با برقراری فرضیه گام تصادفی، بازار سهام در سطح ضعیف کارا خواهد بود. لو و مکینلی[1]، آزمون جدیدی را در زمینه آزمودن گام تصادفی و در نتیجه بررسی کارایی بازار سهام در سطح ضعیف ابداع کردند که نام آن را آزمون نسبت واریانس[2] نهادند(Lo, & Mackinla, 1988). آنها بعد از بیان آزمون نسبت واریانس، آماره آن و اثبات روابط و قضایای مرتبط به این آزمون، از دو شاخص آمکس و نایس[3] در فاصله ششم سپتامبر ۱۹۶۲ تا ۲۶ دسامبر ۱۹۸۵ به‌صورت هفتگی استفاده کرده، گام تصادفی را با تأکید بر آزمون نسبت واریانس بررسی کردند. لو و مکینلی همچنین اظهار داشتند، اگر نسبت واریانس محاسبه شده برای تمامی دوره‌ها، کوچک‌تر از یک باشد رفتار بازگشت به میانگین در سری موردنظر مشاهده می‌شود درحالی‌که اگر نسبت واریانس بزرگ‌تر از یک باشد رفتار روندی در سری قابل‌رویت است، در هر دو صورت کارایی بازار در سطح ضعیف رد خواهد شد. در سال ۱۹۹۳، دو پژوهشگر از دانشگاه ویرجینیا به نام‌های چاو و دنینگ با بررسی مجدد آزمون نسبت واریانس LOMAC متوجه شدند که در صورت عدم‌کنترل اندازه این آزمون، احتمال وقوع خطای نوع اول یعنی رد اشتباه فرضیه صفر افزایش خواهد یافت، بدین‌منظور آنها با گسترش و اصلاح آزمون نسبت واریانس LOMAC فرآیندی را ایجاد کردند که امکان مقایسه چندمنظوره بین نسبت‌های واریانس تخمین زده شده با عدد یک را فراهم می‌آورد، این آزمون با نام آزمون نسبت واریانس چندگانه چاو و دنینگ یا به اختصار آزمون نسبت واریانس CD[4] مشهور شد (Chow & Denning, 1993). در مطالعه‌ی وارتینگتن و هیگس[5]، به‌منظور آزمودن برقراری گام تصادفی در شانزده کشور توسعه‌یافته و چهار کشور با بازارهای سهام نوپا از آزمون‌های ضریب همبستگی، دیکی فولر و دیگر آزمون‌های ریشه واحد و همچنین آزمون نسبت واریانس چندگانه CD استفاده شد. در پایان مشخص شد که در بین کشورهای توسعه‌یافته آلمان، ایرلند، پرتغال، سوئد و انگلستان و از بین کشورهای درحال توسعه فقط مجارستان در سطح ضعیف کارا هستند(Warthington & Higgs, 2004). ریچاردسون و اسمیت[6] در سال ۱۹۹۱، ماتریس‌های کوواریانس به‌هم پیوسته از آماره‌های آزمون نسبت واریانس را تشکیل دادند و آماره والد استاندارد را برای فرضیه مرتبطی که همه m آماره نسبت واریانس مساوی یک هستند را محاسبه کردند. در نهایت با مقایسه این آماره با توزیع

1. Lo & Mackinlay,1988
2. Lo & Mackinlay Variance Ratio Test (LOMAC)
3. AMEX & NYSE
4. Chow & Denning multiple variance ratio test (CD)
5. Warthington & Higgs,2004
6. Richardson & Smith,1991, Richardson-Smith Variance Ratio Test

کای‌دو با m درجه آزادی درمورد رد یا قبول فرضیه صفر یعنی برقراری گام تصادفی تصمیم گرفته می‌شود(Richardson & Smith, 1991). در سال ۲۰۰۴، بلیر- فرنچ و کانتریراس[1] پیشنهاد جایگزینی آزمون‌های نسبت واریانس رایج را با آزمون‌های مبتنی‌بر رتبه و علامت رایت (۲۰۰۰) با استفاده از تعریف چاو و دنینگ ارائه دادند تا بدین‌وسیله آزمون‌های چندگانه رتبه و علامت را تشکیل دهند. کیم[2] (۲۰۰۶)، با به‌کاربردن روش بوت‌استرپ بر آزمون نسبت واریانس چاو و دنینگ متوجه شد که قدرت و خواص مطلوب این آزمون به‌ویژه در نمونه‌های کوچک‌تر افزایش خواهد یافت. این نوآوری منجر شد، آزمون بوت‌استرپ کیم به‌عنوان یکی از آزمون‌های نسبت واریانس چندگانه جدید مورد توجه پژوهشگران قرار گیرد(Kim, 2006). کیم و شمس‌الدین[3] (۲۰۰۷)، برای آزمودن فرضیه گام تصادفی در چند بازار سهام آسیا شامل اندونزی، تایلند، فیلیپین، مالزی و سنگاپور از آزمون‌های نسبت واریانس جدید از جمله بوت‌استرپ[4] کیم استفاده کردند. در نهایت مشخص شد، در بین بازارهای یادشده تنها سنگاپور و تایلند حرکت‌هایی را به‌سمت کاراتر شدن از خود نشان داده‌اند(Kim & Sham sudden, 2008). چارلز و دارنی[5] (۲۰۰۹) با استفاده از انواع آزمون‌های نسبت واریانس مانند آزمون نسبت واریانس چندگانه CD و آزمون بوت‌استرپ کیم، کارایی بازار سهام چین را به‌وسیله دو شاخص شانگهای و شنزن در این کشور در فاصله زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۲ بررسی کردند که نتایج حاکی از عدم‌کارایی بازار یادشده بودند (Charles & Darne, 2009). در ایران نیز برخی از پژوهشگران به بررسی کارایی بازار سهام در سطح ضعیف پرداخته‌اند. در مطالعه‌ی رضا تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) کارایی بازار سهام فقط از طریق آزمون نسبت واریانس (لو و مکینلی) بررسی شده است. نتایج حاصله وجود بازگشت به میانگین را در بیشتر دوره‌های زمانی تأیید می‌کند؛ به این معنی‌که کارایی در بازار سهام ایران برقرار نیست(تهرانی، انصاری و سارنج، ۱۳۸۷). در دو مطالعه دیگر که در سال ۱۳۹۰ فتاحی و ترکمان احمدی انجام دادند، این دو پژوهشگر با استفاده از انواع آزمون‌های نسبت واریانس به بررسی کارایی بازار نفت اوپک و یک شرکت سرمایه‌گذاری بیمه پرداختند که نتایج حاکی از عدم‌کارایی موارد بررسی شده حتی در سطح ضعیف بودند(فتاحی، ترکمان‌احمدی، ۱۳۹۰؛ فتاحی، ترکمان‌احمدی، ۱۳۹۰). بر این اساس پژوهش حاضر تلاشی است در جهت انجام مطالعه‌ایی به‌نسبت جامع از کارایی بازار سهام ایران با استفاده از شاخص‌های مختلف بازار سهام شامل شاخص کل یا تپیکس، شاخص صنعت، شاخص مالی و شاخص قیمت و بازده نقدی و انواع

1. Belaire-Franch & Contreras ,2004, Belaire-Franch & Contreras Variance Ratio Test
2. Kim,2006
3. Kim & Shamsuddin,2007
4. Bootstrap, Bootstrapping Kim Variance Ratio Test
5. Charles & Darne,2009

آزمون‌های نسبت واریانس شامل آزمون‌های نسبت واریانس لو و مکینلی، چاو و دنینگ، ریچاردسون و اسمیت، بلیر- فرنچ و کانتریراس و بوت استرپ کیم.

فرضیه پژوهش

فرضیه مطرح‌شده برای آزمون سطح ضعیف کارایی به این صورت بیان می‌شود: "بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف کارایی است".

آماره‌های توصیفی پژوهش

برای بررسی کارایی بازار سهام، از چهار شاخص کل یا تپیکس، شاخص صنعت، شاخص مالی و شاخص قیمت و بازده نقدی در بازه زمانی ابتدای ۱۳۸۶ تا انتهای ۱۳۸۹؛ یعنی چهار سال کاری بورس بهره می‌جوییم. این داده‌ها به‌صورت روزانه هستند که از سایت سازمان بورس و اوراق بهادار تهران استخراج شده‌اند. با پیروی کردن از لو و مکینلی (۱۹۸۸)، به‌جای استفاده از قیمت‌ها به‌عنوان داده‌های اصلی پژوهش، از لگاریتم قیمت‌ها (لگاریتم شاخص قیمت‌های یادشده) استفاده می‌کنیم. آماره‌های توصیفی داده‌های این پژوهش در جدول شماره (۱) ارائه شده اند:

جدول ۱. آماره‌های توصیفی داده‌های پژوهش

	میانگین	میانه	ماکزیمم	مینیمم	خطای استاندارد
تپیکس	۹/۲۳۱	۹/۲۱۷	۹/۴۶۶	۸/۹۸۱	۰/۱۲۲
صنعت	۸/۹۸۸	۸/۹۸۲	۹/۲۴۱	۸/۷۲۵	۰/۱۲۴
مالی	۱۰/۰۴۰	۹/۹۸۵	۱۰/۴۲۳	۹/۸۳۳	۰/۱۵۷
قیمت و بازده نقدی	۱۰/۵۶۷	۱۰/۵۰۵	۱۸/۲۰۹	۱۰/۲۹۱	۰/۳۲۹

منبع: یافته‌های پژوهش

با بررسی جدول قبل پی می‌بریم که شاخص قیمت و بازده نقدی دارای بیشترین میانگین در بین سایر شاخص‌هاست؛ از طرفی شاخص یادشده بیشترین انحراف معیار را بین چهار شاخص نیز دارد که نشان‌دهنده پراکندگی بالای این متغیر است. بیشترین مقادیر مربوطبه میانه، بیشینه و کمینه نیز متعلق به شاخص قیمت و بازده نقدی هستند که مجدداً گواهی بر نوسان‌پذیری زیاد داده‌های این متغیر در فاصله مزبور هستند.

روش پژوهش

برای بررسی کارایی بازار در سطح ضعیف از فرضیه مرتبط با آن یعنی گام تصادفی استفاده می‌کنیم. فرضیه گام تصادفی دارای سه فرم زیر است(فتاحی، ترکمان‌احمدی، ۱۳۹۰):

گام تصادفی نوع اول: قوی‌ترین نسخه این فرضیه که در آن جملات اخلال دارای توزیع یکنواخت و مستقل هستند و در آن دنباله قیمت‌ها از معادله رگرسیونی زیر تبعیت می‌کنند:

$$p_t = \mu + p_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t \sim \mathrm{IID}(0, \sigma^2) \qquad (۱)$$

با محاسبه میانگین و واریانس شرطی معادله بالا که توابعی از زمان هستند درخواهیم یافت که در صورت وارد شدن شوک به قیمت‌های سهام، قیمت‌ها به مسیر قبلی خود باز نمی‌گردند و شوک‌های وارده اثری دائمی خواهند داشت.

گام تصادفی نوع دوم: در این نسخه جملات اخلال دارای توزیع مستقل ولی غیریکنواخت هستند، در این مورد، واریانس ناهمسانی غیرشرطی در جملات اخلال برقرار است. از آنجاکه آزمودن استقلال بدون فرض توزیع یکنواخت دشوار است، پژوهشگران از آزمون‌های تجربی همچون قاعده فیلتر یا تحلیل تکنیکی که در این زمینه وجود دارند استفاده می‌کنند.

گام تصادفی نوع سوم: ضعیف‌ترین نسخه این فرضیه که دارای ویژگی واریانس ناهمسانی شرطی است. در این شکل از گام تصادفی برای تمامی مقادیر k که مخالف صفر هستند $cov(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = 0$ ، درحالتی‌که برای برخی از مقادیر k، $\mathrm{cov}\left({\varepsilon_t}^2, {\varepsilon^2}_{t-k}\right) \neq 0$ است. بعد از این توضیح مختصر، در ادامه به بیان نحوه آزمون گام تصادفی نوع اول و سوم خواهیم پرداخت.

آزمون نسبت واریانس یگانه LOMAC

بر خلاف آن‌که آزمون مشخصی برای بررسی گام تصادفی نوع دوم وجود ندارد، روشی برای آزمودن گام تصادفی نوع اول و سوم ابداع شد که با نام آزمون نسبت واریانس LOMAC معروف شد. این آزمون را در سال ۱۹۸۸ لو و مکینلی معرفی کردند و آماره آن برای مقیاس زمانی q به‌صورت زیر محاسبه شده است، r_t بازده سهام در دوره t است:

$$VR(q) = \frac{var(r_t(q))}{q var(r_t(1))} \qquad (۲)$$

حال از روش لو و مکینلی برای تخمین واریانس تبعیت می‌کنیم، آنها نسبت واریانس را به‌صورت زیر بیان کردند:

$$VR(q) = \frac{\sigma_c^2(q)}{\sigma_a^2} \quad (۳)$$

$\sigma_c^2(q)$ واریانس q دوره‌ای ناریب و σ_a^2 واریانس یک دوره‌ای ناریب هستند که با استفاده از فرمول‌های زیر قابل تخمین هستند (در این روابط،P ها معرف لگاریتم قیمت‌ها هستند):

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{1}{nq-1}\sum_{k=1}^{nq}(p_k - p_{k-1} - \hat{\mu})^2 \quad (۴)$$

$$\hat{\sigma}_a^2(q) = \frac{1}{m}\sum_{k=q}^{nq}(p_k - p_{k-q} - q\hat{\mu}) \quad (۵)$$

$$m = q(nq2 - q + 1)(1 - \frac{q}{nq}) \quad (۶)$$

$$\hat{\mu} = \frac{(p_{nq} - p_0)}{nq} \quad (۷)$$

لو و مکینلی ثابت کردند، آماره نسبت واریانس LOMAC دارای توزیع نرمال استاندارد به شرح زیر است:

$$z(q) = [VR(q) - 1]/\sqrt{\hat{\varphi}(q)} \quad (۸)$$

$$\hat{\emptyset}(q) = [2(2q-1)(q-1)]/[3q(nq)] \quad (۹)$$

آماره آزمون $z(q)$ دارای توزیع نرمال استاندارد به‌طور مجانبی تحت فرض واریانس همسانی بازده‌هاست که این آماره برای آزمودن گام تصادفی نوع اول به‌کار برده می‌شود. همان‌گونه که تغییرپذیری بازده‌ها طی زمان تغییر می‌کند و از حالت نرمال استاندارد منحرف می‌شود، آماره آزمون نرمال استاندارد مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی، $z^*(q)$ خواهد بود که برای آزمودن نسخه سوم گام تصادفی استفاده می‌شود و به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$z^*(q) = \frac{[VR(q)-1]}{\sqrt{\hat{\theta}(q)}} \qquad \hat{\delta}(k) = \sum_{k=q}^{q=1}\left(\frac{2(q-k)}{q}\right)^2 \quad (۱۰)$$

$$\hat{\theta}(q) \quad (۱۱)$$

$$\hat{\delta}(k) = \frac{\left[nq\sum_{j=k+1}^{nq}(p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2(p_{j-1} - p_{j-k-1} - \hat{\mu})^2\right]}{\left[\sum_{j=1}^{nq}(p_j - p_{j-1} - \hat{\mu})^2\right]^2} \quad (۱۲)$$

بر مبنای برقراری فرضیه گام تصادفی بایستی نسبت واریانس هر دوره نزدیک به یک باشد. اگر نسبت واریانس به‌طور معناداری از یک بیشتر باشد، رفتار روندی در سری زمانی قابل تشخیص است. درحالی‌که اگر نسبت واریانس به‌طور معناداری کمتر از یک باشد، رفتار بازگشت به میانگین شناسایی می‌شود. در هر یک از این دو حالت، فرضیه صفر در آزمون نسبت واریانس LOMAC، یعنی برقراری گام تصادفی رد خواهد شد.

آزمون نسبت واریانس چندگانه چاو و دنینگ (CD)

فرضیه گام تصادفی مستلزم آن است که نسبت‌های واریانس برای تمامی مقادیر qهای انتخابی برابر یک باشند. یک روش برای آزمون چنین فرضیه صفری، مقایسه چندگانه و همزمان بین نسبت‌های واریانس تخمین زده شده با عدد یک برای تمامی مقیاس‌های زمانی q خواهد بود؛ از این‌رو، $M_r(q) \equiv VR(q) - 1 = 0$. عدم‌توجه به ماهیت مشترک این فرضیه به استنباط‌های غلط در زمینه رد یا برقراری گام تصادفی منجر خواهد شد. بنابراین، برای حل این مشکل چاو و دنینگ آزمون نسبت واریانس چندگانه (MVR) را پیشنهاد کردند. اساس آزمون نسبت واریانس چندگانه بر مبنای رابطه زیر قرار دارد:

$$\Pr[\max(|z_1|, \dots, |z_m|) \leq Z_{\alpha^*/2}] \geq (1-\alpha) \quad (۱۳)$$

$$\alpha^* = 1 - (1-\alpha)^{1/m} \quad (۱۴)$$

$\{z_i\}$ ها مستقل و دارای توزیع نرمال استاندارد هستند. این دنباله همان آماره‌های استاندارد شده تحت فرض واریانس همسانی است که در آزمون LOMAC محاسبه شده بود. زمانی‌که $\{z_i\}$ ها همبسته هستند، نابرابری (۱۳) به‌صورت زیردرمی‌آید:

$$\Pr[\max(|z_1|, \dots, |z_m|) \leq SMM(\alpha; m; N)] \geq (1-\alpha) \quad (۱۵)$$

SMM(α; m; N) مقداری است که دارای توزیع مدول‌های حداکثر استیودنت با m پارامتر و N (اندازه نمونه) درجه آزادی است، که در این حالت α سمت راست به‌جای مقادیر بحرانی توزیع نرمال استاندارد استفاده قرار می‌شود. مقدار SMM را در حالت مجانبی می‌توان به‌صورت زیرنوشت:

$$\lim_{T\to\infty} SMM(\alpha; M; \infty) = Z_{\alpha^*/2}$$
$$z_1^*(q) = \max|z(q_i)| \quad (۱۶)$$

اندازه آزمون MVR ا از طریق مقایسه مقدار حداکثر قدرمطلق مقـادیر z بـا مقـدار بحرانـی SMM به‌دست می‌آید. آزمون چاو و دنینگ دارای طراحی محافظه‌کارانه‌ای است بدین‌معنی که مقادیر بحرانی بزرگ‌تر هستند.

آزمون نسبت واریانس ریچاردسون– اسمیت

ریچاردسون و اسمیت (۱۹۹۰) یک آزمون مشترک[1] را بر اساس آماره والد[2] ارائه دادند:

$$RS(q) = T(VR - 1_q)' \varphi^{-1} (VR - 1_q) \qquad (۱۷)$$

VR یک بردار q×1 ازq نمونـه VR_s، l_q بـردار واحـد q×1 و φ مـاتریس کوواریـانس VR است. آماره RS(q) مشترک از توزیع کای‌دو با q درجـه آزادی تبعیـت مـی‌کنـد. ریچاردسـون و اسمیت ماتریس کوواریانس مشترک آماره‌های آزمون نسبت واریانس را تشکیل دادند و آماره والد را برای این فرضیه مشترک که تمام m آماره نسبت واریانس مسـاوی یـک هسـتند را محاسـبه کردند. در پایان با مقایسه این آماره با توزیع کای‌دو با m درجـه آزادی تصـمیم بـه رد یـا قبـول فرضیه صفر یعنی برقراری گام تصادفی می‌گیریم.

آزمون نسبت واریانس بلیر– فرنچ و کانتریراس

در سال ۲۰۰۴، بلیر– فرنچ و کانتریراس پیشنهاد جایگزینی آزمون‌های نسبت واریانس رایج را بـا آزمون‌های مبتنی‌بر رتبه و علامت رایت (۲۰۰۰) با استفاده از تعریف چاو و دنینگ ارائه دادنـد تـا بدین‌وسیله آزمون‌های چندگانه رتبه و علامت را تشکیل دهند.

در این‌حالت آماره‌های چندگانه رتبه و علامت به‌صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$CD_{R_1} = max|R_1(q_i)| \qquad 1 \le i \le m$$

$$1 \le i \le mCD_{S_1} = max|S_1(q_i)| \qquad (۱۸)$$

در آماره رتبه (R_1) فرض توزیع مستقل و یکنواخت و در آماره علامت (S_1) افـزون‌بـر فـرض مستقل و یکنواخت بودن شرط تفاضل مارتینگیل بودن نیـز برقـرار اسـت. رایـت[3](۲۰۰۰) نحـوه محاسبه آماره‌های R_1 و S_1 را به‌صورت زیر پیشنهاد کرد:

1. Joint tests
2. Wald Statistics
3.Wright,2000

$$R_1(q) = \left(\frac{(Tq)^{-1}\sum_{t=q}^{T}\left(r_{1,t}+\cdots+r_{1,t-1}\right)^2}{T^{-1}\sum_{t=q}^{T} r_{1,t}^2} - 1\right) \times \varphi(q)^{-1/2}$$

$$S_1(q) = \left(\frac{(Tk)^{-1}\sum_{t=q}^{T}\left(s_t+\cdots+s_{t-q+1}\right)^2}{T^{-1}\sum_{t=q}^{T} s_t^2} - 1\right) \times \varphi(q)^{-1/2} \quad (۱۹)$$

که $r_{1,t}$ و s_t استاندارد شده به‌صورت زیر محاسبه می‌شوند:

$$r_{1,t} = \frac{r(x_t) - T + \frac{1}{2}}{\sqrt{(T-1)(T+1)/12}}$$

$$s_t = 2u(x_t, 0) \qquad u(x_t, q) = \begin{cases} .5 & x_t > q \\ -.5 & o.w \end{cases} \quad (۲۰)$$

φ^{-1} نیز معکوس تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد زیر است:

$$\varphi(q) = 2(2q-1)(q-1)(3qT)^{-1}$$

آزمون نسبت واریانس بوت‌استرپ کیم

آزمون‌های نسبت واریانس LOMAC و CD با داشتن توزیع‌های مجانبی ممکن است در نمونه‌های کوچک نقصان‌هایی را از خود نشان دهند. برای رفع چنین نقصان‌های احتمالی و در نتیجه افزایش توانایی آزمون‌های یادشده در سال‌های اخیر از آزمون‌های نسبت واریانس توانمندتری همچمون آزمون کیم استفاده شده است. آزمون نسبت واریانس کیم بر پایه روش بوت‌استرپ قرار دارد که با استفاده از روش نمونه‌گیری مجدد توزیع آماره‌هایی را تقریب می‌زند که دارای فرم ناشناخته‌ای از واریانس ناهمسانی شرطی یا غیرشرطی هستند (Chow & Denning, 1993). روش بوت‌استرپ براساس ایده نمونه‌گیری مجدد از داده‌ها برای تعیین مشخصات توزیع نمونه‌ای سری تحت بررسی بدون فرض معلوم بودن تابع توزیع است. نمونه بوت‌استرپ با روش نمونه‌گیری ساده و با جایگذاری از نمونه مشاهده شده به‌دست می‌آید که برای تشکیل آماره بوت‌استرپ لازم است که به تعداد لازم از مشاهدات نمونه‌گیری به‌عمل آید. گفتنی است، عمدتاً با افزایش تکرارهای بوت‌استرپ خطای برآورد شده کاهش خواهد یافت. در آزمون کیم (۲۰۰۶) روش بوت‌استرپ بر آماره‌های چاو و دنینگ (MV(X,ki))، که دنباله X

تفاضل مارتینگیل است، اعمال می‌شود. آماره بوت‌استرپ برای ((MV(X,ki)) در سه مرحله صفحه بعد انجام می‌شود:

۱. نمونه بوت‌استرپ از T مشاهده را به‌صورت $X_t^* = \eta_t X_t \quad t = 1, \dots T$ تشکیل می‌دهیم که η_t دنباله‌ای تصادفی از مشاهدات با میانگین صفر و واریانس یک است. برای انجام آزمون بوت‌استرپ شکل مشخصی از η_t بایستی انتخاب شود که کیم استفاده از توزیع نرمال استاندارد برای η_t را پیشنهاد کرد.

۲. MV(X*,ki) ≡ MV* را محاسبه می‌کنیم، آماره $MV(X^*, k_i)$ از نمونه بوت‌استرپ به‌دست آمده است.

۳. مراحل (۱) و (۲) را به تعداد لازم (m بار) تکرار می‌کنیم تا توزیع بوت‌استرپ برای آماره آزمون {MV*(X*,kj;j)} را تشکیل دهیم.

نتایج پژوهش

نتایج آزمون نسبت واریانس LOMAC

نتایج مربوط به آزمون LOMAC برای چهار شاخص در نظر گرفته شده در کل دوره مورد بررسی در ادامه ارائه شده‌اند که تمامی محاسبات در نرم‌افزار Eviews7 انجام شده است:

جدول ۲. مقادیر محاسباتی آماره‌های نسبت واریانس

	q=2	q=4	q=6	q=8	q=10
تپیکس	۱/۴۲۲	۲/۰۱۴	۲/۴۸۸	۲/۸۸۷	۳/۲۶۵
صنعت	۱/۴۰۳	۱/۹۶۸	۲/۴۱۳	۲/۷۸۲	۳/۱۲۹
مالی	۱/۳۷۹	۱/۷۳۸	۱/۹۶۰	۲/۱۹۴	۲/۴۳۳
قیمت و بازده نقدی	۰/۵۰۰۸	۰/۲۵۲	۰/۱۶۳۳	۰/۱۲۷۶	۰/۱۰۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول شماره (۲) مربوطبه نسبت‌های واریانس ۲، ۴، ۶، ۸ و ۱۰ روزه است که در آن اقدام به محاسبه آماره نسبت واریانس برای پنج مضرب مختلف دو با افق‌های زمانی کوتاه مدت کرده‌ایم. همان‌طور که مشاهده می‌شود در مورد تمام شاخص‌ها به جز شاخص قیمت و بازده نقدی، نسبت‌های واریانس بزرگ‌تر از یک بوده و با افزایش فواصل زمانی این نسبت‌ها نیز افزایش

یافته‌اند که این نشان‌دهنده وجود خودهمبستگی مثبت در سری قیمت ها است. جدول شماره (۳) مربوط‌به آماره های نرمال استاندارد محاسبه شده تحت فرض واریانس همسانی و ناهمسانی برای هر یک از آماره‌های آزمون نسبت واریانس جدول شماره (۲) است که در ادامه ارائه شده‌اند:

جدول ۳. مقادیر محاسبه‌شده $z(q)$ و $z^*(q)$

	q=2	q=4	q=6	q=8	q=10
تپیکس	*۱۱/۳۱۹	*۱۴/۴۸۵	*۱۶/۰۱۷	*۱۷/۰۴۹	*۱۷/۹۲۹
	*۵/۶۵۰	*۸/۲۹۲	*۹/۹۴۳	*۱۱/۲۶۳	*۱۲/۴۹۴
صنعت	*۱۰/۷۸۱	*۱۳/۹۸۸	*۱۵/۲۹۲	*۱۶/۱۱۵	*۱۶/۸۶۳
	*۴/۸۸۷	*۷/۲۴۹	*۸/۷۹۶	*۱۰/۰۰۶	*۱۱/۱۲۷
مالی	*۱۰/۱۳۳	*۱۰/۵۲۱	*۱۰/۳۶۷	*۱۰/۷۷۶	*۱۱/۲۴۹
	*۷/۷۲۲	*۸/۷۶۳	*۹/۲۴۲	*۹/۹۶۶	*۱۰/۷۰۸
قیمت و بازده نقدی	* −۱۳/۴۹۱	* −۱۰/۶۴۰	* −۹/۰۰۶	*−۷/۸۵۲	* −۷/۰۷۵
	−۰/۹۹۷۵	−۰/۹۹۷۲	−۰/۹۹۷۰	−۰/۹۹۷	−۰/۹۹۶۹

* نشان‌دهنده معنادار بودن آماره موردنظر در سطح خطای ۵٪ است. سطر اول مقادیر محاسبه‌شده مربوط‌به $z(q)$ و سطر دوم مقادیر محاسبه شده مربوط به $z^*(q)$ است. منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول بالا، فرضیه گام تصادفی در صورتی رد خواهد شد که آماره‌های آزمون محاسبه شده برای تمامی مقادیر q بامعنی باشند؛ یعنی مقادیر آماره های نرمال استاندارد شده از مقدار آماره بحرانی در سطح خطای پنج درصد، یعنی ۱/۹۶ بزرگ‌تر باشند. بر این اساس، درمورد همگی شاخص‌ها فرضیه گام تصادفی تحت فرض همسانی واریانس‌ها رد خواهد شد. رد گام تصادفی در این‌حالت می‌تواند ناشی از وجود واریانس ناهمسانی یا همبستگی در سری مورد نظر باشد. بدین‌منظور گام تصادفی مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی را نیز بررسی کرده‌ایم. نتایج در این حالت برای شاخص‌های درنظر گرفته‌شده نشان از رد مجدد گام تصادفی دارند؛ زیرا تمامی آماره‌های آزمون محاسبه‌شده در ناحیه عدم‌پذیرش فرض صفر قرار گرفته‌اند. با رد شدن گام تصادفی مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی در شاخص‌های تپیکس، صنعت و مالی شواهد وجود رفتار روندی و در نتیجه وجود خودهمبستگی در سری قیمت‌های این شاخص‌ها تقویت خواهد شد که افزایش نسبت‌های واریانس با افزایش فواصل زمانی، خود گواهی بر درستی این ادعا است. بنابراین، برای هر یک از چهار شاخص یاد شده فرضیه گام تصادفی و در نتیجه کارایی بازار در سطح ضعیف برقرار نخواهند بود؛ زیرا همان‌طور که لو و مکینلی بیان داشته‌اند، در هریک

از دو حالت یعنی وجود رفتار بازگشت به میانگین و یا رفتار روندی در سری قیمت‌ها، فرضیه صفر در آزمون LOMAC یعنی برقراری گام تصادفی رد خواهد شد.

نتایج آزمون نسبت واریانس CD

در آزمون نسبت واریانس چندگانه CD و به‌منظور کنترل کردن اندازه این آزمون، به‌جای مقایسه آماره‌های $z\ (q)$ و $z^*\ (q)$ با مقدار بحرانی در سطح پنج درصد خطا یعنی ۱/۹۶، مقدار حداکثر قدرمطلق این آماره‌ها برای هر مجموعه از آزمون‌های نسبت واریانس را با مقدار بحرانی SMM مقایسه می‌کنیم. مقدار حداکثر آماره‌های یادشده در جدول شماره (۴) ارائه شده‌اند:

جدول ٤. حداکثر مقدار قدرمطلق $z\ (q)$ و $z^*\ (q)$ها

	بیشینه قدرمطلق $z\ (q)$ ها	بیشینه قدرمطلق $z^*\ (q)$ ها
تپیکس	*۱۷/۹۲۹	*۱۲/۴۹۴
صنعت	*۱۶/۸۶۳	*۱۱/۱۲۷
مالی	*۱۱/۲۴۹	*۱۰/۷۰۸
قیمت و بازده نقدی	*۱۳/۴۹۱	۰/۹۹۷۵

* نشان‌دهنده معنادار بودن آماره موردنظر در مقایسه با مقدار بحرانی SMM که ۲/۵۶۹ است، می‌باشد.
منبع: یافته‌های پژوهش

برای شاخص تپیکس، مقدار بیشینه قدرمطلق آماره‌های آزمون $z\ (q)$، ۱۷/۹۲۹ است که با توجه به مقدار بحرانی SMM معنادار است؛ بنابراین، گام تصادفی تحت واریانس همسانی رد خواهد شد. با توجه به آماره‌های $z^*\ (q)$ و درنظر گرفتن مقدار حداکثر قدرمطلق آنها یعنی ۱۲/۴۹۴ درمی‌یابیم که این مقدار در مقایسه با SMM بحرانی معنادار بوده، در نتیجه گام تصادفی مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی نیز رد خواهد شد. از طرفی ضریب همبستگی مرتبه اول ۰/۴۲۲ است که متناظر با تفاضل مقدار VR(2) از عدد یک یعنی (۱/۰۰۰-۱/۴۲۲) است، این تناظر بر مبنای آنچه لو و مکینلی (۱۹۸۸) بیان و اثبات کرده‌اند به‌دست آمده است. در این حالت و با وجود ضریب همبستگی مرتبه اول یعنی ۰/۴۲۲ مشخص می‌شود که همبستگی معناداری در شاخص تپیکس وجود دارد که منجر به عدم‌کارایی این شاخص خواهد شد. با توجه به جدول شماره (۴) و با تبعیت از توضیحات بیان شده در زمینه شاخص تپیکس در می‌یابیم که براساس آزمون چندگانه CD، فرضیه گام تصادفی تحت واریانس همسانی و واریانس ناهمسانی برای شاخص‌های صنعت و مالی نیز رد می‌شود؛ زیرا مقدار حداکثر قدرمطلق آماره های $z\ (q)$ و

$z^*(q)$ برای شاخص‌های یادشده از مقدار بحرانی SMM بزرگ‌تر هستند. بنابراین، در شاخص-های تپیکس، صنعت و مالی رفتار روندی مشاهده می‌شود. این درحالی است که در شاخص قیمت و بازده نقدی رفتار بازگشت به میانگین رؤیت می‌شود؛ بنابراین، در هر دوی این حالت‌ها فرضیه گام تصادفی رد خواهد شد. با توجه به این مطالب متوجه می‌شویم که نتایج به‌دست آمده در آزمون نسبت واریانس چندگانه CD در راستای نتایج آزمون LOMAC قرار دارند؛ به‌گونه‌ای که در بازه زمانی مورد بررسی و با توجه به شاخص‌های انتخابی امکان رد اشتباه فرض صفر مشاهده نمی‌شود. بنابراین، فرضیه اصلی پژوهش یعنی وجود گام تصادفی در بورس ایران با توجه به شاخص‌های انتخابی برقرار نیست. دو آزمون نسبت واریانس LOMAC و CD یک‌بار دیگر برای چهار شاخص یادشده برای چهار فاصله زمانی ۳، ۵، ۷ و ۹ چند زیرنمونه انتخابی در فواصل یادشده نیز تکرار شدند که تأییدکننده نتایج به‌دست آمده برای حالت قبل بودند. گفتنی است، مقدار آماره بحرانی SMM در این حالت ۲/۴۹۱ خواهد بود

نتایج آزمون نسبت واریانس ریچاردسون–اسمیت

نتایج آزمون ریچاردسون و اسمیت برای چهار شاخص در نظر گرفته‌شده در جدول شماره (۵) ارائه شده‌اند:

جدول ۵. نتایج آزمون نسبت واریانس ریچاردسون-اسمیت

شاخص	RS(q)	p-value
تپیکس	*۶۴۲/۳۲	۰/۰۰۰۰
مالی	*۶۰۸/۲۳۴	۰/۰۰۰۰
صنعت	*۲۷۶/۰۳۲	۰/۰۰۰۰
قیمت و بازده نقدی	*۶۶۹/۹۲۵	۰/۰۰۰۰

* نشان‌دهنده معنادار بودن آماره والد استاندارد در سطح خطای ۵٪ در مقایسه با آماره کای‌دو با پنج درجه آزادی است. منبع: یافته های پژوهش

با مقایسه هر یک از آماره‌های والد استاندارد محاسبه شده با توزیع کای‌دو با پنج درجه آزادی و در سطح خطای پنج درصد مشخص می‌شود که فرضیه صفر یعنی برقراری گام تصادفی در مورد چهار شاخص رد می‌شود که این امر به‌روشنی از مقادیر p-valueهای داده شده در جدول شماره (۲) مشاهده می‌شود.

نتایج آزمون نسبت واریانس بلیر– فرنچ و کانتریراس

نتایج آزمون نسبت واریانس بلیر– فرنچ و کانتریراس برای چهار شاخص در جدول شماره (۶) ارائه شده‌اند:

جدول ٦. نتایج آزمون نسبت واریانس بلیر–فرنچ و کانتریراس

شاخص	آماره	مقدار محاسباتی	p-value
تپیکس	CD_{R_1}	*۲۳/۷۲۱	۰/۰۰۰۰
	CD_{R_1}	*۱۹/۲۱۹	۰/۰۰۰
صنعت	CD_{R_1}	*۲۴/۳۲۸	۰/۰۰۰
	CD_{R_1}	*۱۹/۵۹۴	۰/۰۰۰
مالی	CD_{R_1}	*۱۵/۰۷۶	۰/۰۰۰
	CD_{R_1}	*۱۱/۷۱۵	۰/۰۰۰
قیمت و بازده نقدی	CD_{R_1}	*۲۴/۸۴۶	۰/۰۰۰
	CD_{R_1}	*۱۹/۸۲۰	۰/۰۰۰

* نشان‌دهنده معنادار بودن آماره‌های چندگانه رتبه و علامت در سطح خطای پنج درصد است.

با توجه کردن به مقادیر آماره‌های محاسبه شده آزمون بلیر– فرنچ و کانتریراس که مقادیر حداکثر آماره‌های رتبه و علامت در آزمون رایت با در نظر گرفتن پنج افق زمانی ۲، ۴، ۶، ۸ و ده روزه هستند و ارزش‌های احتمالی متناظر آنها متوجه می‌شویم که درمورد تمامی شاخص‌ها فرضیه صفر مبنی‌بر برقراری گام تصادفی رد خواهد شد و در نتیجه کارایی بازار در سطح ضعیف در هیچ‌یک از موارد برقرار نخواهد بود.

نتایج آزمون نسبت واریانس بوت‌استرپ کیم

درمورد آزمون بوت‌استرپ کیم نیز با هزار تکرار بوت‌استرپ برای افق‌های زمانی ۲، ۴، ۶، ۸ و ده روزه (مقادیر درنظر گرفته شده برای q) مقادیر آماره‌های بوت‌استرپ مقاوم در مقابل واریانس ناهمسانی برای هر شاخص یعنی MV^*ها مقادیری برابر با ستون دوم جدول شماره (۷) به‌دست آمدند و p-value های متناظر آنها نیز در ستون سوم جدول یادشده ارائه شده‌اند. با توجه به مقادیر p-value ها متوجه می‌شویم که درمورد تمامی شاخص‌ها به‌غیر از شاخص قیمت و بازده نقدی فرضیه صفر در آزمون بوت‌استرپ کیم یعنی تفاضل مارتینگیل بودن دنباله تولیدکننده

داده‌ها رد می‌شود؛ بنابراین فرضیه گام تصادفی و کارایی بازار در سطح ضعیف رد می‌شوند. شاخص قیمت و بازده نقدی نیز دارای رفتار بازگشت به میانگین است که این امر نیز منجر به رد کارایی بازار خواهد شد.

جدول ۷. حداکثر مقدار قدرمطلق $z\ (q)$ و $z^*\ (q)$ها

	MV $z^*\ (q)$	p-value
تپیکس	*۱۲/۴۹۴	۰/۰۰۰
مالی	*۱۱/۱۲۷	۰/۰۰۰
صنعت	*۱۰/۷۰۸	۰/۰۰۰
قیمت و بازده نقدی	۰/۹۹۷۵	۰/۷۲۵

* نشان‌دهنده معنادار بودن آماره موردنظر در مقایسه با مقدار بحرانی SMM که ۲/۵۶۹ است، می‌باشد. منبع: یافته‌های پژوهش

نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

در این پژوهش، کارایی بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر فرضیه گام تصادفی بررسی شده است. طبق گفته فاما، بازاری کاراست که در آن اطلاعات جدیدالورود به‌سرعت روی قیمت‌ها تأثیر بگذارند، بر این اساس نبایستی همبستگی معناداری بین تغییرات در زمان گذشته با زمان حال وجود داشته باشد. یکی از راه‌های بررسی کارایی بازار، آزمون برقراری گام تصادفی است. فرضیه گام تصادفی بیان می‌کند، قیمت‌ها دارای ماهیت کاملاً تصادفی هستند به‌گونه‌ای که فاقد حافظه هستند. طی سال‌های اخیر از روش‌ها و آزمون‌های مختلفی برای آزمون فرضیه گام تصادفی استفاده شده است که در بین آنها خلأ ناشی از عدم‌استفاده از انواع آزمون‌های نسبت واریانس کاملاً مشهود است. بر این اساس، در این مطالعه از آزمون‌های نسبت واریانس لو و مکینلی، چاو و دنینگ، ریچاردسون و اسمیت، بلیر- فرنچ و کانتریراس و بوت استرپ کیم برای بررسی کارایی بازار استفاده کردیم که نتایج حاکی از آن بودند که کارایی بازار در سطح ضعیف در ایران برقرار نیست که این نتیجه در راستای نتایج مطالعه رضا تهرانی و همکاران(۱۳۸۷) در زمینه عدم‌کارایی بورس اوراق بهادار تهران است؛ بنابراین امکان پیش‌بینی قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد. همچنین نتایج این پژوهش با نتایج مطالعات دیگری که از روش‌های دیگری برای آزمودن کارایی بازار سرمایه ایران بهره جسته‌اند نیز مطابقت دارد. برای نمونه می‌توان به مطالعات فدائی‌نژاد (۱۳۷۳)، نمازی و شوشتریان (۱۳۷۵)، تهرانی و همکاران

(۱۳۸۷) که به‌ترتیب از آزمون‌های نرمال بودن تابع توزیع، آزمون گردش، خودهمبستگی سریالی و آزمون نسبت واریانس LOMAC استفاده کردند، اشاره کرد که همگـی عـدم‌کـارایی بـازار در سطح ضعیف را به اثبات رساندند.

منابع

۱. تهرانی، ر.، انصاری ح.، سارنج ع. (۱۳۸۷). بررسی وجود پدیده بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون نسبت واریانس. *فصلنامه بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، ۵۴، ۱۷– ۳۲.

۲. جهانخانی، ع.، عبده تبریزی، ح. (۱۳۷۲). نظریه بازار کارای سرمایه. تحقیقات مالی، ۷، ۱–۲۳.

۳. راس، ا.، وسترفیلد ر.، بردفورد، ج. (۱۳۹۰). *مدیریت مالی نوین* (جلد دوم)، ترجمه علی جهانخانی و مجتبی شوری، تهران: انتشارات سمت.

۴. راعی، ر.، پویان‌فر، ا. (۱۳۸۹). *مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته*. تهران: انتشارات سمت.

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

۶. فتاحی، ش.، ترکمان احمدی م. (۱۳۹۰). بررسی کارایی بازار نفت (مطالعه موردی اوپک). *دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق)*، ۲، ۱۲۱.

۷. فدایی‌نژاد، ا. (۱۳۷۳). آزمون شکل ضعیف نظریه بازار کارای سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۵ و۶، ۶–۲۶.

۸. نمازی، م. (۱۳۸۲). *بررسی عملکرد اقتصادی بازار بورس اوراق بهادار تهران*. انتشارات معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی.

۹. نمازی، م.، شوشتریان، ز. (۱۳۷۵). بررسی کارایی بازار بورس اوراق بهادار ایران. *تحقیقات مالی*، شماره ۷و ۸، ۱۰۴–۸۲.

10. Chang, H.Y. (2006). *Testing Weak-Form Efficiency of the Chinese Stock Market*. MA Dissertation,University of Technology.

11. Charles, A. & Darne, O. (2009). The Random Walk Hypothesis for Chinese Stock Markets: Evidence From Variance Ratio Tests. *Economic Systems*, 33, 117-126.

12. Chow, K.Victor. & Denning. Karen. c. (1993),A Simple Multiple Variance Ratio Test. *Journal of Econometrics*, 58, 385-401.

13. Davidson, R & Flachaire, E. (2000). The Wild Bootsrap. Tamed at Last, *Journal of Econometrics*, 146, 162-169.

14. Fama ,E.F. (1965). The Behavior of Stock Market Price. *The Journal of Business*, 34-105.

15. Fama, E.F. (1970). Efficient Capital Market:A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 2, 00, 383-417.

16. Kim, J.H. (2006). Wild Bootstrapping Variance Ratio Tests. *Economics Letter*, 92, 38-43.

17. Kim, J.H. & Sham sudden, H. (2008). Are Asian Stock Markets Efficient? Evidence From New Multiple Variance Ratio Tests?. *Journal of Empirical Finance*, 15, 518-532.

18. Lo, A.W. & Mackinla, A.C. (1988). Stock Market Prices Do Not Follow Random Walk: Evidence From a Simple Specification Test. *Review of Financial Studies*, 1, 41-66.

19. Lu, W. & Wang, W. (2010). Weak-Form Efficiency of European Emission Trading Scheme-Evidence From Variance Ratio Tests. *International Journal of Green Economic*, 2, 183-196.

20. Milionis, Alexandros.E. (2007). Efficient Capital Markets: A Statistical Definition and Comments. *Statistics & Probability Letters*, 77, 607-613.

21. Pesaran, H. (2010). Predictability of Asset Returns and the Efficient Market Hypothesis. *IZA DP*, 5037, 1-34.

22. Richardson, M. & Smith, T. (1991). Tests of Financial Models in The Presence of Overlapping Observations. *Review of Financial Studies*, 4, pp:227-254.

23. Wright, j.h. (2000). Alternative Variance Ratio Tests Using Rank and Signs. *Journal of Business and Economic Statistic*, 18, 1-9.

24. Warthington, Andrew.c & Higgs, H. (2004). Random Walks and Market Efficiency in European equity Markets. *Global Journal of Finance*, 59-78.

25. Whang, Yoon_J. & Kim, J. (2003). A Multiple Variance Ratio Test Using Subsampling. *Economic Letters*, 79, 225-230.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی