Biannual Journal of Scientific Governmental Accounting
Vol. 7, No. 2 (Series. 14), Spring & Summer 2021 (109-128)

دو فصلنامه علمی حسابداری دولتی
سال هفتم، شماره ۲ (پیاپی ۱۴)، بهار و تابستان ۱۴۰۰ (۱۲۸-۱۰۹)

Research Paper

مقاله پژوهشی

بهبود توان هرست به‌منظور ارزیابی کارایی اطلاعاتی شرکت‌ها در بازارهای فراکتالی

مهرزاد علیجانی[۱]، *بهمن بنی مهد[۲]، هاشم نیکومرام[۳]

۱. دانشجوی دکتری مالی بین الملل، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.
۲. دانشیار، گروه مدیریت و حسابداری، واحد کرج، دانشگاه آزاد اسلامی، کرج، ایران.
۳. استاد، گروه مدیریت و حسابداری، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱/۲۵

Improve Hurst Exponent to Evaluate the Information Efficiency of Companies in Fractal Markets

M. Alijani[1], *B. Banimahd[2], H. Nikomram[3]

1. PhD. Student in International Finance, Department of Financial Management, Faculty of Management and Economy, Sciences and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
2. Associate Professor, Department of Management and Accounting, Karaj Branch, Islamic Azad University, Karaj, Iran.
3. Professor, Department of Management and Accounting, Faculty of Management and Economy, Islamic Azad University, Sciences and Research Branch ,Tehran, Iran.

Received: 2021/2/24 Accepted: 2021/4/14

Abstract

Subject and Purpose of the Article: In this study, using simulated data of fractal time series (ARFIMA) in R software to investigate the new Hurst criterion to evaluate the efficiency of fractal markets in private and public companies has been researched**.**

Research Method: This simulation is introduced using the assumed parameter dimension of the new measurement criterion by changing and optimizing the Hurst criterion by changing the focus index and the middle substitution instead of the mean, and by using the data simulation it is shown that The reason for the intrinsic characteristics of the middle and its independence from severe data fluctuations is more accurate and less deviation than the previous criterion in identifying the fractal dimensions of the market for all public and private companies**.**

Research Findings: Finally, it has been observed that the new criterion in calculating market efficiency using the change in Hurst criterion is closer to the reality that we have already simulated and has less deviation**.**

Conclusion, Originality and its Contribution to the Knowledge: In this study, it was shown that the variance of the Hurst R/S estimator using the mean index is higher than the variance of the corresponding estimator using the median index. As a result, the accuracy of the newly introduced estimator is higher than the previous computational methods.

Keywords: Performance, Fractal Dimensions, Time Series, Hurst Power**.**

JEL Classification: M41, G38

چکیده

موضوع و هدف مقاله: در این پژوهش، با استفاده از داده‌های شبیه‌سازی شده سری زمانی با ابعاد فراکتال (ARFIMA) در نرم‌افزار R به‌منظور بررسی معیار هرست جدید در جهت ارزیابی کارایی بازارهای فراکتالی در شرکت‌های خصوصی و دولتی پژوهش شده است.

روش پژوهش: این شبیه‌سازی با استفاده از پارامتر مفروض بعد فراکتال معیار جدید شناسایی آن با تغییر و بهینه‌سازی معیار هرست به کمک تغییر در شاخص تمرکز و جایگزینی میانه به جای میانگین معرفی شده است و با استفاده از شبیه‌سازی داده‌ها نشان داده شده که معیار جدید به دلیل مشخصات ذاتی میانه و عدم وابستگی آن به نوسانات شدید داده‌ها از دقت بیشتر و انحراف کمتری نسبت به معیار قبل در شناسایی ابعاد فراکتال بازار برای کلیه شرکت‌های دولتی و خصوصی برخوردار است.

یافته‌های پژوهش: در نهایت مشاهده شده است که معیار جدید در محاسبه کارایی بازار با استفاده از تغییر شاخص تمرکز در معیار هرست برای داده هایی که از قبل شبیه‌سازی شده است، برآوردی دقیق‌تر محاسبه می‌نماید که از انحراف کمتری نیز برخوردار است.

نتیجه‌گیری، اصالت و افزوده آن به دانش: در این پژوهش نشان داده شد که واریانس برآوردگر R/S هرست با استفاده از شاخص میانگین بیشتر از واریانس برآوردگر مربوطه با استفاده از شاخص میانه است. در نتیجه دقت در برآوردگر معرفی شده جدید بالاتر از روش‌های محاسباتی قبل می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: کارایی، ابعاد فراکتال، سری‌های زمانی، توان هرست.

طبقه‌بندی موضوعی: M41, G38

* **Corresponding Author:** B. Banimahd
E-mail: dr.banimahd@gmail.com

* **نویسنده مسئول:** بهمن بنی مهد

Doi: 10.30473/GAA.2021.57868.1455

مقدمه

بر اساس برخی از پژوهش‌ها روند قیمت‌ها در بازار سرمایه به‌صورت کاملاً تصادفی نیست و انحراف قیمت‌ها از نظر آماری وابستگی معناداری با هم دارند، بنابراین مدلسازی آن نیازمند روشی است که بتواند ویژگی‌های نوسان قیمت سهام را کشف و آن را مدلسازی نماید و برآوردی صحیح به‌منظور کاهش ریسک و کسب بازدهی مناسب، ضروری است (یانگ و همکاران[1]، ۲۰۰۹). به جای فرضیه بازار کارا، فرضیه بازار فراکتالی توسط پیترز[2] (۱۹۹۴)، ارائه شد. بر اساس نظریه آشوب و استفاده از مفاهیم ابعاد فراکتال، فرضیه بازار فراکتال مدلی جدید برای تبیین دقیق‌تر بی‌نظمی‌ها و نوسانات دوره‌ای آن را مهیا می‌سازد که بازارهای سرمایه را به‌طور دقیق‌تر توصیف می‌نماید. به‌نظر می‌رسد که فرضیه بازار فراکتالی یک ابزار قوی برای درک تضاد قطعیت در برابر تصادفی بودن مطابق با رفتار سرمایه‌گذاران در بازار باشد که مفروضات پایه‌ای آن توسط پیترز ارائه شده بود و شامل مواردی از قبیل تعدد زیاد سرمایه‌گذاران و علایق و سلایق آنها، تأثیر متفاوت اطلاعات بر دیدگاه سرمایه‌گذاری آنها، اهمیت نقدینگی و تعادل عرضه و تقاضا، ترکیب معاملات فنی کوتاه‌مدت و ارزشیابی بلندمدت و رابطه چرخه اقتصادی، بنیاد شرکت و صورت‌های مالی و تأثیر آن در قیمت‌گذاری و ارزشیابی سهام شرکت‌های دولتی و خصوصی است.

هدف از فرضیه بازار فراکتالی تبیین مدلی از رفتار سرمایه‌گذاران و حرکات قیمت سهام می‌باشد تا واقعیت را بهتر تبیین نماید. هنگامی که بازار با ثبات در نظر گرفته شود، فرضیه بازار کارا و مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای بر آن منطبق خواهند بود. اما در طول بحرانها و رفتار هیجانی یک گروه از سرمایه‌گذاران، این موضوع نقض خواهد شد. زیرا این مدل‌ها، مدل‌های تعادلی هستند و افق‌های سرمایه‌گذاری را به تصویر نمی‌کشند. بر اساس مفروضات بازار فراکتالی، بازار زمانی بی‌ثبات خواهد شد که ساختار فراکتالی‌اش را از دست بدهد و مفروضات ثابت آن در اثر بحران‌های احتمالی مخدوش شود (راچو و همکاران[3]، ۱۹۹۹)، بنابراین تئوری بازارهای فراکتالی در مواجهه با بحرانها تغییر شکل و ماهیت بازار را بهتر نمایان می‌سازد.

تئوری فراکتالی به این منظور به‌کار می‌رود که ویژگی‌های تغییرناپذیری مقیاسی قیمت سهام را تشریح نموده و وجود تغییرناپذیری مقیاسی در بازار سهام به این معنی است که قیمت‌ها از فرضیه گام تصادفی پیروی می‌نمایند. بدیهی است داده‌های مالی چنین فرضی را تأیید نمی‌کنند. نمودارهای تغییر سهام در هر زمان دورنمایی از حرکات ثابت و نوسانی بازار را آشکار می‌کنند، اما به صورت یک شکل شبیه منحنی توزیع نرمال استاندارد که انتظار می‌رود، نخواهد بود. زیرا تغییرات ناگهانی، بر روی نمودار روند نرمال بودن آن را بر هم میزند. در شرایط نرمال و بر اساس نظریه پرتفوی احتمال رخ دادن این نوسانات بزرگ ممکن است نزدیک به صفر باشد و اثبات شده که توزیع بازده‌ها به صورت نرمال تشریح شده است. اما این تغییرات نرمال بودن و اساس نظریه پرتفوی را نقض می‌نماید (ماندل بروت[4]، ۱۹۹۹).

وجود ویژگی‌های تغییرناپذیری مقیاسی توسط رویکردهای مختلفی، شامل مدل‌های تحلیل دامنه مقیاسی، توزیع لوی مانا و تحلیل نوسانات روندزدایی شده تأیید شده است. این مدل‌ها تنها تصویری کلی از فرآیند قیمت‌گذاری سهام را بدون در نظر گرفتن جزئیات آن ارائه می‌دهند و از طرف دیگر تحلیل چند فراکتالی از طریق تقسیم سیستم پیچیده به بخش‌های مختلف مطابق با پیچیدگی آنها تغییرات بازار را تشریح می‌نماید (یانگ و همکاران، ۲۰۰۹).

بسیاری از محققان بیان کرده‌اند که چند فراکتالی یک ماهیت و مشخصه متداول در قیمت‌های سهام است. در حقیقت این مبحث، در اثر ویژگی ذاتی، پویایی قیمت سهام به‌وجود می‌آید. خصوصاً همبستگی‌های بلندمدت بین وقایع گذشته و حال، ممکن است چند فراکتالی را ایجاد نماید. وجود چند فراکتالی در سری‌های زمانی مانع امکان وجود بازار کارا می‌شود (ماندل بروت، ۱۹۹۹).

خاصیت فراکتالی ارتباط مستقیم با کارایی اطلاعاتی بازار دارد و از طرف دیگر شناسایی و محاسبه ضریب فراکتال در تعیین میزان کارایی بازار بسیار اهمیت دارد که در این پژوهش راه شناسایی و بهبود توان هرست به‌عنوان یکی از روش‌های محاسبه کارایی و معیار اندازه‌گیری آن مورد بحث و بررسی قرار گرفته است و با استفاده از ترکیب روش‌های ریاضی و آماری معیار مورد نظر را ارتقاء یافته است. استفاده از مدل‌های فراکتال با توجه به خاصیت ناپارامتری، غیرخطی و دینامیک آنها در مواقعی که مدل‌های پارامتری و خطی در تبیین روند داده‌های سری زمانی ناتوان می‌باشند کارایی بیشتری دارد. زیرا این مدل‌ها توزیع آزاد بوده و نیازمند مفروضات اولیه مانند مدل‌های پارامتریک نمی‌باشند. همچنین در مواقعی که بازار بسیار پر تلاطم بوده و نوسانات شدید دارد این روش‌ها بیشتر به‌کار می‌روند و می‌توان از ابعاد فراکتال در تبیین میزان کارایی بازار استفاده نمود.

1.Ying et al
2.Peters
3.Rachev et al
4.Mandelbrot

این پژوهش در ۵ بخش انجام شده است. بعد از تشریح کلی پیشینه پژوهش در قسمت بعد فرضیه، کارایی بازار مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد و در ادامه، آزمون¬های پارامتری و ناپارامتری مربوطه به¬منظور تشخیص نوع کارایی بازار در کلیه شرکت¬های دولتی و خصوصی تشریح خواهد شد. در بخش سوم، موارد مرتبط با حافظه بلندمدت در بازارهای فراکتالی مورد بحث و بررسی قرار خواهد گرفت و در این قسمت مدل سری زمانی ARFIMA نیز به اختصار تبیین می‌گردد. محاسبه ابعاد فراکتال با شبیه‌سازی و معرفی معیار جدید به¬منظور ارزیابی جدید نیز در بخش ۴ ذکر خواهد شد و نیز آمار اصلاح شده به¬منظور محاسبه توان هرست نیز معرفی خواهد شد و مزایای آن نیز بیان می‌گردد، و در انتها خروجی نتایج تشریح می‌شود.

پیشینه پژوهش

ناشناخته بودن عوامل تاثیرگذار بر تغییرات قیمت سهام و کمبود مدل‌های کامل برای توصیف هر یک از این عوامل و اثرات متقابل آنها بر یکدیگر، دلیلی برای استفاده از مدل‌های سری زمانی مبتنی بر خاصیت ناپارامتری و توزیع آزاد می‌باشد. در صورتی که الگوی رفتاری تغییرات قیمت سهام قابل کشف باشد سهامداران با ارزیابی سهام خود و دیگر سهام موجود در بازار می‌توانند بهترین سهام را انتخاب و در نتیجه اقدام به نگهداری، فروش و یا بعضاً جایگزینی سهام خود با سهام دیگر نمایند. زمانیکه الگوها و مفروضات ناشناخته و پیچیدگی بازار بسیار زیاد باشد استفاده از نظریه آشوب و ابعاد فراکتال می‌تواند به‌عنوان مدل‌های کارا در تبیین میزان کارایی بازار استفاده گردد.

یکی از روش‌های آزمون کارایی بازار تکنیک گام تصادفی است که منظور از گام تصادفی قیمت سهام، شرایطی است که تغییرات قیمت سهام روند خاصی ندارد و روند تغییر قیمت و الگوی رفتاری آن تصادفی و غیر منظم است. ضرورت آزمون کارایی بازار از آنجا ناشی می‌شود که بازار، در صورت کارا بودن قیمت اوراق به درستی و عادلانه تعیین می‌شود و تخصیص سرمایه که مهمترین عامل تولید و توسعه اقتصادی است به صورت مطلوب و بهینه انجام می‌شود و عدم تایید فرضیه بازار کارا به معنی وجود همبستگی در بازدهی های بازارهای مالی می‌باشد. به منظور در نظر گرفتن همبستگی‌ها در بازدهیها و قیمتهای شاخص‌های مالی در بازار سهام فرضیه بازار فراکتالی را مطرح شد. این فرضیه دامنه وسیع تری برای رفتار بازدهی‌ها در نظر گرفته و از نظریه فراکتال‌ها و هندسه فراکتالی و برای تعیین وجود همبستگی در نوع فرآیند رفتاری از آماره نمای هرست استفاده می‌شود (خواجوی و طالب‌بیگی، ۱۳۹۵).

در راستای این پژوهش تحقیقات زیادی در داخل و خارج، مرتبط با بررسی کارایی بازار انجام شده است که در بسیاری از آنها مسئله کارایی و بررسی نوع آن مورد تحقیق قرار گرفته است و در هیچ یک از آنها ابزار محاسبه و تعیین کارایی از روی داده‌های سری زمانی به صورت مستقیم مورد بررسی قرار نگرفته و حداقل در تحقیقات اخیر ارتقای معیار هرست بعنوان ابزاری نوین در تعیین میزان کارایی بازار مورد پژوهش قرار نگفته است و در این پژوهش مورد بررسی و بحث قرار خواهد گرفت. به منظور چگونگی واکنش سری زمانی نسبت به تکانه‌های وارده بر آن در اثر بحران‌های پیش رو تحلیل مانایی سری زمانی به کار برده می‌شود. اثر یک تکانه بر یک متغیر در طول زمان ممکن است دائمی، بلندمدت و یا کوتاه‌مدت باشد. اگر اثر یک تکانه دائمی باشد، آن سری دارای ریشه واحد بوده و به آن حافظه کامل گفته می‌شود. چنان‌چه اثر تکانه برای مدت نسبتاً طولانی باقی بماند، سری مربوطه ریشه کسری دارد و حافظه بلندمدت است. اگر اثر تکانه به سرعت از بین برود، آن سری دارای حافظه کوتاه‌مدت است. در پژوهش‌های پیشین شامل نمازی و شوشتریان (۱۳۷۵)، قالیباف اصل و ناطقی (۱۳۷۸)، سیگات و لوسی (۲۰۰۵)، نوانابی (۲۰۱۲)، استاکیک و همکاران (۲۰۱۶)، جانگ و وبر (۲۰۱۸)، کارایی بازار نسبت به اطلاعات تاریخی مورد بررسی قرار داده‌اند و در بسیاری از تحقیقات مشابه مانند ویو و همکاران (۲۰۱۹) و قاسمی و همکاران (۱۳۹۷)، مواردی از کارایی به صورت بنیادی و تکنیکال مورد بررسی قرار گرفت.

فدایی‌نژاد و همکاران (۱۳۹۷)، نشان داده‌اند که تورش‌های رفتاری از جانب سرمایه‌گذاران بازار سرمایه منجر به فاصله گرفتن ارزش بازار از ارزش ذاتی سهام خواهد شد به نحوی که کارایی بازار را مخدوش می‌سازد.

در برخی از تحقیقات مانند افلاطونی (۱۳۹۵) و دهقان‌نژاد و رضایی (۱۳۹۸)، کارایی بازار در انعکاس با سود حسابداری مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. خواجوی و طالب بیگی (۱۳۹۵)، به تجزیه و تحلیل ابعاد فراکتال بر شاخص بازده نقدی قیمت بر اساس سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس پرداخته‌اند که از برخی از روش‌های نظریه آشوب، ابعاد فراکتال نیز استفاده نموده‌اند.

جنتینگ و همکاران (۲۰۱۲)، در پژوهشی با عنوان برآوردگرهای ابعاد فراکتال در سری‌های زمانی و داده‌های فضایی با استفاده از ابعاد هاسدروف معیاری قوی برای ارزیابی

مدل‌های سری‌های زمانی و داده‌های فضایی تعریف نمودند که با استفاده از تعریف یک فضای باز و ابعاد مختلف آن به تحلیل داده‌ها پرداختند، که این مدل‌ها را می‌توان به ابعاد فراکتال در بازارهای فراکتالی پیوند داد. اما همچنان مدلسازی نوین کارایی بازار با استفاده از ابزار فراکتال به صورت کامل انجام نشده است.

کریستوفک و سوردا طی سال‌های ۲۰۱۳ و ۲۰۱۴، با استفاده از معیار کارایی بازار و اندازه‌گیری آن با ساختار همبستگی در سطوح جزئی و کلی به یک معیار جدیدی در ارزیابی بازار دست یافتند و با استفاده از ساختار همبسته بازدهی به پژوهش در بازارهای ژاپن و کانادا پرداختند این تحقیقات به صورت پیوسته بازار فراکتال و بازار کارا را جداگانه مورد بحث و بررسی قرار داده‌اند.

تروی و ونگسسکل (۲۰۱۶)، در پژوهشی با عنوان "رویکرد خودهمبستگی به منظور مدلسازی ابعاد فراکتال حرکت براونی" پرداختند، که در آن پژوهش ابعاد فراکتال با استفاده از مفروضات حرکت براونی مورد ارزیابی قرار گرفت. کروها و اسکولا (۲۰۱۸)، با استفاده از مولفه‌های آشوب و سیگنال‌های معاملاتی و استخراج مدل‌های مرتبط سری‌های زمانی به مدلسازی بازار کارا پرداختند و از نتایج آن به‌عنوان ابزاری به‌منظور بررسی تکنیکال بازار استفاده نمودند.

کارپ و ویورن (۲۰۱۹)، در پژوهشی به بررسی دلایل سرمایه‌گذاری در شرایط بازار فراکتال پرداختند و مفروضات بازار کارا را با مفروضات بازار فراکتالی مورد مقایسه و بررسی قرا داده‌اند اما با استفاده از ابعاد فراکتال موفق به تعریف آماره مرتبط با ارزیابی کارایی بازار در سطوح مختلف نشده‌اند که در این پژوهش مورد توجه قرار خواهد گرفت. از این رو همچنان شکاف تحقیقاتی مد نظر در این پژوهش که در واقع بررسی یکی از ابعاد سه گانه کارایی قوی، نیمه قوی و ضعیف به‌صورت جزئی مطالعه شده است نیز همواره مورد بحث خواهد بود و جای خالی بررسی ابعاد فراکتال و درجه‌بندی کارایی بازار با استفاده از نظریه ابعاد فراکتال در اکثر تحقیقات نیز خالی است که به آن خواهیم پرداخت. در ادامه طبقه‌بندی برخی از مطالعات انجام شده داخلی در خصوص کارایی بازار و روابط مرتبط با آن را به صورت جدول ۱، ارائه خواهیم نمود.

فرضیه کارایی بازار

از مهم‌ترین تئوری‌هایی که در زمینه سرمایه‌گذاری مطرح شده، فرضیه بازار سرمایه کارا است. مفهومی که از کارایی مد نظر است اشاره به این مسئله دارد که تا چه میزان بازار در تعیین قیمت اوراق بهادار موفق عمل کرده است. کارایی به دو جنبه مهم در تعیین قیمت‌ها توجه دارد که عبارتند از سرعت و کیفیت تعیین قیمت‌ها، اگر قیمت‌های جاری منعکس‌کننده اطلاعات با ارزش باشند بسیار مشکل خواهد بود که اوراق بهادار ارزانی را بیابیم که بازده بالایی ایجاد کند و یا در اوراق بهاداری سرمایه‌گذاری نماییم که قیمت آن بالا و بازده آن پایین باشد (نمازی و شوشتریان، ۱۳۷۴). تعاریف متعددی در طول سالیان از فرضیه بازار کارا به عمل آمده که ذیلاً به برخی از آنها اشاره می‌کنیم. فاما[5] (۱۹۶۵)، بازار کارا را به صورت زیر تعریف کرده، که شاید بتوان گفت ساده‌ترین و کامل‌ترین تعریف باشد:"کارایی بازار سرمایه در صورتی تحقق خواهد یافت که در تنظیم قیمت‌ها در طی زمان، بازار از اطلاعات موجود به نحو احسن استفاده نماید." تعریف دیگری از بازار کارا توسط وی (۱۹۶۵)، صورت گرفت و او بازاری را کارا نامید که با توجه به اطلاعاتی که در بازار وجود دارد، بازده مورد انتظار غیرعادی از راهبردهای مختلف بر اساس آن اطلاعات برابر با صفر باشد. تعریف دیگری که از فرضیه بازار کارا توسط جنسون[6] (۱۹۸۷)، بیان شده است: "بازاری را کارا می‌نامیم که در آن نتوانیم با استفاده از مجموعه اطلاعات خود سود ایجاد کنیم."

به‌هرحال محققان زیادی از جمله فاما (۱۹۶۵)، دیکسون[7] (۱۹۹۲)، جنسون (۱۹۸۷) و بیور[8] (۱۹۸۱)، در خصوص فرضیه بازار کارا نظریه‌پردازی کرده و تحقیقاتی انجام دادند. بیور (۱۹۸۱)، به تشریح مسائلی که سبب عدم کارایی می‌شود پرداخت و به این نتیجه رسید که برای تعریف بازار کارا ابتدا باید عدم کارایی را تعیین نمود، وی بازار کارا را به شکل زیر تعریف نمود:

"یک بازار را با توجه به سیستم اطاعاتی آن، زمانی کارا می‌نامیم که تغییرات قیمت‌ها زمانی صورت بگیرد که همه سرمایه‌گذاران علائمی را که سیستم اطلاعاتی می‌دهد، مشاهده نمایند. به‌عبارت‌دیگر تغییر قیمت را زمانی خواهیم دید که آگاهی از اطلاعات همه‌گیر شده باشد. در این حالت می‌توانیم بگوییم که قیمت‌ها انعکاس‌دهنده سیستم اطلاعاتی هستند (صادقی شریف و همکاران، ۱۳۹۴)."

آزمون‌های سنجش و روش‌های محاسبه کارایی بازار

الف) آزمون‌های پارامتری

آزمون نسبت واریانس: آزمون نسبت واریانس برای آزمون فرضیه گام تصادفی توسط لو و مکیلانی (۱۹۸۸)، مطرح شد.

5.Fama
6.Jenson
7.Dixon
8.Bever

جدول ۱. برخی از مطالعات انجام شده در خصوص کارایی بازار سرمایه در ایران

ردیف	نام مطالعه	عنوان/موضوع	نوع آزمون	شیوه بررسی	نتیجه	توضیحات
۱	افلاطونی (۱۳۹۵)	توان پایین سهامداران در پردازش اطلاعات و نقش آن در قیمت‌گذاری نادرست سهام شرکت‌ها	همبستگی	آزمون خودهمبستگی رویکرد قیمت‌گذاری عقلایی در بازار کارا	ارتباط مستقیم	سهامداران به دلیل ضعف در تحلیل این اطلاعات، میزان پایداری آتی اقلام تعهدی و خالص دارایی‌های عملیاتی (و نهایتاً، سود حسابداری) را بیش از واقع برآورد نموده و موجب قیمت‌گذاری ناصحیح و غیرعقلایی و عدم کارایی سهام در بازار سرمایه می‌شوند.
۲	خواجوی و طالب‌بیگی (۱۳۹۵)	تجزیه و تحلیل تجربی ابعاد فراکتال بر شاخص بازده نقدی و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران	تحلیل RS	آنالیز ترکیبی و خودهمبستگی	ارتباط غیرمستقیم	سری زمانی شاخص بازده نقدی و قیمت مستقل و تصادفی نیست و دارای حافظه بلندمدت می‌باشد. کارایی بازار در بلندمدت برقرار نیست.
۳	فدایی نژاد و همکاران (۱۳۹۷)	کارایی بازار آتی طلا در دو رژیم پرنوسان و کم نوسان	آزمون کارایی فنی	آزمون همبستگی و سری‌های زمانی FIGARCH و FARMA	بررسی ارتباط و میزان همبستگی جزئی	هم ریسک و هم میانگین سود بازار آتی سکه قابلیت پیش‌بینی را دارد و در نتیجه بازار آتی سکه در هر دو رژیم پرنوسان و کم نوسان از کارایی ضعیف برخوردار نیست و می‌توان در این بازار به سودهای سیستماتیک دست یافت. این آزمون با استفاده از روش‌های سری‌های زمانی به‌دست آمده است.
۴	استادی و همکاران (۱۳۹۷)	ارزیابی ریسک عملیاتی با استفاده از روش استنتاج بیزی و با در نظر گرفتن ترکیب منابع داده‌ای و فرض وابستگی بین نظرات کارشناسان و داده‌های زیان داخلی	کاهش ریسک در شرایط بازار کارا	آزمون‌های نیکویی برازش عددی	تخمین پارامتر توزیع فراوانی در رویکرد توزیع زیان ریسک عملیاتی با استفاده از روش استنتاج بیزی	نتایج پژوهش حاکی از آن است که با در نظر گرفتن فرض وابستگی بین دو منبع داده‌ای نظرات کارشناسان و داده‌های زیان داخلی، با افزایش تعداد دوره‌های پیش‌بینی پارامتر توزیع فراوانی، مقدار پارامتر توزیع کاهش می‌یابد که این امر نشان دهنده کاهش نمایه ریسک باگذشت زمان است.
۵	سلیمی فر و شیروز (۱۳۸۹)	بررسی کارایی اطلاعات بازار سرمایه به روش آزمون نسبت واریانس	کارایی ضعیف	آزمون گام تصادفی از طریق نسبت واریانس	رد نکردن کارایی	این پژوهش مستقل از سایر تحقیقات در ایران انجام شده است.
۶	عزیزخانی (۱۳۸۹)	بررسی شکل ضعیف کارایی بازار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران	کارایی ضعیف	آزمون خودهمبستگی و گام تصادفی	رد کارایی	کارایی در سطح محدود آن و بر اساس سری‌های زمانی بدون در نظرگرفتن ارتباط بین آنها بررسی شده است.
۷	تهرانی و همکاران (۱۳۸۹)	ارزیابی تأثیر استفاده از شاخص‌های تحلیل تکنیکی بر بازده سهام داران	بررسی سود فرانرمال قواعد مبادله‌ای	مقایسه سودآوری راهبردهای معامله (تکنیک خرید و مبادله)	ردکارایی بازار در سال‌های ۸۳ و ۸۴ و رد نکردن آن در سال ۱۳۸۲	تمام راهبردهای تکنیکی نه‌گانه مورد استفاده برای بازدهی بیشتر در مقایسه با راهبرد خرید و نگهداری سهام بوده‌اند و سال ۸۲ برعکس.

ادامه جدول ۱⟵

⟵ادامه جدول ۱

۸	(اسحقی و خلفی‌پور ۱۳۸۷)	تحلیل تجربی نوسانات و کارایی اطلاعاتی بازار سهام (مطالعه موردی: بورس اوراق بهادار تهران)	آزمون کارایی اطلاعاتی	نرمال بودن توزیع بازده سهام به وسیله آزمون ARMA- Garch	رد فرضیه کارایی اطلاعاتی	در این مطالعه، پس از رد کارایی بازار، برخی از ناهنجاری های مشاهده شده در بورس اوراق بهادار نیز بررسی شده است.
۹	حجازی و حق بین (۱۳۸۷)	ناهنجاری‌های اولین عرضه عمومی سهام در بورس اوراق بهادار تهران	آزمون وجود بازده غیرعادی	بررسی بازده غیرعادی سهام عرضه عمومی اولیه	رد کارایی بازار	در این پژوهش به ناهنجاری‌های مربوط به فاصله گرفتن ارزش فنی و بازاری پرداخته شده است و با تأیید شکاف موجود بین این دو، امکان کسب سود غیرنرمال تأیید می‌شود.
۱۰	انباری (۱۳۸۷)	بررسی شکل ضعیف کارایی بازار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران	آزمون ضعیف	آزمون همبستگی سریال آزمون گردش (run test)	کارایی نداشتن	___
۱۱	عرفانی‌فرد (۱۳۸۶)	بررسی وجود کارایی از نوع ضعیف در بازار آتی‌های نفت خام (بازارهای جهانی)	آزمون قابلیت پیشبینی	بررسی قابلیت پیش بینی قیمت‌ها با استفاده از شبکه عصبی و تحلیل تکنیکی	رد کارایی بازار	از شبکه عصبی در پیش بینی قیمت‌ها و ایجاد سیگنال‌های خرید و فروش استفاده کرده است. کسب عواید غیرعادی از این روش امکانپذیر است؛ لذا کارایی بازار مورد تردید جدی قرار می‌گیرد.
۱۲	نمازی و شوشتریان (۱۳۷۴)	بررسی کارایی بازار بورس و اوراق بهادار ایران	آزمون ضعیف	بررسی گام تصادفی بودن رفتار قیمت سهام و امکان کسب بازده بیش از متوسط بازار با استفاده از قاعده تجاری فیلتر	ناکارایی بازار	فرضیه گام تصادفی رد و امکان کسب سود بیشتر تأیید می‌شود.

آنها بیان کردند اگر واریانس بازدهی سهام با فاصله زمانی k واحد زمان برحسب روز، هفته یا ماه ۲≤K، k برابر بازدهی سهام با فاصله زمانی ۱ واحد زمان باشد فرضیه گام تصادفی پذیرفته می‌شود. (زیرا اگر بازده‌های سهام از هم مستقل باشند آنگاه باید واریانس آنها یک تابع خطی از فاصله زمانی که بازده در آن محاسبه شده است، باشد). نسبت واریانس به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$VR(K) = \hat{\sigma}^2(k) / \hat{\sigma}^2(1)$$

که در اینجا ۱/k، $\sigma^2(k)$ واریانس X_t-X_{t-k} است.

$$VR(k) = \frac{Var(x_t + x_{t-1} + \cdots + x_{t-k+1})/k}{Var(x_t)}$$

برای سری زمانی بازده‌های سهام مورد مطالعه که شامل T دوره است، نسبت واریانس به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$V\hat{R}(k) = \frac{\hat{\sigma}^2(k)}{\hat{\sigma}^2(1)}$$

$$\hat{\sigma}^2(k) = \frac{1}{k(T-k+1)(1-k/_T)} \sum_k^T (x_t + x_{t-1} + \cdots + x_{t-k+1} - k\hat{\mu})^2$$

$$\hat{\sigma}^2(1) = \frac{1}{(T-1)} \sum_1^T (x_t - \hat{\mu})^2$$

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_1^T x_t$$

از آنجا که زمانی نظریه گام تصادفی پذیرفته می‌شود که نسبت واریانس به ازای تمامی kها برابر یک باشد، بر این اساس فرض صفر (H_0) عبارت است از: نسبت واریانس به ازای تمام kها برابر یک است.

$$VR(K_i) = 1 \qquad for = 1,2,3, \ldots, m$$

(H_1) عبارت است از: حداقل به ازای یکی از kها نسبت واریانس یک نیست.

برای آزمون این فرض از آزمون نرمال استاندارد استفاده می‌شود.

آماره آزمون با فرض هم‌واریانسی[9] سری زمانی، به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z_1(k) = \frac{\sqrt{T}(V\hat{R}(k) - 1)}{\sqrt{\frac{2(2k-1)(k-1)}{3k}}} \to N(0,1)$$

که $Z_1(k)$ دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک است.

ایراد روش لو و مکیلانی این است که چون برای چند k، آزمون فوق صورت می‌گیرد (به‌عبارت دیگر می‌توان گفت که

9.Homoscedasity

فرض صفر که در بالا گفته شد از چند فرض صفر که هر یک از آنها برای یک K است تشکیل شده) با خطای نوع اول بزرگی مواجه می‌شویم و نمی‌توانیم که قابل اطمینان نمی‌باشد. برای حل این مشکل در سال ۱۹۹۳ چو و دنینگ[10] آزمون نسبت واریانس چندگانه را مطرح کردند.

آزمون نسبت واریانس چندگانه: در این آزمون آماره آزمون با فرض هم واریانسی سری زمانی به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Z_1^*(m) = \max_{1<i<m} |Z_1(k_i)|$$

با این فرض که سری زمانی مورد مطالعه در طول زمان دارای واریانس ناهمسان سازگاری باشد.

$$Z_2^*(m) = \max_{1<i<m} |Z_2(k_i)|$$

آماره‌های آزمون Z_1^* و Z_2^* از توزیع SSM[11] با m و T درجه آزادی پیروی می‌کنند.

این دو آزمون نسبت واریانسی که تا اینجا گفته شد آزمون‌های آماری پارامتریک بودند درنتیجه برای انجام این آزمون‌ها داده‌ها باید دارای توزیع نرمال بوده، یعنی تغییرات متوالی لگاریتم قیمت‌های سهام توزیع نرمال داشته باشند. اگر توزیع نرمال نباشد باید از آزمون‌های غیرپارامتریک استفاده کرد که در ادامه به معرفی دو آزمون غیرپارامتریک می‌پردازیم.

ب) آزمون‌های ناپارامتری

برای انجام این آزمون‌ها نیازی به تقریب‌های جانبی نیست و ثانیاً اگر داده‌ها به‌شدت غیرنرمال باشند این آزمون‌ها نسبت به سایر آزمون‌ها قوی‌تر و قابل اطمینان‌تر هستند.

آزمون نسبت واریانس Rank-Based: رایت (۲۰۰۰)، آزمون‌های Rank Sign Based را مطرح کرد که در این آزمون در ابتدا بازدهی‌ها به صورت کمی محاسبه و بعد از رتبه‌بندی آماره زیر محاسبه می‌گردد. فرض کنید x_t یک سری زمانی از بازده‌های سهام به تعداد T است، $x_t=(X_t-X_{t-1})$ اگر $r(x_t)$ رتبه x_t باشد، داریم:

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

سری r_{1t} یک تبدیل خطی ساده از رتبه‌ها می‌باشد که استاندارد شده‌اند و دارای میانگین صفر و واریانس یک هستند.

آماره آزمون در اینجا عبارت است از:

$$R_1(k) = \left(\frac{\sum_{k+1}^{T}(r_{1t} + r_{1t-1} + \cdots + r_{1t-k+1})^2}{k\sum_1^T n^2} - 1\right)\left(\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}\right)^{-0.5}$$

که در اینجا رتبه‌ها (r_{1t}ها) جای بازدهی‌ها (x_tها) در Z_1 (k) قرار می‌گیرد و R_1 نیز معادل Z_1 بوده و دارای توزیع نرمال استاندارد است.

آزمون نسبت واریانس Sign-Based: در این آزمون علامت بازدهی‌ها اهمیت داشته و مورد استفاده قرار می‌گیرند. رایت در اینجا S_t را به این صورت تعریف کرد که اگر بازده مثبت باشد S_t برابر یک و اگر منفی باشد، S_t منفی یک می‌شود. سری S_t دارای میانگین صفر و واریانس یک هستند.

از آماره آزمون زیر در این آزمون استفاده می‌شود:

$$S_1(k) = \left(\frac{\sum_{k+1}^{T}(S_t + S_{t-1} + \cdots + S_{t-k+1})^2}{k\sum_1^T {S_t}^2} - 1\right)\left(\frac{2(2k-1)(k-1)}{3kT}\right)^{-0.5}$$

رایت با بهره‌گیری از پیشنهاد چو و دنینگ، آزمون نسبت واریانس چندگانه را مطرح کرد که در آزمون فوق از آماره آزمون $ZR(m)$ و $ZS(m)$ استفاده می‌شود.

$$ZR(m) = MAX|R_1(K_i)|, \quad 1 < i < m$$
$$ZS(m) = MAX|S_1(K_i)|, \quad 1 < i < m$$

گام تصادفی: در سال‌های اخیر تحقیقات تجربی زیادی در رابطه با کارایی بورس اوراق بهادار به‌عنوان معیاری جهت تعیین کارایی بازار، مورد توجه قرار گرفته است. در یک بازار کار، رفتار قیمت اوراق بهادار نباید از الگوی خاصی تبعیت کرده و تغییرات متوالی قیمت‌های اوراق بهادار باید مستقل از یکدیگر بوده و از تئوری گام تصادفی پیروی نماید (نمازی و شوشتریان، ۱۳۷۵). بعد از مطرح شدن نظریه گام تصادفی، فرضیه بازارهای کارا برای آزمون آن به‌وجود آمد که بر اساس این فرضیه بازارهایی که از فرایند گام تصادفی تبعیت نمایند کارا می‌باشند. اما بر اساس مطالعه مندلبروت در حالی که همبستگی کوتاه‌مدت به احتمال زیاد بنیادی برای تدوین استراتژی‌های تجاری به منظور کسب بازدهی‌های غیرمعمول ایجاد نمی‌کند، اما وجود همبستگی‌های بلندمدت تحت شرایط معینی به مفهوم آنست که استراتژی‌های تجاری مبتنی بر قیمت‌های تاریخی ممکن است بطور سیستماتیک سودآور باشد. بنابراین تشخیص نوع همبستگی در بازدهی‌های

10.Chow & Denning
11.Studentized Maximum Modulus

شاخص‌های بازارهای مالی از اهمیت فراوانی برای سرمایه‌گذاران برخوردار است (علیجانی و همکاران، ۲۰۱۹).

حافظه بلندمدت در فرضیه بازار فراکتالی

اگر داده‌های بازار را به عنوان یک سری زمانی تلقی نماییم به منظور شناسایی حافظه یک سری زمانی، فرض کنید:

$$(1-L)^d X_t = \varepsilon_t \quad و \quad \varepsilon_t \sim N(0,\sigma^2)$$

که در آن ε_t به عنوان خطای محض بوده و نوفه سفید باشد. اگر $d=0$ باشد سری X_t حافظه کوتاه دارد بدین معنا که همبستگی‌های بین مشاهدات متوالی به سرعت به صفر گراییده و سری به سمت میانگین ثابت خود بازگشت می‌کند و خاصیت اتورگرسیون دارد. واریانس این سری محدود و مستقل از زمان بوده و کواریانس آن نیز مانا خواهد بود. این نوع سری را می‌توان با مدل ARMA مدلسازی نمود. چنانچه $d\neq0$ باشد، سری مربوطه ریشه واحد دارد و میانگین، واریانس و کواریانس آن غیر مانا هستند. واریانس این سری نامحدود و وابسته به زمان است. اثر تکانه وارده بر آن در طول زمان انباشته شده و سری به سمت میانگین ثابت خود بازگشت نمی‌کند. مدلسازی این سری مستلزم آن است که ابتدا با استفاده از تفاضل‌گیری مرتبه اول انجام می‌گیرد و سپس بر اساس مدل ARIMA پارامترهای آن شناسایی می‌شود. حال اگر $0<d<1$ باشد، سری دارای حافظه بلند است و اگر $0<d<0/5$ باشد واریانس سری محدود و مانا کواریانس آن نیز پایا و لذا، سری به طور کلی ماناست. اگر $0/5<d<1$ باشد، واریانس آن نامحدود و غیر مانا است. کواریانس آن نیز غیر مانا و سری غیر مانا خواهد بود (عرفانی، ۱۳۸۷).

همان‌طوری که تبیین شد، مدل‌هایی نظیر ARMIMA، ARMA، MA و AR ویژگی حافظه بلند بودن سری را در نظر نمی‌گیرند. مشهورترین مدلی که به موضوع حافظه بلند پرداخته است، مدل ARFIMA است که اولین بار توسط گرنجر و جویو (۱۹۸۰)، معرفی شد. مهمترین مرحله اجرای مدل ARFIMA، مرحله تفاضل‌گیری کسری است. به همین دلیل مشکل بودن آن معمولاً اقتصاددانان در تحلیل‌های تجربی خود از تفاضل‌گیری مرتبه اول استفاده می‌کنند. بدون شک چنین جایگزینی، منجر به بیش تفاضل‌گیری شده و در پی آن از دست رفتن بخشی از اطلاعات موجود در سری زمانی خواهد شد. به منظور محاسبه ضریب فراکتال، مقدار d نخستین بار توسط هنری هرست (۱۹۵۱) معرفی شد و کلیات آن مرتبط با تکنیکی است که به منظور آزمون وجود همبستگی‌ها در سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای مجموعه معینی از مشاهدات $(X_t, t\geq5)$ با میانگین:

$$\overline{X}_n = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} X_t$$

و واریانس نمونه‌ای:

$$S_n^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}(X_t-\overline{X}_n)^2$$

برای دوره‌ی n، آماره‌ی R/S (هرست) به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$\frac{R}{S_{(n)}} = \frac{\left[\underset{0\le k\le n}{\mathrm{Max}} \sum_{t=1}^{k}(X_t-\overline{X}_n) - \underset{0\le k\le n}{\mathrm{Min}} \sum_{t=1}^{k}(X_t-\overline{X}_n)\right]}{S(n)}$$

برای هر n متفاوت یک R/S(n) متفاوت وجود دارد. بعد از محاسبه آنها، مقدار H را با برآورد شیب معادله رگرسیونی زیر با روش کم‌ترین توان‌های دوم به دست می‌آوریم:

$$\mathrm{Log}R/S(n) = \mathrm{Log}C + H\mathrm{Log}n$$

اگر $0/5\leq H\leq1$ باشد می‌توان نتیجه گرفت سری تحت بررسی ویژگی حافظه بلندمدت دارد. پیترز (۱۹۹۹)، رابطه H و d را به صورت $H=0/5+d$ معرفی کرده است. در ادامه بررسی‌ها نشان داده‌اند که تحلیل دامنه استاندارد شده در زمینه تعیین دقیق فرآیندهای حافظه بلند بسیار ضعیف است. در حقیقت این تحلیل ممکن است یک سری زمانی را که دارای حافظه بلند نیست، حافظه بلند نشان دهد (نوروززاده و جعفری، ۲۰۰۵). افزون بر این، با وجودی که تحلیل دامنه استاندارد شده نسبت به سری‌های زمانی که فقط حافظه بلند دارند مقاوم است، اما قادر به تمایز بین حافظه کوتاه‌مدت و بلندمدت زمانی که هر دو به‌طور همزمان در یک سری زمانی وجود دارند، نیست. همچنین این تحلیل نسبت به ناهمسانی واریانس نیز مقاوم نیست (ایکسو و جین، ۲۰۰۶). لو (۱۹۹۱)، آزمون قوی‌تری پیشنهاد کرد که به "دامنه استاندارد شده تغییر یافته" شهرت یافت. آماره MRS به صورت ذیل است:

$$\frac{R'}{S_{(n)}} = \frac{\left[\underset{0\le k\le n}{\mathrm{Max}} \sum_{t=1}^{k}(X_t-\overline{X}_n) - \underset{0\le k\le n}{\mathrm{Min}} \sum_{t=1}^{k}(X_t-\overline{X}_n)\right]}{\sigma_n^2(q)}$$

$$\sigma_n^2(q) = \sigma_x^2(q) + \frac{2}{n}\sum_{j=1}^{q} w_j(q)\left[\sum_{i=j+1}^{n}(x_i-\overline{x}_n)(x_{i-j}-\overline{x}_n)\right]$$

$$w_j(q) = 1-\frac{j}{q+1} \quad q<n$$

q مرتبه وقفه است و ضابطه آماری خاصی برای آن وجود ندارد. برای $q=0$ مقدار آماره MRS همان آماره دامنه

استاندارد شده است. زیرا با جایگذاری q=۰ داریم:

$$\sum_{j=1}^{q} w_j(q) = 0$$

در نتیجه،

$$\sigma_n^2(q) = \sigma_x^2(q)$$

می‌شود. بعد از محاسبه $R'/S(n)$ برای nهای مختلف، آماره H را از طریق برآورد رابطه زیر، به روش OLS، به دست می‌آوریم:

$$\mathrm{Log}(R'/S(n)) = \mathrm{Log}c + H\mathrm{Log}(n)$$

به منظور محاسبه ابعاد هرست مطابق با توضیحات فوق یک سری زمانی X=X1,..,Xn را در نظر بگیرید. ابتدا مقیاس داده‌ها به صورت زیر تغییر یافته و یا به عبارتی یک سری زمانی نرمال می‌شود:

رابطه (۱)

$$Z_r = (X_r - X_m).r = 1.....n$$

که در آن X_m میانگین سری است، در مرحله بعد، سری زمانی جدیدی به صورت زیر محاسبه می‌شود.

رابطه (۲)

$$Y_r = (Z_1 - Z_r).r = 2.....n$$

از آنجا که میانگین Z صفر است، آخرین مقدار Y، یعنی Y_n، همیشه صفر خواهد بود. دامنه تعدیل شده برابر خواهد بود با:

رابطه (۳)

$$R_n = \max(Y_1 .... Y_n) - \min(Y_1 .... Y_n)$$

بدیهی است که چون میانگین Y صفر است، حداکثر آن همیشه بزرگتر یا مساوی صفر و حداقل آن همیشه کوچک‌تر یا مساوی صفر خواهد بود. بنابراین، دامنه تعدیل شده (R_n) همیشه غیر منفی خواهد بود. هرست با استفاده از قاعده نصف در آمار رابطه زیر را تعریف کرد:

رابطه (۴)

$$\left(\frac{R}{S}\right)_n = a.n^H$$

که در آن، R دامنه تجدید مقیاس شده، S انحراف معیار سری زمانی، a عدد ثابت، nتعداد مشاهدات و H نمای هرست هستند، فرمول بالا را می‌توان به طور تقریبی به صورت زیر نوشت:

رابطه (۵)

$$\log\left(\frac{R}{S}\right)_n = \log a + H \log(n)$$

H را توان هرست نیز می‌نامند. توان هرست همانندی دو پیشامد پیاپی را نشان می‌دهد. توان هرست به کمک محاسبه شیب منحنی log (R/S) /log (n) و با استفاده از روش رگرسیون در دامنه تغییرات N به دست می‌آید. بیشترین مقدار به دست آمده نمایانگر میانگین دوره گردش متناوب الگو است. در عمل، می‌توان با انجام یک رگرسیون، ضریب نمای هرست (H) را برآورد کرد. طبق نتایج هرست، اگر مقدار نمای آن برابر با ۰/۵ گردیده و دلالت بر یک فرایند مستقل دارد. همچنین بعد فراکتالی سری‌های زمانی میزان ناهمواری و نوسانات آن را نشان می‌دهد.

از طرف دیگر بعد فراکتالی یک خط برابر ۱ و برای یک صفحه برابر ۲ است، بنابراین بعد فرکتالی یک سری زمانی بین ۱ و ۲ قرار دارد. رابطه بعد فراکتالی و نمای هرست یکسری زمانی از رابطه (۶) به دست می‌آید:

رابطه (۶)

$$D=2-H$$

که در آن:

D: بعد فراکتال،

H: نمای هرست.

همان‌طوری که قبلا ذکر شد اگر نمای هرست بین ۰/۵ و ۱ قرار گیرد، دلالت بر یک سری زمانی دوام‌دار با حافظه بلندمدت دارد و در نهایت اگر، نمای هرست برابر با یک مقدار مثبت ولی کمتر از ۰/۵ شد، دلالت بر بی‌دوام بودن فرایند دارد.

مدل ARFIMA

برای سری زمانی نامانای $\{x_t\}$ مدل (p, d, q) ARFIMA به صورت کلی زیر تعریف می‌شود:

$$\Phi(L)(1-L)^d x_t = \Theta(L)\varepsilon_t$$

که در آن سری ε_t نوفه سفید است. L، عملگر وقفه و $(1-L)^d$ عملگر تفاضل‌گیری کسری است و $d\in$(۰ و۰۵/۰) چند جمله‌ای‌های:

$$\Phi(L) = 1 - \theta_1 L - \theta_2 L^2 - \cdots - \theta_q L^q, \Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - 000 - \phi_p L$$

به ترتیب عملگر AR و عملگر MA هستند. شرط لازم و کافی برای این که بتوان سری $\{x_t\}$ را یک فرآیند ARFIMA نامید، این است که فرآیند x_t $(1-L)^d$، یک فرآیند ARMA باشد. به‌منظور برقراری مدل ARFIMA، سه مرحله باید طی شود. در مرحله اول باید ویژگی حافظه بلند بودن سری مورد بررسی قرار گرفته و پارامتر تفاضل‌گیری برآورد شود. در مرحله دوم سری اولیه تفاضل‌گیری کسری شود، تا فرآیند ARMA به دست آید و در پایان پارامترهای p و q با روش‌های مرسوم اقتصاد سنجی برآورد شدند.

محاسبه ابعاد فراکتال با استفاده از فرمول جدید

یکی از برتری‌های میانه در محاسبات آماری و شاخص‌های تبیین کننده تمرکز به جای میانگین، عدم حساسیت نسبت به داده‌های پرت و دامنه نوسان داده‌ها می‌باشد که در واقع هنگام بروز بحران‌های مالی بیشتر مشاده می‌شود. این نوع داده‌ها در سری‌های زمانی مرتبط با بازارهای سرمایه و یا بازده اکتسابی از خرید سهام شرکت‌های دولتی و خصوصی در بازارهای سرمایه به وفور مشاهده می‌شود. مهم‌ترین مزیت میانه مقدار کمینه بودن قدر مطلق مجموع انحرافات از میانه داده‌ها است. این ایده در محاسبه توان هرست و بهبود و ارتقای آن در این پژوهش مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

رابطه (۷)

$$\sum_{i=1}^{N} |X_i - median| = minimum$$

یکی‌دیگر از مزایای میانه قرار گرفتن آن بین میانگین و مد در همه انواع داده‌های متقارن، چوله به چپ و یا چوله به راست می‌باشد. بنابراین به‌عنوان شاخص تمرکز و تبیین میزان انحرافات از شاخص تمرکز بیشتر از میانگین کاربرد دارد.

$$mean \le median \le mode$$

یا

$$mode \le median \le mean$$

محاسبه میانه با استفاده از خاصیت مرتب‌سازی داده‌ها و استفاده از الگوریتم‌های ساده در اکثر نرم‌افزارها تعریف شده است و به سادگی در تبیین تمرکز داده‌ها به مراتب از میانگین و مد کاراتر بوده و بهتر میزان انحراف داده‌ها از مرکزیت آنها را تبیین می‌نماید.

از لحاظ شهودی استفاده از میانه در محاسبه ابعاد هرست به جای میانگین می‌تواند منجر به کاهش اریبی برآوردگر شود و همین کاهش انحرافات کارایی برآوردگر محاسباتب را افزایش می‌دهد. برای این منظور ما شاخص MAD را به صورت زیر تعریف می‌نماییم و میانه در آن وابسته به دامنه تغییرات و نوسانات شدید داده‌ها نیست زیرا تعداد داه‌ها در محاسبات آن بیشترین کاربرد را دارد و از این لحاظ نیز به میانگین ارجحیت دارد. زیرا در طول زمان بر اساس بحران‌های سیستماتیک و پاندمی‌های مختلف شاخص‌های اصلی بازار دستخوش نوسانات شدید قرار خواهند گرفت و دامنه نوسانات زیاد آنها محاسبات را از واقعیت دور خواهد ساخت.

رابطه (۸)

$$MAD = median(|X_t - median(X)|)$$

رابطه (۹)

$$\overline{Q_n} = \frac{R_n}{S_n} = \frac{\max_{1\le k\le n} \sum_{j=1}^{k}(x_j - median(X)) - \sum_{j=1}^{k}(|x_j - median(X)|)}{MAD = median(|X_t - median(X)|)}$$

شبیه‌سازی مدل ARFIMA در نرم‌افزار R

ما در این پژوهش به صورت خلاصه حاصل شبیه‌سازی مدل ARFIMA را متمرکز به محاسبه پارامتر d به عنوان بعد فراکتال سری زمانی انجام می‌دهیم. اگر مدل ساده ARFIMA (p, d) به صورت زیر باشد:

رابطه (۱۰)

$$\Phi(B)(1-B)^d X_t = \Theta(B)\epsilon_t \quad for \quad d\,\epsilon(-0.5, 0.5)$$

جاییکه $\{\epsilon_t\}$ به عنوان خطای محض با امید صفر می‌باشد $E(\epsilon_t)=0$ و واریانس آن σ^2_t و B به‌عنوان اپراتور بازگشتی $BX_t=X_{t-1}$ در نظر گرفته شود. در این شرایط چندجمله‌ای:

$$\Phi(B) = 1 - \phi_1 B - \cdots - \phi_p B^p$$

و خواهیم داشت:

رابطه (۱۱)

$$\Theta(B) = 1 - \theta_1 B - \cdots - \theta_q B^q$$

فرض کنید همه ریشه‌های p و q درون دایره واحد باشند و در این پژوهش $\{X_t\}$ یک فرایند خطی بدون تابع مشخصه باشد آنگاه با تعریف:

$$U_t = (1-B)^d X_t$$

که در آن $\{U_t\}$ یک فرایند ARMA (p, d) باشد. بدیهی است برای شبیه‌سازی یک فرایند ARFIMA نیاز به تعریف یک فرایند ایستا و معکوس پذیر می‌باشیم و این پدیده با تعریف تابع چگالی طیفی $f_X(\omega)$ به‌صورت زیر امکان‌پذیر خواهد بود:

رابطه (۱۲)

$$f_X(\omega) = f_U(\omega)(2\sin\omega/2))^{-2d} \qquad \omega\epsilon[-\pi, \pi]$$

جایی‌که $f_U(\omega)$ تابع چگالی طیفی از فرایند $\{U_t\}$ می‌باشد و $g(n)$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$g(n) = n^\alpha \quad 0 < \alpha < 1$$

رابطه (۱۳)

$$m = n^\beta \quad 0 < \beta < 1$$

در این صورت برای $d\epsilon(0$ و $0/05)$ خواهیم داشت:

رابطه (۱۴)

$$g(n) = \begin{cases} A(d,\tau)n^{\frac{2\tau}{2\tau+1}} & 0 \le d \le 0.25 \\ A(d,\tau)n^{\frac{2\tau}{2\tau+1-2d}} & 0.25 \le d \le 0.5 \end{cases}$$

برای شبیه‌سازی مدل ARFIMA گام‌های زیر را اجرا خواهیم نمود:

فرض کنید $\{x_t\}$ فرایندی باشد که برای $U_t=(1-B)^d$ X_t تعریف شده باشد و به عنوان یک فرایند ARMA (p, d) باشد و از طرف دیگر

$$y_t = \frac{\Phi(B)}{\Theta(B)} X_t$$

به عنوان یک فرایند ARFIMA (۰, d, ۰) در نظر گرفته شود.

برآورد d در فرایند ARMA (p, d, q) و تعیین خواهد شد:

$$\hat{U}_t = (1-B)^{\hat{d}} X_t$$

استفاده از روش باکس و جنکینز یا بهره‌گیری از معیار آکائیک به عنوان مشخصه و برآورد پارامترهای ϕ و θ در فرایند ARMA (p, d) و

$$\phi(B)\hat{U}_t = \theta(B)\epsilon_t$$

محاسبه

$$\hat{Y}_t = \frac{\hat{\Phi}(B)}{\theta(B)} X_t$$

برآورد d در فرایند ARFIMA (۰, d, ۰) در مدل زیر و تغییر جایگزینی d اندیس‌دار به جای d جدید می‌باشد:

$$(1-B)^{\hat{d}}\hat{Y}_t = \epsilon_t$$

یافته‌های پژوهش

در این پژوهش مدل ARFIMA (۰,۴, ۰,۳, ۰,۱) سه مرتبه و هر بار ۲۰۰۰ داده تولید شد و سپس مدل شبیه‌سازی شده مجدداً بر آن برازش گردید. خروجی نتایج مرتبط با این شبیه‌سازی در جدول ۲، آورده شده است. این مطالعه بر پایه داده‌های شبیه‌سازی شده بنا نهاده شده است و مدل اتورگرسیو و موینگ اوریج با استفاده از فاکتور کسری به صورت کاملا فنی در دفعات مختلف شبیه‌سازی شد. به‌منظور بررسی آماره پیشنهادی و تأیید نتایج مرتبط با آن نیازمند این مدل شبیه‌سازی بوده‌ایم. نتایج شبیه‌سازی در جدول ۳، آورده شده است. نتایج ما از این شبیه‌سازی شواهد محکمی برای وجود حافظه کوتاه مدت در داده‌های شبیه‌سازی ارائه می‌دهد و بدیهی است با وجود حافظه کوتاه مدت کارایی بازار تا حدودی تأیید می‌شود. اگرچه چندین مقدار پارامتر را در نظر گرفتیم، نتایج هر تکرار ارائه شده است. همانطور که در مدل ARFIMA در شکل ۱، ۲ و ۳ وجود دارد، تکرار الگوریتم برای دستیابی به همگرایی ضروری است.

در شکل۱ و ۲ توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی نشان از وجود حافظه بلند مدت ندارد زیرا در صورت وجود حافظه بلندمدت ورود به کران‌های تعیین شده به سرعت اتفاق نمی‌افتاد. لذا کارایی بازار بر اساس نمودارهای ۱ و ۲ تا حدود زیادی تأیید می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

تفسیر خروجی نتایج و تحلیل میزان کارایی بازار منطبق بر میزان حافظه بلندمدت یا کوتاه‌مدت است. لذا زمانی‌که روند تصادفی و حافظه کوتاه‌مدت برقرار است بیانگر وجود کارایی قوی‌تر از زمانی است که حافظه بلند مدت بیانگر الگو و روند خاص در داده‌ها باشد. با این تفاسیر اگر توان هرست به صورت$0<H<\frac{1}{2}$ به معنی وجود روند ناپایدار و کارایی بیشتر بر اساس روند تصادفی بیشتر است و از طرف دیگر چنانچه $H=\frac{1}{2}$ بیانگر یک فرایند ساده گام تصادفی با عدم وابستگی طولانی مدت و اگر $\frac{1}{2}<H<1$ مبین وجود حافظه بلندمدت در روند داده‌ها است و همچنین با معادل‌سازی در بازار عدم‌وجود کارایی در بازار سرمایه و وجود الگوهای قابل پیش‌بینی را نشان خواهد داد.

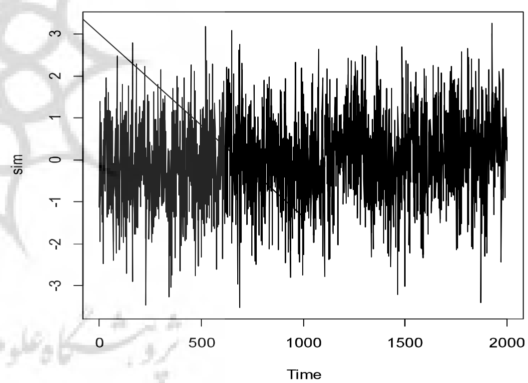
در پژوهش حاضر، داده‌های مدل سری زمانی با پارامتر فراکتال را با استفاده از نرم‌افزار R شبیه‌سازی شده است و سپس، با اطلاع از اینکه داده‌های سری زمانی فراکتال شبیه‌سازی با پارامترهای از قبل تعیین شده، مشخص می‌باشد، ابعاد هرست را با استفاده از روش میانه و روش جدیدی که در این پژوهش برای مقایسه معرفی شده است، برآورد کرده ایم و در نهایت طبق شکل ۴، مشاهده شده است که معیار جدید در محاسبه کارایی بازار با استفاده از تغییر در معیار هرست به واقعیت که ما از قبل شبیه‌سازی نموده بودیم، نزدیکتر شده است و از انحراف کمتری برخوردار شده است. لذا دقت برآوردگر بیشتر شده و مطابق محاسبات انجام شده تخمین بعد فراکتال با استفاده از توان R/S هرست با استفاده از شاخص تمرکز میانگین برابر ۰/۳۴۷۵۲۴ و این مقدار با استفاده از شاخص تمرکز میانه که با میانگین جایگزین شده است برابر ۰/۲۹۱۵۳۶۳ است. با مقایسه مقدار واقعی توان هرست ملاحظه می‌گردد توان هرست به مقدار دوم نزدیکتر بوده و این پدیده گویای کارایی بیشتر توان هرست به کمک شاخص تمرکز میانه خواهد می‌باشد زیرا مقدار واقعی توان هرست بر اساس داده‌های شبیه سازی شده برابر مقدار ۰/۳ بوده است. همچنین در این پژوهش ما نشان داده‌ایم که واریانس برآوردگر R/S هرست با استفاده از شاخص میانگین بیشتر از واریانس برآوردگر مربوطه با استفاده از شاخص میانه است. در حقیقت دقت در برآوردگر معرفی شده جدید بالاتر از روش‌های محاسباتی قبل می‌باشد. می‌توان از خروجی این پژوهش در تحقیقات مختلف به منظور تعیین میزان کارایی در

جدول ۲. ARFIMA (z = sim, order = c (1, 0, 1)) = (-0.4,0.3,0.1)

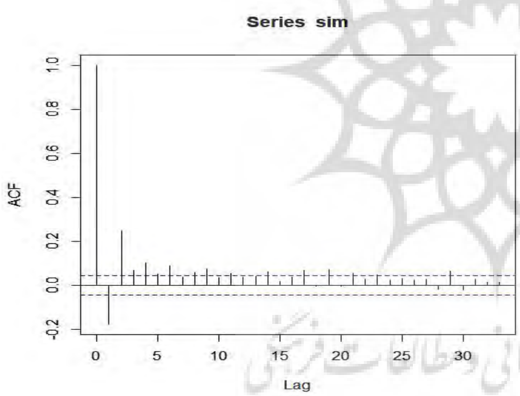
ضرایب متناسب:		
	Coef.1	**SE.1**
پارامتر خودهمبستگی $\phi=$	−۰.۳۸۹۴۶۱	۰.۰۴۶۶۰۵۵
پارامتر میانگین متحرک $\theta=$	۰.۰۸۴۴۶۰۶	۰.۰۶۸۳۵۵۹
D.F	۰.۲۷۹۰۷۱	۰.۰۳۳۰۹۸۴
میانگین متناسب	۰.۰۱۰۳۱۲۵	۰.۱۲۹۶۹۶
log	−۵.۴۸۲۱۴	
σ^2	۱.۰۰۶۵۹	

جدول ۳. نتایج شبیه‌سازی

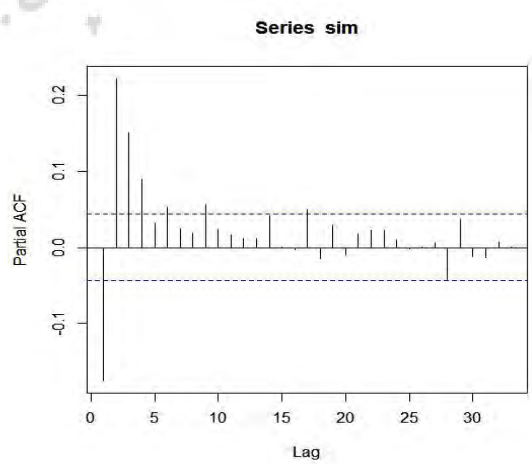
مرحله شبیه‌سازی	**۱**	**۲**	**۳**	**۴**	**۵**
پارامتر خودهمبستگی $\phi=$	۰.۴۰۹۵۷۳۸−	۰.۴۷۶۴۳۰۶−	۰.۳۹۵۹۷۲۳−	۰.۴۵۲۳۰۱۵−	۰.۳۸۹۴۶۰۹−
پارامتر میانگین متحرک $\theta=$	۰.۱۰۲۴۲۳۹	۰.۰۲۳۲۷۹۸۲	۰.۰۲۷۲۴۵	۰.۰۶۱۸۰۲۲۲	۰.۰۸۴۴۶۰۶۳
D.F	۰.۲۹۳۵۶۹۵	۰.۳۰۲۹۰۳۹	۰.۲۴۴۳۴۶۵	۰.۲۷۱۶۸۵	۰.۲۷۹۰۷۱۲
σ^2	۱.۰۷۶۶۵۷	۱.۰۰۷۹۳۸	۰.۹۹۴۰۲۳۴	۰.۹۶۶۴۷۵۶	۱.۰۰۶۵۸۷



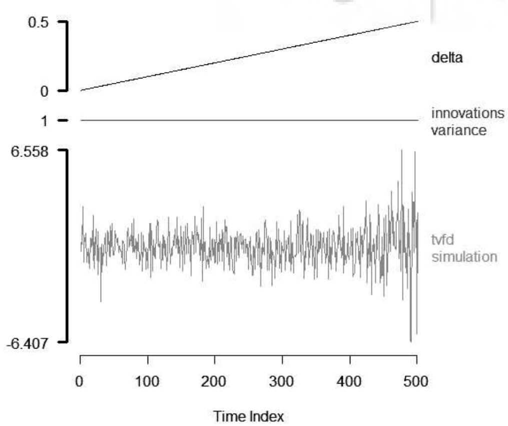
شکل ۱. شبیه‌سازی فرآیند ARFIMA



شکل ۲. ACF برای شبیه‌سازی فرآیند ARFIMA



شکل ۳. PACF برای شبیه‌سازی فرآیند ARFIMA



شکل ۴. شاخص زمان برای شبیه‌سازی فرآیند ARFIMA

شرکت‌های مختلف بر اساس اطلاعات تاریخی قیمت و داده‌های سری‌های زمانی مطابق بازده بازارهای مختلف نیز استفاده نمود.

منابع

- ابرزی، مهدی. (۱۳۸۴). بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری با استفاده از روش برنامه‌ریزی خطی و ارائه یک مدل کاربردی. *مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز*، ۲(۲۲).
- استادی، بختیار؛ خزایی، سجاد و حسین‌زاده کاشان، علی. (۱۳۹۷). ارزیابی ریسک عملیاتی با استفاده از روش استنتاج بیزی و با در نظر گرفتن ترکیب منابع داده‌ای و فرض وابستگی بین نظرات کارشناسان و داده‌های زیان داخلی. *راهبرد مدیریت مالی*، ۶(۲۰)، ۷۲–۵۳.
- افلاطونی، عباس. (۱۳۹۵). توان پایین سهامداران در پردازش اطلاعات و نقش آن در قیمت‌گذاری نادرست سهام شرکت‌ها. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۳۰، ۶۶–۵۵.
- اله‌یاری، اکبر. (۱۳۸۷). شناسایی عوامل مؤثر بر بازده غیرعادی بلندمدت سهام عرضه عمومی اولیه در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۵، ۱۰۳–۷۵.
- توکلی، محمد جواد؛ صالحی، الهیار و میرلوحی، سید مجتبی. (۱۳۹۷). بررسی کارایی بازار بورس اوراق بهادار تهران به روش آزمون نسبت واریانس خودهمبستگی. *سومین کنفرانس ملی سالیانه اقتصاد، مدیریت و حسابداری*.
- تهرانی، رضا؛ مدرس، احمد و تحریری، آرش. (۱۳۸۹). ارزیابی تأثیر استفاده از شاخص‌های تحلیل تکنیکی بر بازده سهام داردن. *مجله تحقیقات اقتصادی*، ۹۲، ۴۶–۲۳.
- حجازی، رضوان و حق‌بین، زینب. (۱۳۸۷). ناهنجاری‌های اولین عرضه عمومی در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۳، ۱۶۶–۱۳۵.
- خدادادی، ولی و جان‌جانی، رضا. (۱۳۸۸). بررسی واکنش سرمایه‌گذاران به پیش‌بینی سود، جریانات نقدی واقلام تعهدی در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۸، ۱۵۹–۱۳۳.
- خواجوی، شکراله و عبدی طالب بیگی، هادی. (۱۳۹۵). تجزیه و تحلیل تجربی ابعاد فراکتال بر شاخص بازده نقدی و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۵(۱۸).
- دهقانزاده، حامد و رضایی، غلامرضا. (۱۳۹۸). آثار اجرای نظام نوین حسابداری خزانه بر ویژگی‌های کیفی اطلاعات مالی. *دوفصلنامه علمی حسابداری دولتی*، ۶(۱)، ۶۰–۴۷ .
- راسخی، سعید و خانعلی‌پور، امیر. (۱۳۸۸). تحلیل تجربی نوسانات و اطلاعات کارایی بازار سهام (مطالعه موردی: بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۱۳(۴۰)، ۵۷–۲۹.
- راعی، رضا. (۱۳۸۱). تشکیل سبد سرمایه‌گذار مخاطره پذیر: مقایسه شبکه‌های عصبی و مارکوویتز. *پیام مدیریت*، ۹۶، ۷۸–۲.
- رهنمای رودپشتی، فریدون و پدرام، پرهام. (۱۳۹۱). آنالیز فرکتالی شاخص بورس اوراق بهادار تهران به روش RS. *نشریه دانش سرمایه‌گذاری*، ۳، ۷۹–۶۳.
- سلیمی‌فر، مصطفی و شیروز، زهرا. (۱۳۸۹). بررسی کارایی اطلاعاتی بورس به روش آزمون نسبت واریانس. *مجله دانش و توسعه*، ۳۱، ۲۹–۵۸.
- صادقی‌شریف، سید جلال و عسکری‌نژاد امیری، علی. (۱۳۹۴). کارایی بازار. *مجله راهبرد توسعه*، ۴۷.
- صالح‌آبادی، علی و دلیریان، هادی. (۱۳۸۹). بررسی حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، ۹، ۷۵–۶۱.
- عباسی نژاد، حسین و گودرزی فراهانی، یزدان. (۱۳۹۳). برآورد درجه انباشتگی شاخص تورم با مدل سری‌های زمانی AFRIMA و FIGARCH (مطالعه موردی: ایران). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، ۱۴(۵۲)، ۲۶–۱.
- عرفانی فرد، علی. (۱۳۸۶). بررسی وجود کارایی از نوع ضعیف در بازار آتی نفت خام. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه تهران.
- عزیزخانی، مهدی. (۱۳۸۹). بررسی شکل ضعیف کارایی بازار سرمایه در بورس اوراق بهادار تهران. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشگاه تهران.
- علیجانی، مهرزاد؛ قریشی، سیدکامران و حاتمیان، حجت. (۱۳۸۷). مقایسه برآورد چگالی‌های پسین به کمک تکنیک‌های MCMC. *(مونت کارلو مارکف چین) مجله اندیشه آماری*، ۱۳(۲)، ۵۵–۴۱.
- فدایی‌نژاد، محمد اسماعیل؛ صالح آبادی، علی؛ اسدی، غلامحسین، وزیری، محمدنقی و طاعتی، حسن. (۱۳۹۷). کارایی بازار آتی طلا در دو رژیم پرنوسان و کم‌نوسان. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، ۷(۲۷)، ۳۶۱–۳۳۹.

- قالیباف اصل، حسن و ناطقیان، محبوبه. (۱۳۸۷). بررسی کارایی در سطح ضعیف در بورس اوراق بهادار تهران. *تحقیقات مالی*، ۹(۱)، ۴۷-۶۶.
- قاسمی, حمید رضا؛ زحمتکش, ابوذر؛ فیاض, علی و مرتضوی, محبوبه. (۱۳۹۷). نقش وابستگی به دولت در تحلیل کارایی و شفافیت شرکت. *دوفصلنامه علمی حسابداری دولتی*، *۵*(۱)، ۶۹-۸۴. /doi: ۱۰,۳۰۴۷۳ .gaa.۲۰۱۹,۴۱۴۶۶,۱۲۲۰
- مدرس، احمد و عسگری، محمدرضا. (۱۳۸۸). شناسایی عوامل مؤثر بر بازده غیرعادی بلندمدت سهام عرضه اولیه در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، *۵*، ۱۰۳-۷۵.
- مروت، حبیب. (۱۳۹۱). آزمون فرضیه بازار فراکتالی در بررسی اوراق بهادار تهران. *نشریه بورس و اوراق بهادار تهران*، *۵*(۱۹).
- مهرانی، ساسان؛ عسگری، محمدرضا؛ تحریری، آرش و گنجی، حمیدرضا. (۱۳۸۸). بررسی وجود بازده غیرعادی در سهام عرضه‌های عمومی اولیه در بورس اوراق بهادار تهران در شرایط وجود و نبود حباب قیمتی و تعیین عوامل مؤثر بر آن. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، *۸*، ۱۳۲-۱۱۵.
- نمازی، محمد و شوشتریان، زکیه. (۱۳۷۴). بررسی کارایی بورس اوراق بهادار ایران. *فصلنامه تحقیقات مالی*، (۷ و ۸) ، ۱۰۴-۸۲.
- نمازی، محمد و شوشتریان، زکیه. (۱۳۷۵). مروری بر آزمون‌های کارایی بورس اوراق بهادار در سطح ضعیف. فصلنامه *علمی پژوهشی تحقیقات مالی*، ۳(۱۱و ۱۲)، ۱۰۹-۶۲.

- Abarzi, M. (2005). Investment Portfolio Optimization Using Linear Programming Method and Presenting an Applied Model. *Journal of Social Sciences and Humanities, Shiraz University*, (*22*)2 (In Persian).
- Abbasinejad, H. & Goodarzi Farahani, Y. (2014). Estimating the Degree of Accumulation of Inflation Index with AFRIMA and FIGARCH Time Series Model: A Case Study of Iran. Journal of Economic Research, (*52*)14, 26-1 (In Persian).
- Abdon, A. & Anum, S. (2019). Differential and Integral Operators with Constant Fractional Order and Variable Fractional Dimension. *Chaos, Solutions and Fractals*, 127, 226-243.
- Aflatoni, A. (2016). Low Power of Shareholders in Information Processing and its Role in Incorrect Pricing of Companies' Shares. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 30, 55-66 (In Persian).
- Alaahyari, A. (2008). Identifying the Factors Affecting the Abnormal Long-term Return of Initial Public Offering Shares on the Tehran Stock Exchange. *Stock Exchange Quarterly*, 5, 75-103 (In Persian).
- Alijani, M., Ghoreshi, S.K. & Hatamian, H. (2008). Comparison of Posterior Density Estimation Using MCMC Techniques. *(Monte Carlo Markov, China) Journal of Statistical Thought*, (*2*)13, 41-55 (In Persian).
- Alijani, M., Banimahd, B. & Madanchi, M. (2019). Study and Research on the Six-Year Process of Bitcoin Price and Return. *Advances in Mathematical Finance and Applications*.4(1): 45-54.
- Anderson, M.C., Banker, R., Huang, R. & Janaki Raman, S. (2007). Cost Behavior and Fundamental Analysis of SG&A Costs. *Journal of Accounting, Auditing & Finance,* (*1*)22, 1-28.
- Azizkhani, M. (2010). Investigating the Weak form of Capital Market Efficiency in Tehran Stock Exchange. *Master Thesis*, University of Tehran (In Persian).
- Bartels, R. (1982). The Rank Version of von Neumann's Ratio Test for Randomness. *Journal of the American Statistical Association*, 77, 40-46.
- Bhardwaj, G. & Swanson, N.R. (2004). An Empirical Investigation of the Usefulness of ARFIMA Models for Predicting Macroeconomic and Financial Time Series. *Journal of Econometrics*, 5, 539-578.
- Box, G.E.P. & Jenkins, G.M. (1976). Time Series Analysis: Forecasting and Control. *Revised Edition, Holden-Day*.
- Broock, W.A., Scheinkman, J.A., Dechert, W.D. & LeBaron, B. (1996). A Test for Independence Based on the Correlation Dimension. *Econometric reviews*, 15, 197-235.
- Chattfield, C. (1975). *The analysis of*

time series. an introduction. New York: Chapman & Hall.

- Contreras, R.J.E. & Palma, W. (2013). Statistical Analysis of Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average Models in R. *Computer Stat*, 28, 2309-2331.
- Dacorogna, M., Aste, T. & Di Matteo, T. (2005). Long-term Memories of Developed and Emerging Markets: Using the Scaling Analysis to Characterize their Stage of Development. *Journal of Banking and Finance*, 29, 827-851.
- Dehghanzadeh, H., Rezaei, G. (2020). The Effects of the New Treasury Accounting System on the Qualitative Characteristics of Financial Information. *Biannual Journal of Scientific Governmental Accounting*, (1)6, 47-60.
- Dickey, D. & Fuller, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 44, 427-431.
- Diebold, F.X. & Inoue, A. (2001). Long Memory and Regime Switching. *Journal of Econometrics*, 105, 131-159.
- Eom, C., Oh, J. & Jung, W. (2008). Relationship Between Efficiency and Predictability in Stock Price Change. *Physical*, 387, 5511–5517.
- Erfani Fard, A. (2007). Investigating the Existence of Poor Performance in the Crude Oil Futures Market. *Master Thesis, University of Tehran* (In Persian).
- Fadaeinejad, M.I., Salehabadi, A., Asadi, Gh.H., Vaziri, M.N. & Taati, H. (2018). Gold Futures Market Performance in Both Volatile and Volatile Regimes. Investment Knowledge Quarterly, (*27*)7, 339-361 (In Persian).
- Ghadiri, M.A. (2014). Chaos Process Testing (Time-Series in The Frequency Domain) in Predicting Stock Returns in Tehran Stock Exchange. *Indian J. Sci. Res*., (*6*)4, 202-210.
- Ghasmi, H., Zahmatkesh, A., Fayaz, A., Mortazavi, M. (2019). Role of Government Dependence In Analyzing the Efficiency and Transparency of the Company. *Biannual Journal of Scientific Governmental Accounting*, (1)5, 69-84. doi: 10.30473/gaa.2019.41466. 1220.
- Ghoreishi, S.K. & Alijani, M. (2011). Dynamic association modeling in 2×2 contingency tables. *Statistical Methodology*, (2)8, 242-255
- Goodness, C., Aye, M.B., Rangan, G., Nicholas, K., Amandine, N. & Siobhan, R. (2014). Predicting BRICS Stock Returns Using ARFIMA Models. *Applied Financial Economics*, 24, 1159-1166.
- Granger, C. & Hyung, N. (2004). Occasional Structural Breaks and Long Memory with an Application to the S&P 500 Absolute Stock Returns. *Journal of Empirical Finance,* 11, 399-421.
- Granger, C.W.J. & Joyeux, R. (1980). An Introduction to Long–Range Time Series Models and Fractional Differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-30.
- Guangxi, C. & Yingying, S. (2017). Simulation Analysis of Multifractal Detrended Methods Based on the ARFIMA Process. *Chaos, Solutions and Fractals*, 105, 235-243.
- Hang, C.N. & Palma, W. (2005). Estimation of Long-Memory Time Series Models: A Survey of Different Likelihood-Based Methods. *Advances in Econometrics*, 89-121.
- Hejazi, R. & Haqbin, Z. (2008). Abnormalities of the First Public Offering in Tehran Stock Exchange. *Stock Exchange Quarterly*, 3, 166-135 (In Persian).
- Hurst, H.E. (1951). The Long-Term Storage Capacity of Reservoir. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 11, 89-121.
- Jiti, G. ,Qiying, W. □ Jiying, Y .(۲۰۱۳) . Long-Range Dependent Time Series Specification. *Bernoulli,* 19, 1714-1749.
- Khajavi, Sh. & Abdi Talib Beigi, H. (2016). Experimental Analysis of Fractal Dimensions on Cash Return Index and Stock Prices of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Investment Knowledge*, (*18*)5 (In Persian).
- Khodadadi, V. & Janjani, R. (2009).

Investigating the Reaction of Investors to Earnings Forecasts, Cash Flows and Accruals on the Tehran Stock Exchange. *Stock Exchange Quarterly*, 8, 159-133 (In Persian).

- Krzysztof, B. & Grzegorz, S. (2017). Identification and Validation of Stable ARFIMA Processes with Application to UMTS Data. *Chaos, Solutions and Fractals*, 102, 256-266.
- Lieberman, O. & Phillips, P.C.B. (2004). Expansions for the Distribution of the Maximum Likelihood Estimator of the Fractional Difference Parameter. *Econometric Theory*, 20, 464-484.
- Linton, O.B. (2001). Estimating Additive Nonparametric Models by Partial Lq Norm: The Curse of Fractionality. *Econometric Theory*, 17, 1037-1050.
- Lo, A.W. (1991). Long Term Memory in Stock Market Prices. *Econometrical*, 59, 1719-1739.
- Man, K.S. (2003). Long Memory Time Series and Short-Term Forecasts. *International Journal of Forecasting*, 35, 477-491.
- Mandelbrot, B. & Van Ness, J.W. (1968). Fractional Brownian Motion, Fractional Noises and Application. *SIAM Review*, 10, 20-35.
- Mandelbrot, B., Wallis, J. & Noah, J. (1968). Operational Hydrology. *Water Resources Research*, 4, 909-918.
- Mandelbrot, B.B. (1971). When can Price Be Arbitraged Efficiently? A Limit to the Validity of the Random Walk and Martingale Models. *Review of Economics and Statistics*, 23, 225-236.
- Marwat, H. (2012). Fractal Market Hypothesis Test in Tehran Securities Study. *Journal of Tehran Stock Exchange*, (*19*)5 (In Persian).
- Matilla, G.M., Marín, M.R., Dore, M.I. & Ojeda, R.B. (2014). Nonparametric Correlation Integral-Based Tests for Linear and Nonlinear Stochastic Processes. *Decisions in Economics and Finance*, 37, 181-193.
- Mehrani, S., Askari, M.R., Tahriri, A. & Ganji, H. (2009). Investigating the existence of abnormal returns on shares of initial public offerings on the Tehran Stock Exchange in the presence and absence of price bubbles and determining the factors affecting it. *Stock Exchange Quarterly*, 8, 132-115 (In Persian).
- Modarres, A. & Asgari, M.R. (2009). Identifying the Factors Affecting the Abnormal Long-Term Return of Initial Public Offering Shares on Tehran Stock Exchange. *Stock Exchange Quarterly*, 5, 75-103 (In Persian).
- Mototsugu, S. & Oliver, L. (2003). Nonparametric Neural Network Estimation of Lyapunov Exponents and a Direct Test for Chaos. *Journal of Econometrics*, 120, 1-33.
- Namazi, M. & Shoushtarian, Z. (1995). Investigating the Efficiency of Iran Stock Exchange. *Financial Research Quarterly*, (*7&8*), 104-82 (In Persian).
- Namazi, M. & Shoushtarian, Z. (1996). A Review of Stock Exchange Performance Tests at a Low Level. *Financial Research Quarterly*, (*11&12*)3, 109-62 (In Persian).
- Neama, I. & Abdulkadhim, F. (2014). Simulation Study for some estimators of Exponential Distribution. *International Journal of Mathematics of Trend and Technology,* 23, 93-98.
- Ostadi, B., Khazaei, S. & Hosseinzadeh Kashan, A. (2018). Operational Risk Assessment Using Bayesian Inference Method and Considering the Combination of Data Sources and The Assumption of Dependence Between Expert Opinions and Internal Loss Data. *Financial Management Strategy*, (*20*)6, 53-72 (In Persian).
- Phillips, P. & Perron, P. (1988). Testing for Unit Roots in Time Series Regression. *Biometrical*, 45, 80-95.
- Qalibaf Asl, H. & Nateghian, M. (2008). Assessing Poor Performance at the Tehran Stock Exchange. *Financial Research*, (*1*)9, 47-66 (In Persian).
- Rahnam Roodpashti, F. & Pedram, P. (2012). Fractal Analysis of Tehran Stock Exchange index by RS method. *Journal of Investment Knowledge*, 3, 79-63 (In Persian).
- Rai, R. (2002). Forming a Venture

Capital Portfolio: a Comparison of Neural Networks and Markowitz. *Management Message*, 96, 78-2 (In Persian).
- Rasekhi, S. & Khanalipour, A. (2009). Experimental Analysis of Stock Market Fluctuations and Performance Information (Case study: Tehran Stock Exchange). *Iranian Economic Research Quarterly*, (*40*)13, 57-29 (In Persian).
- Ray, B. (1993). Long Range Forecasting of IBM Product Revenues Using a Seasonal Fractionally Differenced ARMA Model. *International Journal of Forecasting*, 9, 22-50.
- Régis, B. & Magda, M. (2012). ARFIMA Process: Tests and Applications at a White Noise Process, A Random Walk Process and the Stock Exchange Index CAC 40. *Journal of Economic Computation and Economic Cybernetics Studies and Research*, Academy of Economic Studies, Bucharest, (*1*)46, 22-39.
- Robinson, P.M. (2005). The Distance Between Rival Nonstationary Fractional Processes. *Journal of Econometrics*, 128, 283-300.
- Roel, F. & Ceballos ,F. .(۲۰۱۷) On the Estimation of the Hurst Exponent Using Adjusted Rescaled Range Analysis, Detrended Fluctuation Analysis and Variance Time Plot: A Case of Exponential Distribution. *Imperial Journal of Interdisciplinary Research*, 3, 424-434.
- Saad, K.M. (2019). New Fractional Derivative with non-singular Kernel for Deriving Legendre Spectral Collocation Method. *Alexandria Engineering Journal*, 22–23.
- Sadeghi Sharif, S.J. & Askari Nejad Amiri, A. (2015). Market Efficiency. *Journal of Development Strategy*, 47 (In Persian).
- Salehabadi, A. & Dalirian, H. (2010). Investigating the Price Bubble in Tehran Stock Exchange. *Stock Exchange Quarterly*, 9, 75-61 (In Persian).
- Salimifar, M. & Shirouz, Z. (2010). Evaluation of stock exchange Information Efficiency by Variance Ratio Test Method. *Journal of Knowledge and Development*, 31, 29-58 (In Persian).
- Sania, Q. & Abdullahi, Y. (2019). Modeling Chickenpox Disease with Fractional derivatives: From Caputo to Atangana-Baleanu. *Chaos, Solitons and Fractals*, 122, 111-118.
- Sheinkman, J.A. & Leparon, B. (1989). Nonlinear Dynamics and Stock Returns. *Journal of Business*, 62, 311-338.
- Shimotsu, K. & Phillips, P.C.B. (2006). Local Whittle Estimation of Fractional Integration and some of its Variants. *Journal of Econometrics*, 130, 209-233.
- Sowell, F. (1992). Maximum Likelihood Estimation of Stationary Univariate Fractionally Integrated Time Series Models. *Journal Of Econometrics,* 53, 165-188.
- Tavakoli, M.J., Salehi, A. & Mirlouhi, S.M. (2018). Investigating the Efficiency of Tehran Stock Exchange Market by Autocorrelation Ratio Test. *Third Annual National Conference on Economics, Management and Accounting* (In Persian).
- Tehrani, R., Modares, A. & Tahriri, A. (2010). Evaluate the Effect of using Technical Analysis Indicators on Stock Returns. *Journal of Economic Research*, 92, 46-23 (In Persian).
- Tilmann, G., Hana, Š. & Donald, B. (2012). Percival Estimators of Fractal Dimension. *Assessing the Roughness of Time Series and Spatial Data*, 27, 247-277.
- Tsay, R.S. (2005). *Analysis of financial time series*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Valderio, R., Bovas, A. & Silvia, L. (2001). Estimation OF Parameters in ARFIMA Processes: A Simulation Study. *Communications in Statistics Simulation and Computation*, (4)30, 787-803.
- Viano, M., Deniau, C. & Oppenheim, G. (1994). Continuous–Time Fractional ARMA Processes. *Statistics and Probability Letters*, 21, 323-336.
- Wang, W. & Khan, M.A. (2020). Analysis and Numerical Simulation of

Fractional Model of Bank Data with Fractal Fractional Atangana-Baleanu Derivative. *Journal of Computational and Applied Mathematics*, 369, 11-40.

- Wantin, W., Muhammad, A., Fatmawatic, P. & Kumamde, T. (2019). A Comparison Study of Bank Data in Fractional Calculus. *Chaos, Solitons and Fractals*, 126, 369-384.
- Zhu, L. (2005). Nonparametric Monte Carlo Tests and Their Applications. *Lecture Notes in Statistics, Springer*, New York.

پیوست‌ها

```
*/ARFIMA(1,0.3,1) simulation and estimation*/
#simulate 5 sets of (1,0.3,1) LRD process
#reviewed version with another example
#
phi=NULL
theta=NULL
dfrac=NULL
sigma2=NULL
data_r=NULL
for (n in 1:5){
 print(n)
 set.seed(n)
 sim <- arfima.sim(2000, model = list
(phi = -0.4, dfrac = .3, theta =0.1))
 fit <- arfima(sim, order = c(1, 0, 1))
 mylist=fit$modes
 data_r=cbind(data_r,sim)          #restore
generated simulation 2000 data
 phi=cbind(phi,mylist[[1]][1])
 theta=cbind(theta,mylist[[1]][2])
 dfrac=cbind(dfrac,mylist[[1]][9])
 sigma2=cbind(sigma2,mylist[[1]][25])
}

Simulate fractal
## create a time-varying FD parameter, linearly
## varying from white to pink noise, then jump
## to a red noise plateau
delta <- c(seq(0, 0.5, by=0.001))
## set the innovations variance to unity
innovation <- rep(1, length(delta))
## simulate a time-varying FD process
z <- FDSimulate(delta=delta, innova-
tion=innovation)
print(z)
plot(z)



median1<-function (x, d = 50, display = TRUE)
{
   stopifnot(is.numeric(x), is.numeric(d))
   d <- max(2, floor(d[1]))
   N <- length(x)
   if (N%%2 != 0) {
      x <- c(x, (x[N - 1] + x[N])/2)
      N <- N + 1
   }
   rssimple <- function(x) {
      n <- length(x)
      y <- x - median(x)
      s <- cumsum(y)
      rs <- (max(s) - min(s))/sd(x)
      log(rs)/log(n)
   }
   rscalc <- function(z, n) {
      m <- length(z)/n
      y <- matrix(x, n, m)
      e <- apply(y, 2, median)
      s <- apply(y, 2, std)
      for (i in 1:m) y[, i] <- y[, i] - e[i]
      y <- apply(y, 2, cumsum)
      mm <- apply(y, 2, max) - apply(y, 2,
min)
      return(median(mm/s))
   }
   divisors <- function(n, n0 = 2) {
      n0n <- n0:floor(n/2)
      dvs <- n0n[n%%n0n == 0]
      return(dvs)
   }
   N <- length(x)
   dmin <- d
   N0 <- min(floor(0.99 * N), N - 1)
   N1 <- N0
   dv <- divisors(N1, dmin)
   for (i in (N0 + 1):N) {
      dw <- divisors(i, dmin)
      if (length(dw) > length(dv)) {
         N1 <- i
         dv <- dw
      }
   }
   OptN <- N1
   d <- dv
   x <- x[1:OptN]
   N <- length(d)
   RSe <- ERS <- numeric(N)
   for (i in 1:N) RSe[i] <- rscalc(x, d[i])
   for (i in 1:N) {
      n <- d[i]
      K <- c((n - 1):1)/c(1:(n - 1))
      ratio <- (n - 0.5)/n * sum(sqrt(K))
      if (n > 340)
         ERS[i] <- ratio/sqrt(0.5 * pi * n)
      else ERS[i] <- (gamma(0.5 * (n - 1))
* ratio)/(gamma(0.5 *
         n) * sqrt(pi))
   }
   ERSal <- sqrt(0.5 * pi * d)
   Pal <- polyfit(log10(d), log10(RSe -
ERS + ERSal), 1)
```

```
  Hal <- Pal[1]
  Pe <- polyfit(log10(d), log10(RSe), 1)
  He <- Pe[1]
  P <- polyfit(log10(d), log10(ERS), 1)
  Ht <- P[1]
  Hs <- rssimple(x)
  if (display) {
    cat("Simple R/S Hurst estimation:
", Hs,
      "\n")
    cat("Corrected R over S Hurst expo-
nent:  ", Hrs,
      "\n")
    cat("Empirical Hurst exponent:
", He,
      "\n")
    cat("Corrected empirical Hurst ex-
ponent: ", Hal,
      "\n")
    cat("Theoretical Hurst exponent:
", Ht,
      "\n")
    invisible(list(Hs = Hs, Hrs = Hrs, He
= He, Hal = Hal,
      Ht = Ht))
  }
  else {
    return(list(Hs = Hs, Hrs = Hrs, He =
He, Hal = Hal, Ht = Ht))
  }
}
```