فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۳ / شماره ۱ (پیاپی ۴۹) / بهار ۱۴۰۳
صفحه ۴۲۱ تا ۴۴۰

آزمون فرضیه بازار فرکتال با مدل تغییر رژیم مارکوف: یک ترکیب و همگرایی امکانپذیر

یعقوب محمودی
دانشجوی دکتری مدیریت مالی بین الملل دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات
yaghoubmahmoudi_60@yahoo.com

شادی شاهوردیانی
استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد شهرقدس (نویسنده مسئول)
shshahverdiani@gmail.com

حمیدرضا کردلویی
دانشیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد اسلامشهر
kordlouie@iiau.ac.ir

مهدی معدنچی زاج
استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد الکترونیکی(مجازی)
madanchi@iauec.ac.ir

تاریخ دریافت: ۹۹/۰۷/۲۳ تاریخ پذیرش: ۹۹/۱۲/۰۲

چکیده

اهمیت پیش بینی و آگاهی از آینده به منظور برنامه ریزی و تدوین استراتژی های اقتصادی بر کسی پوشیده نیست. دقت پیش‌بینی، یکی از فاکتورهای مؤثر در انتخاب نوع روش پیش بینی‌ها است. شاخص قیمت سهام یکی از متغیرهای مؤثر در سیستم‌های اقتصادی بوده که این سری‌های زمانی بسیار پیچیده، معمولاً تصادفی و در نتیجه تغییرات آنها غیر قابل پیش بینی فرض می‌شود. هدف مطالعه حاضر آزمون فرضیه بازار فرکتال با مدل تغییر رژیم مارکوف با یک ترکیب و همگرایی امکانپذیر بوده است. در این مقاله میزان حافظه بلندمدت و پایداری سری‌های زمانی مالی ناشی از شاخص کل بازار سهام برای دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۶ مورد بررسی قرار گرفت. برای این منظور ابتدا وجود حافظه بلندمدت بررسی شد سپس ویژگی فرکتالی بودن بازار با استفاده از شاخص نمای هارست بررسی شد. نتایج بیانگر وجود حافظه بلندمدت در این متغیر است در این صورت با یک بار تفاضل گیری دچار بیش تفاضل گیری شده بنابراین سری شاخص قیمت سهام در ایران دارای حافظه بلندمدت است و آثار هر شوک به این متغیر بدلیل حافظه بلندمدت آن تا دوره‌های طولانی باقی می‌ماند. همچنین نتایج بیانگر این بود که شاخص کل بازار سهام دارای ویژگی فرکتالی بودن است.

واژه‌های کلیدی: بازار فرکتال، بازار کارا، ریسک، بازار سرمایه، تغییر رژیم مارکوف.

۱- مقدمه

قیمت سهام یکی از متغیرهای مؤثر در سیستم‌های اقتصادی بوده و پیش بینی نوسانات آن می‌تواند باعث بهبود قابل توجهی در تصمیم گیری های مالی گردد. بررسی ادبیات موضوع مربوط به پیش بینی در سیستم‌های مالی و همچنین تحقیقات متعدد انجام شده در بازارهای مختلف و بویژه بازارهای مالی همچون بازارهای ارز- نفت و سایر انرژی های مصرفی همگی بیانگر اهمیت موضوع مورد بحث می باشند. بازار سهام نیز از این قاعده مستثنی نبوده و تحقیقات بسیاری در این زمینه انجام شده است. با وجود روش‌های کمی متعدد جهت پیش بینی، هنوز پیش بینی های دقیق مالی کار چندان ساده ای نبوده، زیرا سری های زمانی بسیار پیچیده مانند قیمت‌های بازارهای سهام معمولاً تصادفی و در نتیجه، تغییرات آنها غیر قابل پیش بینی فرض می شود، درحالیکه ممکن است این سری‌ها محصول یک فرآیند غیرخطی پویای معین (آشوبی) و در نتیجه قابل پیش بینی باشند. برای سال‌های متمادی این سوال که، تا چه اندازه می توان از قیمت‌های قبلی بازار سهام برای پیش بینی معنی دار (معتبر) قیمت‌های آتی استفاده کرد، یکی از مباحث اصلی و رایج در محافل علمی و تجاری بوده است (جعفری و همکاران، ۱۳۹۰)[۱].

در بازارهای سهام روش‌های مختلفی برای شناسایی بازارهای کارا و پایدار مطرح است. یکی از روش‌های جدیدی که به پایداری بازار سهام می‌پردازد فرضیه بازار فراکتالی[۱] است که در این تحقیق به آن پرداخته شده است. نظریه‌های سنتی بازارهای سرمایه فرض می‌کردند که رفتار بازدهی های بازارهای سرمایه از فرآیند مارتینگل[۲] تبعیت می‌کند (مروت، ۱۳۹۱) [۹]. بر اساس این نظریه‌ها بازدهی‌های بازار سرمایه از هم مستقل هستند. یکی از دلالت‌های این نظریه‌ها، فرضیه بازارهای کارا[۳] (EMH) است. بر اساس فرضیه بازار کارا به علت عدم وجود وابستگی بین بازدهی‌های بازار سرمایه یک سرمایه گذار معمولی نمی‌تواند امید داشته باشد که بطور سیستماتیک از بازار سود کسب نماید. بنابراین، منابع وسیعی که سرمایه گذاران برای ارزیابی و تحلیل بازارها و متغیرهای مالی استفاده می‌کنند به هدر می‌رود.

پیترز[۴] (۱۹۹۶) فرضیه بازار کارا را تحت یک فرضیه جایگزین به نام فرضیه بازار فرکتال بسط و توسعه داد. هدف این رویکرد توضیح دهندگی نوسانات بازدهی روزانه بازار سهام و میزان آشفتگی بازار سهام و احتمال سقوط در بازار مالی بود. فرضیه بازار فرکتال در چارچوب نظریه آشوب و با استفاده از قواعد هندسی در پی توضیح رفتار بازار سهام است. ویژگی فرکتالی یک شکل هندسی است که به شکل‌های مختلف شکسته شده اما همچنان تمایل به بازگشت به ماهیت اولیه خود است. پیترز اشاره می کند که بازارهای مالی، فرکتال‌هایی هستند که در یک سیستم پویای غیرخطی در روزهای مختلف دارای رفتارهای متفاوتی هستند (عباس زاده و همکاران، ۱۳۹۴)[۵].

این فرضیه دلایل قبلی مبنی بر عدم همبستگی را رد نمیکند اما دامنه وسیعتری را برای رفتار بازدهی ها در نظر می گیرد. بنابراین فرضیه بازار فرکتال (FMH) الزاماً فرضیه جایگزین برای فرضیه بازار کارا (EMH) ارائه نمیدهد. فرضیه بازار فراکتالی از نظریه فراکتال‌ها و هندسه فراکتالی سرچشمه می‌گیرد (ماندلبورت[۵]، ۱۹۸۱)[۱۸]. بر اساس این نظریه اجسامی که ساختار فراکتالی دارند پایدارتر هستند. برای تعیین وجود همبستگی در بازدهی‌ها و نوع فرآیند رفتاری آنها از آماره نمای هرست[۶] استفاده می شود. روش های مختلفی برای محاسبه نمای هرست وجود

دارد که مهمترین این روش‌ها، تحلیل دامنه مقیاس بندی شده یا تحلیل R/S نام دارد. این روش توسط هرست کشف و توسط مندلبروت اصلاح شد. این روش هنگام وجود همبستگی‌های کوتاه مدت نتایج تورش دار تولید می کند. لو (۱۹۹۱) برای رفع این نقص روش R/S اصلاح شده را معرفی نمود. از مدلARFIMA نیز میتوان به طور غیرمستقیم برای برآورد نمای هرست استفاده نمود. اما رویکرد نوینی که در زمینه بازارهای فرکتال در دهه گذشته مطرح شده است استفاده از روش تغییر رژیم مارکوف است. این رویکرد به منظور مدل سازی فرآیندی که به صورت سری زمانی است توسط همیلتون[۷] (۱۹۸۹، ۱۹۹۴) توسعه داده شده است که در آن توزیع های متفاوتی با فرآیندهای مختلف در نظر گرفته می شود.

با تکیه بر روش‌های مختلف، تلاش‌های زیادی در زمینه تخمین نمای هرست، بعد فراکتال، آنتروپی و پایداری و همبستگی‌های موجود در سری‌های زمانی مالی انجام شده است. پیترز (۱۹۹۴) وجود همبستگی بلندمدت در بازار سهام امریکا را نشان دادند. اما بهبود روش های اندازه‌گیری همبستگی‌های بلندمدت نتایج سازگار با نتایج فرضیه بازار کارا بوده است. ژاکوبسن[۸] (۱۹۹۶) با استفاده از شاخص نمای هارست R/S نشان داد که هیچ یک از شاخص های مربوط به ۵ کشور اروپایی، امریکا و ژاپن همبستگی بلندمدت از خود نشان نمی دهند و ساختار فراکتالی ندارند. کوستا و همکاران[۹] (۲۰۰۳) به بررسی وجود ساختار فراکتالی در شاخص سهام برزیل با استفاده از روش R/S پرداختند. آنها وجود ساختار فراکتالی ضعیف در بازدهی‌های سهام برزیل را تأیید کردند. ژوانگو همکاران[۱۰] (۲۰۰۸) استفاده از روش تحلیل نوسانات روندزدایی شده نمای هرست را برای بازار سهام شانگ‌های و شنژن برآورد نموده و نشان دادند که این بازارها دارای ساختار فراکتالی هستند. اونالی و همکاران[۱۱] (۲۰۱۴) وجود حافظه بلندمدت در بازدهی های سهام هشت کشور اروپایی را با استفاده از روش نمای هرست آزمون نمودند. آنها شواهد قوی از وجود همبستگی بلندمدت در شاخص سهام کشور چک شواهد ضعیف‌تر در شاخص‌های سهام سوئیس و اسپانیا یافتند. اما آنها نشان دادند که ۵ شاخص دیگر (مانند شاخص سهام انگلیس) از فرایند فراکتالی تبعیت نمی‌کنند. دوراسامی و سارپونگ[۱۲] (۲۰۱۸) به بررسی فرضیه بازار فرکتالی و مدل تغییر رژیم مارکوف پرداختند. در این مطالعه شاخص ناپایداری فرآیند مالی با استفاده از روش تغییر رژیم مارکوف با یک فرآیند غیرخطی مدلسازی شد و رابطه بین ناپایداری مالی هرست و ریسکی بودن بازار بررسی شد. نتایج بیانگر این بود که بازارهای دارای شاخص نمایی هارست بالا دارای پایداری قوی تری بوده و ریسک کمتری داشته است.

رهنمای رودپشتی و پدارم (۱۳۹۱) به آنالیز فرکتالی شاخص بورس اوراق بهادار تهران به روش RS پرداختند. در این پژوهش با به کارگیری روش R/S و آزمون این روش، فرضیات بازار فرکتال و کارآمدی آن بررسی شد. نتایج مطالعه نشان داد فرضیات بازار فرکتال را می‌توان به عنوان جایگزینی برای فرضیه بازارکارا در نظر گرفت. همچنین در مدل قیمت گذاری دارائی های سرمایه ای که بر اساس فرضیه بازارکارا شکل گرفته است، تجدیدنظر کرد. نمازی و همکاران (۱۳۹۴) به بررسی پدیده‌ی فرآیند آشوب در شاخص قیمت و بازده نقدی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. سری‌های زمانی پیچیده مانند قیمت‌های بازار سهام بیشتر تصادفی و در نتیجه تغییر آن‌ها غیرقابل پیش‌بینی فرض در این پژوهش شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۹۲- ۱۳۸۰ مورد آزمون قرار گرفته است تا مشخص شود آیا این شاخص از فرآیند گام تصادفی پیروی می‌کند یا

نشأت‌گرفته از فرآیندی آشوبی یا معین است. برای دست‌یابی به هدف فوق از آزمون‌های ریشه واحد، بی‌دی‌اس، تابع خودهمبستگی و خودرگرسیون برداری استفاده شده است. یافته‌های حاصل از آزمون‌های فوق بیان‌گر این است که شاخص قیمت و بازده نقدی، فرآیندی آشوبی و معین را تجربه می‌کند. این نتیجه دلالت بر ناکارایی بازار سرمایه داشته و به‌تبع آن قابلیت پیش‌بینی کوتاه‌مدت را دارد که می‌تواند رهنمودی دلالت بر شناخت عوامل ناکارایی بازار مانند عدم شفافیت جریان اطلاعات و اقدام در راستای رفع آن‌ها داشته باشد. خواجوی و طالب بیگی (۱۳۹۵) به تجزیه و تحلیل تجربی ابعاد فراکتال بر شاخص بازده نقدی و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این راستا، شاخص بازده نقدی و قیمت بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفت. نمونه آماری پژوهش شاخص بازده نقدی و قیمت در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۳ است. در این پژوهش با استفاده از تحلیل R/S و توان هرست به بررسی تصادفی بودن سری زمانی بازده نقدی و قیمت پرداخته شده است. تحلیل R/S به عنوان یک روش غیرخطی قوی برای بررسی سریهای زمانی تصادفی و تشخیص آنها از سری های زمانی غیرتصادفی کاربرد دارد که مهمترین مزیت تحلیل R/S عدم وابستگی به نوع توزیع سری زمانی مربوط است. یافته های حاصل از این پژوهش نشان می دهد که سری زمانی شاخص بازده نقدی و قیمت مستقل و تصادفی نیست و دارای حافظه بلندمدت است. گراغانی (۱۳۹۶) به بررسی فرضیه بازار کارا در بازار سهام تهران پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که فرضیه بازار کارا مورد توافق همه اقتصاددانان نیست و این امر باعث ظهور نظریه جدیدی با عنوان مالی رفتاری به عنوان رقیب فرضیه بازار کارا شده است. صادقی و سبحانی (۱۳۹۷) به محاسبه نمای هرست برای شاخص های بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این تحقیق میزان حافظه بلندمدت و پایداری سری های زمانی مالی ناشی از سابقه ۲۴ شاخص بورس اوراق بهادار تهران را از فروردین ماه سال ۱۳۹۲ تا خردادماه سال ۱۳۹۵ با استفاده از محاسبه نمای هرست با روش R/S مورد بررسی قرارگرفته است، سپس رفتار شاخص ها ازلحاظ وجود حافظه بلندمدت مقایسه می گردد. بدین ترتیب بازار سرمایه ایران از لحاظ فراکتالی سنجیده می شود. هیچ یک از شاخص ها در قلمرو زمانی با استفاده از این روش از کارایی فراکتالی بهره نمی برند.

با توجه به نکات ذکر شده، هدف این تحقیق تحلیل چگونگی ماهیت فرکتالی بازار سرمایه در تعیین میزان ریسکی و پایدار بودن بازار بر اساس شاخص نمای هارست است. برای این منظور و در راستای تجزیه وتحلیل شاخص پایداری بازار از روش تغییر رژیم مارکوف استفاده خواهد شد سپس رابطه بین نمای هارست با درجه ماندگاری بازار و درجه ریسکی بازار سرمایه ارزیابی خواهد شد.

۲- روش شناسی تحقیق

روش انجام این پژوهش توصیفی و مبتنی بر اسناد کتابخانه ای است که با آزمون های آماری دنبال خواهد شد. در این تحقیق، ابتدا به منظور مرور ادبیات از اسناد و مدارک موجود شامل مقالات، کتب علمی و داده های آماری رسمی منتشر شده به شیوه کتابخانه ای استفاده می شود. در مرحله بعد، جهت استنباط و آزمون فرضیه ها و پاسخ به سئوالات تحقیق، اطلاعات آماری مورد نظر از اسناد منتشره توسط دستگاه های تولید کننده آمار و

اطلاعات، جمع آوری و پردازش می شوند. در نهایت به منظور آزمون فرضیات، کمی سازی و بررسی ویژگی فرکتالی بازار سهام از مدل تغییر رژیم مارکوف[۱۳] (MS) که از مدل های اقتصادسنجی شناخته شده در این موضوع و نیز مدل های اصلاح شده به منظور سازگار شدن با شرایط مدل انتخابی است استفاده خواهد شد. نرم افزار مورد استفاده در این تحقیق Matlab و Ox-Metrics خواهد بود. برای این منظور ابتدا آزمون های آماری بررسی ریشه واحد و آزمون هم انباشتگی بین متغیرها انجام می شود و برای استخراج شاخص ناپایداری هرست با استفاده از روش غیرخطی از روش تغییر رژیم مارکوف استفاده می شود.

۲.۱ شاخص نمای هرست

هرست متدولوژی خود را در مقابل فرضیات بازار کارا مطرح کرده است. پیترز (۲۰۰۵) فرضیه مربوط به بازار فرکتال را در حالی بررسی کرد که وقتی بازار از سرمایه گذاران با افق های مختلف سرمایه گذاری تشکیل شده باشد بازار پایدار خواهد بود. و این موضوع به ما اطمینان می دهد که مقدار نقدینگی لازم جهت معامله در بازار وجود دارد. مجموعه اطلاعات در کوتاه مدت بیشتر به فاکتورهای تکنیکی و حساسیت بازار بستگی دارد تا در بلندمدت. همچنین در این رویکرد اگر اتفاقی رخ دهد که اعتبار اطلاعات بنیادی زیر سوال برود آنگاه سرمایه گذاران بلند مدت فعالیت خود را متوقف کرده یا بر اساس افق کوتاه مدت عمل می کنند. وقتی افق سرمایه گذاری تمامی فعالان بازار به یک سطح یکنواخت برسد بازار ناپایدار می شود آنگاه سرمایه گذاران بلندمدت که وظیفه آنها پایدار کردن بازار از طریق توزیع نقدینگی به سرمایه گذاران کوتاه مدت است دیگر در بازار حضور نخواهند داشت. قیمت‌ها منعکس کننده ترکیب معاملات تکنیکی کوتاه مدت و ارزش های بنیادی بلند مدت است. بنابراین تغییر قیمت‌های کوتاه مدت نوسانی تر یا نویزی تر از معاملات بلند مدت است. روند های بنیادی بازار نشان دهنده تغییر در درآمدهای مورد انتظار است که ناشی از رفتار گله ای است. لزومی ندارد که انتظار داشته باشیم که طول روندهای کوتاه مدت به روند های اقتصادی بستگی داشته باشد. در خصوص آزمون نمای هرست، یک سری زمانی $X=X_1, \dots, X_n$ را در نظر بگیرید. ابتدا، مقیاس داده ها به صورت زیر تغییر یافته و یا به عبارتی نرمال می شود.

$$Z_r = (x_r - x_m), r = 1, \dots, n \qquad (۱)$$

که در آن x_m میانگین سری است . در مرحله بعدی، سری زمانی جدیدی به صورت زیر محاسبه می شود.

$$Y_r = (Z_1 + Z_r), r = 2, \dots, n \qquad (۲)$$

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

$$R_n = \max(Y_1, \dots, Y_n) - \min(Y_1, \dots, Y_n) \qquad (۳)$$

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.

$$(R/\mathrm{S})_{\mathrm{n}} = \mathrm{a}.\,\mathrm{n}^{\mathrm{H}} \qquad (۴)$$

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

$$\log(R/\mathrm{S})_{\mathrm{n}} = \log a + H\log(n) \qquad (۵)$$

در عمل، می توان با انجام یک رگرسیون ضریب نمای هرست(H) را برآورد کرد. طبق نتایج هرست، اگر، مقدار نمای هرست برابر با ۰/۵ شد، دلالت بر بی دوام بودن فرآیند دارد. مطالعات نشان داده اند که بسیاری از سری های موجود در طبیعت و برخی سری های اقتصادی به ویژه در بازار سرمایه تصادفی نبوده دارای حافظه و دوام نسبتاً بلندمدت هستند.

۲.۲ سری حافظه بلندمدت

گرنجر و دنیگ[۱۴] (۱۹۹۶) حافظه بلندمدت را با استفاده از نمودار تابع خودهمبستگی ACF بررسی نموده‌اند. یکی از معمولی ترین نمودارهای خودهمبستگی، نموداری است که از یک مقدار معین مثلاً $\rho = 0.4$ بصورت خیلی آهسته و نه به صورت نمایی، بلکه به صورت هیپربولیکی کاهش می‌یابد. سری هایی که دارای چنین نمودار همبستگی باشند، دارای حافظه بلندمدت هستند، یعنی نمی‌توان با وقفه‌های مشخص در بخش های خودهمبسته و میانگین متحرک این نوع فرآیندها را مدل سازی کرد (محمدی و طالبلو، ۱۳۸۹)[۸].

رابینسون[۱۵] (۲۰۰۳) حافظه بلند مدت را چنین تعریف کرد. حافظه بلند مدت معمولاً به تشریح جزئی از اتوکوواریانس یا ساختار چگالی طیفی می‌پردازد. در یک مدل کواریانس مانا سری زمانی می‌توان چنین فرض کرد که اگر $x_t, t = 0, \pm 1, \ldots$ بر اساس نوع مدل سری زمانی در دوره t به صورتی تعریف شود که به این معنی باشد که $E(x_t) = \mu$ و $Cov(x_t, x_{t-1}) = \gamma(j)$ و هیچ وابستگی به زمان نداشته باشد. اگر x_t دارای ساختار تابع توزیع چگالی به صورت پیوسته باشد، در این صورت دارای چگالی طیفی بر اساس روش زیر است:

$$f(\lambda) = \frac{1}{2\pi}\sum_{j=-\infty}^{\infty}\gamma(j)e^{-ij\lambda} \ , -\pi \le \lambda \le \pi \qquad (۶)$$

به طوری که $f(\lambda)$ تابعی غیر منفی است، و تابع دارای دوره تناوب 2π در بازه $[-\pi, \pi]$ است. بنابراین می‌توان گفت که x_t فرآیند دارای حافظه بلند مدت است اگر:

$$f(0) = \frac{1}{2\pi}\sum_{j=-\infty}^{\infty}\gamma(j) \to \infty \qquad (۷)$$

به طوری که $f(\lambda)$ دارای یک " قطب" در نوسان صفر می باشد. در مقابل می‌توان در وضعیت صفر چنین نوشت:

$$f(0) = \frac{1}{2\pi}\sum_{j=-\infty}^{\infty}\gamma(j) = 0 \quad (۳)$$

بنابراین می توان چنین گفت که X_t دارای حافظه کوتاه مدت است اگر:

$$0 < f(0) < \infty \quad (۴)$$

مک لئود و هیپل[۱۶] (۱۹۷۸) حافظه بلندمدت را چنین تعریف کردند: فرض کنید Y_t یک سری زمانی گسسته با تابع خودهمبستگی ρ_j در وقفه j باشد، فرایندی دارای حافظه بلندمدت است که مقدار عبارت زیر بی نهایت شود:

$$Y_t = \lim_{n\to\infty}\sum_{j=-n}^{n}|\rho_j| \quad (۵)$$

در حالیکه یک فرایند ARMA خودهمبستگی‌هایی دارد که هندسی هستند، یعنی با مقادیر بزرگk می‌توان نوشت که $|\rho_j| \le cm^{-k}, 0 < m < 1$ است. بنابراین این فرآیند دارای حافظه کوتاه‌مدت است (عباسی نژاد و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۳)[۶].

فرآیندهای مانای معکوس‌پذیر ARMA دارای ACF نزولی نمایی هستند و حد مجموع قدرمطلق ضرایب خودهمبسته برای آن کوچکتر از بی‌نهایت است $M < \infty$. در فرآیندهای دارای ریشه واحد ARIMA، ACF به آرامی نزول می‌کند و $M = \infty$ است و با تفاضل گیری از سری زمانی ACF نزولی شده و $M < \infty$ می‌شود. اما فرایندهایی متصور است که ACF نزولی غیر نمایی (مثلا هیپربولیک) دارند و لذا برای آنها $M = \infty$ و با تفاضل گیری هم $M<\infty$ نمی‌شود. اینگونه فرایندها دارای ریشه کسری هستند. فرآیندهای مانای ARIMA دارای حافظه کوتاه مدت هستند. ACF آنها در یک نقطه صفر می‌شود. فرایندهای نوع سوم پایداری بیشتری از خود نشان داده و دارای حافظه بلندمدت هستند یعنی نمی‌توان با وقفه‌های معین AR و MA این نوع فرآیندها را تولید نمود. (محمدی و طالبلو، ۱۳۸۹)[۸].

$$\lim_{n\to\infty}\sum_{j=-n}^{n}|\rho_j| = M \quad (۶)$$

یک فرآیند انباشته کسری نوفه سفید X_t دارای شکل ریاضی زیر است.

$$(1-\beta)^d x_t = \varepsilon_t \quad (۷)$$

که در آن ε_t دارای ویژگی نوفه سفید با میانگین صفر و واریانس σ_ε^2 بوده و X_t بعداز گذر از فیلتر $(1-\beta)^d$ نوفه سفید می گردد. روشن است که برای $d = 0$ فرآیند X_t نوفه سفید بوده و برای $d = 1$، به یک فرآیند گام تصادفی تبدیل شده و نامانا خواهد بود (کشاورز حداد و صمدی، ۱۳۸۸)[۷].

به منظور برآورد حداکثر راستنمایی پارامتر تفاضل گیری در سری زمانی رشد شاخص قیمت سهام می‌توان مدل زیر را که دارای توزیع گوسین است در نظر گرفت:

$$\emptyset(B)(1-B)^d\{(1-B)^m x_t\} = \theta(B).\varepsilon_t \quad (۸)$$

که در آن x_t یک فرآیند خودهمبسته با میانگین متحرک با واریانس $\sigma_\varepsilon^2 = \mathrm{var}(\varepsilon_t)$ می باشد. همچنین $\emptyset(B) = \sum_{j=0}^{p} \emptyset_j B^j$ و $\theta(B) = \sum_{j=0}^{q} \theta_j B^j$ چند جمله‌ای‌هایی با ریشه خارج از دایره واحد فرض می‌گردد. سرانجام $m \geq 0$ یک عدد صحیح و $d \in (-0.5, 0.5)$ است. عدد صحیح نامنفی m تعداد دفعات تفاضل گیری است که برای مانا شدن فرآیند x_t لازم است، بطوریکه $(1-\beta)^m x_t$ یک فرآیند خودهمبسته با میانگین متحرک و انباشته کسری $ARFIMA(p,d,q)$ با امید ریاضی صفر است.

مدلسازی $ARFIMA(0,d,0)$ با $-0.5 < d < 0.5$ از انعطاف پذیری کافی برای فرآیندهای سری زمانی برخوردار نیست زیرا که این مدل $ARIMA$ تنها پارامترهای d، میانگین و واریانس را برآورد می‌کند. در حالیکه علاوه بر وجود حافظه بلندمدت در یک سری زمانی که با استفاده از d مدلسازی می‌گردد، ممکن است از ساختار حافظه‌ای کوتاه‌مدت نیز برخوردار باشد. برای در نظر گرفتن همزمان هر دو اثر حافظه بلندمدت و کوتاه‌مدت در یک مدلسازی سری زمانی تک متغیره لازم است تفاضل‌گیری کسری با مدلسازی باکس و جنکینز ترکیب گردد که در این صورت بار دیگر فرآیند $ARFIMA(p,d,q)$ بدست می‌آید، با این تفاوت که در اینجا d الزاماً عدد صحیح نیست ولی پارامترهای p و q اعداد صحیح نامنفی هستند (کشاورز حداد و صمدی، ۱۳۸۸)[۷].

۲.۳ مدل تغییر رژیم مارکوف

مدل تغییر رژیم مارکوف نیز از انواع این مدل‌ها محسوب می‌شود. چرا که پارامترها با توجه به تغییر رژیم تغییر می‌کنند. در مدل خود رگرسیون برداری بر مبنای مدل مارکوف، پارامترهای مدل به عنوان تابعی از متغیر S_t در نظر گرفته می‌شوند. مدل خود رگرسیون برداری زیر بیانگر این مطلب است.

$$X_t = A_0(s_t) + A_1(s_t)X_{t-1} + A_2(s_t)X_{t-2} + \cdots + A_p(s_t)X_{t-p} + e_t \qquad (۸)$$

در این مدل تمامی پارامترها از جمله عرض از مبدأ و ماتریس واریانس کوواریانس با تغییر رژیم تغییر می‌کنند. اگر این مدل را باز کنیم به صورت زیر در می‌آید.

$$X_t = \begin{cases} A_0(1) + A_1(1)X_{t-1} + A_2(1)X_{t-2} + \cdots + A_p(1)X_{t-p} + e_t \;\; if\; s_t = 1 \\ \vdots \\ A_0(T) + A_1(T)X_{t-1} + A_2(T)X_{t-2} + \cdots + A_p(T)X_{t-p} + e_t \;\; if\; s_t = T \end{cases} \qquad (۹)$$

و ماتریس واریانس کوواریانس برای رژیم‌های مختلف به‌صورت $\Sigma(s_t)\; for\; s_t = 1.2. \ldots . T$ تعریف می‌شود. تمامی مراحل تخمین همانند آنچه است که برای مدل‌های تک متغیره بیان شد، تنها تفاوت در اینجاست که تمامی متغیرها و پارامترها در تخمین از حالت اسکالر تبدیل به حالت برداری می‌شوند.

۳- فرضیه های تحقیق

فرضیه مورد بررسی در این مقاله به شرح زیر است:
شاخص کل بازار بورس و اوراق بهادار تهران داری ویژگی فرکتالی است.

۴- یافته های تحقیق

در این مقاله ابتدا ویژگی های آماری متغیرهای تحقیق بررسی خواهد شد. سپس به بررسی ویژگی حافظه بلندمدت و فرآیند آشوبی در متغیرها پرداخته می‌شود و همچنین ویژگی فرکتالی بودن بازار با استفاده از شاخص نمای هرست و تغییر رژیم مارکوف مدلسازی خواهد شد. جامعه آماری مطالعه حاضر شاخص کل بازار سهام در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۸ بر اساس فراوانی ماهانه است.

آزمون ریشه واحد، خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی متغیرهای تحقیق

در روش های سنتی اقتصادسنجی برای بررسی وضعیت مانایی متغیر بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو مانا (پایا) باشند. در بیشتر موارد فرضیه مانایی با نامانا بودن و ریشهٔ واحد سری (خودهمبسته بودن سری) آزمون می‌شود. یکی از آزمون های ریشه واحد آزمون ADF است که همانگونه که ذکر شد فرض صفر این آزمون دلالت بر وجود ریشه واحد در متغیر است اما نقطه ضعف این آزمون و آزمون های مشابه در این است که بیشتر آزمون ها دارای توان آزمون پایینی در برابر مانایی هستند و در نتیجه معمولاً فرضیه صفر پذیرفته می‌شود و در بیشتر موارد این رویکرد مرسوم، مانایی سری ها را به اشتباه رد میکند. برای این منظور در این قسمت از تحقیق به بررسی آزمون ریشه واحد از طریق آزمون KPSS که قدرت بالایی در تشخیص ریشه واحد دارد و فرض صفر در این آزمون دلالت بر عدم وجود ریشه واحد و مانایی متغیر دارد بررسی خواهد شد. آزمون ریشه واحد در سطح و با وجود عرض از مبداء و روند در مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج آن همراه با آزمون های خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول (۱): آماره‌های آزمون (ریشه واحد، خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی)

آماره	*KPSS*	*Box- Ljung Q(10)*	*McLeod-Li Q^2(10)*	*ARCH (10)=F(Prob)*
لگاریتم شاخص قیمت سهام	۰.۵۵ (۰.۴۸) {٪۹۵}	۵۴۷ (۰.۰۰)	۱۶.۷۹ (۰.۰۰)	۱۶.۸۲ (۰.۰۰)

در جدول فوق اعداد داخل پرانتز بیانگر مقادیر بحرانی و اعداد داخل کروشه بیانگر سطح اطمینان است. همانطور که در جدول (۱) ملاحظه می گردد، مطابق آزمون KPSS در سطح معنی داری ۵ درصد فرضیه صفر مبنی بر مانا بودن متغیر رد و فرض مقابل که اشاره بر نامانایی متغیر در سطح با عرض از مبداء و روند دارد. بنابراین با وجود

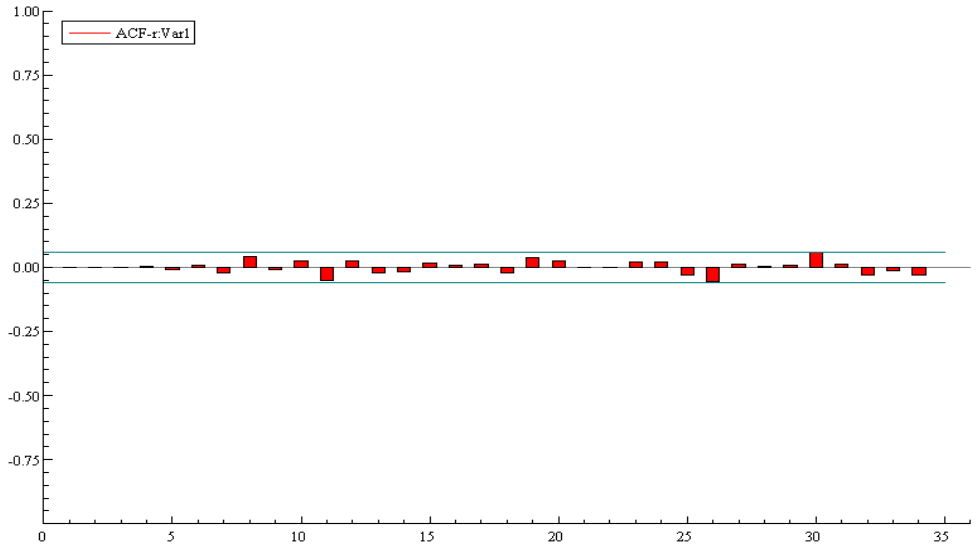
ریشه واحد در مدل مقدار این ریشه مشخص نمی باشد که آیا این عدد دقیقا یک است و یا یک مقدار کسری است برای پی بردن به این میزان به برآورد و بررسی این ریشه با استفاده از مدل های ARFIMA پرداخته می شود. مشاهده‌ی آماره‌ی لیانگ- باکس (با ده دوره وقفه)، نیز ضمن رد فرضیه صفر این آزمون مبنی بر «عدم وجود خودهمبستگی سریالی میان جملات سری»، بالا بودن مقدار این آماره، وجود خودهمبستگی شدید میان وقفه‌های مختلف این سری را می‌رساند. همچنین، آماره‌ی مک‌لئود- لی نیز فرضیه صفر (مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی سریالی میان مجذور بازده سری) را رد نموده، که در واقع بیانگر وجود اثرات غیرخطی در این سری است. گفتنی است که نتایج آزمون آرچِ انگل (آزمون وجود اثرات *ARCH*) نیز بر فرضیه‌ی واریانس ناهمسان بودن سری شاخص قیمت سهما صِحه می‌گذارد.

در ادامه برای معادله میانگین از مدل ARIMA استفاده شده است؛ ولی با توجه به نتیجه گیری های مربوط به ریشه واحد و مانایی، نمیتوان مدل ARIMA یا ARMA را انتخاب کرد؛ زیرا در مدل ARMA فرض بر این است که مدل مانا است، در حالی که در مورد شاخص قیمت سهام، آماره KPSS این فرضیه را رد نموده است. این نتیجه گیری ما را به استفاده از مدل های ARFIMA هدایت میکند. برای انتخاب یک مدل مناسب از روش باکس جنکینز استفاده خواهد شد. جدول (۲) تصریح مدل مورد نظر آورده شده است.

جدول (۲): مدلسازی $ARFIMA(2,d,2)$ برای شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران

متغیرها	ضرایب	سطح معنی داری
d	۰.۲۲	۰.۰۰
AR(1)	-۰.۴۹	۰.۰۰
AR(2)	-۰.۲۷	۰.۰۱
MA(1)	۰.۶۸	۰.۰۵
MA(2)	۰.۲۶	۰.۰۰
عرض از مبداء	۰.۰۶	۰.۲۰

با توجه به نتایج جدول فوق مشاهده می شود که تمامی ضرایب وقفه‌ها خودهمبسته و میانگین متحرک معنی دار بوده و پارامتر حافظه برآورد شده مقدار ۰.۲۲ را نشان می دهد که بیانگر وجود حافظه بلندمدت در شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران است. بعد از محاسبه مدل بهینه آزمون های صورت گرفته نشان دهنده برازش خوب مدل و رفع هرگونه خودهمبستگی‌های موجود است که در نمودار (۱) می توان روند حرکتی نمودار خودهمبستگی را مشاهده کرد که تمامی وقفه های آن مانا است:



نمودار (۱): نمودار خودهمبستگی سری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران

به منظور بررسی مقدار عددی حافظه سری شاخص قیمت سهام، پارامتر d به سه روش برآورد حداکثر راستنمایی[۱۷] (MLE)، تابع حداکثر راستنمایی اصلاح شده[۱۸] (MPL) و حداقل مربعات غیر خطی[۱۹] (NLS) تخمین زده شده است و نتایج این تخمین در جدول (۳) ارائه شده است:

جدول (۳): مقایسه برآورد پارامتر d با روش‌های مختلف

روش	مقدار تخمین d	انحراف معیار
MLE	۰.۲۲	۰.۰۸
MPL	۰.۲۷	۰.۱۱
NLS	۰.۲۶	۰.۰۷

در سه روش MLE، MPL و NLS مدل به شکل کامل تصریح شد، ولی روش برآورد حداقل مربعات غیر خطی به عدد مشخصی همگرا نشد در نتیجه یکی از متغیرهای بخش خودهمبسته حذف گردید و مدل دوباره برآورد گردید و نتایج جدول نشان دهنده این می باشد که برآورد روش غیر خطی کمتر از دو روش دیگر است که شاید دلیل آن به علت حذف یکی از متغیرهای وقفه خودهمبسته است. از سوی دیگر برای توجیه این تفاوت، باید به گوناگونی روش ها در پاسخ به حساسیت‌های ناشی از روندهای قطعی یا غیرقطعی و شکست های احتمالی در ساختار سری توجه نمود. با توجه به برآورد میزان حافظه بلندمدت در شاخص کل قیمت سهام در ادامه به بررسی ویژگی فرکتالی بودن بازار با استفاده از آزمون نمای هرست پرداخته می شود.

آزمون نمای هرست

نتایج حاصل از رگرسیون مدل R/S برای لگاریتم شاخص قیمت سهام به ازای N=3, 4, 5, … به صورت زیر است. طبق نتایج هرست، اگر (H) درعمل، می توان با انجام یک رگرسیون ضریب نمای مقدار نمای هارست برابر با ۰.۵ شد، دلالت بر یک فرآیند مستقل دارد. اگر نمای هارست بین ۰.۵ و یک قرار گرفت، دلالت بر یک سری زمانی دوام دار با حافظه بسیار طولانی دارد. در نهایت، اگر نمای هرست برابر با یک مقدار مثبت ولی کمتر از ۰.۵ شد دلالت بر بی دوام بودن فرآیند دارد. بررسی‌ها نشان داده اند که بسیاری از سری‌های موجود در طبیعت و برخی سری های اقتصادی به ویژه در بازار سرمایه تصادفی نبوده دارای حافظه و دوام نسبتاً بلندمدت هستند. رگرسیون زیر نشان دهنده آزمون هارست و برازش لگاریتم N بر روی شاخص R/S است که نتایج تخمین و انحراف معیارها و آماره t و معیارهای خوبی برازش در بخش زیر ذکر شده است.

جدول (۴): نتایج حاصل از آزمون هرست

$Log\left(\frac{R}{S}\right) = -0.312 + 0.786\, Log(N)$ آماره t (-۵.۶۷) (۳.۹۰)
$R^2 = 0.994\,.\,\overline{R^2} = 0.993\,.F - statistics = 34732.8\,(0.0000)$

ضریب مربوط به مقدار شاخص نمای هارست در مدل فوق ۰.۷۶۸ است که نشان دهنده ماهیت غیرتصادفی بودن شاخص سهام یا به عبارت دیگر پیش بینی ناپذیری شاخص قیمت سهام بورس تهران است. برای بررسی فرضیه صفر مبنی بر تصادفی بودن شاخص قیمت سهام (H_0=0.5) انجام شده که نتیجه بیانگر رد فرضیه صفر و یا غیرتصادفی بودن (پیش بینی پذیری) شاخص قیمت سهام است. همچنین، با استفاده از H میتوان اثر حافظه بلندمدت در سری زمانی شاخص قیمت سهام را محاسبه نمود. میانگین حافظه بلندمدت در بررسی شاخص قیمت سهام برابر است با:

$$N^H = (500)^{0.768} = 118.25$$

بنابراین، پیش بینی با افق زمانی بیش از ۱۱۸ روز غیرممکن و تنها در کوتاه مدت امکان پذیر است.

مدل تغییر رژیم مارکوف (MS)

مدل تغییر رژیم مارکوف مبتنی بر این موضوع است که اتفاقاتی ممکن است در طول زمان رخ بدهد که این اتفاقات باعث تغییر پارامتر در طول زمان می‌شوند. به‌طور مثال ممکن است رابطه بین دومتغیر در رژیم‌های مختلف متفاوت باشد. یعنی در رژیم ۱ مثبت و در رژیم ۲ منفی باشد. در اینصورت بهتر است که از مدل‌های غیرخطی برای تخمین پارامترهای جامعه استفاده کرد. در مدل‌های غیرخطی پارامترهای مدل در طول زمان ثابت نیستند. مدل جابه‌جایی مارکوف نیز از انواع این مدل‌ها محسوب می‌شود. چرا که پارامترها با توجه به تغییر رژیم تغییر می‌کنند.

در مدل خودرگرسیون برداری بر مبنای مدل مارکوف، پارامترهای مدل به عنوان تابعی از متغیر S_t در نظر گرفته می‌شوند. نکته مهم در این مدل ها وابسته بودن باقیمانده به تغییر رژیم است. دلیل این امر تغییر واریانس معادله تخمین زده شده در رژیم‌های نوسانات پایین و نوسانات بالا است. نتایج تخمین مدل کلاسیک رگرسیون با دو رژیم در جدول زیر آورده شده است.

جدول (۵): تخمین مدل تحقیق با روش رگرسیون کلاسیک با رویکرد مدل تغییر رژیم مارکوف

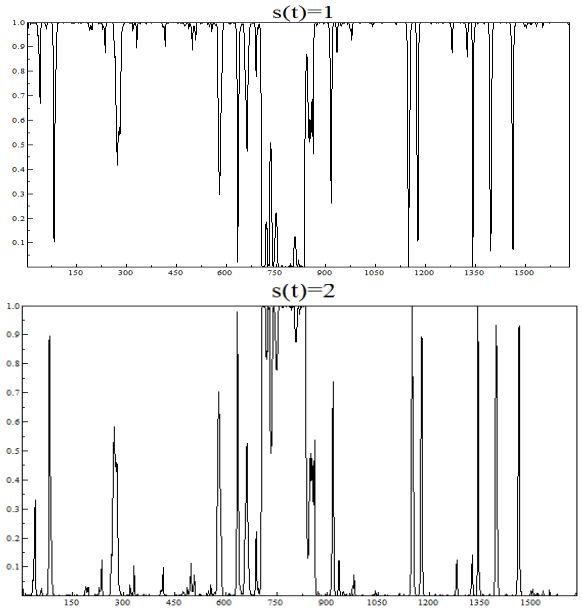
تخمین پارامترها		
$s_t = 2$	$s_t = 1$	
-۰.۰۵۴ (۰.۰۱)	۰.۰۸۵ (۰.۰۴)	عرض از مبدأ
۰.۳۴ (۰.۰۰)	۰.۴۴ (۰.۰۰)	وقفه اول شاخص کل بازار
۰.۵۵ (۰.۰۰)	۰.۹۶ (۰.۰۰)	وقفه دوم شاخص کل بازار
-۰.۰۷۵ (۰.۰۰)	-۰.۰۸۴ (۰.۰۰)	وقفه سوم شاخص کل بازار
۰.۰۵۰ (۰.۰۰)	۰.۰۱۷ (۰.۰۱)	واریانس
۱	۳	مدت زمان متوسط هر رژیم
ماتریس احتمال انتقال		
i=2	*i=1*	
۰.۰۸۱	۰.۹۸۸	*j=1*
۰.۹۱۸	۰.۰۱۱	*j=2*

در قسمت بالایی جدول تخمین ضرایب مدل در دو رژیم یک و دو آورده شده است. همانطور که از روی نمودار احتمال‌های هموار شده مشخص است، رژیم یک مربوط به دوران نوسانات بالا و رژیم دو مربوط به دوران نوسانات پایین متغیرها در اقتصاد است. اعداد داخل پرانتز بیانگر سطح معنی داری است. نتایج بیانگر این موضوع است که وقفه های متغیر شاخص کل قیمت بازار سهام اثرات معنی داری بر متغیر وابسته داشته است. در تئوری مالی مدرن با فرضیاتی چون قیمت های تصادفی؛ فقدان حافظه که آنرا فرآیندی که ناشی از تغییر ارزش متغیر تصادفی در دوره بعد که به سطح جاری قیمت یا قیمت های تاریخی بستگی ندارد گفته می شود؛ امکان پیش بینی آینده؛ توزیع نرمال پا به عرصه نهاد. تمامی موارد و تئوری های عنوان شده در پارادایمی اتفاق افتاده اند که زیر مجموعه ای از تئوری کلاسیک بوده و بنیان گذار آن نیز تئوری های مکانیک نیوتن است. بر اساس نتایج بدست آمده می توان بیان کرد که در هر دو رژیم نوسانات بازار سرمایه اثرگذاری مقادیر گذشته شاخص کل بازار سرمایه بر مقادیر

جاری معنی دار بوده است در واقع وقفه های اول و دوم در رژیم اول اثرات مثبتی بر مقادیر جاری شاخص بازار سرمایه داشته و این مقادیر در رژیم دوم نیز مثبت و معنی دار بوده است اما وقفه های سوم در هر دو رژیم اثرات منفی بر مقادیر جاری شاخص کل بازار سرمایه داشته است.

واریانس متغیرها در رژیم یک، یعنی رژیم نوسانات کم کمتر از رژیم دو است. که این با تئوری سازگاری دارد. چراکه در زمان مربوط به نوسانات کم نااطمینانی در بازار کاهش می‌یابد. مدت زمان متوسط از طریق احتمال‌های به‌دست آمده از ماتریس انتقال محاسبه می‌شود. درایه اول ماتریس انتقال نشان‌دهنده احتمال ماندن در رژیم یک می‌باشد. با استفاده از این مفهوم می‌توان مدت زمان متوسط رژیم یک را با استفاده از رابطه $1/(1-P_{11})$ به دست می‌آید. با جایگذاری احتمال ۰.۹۸۸ در این رابطه به سه فصل می‌رسیم. به همین ترتیب می‌توانیم با استفاده از رابطه $1/(1-P_{22})$ مدت زمان متوسط رژیم دو را به دست آوریم. که به یک فصل می‌رسیم. یعنی تعداد فصل های زمان نوسانات کم کمتر از تعداد فصل های زمان نوسانات بالا است. ماتریس انتقال نیز در پایین جدول ضرایب آورده شده است. درایه اول احتمال آنکه فرآیند در زمان t در رژیم یک باشد و در زمان $t+1$ نیز در رژیم یک باقی بماند را نشان می‌دهد. که در اینجا برابر است با ۰.۹۸. یعنی احتمال اینکه اقتصاد امروز در حالت نوسانات بالا باشد و دوره بعد نیز در همین رژیم باقی مانده باشد برابر است با ۰.۹۸. درایه دوم احتمال اینکه فرآیند در زمان t در رژیم دو باشد و در زمان $t+1$ به رژیم یک منتقل شده باشد را نشان می‌دهد. که در اینجا برابر است با ۰.۰۸. یعنی احتمال اینکه امروز اقتصاد در حالت نوسانات کم باشد و دوره بعد نیز متغیرهای ذکر شده از حالات نوسانات پایین خارج شده باشد برابر است با ۰.۰۸. که البته این مقدار کوچک کاملاً طبیعی است. چون احتمال تغییر رژیم آنهم در یک دوره بسیار پایین است. و به همین ترتیب درایه سوم احتمال اینکه فرآیند در زمان t در رژیم یک باشد و در زمان $t+1$ در رژیم دو باشد را نشان می‌دهد. یعنی تنها ۰.۰۱ احتمال دارد که اگر بازار وضعیت متغیرها در نوسانات و بی ثباتی بالا باشد، دوره بعد به حالت نوسانات کم برود. که این مقدار کوچک نیز کاملاً طبیعی می‌باشد. نکته مهمی از مقایسه این دو احتمال به‌دست می‌آید و آن‌هم این است که احتمال رفتن به نوسانات پایین کمتر از احتمال خارج شدن از آن است. و درآیه آخر نیز احتمال ماندن در رژیم دو در دو دوره متوالی را نشان می‌دهد. یعنی به احتمال ۰.۹۱ اگر در دوره t بازار در رکود باشد، دوره بعد نیز در حالت رکود باقی خواهد ماند.

نمودارهای احتمال‌های هموار شده در نمودار بالا نشان داده شده است. محور عمودی این نمودار نشان‌دهنده احتمال است که مقدار پیوسته صفر تا یک را اختیار می‌کند و محور افقی نشان‌دهنده زمان است که در این تحقیق از داده‌های فصلی همراه با شبیه سازی مشاهدات استفاده شده است. در نتیجه محور افقی تعداد مشاهدات شبیه سازی شده و واقعی را نشان می‌دهد. در واقع این نمودارها عکس یکدیگر هستند. در نمودار بالایی، در زمان نمودار بیشتر نزدیک احتمال یک است و در بازه زمانی نوسانات پایین بیشتر احتمال‌ها نزدیک به صفر است. به همین دلیل نمودار اولی را نمودار مربوط به رژیم یک و نمودار دومی را نمودار مربوط به رژیم دو در نظر گرفته می‌شود.



نمودار (۲): رژیم نوسانات متغیر شاخص کل قیمت بازار سهام

بحث و نتیجه گیری

بازارهای سهام نقشی اساسی در تامین و تخصیص بهینه منابع مالی و در نتیجه در رونق اقتصادی و مالی کشورها ایفا می‌نمایند. بنابراین کارایی و پایداری این بازارها برای همه عوامل بازار مخصوصا سرمایه گذاران و سیاستگذاران اهمیت فراوانی دارند. اگر بازار کارا باشد برخی از سرمایه‌گذاران نمی‌توانند بطور سیستماتیک با استفاده از اطلاعات اضافی بازدهی بیشتری از بازدهی متعارف کسب نمابند. اگر بازار پایدار باشد حساسیت آن به شوک‌های اقتصادی و غیر اقتصادی اندک بوده و می‌تواند اثرات منفی شوک‌ها را جذب نماید، بنابراین این بازارها دارای نوسانات و تلاطم کمتری بوده و ریسک سرمایه‌گذاری در آنها کمتر خواهد بود. در نتیجه، سرمایه‌گذاران تمایل بیشتری به فعالیت و سرمایه‌گذاری در این بازارها خواهند داشت. سیاستگذاران نیز به منظور جذب سرمایه های بیشتر و گسترش این بازارها نیاز دارند تا با استفاده از سیاست های مناسب کارایی و پایداری بازار سهام را افزایش دهند تا از این طریق رونق اقتصادی کشور را بهبود دهند.

هدف اصلی این مقاله آزمون فرضیه بازار فرکتال با مدل تغییر رژیم مارکوف با استفاده از یک ترکیب و همگرایی امکانپذیر بود. در ابتدا برای اینکه تمامی آثار قابل پیش بینی از سری رشد قیمت سهام کسر شود، از مدل بندی سری های زمانی استفاده گردید. برای تعیین این مدل در وهله اول، چند آزمون انجام شد تا نشان داده شود که شاخص قیمت سهام در اقتصاد ایران، نه مانا است و نه دارای ریشه واحد است. و از طرفی با استفاده از آزمون هارست نشان داده شده که شاخص قیمت سهام دارای روند غیرخطی و آشوبناک بوده و امکان پیش بینی

پذیری آن وجود ندارد. نتایج این آزمون نشان دهنده این موضوع بود که، درجه انباشتگی شاخص قیمت سهام باید بین صفر و یک باشد. پس فرضیه حافظه دار بودن سری مطرح و بررسی قرار گرفت. آزمون فرضیه حافظه بلند مدت در سری، از طریق سه روش تخمین، مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان دادند که سری شاخص قیمت سهام دارای درجه انباشتگی حدود ۰.۲۲ است. بطور کلی نتیجه گرفته شد که سری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه بلند مدت است. بنابراین می توان چنین اشاره کرد که وجود ریشه کسری در شاخص قیمت سهام می توان دارای عواقبی از این قبیل باشد که با هر شوک پولی که منجر به تغییرات و نوساناتی در شاخص قیمت سهام شود این شوک قیمت تا دوره طولانی پایدار می باشد و می تواند منجر به نااطمینانی شده و به دنبال آن نوسانات فزاینده بعدی را به دنبال داشته باشد این در حالی است که در صورت وجود ریشه واحد در متغیر شوک نسبت به حالت ریشه کسری ناپایدار تر می باشد و در دوره کوتاه تری از بین می رود.

همچنین نتایج حاصل از نمای هارست بیانگر فرکتالی بودن شاخص کل بازار سهام بوده است. دلالت این یافته‌ها این است که با وجود اینکه شوک‌های مثبت و منفی و اطلاعات جدید بازدهی بازار سهام تهران و نوسانات (ریسک) آن را تغییر می‌دهد اما اثرات این شوک‌ها و اطلاعات بر بازدهی‌های بازار پایدار نیست. دلالت سیاستی این یافته آنست که با وجود آنکه شوک‌ها و اطلاعات جدید بازدهی و ریسک‌بازار سهام تهران را در کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار میدهد اما آثار این تغییرات بلندمدت و پایدار نیست. بنابراین اگر سیاستگذاران با اتخاذ سیاست‌های مناسب بتوانند نوسانات کوتاه‌مدت را بکاهند گام مهمی در کارایی بازار برداشته و این بازار را به عنوان ابزار مهم و مطمئنی جهت تخصیص بهینه منابع مالی کشور تبدیل خواهند نمود که در آن سرمایه‌گذاران با افق زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت منتفع خواهند شد. با توجه به نتایج بدست آمده پیشنهاد می شود که برای کم شدن رفتارهای هیجانی و غیرعقلائی سرمایه گذاران در شرایط بحران ها تدابیری اندیشیده شود و به ثبات بازار با وضع قوانین و افزایش تنوع ابزارهای مالی کمک شود. همچنین به سرمایه گذاران پیشنهاد می شود که استراتژی های سرمایه گذاری خود را بر پایه رویکردی تطبیقی با شرایط اقتصادی کشور قرار داده و با توجه به قابلیت پیش بینی موجود در بازار به خصوص در دوره های توسعه اقتصاد، افق های بلندمدت سرمایه گذاری را نیز علاوه بر افق های کوتاه مدت در انتخاب های خود لحاظ کنند.

فهرست منابع

* جعفری، غلامرضا و ایزدی نیا، ناصر و پیروتی، جلال (۱۳۹۰)، تحلیل چند فراکتالی نوسانات روند زدایی شده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه بورس اوراق بهادار فصلنامه بورس اوراق بهادار، ۱۴، ۱۱۵ – ۱۳۴.
* خواجوی، شکراله، 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. دانش سرمایه‌گذاری، ۵(۱۸)، ۷۹- ۹۳.

* رهنمای رودپشتی، فریدون و پدرام, پرهام (۱۳۹۱)، آنالیز فرکتالی شاخص بورس اوراق بهادار تهران به روش RS. دانش سرمایه‌گذاری، ۱(۳)، ۸۰-۶۳.
* صادقی، حجت اله و محمد نسیم، سبحان (۱۳۹۷)، محاسبه نمای هرست برای شاخص های بازار بورس اوراق بهادار تهران، سومین همایش بین المللی مدیریت، اقتصاد و توسعه، تهران، موسسه علمی کیان پژوهان.
* عباس زاده، محمدرضا، جباری نوقابی، مهدی و محکی، الهام (۱۳۹۴)، بررسی تحلیلی روند سری‌های زمانی مالی در بورس اوراق بهادار تهران اولین همایش ملی پژوهش های کاربردی در حسابداری، مدیریت و اقتصاد، ۲۵-۱۱.
* عباسی نژاد، حسین و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۳)، برآورد درجه انباشتگی شاخص تورم با مدل ARFIMA- FIGARCH مطالعه موردی: ایران، پژوهشنامه اقتصادی، ۱۴(۵۲)، ۱-۲۶.
* کشاورز حداد، غلامرضا و باقر صمدی (۱۳۸۸)، برآورد و دقت پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانواده FIGARCH، مجله تحقیقات اقتصادی، ۸۶، ۲۵-۳۹.
* محمدی، تیمور و رضا طالبلو (۱۳۸۹)، پویایی‌های تورم و رابطه تورم و عدم اطمینان اسمی با استفاده از الگوی ARFIMA- GARCH، پژوهشنامه اقتصادی، ۱۰، ۱.
* مروت، حبیب، (۱۳۹۱) آزمون فرضیه بازار فراکتالی در بورس اوراق بهادار تهران، فصل نامه بورس اوراق بهادار، ۱۹، ۱۵-۵.
* نمازی؛ محمد، حاجیها، زهره و حسن چناری بوکت (۱۳۹۴)، مطالعه‌ی پدیده‌ی فرآیند آشوب در شاخص قیمت و بازده نقدی در بورس اوراق بهادار تهران، ۹، ۳۵-۵۴.
* Balaban,E. and A,bayer (2006) ,stock Return and volatility: empirical Evidence from fourteen countries, Applied Economic Letters,12,603-611
* Bali,T. G (2008) ,The intertemporal Relation between expected Returns and risk, journal of financial Economics,87,1,101-131.
* Barnett, W.A., A. Serletis, (2000). Martingales, nonlinearity, and chaos, Journal of Economic Dynamics & Control, 2: 703-724.
* Brooks, (1997), Linear and Non-Linear Forecastability of High Frequency Exchange Rates, Journal of Forecasting, 15 125– 145.
* Chen, A.S & Lin, S.C (2011). Asymmetrical return on equity mean reversion and catering, Journal of Banking & Finance, 35: 471-477.
* Ding, C. W. and J. Granger (1996), Modeling Volatility Persistence of Speculative Returns: A New Approach, Journal of Econometrics, 73, 185–215.
* Gordon, R. R. (2000), The Fractal Structure of Exchange Rates: Measurement and Forecasting, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 10, 163–180.
* Ladislav Kristoufek, Miloslav Vosvrda, (2016), Measuring capital market efficiency: long-term memory, fractal dimension and approximate entropy, Eur. Phys. 87: 162
* Mandelbrot, B.B (1981). The variation of certain speculative prices. J ournal of Business, 36, 392–417.
* Moarefian, M. and F. Ahmadlu (2005), Application of Fractals Theory in Petroleum Engineering, Journal of Research and Development, 15.

* Peters, E. E. (1991). Chaos and order in the capital markets. John Wiley & Sons.
* Peters.E.Edgar. (1992), Fractal Market Analysis: Applying Chaos Theory to Investment and Economics", John Willy & Sons INC.
* Shleifer, A. (2020). Inefficient Markets, Oxford University press.
* Williams, B., (2005). Trading Chaos: Applying Expert Techniques to Maximize Your Profits, Press. John Wiley & Sons, 265 P., ISBN 0-471-11929-6.

یادداشت ها:

[1] Fractal Markets Hypothesis
[2] Martingale
[3] Efficient Market Hypothesis (EMH)
[4] Peters
[5] Mandelbrot
[6] Hurst Exponent
[7] Hamilton
[8] Jackobson
[9] Costa and et al
[10] Zhango and et al
[11] Onali and et al
[12] Dorasami and Sarpong
[13] Markov Switching
[14] Granger and Denig
[15] Robinson
[16] Mc Leod and Hipel
[17] Maximun Likelihood
[18] Modified Profile Likelihood
[19] Non-Linear Least Squares

Financial Economics
Vol. (13) Issue (49) Spring 2024

Fractal Market Hypothesis and Markov Regime Switching Model:A Possible Synthesis and Integration

Yaghoub Mahmoudi,
PhD student,International Financial Management, Islamic Azad University, Science and Research Unit, Tehran, Iran,
Email: yaghoubmahmoudi_60@yahoo.com

Shadi Shahvardiani,
assistant professor at Islamic Azad University, Shahr Quds Unit,
(*Corresponding Author),
Email: shshahverdiani@gmail.com

Hamidreza Kordloui
Associate Professor of Islamic Azad University, Islamshahr Unit,
Email: kordlouie@iiau.ac.ir

Mehdi Madanchi Zaj
Assistant Professor of Islamic Azad University, Electronic Unit (Virtual),
Email: madanchi@iauec.ac.ir

Abstract
The importance of predicting and knowing the future in order to plan and formulate economic strategies is not hidden from anyone. Accuracy of forecasts is one of the most important factors in choosing the type of forecasting method. The stock price index is one of the influential variables in economic systems that these very complex time series are usually assumed to be random and as a result their changes are unpredictable. Such time series variables have the property that the shock to the variable takes a long time to disappear due to the possibility of long-term memory. The purpose of this dissertation is to test the fractal market hypothesis with the Markov regime change model with a possible combination and convergence in the Tehran Stock Exchange. In this dissertation, the amount of long-term memory and stability of financial time series resulting from the total stock market index for the period 1397-1388 were examined. For this purpose, first the existence of long-term memory was examined, then the fractal nature of the market was examined using the Harst view index. The results indicate the existence of long-term memory in this variable. In this case, once differentiated, it becomes more differentiated, so the stock price index series in Iran has long-term memory and the effects of each shock on this variable due to its long-term memory remain for long periods. It stays. The results also showed that the overall stock market index is fractal.
Key word: Fractal market, efficient market, risk, capital market, Markov regime change