



## آزمون فرضیه بازار فرکتال با مدل تغییر رژیم مارکوف در بازار بورس تهران (یک ترکیب و همگرایی امکانپذیر)

۱ یعقوب محمودی

۲ فریدون رهنمای رودپشتی

۳ شادی شاهرودیانی

۴ حمیدرضا کردلویی

۵ مهدی معدنچی زاج

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۲/۰۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۰/۰۱

### چکیده

با توجه به اهمیت بازارهای کارآمد، آزمون فرضیه بازار فرکتال با مدل تغییر رژیم مارکوف در بازار بورس اوراق بهادار تهران جهت بررسی کارایی حافظه مالی بازار در بلند مدت و ویژگی فرکتالی بودن آن در دوره ۱۳۸۸-۱۳۹۶ آزمون شده است. واکنش بازار سرمایه در مواجهه با شوک‌های تصادفی منجر به نوسانات در این بازار می‌شود. ویژگی‌های مربوط به ماندگاری در بازار با استفاده از روش تغییر رژیم مارکوف که توانایی بالایی در مدل سازی مربوط به وقوع شوک‌ها دارند انجام شده است. حافظه بلندمدت و فرکتالی بودن بازار بورس اوراق بهادار تهران و پایداری مالی بر اساس شاخص نمای هارست آزمون شده است. یافته‌ها نشان می‌دهند شاخص قیمت سهام در ایران دارای حافظه بلندمدت است. لذا آثار هر شوک بر این متغیر، به دلیل حافظه بلندمدت بازار تا دوره‌های طولانی باقی می‌ماند. نتایج بیانگر این است که شاخص کل بازار سهام دارای ویژگی فرکتالی است.

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

**طبقه بندی JEL:** O33, M22, L10, C44

۱- گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. zaroni1398@gmail.com

۲- گروه اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. roudposhti@yahoo.com

۳- گروه مدیریت بازرگانی، واحد شهر قدس، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران، (نویسنده مسئول). shahverdiani@yahoo.com

۴- گروه مدیریت مالی، واحد اسلامشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، اسلامشهر، ایران. kordloee@yahoo.com

۵- گروه مدیریت مالی، واحد الکترونیکی (مجازی)، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. madanchizad@yahoo.com

## ۱- مقدمه

بازارهای سهام نقشی اساسی در تامین و تخصیص بهینه منابع مالی و در نتیجه در رونق اقتصادی و مالی کشورها ایفا می‌نمایند. کارایی و پایداری این بازارها برای همه عوامل بازار مخصوصاً سرمایه‌گذاران و سیاستگذاران اهمیت فراوانی دارند. 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 (کریمی و همکاران، ۱۳۹۸). سیاستگذاران نیز به منظور جذب سرمایه‌های بیشتر و گسترش این بازارها نیاز دارند تا با استفاده از سیاست‌های مناسب کارایی و پایداری بازار سهام را افزایش دهند. بنابراین گام نخست برای سرمایه‌گذاران به منظور سرمایه‌گذاری در یک بازار معین و برای سیاستگذاران به منظور ارزیابی اثرات سیاست‌های خود بررسی کارایی و پایداری بازارها است (عباس زاده و همکاران، ۱۳۹۴).

از زمان پیدایش بازارهای سهام روش‌های مختلفی برای شناسایی بازارهای کارا و پایدار مطرح شده‌اند. یکی از روش‌های جدیدی که به پایداری بازار سهام می‌پردازد فرضیه بازار فراکتالی است که در این تحقیق به آن پرداخته شده است. نظریه‌های سنتی بازارهای سرمایه فرض می‌کردند که رفتار بازدهی‌های بازارهای سرمایه از فرایند مارتینگل تبعیت می‌کند (مروت، ۱۳۹۱). بر اساس این نظریه بازدهی‌های دارایی‌ها در بازار سرمایه از هم مستقل هستند. یکی از دلالت‌های این نظریه‌ها، فرضیه بازارهای کارا<sup>۱</sup> (EMH) است. بر اساس فرضیه بازار کارا به علت عدم وجود وابستگی بین بازدهی‌های بازار سرمایه یک سرمایه‌گذار معمولی نمی‌تواند امید داشته باشد که بطور سیستماتیک از بازار سود کسب نماید. بنابراین، منابع وسیعی که سرمایه‌گذاران برای ارزیابی و تحلیل بازارها و متغیرهای مالی استفاده می‌کنند به هدر می‌رود.

پیترز<sup>۲</sup> (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 می‌کند که بازارهای مالی، فرکتال‌هایی هستند که در یک سیستم پویای غیر خطی در روزهای مختلف دارای رفتارهای متفاوتی هستند (کریمی و همکاران، ۱۳۹۷).

برای تشخیص اینکه آیا رفتار تغییرات قیمت (بازده) از فرآیند تصادفی پیروی می‌کند یا خیر، از توزیع‌های دم پهن لوی و فرایند تصادفی مربوط به آن (فرایند تصادفی لوی)، برای تحلیل رفتار

تصادفی قیمت استفاده می نمایند. توزیع تصادفی لوی، که به توزیع فراکتالی نیز مشهور است، در حالت کلی به توزیع‌هایی اطلاق می‌شود که از لحاظ آماری خود متشابه است یا دارای نوعی همبستگی هستند. همچنین به تحلیل‌هایی که در این حوزه قرار می‌گیرند نیز، تحلیل‌های فراکتالی گفته می‌شود. مطالعات تجربی و نظری این نظریه را مورد تأیید قرار دادند بطوریکه جنسن (۱۹۷۸) ادعا نمود که هیچ موضوعی در اقتصاد به این اندازه از نظر تجربی مورد تأیید قرار نگرفته است.<sup>۳</sup> اما در طی سه دهه گذشته این نظریه هم از بعد نظری و هم از بعد کاربردهای تجربی مورد تردید و چالش فراوان قرار گرفته است (از بعد نظری، اقتصاد رفتاری فروض مبنایی آن مانند انتظارات عقلایی را زیرسوال برد و از بعد تجربی نیز بسیاری از مطالعات فرضیه بازارهای کارا در بازارهای مالی کشورهای مختلف را تأیید نکردند).<sup>۴</sup>

به منظور در نظر گرفتن همبستگی‌ها در بازدهی‌ها و قیمت‌های شاخص‌های مالی در بازار سهام پیترز (۱۹۹۱) فرضیه بازار فراکتالی<sup>۵</sup> را مطرح نمود. این فرضیه دلایل قبلی مبنی بر عدم همبستگی را رد نمی‌کند اما دامنه وسیعتری را برای رفتار بازدهی‌ها در نظر می‌گیرد. بنابراین فرضیه بازار فرکتال (FMH) الزاما فرضیه جایگزین برای فرضیه بازار کارا (EMH) ارائه نمی‌دهد. فرضیه بازار فراکتالی از نظریه فراکتال‌ها و هندسه فراکتالی سرچشمه می‌گیرد.<sup>۶</sup> بر اساس این نظریه اجسامی که ساختار فراکتالی دارند پایدارتر هستند. برای تعیین وجود همبستگی در بازدهی‌ها و نوع فرایند رفتاری آنها از آماره نمایی هرست<sup>۷</sup> استفاده می‌شود. روشهای مختلفی برای محاسبه نمایی 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 تورشدار تولید می‌کند. لو (۱۹۹۱) برای رفع این نقص روش R/S اصلاح شده را معرفی نمود. از مدل ARFIMA 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 فرایندی که به صورت سری زمانی است توسط همیلتون (۱۹۸۹، ۱۹۹۴) توسعه داده شده است که در آن توزیع‌های متفاوتی با فرآیندهای مختلف در نظر گرفته می‌شود.

در طی دهه گذشته بازار سهام تهران از نظر حجم و ارزش معاملات و تعداد شرکت‌های فعال رشد زیادی داشته است. همچنین این بازار نقش مهمی در خصوصی سازی شرکت‌های دولتی داشته است. اما بررسی داده‌ها و اطلاعات مربوط به این بازار نشان می‌دهد که نوسانات و تلاطم بازار زیاد بوده و در برابر شوک‌ها حساسیت زیادی از خود نشان می‌دهد که این موضوع می‌تواند در بلندمدت اثرات منفی بر رونق این بازار داشته باشد.

نتایج حاصل از یک مطالعه بیانگر وجود همبستگی شرطی پویای نامتقارن بازار سهام ایران و دبی و همبستگی شرطی پویای متقارن بازار سهام عربستان با نفت اوپک می‌باشد، همچنین نتایج تحقیق بیانگر وجود همبستگی شرطی پویای متقارن بازار سهام قطر و دبی و همبستگی شرطی پویای نامتقارن بازار سهام عربستان با نفت برنت می‌باشد. تفسیر مالی وجود همبستگی‌های متقارن و نامتقارن بین شاخص بازدهی نفت برنت و بازدهی‌های سهام بازارهای دبی، قطر و عربستان حاکی از این است که مدیران ریسک باید کاملاً نسبت به این حقیقت آگاه باشند که این بازارها در مقابل شوک‌های خارجی مصونیت ندارند. (کریمی، مجتبی، صراف، فاطمه، امام وردی، قدرت اله و باغانی، علی، ۱۳۹۸)

نتایج تحقیق دیگری با بررسی تاثیر قیمت نفت به عنوان یک متغیر (شوگ) بر روی شاخص بازار سهام نشان می‌دهد، تأثیرات سرریز میان بازارها در دوره‌های زمانی متفاوت و با توجه رخدادهای اقتصادی-سیاسی متغیر است و می‌تواند یکطرفه، دوطرفه و یا اصلاً وجود نداشته باشد. به طوری که در دوره اول (قبل از شروع تحریم‌های نفتی) به صورت یکطرفه از بازار نفت به بازار بورس، در دوره دوم (دوران تحریم) به صورت دوطرفه در کوتاه‌مدت و در بلندمدت یکطرفه از بازار نفت به بازار بورس بوده است و در نهایت در دوره سوم (بعد از برجام) دارای رابطه یکطرفه از بازار نفت به بازار بورس بوده است. این نتایج به وضوح به وابستگی اقتصاد ایران به نفت و اثرات آن بر بازارهای مختلف مالی از جمله بورس اوراق بهادار اشاره دارد. (کریمی، محمد شریف، حیدریان، مریم و دهقان جبار آبادی، شهرام، ۱۳۹۷)

بنابراین، ضرورت دارد علاوه بر رشد کمی بازار، به رشد کیفی آن نیز توجه بیشتری شود. با توجه به نکات ذکر شده در این مطالعه به تحلیل چگونگی ماهیت فرکتالی بازار سرمایه در تعیین میزان ریسکی و پایدار بودن بازار بر اساس شاخص نمایی هارست پرداخته خواهد شد. برای این منظور و در راستای تجزیه و تحلیل شاخص پایداری بازار از روش تغییر رژیم مارکوف استفاده خواهد شد سپس رابطه بین نمایی هارست با درجه ماندگاری بازار و درجه ریسکی بازار سرمایه ارزیابی خواهد شد.

ساختار مقاله حاضر از پنج بخش تشکیل شده است. در ادامه و در بخش دوم به مروری بر ادبیات تحقیق و مطالعات پیشین و در بخش سوم به روش شناسی و در بخش چهارم یافته‌های تحقیق و در بخش پنجم به نتیجه گیری و پیشنهادات اختصاص یافته است.

## ۲- ادبیات تحقیق

در ادبیات علمی فرض های مختلفی در خصوص بازار مطرح است. از یک طرف افرادی وجود دارند که بازار را کاملاً تصادفی تصور نموده و از طرف دیگر، افرادی که بازار را کاملاً قطعی فرض مینمایند. هر دو گروه تا حد مشخصی درست می گویند ولی نتایجی که از همپوشانی هر دو تفکر ناشی می شود متفاوت از انتظارات هر دو گروه است. بازار سرمایه به خوبی توسط توزیع نرمال و گشت تصادفی تشریح نمی شود و فرضیه بازار کارا به عنوان فرضیه ای غالب برای عملکرد بازار است (رهنمای رودپشتی و پدرام، ۱۳۹۱).

به طور سنتی وقایع به صورت تصادفی یا قطعی هستند. از منظر قطعیت تمامی اتفاقات از زمان پیدایش به صورت ثابت فرض می شوند. در ساختار فرکتالی تصادفات و قطعیت، آشوب و نظم، با هم و درکنار یکدیگر قرار می گیرند در این شرایط خواهیم دید که این مفاهیم متضاد چگونه با یکدیگر عمل می کنند. در دنیای واقعی اتفاقات ناگهانی را مشاهده می کنیم مانند فجایع طبیعی که محیط ما را از بین می برند و یا فجایع اقتصادی که تمامی دستاوردهای مالی را نابود می کنند و ما ریشه وقوع این اتفاقات را نمی شناسیم که تصادفی است یا شانسی. اتفاقات هم به صورت تصادفی و غیر قابل پیش بینی و هم به صورت قطعی و کاملاً قابل پیش بینی قابل مشاهده هستند. تا آغاز قرن حاضر، این موضوع که جهان مانند ساعت حرکت می کند کاملاً پذیرفته شده بود اما، ناگهان دانشمندان معادله ای کشف کردند که بر اساس آن می توان اتفاقات ناگهانی را پیش بینی کرد دیگر زمان از مکانیک نیوتونی پیروی نمی کند، بنابراین از لحاظ تئوری، زمان می تواند معکوس حرکت کند. این اولین تغییر نگرش در مورد حرکت منظم عالم رخ داد و دومین حرکت در ظهور مکانیک کوانتومی که در آن ساختار مولکولی جهان بوسیله سطوح احتمالی مشخص می شود. ولی باز هم ابهامات باقی ماند که جهان قطعی است یا تصادفی. به آرامی این موضوع آشکار شد که سیستم های طبیعی دارای حالت تصادفی محلی و قطعیت جهانی هستند. حالت قطعیت قوانین طبیعی را بیان می کند و حالت تصادفی نوآوری و تمایزات راروشن می سازد علاوه بر آن، یک سیستم سالم نه تنها از شوک های ناگهانی در امان و ایمن می ماند بلکه با جذب این شوک ها فوراً ارتقا می یابد. با تعمیم این حقیقت به بازار سهام به نتایج جالبی دست می یابیم. بازار سهام از یک سری سرمایه گذاران با افق سرمایه گذاری کوتاه مدت و بلند مدت تشکیل شده است. در بازار پایدار تمامی شرکت کنندگان می توانند با یکدیگر معامله کنند هر یک با یک سطح معینی از ریسک مواجه اند که افراد این سطح مشخص از ریسک را با مقیاس زمانی یا افق سرمایه گذاری خود تطبیق می دهند. از طرفی توزیع فراوانی بازده برای معامله گران روزانه، هفتگی، سه ماهه یکی خواهد بود. این بدین معنی است که معامله گر ۵ دقیقه ای با ریسکی مواجه است که یک معامله گر هفتگی مواجه

است. در صورتی که معامله گر روزانه در مقیاس زمانی اش سقوط ناگهانی کند و مابقی معامله گران دارای افق سرمایه گذاری متفاوت باشند بازار به صورت پایدار باقی خواهد ماند. در حالتی که افق سرمایه گذاری تمامی سرمایه گذاران بازار کوچک شود و هر نفر یک معامله گر یک دقیقه ای شود در این حالت بازار ناپایدار و غیر قابل پیش بینی خواهد شد بنابراین بازار در حالتی شوک ها را جذب می کند که دارای خاصیت فرکتالی باشد.

نتایج بدست آمده از تحقیق دیگری بیانگر این موضوع می باشد که روش بیشترین تنوع بخشی و حداقل واریانس نسبت به روش های دیگر عملکرد بهتری در تعدیل ریسک داشته اند. همچنین نتایج بیانگر این بود که سرمایه گذاران ریسک گریز برای تشکیل پورتفولیو از معیار بیشترین تنوع بخشی و حداقل واریانس استفاده می کنند. همچنین نتایج بیانگر این بود که برای بررسی ریسک نامطلوب استراتژی ها استفاده از روش های CVaR و VaR مناسب بوده و عملکرد بهتری در محاسبه خطر نکول داشته اند. (ابونوری، اسمعیل، تهرانی، رضا و شامانی، مسعود، ۱۳۹۷)

هارست 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. 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. قیمت ها منعکس کننده ترکیب معاملات تکنیکی کوتاه مدت و ارزش های بنیادی بلند مدت است. بنابراین تغییر قیمت های 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 رفتارگله ای است. لزومی ندارد که انتظار داشته باشیم که طول روندهای کوتاه مدت به روند های اقتصادی بستگی داشته باشد. اگر سهام وابستگی به سیکل های اقتصادی نداشته باشد. بنابراین روند های بلندمدت وجود نخواهند داشت. بنابراین معامله گری نقدی و اطلاعات کوتاه مدت بر بازار مسلط خواهد شد.

در رابطه با پیشینه تحقیق، با تکیه بر روش های مختلف، تلاش های زیادی در زمینه تخمین نمای هرست، بعد فراکتال، آنتروپی و پایداری و همبستگی های موجود در سری های زمانی مالی

انجام شده است. اما کریستوفک و ووسوردا از جمله کسانی هستند که در سنوات اخیر از سال ۲۰۰۱ تاکنون تحقیقات گسترده‌ای در راستای یافتن خواص فراکتالی سری های زمانی مالی انجام داده‌اند. غالب تحقیقات آن‌ها در زمینه مقایسه بازارهای جهانی است. پیترز (۱۹۹۴) وجود همبستگی بلندمدت در بازار سهام امریکا را نشان دادند. اما بهبود روش های اندازه گیری همبستگی های بلندمدت نتایج سازگار با نتایج فرضیه بازار کارا بوده است. ژاکوبسن (۱۹۹۶) با استفاده از شاخص نمای هارست R/S نشان داد که هیچیک از شاخصهای مربوط به ۵ کشور اروپایی، امریکا و ژاپن همبستگی بلندمدت از خود نشان نمی دهند و ساختار فراکتالی ندارند. کوستا و همکاران (۲۰۰۳) به بررسی وجود ساختار فراکتالی در شاخص سهام برزیل با استفاده از روش R/S پرداختند. آنها وجود ساختار فراکتالی ضعیف در بازدهی های سهام برزیل را تأیید کردند. ژوانگو همکاران (۲۰۰۸) استفاده از روش تحلیل نوسانات روندزدایی شده (DFA) نمای هرست را برای بازار سهام شانگهای و شنژن برآورد نموده و نشان دادند که این بازارها دارای ساختار فراکتالی هستند. اونالی و همکاران (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 ضعیف تر در شاخص های سهام سوئیس و اسپانیا یافتند. اما آنها نشان دادند که ۵ شاخص دیگر (مانند شاخص سهام انگلیس) از فرایند فراکتالی تبعیت نمی کنند. دوراسامی و سارپونگ (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 و رابطه بین ناپایداری مالی هرست و ریسکی بودن بازار بررسی شد. نتایج نشان داد که بازارهای دارای شاخص نمایی هرست بالا دارای پایداری قوی تری و ریسک کمتری است.

رهنمای رودپشتی و پدارم (۱۳۹۱) به آنالیز فرکتالی شاخص بورس اوراق بهادار تهران به روش RS پرداختند. در این پژوهش با مروری کوتاه بر فرضیه بازار کارا و بیان ناکارآمدی آن، فرضیه بازار فرکتال به عنوان جایگزینی برای این فرضیه مطرح می شود. بر اساس فرضیه بازار فرکتال خواهیم دید که چرا ساختار آماری این بازار با بازار کارا شباهتی وجود دارد. همچنین با به کارگیری روش R/S و آزمون این روش، فرضیات بازار فرکتال و کارآمدی آن قابل اثبات است. نتایج مطالعه نشان می دهد فرضیات بازار فرکتال را می توان به عنوان جایگزینی برای فرضیه بازار کارا در نظر گرفت. همچنین در مدل قیمت گذاری دارائی های سرمایه ای (CAPM) که بر اساس فرضیه بازار کارا 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. سری های زمانی پیچیده مانند قیمت های بازار سهام بیشتر تصادفی و در نتیجه تغییر آن ها غیرقابل پیش بینی فرض می شود.

درحالی که احتمال دارد این سری‌ها حاصل فرآیندی غیرخطی پویای معین یا به عبارت بهتر آشوبی بوده و در نتیجه قابلیت پیش‌بینی داشته باشند. 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 نشأت گرفته از فرآیندی آشوبییا 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 به تبع 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. خواجه‌وی 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 سری‌های زمانی غیرتصادفی کاربرد دارد که مهمترین مزیت تحلیل R/S عدم وابستگی به نوع توزیع سری زمانی مربوط است. یافته‌های حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد 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. در این مطالعه اشاره شده است که بازار کارا بازاری است که در آن اطلاعات با سرعت بالایی بر قیمت سهام تاثیر می‌گذارد و قیمت‌ها خود را با توجه به این اطلاعات تعدیل می‌کنند. در واقع بازار کارا به سرمایه‌گذاران این اطمینان را می‌دهد که همه آنها از اطلاعات مشابهی آگاهی دارند، پس بازار کارا، بازاری است که بازتاب دهنده آن اطلاعاتی است که در بازار موجود است و راهنمای سرمایه‌گذاران است. مفهوم بازار کارا بر این فرض استوار است که سرمایه‌گذاران در تصمیمات خرید و فروش خود تمامی اطلاعات مربوط را در قیمت سهام لحاظ خواهند کرد و قیمت سهام شاخص خوبی برای تعیین ارزش سرمایه‌گذاری است. این نظریه برای اولین بار توسط فاما و همکاران در سال ۱۹۶۹ مطرح شد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد 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 شاخص‌های بازار بورس اوراق بهادار



تهران پرداختند. بررسی کارایی بازارهای مالی ادبیات وسیعی را در علم مالی به خود اختصاص داده است. یکی از مفاهیمی که در بازار کارا مطرح می باشد این است که آیا سری زمانی مالی دارای حافظه بلندمدت می باشد یا نه. همچنین طی دهه های اخیر فرضیه بازارهای کارا تعمیم یافته و فرضیه این است که آیا سری زمانی مالی دارای حافظه بلندمدت می باشد یا نه. همچنین طی دهه های اخیر فرضیه بازارهای کارا تعمیم یافته و فرضیه بازارهای فراکتالی مطرح شده است. 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 قرار گرفته است، سپس رفتار شاخص ها از لحاظ وجود حافظه بلندمدت مقایسه می گردد. بدین ترتیب بازار سرمایه ایران از لحاظ فراکتالی سنجیده می شود. هیچیک از شاخص ها در قلمرو زمانی با استفاده از این روش از کارایی فراکتالی بهره نمی برند.

### ۳- روش 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 (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.

مدل جابه جایی مارکوف نیز از انواع این مدل ها محسوب می شود. چراکه پارامترها با توجه به تغییر رژیم تغییر می کنند. در مدل خود رگرسیون برداری بر مبنای مدل مارکوف، پارامترهای مدل به عنوان تابعی از متغیر  $s_t$  در نظر گرفته می شوند. مدل خود رگرسیون برداری زیر بیانگر این مطلب است.

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

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.

$$X_t = \begin{cases} A_0(1) + A_1(1)X_{t-1} + A_2(1)X_{t-2} + \dots + A_p(1)X_{t-p} + e_t & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots \\ A_0(T) + A_1(T)X_{t-1} + A_2(T)X_{t-2} + \dots + A_p(T)X_{t-p} + e_t & \text{if } s_t = T \end{cases}$$

و ماتریس واریانس کوواریانس برای رژیم‌های مختلف به صورت  $\Sigma(s_t)$  for  $s_t = 1, 2, \dots, T$  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. جامعه آماری مطالعه حاضر شاخص کل بازار سهام در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۸ بر اساس فراوانی ماهانه است.

### ۳- یافته‌های تحقیق

#### ۳-۱- آزمون ریشه واحد، خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی متغیرهای تحقیق

برای اجتناب از نتایج نادرست برآمده از رگرسیون‌های کاذب، انگل و گرنجر (۱۹۸۷) نظریه هم‌انباشتگی را مطرح کردند. یک گروه از متغیرهای نامانا، در صورتی‌رابطه هم‌انباشتگی خواهند داشت که حداقل یک ترکیب خطی مانا میان آن‌ها وجود داشته باشد. وجود یا نبود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای الگو، پیش‌بینی‌هایی را که توسط آن صورت می‌گیرد، به شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد، به طوری که اگر در یک معادله رگرسیونی رابطه هم‌انباشتگی وجود نداشته باشد، پیش‌بینی‌های ضعیفی توسط الگو صورت خواهد گرفت. برای آزمون وجود روندهای تصادفی در سری‌های زمانی و پسماندهای رگرسیون، متخصصان اقتصادسنجی سری‌های زمانی روش‌هایی را ابداع کرده‌اند. همچنین، روش‌هایی نیز برای برآورد روابط میان متغیرهای دارای روند تصادفی ارائه شده است. رایج‌ترین روش برای آزمون وجود روند تصادفی در سری‌های زمانی و پسماندهای رگرسیون آماره دیکی فولر تعمیم یافته است (ابونوری و همکاران، ۱۳۹۷).

قبل از تحلیل‌های هم‌انباشتگی، ابتدا مانا یا نامانا بودن شاخص کل قیمت سهام مدل بوسیله روش‌های دیکی-فولر افزوده (ADF) و ریشه واحد فیلیپس-پرون (PP) آزمون می‌شود. انجام آزمون ریشه واحد به این دلیل است که از بروز رگرسیون کاذب به دلیل وجود داشتن ریشه واحد

در متغیرهای تحقیق و متغیر بودن میانگین سری های زمانی در طول زمان و بدست آمدن نتایج غیرقابل اتکا جلوگیری شود. آزمون ریشه واحد در سطح و با وجود عرض از مبدا 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) - آماره های آزمون (ریشه واحد، خودهمبستگی و واریانس ناهمسانی)

آماره	ADF	Phillips-Perron	KPSS	Box-Ljung Q(10)	McLeod-Li Q <sup>2</sup> (10)	ARCH (10)=F(Prob)
لگاریتم شاخص	-۲,۵۴	-۲,۸۲	۰,۵۵	۵۴۷	۱۶,۷۹	۱۶,۸۲
قیمت سهام	(-۳,۴۶)	(-۳,۴۶)	(۰,۴۸)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)	(۰,۰۰)
	{/۹۵}	{/۹۵}	{/۹۵}			

منبع: یافته های پژوهشگر

در جدول فوق اعداد داخل پرانتز بیانگر مقادیر بحرانی و اعداد داخل کروشه بیانگر سطح اطمینان است. بر اساس مقایسه آماره آزمون و مقدار بحرانی در آزمون ADF مشاهده می شود که متغیر لگاریتم شاخص قیمت سهام در سطح ناماناست. بر اساس آزمون PP نیز مشاهده گردید قدر مطلق آماره آزمون کمتر از قدر مطلق مقدار بحرانی است و این متغیر در سطح نامانا 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 مبدا و روند دارد. بنابراین با وجود ریشه واحد در مدل مقدار این ریشه مشخص نمی باشد که آیا این عدد دقیقاً 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. مشاهده ای آماره ی 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 وقفه های مختلف این سری را می رساند. همچنین، آماره ی مک لئود- 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 آرچ انگل (آزمون وجود اثرات ARCH) نیز بر فرضیه ی واریانس ناهمسان بودن سری شاخص قیمت سهام صیحه می گذارد.

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

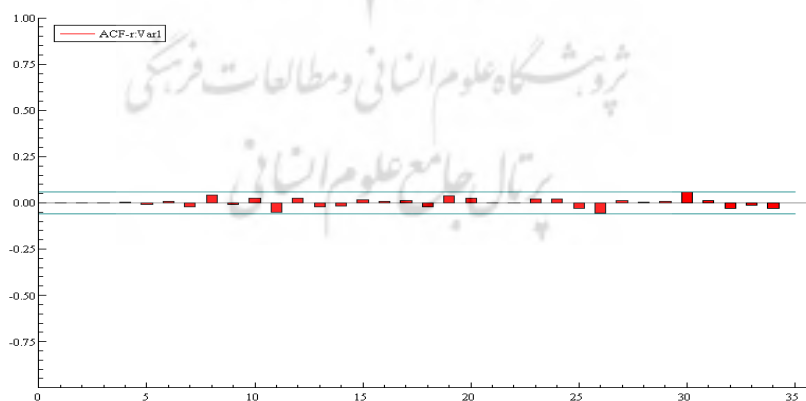
KPSS این فرضیه را رد نموده است. این نتیجه گیری ما را به استفاده از مدل های ARFIMA هدایت میکند. برای انتخاب یک مدل مناسب از روش باکس جنکینز استفاده خواهد شد. جدول (۲) تصریح مدل مورد نظر آورده شده است.

جدول (۲) - مدل سازی  $ARFIMA(2, d, 2)$  برای شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران

متغیرها	ضرایب	سطح معناداری
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 مبدا	۰,۰۶	۰,۲۰

منبع: یافته های پژوهشگر

با توجه به نتایج جدول فوق مشاهده می شود که تمامی ضرایب وقفه ها 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 برآزش خوب مدل و رفع هرگونه خودهمبستگی های 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

منبع: یافته های پژوهشگر

به منظور بررسی مقدار عددی حافظه سری شاخص قیمت سهام، پارامتر  $d$  به سه روش برآورد حداکثر راستنمایی<sup>۸</sup> (MLE)، تابع حداکثر راستنمایی اصلاح شده<sup>۹</sup> (MPL) و حداقل مربعات غیر خطی<sup>۱۰</sup> (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

منبع: یافته‌های پژوهشگر

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 روش‌ها در پاسخ به حساسیت‌های ناشی از روندهای قطعی یا غیرقطعی و شکست‌های احتمالی در ساختار سری توجه نمود.

### ۳-۲- آزمون نمای هارست

نتایج حاصل از رگرسیون مدل  $R/S$  برای لگاریتم شاخص قیمت سهام به ازای  $N=3, 4, 5, \dots$  به صورت زیر است. طبق نتایج هرست، اگر  $(H)$  در عمل، می توان با انجام یک رگرسیون ضریب نمای مقدار نمای هارست برابر با  $0,5$  شد، دلالت بر یک فرآیند مستقل دارد. اگر نمای هارست بین  $0,5$  و یک قرار گرفت، دلالت بر یک سری زمانی دوام دار با حافظه بسیار طولانی دارد. در نهایت، اگر نمای هارست برابر با یک مقدار مثبت ولی کمتر از  $0,5$  شد دلالت بر بی دوام بودن فرآیند دارد. بررسی‌ها نشان داده اند که بسیاری از سری‌های موجود در طبیعت و برخی سری‌های 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 نشان دهنده این بوده که ضریب برآورد شده برابر با  $0,786$  بوده و در سطح خطای  $5$  درصدی اختلاف معنی داری از صفر دارد. آماره‌های خوبی برازش مدل مقدار  $H$  در آزمون فوق  $0,768$  است که نشان

دهنده ماهیت غیرتصادفی بودن شاخص سهام یا به عبارت دیگر پیش بینی نا پذیری 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:

$$N^H = (500)^{0.744} = 101.8$$

بنابراین، پیش بینی با افق زمانی بیش از ۱۰۱ روز غیرممکن و تنها در کوتاه مدت امکان پذیر است.

### ۳-۳- آزمون خطی بودن مشاهدات

آزمون BDS روشی غیرمستقیم برای آزمون غیرخطی بودن است. این آزمون برای مشخص کردن نبود وابستگی بوده و برای آزمون پسماندهای به دست آمده از ساختارهای غیرخطی که پس از حذف ساختار خطی از داده‌هایی است که پیشتر فیلتر شده‌اند، ابتدا از داده‌های مربوط به لگاریتم شاخص کل بازار سهام استفاده کرده تا امکان وجود روند آشوبی در این سری‌های زمانی بررسی شود. برای این کار لازم بود تا در ابتدا میزان  $\varepsilon$  و  $m$  برای محاسبه  $c_1$ ،  $c_m$  و  $k$  که همگی برای محاسبه آماره BDS مورد نیاز هستند، تعیین شوند. ابتدا بنا به پیشنهاد متن راهنمای نرم افزار  $\varepsilon$  برابر ضریبی از نسبت  $SD/spread$  (که  $\varepsilon$  را با انحراف معیار داده‌ها مرتبط می‌سازد) در نظر گرفته و برای  $m$  های مختلف آماره BDS را محاسبه شده است.

جدول (۵) - نتایج آزمون BDS برای شاخص کل بازار سهام برای  $m=5$

$P = 1$	$C\_T = 0,585$
$eps = 0,326$	$K = 0,385$
$m = 5$	$sigma2 = 0,009$
$C\_mT = 0,131$	$BDS = 22,67$
$signif = 0,001$	

منبع: یافته‌های پژوهشگر

در این جدول  $m$  بعد محاط  $\varepsilon$  حداکثر فاصله بین دو نقطه در فضای فازی و  $sd$  است همانطور که بیشتر اشاره شد، اگر آماره BDS یک عدد بزرگ معنادار باشد، نشان دهنده وجود مدل غیرخطی در متغیر است. اگر BDS نزدیک صفر باشد فرآیند کاملاً تصادفی است. از آن جا که  $BDS > 0$  باشد نشان دهنده غیرخطی بودن فرآیند است، لذا در سطح معن اداری بودن ۹۵ درصد نقطه ۱,۶۴ توزیع نرمال استاندارد ملاک قضاوت خواهد بود. بنابراین، فرآیند مولد داده ها احتمالاً از فرآیند غیرخطی تبعیت می کند.

### ۳-۴- 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 می شوند. به طور مثال ممکن است رابطه بین دو متغیر در رژیم های مختلف متفاوت باشد. یعنی در رژیم ۱ مثبت و در رژیم ۲ منفی باشد. در این صورت بهتر است که از مدل های غیرخطی برای تخمین پارامترهای جامعه استفاده کرد. در مدل های غیرخطی پارامترهای مدل در طول زمان ثابت نیستند. مدل جابه جایی مارکوف نیز از انواع این مدل ها محسوب می شود. چراکه پارامترها با توجه به تغییر رژیم تغییر می کنند. در مدل خودرگرسیون برداری بر مبنای مدل مارکوف، پارامترهای مدل به عنوان تابعی از متغیر  $s_t$  در نظر گرفته می شوند. نکته مهم در این مدل ها وابسته بودن باقیمانده به تغییر رژیم است. دلیل این امر تغییر واریانس معادله تخمین زده شده در رژیم های نوسانات پایین و نوسانات بالاست. نتایج تخمین مدل کلاسیک رگرسیون با دورژیم در جدول زیر آورده شده است. فرض کنید که  $s_t$  یک متغیر تصادفی است که می تواند تنها مقادیر صحیح  $\{1, 2, \dots, N\}$  را اختیار کند. همچنین فرض کنید احتمال اینکه متغیر تصادفی  $s_t$  مقدار  $z$  را در زمان  $t$  بگیرد تنها به مقادیر گذشته بستگی داشته باشد<sup>۱۱</sup>.

$$P\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots\} = P\{s_t = j | s_{t-1} = i\} = P_{ij}$$

در این صورت به فرآیند بالا، زنجیره مارکوف  $n$  حالتی گفته می شود که توابع انتقال آن به صورت  $\{P_{ij}\} i, j = 1, 2, \dots, N$  می باشد. تابع انتقال  $P_{ij}$  احتمال انتقال از حالت  $i$  به حالت  $j$  را نشان می دهد. همچنین رابطه زیر همواره برقرار می باشد.

$$P_{i1} + P_{i2} + \dots + P_{iN} = 1$$

توابع انتقال را در یک ماتریس  $N \times N$  به نام  $P$  نشان می دهند.

$$P = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{21} & \dots & P_{N1} \\ P_{12} & P_{22} & \dots & P_{N2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{1N} & P_{2N} & \dots & P_{NN} \end{pmatrix}$$

بردار  $\xi_t$  را به صورت یک بردار تصادفی  $1 \times N$  که درایه‌ی  $j$  ام آن برابر است با یک اگر  $s_t = j$  باشد و در غیر این صورت درایه‌ی  $j$  ام مقدار صفر را اختیار می‌کند. در نتیجه وقتی که  $s_t = 1$  است بردار  $\xi_t$  برابر با ستون اول ماتریس  $I_N$  (ماتریس واحد  $N \times N$ ) است و وقتی که  $s_t = 2$  است برابر با ستون دوم ماتریس  $I_N$  است. و به همین ترتیب ادامه می‌دهیم تا بردار  $\xi_t$  به صورت زیر به دست بیاید.

$$\xi_t = \begin{cases} (1.0.0.\dots.0)' \\ (0.1.0.\dots.0)' \\ \dots \\ (0.0.0.\dots.1)' \end{cases}$$

اگر  $s_t = i$  باشد،  $\xi_{t+1}$  با احتمال  $P_{ij}$  مقدار یک را اختیار می‌کند. در نتیجه امید شرطی  $\xi_{t+1}$  به شرط  $s_t = i$  را می‌توانیم به شکل زیر بنویسیم.

$$E(\xi_{t+1} | s_t = i) = \begin{pmatrix} P_{i1} \\ P_{i2} \\ \vdots \\ P_{iN} \end{pmatrix}$$

بردار بالا ستون  $i$  ام ماتریس  $P$  است. علاوه بر این، وقتی که  $s_t = i$  است، بردار  $\xi_t$  ستون  $i$  ام ماتریس  $I_N$  است. در این حالت می‌توان معادله بالا را به صورت زیر نوشت:

$$E(\xi_{t+1} | \xi_t) = P \xi_t$$

و باتوجه به ویژگی مارکوف که در ابتدای بحث بیان شد، می‌توان معادله بالا را به صورت زیر نوشت.

$$E(\xi_{t+1} | \xi_t, \xi_{t-1}, \dots) = P \xi_t$$

که طبق نظریه رگرسیون معادله بالا یک معادله رگرسیونی است. در نتیجه می‌توانیم آن را به صورت زیر نوشت.

$$\begin{aligned} \xi_{t+1} &= P \xi_t + v_{t+1} \\ v_{t+1} &= \xi_{t+1} - E(\xi_{t+1} | \xi_t, \xi_{t-1}, \dots) \end{aligned}$$

همانطور که از ظاهر معادله بالا می‌بینید، معادله بالا یک معادله خودرگرسیونی از مرتبه اول است. نتایج حاصل از برآورد در جدول (۴) گزارش شده است.



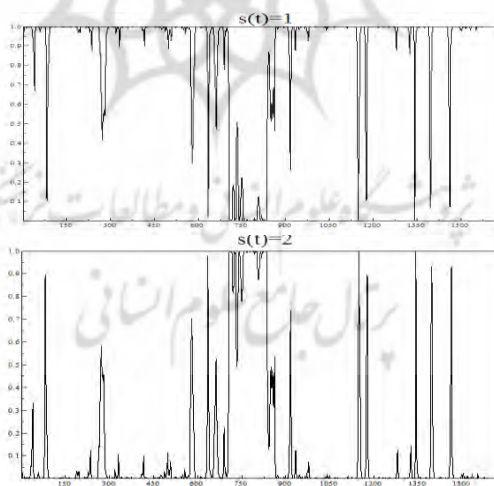
جدول (۴) - تخمین مدل تحقیق با روش رگرسیون کلاسیک با رویکرد مدل تغییر رژیم مارکوف

۱. 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
۲. ماتریس احتمال انتقال		
$i=2$	$i=1$	
۰,۰۸۱	۰,۹۸۸	$j=1$
۰,۹۱۸	۰,۰۱۱	$j=2$

منبع: یافته های پژوهشگر

در قسمت بالایی جدول تخمین ضرایب مدل در دو رژیم یک و دو آورده شده است. همانطور که از روی نمودار احتمال های 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. 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 می یابد. مدت زمان متوسط از طریق احتمال های به دست آمده از ماتریس انتقال محاسبه می شود. درایه اول ماتریس انتقال نشان دهنده احتمال ماندن در رژیم یک می باشد. با استفاده از این مفهوم می توان مدت زمان متوسط رژیم یک را با استفاده از رابطه  $1/(1 - P_{11})$  به دست می آید. با جایگذاری احتمال  $0,988$  در این رابطه به سه فصل می رسیم. به همین ترتیب می توانیم با استفاده از رابطه  $1/(1 - P_{22})$  مدت زمان متوسط رژیم دو را به دست آوریم. که به یک فصل می رسیم. 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 بماند را نشان می‌دهد. که در اینجا برابر است با  $0.98$ . یعنی احتمال اینکه اقتصاد امروز در حالت نوسانات بالا باشد و دوره بعد نیز در همین رژیم باقی مانده باشد برابر است با  $0.98$ . 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  $0.08$ . 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  $0.08$ . 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  $0.01$  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 به دست می‌آید و آن هم 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  $0.91$  اگر در دوره  $t$  بازار در رکود باشد، دوره بعد نیز در حالت رکود باقی خواهد ماند.



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

منبع: یافته‌های پژوهشگر

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 شبیه‌سازی مشاهدات استفاده شده است. در نتیجه محور افقی تعداد مشاهدات شبیه‌سازی 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 می‌باشد. به همین دلیل نمودار اولی را نمودار مربوط به رژیم یک و نمودار دومی را نمودار مربوط به رژیم دو در نظر گرفته می‌شود.

#### ۴- بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این تحقیق آزمون فرضیه بازار فرکتال با مدل تغییر رژیم مارکوف بود. در ابتدا برای اینکه تمامی آثار قابل پیش‌بینی از سری رشد قیمت سهام کسر شود، از مدل بندی سری‌های 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 آزمون‌های هارست و BDS نشان داده شده که شاخص قیمت سهام دارای روند غیرخطی و آشوبناک بوده و امکان پیش‌بینی پذیری آن وجود ندارد. نتایج این آزمون‌ها نشان‌دهنده 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 و آثار هر تکانه بر این سری تا دوره‌های طولانی باقی می‌ماند. همچنین نتایج حاصل از نمای هارست بیانگر فرکتالی بودن شاخص کل بازار سهام بوده است. با توجه به نتایج بدست آمده پیشنهاد می‌شود که برای کم شدن رتارهای هیجانی و غیرعقلانی سرمایه‌گذاران در شرایط بحران‌ها تدابیری اندیشیده شود و به ثبات بازار با وضع قوانین و افزایش تنوع ابزارهای مالی کمک شود. همچنین به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌شود که استراتژی‌های سرمایه‌گذاری خود را بر پایه رویکردی تطبیقی با شرایط اقتصادی کشور قرار داده و با توجه به قابلیت پیش‌بینی موجود در بازار به خصوص در دوره‌های توسعه اقتصاد، افق‌های بلندمدت سرمایه‌گذاری را نیز علاوه بر افق‌های کوتاه مدت در انتخاب‌های خود لحاظ کنند.

### فهرست منابع

- ۱) ابونوری، اسمعیل، تهرانی، رضا و شامانی، مسعود (۱۳۹۷)، عملکرد پورتفولیوهای مبتنی بر ریسک تحت شرایط مختلف در بازار سهام (شواهد تجربی از بازار سهام ایران)، اقتصاد مالی، ۱۲(۴۵)، ۵۱-۷۱.
- ۲) 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، ۱۴، ۱۱۵-۱۳۴.
- ۳) 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.
- ۴) رهنمای رودپشتی، فریدون و پدرام، پرهام (۱۳۹۱)، آنالیز فرکتالی شاخص بورس اوراق بهادار تهران به روش RS. دانش سرمایه‌گذاری، ۱(۳)، ۶۳-۸۰.
- ۵) 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.
- ۶) عباس زاده، محمدرضا و مهدی جباری نوقابی، الهام محکی (۱۳۹۴)، بررسی تحلیلی روند سری‌های زمانی مالی در بورس اوراق بهادار تهران اولین همایش ملی پژوهش های کاربردی در حسابداری، مدیریت و اقتصاد، ۱۱-۲۵.
- ۷) کریمی، مجتبی، صراف، فاطمه، امام وردی، قدرت اله و باغانی، علی (۱۳۹۸)، همبستگی شرطی پویای نوسانات قیمت نفت و بازار سهام کشورهای حوزه خلیج فارس با تاکید بر سرایت بحران مالی، اقتصاد مالی، ۱۳(۴۹)، ۱۰۱-۱۳۰.
- ۸) کریمی، محمد شریف، حیدریان، مریم و دهقان جبار آبادی، شهرام (۱۳۹۷)، تحلیل اثرات سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق بهادار تهران در طول مقیاس‌های چندگانه زمانی؛ با استفاده از مدل VAR-GARCH-BEKK بر پایه موجک، اقتصاد مالی، ۱۲(۴۲)، ۲۵-۴۶.
- ۹) مروت، حبیب، (۱۳۹۱) آزمون فرضیه بازار فراکتالی در بورس اوراق بهادار تهران، فصل نامه بورس اوراق بهادار ۱۹، ۵-۱۵.
- ۱۰) 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.

- 11) Balaban, E. and A. Bayer (2006), Stock Return and volatility: empirical Evidence from fourteen countries, *Applied Economic Letters*, 12, 603-611
- 12) Bali, T. G. (2008), The intertemporal Relation between expected Returns and risk, *Journal of financial Economics*, 87, 1, 101-131.
- 13) Barnett, W.A., A. Serletis, (2000). Martingales, nonlinearity, and chaos, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2: 703-724.
- 14) Brooks, (1997), Linear and Non-Linear Forecastability of High Frequency Exchange Rates, *Journal of Forecasting*, 15 125-145.
- 15) Chen, A.S & Lin, S.C (2011). Asymmetrical return on equity mean reversion and catering, *Journal of Banking & Finance*, 35: 471-477.
- 16) Ding, C. W. and J. Granger (1996), Modeling Volatility Persistence of Speculative Returns: A New Approach, *Journal of Econometrics*, 73, 185-215.
- 17) Feder, J. (1988), *Fractals*. Plenum, New York, 34-54.
- 18) Gordon, R. R. (2000), The Fractal Structure of Exchange Rates: Measurement and Forecasting, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10, 163-180.
- 19) Ladislav Kristoufek, Miloslav Vosvrda, (2016), Measuring capital market efficiency: long-term memory, fractal dimension and approximate entropy, *Eur. Phys. J.* 87: 162
- 20) Lo, A. W. (1991). Long-range memory in stock market prices. *Econometrica*, 59(5), 1279-1313.
- 21) Moarefian, M. and F. Ahmadi (2005), Application of Fractals Theory in Petroleum Engineering, *Journal of Research and Development*, 15.
- 22) Mulligan F. R. (2000), A Fractal Analysis of Foreign Exchange Markets, *IAER*, 6, NO.1.
- 23) Peters, E. E. (1991). *Chaos and order in the capital markets*. John Wiley & Sons.
- 24) Peters, E. Edgar. (1992), *Fractal Market Analysis: Applying Chaos Theory to Investment and Economics*, John Wiley & Sons INC.
- 25) Shleifer, A. (2020). *Inefficient Markets*, Oxford University press.
- 26) Williams, B., (2005). *Trading Chaos: Applying Expert Techniques to Maximize Your Profits*, Press. John Wiley & Sons, 265 P., ISBN 0-471-11929-6.

## یادداشت‌ها

<sup>1</sup> Efficient Market Hypothesis (EMH)

<sup>2</sup> Peters

<sup>3</sup> Shleifer, 2010

<sup>4</sup> Scheinkman & Lebaron, 2008

<sup>5</sup> Fractal Markets Hypothesis (FMH)

<sup>6</sup> Mandelbrot, 1981

<sup>7</sup> Hurst Exponent

<sup>8</sup> Maximum Likelihood

<sup>9</sup> Modified Profile Likelihood

<sup>10</sup> Non-Linear Least Squares

<sup>11</sup> Brooks, 1997