



## بررسی ارتباط تغییرات قیمت در بازار بورس اوراق بهادار تهران با سایر بورس‌های منتخب دنیا بر اساس نظریه آشوب (مطالعه موردی صنعت خودروسازی)

**هومن پشوتنی زاده**

دانشجوی دکتری مدیریت سیستم‌ها، دانشکده مدیریت، اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

Email: pashotany@yahoo.com

**محمد رضا کاشی‌پز**

دانش‌آموخته کارشناسی ارشد MBA، گرایش مالی، دانشگاه علوم اقتصادی، تهران، ایران

Mr.kashipaz@yahoo.com

**راشد رستمیان**

دانشجوی کارشناسی، مدیریت بیمه، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

Email: rashed.r2013@gmail.com

### چکیده

یکی از مهم‌ترین مسائلی که در بازار بورس ایران به آن اشاره می‌شود این است که به علت بسته بودن اقتصاد ایران تحولات جهانی بر روند رشد و توسعه اقتصادی ایران یا اثرات جزئی و خفیفی داشته و یا اینکه اثری ندارد. در این راستا به دنبال آنیم تا متناسب با شرایط حاکم بر بازارهای بورس منتخب، به بررسی ادله‌ی فوق‌پرداخته و میزان تاثیر پذیری و نوسانات قیمت سهام در صنعت خودروسازی را با استفاده از تغییر و تحولات جهانی مورد بررسی قرار دهیم. در این پژوهش، رویکردی مبتنی بر نظریه موجک به جای حقایق ساختارمند موجود و ساختار پیچیده‌ای از داده‌های مالی، که ناشی از تغییرات مکرر و ناگهانی بازار می‌باشد، پیشنهاد نموده‌ایم. همچنین در این مقاله نشان می‌دهیم که چگونه ترکیب تبدیل موجک گسسته و پیوسته با مدل‌های سنتی مالی کمک می‌کند تا موجبات بهبود ارزیابی ریسک پرتفولیو را فراهم می‌آورد.

**واژگان کلیدی:** اثر پروانه‌ای، قیمت بسته شدن، ریسک، تبدیل موجک



## ۱. مقدمه

بازارهای مالی یکی از اساسی‌ترین بازارهای هر کشور است. شرایط این بازارها به شدت بر بخش‌های واقعی اقتصاد تاثیرگذار است و به شدت از سایر بخش‌ها تاثیر (نه لزوماً در کوتاه‌مدت) می‌پذیرند. یکی از اجزای مهم بازارهای مالی، بورس اوراق بهادار است. بورس اوراق بهادار یک بازار متشکل و رسمی خرید و فروش سهام شرکت‌ها تحت ضوابط و قوانین خاص است. یکی از وظایف این بازار کمک به عادلانه نمودن قیمت اوراق بهادار و سرعت بخشیدن به معاملات است (صمدی، شیرانی‌فخر، داورزاده، ۱۳۸۶). یکی از مسائل بسیار قابل توجه در عرصه‌ی بازارهای مالی، رابطه‌ی تنگاتنگ بازارهای مختلف با یکدیگر می‌باشد، بطوری که در هیچ بازاری نمی‌توان به صورت منفرد عمل کرد و به اخبار و اطلاعات مربوط به آن بازار بسنده نمود، بلکه همواره باید اطلاعات جامعی را از تعداد قابل توجهی از آن‌ها گردآوری و تحلیل کرد تا به نتیجه‌ای مطلوب دست یافت. امروزه تحلیل یک بازار به صورت مجزا از سایر بازارها تقریباً فاقد اعتبار بوده و نیاز است تحلیل‌گران تحلیل‌های خود را بر اساس روابط میان بازارهای مختلف انجام دهند.

بورس اوراق بهادار از سویی مرکز جمع‌آوری پس‌اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به منظور تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت است و از سوی دیگر، مرجع رسمی و مطمئنی برای سرمایه‌گذاری دارندگان پس‌اندازهای راكد می‌باشد. بازار بورس نه تنها از اقتصاد ملی، بلکه از اقتصاد جهانی نیز تاثیر می‌پذیرد. به عنوان مثال، بحران بزرگ دهه‌ی ۱۹۳۰ و رکود اغلب کشورهای سرمایه‌داری از بورس اوراق بهادار نیویورک شروع شد. همچنین، بحران سال ۱۹۹۷ کشورهای جنوب شرقی آسیا (که از بازارهای مالی آن کشورها شروع شد) بر اقتصاد جهانی و از جمله بر اقتصاد ایران از طریق کاهش تقاضای کشورهای مزبور برای نفت خام و سقوط قیمت نفت تأثیر گذار بود. ملاحظه می‌شود که بین تحولات بورس و رکود و رونق اقتصادی رابطه‌ی معناداری وجود دارد (کریمزاده، ۱۳۸۵).

بی‌ثباتی بازارهای مالی، اثرات منفی قابل توجهی بر روی سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز دارد. با مطالعه و کشف عوامل موثر بر نوسانات شاخص‌های معرف کارکرد بازارهای سرمایه، امکان پیش‌بینی آن‌ها طی دوره‌های زمانی آتی فراهم آمده که این عامل خود منجر به اتخاذ تصمیمات صحیح معامله‌گران انفرادی و نهادی فعال در بازار می‌گردد. شواهد نشان داده‌اند که هرگاه اطلاعات جدیدی مبنی بر بی‌ثباتی مالی یا رکود اقتصادی در آینده منتشر شود، قیمت‌های سهام روند نزولی به خود گرفته و بازدهی آن‌ها نیز کاهش می‌یابد. تداوم این وضعیت و گریز سرمایه‌گذاران از بازار منجر به ایجاد بحران در بازارهای سرمایه می‌شود. بحران مالی به وقوع پیوسته در اواخر سال ۲۰۰۸ میلادی وضعیت اقتصادی اکثر کشورها را تحت تاثیر قرار داد. این بحران در پی کمبود نقدینگی در نظام بانکی و اعتباری به وقوع پیوست که به دنبال آن، بورس اوراق بهادار در اکثر کشورها دچار نوسانات شدیدی شد.

پس از بیان چکیده مقاله، در بخش بعدی مبانی نظری تحقیق تشریح و پس از آن پیشینه تحقیق و مطالعات تجربی مرور می‌گردد. در بخش چهارم به روش تحقیق پرداخته شده است. بخش پنجم در برگزیده تحلیل داده‌ها و نتایج تجربی و آزمون‌های لازم می‌باشد و در پایان نیز بخش نتیجه‌گیری ارائه گردیده است.

## ۲. ادبیات تحقیق

امروزه اهمیت پیش‌بینی و منافع حاصل از آن، برای تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری از ابعاد مختلف، بر کسی پوشیده نیست. در سال‌های اخیر، مدل‌های ساختاری که در تبیین وضع موجود بطور نسبی موفق بوده‌اند، سابقه‌ی چندان موفقی در زمینه‌ی پیش‌بینی نداشته‌اند. در این میان، در قیاس با این مدل‌ها، رویکرد اقتصاددانان به مدل‌های تک متغیره‌ی سری زمانی در

زمینه‌ی پیش‌بینی گسترش یافته است. این درحالی است که مبنای نظری قابلیت پیش‌بینی‌پذیری قیمت انواع دارایی‌ها، بطور سنتی در گرو نپذیرفتن «فرضیه‌ی بازار کارا» درباره‌ی بازارها و نحوه‌ی قیمت‌گذاری آن‌ها است (اوزر و ارتوکاتلی، ۲۰۱۰).

بر اساس نظریه‌ی آشوب، نگرشی جدید، یعنی فرضیه‌ی بازارهای فراکتال مطرح شد. این فرضیه برای توضیح پدیده‌های بازارهای مالی در مقابل فرضیه‌ی بازارهای کارا است. اطمینان یافتن از برقراری فرضیه‌ی بازارهای فراکتال در گرو اجرای آزمون حداکثر نمای لیاپانوف و بررسی معکوس حداکثر نمای لیاپانوف بدست آمده است. همچنین نکته‌ی مهم آن است که در صورت تأیید آشوبی بودن رفتار یک سری در دوره‌ی بررسی شده، دیگر نمی‌توان بر اساس مدل‌های خطی آن‌ها را مدل‌سازی و پیش‌بینی کرد. به بیان دیگر، مدل‌های خطی نتایج خوبی را در بر ندارند.

## ۲.۱. مروری بر ادبیات نظریه آشوب در اقتصاد و مالی

سیستم‌های آشوبناک، سیستم‌های پیچیده‌ای هستند که به کلاس‌های دینامیکی قطعی تعلق دارند. این سیستم‌ها در زمینه‌های مختلف برای کنترل و پیش‌بینی بکار می‌روند. این سیستم‌ها با ویژگی اصلی خود یعنی غیرخطی بودن شناسایی می‌شوند. مدارهای<sup>۱</sup> این سیستم‌ها درون یک جذب‌کننده<sup>۲</sup> حرکت می‌کنند که می‌توان در آن به پیش‌بینی پرداخت.

یک تابع آشوبناک تابعی قطعی است که می‌تواند داده‌هایی تولید کند که به ظاهر تصادفی به نظر بیایند در حالیکه کاملاً قطعی هستند. در نتیجه می‌تواند بطور جدی به عنوان جایگزینی برای تصادفی بودن در سیستم‌هایی که رفتار عجیب دارند در نظر گرفته شود. اگر سیستم کاملاً تصادفی باشد، رفتار آن قابل پیش‌بینی نیست. در حالیکه اگر آشوبناک باشد، می‌توان در دوره‌های زمانی کوتاه به پیش‌بینی آن پرداخت. پیش‌بینی بلندمدت به دلیل ناپایداری سیستم‌های آشوبناک غیرممکن است.

## ۲.۲. تئوری آشوب

تئوری آشوب در دهه‌های ۶۰ و ۷۰ میلادی شکل گرفته است و طرفداران این نظریه بر این باورند که در میان الگوهای ظاهراً تصادفی پدیده‌های مختلف- از سیستم‌های هواشناسی گرفته تا نظام‌ها و بازارهای بورسی- نوعی نظم وجود دارد (ویس، ۱۹۹۲). عزم چالش برانگیز پژوهشگران سیستمی بر این است که قواعدی را برای پیش‌بینی رفتار سیستم‌های پیچیده به ظاهر غیرقابل پیش‌بینی و نامنظم، کشف کنند. به عقیده مارگارت ویتلی هنگامی یک سیستم را غیرقابل پیش‌بینی می‌نامند که تعیین جایگاه بعدی آن غیرممکن بوده و هیچ‌گونه امکان پیش‌بینی در مورد آن وجود نداشته باشد. چنین سیستمی هرگز دو بار در یک مکان فرود نمی‌آید، اما طبق نظریه‌ی آشوب اگر ما چنین سیستمی را برای مدت کافی تحت نظر بگیریم، با بررسی حالات سیستم در لحظات گوناگون زمان متوجه می‌شویم که سیستم یاد شده همواره نظم ذاتی خویش را به نمایش می‌گذارد. حتی غیرقابل پیش‌بینی‌ترین (آشفته‌ترین) سیستم‌ها نیز همواره در محدوده‌ی مرزهای معینی حرکت می‌کنند و هرگز از آن خارج نمی‌شوند. معمولاً درون بی‌نظمی و آشوب، الگویی از نظم وجود دارد که بطور شگفت‌انگیزی زیباست (رضاییان، ۱۳۸۰).

آشوب به عنوان فرآیندی معین و غیرخطی تعریف می‌شود که رفتاری مانند فرآیندهای تصادفی دارد ولی غیرتصادفی است. سری‌های آشوبگونه زیرمجموعه‌ای از فرآیندهای غیرخطی هستند که دارای پیچیدگی زیاد و رفتاری نامنظم می‌باشند (بنتین، گالگانی، جیورجیولا و استرکلین، ۱۹۸۰). دستگاه معادلات تشکیل‌دهنده نظریه آشوب یا نظم غایی دارای چند مشخصه هستند که در ذیل به آن‌ها اشاره می‌کنیم (الوانی و دانایی‌فر، ۱۳۷۸).

۱- معادلات آشوبی غیرخطی می‌باشند.

<sup>1</sup>- Orbit

<sup>2</sup>- Attractor



نظام‌هایی که به کمک نظریه‌ی آشوب تحلیل می‌شوند، دارای روابط غیرخطی هستند. یعنی اگر در نظامی سری‌های زمانی بدست آورید و آن‌ها را خطی و بدون نوسان یافتید، در اینکه این نظام آشوبناک و بی‌نظم است، تردید ندارید. برای تشخیص غیرخطی بودن، آزمون‌های فراوانی طراحی شده‌اند. ساده‌ترین آن‌ها حدس زدن یک مدل غیرخطی مناسب و برازش آن بر داده‌هاست، در این حالت نیکویی برازش بیانگر درجه غیرخطی بودن است. آزمون BDS هم می‌تواند یک آزمون تشخیص روند غیرخطی باشد. این آزمون در حقیقت برای تشخیص مستقل و هم‌توزیع بودن متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد (سلامی، ۱۳۸۱). اگر این آزمون را بر پسماندهای یک مدل خطی اعمال کنیم و تصادفی بودن آن‌ها تأیید شود به معنی نیکویی برازش مدل خطی است، در غیر این صورت بیانگر غیرخطی بودن فرایند مولد داده‌ها (و نه لزوماً آشوبناکی داده‌ها) است (مشیری و مروت، ۱۳۸۴).

## ۲- معادلات آشوبی دارای خاصیت خودمانایی هستند

در تئوری آشوب، نوعی شباهت بین اجزا و کل قابل تشخیص است. بدین ترتیب که هر جزیی از الگو همانند و مشابه کل می‌باشد (معطر حسینی و همکاران، ۱۳۸۶). به این خاصیت خودمانایی گفته می‌شود. به دلیل وجود همین ویژگی است که در دستگاه‌های نامنظم و آشوبی، هندسه جدیدی پا به عرصه وجود می‌گذارد که آنرا هندسه فراکتالی می‌نامند (الوانی و همکاران، ۱۳۷۸). نظام‌الدین فقیه (۱۳۷۷) برای تبیین خودمانایی، از تشریح فرایند در فضا آغاز می‌کنند و بیان می‌دارند: تکرر، فرایندی را تشکیل می‌دهد که چونان سیستمی، برون‌داد خود را بازخورد می‌نماید و آن را به مثابه درون‌داد تحویل می‌گیرد تا برون‌دادی جدید، پس دهد. این پدیده، به عنوان یک سیستم بازخورد، می‌تواند طبق رابطه‌ی زیر بیان گردد:

$$(X_{n+1}=f X_n)$$

به عبارت دیگر، چنانچه پدیده‌ای خودهمانند متشکل از N قسمت باشد، که هر قسمت در مقیاسی به نسبت r از کل بگنجد، ابعاد فراکتالی (یا ابعاد خودهمانندی) آن برابر D خواهد بود و در حالت کلی، برخلاف فضای اقلیدسی، لازم نیست که D عددی صحیح باشد، بلکه می‌تواند عددی اعشاری نیز باشد. بعد فراکتالی را از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌نمایند (مندلبروت ۱۹۸۵).

$$D = \text{Log}(N) / \text{Log}(1/r)$$

مفهوم دیگری که لازم به توضیح است، مفهوم گام‌های تصادفی است که حرکت براونی نیز نامیده می‌شود. گام‌های تصادفی، فرایند تصادفی پیوسته‌ای مانند V(t) را تشکیل می‌دهد که از تابع احتمال نرمال، با میانگین صفر و انحراف معیار  $\sqrt{t}$ ، پیروی می‌نماید و فواصل نقاط آن از عناصر تصادفی مستقل بوجود می‌آید، به عبارت دیگر مشتق آن، یک فرایند نوفه سفید است، یعنی:

$$dv(t) / dt = w(t)$$

در رابطه فوق w(t) یک فرایند نوفه سفید را تشکیل می‌دهد، به بیانی، حرکت براونی انتگرال نوفه سفید است (لاتوسا و ماکس، ۱۹۹۴). به این ترتیب، برای حرکت براونی که دارای انحراف معیار  $\sqrt{t}$  است، فواصل نقاط V(t) با جذر فواصل t متناسب است و می‌توان نوشت (پیتگن، ۱۹۹۳):

$$V(t) \approx (\Delta t)^{1/2}$$

رابطه فوق را می‌توان در حالت کلی، به صورت زیر بیان کرد:

$$\Delta V(t) \approx (\Delta t)^H$$



یعنی  $\Delta V(t)$  با  $(\Delta t)^H$  متناسب است که در آن  $H$  عددی بین صفر و یک است؛ و آنگاه که  $H=0.5$  باشد، گام‌های تصادفی یا حرکت براونی حاصل خواهد شد و در غیر این صورت ( $H \neq 0.5$ ) فرایند مربوط، حرکت براونی خرد خوانده می‌شود، (فقیه، ۱۳۷۷) و می‌توان آن را گام‌های تصادفی نیز نامید.

۳- دستگاه‌های آشوبی دارای جاذبه‌های غریب می‌باشند

جاذبه‌های غریب الگو نیستند و از الگویی پیروی می‌کنند و خاصیت و ارزش آن‌ها هم در این الگو داشتن است. این جاذبه‌ها دارای ویژگی‌های هندسی پیچیده‌ای هستند و دارای ابعاد غیر صحیح و فراکتالی می‌باشند. مسیر آن‌ها به هم پیچیده، چند جهته و گسترده است (معطر حسینی و همکاران، ۱۳۸۶).

### ۳. پیشینه پژوهش

#### ۳.۱. پیشینه خارجی پژوهش

شینکمن و لی بارون در سال ۱۹۸۹ با استفاده از آزمون BDS وجود آشوب در شاخص وزنی بازدهی هفتگی بازار سهام ایالات متحده را بررسی کردند. آن‌ها از داده‌های مرکز تحقیق در قیمت‌های سهام استفاده کردند و شواهد نسبتاً قوی از وجود فرایند غیرخطی در آن‌ها یافتند؛ اما نتوانستند وجود آشوب را در آن‌ها نشان دهند.

آبیانکر، کولپند و ونگ در سال ۱۹۹۵ به بررسی وجود آشوب در شاخص سهام انگلستان (FTSE 100) پرداختند. نمونه مورد بررسی آن‌ها داده‌های ۶ ماهه اول سال ۱۹۹۳ مشتمل بر ۶۰۰۰۰ داده بود و از آزمون‌های دوطیفی، BDS و توان لیاپونوف برای آزمون آشوب‌گونگی استفاده نمودند. آن‌ها با بکارگیری بازدهی‌های ۱، ۵، ۱۵، ۳۰، ۶۰ دقیقه‌ای شواهد قوی از وجود فرایند غیرخطی در آن‌ها یافتند، اما وجود فرایند آشوب‌گونگی اثبات نشد.

آبیانکر، کولپند و ونگ در سال ۱۹۹۷ به بررسی وجود وابستگی‌های غیرخطی و آشوب در چهار شاخص مهم بازدهی سهام در جهان یعنی شاخص سهام انگلستان (FTSE 100)، شاخص سهام ایالات متحده (S&P500)، شاخص سهام آلمان (DAX) و شاخص سهام ژاپن (Nikkei 225) پرداختند. آن‌ها آزمون‌های BDS و توان لیاپونوف را بکار بردند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ۱ سپتامبر تا ۱ نوامبر ۱۹۹۱ و بکارگیری بازدهی‌های ۱، ۵ و ۱۵ دقیقه‌ای توانستند وجود فرایند غیرخطی را در این سری‌ها نشان دهند ولی شواهدی مبنی بر وجود آشوب با بعد پایین در آن‌ها نیافتند.

میچل دی مک کنزی در سال ۲۰۰۰ از آزمون برگشت‌های نزدیک و آزمون BDS برای بررسی وجود آشوب در شاخص سهام ۱۰ کشور استرالیا، کانادا، فرانسه، آلمان، هنگ کنگ، ژاپن، سنگاپور، سوئیس، انگلستان و آمریکا استفاده کردند. نمونه مورد بررسی آن‌ها شامل ۲۳۴۹ مشاهده از ژانویه ۱۹۹۰ تا دسامبر ۱۹۹۸ بود. آزمون BDS حاکی از وجود فرایند غیرخطی برای تمام شاخص‌ها بجز شاخص سهام استرالیا بود. آزمون برگشت‌های نزدیک غیرخطی بودن شدیدی را در داده‌ها نشان داد اما وابستگی زیاد به شرایط اولیه را در آن‌ها نشان نداد. آزمون برگشت‌های نزدیک در مقایسه با آزمون BDS شاهد قوی‌تری بر وجود فرایند غیرخطی در داده‌ها می‌باشد. اما هیچ یک از دو آزمون نتوانستند وجود آشوب را در آن‌ها نشان دهند.



ادراستگی و همکاران<sup>۱</sup> در سال ۲۰۰۱ ساختار آشوب با بعد کم را در قیمت قراردادهای آتی<sup>۲</sup> نفت خام و بنزین از سال ۱۹۸۰ بررسی کردند. آن‌ها از تست BDS، بعد همبستگی و بی‌نظمی کولموگروف<sup>۳</sup> استفاده کرده و شواهد محکمی دال بر غیرخطی بودن یافتند.

ای پاناس در سال ۲۰۰۲ به بررسی وجود آشوب در بازار سهام فلزات لندن که بزرگترین بورس فلزات در جهان است، پرداخت. نمونه مورد نظر آن‌ها قیمت پایانی ۶ فلز غیر آهنی یعنی آلومینیوم، مس، سرب، قلع، نیکل و روی مشتمل بر ۲۹۸۷ مشاهده از ژانویه ۱۹۸۹ تا دسامبر ۲۰۰۰ است. نتایج مدل‌های توان هرست، آمار اصلاحی لو و مدل ARFIMA برای بازده قیمتی دوفلز آلومینیوم و مس وجود حافظه بلندمدت را نشان داد. یعنی تغییرات قیمت، پدیده درون زاد بازار است. آزمون بعد همبستگی برای تعیین اینکه آیا سری زمانی دارای یک فرایند تصادفی یا یک فرایند آشوبگونه است؛ استفاده شد. در این میان، تنها بازده قیمتی فلز قلع آشوبگونه بود. برای بازده قیمتی دو فلز سرب و نیکل حافظه کوتاه‌مدت و برای بازده قیمتی فلز روی حافظه میان‌مدت مشاهده شد.

شینتانی و لیتون در سال ۲۰۰۳ با استفاده از توان لیاپونوف به آزمون فرضیه صفر مبتنی بر وجود آشوب در شاخص روزانه میانگین صنعتی داوجونز پرداختند. آن‌ها از تخمین زنده ناپارامتریک شبکه عصبی برای تخمین توان لیاپونوف استفاده کردند. نمونه‌ی مورد بررسی آن‌ها شامل ۱۸۴۹۰ مشاهده از سال ۱۹۲۸ تا ۲۰۰۰ بود. فرضیه صفر مبنی بر مثبت بودن توان لیاپونوف در سطح ۱٪ رد شد و نتوانستند وجود آشوب را در این سری اثبات کنند.

هانگ چون وانگ، گوان رانگ چن و جین هو لو در سال ۲۰۰۳ به بررسی رفتارهای پویای پیچیده در قیمت‌های روزانه بورس سهام شژن و بورس سهام شانگهای که مهم‌ترین بازارهای سهام کشور چین هستند، شامل قیمت آغازین، آخرین قیمت، بالاترین قیمت، پایین‌ترین قیمت و قیمت پایانی پرداختند. حداکثر توان لیاپونوف، ابعاد همبستگی و طیف‌های فراوانی برای این سری‌های زمانی محاسبه شدند. نمونه‌ی مورد بررسی آن‌ها شامل ۹۰۰ نوع سهام SHSE از ۷ آوریل ۱۹۹۸ تا مارس ۲۰۰۲ و ۱۰۰۰ نوع سهام SZSE از ۳۱ دسامبر ۱۹۹۶ تا ۱۴ مارس ۲۰۰۲ بود. برای بعضی از سهام‌ها رفتار آشوبگونه با بعد پایین مشاهده شد و سهام‌های دیگر هیچگونه رفتار آشوبگونه نشان ندادند. اما تمام سری‌های زمانی غیرخطی بودن شدیدی را نشان دادند.

داوینسکی و آنتا(۲۰۰۵) در تحقیقی تاثیر شاخص‌های بورس اوراق بهادار نیویورک و شاخص بورس‌های اروپایی بر شاخص بورس اوراق بهادار ورشو در چارچوب مدل‌های سری زمانی را بررسی کرد. نتایج نشان داد که اثر شاخص‌های بورس اوراق بهادار نیویورک در توضیح تغییرات شاخص قیمت بورس اوراق بهادار ورشو قدرتمندتر از اثر بورس‌های اروپایی است. مگنوس و فوسو (۲۰۰۶) نوسانات (واریانس شرطی) مبادلات بورس غنا را با استفاده از مدل خطی گام تصادفی، مدل متقارن ناهمسانی شرطی خودتوضیحی تعمیم یافته GARCH، مدل‌های نامتقارن ناهمسانی شرطی خود توضیحی توانی EGARCH و مدل ناهمسانی شرطی خود توضیحی آستانه TGARCH مدل‌سازی و پیش‌بینی کردند. آنان از بانک داده‌های شاخص قیمت سهام (DSI) برای مطالعه پویایی‌های نوسانات بازار بورس غنا در یک دوره‌ی ده ساله استفاده کردند. بر اساس نتایج این تحقیق، دسته بندی نوع نوسانات و اثرات نامتقارن، همراه با بازدهی بازار بورس بر بازدهی بازارهای بورس بزرگتر اثر گذار است.

<sup>1</sup>- Adrangi et. al

<sup>2</sup>- Future Contracts

<sup>3</sup>- Kolmogrov Entropy



موگ ایسری، هیکمت کاکلار و نازان کاکلار در سال ۲۰۰۸ به بررسی وجود آشوب‌گونگی در شاخص سهام استانبول پرداختند. نمونه مورد بررسی آن‌ها شاخص سهام روزانه ISE از جولای ۱۹۸۷ تا ژانویه ۲۰۰۶ مشتمل بر ۴۶۰۶ داده بود. سری زمانی ISE دارای بعد جانمایی اشباع بسیار بالایی بوده و بعد جاذب پیچیده ۰,۱۵ بود. در نتیجه سیستم ISE آشوب‌گونگی بسیار بالایی از خود نشان داد.

### ۳.۲. پیشینه داخلی پژوهش

امیر بهداد سلامی در سال ۱۳۸۱ به بررسی وجود فرایند آشوب در بازدهی شاخص کل سهام تهران (TEPIX) پرداخت. او از داده‌های روزانه این شاخص از تاریخ ۱۳۷۵/۱/۵ تا ۱۳۸۰/۹/۱۴ استفاده نمود و با استفاده از آزمون‌های BDS، توان لیاپونوف و آنتروپی کولموگوروف با درجه اطمینان بالایی توانست وجود آشوب را در این سری اثبات نماید.

سعید مشیری و فائزه فروتن در سال ۱۳۸۳ با استفاده از آزمون‌های توان لیاپونوف و بعد همبستگی به عنوان آزمون مستقیم کشف آشوب به بررسی قیمت روزانه نفت بازار معاملات آتی کالای نیویورک (NYMEX) از ۴ ژوئیه ۱۹۸۳ تا ۱۳ ژانویه ۲۰۰۳ مشتمل بر ۵۱۶۱ مشاهده پرداخت. هر دو آزمون وجود آشوب در سری زمانی را تأیید کردند. آزمون BDS و شبکه عصبی نیز بر وجود ساختار غیرخطی دلالت داشتند.

سعید مشیری و حبیب مروت حلبی در سال ۱۳۸۳ با استفاده از آزمون‌های BDS، شبکه عصبی مصنوعی و توان لیاپونوف به بررسی وجود آشوب در شاخص‌های بازدهی قیمت کل سهام بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای سال ۱۳۷۷ تا انتهای سال ۱۳۸۲ پرداخت. آزمون BDS و شبکه عصبی وجود فرایند غیرخطی در پسماندهای مدل‌های ARMA برازش شده بر این شاخص‌ها را نشان دادند، ولی این آزمون‌ها وجود فرایند غیرخطی در پسماندهای مدل GARCH را تأیید نکردند. نتایج آزمون توان لیاپونوف دلالت بر وجود آشوب در سری زمانی داشت.

یوسف پور، اصفهانی و نجومی در سال ۲۰۰۷ با استفاده از آزمون BDS، توان لیاپونوف و برگشت‌های سریع به بررسی وجود آشوب‌گونگی در بعضی از سهام بورس تهران (TSE) از مارس ۲۰۰۰ تا سپتامبر ۲۰۰۶ پرداختند. نمونه مورد بررسی آن‌ها شامل قیمت‌های پایانی شرکت ایران‌خودرو با ۱۳۹۰ مشاهده، شرکت کف با ۱۲۵۷ مشاهده، شرکت نفت پارس با ۱۱۳۰ مشاهده، شرکت داروسازی رازی با ۱۱۸۹ و سیمان تهران با ۱۳۱۵ مشاهده می‌باشد. هیچیک از سهام‌های مورد بررسی آشوب‌گونه نبودند، اما شواهدی از غیرخطی بودن در آن‌ها مشاهده شد.

### ۴. روش تحقیق

تجزیه و تحلیل به عنوان فرایندی از روش‌های علمی، یکی از پایه‌های اساسی هر روش پژوهشی است. بطور کلی تجزیه و تحلیل عبارت است از روشی که از طریق آن کل فرایند پژوهش، از انتخاب مساله تا دسترسی به یک نتیجه هدایت می‌شود (دلاور، ۱۳۷۷).

روش تحقیق در این پژوهش اساساً کمی است. متغیرها و روابط بین آن‌ها، موضوع اصلی در تحقیقات کمی است. علاوه بر این، روش‌های کمی این مزیت را دارا هستند که می‌توان در مورد آن‌ها قبل از جمع‌آوری داده‌ها، برنامه‌ریزی دقیقی انجام داد و مفاهیم را اندازه‌گیری کرد. همچنین این تحقیق، توصیفی-مقایسه‌ای بوده و از لحاظ زمانی یک تحقیق مقطعی به حساب می‌آید. توصیفی است زیرا شامل مجموعه روش‌هایی است که هدف آن‌ها توصیف کردن شرایط یا پدیده‌های مورد بررسی است. همچنین اجرای تحقیق توصیفی می‌تواند برای شناخت بیشتر شرایط موجود یا یاری دادن به فراگرد تصمیم‌گیری باشد (سرمد



و دیگران، (۱۳۸۱). تحقیق توصیفی آنچه را که هست توصیف و تفسیر می‌کند و به شرایط و روابط موجود، عقاید متداول، فراگردهای جاری، آثار مشهود یا روندهای در حال گسترش توجه دارد (خاکی، ۱۳۷۹).

#### ۴.۱. نظریه‌ی موجک‌ها<sup>۱</sup>

موجک‌ها توابع ریاضی‌اند که داده‌ها را به اجزای فراوانی (فرکانس)<sup>۲</sup> تفکیک کرده و هر جزء را با نمایش<sup>۳</sup> متناسب با مقیاس آن جزء، مطالعه می‌کنند. یکی از مزایای موجک‌ها، نسبت به روش‌های فوریه<sup>۴</sup> سنتی، توان بالای تحلیل آن‌ها در شرایطی است که سیگنال‌ها با گسستگی و جهش‌های سریع همراه‌اند. در نظریه‌ی موجک، اگر دامنه‌ی<sup>۵</sup> دید بزرگ باشد، ویژگی‌های کلی سری زمانی دیده خواهند شد و اگر دامنه‌ی دید کوچک شود، جزئیات مورد توجه بیشتری قرار خواهند گرفت. شاید جنگل و درخت، ساده‌ترین مثال برای این ویژگی موجک‌ها، باشند. بنابراین مقیاسی که در موجک‌ها برای تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد، از اهمیت بالایی برخوردار است و الگوریتم‌های موجک، می‌توانند داده‌ها را با درجه‌ی وضوح مختلف پردازش کنند. در حقیقت، ایده‌ی اساسی در موجک‌ها، تحلیل بر اساس مقیاس<sup>۶</sup> است. سال‌های متمادی، دانشمندان به دنبال توابعی به جز سینوس و کسینوس که مبنای تبدیل فوریه‌اند را جست و جو می‌کردند تا بتوانند تحلیل‌های موضعی<sup>۷</sup> انجام دهند. تغییرات ناگهانی و جهش‌ها، با تبدیل فوریه قابل تحلیل نیستند، اما تبدیل موجک می‌تواند وظیفه‌ی تقریب در دامنه‌ی محدود را به خوبی انجام دهد. به عبارت دیگر، موجک‌ها برای تقریب داده‌های با گسستگی‌های شدید، بسیار مناسب‌اند.

فوریه نشان داد که می‌توان هر تابع مانند  $f(x)$  را که دارای دوره‌ی تناوب  $2\pi$  است، به صورت ذیل بسط داد:

$$f(x) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{\infty} (\alpha_j \cos jx + \beta_j \sin jx)$$

$$\alpha_j = \frac{1}{\pi} \int_0^{2\pi} f(x) \cos(jx) dx \quad \alpha_0 = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} f(x) dx$$

$$\beta_j = \frac{1}{\pi} \int_0^{2\pi} f(x) \sin(jx) dx$$

به عبارت دیگر، می‌توان هر تابع مانند  $f(x)$  را به صورت سری‌های فوریه‌ی آن بسط داد. البته در اقتصاد و اقتصادسنجی، تحلیل سری‌های زمانی، بیشتر در دامنه‌ی زمان<sup>۸</sup> به جای دامنه‌ی فرکانس<sup>۹</sup> انجام می‌شد (چت‌فیلد، ۱۹۸۴).

تبدیل فوریه‌ی یک سری زمانی مانند  $y(t)$  به جای  $f(x)$ ، جذابیت بیشتری در تحلیل سری زمانی و اقتصاد دارد، که تفاوت چندانی را با عبارت فوق سبب نمی‌شود:

$$y_t = \sum_{j=0}^n \{ \alpha_j \cos(\omega_j t) + \beta_j \sin(\omega_j t) \}$$

<sup>1</sup>- Wavelets

<sup>2</sup>- Frequency component

<sup>3</sup>- Resolution

<sup>4</sup>- Fourier

<sup>5</sup>- Window

<sup>6</sup>- Scale

<sup>7</sup>- Local

<sup>8</sup>- Time domain

<sup>9</sup>- Frequency domain





که در عبارت فوق،  $\omega_j = \frac{2\pi j}{T}$ ، ضربی از فرکانس بنیادی<sup>۱</sup> (اصلی)  $\omega_j = \frac{2\pi}{T}$  است. وقتی  $T$  زوج باشد،  $n = \frac{T}{2}$  و  $\cos(\omega_0 t) = 1$ ،  $\sin(\omega_0 t) = 0$ ،  $\sin(\omega_n t) = 0$  و  $\cos(\omega_n t) = (-1)^n$  خواهد بود.

بنابراین:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{n-1} \{ \alpha_j \cos(\omega_j t) + \beta_j \sin(\omega_j t) \} + \alpha_n (-1)^t$$

و هنگامی که  $T$  فرد باشد،

$$n = \frac{T-1}{2}$$

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^n \{ \alpha_j \cos(\omega_j t) + \beta_j \sin(\omega_j t) \}$$

به منظور به دست آوردن نمایش طیفی<sup>۲</sup> یک فرایند ایستا مانند فرایند فوق، می‌توان فرض کرد که تعداد جملات عبارت فوق افزایش یافته و  $n$  به بینهایت تمایل پیدا می‌کند. با توجه به اینکه با گرایش  $n$  به بینهایت، ضرایب فوریه  $(\alpha_j, \beta_j)$  به صفر میل می‌کنند، نیاز به بیان عبارت فوق به صورت مشتقات توابع معینی است.

با فرض  $\alpha_j = dA(\omega_j)$  و  $\beta_j = dB(\omega_j)$ ، که  $A(\omega)$  و  $B(\omega)$  توابع پله‌ای با نقاط گسستگی  $\{\omega_j; j=0, \dots, n\}$  هستند، در نتیجه می‌توان نوشت:

$$y_t = \sum_j \{ \cos(\omega_j t) dA(\omega_j) + \sin(\omega_j t) dB(\omega_j) \}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} y_t = \int_0^{\pi} \{ \cos(\omega_j t) dA(\omega_j) + \sin(\omega_j t) dB(\omega_j) \} = y(t)$$

با توجه به اینکه در سری‌های زمانی،  $t(y)$  یک فرایند تصادفی فرض می‌شود، بنابراین  $A(\omega)$  و  $B(\omega)$  نیز فرایندهای تصادفی تعریف شده روی  $[0, \pi]$  هستند.

فرض‌هایی که درباره‌ی  $A(\omega)$  و  $B(\omega)$  در نظر گرفته می‌شوند به صورت ذیل‌اند:

$$A_1) E \{ dA(\omega) \} = E \{ dB(\omega) \} = 0$$

برای هر

$$A_2) E \{ dA(\omega) dB(\lambda) \} = 0; \lambda, \omega$$

اگر

$$E \{ dA(\omega) dA(\lambda) \} = 0; \omega \neq \lambda$$

اگر

$$E \{ dB(\omega) dB(\lambda) \} = 0; \omega \neq \lambda$$

$$A_3) V \{ dA(\omega) \} = V \{ dB(\omega) \} = 2dF(\omega) = 2f(\omega)d\omega$$

<sup>1</sup>- Fundamental  
<sup>2</sup>- Spectral



در عبارات فوق، فرض اول، صفر بودن امید ریاضی فرآیندهای  $A(\omega)$  و  $B(\omega)$  را بیان می‌کند. فرض دوم، استقلال دوبه‌دوی فرایندها و استقلال سریالی در هر فرایند را نشان می‌دهد و فرض سوم، واریانس تغییرات فرایند را به یک تابع مشتق‌پذیر  $F(\omega)$  (برخلاف  $A(\omega)$  و  $B(\omega)$  که به دلیل گسستگی در  $\omega$  مشتق‌پذیر نبودند)، مرتبط می‌کند. با استفاده از فرض‌های فوق و تبدیلات ذیل

$$dZ(\omega) = \frac{1}{2}\{dA(\omega) - idB(\omega)\}$$

$$dZ^*(\omega) = \frac{1}{2}\{dA(\omega) + idB(\omega)\}$$

با گسترش دامنه‌ی تعریف توابع  $A(\omega)$  و  $B(\omega)$  از  $[0, \pi]$  به  $[-\pi, \pi]$  و فرض این که  $A(\omega)$  و  $B(\omega)$  فرد هستند، می‌توان نوشت:

$$(\omega) = dZ(-\omega)^*dZ$$

اگر

$$E\{dZ(\omega)dZ^*(1)\} = 0; \omega \neq \lambda$$

$$E\{dZ(\omega)dZ^*(\omega)\} = f(\omega)d\omega$$

با جای‌گذاری معادل  $y(t)$  در عبارت و ساده کردن آن معادله زیر بدست خواهد آمد، که نمایش طیفی فرایند  $y(t)$  است.

$$y(t) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\omega t} dz(\omega)$$

اگرچه نمایش طیفی سری‌های زمانی و تبدیل فوریه می‌توانند موجب سهولت تحلیل و تخمین مدل‌های سری زمانی شوند، اما تحلیل فرکانس در برخی از موارد جوابگو نیست.

مهم‌ترین تفاوت‌های تبدیل فوریه و تبدیل موجک به شرح ذیل هستند:

- ۱- تبدیل فوریه به تحلیل فرکانس می‌پردازد، در حالی که تبدیل موجک، تحلیل مقیاس را هم مدنظر قرار می‌دهد.
- ۲- توابع پایه‌ای، تبدیلات فوریه‌ی سینوس و کسینوس هستند، در حالی که در تبدیل موجک، توابع پایه، یکتا و منحصر به فرد نیستند.
- ۳- در تحلیل موجک، دامنه‌ی دید قابل تغییر بوده و می‌توان هم‌زمان، توابع پایه‌ای کوتاه و بلند را داشت، در حالی که در تبدیل فوریه، محتوی فرکانس تابع در طول محور زمانی، مانا فرض می‌شود.
- ۴- اگر  $f(x)$  یک تابع مفروض باشد، انرژی تابع به صورت

$$E = \frac{1}{2} \int_0^{2\pi} |f(x)|^2 dx$$

تعریف می‌شود، که انرژی در تبدیل فوریه، یک تابع یا یک فرایند نامحدود است، در حالیکه تبدیل موجک آن را محدود می‌کند. بنابراین، یک اغتشاش کوچک انفرادی در تبدیل فوریه، فرکانس‌های سری فوریه را تحت تأثیر قرار می‌دهد، در حالیکه در موجک اینگونه نیست.



همانطور که اشاره شد، موجک‌ها به دنبال تحلیل توابع در مقیاس‌های معین هستند. و همچنین جنسیت جداگانه دارند. در موجک‌ها، موجک پدر معمولاً با  $\varphi$  و موجک مادر با نماد  $\psi$  نمایش داده می‌شود که به صورت زیر بیان می‌شوند.

$$\varphi_{j,k}(t) = s^{-\frac{j}{2}} \varphi\left(\frac{t-s^j k}{s^j}\right)$$

$$\psi_{j,k}(t) = s^{-\frac{j}{2}} \psi\left(\frac{t-s^j k}{s^j}\right)$$

در روابط فوق برای سادگی  $S=2$  فرض شده و با ساده‌سازی بیش‌تری می‌توان نوشت:

$$\varphi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}} \varphi(2^{-j} t - k)$$

$$\psi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}} \psi(2^{-j} t - k)$$

$$\psi\left(\frac{t-\mu}{s}\right)$$

$$\psi(t) = \frac{1}{\sqrt{s}} \psi\left(\frac{t-\mu}{s}\right)$$

$$\psi_{j,\mu}(t) = \frac{1}{\sqrt{s}} \psi\left(\frac{t-\mu}{s}\right)$$

با فرض  $\mu = s^{-j} t - k$  می‌توان به روابط پیشین دست یافت.

$$\psi_{j,\mu}(t) = s^{-\frac{j}{2}} \psi(s^{-j} t - s^{-j} s^j k) = s^{-\frac{j}{2}} \psi(s^{-j} t - k)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، پارامتر مقیاس  $S$ ، نقش تحلیل موجک را از تحلیل فوریه متمایز می‌کند. البته ممکن است تصور شود که قرار دادن  $S=2$  نقش پارامتر مقیاس را از بین ببرد، در حالی که اگر توجه شود،  $2^{-\frac{j}{2}}$  با تغییر  $j$  می‌تواند مقیاس دلخواه را ایجاد کند.

خاصیت مقیاس<sup>۱</sup> یا اتساع<sup>۲</sup>، در تحلیل سری‌های زمانی فوق‌العاده مهم است. در عبارت  $\psi(t) = \frac{1}{\sqrt{s}} \psi\left(\frac{t-\mu}{s}\right)$ ، تابع در  $M$  متمرکز شده و  $S$  نشان‌دهنده‌ی مقیاس است. انرژی تابع  $\psi(t)$  در همسایگی  $M$  متمرکز شده و اندازه‌ی آن با  $S$  متناسب است.

$$\psi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}} \psi(2^{-j} t - k)$$

$$\varphi_{j,k}(t) = 2^{-\frac{j}{2}} \varphi(2^{-j} t - k)$$

در معادله‌ی فوق  $j$  و  $k$  دوره‌های مختلف زمانی و فراوانی‌های متفاوت را پوشش می‌دهند. در فراوانی‌های با مقادیر بالا (مقادیر بزرگ  $j$ )، موجک امکان تمرکز روی جهش‌ها<sup>۳</sup>، برجستگی‌ها<sup>۴</sup> و نقاط تکین<sup>۵</sup> را فراهم می‌کند و در فراوانی‌های پایین (مقادیر کوچک  $j$ )، تمرکز بر همواری‌های سری و تناوب آن امکان‌پذیر می‌شود.

تغییر  $j$  دامنه‌ی دید را تغییر داده و می‌تواند تحلیل را از کلی به موضعی و برعکس تغییر دهد. موجک پدر انتگرالی برابر با یک و موجک مادر انتگرال صفر دارد.

1- Scaling  
 2- Dilation  
 3- Jumps  
 4- Cusps  
 5- Singularity points



$$\int \varphi(t) dt = 1$$

$$\int \psi(t) dt = 0$$

موجک پدر، بخش هموار، روند (فرکانس پایین) سیگنال، و موجک مادر بخش‌های جزئی (فرکانس بالا) را نشان می‌دهد. ویژگی اصلی تحلیل موجک، توان آن در تجزیه‌ی یک متغیر یا سری زمانی اجزاء یا وضوح مختلف یا اصطلاحاً چند نمایشی و یا به عبارت بهتر، تجزیه‌ی چند نمایشی است.

تبدیل موجک یک تابع مانند  $f$  می‌تواند به وسیله‌ی معادله‌ی زیر نشان داده شود:

$$W\psi f(a,b) = \frac{1}{\sqrt{a}} \int_{-\infty}^{\infty} f(t) \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) dt$$

که در حالت کلی، به صورت زیر می‌باشد.

$$W\psi f(j,k) = 2^{-\frac{j}{2}} \int_{-\infty}^{\infty} f(t) \psi(2^{-\frac{j}{2}} t - k) dt$$

حال می‌توان یک رابطه بین سری‌های زمانی و نمایش موجک آن برقرار کرد. هر سری مانند  $y(t)$ ، به صورت زیر قابل نمایش است:

$$y(t) = \sum_k s_{j,k} \varphi_{j,k}(t) + \sum_k d_{j,k} \psi_{j,k}(t) + \sum_k d_{j-1,k} \psi_{j-1,k}(t) + \dots + \sum_k d_{1,k} \psi_{1,k}(t)$$

که در عبارت فوق،  $j=1,2,\dots,J$  و  $J$  حداکثر مقیاس مورد نظر است. همچنین باید به این نکته توجه داشت که توابع پایه،  $\varphi_{j,k}(t)$  و  $\psi_{j,k}(t)$  عمود بر هم فرض می‌شوند.

$$s_{j,k} \approx \int y(t) \varphi_{j,k}(t) dt$$

$$d_{j,k} \approx \int y(t) \psi_{j,k}(t) dt$$

در عبارت زیر  $\delta_{ij} = 1$  و اگر  $(i=j)$  و  $\delta_{ij} = 0$  اگر  $(i \neq j)$ .

$$\int \varphi_{j,k}(t) \varphi_{j,k'}(t) = \delta_{k,k'}$$

$$\int \psi_{j,k}(t) \varphi_{j,k'}(t) = 0$$

$$\int \psi_{j,k}(t) \psi_{j,k'}(t) = \delta_{k,k'}, \delta_{j,j'}$$

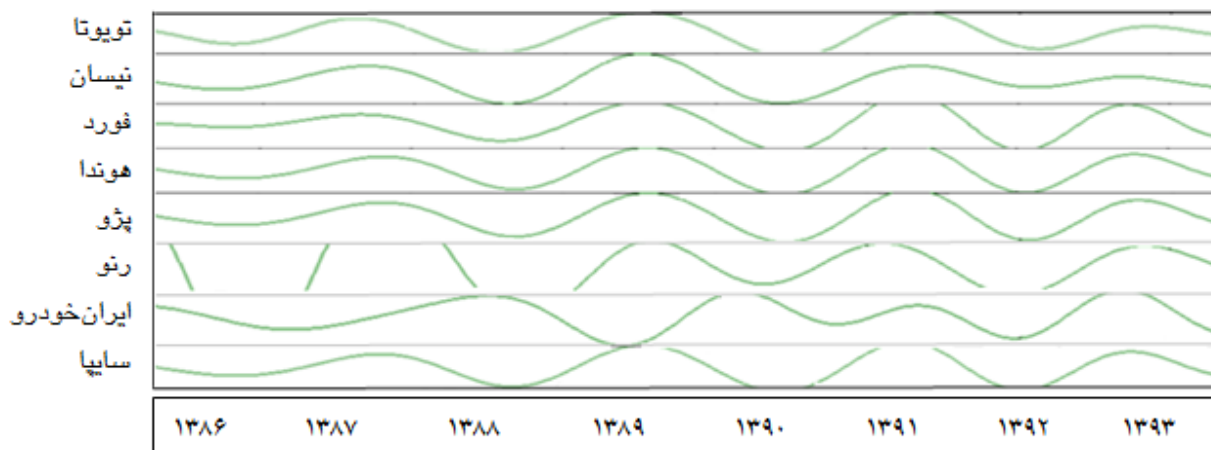
همانطور که ملاحظه می‌شود، تبدیل موجک شبیه تبدیل فوریه است و علت شروع بحث با تبدیل فوریه، همین شباهت آن‌ها بوده است. اما تفاوت اساسی در این است که در تبدیل موجک  $J$  به عنوان عامل مقیاس در تبدیل ظاهر شده و دامنه‌ی دید را تغییر می‌دهد. در حقیقت در تبدیل موجک نیز به مانند تبدیل فوریه‌ی یک تابع یا سری زمانی به صورت مجموعه‌ای از جملات با توابع پایه‌ی موجک، بیان می‌شود، با این تفاوت که توابع موجک به مانند سینوس و کسینوس نبوده و دربرگیرنده‌ی پارامتر مقیاس هستند (یوگو، ۲۰۰۰).



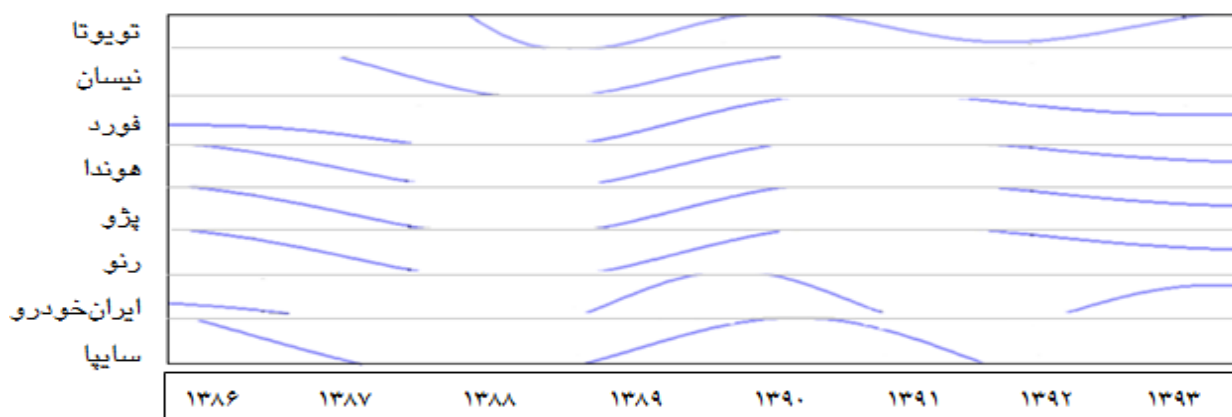
### ۵. یافته‌های پژوهش

داده‌های پژوهش، سری زمانی قیمت بسته شدن سهام شرکت‌های خودروسازی فعال در بازار بورس اوراق بهادار داخلی و خارجی طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ بوده، که از سایت رسمی بازار بورس اوراق بهادار تهران و سایر بورس‌ها منتخبات استخراچ گردیده است.

برای بکار بردن روش تبدیل موجک از آنجا که داده‌ها گسسته هستند از تابع دایبچیز استفاده شده است. مقیاس‌های با اجزای تصادفی  $d8(t)$  با دینامیک ۲۱۶۰ روزه برای استخراچ نوسانات قیمت سهام مورد استفاده قرار گرفته شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود در هر مرحله از فرکانس‌های پایین‌تر (نوسان‌های کمتر)، از سری زمانی بازدهی هر بخش صنعت جدا می‌شود تا در مقیاس نهایی تنها جزء باقیمانده روند  $a8$  این بخش باقی بماند.



نمودار (۱) سری زمانی قیمت بسته شدن سهام در شرکت‌های خودروسازی فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران و بورس‌های منتخب دنیا با بسامد پایین  $d8$



نمودار (۲) سری زمانی قیمت بسته شدن سهام در شرکت‌های خودروسازی فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران و بورس‌های منتخب دنیا در سطح  $a8$

نمودار ۱ نمایانگر تجزیه مجموعه داده‌های مربوط به قیمت بسته شدن سهام شرکت‌های خودروسازی فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران و سایر بورس‌های منتخب دنیا را در سطح  $d8$  است. لازم به ذکر است که نمودار ۲ نیز نمایانگر تجزیه داده‌های مورد بررسی در سطح  $a8$  می‌باشد، که نمای کلی حاصله از سطح  $d8$  می‌باشد.



بر اساس جدول ۱ همانطور که مشاهده می‌شود، هرچه از سطوح با بسامد بالا به سمت سطوح با بسامد پایین حرکت می‌نماییم، رابطه‌ی معنادار میان قیمت بسته شدن سهام شرکت‌های خودروسازی فعال در بازار بورس اوراق بهادار ایران با شرکت‌های خودروسازی فعال در سایر بورس‌های منتخب دنیا را تایید می‌شود. این به گونه‌ای است که در سطح کلی a8 و سطح d8 که نوسانات را با بسامد پایین نشان می‌دهند، مشاهده می‌شود که داده‌های مربوط به قیمت بسته شدن سهام در شرکت‌های خودروسازی فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران با احتمالاً ۹۹٪ با قیمت بسته شدن سهام شرکت‌های مشابه در بازارهای بورس منتخب مورد بررسی در ارتباط است.

جدول (۱) ضرایب همبستگی در شرکت‌های خودروسازی فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران و سایر بورس‌های منتخب دنیا با بسامد بالا، متوسط و پایین

		تویوتا	نیسان	فورد	هوندا	پژو	رنو	ایران خودرو	سایپا
تویوتا	d1	Correlation	۱	.۰۷۰	.۳۰۳	.۶۷۹	.۴۸۱	.۴۵۸	.۴۳۴
		Sig.							
	d4	Correlation	۱	.۴۷۱	.۷۳۶	.۶۴۷	.۶۵۸	.۱۰۰	.۳۲۶
		Sig.							
	d8	Correlation	۱	.۴۵۷	.۷۲۴	.۳۸۰	.۶۸۱	.۰۰۸	.۰۶۲
		Sig.							
	a	Correlation	۱	.۸۰۵	.۹۱۱	.۷۲۱	.۶۸۰	.۵۱۶	.۱۱۱
		Sig.							
نیسان	d1	Correlation	۱	.۴۱۹	.۷۴۶	.۹۲۸	.۸۹۹	.۶۵۸	.۷۱۷
		Sig.							
	d4	Correlation	۱	.۹۲۴	.۹۴۵	.۸۶۱	.۹۰۲	.۵۱۰	.۲۲۶
		Sig.							
	d8	Correlation	۱	.۸۳۷	.۸۸۰	.۳۰۵	.۷۹۵	.۲۴۸	.۲۱۹
		Sig.							
	a	Correlation	۱	.۸۵۴	.۷۷۴	.۸۵۸	.۸۲۵	.۴۷۳	.۲۳۳
		Sig.							
فورد	d1	Correlation	۱	.۴۴۳	.۴۲۵	.۵۸۹	-.۰۱۸	.۰۲۱	
		Sig.							.۰۰۰
	d4	Correlation	۱	.۸۹۴	.۷۲۷	.۷۹۱	.۷۰۹	.۴۹۶	
		Sig.							.۰۰۰
	d8	Correlation	۱	.۸۹۸	.۵۳۹	.۸۱۱	.۴۷۶	.۵۶۶	
		Sig.							.۰۰۰
	a	Correlation	۱	.۸۱۶	.۵۸۷	.۵۷۵	.۵۷۰	.۱۸۹	
		Sig.							.۰۰۰
	d1	Correlation	۱	.۷۶۰	.۷۶۹	.۴۹۶	.۶۰۶		
		Sig.						.۰۰۰	.۰۰۰
	d4	Correlation	۱	.۷۹۳	.۸۱۴	.۴۷۳	.۱۸۵		
		Sig.						.۰۰۰	.۰۰۰
d8	Correlation	۱	.۵۵۲	.۸۵۹	.۳۱۰	.۴۳۶			



هوندا		Sig.					.۰۰۰	.۰۰۰	.۰۰۰	.۰۰۰	
	A	Correlation				۱	.۶۰۰	.۴۹۵	.۶۵۱	.۲۱۲	
		Sig.					.۰۰۰	.۰۰۰	.۰۰۰	.۰۰۵	
پژو	d1	Correlation					۱	.۹۲۹	.۶۳۴	.۶۶۷	
		Sig.						.۰۰۰	.۰۰۰	.۰۰۰	
	d4	Correlation					۱	.۹۳۹	.۴۲۷	.۱۲۱	
		Sig.						.۰۰۰	.۰۰۰	.۰۰۳	
	d8	Correlation					۱	.۶۳۹	.۲۵۹	.۷۲۰	
		Sig.						.۰۰۰	.۰۰۰	.۰۰۰	
	a	Correlation					۱	.۸۹۹	.۳۴۸	.۳۹۷	
		Sig.						.۰۰۰	.۰۰۰	.۰۰۰	
	رنو	d1	Correlation							.۴۹۱	.۵۵۸
			Sig.						۱	.۰۰۰	.۰۰۰
d4		Correlation							.۴۴۲	.۱۷۹	
		Sig.							.۰۰۰	.۰۰۰	
d8		Correlation							.۳۸۲	.۴۳۴	
		Sig.							.۰۰۰	.۰۰۰	
a		Correlation							.۲۳۱	.۱۸۱	
		Sig.							.۰۰۰	.۰۰۵	
ایران-خودرو		d1	Correlation								.۸۵۶
			Sig.							۱	.۰۰۰
	d4	Correlation								۱	.۷۸۸
		Sig.								.۰۰۰	.۰۰۰
	d8	Correlation								۱	.۴۴۳
		Sig.								.۰۰۰	.۰۰۰
	a	Correlation								۱	.۳۸۴
		Sig.								.۰۰۰	.۰۰۰
	سایپا	d1	Correlation								۱
			Sig.								.۰۰۰
d4		Correlation									۱
		Sig.									.۰۰۰
d8		Correlation									۱
		Sig.									.۰۰۰
a		Correlation									۱
		Sig.									.۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

## ۶. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی کشورها، بازار سرمایه بوده که اهمیت آن بر هیچکس پوشیده نیست. بازار سرمایه ارتباط نزدیکی با ساختار اقتصادی کشور داشته و قوت و ضعف آن می‌تواند نشان دهنده وضعیت اقتصادی کشور باشد. توسعه بازار سرمایه می‌تواند نقش مهمی در رشد درآمد ملی کشور و رفاه عمومی جامعه ایفا کند. آمارهای موجود نشان می‌دهد که بورس-



های توسعه یافته در کشورهای پیشرفته قرار داشته و در این کشورها پیش از هر امری امنیت سرمایه‌گذاری برای ورود سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی به بورس فراهم می‌شود.

پژوهش صورت پذیرفته با هدف آشنایی سرمایه‌گذاران، بازرگانان، تحلیل‌گران بازار سرمایه، فعالان بازار سرمایه با وضعیت بورس‌های جهان و تحولات آن‌ها تهیه شده است. در این راستا وضعیت بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی سال ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۳ با سایر بورس‌های منتخب دنیا از نظر شاخص قیمت بسته شدن سهم و نقش بورس در اقتصاد کشور مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه برای فعالان اقتصادی به منظور تعیین استراتژی و اهداف اقتصادی می‌تواند اثربخش و کارا باشد.

نتایج حاصله از تبدیل موجک و همبستگی در این پژوهش موید این موضوع است که، پس از حذف تاخیر زمانی از داده‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران و سایر بورس‌های منتخب دنیا، همبستگی مثبت و معناداری میان قیمت بسته شدن سهم در بازار بورس اوراق بهادار تهران در صنعت خودروسازی با سایر بورس‌های منتخب دنیا در صنعت مشابه بوجود می‌آید. لازم به ذکر است که فعالان اقتصادی نباید این تصور را داشته باشند که تغییر و تحولات اقتصادی و تغییرات قیمت در بازار بورس اوراق بهادار در سراسر دنیا، تاثیری بر بازار بورس اوراق بهادار تهران نداشته و یا اینکه تاثیر بسیار ناچیزی بر روی آن دارد که می‌توان از این تاثیرپذیری ناچیز نیز چشم‌پوشی نمود. از دیگر نکاتی که باید در ذیل این بخش به آن اشاره گردد این است که، به علت اینکه تاخیرهای زمانی در اکثر صنایع فعال در بازار بورس اوراق بهادار تهران نسبت به سایر کشورها بیشتر است، در نتیجه سرمایه‌گذاران داخلی می‌توانند با اتخاذ تصمیمات مناسب‌تری بر مبنای تجزیه و تحلیل تغییرات و نوسانات قیمت در بازارهای بورس منتخب دنیا، سرمایه‌گذاری کم‌ریسک‌تری را انجام داده و سود خود را حداکثر نمایند. علت این موضوع آن است که به دلیل وجود تاخیرهای زمانی بیشتر، تغییرات و نوسانات قیمت با تاخیر بیشتری به بازار بورس اوراق بهادار تهران وارد می‌شود، در نتیجه امکان پیش‌بینی و تغییرات احتمالی برای فعالان اقتصادی و سرمایه‌گذاران در بازار بورس اوراق بهادار تهران فراهم می‌گردد. در نتیجه بر اساس یافته‌های پژوهش می‌توان بیان نمود که بازار بورس اوراق بهادار ایران متأثر از تغییرات قیمت سهام در سایر کشورها است.

از یک سو این موضوع حائز اهمیت است که فعالان اقتصادی می‌توانند از این فرصت به منظور پیش‌بینی وضع آتی تغییرات قیمت در بازار بورس اوراق بهادار تهران به علت تاخیر ورود اثرات ناشی از تغییر و تحولات اقتصادی و نوسانات قیمت در بازارهای بورس منتخب دنیا بپردازند، اما از سوی دیگر فعالان اقتصادی باید به این نکته توجه داشته باشند که این تغییرات و تحولات اقتصادی در سراسر دنیا بر اساس نظریه آشوب با شدت بیشتری به کشور وارد شده و در صورتی که استراتژی‌های مشخصی برای آنان تدوین نشده باشد، پایه‌های اقتصادی و بورس اوراق بهادار را متزلزل خواهد نمود. در نتیجه می‌توان از این فرصت، به منظور جلوگیری از کاهش شدید قیمت سهام و رکود در بازار بورس اوراق بهادار تهران استفاده نمود و با تدوین استراتژی‌هایی به تعدیل و مقابله با اثرات مخرب ناشی از تغییرات نامطلوب اقتصادی در سراسر دنیا که به کشور وارد می‌شود، پرداخت.

## منابع و مأخذ

الوانی، سید مهدی و دانایی‌فر، حسن (۱۳۸۷)، تصمیم‌گیری از نگاه نظریه آشوب، تحول اداری، دوره پنجم، شماره ۲۱، صص ۱۲-۲۵.

خاکی، غلامرضا (۱۳۷۹)، روش تحقیق در مدیریت، انتشارات بازتاب.

دلاور، علی (۱۳۷۷)، روش‌های تحقیق در روان‌شناسی و علوم تربیتی، چاپ پنجم، مرکز چاپ و انتشارات دانشگاه پیام‌نور.





رضایان، علی (۱۳۸۰)، مبانی سازمان مدیریت، تهران، انتشارات سمت.

سرمد، زهره، بازرگان هرندی، عباس و حجازی، الهه (۱۳۸۱)، تهران، موسسه انتشارات نگاه.

سلامی، امیر بهداد (۱۳۸۱)، آزمون روند آشوبی در بازده سهام بازار اوراق بهادار تهران، پژوهش‌نامه اقتصادی، شماره ۲، صص ۸۴-۳۵.

صمدی، سعید، شیرانی‌فخر، زهره و داورزاده، مهتاب (۱۳۸۶)، بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل سازی و پیش بینی)، فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسی‌های اقتصادی)، شماره ۲، صص ۵۱-۲۵.

فقیه، نظام‌الدین (۱۳۷۶)، توسعه فراکتالی در سیستم‌های پویا و تحول در سیستم‌های سازمان‌مند، دانش مدیریت، شماره ۳۹ و ۴۰، صص ۳۹-۵.

کریمزاده، مصطفی (۱۳۸۵)، بررسی رابطه‌ی بلند مدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش هم‌جمعی، در اقتصاد ایران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۶.

مشیری، سعید و فروتن، فائزه (۱۳۸۳)، آزمون آشوب و پیش‌بینی قیمت‌های آتی نفت خام، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۱، صص ۹۰-۶۷.

مشیری، سعید و مروت، حبیب (۱۳۸۴)، بررسی وجود فرایند آشوبی در شاخص بازدهی کل قیمت سهام بازار بورس تهران، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره ۲۵، صص ۶۴-۴۷.

معطر حسینی، سید محمد، محمود زاده، سهیل، پری آذر، محمود و زائری، محمد سعید (۱۳۸۶)، بررسی رفتارهای آشوبناک و کاربرد آن در مدیریت فروش، تهران، پنجمین کنفرانس بین‌المللی مدیریت.

Abhyankar, A., Copeland, L.S. & Wang, W. (1995), Nonlinear dynamics in real-time equity market indices: Evidence from the United Kingdom, *Economic Journal*, 105(431): 684-880.

Adrangi, B., Chatrath, A., Dhanda & Raffiee, K. (2001), Chaos on oil price? Evidence from futures markets, *Energy Economics*, 23(4): 405-425.

Benettin, G., Galgani, L., Giorgilli, A. & Strelcyn, J.M. (1980), Lyapunov characteristic exponents for smooth dynamical systems and for Hamiltonian Systems: A method for computing all of them, *Meccaica*, 9-15.

Chatfield, C. (1984). *The analysis of time series: An introduction*, Chapman and Hall Press, New York.

Iseri, M., Caglar, H. & Caglar, N. (2008), A Model Proposal for the Chaotic Structure of Istanbul Stock Exchange. *Chaos, Solitons and Fractals*. (36): 1392-1398.

Magnus, F.J. & Fosu, O.E. (2006), Modeling and forecasting volatility of returns on the Ghana stock exchange using GARCH models, *MPRA Paper*, (593).

Mandelbrot, B.B. (1985), The fractal geometry of Nature, *New Scientist*, Folume, 127: 38-43.

Michael D.M. (2000), Chaotic behaviour in National Stock Market indices new evidence from the close returns test. (12): 35-53.

Ozer, G. & Cengiz, E. (2010), chaotic processors of common stock index returns: An empirical examination on Istanbul Stock Exchange (ISE) market, *African Journal of Business Management*, 4(6): 1140-1148.



- Panas, E. (2002), Long memory and Chaotic models of prices on the London Metal Exchange, Resources Policy. (27): 235-246.
- Peitgen, H.O., Jurgens, H. & Saupe, D. (1993), Chaos and fractals, New frontiers of Science. Springer-Verlag.
- Scheinkman, J.A. & LeBaron, B. (1989), Nonlinear Dynamics and Stock Returns, Journal of Business, 62: 311-337.
- Shintani, M., Linton, O. (2003), Nonparametric Neural Network Estimation of Lyapunov Exponents and a Direct Test for Chaos, Journal of Econometrics. (120): 1-33 .
- Wang, H., chen, G. & Lu, J. (2004), Complex dynamical behaviours of daily data series in stock exchange, Physics Letters. 333: 246-255.
- Weiss, G. (1992), Chaos hits Wall Street-the theory, that is, Business week, 138-140.
- Wodwinski, P. & Aneta, Z.P. (2005), The Warsaw Stock Exchange Index WIG modeling and forecasting, Cesifo Working Paper, No. 1570, Chapter 6: Monetary Policy and International Finance.
- Yogo, M. (2000), Measuring business cycles: A new analysis of economic time series, Economics Letters. 100:208-212.
- Yousefpoor, P., Esfahani, M.S. & Nojumi, H. (2008), Looking for systematic approach to select Chaos, Solitons and Fractals. 25: 265-275.

Surf and download all data from SID.ir: [www.SID.ir](http://www.SID.ir)

Translate via STRS.ir: [www.STRS.ir](http://www.STRS.ir)

Follow our scientific posts via our Blog: [www.sid.ir/blog](http://www.sid.ir/blog)

Use our educational service (Courses, Workshops, Videos and etc.) via Workshop: [www.sid.ir/workshop](http://www.sid.ir/workshop)