



آزمون آشوبی و غیر خطی بودن شاخص قیمت سهام در بورس تهران

قدرت‌اله امام وردی^۱

سمانه صفرزاده بیجارینه^۲

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۹/۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۷/۱۱

چکیده

شاخص قیمت سهام یکی از متغیرهای مؤثر در سیستم های اقتصادی بوده که این سری های زمانی بسیار پیچیده، اغلب تصادفی و در نتیجه تغییر آن ها غیرقابل پیش بینی فرض می شود. به همین جهت آزمون های پیش بینی پذیری و غیرخطی جهت بررسی وجود روند آشوبی معین و فرآیندهای غیرخطی در سری زمانی شاخص قیمت سهام در بورس تهران به صورت روزانه بین سال های ۸۷ تا ۱۳۹۲ مورد استفاده قرار گرفت. نتایج آزمون ها حاکی از آن بود که آزمون تسلسل و هارست غیر تصادفی بودن شاخص قیمت سهام را تأیید کردند، نتایج حاصل از آزمون های BDS^۳، تسای و اندرسون-دارلینگ بیان کننده این بود که شاخص قیمت سهام از فرآیند غیرخطی تبعیت می کند. آزمون های مستقل بودن کوکران، همبستگی دوگانه و استقلال Chowdenning هم، همبستگی بین مشاهدات را مورد آزمون قرار دادند که نتایج حاصل دال بر وجود همبستگی بین متغیرها بود و در ادامه آزمون های دوره ای تجمعی و آزمون تعدیل شده West cho مبنی بر آزمون فرآیند آشوبی متغیر شاخص قیمت سهام صورت گرفت که نتایج هر دو آزمون، آشوبی بودن فرآیند را مورد تأیید قرار دادند. پس از احراز قابلیت پیش بینی شاخص قیمت سهام، برای پیش بینی در دوره های آتی، مدل های ARFIMA، FIGARCH، LSTAR و ESTAR تخمین زده شد. در بین مدل هایی که به بررسی وجود حافظه بلندمدت در متغیر شاخص قیمت سهام پرداخته اند مدل FIGARCH که هم حافظه بلندمدت متغیر و هم واریانس و تغییرات متغیر را مدل سازی کرده است دارای قدرت بیشتری در پیش بینی بود و در میان مدل های غیرخطی مدل ESTAR دارای قدرت پیش بینی بالاتری بود. در انتها نیز پیش بینی با فرآیند یک گام به جلو برای ده دوره گزارش شده است.

واژه های کلیدی: آشوب، فرآیند غیرخطی، پیش بینی پذیری.

طبقه بندی JEL: C40, C22, C13, G17, G0

۱- استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)
ghemamverdi@gmail.com

۲- کارشناس ارشد رشته برنامه ریزی و تحلیل سیستم های اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، safarzadehs@yahoo.com

۱- مقدمه

در اقتصاد، بازارهای پولی و مالی یکی از موارد بسیار مناسب برای به‌کارگیری نظریه آشوب هستند چرا که اگر فرآیند تعیین‌کننده متغیرهای پولی از یک فرآیند غیرخطی معین پیروی کند، می‌توان تغییرات آن‌ها را پیش‌بینی کرد و در صورت کشف نظم نهایی در روند متغیرهای پولی امکان دستیابی به سودهای سرشاری فراهم می‌شود. این مقاله شامل سه بخش است. بخش اول ادبیات موضوع تحقیق است که شامل بحث‌های تئوریک و معرفی آزمون‌ها و مدل‌ها و مطالعه‌های انجام شده است و بخش دوم به روش‌شناسی تحقیق می‌پردازد و در بخش سوم شاخص قیمت سهام بازار بورس اوراق بهادار تهران مورد آزمون قرار می‌گیرد و نتایج بیان می‌گردد. هدف، شناسایی راه‌حل‌های تشخیص نظم نهفته در این سیستم بسیار پیچیده است؛ در صورت موفقیت اجازه می‌دهد تا روند آتی حرکت آن‌ها بر خلاف باورهای قبلی پیش‌بینی شود، برای انجام پیش‌بینی، قابلیت پیش‌بینی فرآیند تحت مطالعه، بررسی می‌گردد. برای بررسی قابلیت پیش‌بینی، نخست با استفاده از مدل‌های تحلیلی به بررسی وجود گام تصادفی در سری شاخص می‌پردازیم، در صورت رد پیروی سری شاخص از فرآیند گام تصادفی، شواهدی بر قابلیت پیش‌بینی در سری شاخص حاصل می‌شود. در مرحله دوم، تعدادی از آزمون‌های تشخیص وجود توابع غیرخطی در پسماندهای مدل‌های به‌کاررفته در مرحله قبل استفاده می‌شود. تأیید وجود توابع غیرخطی دلیل دیگری برای تأیید وجود قابلیت پیش‌بینی در سری شاخص خواهد بود. در صورتی که قابلیت پیش‌بینی و به عبارت دیگر، پیش‌بینی پذیری احراز شد، سعی در مدل‌سازی فرآیند، تخمین پارامترهای مدل و در نهایت پیش‌بینی می‌نماییم و در بخش چهارم نتایج حاصل از تحقیق بیان می‌گردد.

۲- ادبیات موضوع تحقیق

برای پیش‌بینی رفتار آینده یک پدیده باید از رفتار گذشته آن باخبر بود، به عبارت دیگر نخست باید از مکانیزم حاکم بر پدیده مورد نظر آگاهی پیدا کرد تا با تجزیه و تحلیل اطلاعات گذشته و شناسایی رفتار آن در طول زمان الگویی قابل تعمیم به آینده به دست آورده، مقادیر آتی آن را پیش‌بینی و برآورد نمود. (ملکی، ۱۳۹۰) هدف پیش‌بینی کاهش ریسک در تصمیم‌گیری است. با وجود آن که پیش‌بینی‌ها اغلب دقیق نیستند اما میزان خطای پیش‌بینی به روش مورد استفاده بستگی دارد. (ملکی، ۱۳۹۰) در روش نموداری یا تجزیه تحلیل تکنیکی، تمرکز بر روی تغییر قیمت است و از اصول حاکم بر تحلیل تکنیکال این است که همه چیز در قیمت لحاظ شده، قیمت‌ها بر اساس روندها حرکت می‌کنند و تاریخ تکرار می‌شود. در روش اساسی یا تجزیه و تحلیل بنیادی (فاندامنتال)، تأثیر تمام فاکتورهای مربوط بر روی قیمت هر چیز بررسی می‌شود تا در نهایت بتواند ارزش ذاتی آن را محاسبه کند. هر دو روش تکنیکی و بنیادی همواره سعی بر حل یک مشکل واحد دارند و آن مشکل چیزی نیست جز پیش‌بینی این که قیمت‌ها تمایل دارند در چه جهتی حرکت کنند. تحلیلگر تکنیکی معتقد است؛ فقط باید تغییر قیمت‌ها را بدانند و دانستن علت این تغییرها لازم نیستند و در مقابل تحلیلگر بنیادی همواره به علت‌ها و دلایل تغییر قیمت می‌پردازد. روش

پرتفوی یا تئوری گشت تصادفی بیان می‌کند که تغییر های قیمت از یک معامله به معامله دیگر مستقل از یکدیگر بوده و بررسی روند نمی‌تواند راهنمای مناسبی در تعیین قیمت‌های آینده باشد، و پیش‌بینی غیرممکن است (زکیخانی، ۱۳۸۶) اما مدل های خطی که بر اساس متدولوژی اقتصادسنجی سری‌های زمانی طراحی می‌شوند، در بعضی مواقع، در ارائه پیش‌بینی‌های کوتاه مدت موفق عمل می‌کنند. ولی به دلیل اینکه ساختار این گونه مدل ها براساس فرآیند تصادفی ایجاد می‌گردد، پیش‌بینی‌های بلندمدت (و حتی کوتاه مدت) بیشتر دچار خطا و انحراف از مسیر واقعی می‌شوند. از طرف دیگر ممکن است، باقیمانده‌ها^۱ در مدل های خطی تصادفی نباشند و این مغایر فرض بنیانی تصادفی بودن ساختار این مدل ها بوده و بنابراین سیستم را در تحلیل و پیش‌بینی دچار تناقض و انحراف می‌کند؛ بنابراین ضرورت تغییر و اصلاح در این مدل ها برای بهبود پیش‌بینی، احساس شد. براین اساس یک متدولوژی جدید، با عنوان سیستم های غیرخطی دینامیکی^۲ مورد توجه قرار گرفت؛ که از آن به آشوب یاد می‌شود. (احراری و دیگران، ۱۳۸۱) که در کمال سادگی به خلق رویدادهای پیچیده می‌انجامد و نسبت به وجود انحراف از شرایط اولیه، بسیار حساس است؛ به این ترتیب است که تصادفی به نظر می‌رسد. از نظرگاه نظریه آشوب، سیستم های پیچیده فقط ظاهری پر آشوب دارند و در نتیجه، نامنظم و تصادفی به نظر می‌رسند، درحالی که ممکن است تابع یک جریان معین با یک فرمول ریاضی مشخص باشند (مشیری، ۱۳۸۱) برای تشخیص این نوع از فرآیندها آزمون‌هایی خلق شد که در زیر به نمونه‌هایی از آن‌ها اشاره می‌کنیم.

۲-۱-۱- آزمون‌های غیرخطی و پیش‌بینی پذیری سری‌های زمانی

۲-۱-۱-۱- آزمون بعد همبستگی^۳

این آزمون متکی بر یکی از خصوصیت های ویژه یک فرآیند تصادفی در مقایسه با فرآیند آشوبی است. یک فرآیند تصادفی دارای ابعاد پیوسته (بی‌نهایت) است اما یک فرآیند آشوبی ابعاد محدودتری دارد، یعنی دارای یک مجموعه از نقاطی است که مسیر زمانی به آن محدود می‌شود. بنابراین می‌توان از روی محاسبه ابعاد یک سری پی به فرآیند ایجادکننده آن برد.

۲-۱-۲- آزمون براک (پسماند براک):

براک در سال ۱۹۸۶ نشان داد اگر سیستم آشوبی باشد اعمال یک تبدیل خطی یا یک تبدیل غیرخطی هموار بر مشاهدات، بعد همبستگی به دست آمده را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد؛ اما اگر سیستم غیرآشوبی باشد، این تغییر ها نیز برسیستم مؤثر خواهند بود؛ بنابراین، محاسبه بعدهمبستگی یک‌بار از روی داده‌های اصلی و یک‌بار دیگر از روی پسماندهای برجای مانده از یک برازش خطی (نظیر AR) و مقایسه این دو عدد با یکدیگر، می‌تواند خود به عنوان یک آزمون مطرح شود. اگر این دو عدد مشابه بودند یعنی سیستم آشوبی است و اگر این دو عدد متفاوت بودند یعنی سیستم غیر آشوبی است.

۲-۱-۳- آزمون کاپلان^۴

اگرچه این آزمون برای بررسی وجود فرآیندهای خطی تصادفی در مقابل غیرخطی بودن مورد استفاده است و جایگاه آن در ادبیات آشوب آمده است. این آزمون بر پایه آزمون پیوستگی فضای فازی قرار دارد. کاپلان از این حقیقت که مسیرهای تعیین پذیر، برخلاف فرآیندهای تصادفی، از این ویژگی که «نقاطی که نزدیک یکدیگر هستند در فضای فازی هم نزدیک یکدیگر هستند» استفاده می‌کند.

۲-۱-۴- آزمون پایداری یا آنتروپی کولموگروف^۵

این آزمون نیز بر اساس این خصوصیت که یک فرآیند تصادفی به شرایط اولیه حساسیت زیادی ندارد استوار است. بر این اساس می‌توان آزمون بر پایه واگرا یا همگرا بودن مسیرهای زمانی یک سری با شرایط متفاوت اولیه انجام داد به طوری که اگر مسیرهای زمانی با شرایط اولیه مختلف واگرا نباشد سری متعلق به یک فرآیند تصادفی و در غیر این صورت یک فرآیند آشوبی خواهد بود.

۲-۱-۵- آزمون توان لیاپانوف^۶

آزمون توان لیاپانوف براساس این ویژگی سری‌های آشوبی است که نقاط مجاور در این سری‌ها به مرور زمان از هم جدا شده نسبت به هم واگرا می‌شوند. توان لیاپانوف این واگرایی را به وسیله یک تابع نمای اندازه‌گیری می‌کند. اگر بزرگ‌ترین توان محاسبه شده لیاپانوف مقدار مثبتی داشته باشد، سیستم دارای رفتار آشوبی است؛ در مقابل، نمای لیاپانوف منفی بیانگر وضعیت یک سیستم دینامیک میرا است.

۲-۱-۶- آزمون شبکه‌های عصبی مصنوعی^۷

از مدل شبکه‌های عصبی مصنوعی می‌توان به عنوان یک آزمون برای یافتن فرآیند غیرخطی پویا، از جمله فرآیند آشوبناک، در داده‌ها استفاده کرد. مدل‌های شبکه‌های عصبی مصنوعی مدل‌های غیرخطی انعطاف‌پذیری هستند که قادرند برآورد و پیش‌بینی سری‌های زمانی غیرخطی پیچیده را با دقت قابل قبولی انجام دهند^۸. مدل‌های شبکه عصبی اغلب شامل سه لایه ورودی، میانی و خروجی هستند. داده‌های ورودی به دو صورت مستقیم و یا غیرمستقیم از طریق توابع انتقالی در بخش میانی به لایه خروجی مرتبط می‌شوند. ارتباط مستقیم بخش خطی و ارتباط از طریق لایه میانی، بخش غیرخطی مدل را مشخص می‌کنند.

آزمون‌های دیگری نیز در ادبیات بررسی پیش‌بینی پذیری و غیرخطی بودن سری‌های زمانی مطرح شده‌اند که عبارت‌اند از: آزمون کینن، تسای و بازچینی رمزی، آزمون دو طیفی‌های نیچ، آزمون BDS، آزمون نمای هارست، آزمون تسلسل، آزمون LST^۹، آزمون هسی، آزمون TLG^{۱۰}، آزمون انگل، آزمون LM انگل^{۱۱}، آزمون مک لئود-لای^{۱۲}، آزمون وایت^{۱۳}، آزمون مستقل بودن کوکران، آزمون استقلال

West (Chow and denning test)، آزمون همبستگی دوگانه، آزمون دوره ای تجمعی و آزمون تعدیل شده (and cho Test)

۲-۲-۲- مدل های سری های زمانی غیرخطی

۲-۲-۲-۱- مدل های غیرخطی ضرب پذیر

مدل های غیرخطی ضرب پذیر یا غیرخطی در واریانس که هر جزء فرآیند می‌تواند به صورت حاصل ضربی از میانگین عنصر تصادفی و تابعی غیرخطی از عناصر گذشته فرآیند بیان گردد. در این فرآیندها، وابستگی غیرخطی ناشی از واریانس می‌باشد. از جمله این مدل ها می‌توان به مدل ARFIMA و گروه مدل های ARCH اشاره نمود.

۲-۲-۲-۲- مدل های غیرخطی جمع پذیر

مدل های غیرخطی جمع پذیر که غیرخطی در میانگین نامیده می‌شود و وابستگی غیرخطی از طریق میانگین یا ارزش انتظاری وارد فرآیند می‌شود و هر جزء از فرآیند می‌تواند به صورت مجموع میانگین عناصر تصادفی، تابع غیرخطی از اجزاء گذشته بیان شود. از جمله این مدل ها می‌توان به مدل میانگین متحرک غیرخطی، مدل اتو رگرسیو آستانه‌ای، مدل خطی دو متغیره و مدل های اتورگرسیو ترکیبی (Min AR)^{۱۴}، مدل اتورگرسیو با تابع انتقال هموارساز (STAR)^{۱۵} و... اشاره نمود.

۲-۳- مطالعه های انجام شده

پژوهش‌های تجربی که تا کنون برای تعیین وجود آشوب در سری‌های اقتصادی انجام شده‌اند، نتایج سازگار و هماهنگی نداشته‌اند. به عنوان مثال نشان داده شده است که سری‌های زیر دارای فرآیند آشوبی هستند:

بازارهای گاز طبیعی مایع آمریکای شمالی^{۱۶}، قیمت سهام^{۱۷}، سه شاخص مالی (میانگین صنعتی داتوجونز، طلای لندن و نرخ ارز ین/دلار)^{۱۸}، شاخص هفتگی و روزانه (S&P 500)^{۱۹}، شاخص هفتگی سهام آمریکا^{۲۰}، شاخص روزانه سهام^{۲۱}، شاخص کل قیمت سهام تهران^{۲۲} و قیمت جهانی نفت خام^{۲۳}.
پژوهش‌های دیگر نیز نشان دادند که سری‌های زیر از فرآیند آشوبی پیروی نمی‌کنند:
سهام شرکت شهید ایران^{۲۴}، قیمت آتی نفت خام^{۲۵}، بازار سهام اسپانیا^{۲۶}، قیمت آتی نفت^{۲۷}، شاخص روزانه روزانه میانگین صنعتی داتوجونز^{۲۸}، تولید ناخالص ملی واقعی آمریکا^{۲۹} بازار سهام آمریکا^{۳۰}، شاخص سهام انگلستان^{۳۱}، بازدهی سهام در جهان (شاخص سهام های انگلستان، آمریکا، آلمان و ژاپن)^{۳۲}، شاخص سهام آتن^{۳۳}، مصرف کل در آمریکا و کانادا^{۳۴}، شاخص سهام بورس ترکیه^{۳۵}، بازار طلای ترکیه^{۳۶}.

۳- روش‌شناسی تحقیق

۳-۱- آزمون تسلسل

یک آزمون ناپارامتری است که به موجب آن تعداد سلسله بازدهی‌های مثبت و منفی متوالی متغیر مورد بررسی فهرست شده و در مقابل، فرضیه تصادفی بودن توزیع نمونه مورد آزمون و مقایسه قرار می‌گیرد. در این آزمون چنانچه سلسله‌های بازدهی مثبت و منفی بیشتر از سلسله‌های مورد انتظار باشد، نشان‌دهنده وجود یک الگوی غیر تصادفی در روند قیمت سهام خواهد بود. در این صورت زمانی که علامت خودهمبستگی بین باقیمانده‌های سری زمانی تغییر می‌کند یک سلسله جدید تشکیل می‌شود. تعداد کل موارد مثبت و منفی ایجادشده در سری مورد شمارش قرار می‌گیرد و بعد از این مرحله تعداد سلسله مورد انتظار و انحراف معیار آن‌ها از طریق فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$E(R) = \frac{2n_1(n_2) + 1}{n_1 + n_2} \quad (1) \text{ تعداد سلسله‌ها}$$

$$\delta = \sqrt{\frac{2n_1n_2[2(n_1n_2) - n_1 - n_2]}{(n_1 + n_2)^2(n_1 + n_2 - 1)}} \quad (2) \text{ انحراف معیار سلسله}$$

۳-۲- آزمون نمای هارست^{۳۷}

یک سری زمانی $X_n, X=X_1, \dots$ را در نظر بگیرید. نخست، مقیاس داده‌ها به صورت زیر تغییر یافته و یا به عبارتی نرمال می‌شود:

$$Z_r = (x_r - x_m), r=1, \dots, n. \quad (3)$$

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

$$Y_r = (Z_1 - Z_r), r=2, \dots, n \quad (4)$$

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

$$R_n = \max(Y_1, \dots, Y_n) - \min(Y_1, \dots, Y_n) \quad (5)$$

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. هارست با استفاده از قاعده نصف در آمار^{۳۸} رابطه زیر را تعریف کرد.

$$\left(\frac{R}{S}\right)_n = a.n^H \quad (6)$$

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

$$(Y) \quad \log(R/S)_n = \log \text{HHHog}(n) \quad \text{کردن ثبت}$$

در عمل، می‌توان با انجام یک رگرسیون ضریب نمای هارست (H) را برآورد کرد. طبق نتایج هارست، اگر، مقدار نمای هارست برابر با ۰/۵ شد، دلالت بر بی دوام بودن فرآیند دارد.

۳-۳- BDS آزمون

آزمون BDS روشی غیرمستقیم برای آزمون غیرخطی بودن است. این آزمون جهت مشخص کردن عدم وجود وابستگی بوده و برای آزمون پسماندهای به دست آمده از ساختارهای غیرخطی که پس از حذف ساختار خطی از داده‌هایی است که پیش از این فیلتر شده‌اند. این آزمون، آزمونی است بر اساس انتگرال همبستگی که تصادفی بودن فرآیند ایجادکننده یک سری زمانی را در مقابل وجود همبستگی کلی در آن ارزیابی می‌کند. این آزمون، می‌تواند به خوبی برای ارزیابی وجود یک فرآیند غیرخطی کلی، از جمله فرآیند آشوب، در سری زمانی مشاهده‌شده مورد استفاده قرار گیرد. آزمون به شرح زیر ساخته شده است. براک (Brock) و دیگران نشان دادند که برای یک سری زمانی با توزیع مستقل و مشابه (IID) می‌توان نوشت:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} [C^M(\varepsilon)] = C^1(\varepsilon)^M \quad (8)$$

که در آن، $C^M(\varepsilon)$ همان انتگرال همبستگی با بعد M است. آماره BDS بر اساس اختلاف استاندارد شده بین این دو انتگرال همبستگی که توزیع مجانبی نرمال دارد به شرح زیرینا شده است:

$$W_T^M(\varepsilon) = \left\{ \frac{T[C_T^M(\varepsilon) - C_T^1(\varepsilon)]}{\sigma_T^M(\varepsilon)} \right\}^{1/2} \quad (9)$$

به طوری که در آن، $\sigma(\varepsilon)$ انحراف معیار عبارت داخل [] در صورت کسر است. این آماره با فرض صحت فرضیه صفر (تصادفی بودن فرآیند سری زمانی) توزیع مجانبی نرمال استاندارد دارد. بنابراین با توجه به توضیح‌های گفته‌شده، روش انجام آزمون BDS به این ترتیب است که نخست، فرآیند خطی سری زمانی از طریق یک مدل مانند ARIMA استخراج می‌شود. سپس آماره W برای پسماندهای مدل محاسبه می‌شود. اگر W محاسبه‌شده معنی‌دار بود، تصادفی بودن سری زمانی رد می‌شود، یا به عبارت دیگر، وجود یک فرآیند غیرخطی در مدل تأیید می‌شود. در غیر این صورت، آزمون انجام‌شده دلالت بر یک فرآیند خطی خواهد داشت. نوع غیرخطی بودن فرآیند حاکم بر سری زمانی باید از طریق آزمون‌های تکمیلی دیگری مشخص شود. براک و دیگران نشان دادند که آزمون BDS نسبت به سایر آزمون‌ها قوی‌تر است به شرطی که داده‌های موجود ۵۰۰ یا بیشتر $M \leq 3^9$ برابر با ۵ یا کمتر، ε بین ۰/۵ و دو برابر انحراف معیار داده‌ها باشد.

۳-۴- آزمون تسای^{۴۰} (Tsay, 1986)

این آزمون تعمیمی از آزمون ارائه شده توسط کینن می باشد. این آزمون به طور ضمنی وجود وابستگی سریالی درجه دوم را در داده ها مورد توجه قرار می دهد. $K = \frac{k+1}{2}$ بردار ستونی V_1, V_2, \dots, V_k را که همه حاصل ضرب های ممکن $e_{t-1}e_{t-j}$ را در بر می گیرند در نظر بگیرید. پارامتر های $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k$ با استفاده از تخمین معادله رگرسیونی زیر با روش ols تخمین زده می شوند.

$$e_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \hat{V}_{t-i} + \eta_t$$

توجه کنید که زامین متغیر توضیحی در این معادله \hat{V}_{t-i} می باشد که جمله خطای به دست آمده از برازش V_{t-i} بر روی e_{t-1}, \dots, e_{t-k} می باشد. آماره آزمون تسای دارای توزیع F می باشد که برای آزمون فرضیه صفر مبنی صفر بودن کلیه پارامتر های $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k$ می باشد. آزمون انگل غیرخطی بودن در واریانس را مورد بررسی قرار می دهد در حالی که آزمون تسای غیرخطی بودن در میانگین را مورد آزمون قرار می دهد.

۴- تجزیه تحلیل یافته های تحقیق

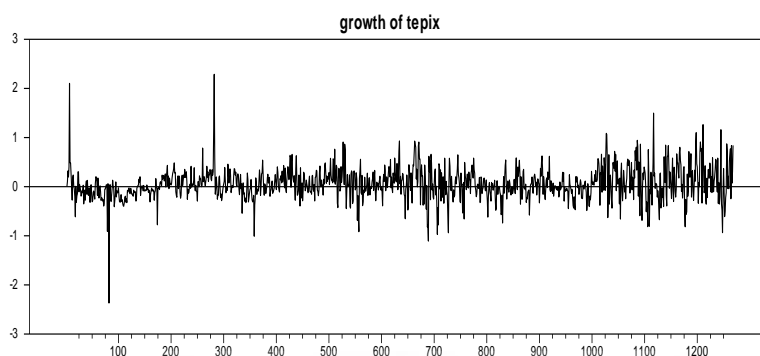
۱-۴- مشاهدات آماری مربوط به شاخص قیمت سهام

جدول (۱) اطلاعات آماری لگاریتم شاخص روزانه قیمت سهام و رشد شاخص قیمت سهام

شرح	لگاریتم شاخص روزانه	رشد شاخص روزانه
میانگین	۴/۲۸۶۵	۰/۰۵۸۷۸
حداکثر	۴/۸۱۰۸	۲/۲۸۴۷۵۷
حداقل	۳/۹۰۰۶	-۲/۳۶۷۷۰
انحراف معیار	۰/۲۳۲۵۴	۰/۳۲۶۴
چولگی	۰/۱۵۰۳	۰/۳۴۹۳
کشیدگی	۰/۸۷۷۲	۵/۹۳۱۹
آماره JB	۴۵/۳۷۰۶ (۰/۰۰۰۰)	۱۸۸۳/۴۳ (۰/۰۰۰۰)
دوره زمانی	۱۳۹۲:۰۷:۰۶ تا ۱۳۸۷:۰۴:۰۸	۱۳۹۲:۰۷:۰۶ تا ۱۳۸۷:۰۴:۰۸
تعداد مشاهدات	۱۲۶۶	۱۲۶۷

منبع: یافته های پژوهش

نمودار (۱) نرخ رشد شاخص قیمت روزانه سهام بورس اوراق بهادار تهران



۲-۴- آزمون‌های پیش‌بینی پذیری شاخص قیمت سهام در بورس تهران
۱-۲-۴- نتایج آزمون تسلسل

جدول (۲) نتایج آزمون تسلسل

تعداد تغییرات مثبت (N1)	تعداد تغییرات منفی (N2)	تعداد سلسله‌های مشاهده شده (n)	دوره زمانی
۶۷۹	۵۷۲	۴۲۶	۱۳۸۷:۰۴:۰۸ تا ۱۳۹۲:۰۷:۰۶

منبع: یافته‌های پژوهش

بنابراین، فاصله اعتماد برای n در سطح تشخیص ۵ درصد به صورت زیر خواهد بود.
(607/418 < n < 641/438)

با توجه به اینکه $n=426$ در محدوده به دست آمده، قرار نگرفته است، لذا فرضیه صفر مبنی بر تصادفی بودن بازدهی‌های قیمت سهام رد شده و وجود خود همبستگی سریالی (قابلیت پیش‌بینی پذیری) در شاخص قیمت سهام مورد تأیید قرار می‌گیرد.

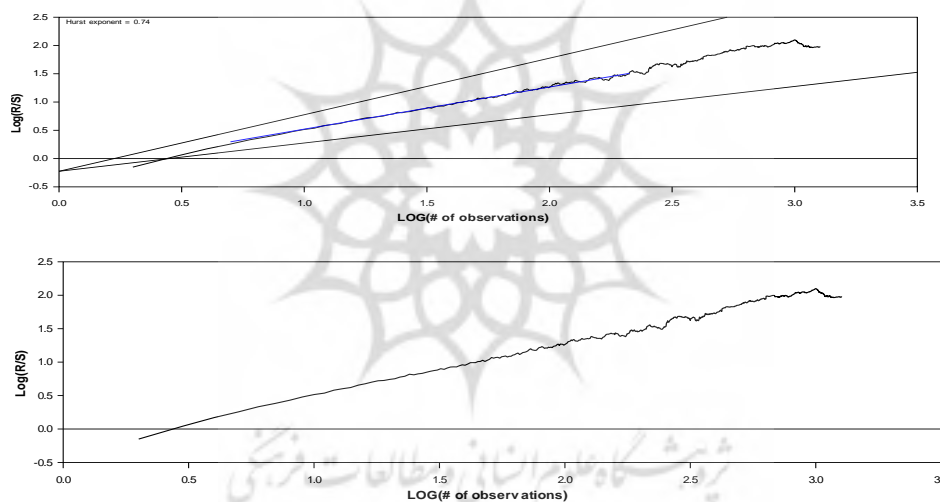
۲-۲-۴- نتایج آزمون نمای هارست:

نتایج حاصل از رگرسیون مدل R/S برای رشد شاخص روزانه قیمت سهام به ازای $N=3,4,5,\dots$ به صورت زیر می‌باشد.

جدول (۳) نتایج آزمون نمای هارست

$\text{Lgg}\left(\frac{R}{S}\right) = -4/444444/44444 \text{ Lgg}(N)$	
انحراف معیار	(۰/۰۰۷۸)
t آماره	(-۲۸/۵۹)
$R^2 = 4/444 \quad \bar{4}^2 = 4/444 \quad F\text{-ssssssss} = 22222/2 (0/0000) \quad \dot{Y}$	

آماره‌های خوبی برازش مدل مقدار H در آزمون فوق ۰/۷۴۴ می‌باشد که نشان‌دهنده ماهیت غیرتصادفی بودن شاخص سهام یا به عبارت دیگر پیش‌بینی پذیری شاخص روزانه قیمت سهام بورس تهران است. نمودارهای زیر مربوط به آزمون هارست و مقدار H نمایی برآورد شده از این آزمون می‌باشد.



آزمون Wald برای بررسی فرضیه صفر مبنی بر تصادفی بودن شاخص روزانه قیمت سهام ($H_0 = 0/5$) انجام شده که نتیجه بیانگر رد فرضیه صفر و یا غیرتصادفی بودن (پیش‌بینی پذیری) شاخص روزانه قیمت سهام است. همچنین، با استفاده از H می‌توان اثر حافظه بلندمدت در سری زمانی شاخص روزانه قیمت سهام را محاسبه نمود. میانگین حافظه بلندمدت در بررسی شاخص روزانه قیمت سهام برابر است با:

$$N^H = (500)^{0/744} = 101/8$$

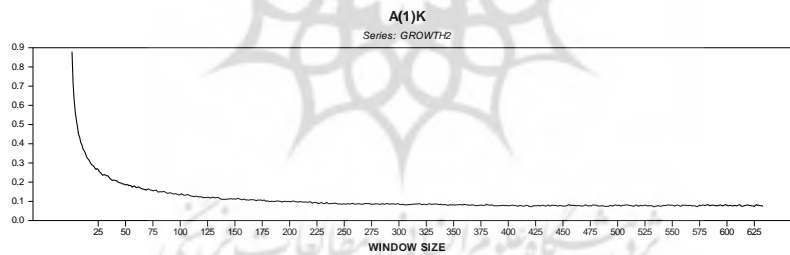
بنابراین، پیش‌بینی با افق زمانی بیش از ۱۰۱ روز غیرممکن و تنها در کوتاه مدت امکان‌پذیر است.

۴-۲-۳- نتایج آزمون BDS

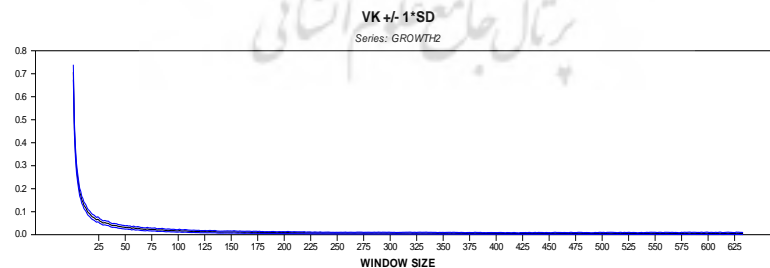
ابتدا از داده‌های مربوط به رشد بازده‌های روزانه بازار سهام و آزمون BDS استفاده کرده تا امکان وجود روند آشوبی در این سری‌های زمانی بررسی شود. برای این کار لازم بود تا نخست میزان ε و m برای محاسبه c_m, c_1 و k که همگی برای محاسبه آماره BDS مورد نیاز هستند، تعیین شوند. نخست بنا به پیشنهاد متن راهنمای نرم‌افزار ε برابر ضریبی از نسبت SD/spread (که ε را با انحراف معیار داده‌ها مرتبط می‌سازد) در نظر گرفته‌ایم و برای $m=5$ آماره BDS را محاسبه کردیم که مقدار آن برابر $22/67450$ شد. چون آماره BDS یک عدد بزرگ معنادار می‌باشد، نشان‌دهنده وجود مدل غیرخطی در متغیر است. بار دیگر آماره BDS را برای $m=2$ و $\varepsilon=0/1$ (بدون توجه به توصیه نرم‌افزار) محاسبه کرده‌ایم که $BDS=425/03100$ شد و این عدد نشان‌دهنده روند غیرخطی قوی در این داده‌هاست و به احتمال بالا به دلیل رد وجود روند خطی امکان وجود روند آشوبی نیز در این متغیرها محتمل به نظر می‌رسد که نیاز به آزمون‌های کمکی باشد.

۴-۲-۴- نتایج آزمون مستقل بودن کوکران:

با انجام این آزمون و کشیدن گراف می‌بینیم که متغیر مورد بررسی به صفر نرسیده و همگرا نیست و فرض صفر مبنی بر استقلال داده‌ها رد شده و بین متغیرها همبستگی وجود دارد.



نمودار (۲) نتایج آزمون مستقل بودن کوکران



۴-۲-۵- نتایج آزمون استقلال چاو - دنینگ (Chow-Denning):

Maximum Z from 2 to 2=۱۴/۲۳۱۰۹

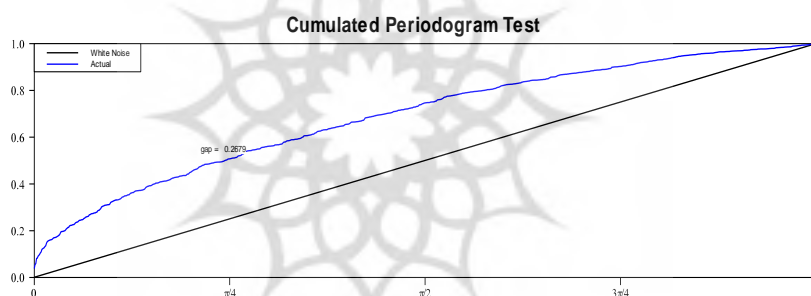
با توجه به مقدار Z محاسبه شده که عدد بزرگی را نشان می‌دهد می‌توان گفت فرض صفر رد شده و در مشاهد های وابستگی وجود دارد.

۴-۲-۶- نتایج آزمون همبستگی دوگانه:

فرض صفر مبنی بر استقلال داده‌ها رد شده و فرض خلف مبنی بر خودهمبستگی و وابستگی در مشاهد های تأیید می‌گردد.

۴-۲-۷- نتایج آزمون دوره‌ای تجمعی:

نمودار (۳) نتایج آزمون دوره‌ای تجمعی



Approximate Rejection Limits

درصد	۰/۰۵۰۹۱
درصد	۰/۰۴۲۵۵
درصد	۰/۰۳۸۱۱

نتایج این آزمون تأییدکننده وجود خود همبستگی در متغیر مورد نظر می‌باشد. و بیانگر وجود روند آشوبناک در متغیر می‌باشد.

۴-۲-۸- نتایج آزمون تعدیل شده west cho :

با توجه به مقدار آماره آزمون و سطح معنی‌داری فرض صفر مبنی بر عدم نوسانی بودن متغیر رد شده و فرض خلف برای تأیید وجود روند آشوبناک در متغیر پذیرفته می‌شود.

۴-۲-۹- نتایج آزمون تسای

پارامترهای $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k$ با استفاده از تخمین معادله رگرسیونی زیر با روش ols تخمین زده می‌شوند.

$$e_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i \hat{V}_{t,i} + \eta_t$$

با توجه به آماره آزمون و مقدار Prob که کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد فرض صفر رد شده و فرض صفر مبنی صفر بودن کلیه پارامترهای $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{12}$ رد شده است.

۴-۲-۱۰- نتایج آزمون اندسون - دارلینگ

با توجه به آماره آزمون و سطح معنی‌داری نیز تأیید می‌شود که فرض صفر مبنی بر نرمال بودن متغیر رد شده و فرض خلف مبنی بر غیر نرمال بودن مشاهدات پذیرفته شده است.

۴-۲-۱۱- نتایج آزمون ریشه واحد

نتایج جدول نشان می‌دهد که در سطح معنی‌داری ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد در سطح، آماره دیکی فولر برای رشد شاخص قیمت سهام بورس تهران به صورت قدر مطلق بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی بوده و مانا می‌باشد، بنابراین فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود.

جدول (۴) نتایج آزمون ریشه واحد

متغیر مورد بررسی	آماره آزمون ADF	مقادیر بحرانی مک کنیون	سطح معنی‌دار بودن
نرخ رشد شاخص قیمت سهام	-۲۳/۱۶۲۰	-۳/۴۳۸۳	۱ درصد
		-۲/۸۶۴۳	۵ درصد
		-۲/۵۶۸۲	۱۰ درصد

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۳-۳- ارائه مدل های پیش‌بینی قیمت سهام

۴-۳-۱- نتایج مدل ARFIMA

به منظور بررسی بهترین مدل مورد نظر برای رشد شاخص قیمت سهام مدل با وقفه‌های گوناگون برازش شده که بهترین مدل به صورت $ARFIMA(4,d,4)$ بود و ضرایب برآورد شده در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد گزارش شده است.

جدول (۵) نتایج مدل $ARFIMA(4,d,4)$

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
d parameter	۰/۱۶۳۷۴۷	۰/۰۸۷۳۵	۱/۸۷	۰/۰۶۱

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان داد که تمامی ضرایب از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد و ضریب پارامتر حافظه بلندمدت نیز ۰/۱۶ بوده که بین ۰ و ۰/۵ می‌باشد؛ بنابراین می‌توان چنین بیان کرد که رشد شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران دارای حافظه بلندمدت بوده و شوک وارده شده به این شاخص مدت زمان زیادی طول می‌کشد تا از بین رود. به منظور بررسی، آزمون‌های مدل برای خوبی برازش آزمون نرمال بودن و وجود اثر های واریانس ناهمسانی انجام شد. آزمون مربوط به نرمال بودن توزیع مشاهدات و پسماندهای مدل بیانگر این بود که توزیع نرمال نمی‌باشد. همچنین آزمون مربوط به وجود اثر های واریانس ناهمسانی در مدل بیانگر وجود اثر های واریانس ناهمسانی در پسماندهای مدل بوده و برای برازش مدل می‌بایستی واریانس مدل نیز مدل‌سازی شود؛ که در ادامه به برآورد مدل با لحاظ کردن اثر های واریانس ناهمسانی پرداخته شده است.

۴-۳-۲- نتایج مدل FIGARCH

با توجه به بررسی مانایی مدل، می‌توان چنین بررسی کرد که سری رشد شاخص سهام بورس ایران مانا یا نامانا است. این موضوع نیاز به برازش مدلی نظیر FIGARCH دارد که نتایج حاصل از برازش مدل که دارای وقفه‌های اتورگرسیو و میانگین متحرک، جزء ARCH و GARCH می‌باشد برازش گردیده است با توجه به آماره‌های اکائیک و شوارتز بهترین مدل برآورد شده به صورت $ARFIMA(4,d,4)$ - FIGARCH(2,d,1) است، زیرا با افزودن وقفه‌های دیگر مدل قابلیت همگرایی را نداشت.

جدول (۶) نتایج مدل FIGARCH(2,d,1)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
d-Figarch	۰/۴۱۶۹۳۱	۰/۱۷۷۸۸	۲/۳۴۴	۰/۰۱۹۲
ARCH(Phi1)	-۰/۵۸۶۹۸۵	۰/۱۳۸۷۷	-۴/۲۳۰	۰/۰۰۰۰
GARCH(Beta1)	-۰/۴۰۳۵۱۶	۰/۲۲۸۸۴	-۱/۷۶۳	۰/۰۷۸۱
GARCH(Beta2)	۰/۲۱۰۰۸۵	۰/۱۲۵۵۷	۱/۶۷۳	۰/۰۹۴۶

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج مشاهده می‌شود که تمامی ضرایب معنی‌دار بوده و از آنجایی که مجموع ضرایب مثبت کمتر از یک می‌باشد این امر نشان‌دهنده مانایی کوواریانس فرآیند واریانس شرطی است. مجموع ضرایب نزدیک به ۱ در مدل نشانگر پایداری شوک و حافظه بلندمدت آن بوده که ضریب d نیز تأییدکننده این امر می‌باشد. همچنین آزمون‌های مربوط به نرمال بودن توزیع پسماندها و وجود اثر های واریانس ناهمسانی نیز در مدل گزارش شده است که نتایج آن به این صورت بود که توزیع پسماندها اندکی از توزیع نرمال اختلاف داشت و پسماندهای مدل دارای خودهمبستگی نبودند و در نهایت آزمون اثر های واریانس ناهمسانی بیانگر آن بود که مدل دارای اثر های واریانس ناهمسانی نمی‌باشد. همچنین پیش‌بینی صورت گرفته با فرآیند یک گام به جلو برای ده دوره به صورت زیر گزارش شده است:

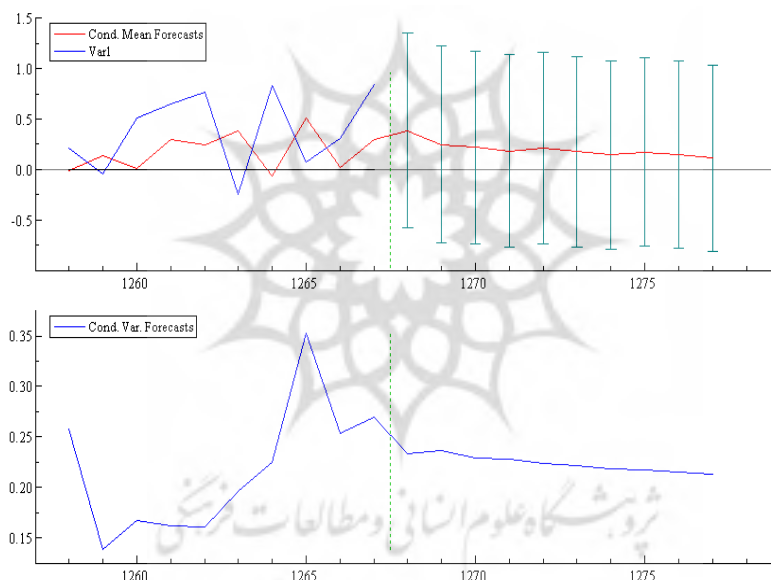
جدول (۷) پیش‌بینی ده دوره‌ای با استفاده از مدل FIGARCH

Horizon	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
Mean	۰/۳۸۷۴	۰/۲۴۶۸	۰/۲۱۸۷	۰/۱۸۵۸	۰/۲۱۴۷	۰/۱۷۸۱	۰/۱۴۳۹	۰/۱۷۲۵	۰/۱۴۹۴	۰/۱۱۲۳
Variance	۰/۲۳۳۷	۰/۲۳۷	۰/۲۲۹۳	۰/۲۲۸	۰/۲۲۳۷	۰/۲۲۱۷	۰/۲۱۸۹	۰/۲۱۷	۰/۲۱۴۹	۰/۲۱۳۳

منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار زیر نیز میانگین شرطی مربوط به پیش‌بینی و واریانس پیش‌بینی ترسیم شده است که روند همسویی با خود متغیر داشته است.

نمودار (۴) میانگین شرطی مربوط به پیش‌بینی و واریانس پیش‌بینی



۴-۳-۳- نتایج مدل LSTAR

در مورد برخی فرآیندها فرض تغییر های شدید حول نقطه آستانه چندان معقول نیست؛ بلکه ممکن است سرعت تعدیل دارای یک الگوی غیرخطی باشد. در مدل های خود توضیح انتقال هموار (STAR) پارامترهای خود توضیح به آرامی تغییر می‌کنند. مدل در دو حالت استاندارد و حالت transition و ضرایب عرض از مبدأ مدل و ضریب گاما برای حالت لاجستیک برازش شده است نتایج حاکی از این بود که بر اساس مقادیر Prob ضرایب مدل مورد نظر برآورد شده؛ که در انتهای آن ضرایب گاما و میو بود نیز معنی‌دار می‌باشد. در ادامه با ذخیره کردن پسماند مدل آزمون‌های خوبی برازش مدل انجام شد که در این میان

آزمون وجود خودهمبستگی در مدل صورت گرفته است و نتیجه نشان‌دهنده این بود که مدل برازش شده در تمامی سطوح دارای خودهمبستگی نمی باشد. و در نهایت آزمون مدل STAR صورت گرفت:

جدول (۸) نتایج آزمون STAR

Test	F-stat	Signif
Linearity	۹/۱۰۸۹۸۶	۰/۰۰۰۰
H01	۵/۶۸۵۹۰۰	۰/۰۱۷۲
H02	۱۵/۵۲۵۳۰۳	۰/۰۰۰۱
H03	۵/۹۶۶۶۲۸	۰/۰۱۴۷
H12	۱۰/۶۳۸۲۹۷	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج آزمون بیانگر وجود اثر های Smooth Transition یا روند انتقالی هموار در مدل می باشد. بر اساس H01 که بیانگر تنها تعامل مرتبه اول بین بخشی می باشد فرض صفر رد شده و می توان به این موضوع اشاره کرد که تعامل‌های بخشی مرتبه اول و دوم در مدل وجود دارد. یک ویژگی مدل LSTAR این است که در این مدل می توان رفتار متغیرها را به صورت متقارن مدل سازی نمود؛ بنابراین، این مدل می تواند در بررسی رفتار متغیرها مورد استفاده قرار گیرد. مدل اتورگرسیو انتقال ملایم نمایی با تابع انتقال زیر تعریف می شود.

$$F(S_t, \gamma, c) = 1 - \exp[-\gamma(S_t - c)^2]$$

که در آن $f()$ تابع انتقال، S_t متغیر انتقال، γ پارامتر شیب و c پارامتر وسط بین وضعیت‌ها است. در مدل ESTAR هر گاه γ به صفر یا بی نهایت میل کند این مدل به مدل اتورگرسیو خطی تبدیل می شود؛ زیرا در این حالت تابع انتقال ثابت خواهد بود و در غیر این صورت، این مدل رفتار غیرخطی از خود نشان می دهد. یکی از آزمون‌ها جهت انتخاب فرم تابع غیرخطی آزمون تراسورتا و آندرسون (۱۹۹۲) است که بر اساس آن مشخص می شود مدل غیرخطی مناسب کدامیک از مدل های ESTAR یا LSTAR است؛ و آزمون‌های خوبی برازش مدل انجام می شود. این آزمون مبتنی بر بسط سری تیلور از مدل STAR و فرضیه‌های این آزمون‌ها است.

۴-۳-۴- نتایج مدل ESTAR

تخمین مدل ESTAR برای متغیر با تعداد وقفه‌های ثابت است که این مدل همانند مدل LSTAR بر اساس مدل استاندارد و حالت transition و ضرایب عرض از مبدأ مدل و ضریب گاما برای حالت لاجستیک برازش شده است نتایج نشان‌دهنده این بود که ضرایب مورد نظر مربوط به عرض از مبدأ و گاما هم معنی‌دار می باشد، همچنین آماره‌های خوبی برازش مدل از جمله دوربین واتسون و آماره ضریب تعیین، بیانگر عدم وجود خودهمبستگی در مدل و قدرت بالای توضیح دهنده مدل می باشد.

۴-۵- انتخاب بهترین مدل

با توجه به مقایسه آماره‌های RMSE، MAE، MSE، MAPE در بین مدل‌هایی که به بررسی وجود حافظه بلندمدت در متغیر شاخص قیمت سهام پرداخته‌اند و به صورت مدل‌های خودهمبسته برازش شده است می‌توان به این نتیجه رسید که مدل FIGARCH که هم حافظه بلندمدت متغیر و هم واریانس و تغییرهای متغیر را مدل‌سازی کرده است دارای قدرت بیشتری در پیش‌بینی می‌باشد. و در نهایت با مقایسه مدل‌های غیرخطی LSTAR و ESTAR بر اساس آماره‌های RMSE، MAE، MSE، MAPE می‌توان به این نتیجه رسید که از لحاظ آماری اختلاف معنی‌داری بین آماره‌های این دو مدل وجود دارد و می‌توان بیان کرد که مدل ESTAR دارای قدرت پیش‌بینی بالاتری می‌باشد. از آنجایی که این آماره‌های کمتر از عدد یک می‌باشند اختلاف‌هایی در حد دهم و صدم نیز معنی‌دار می‌باشد که مقایسه آماره‌های این دو مدل بیانگر این تفاوت‌ها می‌باشد.

جدول (۹) نتایج ارزیابی توان پیش‌بینی مدل‌ها

آماره مدل	MSE	MAE	RMSE	MAPE
ARFIMA	۰/۱۰۲۷	۰/۲۹۸۱	۰/۳۳۲	۰/۱۵۷۳
FIGARCH	۰/۰۸۰۴	۰/۲۴۰۸	۰/۲۸۲۶	۰/۱۲۳۱
LSTAR	۰/۰۷۲۸	۰/۲۲۱۲	۰/۲۵۶۲	۰/۱۱۷۲
ESTAR	۰/۰۶۹۲	۰/۱۹۸۲	۰/۲۱۸۵	۰/۰۹۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۵- نتیجه‌گیری

نظریه آشوب در بازارهای مالی دلالت بر این دارد که قیمت در این بازارها به طور کامل از یک رابطه معین غیرخطی پیروی کرده و در صورت آگاهی دقیق از شرایط آغازین، قابل پیش‌بینی خواهد بود. در این پژوهش جهت بررسی آشوبناک بودن فرآیند مولد سری زمانی شاخص قیمت سهام از برخی آزمون‌ها استفاده شد. آزمون‌های معرفی شده هر یک محدودیت‌ها و مزایای خاص خود را دارند، بنابراین با انجام چند مورد از آن‌ها ایده بهتری نسبت به شرایط حاکم بر داده پیدا کردیم. نتایج آزمون‌ها حاکی از آن بود که فرآیند شاخص قیمت سهام در بازار بورس تهران در بازه زمانی ۱۳۸۷/۴/۸ تا ۱۳۹۲/۷/۱۰ محصول یک فرآیند غیرخطی پویای معین است و قابلیت پیش‌بینی را در کوتاه مدت دارد. بعد از انجام آزمون‌ها و تأیید فرضیه‌ها مبنی بر اینکه شاخص قیمت سهام غیرتصادفی بوده و دارای ساختار غیرخطی است و وجود آشوب در این سری مورد تأیید قرار گرفت به منظور پیش‌بینی شاخص قیمت سهام در دوره‌های آتی، مدل‌هایی را تخمین زدیم که در بین آن‌ها مدل‌های FIGARCH و ESTAR دارای قدرت پیش‌بینی بالاتری بود.

فهرست منابع

- ۱) ابریشمی، حمید؛ معین، علی و احراری، مهدی. (۱۳۸۱). مدل سازی غیرخطی معین سری های زمانی اقتصادی. مجموعه مقاله های اولین همایش معرفی و کاربرد مدل های ناخطی پویا و محاسباتی در اقتصاد.
- ۲) امام وردی، قدرت الله. (۱۳۸۶). ارائه الگویی مناسب جهت پیش بینی شاخص قیمت سهام در بازار سرمایه ایران و مقایسه توان پیش بینی مدل ها با تأکید بر مدل های غیرخطی سری زمانی. پایان نامه دکتری، دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات.
- ۳) امامی، کریم و امام وردی، قدرت الله. (۱۳۸۸). بررسی امکان پیش بینی شاخص قیمت سهام در بازار سرمایه ایران و مقایسه توان پیش بینی مدل های خطی و غیرخطی، فصلنامه علوم اقتصادی، شماره ۷، صفحات ۴۶ - ۷۵.
- ۴) خالوزاده، حمید. (۱۳۷۷). مدل سازی غیرخطی و پیش بینی قیمت سهام در بازار بورس تهران. پایان نامه دوره دکتری. دانشکده برق دانشگاه تربیت مدرس.
- ۵) خالوزاده، حمید و خاکی، علی. (۱۳۸۲). ارزیابی روش های پیش بینی قیمت سهام و ارائه مدلی غیرخطی بر اساس شبکه های عصبی، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۴، صفحات ۴۳-۸۵.
- ۶) زکیخانی، حمیدرضا. (۱۳۸۶). امکان سنجی به کارگیری تحلیل تکنیکی در پیش بینی روند قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی (گرایش مالی). دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات.
- ۷) سلامی، امیربهداد. (۱۳۸۱). آزمون روند آشوبی در بازده سهام بازار اوراق بهادار تهران. پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۵، ۳۵-۷۱.
- ۸) مشیری، سعید. (۱۳۸۱). مروری بر نظریه آشوب و کاربردهای آن در اقتصاد، فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۱۲، صفحات ۲۹-۶۸.
- ۹) مشیری، سعید و فروتن. (۱۳۸۳). آزمون آشوب و پیش بینی قیمت های آتی نفت خام. فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۲۱، صفحات ۹۰-۶۷.
- ۱۰) ملکی، گلناز. (۱۳۹۰). پیش بینی قیمت جهانی طلا با استفاده از روش های سری های زمانی و منطق فازی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد واحد تهران مرکزی.
- 11) Adrangi, B., A. Chatrath, K. K. Dhanda, and K. Faffee. (2001). Chaos in Oil Prices? Evidence from Future Markets. *Energy Economics*, 23, 405-425.
- 12) Abhyankar, A. H., Copeland, L. S. and Wong, W. (1995). Nonlinear Dynamics in Real-Time Equity Market Indices: Evidence from the UK. *Economic Journal*, No. PP. 864-880.
- 13) Abhyankar, A. H., Copeland, L. S. and Wong, W. (1997). Uncovering Nonlinear structure in Real-Time Stock-Market Indexes: The S&P 500, the DAX, the Nikkei 225, and the FTSE-100. *Journal of business and Economic Statistics*, No. 15, PP. 1-14.
- 14) Brock, W. A. and Sayers, C. L. (1988). Is the Business Cycle Characterized by Deterministic Chaos?, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, No. 1, PP. 71-90.

- 15) Chappel D, panagiodidis T.(2003). Using the Correlation dimension to detect non-linear Dynamics: Evidence from the Athens Stock Exchange. E-mail: D.chappel @Sheffield.ac.uk.
- 16) Cinko, Murat and saltođlu, Buralk. (2001). Nonlinear dynamics in daily gold returns: Evidence from Turkey. Marmara University, Istanbul,Turkey.
- 17) Cinko, Murat.(2002). Nonlinearity test For Istanbul Stock exchange.E-mail: Mcinko@marmara.edu. tr.
- 18) Hsieh, D. A (1991). Chaos and Nonlinear Dynamics: Applications to Financial Markets. Journal of Finance, No.46,PP.1839-1877.
- 19) Moshiri, saeed, kohzadi, N and Cameron, N.(2002). Testing for stochastic.
- 20) Olmeda Ignacio, and Perez Joaquin.(1995).Nonlinear Dynamics and Chaos in the Spanish Stock Market .Investigaciones Economicas, 19,2,217-48.
- 21) Serletis A.and P.Gogas.(1999).The North American Natural Gas Liquids Markets are Chaotic . The Energy Journal, 20,1,83-103.
- 22) Scheinkman, J .A. and LeBaron, B.(1989).Nonlinear Dynamics and Stock Returns. Journal of Business, No.62,PP.311-337.
- 23) Shintani, M. and Linto, O. (2002). Nonparametric Neural Network Estimation of Lyapunov Exponents and a Direct Test for Chaos Discussion Paper, No. EM/02/434.
- 24) Small, M. and Tse, C. (2003). Determinism in Financial Time Series. Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, Vol. 7, and Issue. 3.
- 25) Wen, K. (1996). Continaose-time Chaos in Stock Market Dynamics. Nonlinear Dynamics and Economics, Cambridge University Press, PP.133-159

یادداشت‌ها

- ¹ . Residual
 - ² . Non- Linear Dynamic Systems
 - ³ . Correlation Dimension
 - ⁴ . The Caplan Test
 - ⁵ . Kolmogorov Entropy
 - ⁶ . Lyapunov Exponent
 - ⁷ . Artificial Neural Network Test
- ^ . برا . آشپلی کامل تر با مدل ما ی‌شیکم ع . بی‌آمی توآ . د بیلآ . م . .ت (kuan and White,1994) و مشیری و کمرون (Moshiri and Cameron,2000) مراجعه کنید.
- ⁹ . Lukkonen – Saikkonen – Träsvirta Test
 - ¹⁰ . Teräsvirta-Lin-Granger Test
 - ¹¹ . The Engle LM Test
 - ¹² . The Macleod-Li Test
 - ¹³ . The White Test
 - ¹⁴ . Mixture of Autoregressive models
 - ¹⁵ . Smoth Transition Autoregressive models
 - ¹⁶ . Serletis & Gogas,1999
 - ¹⁷ . Linton & Shintani, 2000
 - ¹⁸ . Small & Tse,2003
 - ¹⁹ . Wen,1996
 - ²⁰ . Hsieh,1991

۲۱ . اما . . . ی . ۱۳۸۸
 ۲۲ . سلا . ی . ۱۳۸۱
 ۲۳ . مشیری و . . . ۱۳۸۳
 ۲۴ . خالوزاده، ۱۳۷۷
 ۲۵ . اجراری، ۱۳۸۰

²⁶ . Olmeda & Jaoquin,1995

- ²⁷ . Adrangi et al,2001
²⁸ . Shintani & Linton,2002
²⁹ . Brock & Sayers,1998
³⁰ . Scheinkman & Lebaron,1989
³¹ . Abhyankar,Copeland&Wong,1995
³² . Abhyankar,Copeland& Wong ,1997
³³ . Chappell & Panagiotidis, 2003
³⁴ . Moshiri, Kohzadi & Cameron, 2000
³⁵ . Murat Ginko ,2001
³⁶ . Murat Ginko &Burak Ill tođlu ,2000

³⁷ . کتاب Edgar Peters منبع مناسبی برای ای آزمون و کاربردهای آن در بازارهای مالی است
³⁸ . این قاعده بر پایه قاعده انیشتین تعریف شده است. طبق قاعده انیشتین، فاصله ای که یک عنصر تصادفی می پیماید تابعی است از ریشه
... زمانی. رای اندا گیری آن ... شده اس... یعنی $R=T^{0.5}$ ، که ... اصله پیمم ... T ... زمان ...
³⁹ . آزمون با حج. ممته ۵۰ تا ۲۰۰ نیز در مقایسه با سایر آزمون های غیرخطی خوب کار می کد

- ⁴⁰ . The Tsay Test

