فصلنامـه اقتصاد مالی و توسعه
سال ۹ / شماره ۳۳ / زمستان ۱۳۹٤

مطالعه‌ی پدیده‌ی فرآیند آشوب در شاخص قیمت و بازده نقدی در بورس اوراق بهادار تهران

محمد نمازی[۱]
زهره حاجیها[۲]
حسن چناری بوکت[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۷/۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۹/۹

چکیده

سری‌های زمانی پیچیده مانند قیمت‌های بازار سهام بیشتر تصادفی و در نتیجه تغییر آن‌ها غیرقابل پیش‌بینی فرض می‌شود. درحالی‌که 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 نشأت‌گرفته از فرآیندی آشوبی یا معین است. برای دست‌یابی به هدف فوق از آزمون‌های ریشه واحد، بی‌دی‌اس، تابع خودهمبستگی و خودرگرسیون برداری استفاده شده است. یافته‌های حاصل از آزمون‌های فوق بیان‌گر این است که شاخص قیمت و بازده نقدی، فرآیندی آشوبی و معین را تجربه می‌کند. این نتیجه دلالت بر ناکارایی بازار سرمایه داشته و به‌تبع آن قابلیت پیش‌بینی کوتاه‌مدت را دارد که می‌تواند رهنمودی دلالت بر شناخت عوامل ناکارایی بازار مانند عدم شفافیت جریان اطلاعات و اقدام در راستای رفع آن‌ها داشته باشد.

واژه‌های کلیدی: تئوری آشوب، شاخص قیمت و بازده نقدی، ریشه واحد، گام تصادفی.
طبقه بندی JEL : G02,E44,C63,G14

۱- استاد حسابداری، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران. mnamazi@rose.shiraz.ac.ir
۲- دانشیار گروه حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شرق، تهران، ایران (نویسنده مسئول) z_hajiha@yahoo.com
۳- دانش‌آموخته‌ی کارشناسی ارشد حسابداری، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران ha_chenari@yahoo.com

۱- مقدمه

آشوب در لغت (فرهنگ اصطلاح های تخصصی) به‌معنی درهم‌ریختگی، آشفتگی و بی‌نظمی است و مترادف آن در مکانیک تلاطم است. این واژه به‌معنی فقدان هرگونه ساختار یا نظم است و اغلب در محاور های روزمره، آشوب و آشفتگی نشانه‌ی بی‌نظمی و سازمان‌نیافتگی بوده و جنبه‌ی منفی در بردارد؛ اما در واقع با پیدایش نگرش جدید و روشن شدن ابعاد علمی و نظری آن امروزه، دیگر بی‌نظمی و آشوب به‌مفهوم سازمان‌نیافتگی، ناکارایی و درهم‌ریختگی تلقی نمی‌شود؛ بلکه بی‌نظمی وجود جنبه‌های غیرقابل پیش‌بینی و اتفاقی در پدیده‌های پویاست که ویژگی خاص خود را دارد. بی‌نظمی نوعی نظم غایی در بی‌نظمی است (رستمی و همکاران، ۱۳۹۰).

در دهه‌ی ۱۹۶۰ برخی از هواشناسان، ریاضی‌دانان، فیزیک‌دانان و زیست‌شناسان به شواهدی دست پیدا کردند و مباحثاتی میان آنان شروع شد که باعث طیفی از ناراحتی‌ها، علایق، اعجاب‌ها و حتی عصابنیت‌ها شد. آن‌ها نمی‌توانستند باور کنند که طبیعت به‌گونه‌ای که شواهدش را به تازگی مشاهده می‌کردند رفتار کند. آزمایش‌ها نشان می‌داد که طبیعت دارای رفتار غیرقابل پیش‌بینی است و الگوها و طرح‌های تصادفی و پیچیده‌ای را ایجاد می‌کند که با محاسبه ها و فرمول‌های خطی قابل انطباق نیست، بلکه در نقاط و وضعیت‌های مشخصی شاخه‌شاخه می‌شود و راه خود را از دیدگاه‌های از پیش تعیین‌شده جدا می‌کند. ابر، صاعقه و حباب‌هایی که در پای آبشارها تشکیل می‌شوند نمونه‌هایی از این نوع پدیده‌ها هستند. به‌دنبال این مشاهدات و آزمایش‌ها نظریه‌ی جدیدی به‌نام «نظریه‌ی آشوب» شکل گرفت (ویس[1]، ۱۹۹۲).

بنیان نظریه‌ی آشوب توسط ریاضی‌دانانی مانند ادوارد لورنز و جیمز یورک در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ میلادی شکل گرفت. طرفداران این نظریه بر این باورند که در میان الگوهای به ظاهر تصادفی پدیده‌های مختلف از سیستم‌های هواشناسی گرفته تا سازمان‌ها و بازارهای مالی، نوعی نظم وجود دارد. تلاش چالش‌برانگیز پژوهش‌گران سیستمی در این است که قواعدی را برای پیش‌بینی رفتار سیستم‌های پیچیده‌ی به‌ظاهر غیرقابل پیش‌بینی نامنظم کشف کنند. هیلز[2] (۱۹۹۰) به نقل از رهنمای رودپشتی و صالحی (۱۳۸۹) آشوب یا بی‌نظمی را این‌گونه تعریف می‌کند: بی‌نظمی و آشوب نوعی بی‌نظمی منظم یا نظم در بی‌نظمی است. بی‌نظمی از آن‌رو که نتایج آن غیرقابل پیش‌بینی است و منظم بدان جهت که از نوعی قطعیت برخوردار است.

به عقیده‌ی ویتلی هنگامی یک سیستم را غیرقابل پیش‌بینی می‌نامند که تعیین جایگاه بعدی آن غیرممکن باشد 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 چنین سیستمی برای مدت کافی تحت‌نظر گرفته شود، با بررسی حالت‌های سیستم در لحظه‌های مختلف زمان سیستم یاد شده همواره نظم ذاتی خودش را به نمایش می‌گذارد؛ حتی غیرقابل پیش‌بینی‌ترین (آشفته‌ترین) سیستم‌ها نیز همواره در محدوده‌ی مرزهای معینی حرکت می‌کنند و هرگز از آن خارج نمی‌شوند اغلب درون بی‌نظمی و آشوب، الگویی از نظم وجود دارد که به‌طور شگفت‌انگیزی زیبا است (تهرانی و همکاران، ۱۳۸۹).

بر اساس نظریه‌ی آشوب، جهان نظامی غیرخطی، پیچیده و غیرقابل پیش‌بینی است. این نظریه به سیستم‌هایی اشاره دارد که ضمن نشان دادن بی‌نظمی حاوی نوعی نظم نهفته درون خود هستند و بیان‌گر رفتارهای نامنظم، غیرخطی و غیرقابل پیش‌بینی و پیچیده در سیستم‌ها است و قائل به وجود یک الگوی نظم غایی در تمام این بی‌نظمی‌ها است. به‌دلیل غیرخطی بودن و پیچیدگی سیستم‌های آشوب، ارائه‌ی مدل از این‌گونه سیستم‌ها کاری بس مشکل و سخت است. به همین علت سعی شده است به کمک مثال‌ها و مدل‌های رایانه‌ای وجهی از سیستم‌های آشوبناک نشان داده شود (مشیری، ۱۳۸۱).

یکی از مهم‌ترین کاربردهای نظریه‌ی آشوبناک در حسابداری و امور مالی پیش‌بینی روند متغیرهای اصلی (قیمت - مقدار) در بازارهای پولی و مالی است. برای نشان دادن رفتار آشوبناک قیمت در بازار سهام از مدل دی و هانگ استفاده می‌شود. این مدل تلاش می‌کند که توضیح دهد چگونه بازارهای پر رونق ناگهان تنزل می‌یابند و رفتار آن‌ها تصادفی به‌نظر می‌رسد. دو گروه از سرمایه‌گذاران در این مدل دخیل هستند؛ گروه اول سرمایه‌گذاران آگاه‌که منابعی از اطلاعات را در اختیار دارند که می‌توانند ارزش ذاتی یک سهم را تعیین کنند، گروه دوم سرمایه‌گذاران غیر آگاه که برخلاف گروه اول درگیر جمع‌آوری اطلاعات از شرکت‌ها نمی‌شوند. این گروه بر اساس اطلاعات افشاشده از طریق سرمایه‌گذاران آگاه و تخمینی که از تفاوت بین قیمت کنونی و ارزش ذاتی می‌زنند، قیمت آتی اوراق بهادار را برآورد می‌کنند. دی و هانگ با بررسی جز به جز رفتار دو گروه سرمایه‌گذار هیچ جزء تصادفی را مشاهده نمی‌کنند و نشان می‌دهندکه تغییر قیمت سهام به طور کامل تعیین شده است (بلاک[۳]، ۲۰۰۰). مطالعه‌ی پدیده آشوب در بازار سرمایه می تواند اطلاعات مفیدی به هر دو گروه سرمایه‌گذاران ارائه نماید.

از این‌رو، هدف این پژوهش مطالعه‌ی پدیده‌ی فرآیند آشوب در شاخص قیمت و بازده نقدی در بورس اوراق بهادار تهران است. با توجه به ناموفق بودن مدل‌های خطی در پیش‌بینی دقیق حرکات بازار سرمایه در بازارهای غیرکارا و نوظهور مانند بازار سرمایه ایران، نظریه‌ی آشوب ممکن است بتواند در حل این مساله و تعریف دقیق‌تر رفتار به ظاهر آشوب‌گونه قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران موثر واقع گردد. بازارهای مالی از موارد بسیار مناسب برای به‌کارگیری نظریه‌ی آشوب است، به این ترتیب پژوهش حاضر به دنبال پاسخی به این مساله است. در ادامه این مقاله نخست مبانی نظری مطالعه حاضر و پیشینه آن، تبیین فرضیه‌های پژوهش، روش‌شناسی، آمار توصیفی متغیرها و آزمون فرضیه‌ها و در انتهای مقاله نیز بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهادهای برخواسته از نتایج پژوهش ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری پژوهش

در سال‌های اخیر مدل‌های ساختاری که در تبیین وضع موجود به‌طور نسبی موفق بوده‌اند، سابقه‌ی چندان موفقی در رابطه با پیش‌بینی نداشته‌اند. در این بین، در مقایسه با این مدل‌ها رویکرد حسابداران و نویسندگان امور مالی به مدل‌های تک متغیره‌ی سری زمانی در رابطه با پیش‌بینی گسترش یافته است. این در حالی است که چارچوب نظری قابلیت پیش‌بینی‌پذیری قیمت انواع دارایی‌ها به‌طور سنتی در گرو

نپذیرفتن فرضیه‌ی بازار کارا درباره‌ی بازارها و نحوه‌ی قیمت‌گذاری آن‌ها است (اوزر و ارتوکاتلی[۴]، ۲۰۱۰). برای مطالعه‌ی کارایی بازار سرمایه در ایران از روش‌های مختلفی استفاده شده است که برخی از آن‌ها مانند مطالعه‌ی کرباسی یزدی و همکاران (۱۳۹۱)، سلیمی‌فر و شیرزور (۱۳۸۹)، راسخی و خان‌علی‌پور (۱۳۸۸)، تهرانی و همکاران (۱۳۸۷)، نمازی و شوشتریان (۱۳۷۴) و ... اشاره کرد که منتهی به یافته‌های متناقضی شده است. عدم تقارن در یافته‌های مطالعات صورت پذیرفته را می‌توان ناشی از متفاوت بودن روش‌هایی دانست که در هر پژوهش مورد استفاده قرار گرفته است (بارنت و سرلتیس، ۲۰۰۰).

نکته‌ی قابل توجه در فرآیند آشوب این است که رفتار آشوب‌گونه رفتاری تصادفی نیست، بلکه رفتاری قطعی است. به عبارتی به‌منظور پیش‌بینی دقیق بازار سرمایه از تئوری آشوب می‌توان استفاده کرد. ولی از رویکرد ناظری که از ساختار و عملکرد مولد سیگنال آشوب‌گونه بی‌اطلاع است یا اطلاع عمیقی از آن ندارد، نمی‌توان این سیگنال را از سیگنالی تصادفی بازشناخت و با استفاده از آزمون‌های آماری تفکیک کرد (عباسی‌نژاد و نادری، ۱۳۹۱).

بنابراین با توجه به قطعیت نداشتن ناشی از معین و محدود بودن دقت اندازه‌گیری مقادیر لحظه‌ای سیگنال‌ها، حتی با دانستن منابع تولید سیگنال‌های آشوبی، مقادیر آتی آن‌ها با دقتی محاسبه و پیش‌بینی می‌شود که پیوسته به‌صورت نمایی در حال کاهش است. با این تحلیل‌ها سیستم‌های آشوبی را می‌توان سیستم‌های دینامیکی غیرخطی دانست که ابتدا حساسیت بسیاری به وضعیت نخست داشته باشد؛ دوم، جذب کننده‌های عجیب و پیچیده‌ای دارند و سوم، شکستگی‌های ناگهانی ساختاری در مسیر زمانی آن‌ها به‌خوب دیده می‌شود (پروخورف، ۲۰۰۸). برای درک عمیق بنیان این‌گونه سیستم‌ها ذکر دو نکته قابل توجه است:

الف) اگرچه این سیستم‌ها ظاهری تصادفی دارند، رفتارشان معین و قطعی است. به این معنی که به‌رغم قوانین و معادله های قطعی و معین که منابع ایجاد آشوب و نیز کل رفتار این‌گونه سیستم‌ها بر پایه‌ی آن‌ها استوار است، به‌دلیل به‌کارگیری اندازه‌گیری برای مدل‌سازی چنین رفتاری قطعیت نداشتن حتی به‌صورت جزیی ایجاد خواهد شد؛

ب) اگرچه این قطعیت نداشتن بسیار اندک است، قرار گرفتن این مقادیر جزیی به‌عنوان مقادیر نخست سیستم آشوبی با عنایت به این‌که این سیستم‌ها حساسیت بسیاری به وضعیت نخست دارند، موجبات قبض و بسط این اختلال ها هر چند جزیی در طول زمان را فراهم می‌کند. در نتیجه تفاوت مقادیر اندازه‌گیری شده با مقادیر محاسبه‌شده به تدریج افزایش خواهد یافت. این تفاوت در زمان‌های بلندمدت به مقادیر بزرگ‌تری منتهی خواهد شد؛ بنابراین یافته‌های مدل‌سازی‌ها و برآوردهای رایانه‌ای حتی نزدیک به مقدار واقعی نیست. بر این اساس، رفتار سیستم ظاهری تصادف‌گونه داشته و در بلندمدت پیش‌بینی‌ناپذیر خواهد شد (ویلیامز[۵]، ۲۰۰۵).

۲-۱- فرآیند و تئوری آشوب در بازارهای سرمایه

در مدل‌هایی که بر اساس چارچوب سیستمی می‌باشند تلاش پژوهش‌گران بر این است که از روابط ساده‌شده استفاده نمایند و بر این مبنا پیش‌بینی می‌کنند که با این وضعیت سیستم چگونه رفتار خواهد کرد؛ بنابراین دلیل و تأثیر در این مدل‌ها به صراحت تعریف می‌شوند (روزنبلوم و کوتنر[۶]، ۲۰۰۶). برای مثال فرض اصلی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای این است که برگشت سرمایه تابعی خطی یا تناسبی از مخاطره است. دو فرض وابستگی و رابطه‌ی خطی به پژوهش‌گر اجازه می‌دهند یک مدل ساده‌ی ریاضی برای توضیح این مدل ارتباط تدوین نماید. فرض مشترک دیگر مدل‌های ساده‌شده این است که سیستم‌های تحت مطالعه هر گاه به خود وانهاده شود به سمت تعادل پیش می‌رود؛ اما امکان کاربردی شدن یک مدل بسیار کاهش می‌یابد و تحت فرضی های مدل ساده‌شده نمی‌توان بر بسیاری از مسایل فائق آمد. دانش نوین مطالعه‌ی رفتار پویای مدل‌های غیرخطی را تحت عنوان رفتار آشوبی فراهم آورده است. شاید بزرگ‌ترین کمک نظریه‌ی آشوب انگیزه‌بخشی برای پژوهش در رفتار پیچیده‌ی سیستم‌های پویا باشد (سوته‌لو[۷]، ۲۰۰۹). به‌عنوان نمونه اگر نمودار پلات بازده بازار سهام به‌صورت ساعتی، روزانه، ماهیانه یا سالیانه بدون هرگونه نشانی از زمان ترسیم شود، به احتمال زیاد تشخیص الگویی مبنی بر تمیز ادوار زمانی میسر نخواهد بود؛ اما با استفاده از نظریه‌ی آشوب می‌توان نشان داد که سری‌های زمانی آشوبی اغلب چرخه‌هایی نامتناوب و رفتار روندی قوی را نشان می‌دهند؛ به عبارت دیگر می‌توان الگوهای ادواری را تشخیص داد، اما زمان شروع و پایان آن‌ها قابل پیش‌گویی نیستند به‌طوری‌که گذار از هر مرحله به مرحله‌ی دیگر غیرقابل پیش‌بینی و ناگهانی است. بر این اساس رفتار آشوب‌گونه جزء جدا نشدنی یک سیستم است، اما اگر الگوی مشخص و قابل پیش‌بینی و با دوره‌ی تناوب ثابت در رفتار بازار به‌وجود آید؛ این الگو دلیل بر وجود حافظه‌ی بلندمدت در بازار و عدم وجود رفتار آشوب‌گونه است (خواجوی و عبدی، ۱۳۹۵).

۳- پیشینه‌ی پژوهش

نانز و دی‌ای‌سیلوا[۸] (۲۰۰۷) با استفاده از مدل‌های هم‌انباشتگی متعارف و هم‌انباشتگی آستانه‌ای به بررسی وجود حباب‌های عقلایی در ۱۸ بازار سهام پرداختند. یافته‌های هر دو مدل نشان داد که در بازارهای سهام شیلی، اندونزی، کره و فیلیپین حباب‌های منفجر شونده و در بازارهای سهام چین، برزیل، ونزوئلا، کلمبیا، شیلی، اندونزی، کره و فیلیپین حباب‌های تحلیل‌رونده وجود دارد.

الوادی و طاهراسماعیل[۹] (۲۰۱۱) با استفاده از تجزیه‌ی موجک و مدل ARIMA پیش‌بینی داده‌های سری زمانی را تجزیه و تحلیل کرده‌اند. آن‌ها به ورود تبدیل‌های موجک در علومی مانند فیزیک، مهندسی، ریاضی و آمار (اقتصادسنجی) اشاره می‌کنند و در پژوهش مزایا و برتری تبدیل موجک را بررسی و پیش‌بینی داده‌های سری زمانی را بیان داشته و در جهت دسترسی هدف خود از داده‌های روزانه‌ی سهام عمان استفاده کرده‌اند.

چن و لین[10] (۲۰۱۱) نیز پژوهشی به مطالعه‌ی ارتباط بازده نامتقارن بر بازگشت به میانگین سرمایه پرداختند. پژوهش‌گران با استفاده از مدل خودهمبستگی، شواهدی را مبنی بر وجود بازگشت به میانگین در سرمایه به دلیل بازده نامتقارن ارائه کردند. یافته‌ها بیان‌گر این است که تعدیل نرخ بازده سرمایه به سمت میانگین درازمدت کمتر از نوسان (افزایش یا کاهش) این نرخ می‌باشد. هم‌چنین یافته‌ها تصریح می‌کنند که سودهای سرمایه‌گذاران خوش‌بین، رابطه‌ی معنی‌داری با تغییرات نرخ بازده غیرعادی دارد.

الواریز و رودریگرز[11] (۲۰۱۲) با روش‌های نوسان‌زدایی از روند سری‌های زمانی تعداد سهام مبادله شده در بازار سهام ایالات متحده طی بازه‌ی زمانی ۲۰۱۱ – ۱۹۲۹ به مطالعه‌ی تغییر های همبستگی پیاپی حجم معامله های روزانه‌ی بازار سهام پرداختند. یافته‌های پژوهش بیان‌گر این است که شاید چرخه‌های تجاری به تغییر همبستگی حجم معامله های و بازدهی سهام طی زمان منتهی شود.

گپکا و هوار[12] (۲۰۱۳) در پژوهشی با استفاده از روش کوانتیل‌ها نشان دادند که بین بازده شاخص سهام و حجم معامله ها در بازارهای سرمایه‌ی کشورهای حوزه‌ی اقیانوس آرام رابطه‌ی علیت گرانجری غیرخطی وجود دارد؛ یعنی برای سطح بازده‌های بالا، رابطه‌ی علیت گرانجری مثبت و برای سطح بازده‌های کم رابطه‌ی علیت گرانجری منفی بوده است و برای دوره‌هایی که تلاطم بازده شدید بوده رابطه‌ی علیت گرانجری معنی‌دار نبوده است.

آخمت و همکاران[13] (۲۰۱۴) نیز به مطالعه‌ی فرآیند آشوب با بررسی پیش‌بینی تغییر های کوتاه‌مدت بازار سرمایه با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی به تطبیق و مقایسه‌ی پیش‌بینی تغییر های کوتاه‌مدت پرداختند. یافته‌های حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که ارزش آماری و اقتصادی پیش‌بینی تغییرات کوتاه‌مدت طبق داده‌های زمانی واقعی قابلیت مقایسه با ارزش پیش‌بینی‌ها بر اساس داده‌های کلان اقتصادی اصلاح شده را دارند.

دیوید و همکاران[14] (۲۰۱۶) در پژوهشی به مطالعه‌ی جنبه‌های فراکتالی پدیده‌ی آشوب با تأکید بر مدل‌های کلان اقتصادی پرداختند. یافته‌های حاصل از پژوهش بیان‌گر این است که شاخص‌های مورد مطالعه در بازار سرمایه دارای روند غیرخطی و حافظه‌ی بلندمدت با شدت بیشتری است.

در ایران نمازی و شوشتریان (۱۳۷۴) در پژوهشی به بررسی کارآیی بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های حاصل از پژوهش بیان‌گر این است که تغییر های متوالی قیمت‌های سهام از مدل گام تصادفی پیروی نمی‌کند و هم‌چنین متوسط بازده اوراق بهادار با استفاده از قاعده‌ی تجاری فیلتر بیش از متوسط بازده روش خرید – نگهداری است؛ بنابراین تغییرات قیمت به‌صورت تصادفی و مستقل نیستند و روند و الگوی مشخصی در رفتار قیمت‌ها مشاهده می‌شود و اطلاع از این الگو می‌تواند جهت کسب منافع بیشتر به سرمایه‌گذاران کمک نماید.

صمدی و همکاران (۱۳۸۸) نیز به ارزیابی پیش‌بینی پذیری شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج حاصله حاکی از رد فرض وجود گام تصادفی در سری مورد مطالعه بوده و شواهدی بر وجود قابلیت پیش‌بینی در سری مورد مطالعه می‌باشد. هم‌چنین فرض عدم وجود توابع غیرخطی در جمله های

پسماند مدل‌های مذکور با استفاده از آزمون‌های مربوطه رد می‌شود؛ بنابراین می‌توان امکان وجود توابع غیرخطی در جمله های پسماند را پذیرفت که این دلیل دیگری بر قابلیت پیش‌بینی در شاخص کل بورس تهران می‌باشد. در نتیجه می‌توان قابلیت پیش‌بینی را در سری زمانی بازده شاخص کل پذیرفت.

محمدی و دلیریان (۱۳۸۹) در پژوهشی به بررسی حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های حاصل از پژوهش با استفاده از آزمون مانایی نسبت قیمت به سود حاکی از وجود حباب در سهام ۲۸۰ شرکت از ۳۲۴ شرکت آزمون شده می‌باشد که مبین وجود حباب در این دوره است.

تالانه و هجران‌کش (۱۳۹۰) به بررسی کارایی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف و نیمه‌قوی در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های حاصل از پژوهش بیان‌گر این است که آزمون همبستگی بازده‌های روزانه‌ی بازار بر اساس ضرایب رگرسیونی، دلالت بر ناکارایی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف دارد. هم‌چنین رفتار بازده غیرعادی تجمعی بعد از حادثه بیان‌گر این است که بازار نسبت به اعلام خبر تعدیل سود برآوردی با تأخیر واکنش نشان می‌دهد؛ اما از آن‌جایی که محدودیت نوسان قیمت بر معامله های سهام شرکت‌ها حاکم است، چنین تأخیری در واکنش بازار قابل انتظار است.

هم‌چنین محمدی و چیت‌سازان (۱۳۹۰) در پژوهشی به بررسی حافظه‌ی بلندمدت بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های حاصل از بررسی روند تغییر حافظه نیز بیان‌گر آن است که پارامتر حافظه‌ی بورس اوراق بهادار تهران روند تغییر محسوسی نداشته و به عبارت دیگر طی دوره‌ی مورد بررسی کاهش یا افزایش معناداری در کارآیی بازار رخ نداده است.

خواجوی و عبدی (۱۳۹۵) در پژوهشی به تجزیه و تحلیل ابعاد فراکتال بر شاخص بازده نقدی و قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. یافته‌های حاصل از آزمون‌های مختلف پژوهش، بیان‌گر آن است که سری زمانی شاخص بازده نقدی و قیمت، مستقل و تصادفی نیست و دارای حافظه‌ی بلندمدت می‌باشد.

رستمی و همکاران (۱۳۹۵) نیز پژوهشی به بررسی هم‌حرکتی میان بازده شاخص صنایع مختلف در بورس اوراق بهادار تهران با بازده بازارهای نفت، طلا، دلار و یورو با استفاده از تحلیل موجک پرداختند. یافته‌های حاصل از پژوهش بیان‌گر آن است که ارتباط معناداری میان بازده شاخص صنایع مختلف در بورس اوراق بهادار تهران با بازده بازارهای نفت، طلا، دلار و یورو وجود دارد. هم‌چنین در بازه‌های زمانی کوتاه‌تری ارتباطی قوی میان متغیرهای مستقل و وابسته وجود دارد و قدرت تبیین و توضیح‌دهندگی شاخص صنایع مختلف از شدت بیشتری برخوردار است.

۴- روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر ماهیت و محتوا از نوع تجربی و از نظر هدف کاربردی است؛ زیرا به بررسی مشاهدات در سری زمانی شاخص قیمت و بازده نقدی می‌پردازد. همچنین از جنبه‌ی اجرا و روش گردآوری داده‌ها، پژوهشی توصیفی – پسمایشی است. داده‌های مورد نیاز برای تجزیه و تحلیل موضوع، داده‌های شاخص

قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران است که مربوط به کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته‌شده در آن بوده و از نرم‌افزار ره‌آورد نوین برای بازه‌ی زمانی ۱۳۸۱ الی ۱۳۹۲ شامل ۲۴۱۵ مشاهده استخراج گردید. برای تجزیه و تحلیل داده‌های پژوهش از نرم‌افزار ای‌ویوز و SPSS استفاده شده است.

۵- فرضیه‌ی پژوهش

بر اساس مبانی نظری و پیشینه‌ی پژوهش فرضیه‌ی زیر ارائه می‌گردد:

سری زمانی شاخص قیمت و بازده نقدی دارای خاصیت پدیده‌ی آشوب بوده و بر اساس آزمون‌های تئوری آشوب قابل پیش‌بینی است.

۶- شاخص قیمت و بازده نقدی

شاخص قیمت و بازده نقدی یا همان شاخص درآمد کل با نماد TEDPIX از فروردین ۱۳۷۷ در بورس اوراق بهادار تهران محاسبه و منتشر شده است. تغییر های این شاخص نشان‌گر بازده کل بورس است و از تغییر های قیمت و بازده نقدی پرداختی متأثر می‌شود. این شاخص کلیه‌ی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس را در برمی‌گیرد و شیوه‌ی وزن‌دهی و محاسبه‌ی آن همانند شاخص کل قیمت است و تنها تفاوت میان آن دو در شیوه‌ی تعدیل آن‌ها است. شاخص قیمت و بازده نقدی بورس تهران با فرمول زیر محاسبه می‌شود (چناری، ۱۳۹۱):

$$TEDPIXt = \frac{\sum_{i=1}^{n} pit\ qit}{RDt} \times 100 \qquad (۱$$

P_{it} = قیمت شرکت i ام در زمان t

q_{it} = تعداد سهام منتشره شرکت i ام در زمان t

RD_t = پایه‌ی شاخص قیمت و بازده نقدی در زمان t که در زمان مبدأ برابر $\sum p_{io}\, q_{io}$ بوده است.

تعدیل پایه‌ی شاخص TEDPIX به وسیله‌ی فرمول زیر صورت می‌گیرد:

$$RDt+1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} pit\ qit - \sum_{i=1}^{n} DPSit+1}{\sum_{i=1}^{n} pit\ qit} \times RDt + \frac{RDt}{Dt} \times (Dt+1-Dt) \qquad (۲$$

RD_{t+1} = پایه‌ی شاخص قیمت و بازده نقدی در زمان t+1 (پس از تعدیل)

RD_t = پایه‌ی شاخص قیمت و بازده نقدی در زمان t (پیش از تعدیل)

P_{it} = قیمت شرکت i ام در زمان t

q_{it} = تعداد سهام منتشره شرکت i ام در زمان t

DPS_{it+1} = سود نقدی پرداختی شرکت i ام در زمان t+1

D_{t+1} = پایه‌ی شاخص کل قیمت در زمان t+1 (پس از تعدیل)

D_t = پایه‌ی شاخص کل قیمت در زمان t (پیش از تعدیل)

همان‌گونه که از فرمول بالا مشخص است فرمول تعدیل پایه‌ی شاخص تدپیکس از دو بخش تشکیل شده است. بخش اول مربوط به بازده نقدی پرداختی شرکت‌ها است که باعث تعدیل پایه‌ی شاخص مزبور می‌شود و بخش دوم مربوط به موارد تعدیلی می‌شود که میان تیپیکس و تدپیکس مشترک است و شامل مواردی مانند افزایش سرمایه از محل آورده‌ی نقدی شرکت‌ها می‌شود.

شرایطی را در نظر بگیرید که شرکت‌هایی اقدام به پرداخت سود نقدی کرده‌اند و هیچ موردی که منجر به تعدیل پایه‌ی شاخص تیپیکس شود رخ نداده باشد. در این وضعیت D_t با D_{t+1} برابر خواهد بود و فرمول به‌صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$RDt+1 = \frac{\sum_{i=1}^{n} pit\ qit - \sum_{i=1}^{n} DPSit+1}{\sum_{i=1}^{n} pit\ qit} \times Rd \qquad (۳$$

در این شرایط RD_{t+1} کوچک‌تر از RD_t خواهد شد و این امر منجر به افزایش شاخص تدپیکس خواهد شد. حال شرایطی را در نظر بگیرید که سود نقدی توسط شرکتی پرداخت نشده باشد لکن شرکت‌هایی اقدام به افزایش سرمایه از محل آورده‌ی نقدی کرده باشند؛ در این وضعیت فرمول به‌صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$RDt+1 = RDt + \frac{RDt}{Dt} \times (Dt+1-Dt) \qquad (۴$$

شیوه‌ی محاسبه‌ی فرمول بالا به‌گونه‌ای است که درصد تغییر های RD را همانند D خواهد کرد. به‌عنوان مثال اگر D_{t+1}، ۱/۲ برابر D_t باشد، RD_{t+1} نیز ۱/۲ برابر RD_t خواهد بود و همان‌طور که توضیح داده شد این امر در شرایطی صورت می‌گیرد که سود نقدی پرداختی صفر باشد. به بیان دیگر در صورتی‌که سود نقدی توسط شرکت‌ها پرداخت نشود و فقط افزایش سرمایه از محل آورده‌ی نقدی یا اضافه شدن شرکت-های دیگر به فهرست بورس یا موارد دیگر صورت گیرد، درصد تغییر های پایه‌ی شاخص تیپیکس و تدپیکس برابر خواهد بود.

به گونه‌ای کلی موضوع فرمول شاخص‌های مورد استفاده در بازارهای مختلف و ضعف و قوت آن از عرصه‌های ورود تکنیک ریاضی به گستره‌ی علوم اقتصادی و مالی ناشی می‌شود. نتایج پژوهش فرهادی (۱۳۸۹) نشان می‌دهد شاخص‌های مورد استفاده‌ی کنونی در بازار سرمایه‌ی تهران دارای ضعف‌های اطلاعاتی است که این ضعف‌ها قابل رفع است. از مشکلات فرمول شاخص‌های فعلی می‌توان به کارآمدی ضعیف در زمان بالا بودن نرخ تورم و نیز بسته بودن طولانی یک نماد اشاره کرد.

۷- توصیف متغیر پژوهش

جدول ۱ میانگین از جمله شاخص مرکزی و واریانس، چولگی و کشیدگی از جمله شاخص‌های پراکندگی به‌صورت کلی را نشان می‌دهد:

جدول ۱. آمار توصیفی شاخص قیمت و بازده نقدی

نام متغیر	تعداد	میانگین	انحراف معیار	واریانس	چولگی	کشیدگی
شاخص قیمت و بازده نقدی	۲۴۱۵	۳۱۵۴۴/۵۹۳۱	۰/۳۶۷۸۸	۳/۲۲۰E۸	۰/۸۸۲	۱/۱۲۲

منبع: یافته‌های پژوهش

میزان میانگین محاسبه شده شاخص قیمت و بازده نقدی در طول این دوره نشان از صعودی بودن این شاخص دارد ولی، وجود انحراف‌معیار ۰/۳۷ پراکندگی و نوسان‌های این شاخص را نشان می‌دهد. چولگی و کشیدگی محاسبه‌شده نشان می‌دهد که توزیع شاخص قیمت و بازده نقدی دارای کشیدگی و چولگی بیشتری نسبت به توزیع نرمال می‌باشد.

۸- آزمون ریشه واحد

مدل‌سازی اقتصادسنجی با استفاده از سری‌های زمانی به روش‌های سنتی و معمول مبتنی بر فرض ایستایی متغیرهای سری زمانی است. بر این اساس عموماً فرض می‌شود که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت بوده و کوواریانس بین هر دو مقدار از متغیر سری‌های زمانی فقط بستگی به فاصله‌ی زمانی بین آن‌ها دارد. لیکن متغیرهای کلان اقتصادی اغلب حاوی یک روند تصادفی هستند که با تفاضل‌گیری روند مذکور حذف می‌شود. از آن‌جایی که وجود چنین روندی (حذف روند تصادفی) تخمین و استنباط‌های آماری را نامعتبر می‌سازد، فلذا نخستین گام برای تحلیل‌های اقتصادسنجی ساکن نمودن متغیرها است.

$$y_t = y_{t-1} + \mu \quad , \quad y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۵$$

برای مطالعه‌ی ایستایی متغیر پژوهش از آزمون ریشه واحد (دیکی فولر تعمیم‌یافته) استفاده شده است. فرض صفر و فرض مقابل این آزمون به‌شرح زیر است:

H_0: سری زمانی شاخص قیمت و بازده نقدی سهام دارای خاصیت ریشه واحد (گام تصادفی) یا به عبارت بهتر نامانا (ناایستا) است.

H_1: سری زمانی شاخص قیمت و بازده نقدی سهام فاقد خاصیت ریشه واحد (گام تصادفی) یا به عبارت بهتر مانا (ایستا) است.

جدول ۲ یافته‌های حاصل از آزمون ریشه واحد را نشان می‌دهد:

جدول۲- یافته‌های حاصل از آزمون ریشه واحد

متغیر	نوع آزمون	آماره‌ی t	سطح خطا	سطح معنی‌داری
شاخص قیمت و بازده نقدی سهام	ریشه واحد (دیکی فولر تعمیم‌یافته)	-۳/۳۸۵۳۴۲		۰/۰۱۱۶
		-۳/۴۳۲۸۷۲	٪۱	
		-۲/۸۶۲۵۴۰	٪۵	
		-۲/۵۶۷۳۴۸	٪۱۰	

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول فوق، نوع آزمون ریشه واحدی که برای سری زمانی شاخص قیمت و بازده نقدی انتخاب شده است، آزمون ریشه واحد (دیکی فولر تعمیم‌یافته) است و آزمون برای سطح داده‌ها و با انتخاب گزینه‌ی مقدار ثابت و روند انجام شده است. با توجه به این‌که آماره‌ی آزمون محاسبه‌شده برابر با (۳/۳۸-) بوده و مقادیر بحرانی در سطح خطای ۵٪ (۲/۸۶-) هستند؛ بنابراین از آن‌جا که مقادیر بحرانی بیشتر از آماره‌ی آزمون محاسبه شده است فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه واحد یا ناایستایی سری مذکور در سطوح اطمینان ۹۵٪ رد می‌شود. پس متغیر سری زمانی شاخص قیمت و بازده نقدی سهام ایستا (مانا) است. در حالت کلی شاخص قیمت و بازده نقدی سهام در این سطح از فرآیند گام تصادفی پیروی نکرده و احتمال وجود فرآیند آشوب‌گونه را تأیید می‌کند.

۹- آزمون بی‌دی‌اس

این آزمون را بروک و دی‌کرت و شینکمن در سال۱۹۸۷ معرفی کردند. این آزمون بر مبنای انتگرال همبستگی عمل می‌کند که تصادفی بودن فرآیند ایجادکننده‌ی یک سری زمانی را در مقابل وجود همبستگی کلی در آن ارزیابی می‌کند. این آزمون به‌خوبی برای ارزیابی وجود فرآیند غیرخطی کلی از جمله فرآیند آشوب گونه در سری زمانی شاخص قیمت و بازده نقدی مورد استفاده قرار می‌گیرد. با در نظر گرفتن سری‌های زمانیm بعدی X_t و مشاهدات آن (X_t, X_{t+1} _ X_{t+m-1} ,...,X) می‌توان انتگرال همبستگی را به‌صورت زیر تعریف کرد:

$$C_m(T,e) = \sum_{t-1}^{T_{m-1}} \sum_{s-t+1}^{T_m} I(X_t^m, X_s^m, e) \times \frac{2}{T_m(T_m-1)}$$

$$I(X_t^m, X_s^m, e) = \begin{cases} 1, & \|X_t^m, X_s^m\| < e \\ 0, & otherwise \end{cases}$$

(۶

انتگرال همبستگی فاصله زوج‌هایX_sm, X_tm را محاسبه کرده و آزمون بی‌دی‌اس به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$W_m(T,e) = \frac{\sqrt{T}[C_m(T,e) - C_1(T,e)^m]}{\sigma_m(e)} \quad (۷$$

آزمون بی‌دی‌اس بر این فرضیه استوار است که اگر سری‌های ما در حقیقتiid باشند و مشاهد های مستقل باشند، رابطه‌ی $C_m(T,e)=C_1(T,e)m$ برقرار خواهد بود

H_0: سری زمانی شاخص قیمت و بازده نقدی سهام از فرآیند خطی تصادفی پیروی می‌کند.

H_1: سری زمانی شاخص قیمت و بازده نقدی سهام از فرآیند خطی تصادفی پیروی نمی‌کند.

یافته‌های حاصل از این آزمون در جدول۳ ارائه شده است.

جدول۳- یافته‌های حاصل از آزمون BDS

بعد (مرتبه)	آماره‌ی بی‌دی‌اس	انحراف از استاندارد	آماره‌ی آزمون	سطح معنی‌داری
۲	۰/۲۰۸۰۲۹	۰/۰۰۱۷۵۲	۱۱۸/۷۵۰۲	۰/۰۰۰۰
۳	۰/۳۵۳۵۷۷	۰/۰۰۲۷۷۱	۱۲۷/۵۸۷۶	۰/۰۰۰۰
۴	۰/۴۵۵۳۹۱	۰/۰۰۳۲۸۵	۱۳۸/۶۲۹۷	۰/۰۰۰۰
۵	۰/۵۲۶۶۰۱	۰/۰۰۳۴۰۸	۱۵۴/۵۰۷۸	۰/۰۰۰۰
۶	۰/۵۷۶۳۷۷	۰/۰۰۳۲۷۲	۱۷۶/۱۶۰۲	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

سیستم‌هایی که به کمک نظریه‌ی آشوب تحلیل می‌شوند، دارای روابط غیرخطی هستند؛ یعنی اگر در سیستمی سری‌های زمانی به‌دست آمد و آن‌ها خطی و بدون نوسان بودند، در این‌که این سیستم، آشوبناک و بی‌نظم است، تردید باید کرد. برای تشخیص غیرخطی بودن حدس زدن یک مدل غیرخطی مناسب و برازش آن بر داده‌هاست. در این حالت نیکویی برازش بیان‌گر درجه‌ی غیرخطی بودن است. آزمون بی‌دی‌اس آزمونی برای تشخیص روند غیرخطی است. این آزمون در حقیقت برای تشخیص مستقل و هم‌توزیع بودن متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد (سلامی، ۱۳۸۲). اگر این آزمون بر پسماندهای یک مدل خطی اعمال شود و تصادفی بودن آن‌ها تأیید گردد به معنی نیکویی برازش مدل خطی است. در غیر این‌صورت بیان‌گر غیرخطی بودن فرآیند مولد داده‌ها (آشوبناکی داده‌ها) است (مشیری، ۱۳۸۴).

با توجه به یافته‌های حاصل از آزمون بی‌دی‌اس فرضیه‌ی صفر این آزمون رد می‌شود. لازم به ذکر است که فرضیه‌ی صفر به معنی فرآیند خطی تصادفی بودن سری زمانی شاخص قیمت و بازده نقدی است؛ بنابراین می‌توان به وجود فرآیندی غیرخطی در سری مذکور پی برد که ممکن است فرآیندی آشوب گونه داشته باشد. اگر در زمان در یافته‌های آزمون بی‌دی‌اس تصادفی بودن پسماندهای یک سری در بعدهای بیش از دو رد شود، احتمال غیرخطی بودن آن سری زیاد خواهد بود.

۱۰- آزمون تابع خودهمبستگی

ایـن آزمـون بـه بررسـی وجـود فرآینـدهای خودرگرسـیو و میـانگین متحـرک در مـدل در صـورت وجـود خودهمبستگی میان اجزای خطا می‌پردازد. این روش کـاربرد بیشـتری نسـبت بـه سـایر روش‌هـای کشـف خودهمبستگی دارد. منظور از فرآیند خودرگرسیو این است که خطای هر دوره می‌تواند با خطای دوره‌هـای دیگر اثرات متقابل داشته باشد و فرآیند میانگین متحرک نشان‌دهنده‌ی وجود یک رابطه‌ی میانگین متحرک میان خطاها است.

جدول۴- یافته‌های حاصل از آزمون تابع خودهمبستگی

AC	PAC	Q-Stat	P-Value
۰/۹۹۷	۰/۹۹۷	۲۴۰۳	۰/۰۰۰
۰/۹۹۴	۰/۰۱۳	۴۷۹۲/۵	۰/۰۰۰
۰/۹۹۱	۰/۰۱۲	۷۱۶۸/۹	۰/۰۰۰
۰/۹۸۸	۰/۰۰۵	۹۵۳۲/۵	۰/۰۰۰
۰/۹۸۵	۰/۰۰۶	۱۱۸۸۳	۰/۰۰۰
۰/۹۸۲	۰/۰۰۱	۱۴۲۲۲	۰/۰۰۰
۰/۹۷۹	-۰/۰۱۴	۱۶۵۴۷	۰/۰۰۰
۰/۹۷۷	-۰/۰۰۵	۱۸۸۶۰	۰/۰۰۰
۰/۹۷۴	-۰/۰۰۰	۲۱۱۵۹	۰/۰۰۰
۰/۹۷۱	-۰/۰۰۸	۲۳۴۴۶	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به یافته‌های حاصل از آزمون تابع خودهمبستگی فرضیه‌ی صفر این آزمون در سـطح خطـای ۵ درصد رد می‌شود. نظر به این‌که فرضیه‌ی صفر به معنی عدم وجـود خاصـیت خودهمبسـتگی سـری زمـانی شاخص قیمت و بازده نقدی می‌باشد؛ بنابراین می‌توان به وجود فرآینـد خاصـیت خودهمبسـتگی در سـری مذکور پی برد که ممکن است به دلیل غیرتصادفی بودن سری زمانی فرآیندی آشوب گونه داشته باشد. نظر به این‌که تمام مقادیر AC و PAC بسیار کوچک هستند. مقادیر کم خودهمبستگی بیـان‌گـر ایـن اسـت کـه سری زمانی تقریباً ناهمبسته است.

۱۱- آزمون خودرگرسیون‌برداری

مدل خودرگرسیون برداری یک مدل آماری است که وابستگی خطی میان چنـد سـری زمـانی را بیـان می‌کند. مدل خودرگرسیون برداری برای مدل‌سازی وابستگی میان بیش از یک سری زمانی استفاده می‌شود. در این مدل آینده‌ی یک سری زمانی با استفاده از گذشته‌ی خود و سایر سری‌ها در چنـدین تـأخیر زمـانی

تخمین زده می‌شود. اگر فرض کنیم $x_i(t) \in R$ مقدار i امین سری زمانی را در زمان t نشان می‌دهد و نماد برجسته‌ی $x_i(t) \in R^{d\times 1}$ مقدار همه‌ی سری‌های زمانی را در زمان t نشان می‌دهد. مدل خودرگرسیون برداری وابستگی بین مقادیر $x_i(t)$ به‌صورت زیر مدل می‌کند (قنبری و رسولی، ۱۳۹۱):

$$x(t) = \sum_{l=1}^{L} A(t)x(t-l) + \varepsilon(t) \qquad (۸$$

جدول ۵ یافته‌های تخمین بردار خودرگرسیونی شاخص قیمت و بازده نقدی را نشان می‌دهد.

جدول۵. یافته‌های آزمون خودرگرسیون برداری

	SERIES01
C	۱۴/۵۶۲۳۴ (۸/۳۹۱۲۲) [۱/۷۳۵۴۳]
SERIES01(-1)	۱/۴۱۲۱۰۱ (۰/۰۲۰۲۴) [۶۹/۷۶۵۱]
SERIES01(-2)	-۰/۴۸۵۹۶۷ (۰/۰۳۴۹۹) [-۱۳/۸۸۹۳]
SERIES01(-3)	۰/۱۸۷۶۱۹ (۰/۰۳۴۸۸) [۵/۳۷۸۳۰]
SERIES01(-4)	-۰/۱۱۴۸۱۸ (۰/۰۱۹۹۰) [-۵/۷۶۹۵۲]
ضریب تعیین: ۰/۹۹۹۸۷۱	لگاریتم احتمال: -۱۶۲۲۲/۵۸
ضریب تعیین تعدیل شده: ۰/۹۹۹۸۷۰	معیار آکایک: ۱۳/۴۶۱۲۹
مجموع مربع باقی‌مانده‌ها: ۹۸۶۴۶۹۷۷	معیار شوارتز: ۱۳/۴۷۳۲۹
خطای استاندارد: ۲۰۲/۴۸۵۶	میانگین: ۳۱۴۴۳/۷۲

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به سطح معنی‌داری محاسبه‌شده که کمتر از ۵ درصد است می‌توان نتیجه گرفت که سری زمانی گذشته توانایی پیش‌بینی سری زمانی بعدی را دارد و از خاصیت گام تصادفی پیروی نکرده و امکان

دسترسی به بازده‌های غیرعادی نیز ممکن است؛ بنابراین فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم قابلیت پیش‌بینی پذیرفته نمی‌شود. در حالت کلی این آزمون به نوعی lag است که قابلیت پیش‌بینی سری زمانی را نشان می‌دهد.

۱۲- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

نگاه سنتی به پدیده‌های اقتصادی که سعی در مدل‌سازی خطی داده‌ها با رویکرد فرآیندهای تصادفی دارد، آشفتگی‌های مشاهده‌شده در آن‌ها را ناشی از اثر تصادفی‌وار ورودی‌های متعدد و شوک‌های خارجی می‌دانست. در بررسی آشوب دلیل نوسانات داده‌ها مانند داده‌های قیمت نفت، سازوکار درونی سیستم مولد آن است و به واسطه‌ی شوک‌های برون‌زا و تصادفی به ایجاد چنین رفتارهای به ظاهر بی‌نظم منجر نشده است (مشیری، ۱۳۸۱).

در چرخه‌ی اقتصادی می‌توان دو دلیل برای توجیه نوسان ها در نظر گرفت. بر اساس نظر نئوکلاسیک‌ها عامل ایجاد نوسان های تولید، نیروهای برون‌زا هستند؛ در حالی‌که دیدگاه دوم، مطابق نظریه های کینزین‌هاست، عامل نوسان های تولید را فعل‌وانفعال های درونی اقتصاد می‌داند به طوری که افزایش فعالیت در یک بخش اقتصاد ممکن است منجر به افزایش بیشتر فعالیت‌ها در سایر بخش‌ها شود و یا بر عکس. در دیدگاه اول بنا به ماهیت تصادفی و غیرقابل‌پیش‌بینی شوک‌ها جایی برای سیاست‌های مالی و پولی وجود ندارد و در واقع ممکن است اعمال این سیاست‌ها عدم تثبیت اقتصادی را وخیم‌تر نیز کند؛ اما در دیدگاه دوم با توجه به معین بودن فرآیند ایجادکننده‌ی سری‌ها و در نتیجه قابل پیش‌بینی بودن آن‌ها، سیاست‌های تثبیت اقتصادی برای رسیدن به اشتغال از اهمیت خاصی برخوردارند. طرفداران دیدگاه دوم از آشوب به عنوان شاهدی بر ادعای خود استفاده می‌کنند و سیاست‌های تثبیت اقتصادی را با توجه به فرآیندهای غیرخطی و معین آشوبی در سری‌های اقتصادی به عنوان عامل اصلی ایجادکننده‌ی دوران تجاری توجیه می‌کند. به طوری که برای توجیه دوران تجاری در صورت وجود فرآیند آشوبی در متغیرهای اقتصاد کلان، دیگر لزومی به فرض وجود شوک‌های برون‌زا نخواهد بود؛ بنابراین، در یک سیستم آشوب نوسان های به ظاهر تصادفی از سازوکار درونی سیستم غیرخطی مولد داده‌ها نتیجه شده و ارتباطی با وقوع تکانه‌های خارجی ندارد. در نتیجه می‌توان تغییرات نامنظم روند برخی متغیرهای اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی و یا تغییر های بزرگ در بازار سرمایه را نتیجه وجود ساختار آشوبناک در آن‌ها دانست (بارکلی، ۱۹۹۰ به نقل از مشیری، ۱۹۹۰).

هدف از اجرای این پژوهش بررسی و مطالعه‌ی پدیده‌ی فرآیند آشوب در شاخص قیمت و بازده نقدی (TEDPIX) در بورس اوراق بهادار تهران بود. برای رسیدن به این هدف این شاخص با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد، بی‌دی‌اس، تابع خودهمبستگی و خودرگرسیون برداری مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. فرضیه پژوهش عبارت بود از سری زمانی شاخص قیمت و بازده نقدی دارای خاصیت پدیده‌ی آشوب است و بر اساس آزمون‌های تئوری آشوب قابل پیش‌بینی است که براساس آزمون‌های فوق مورد تأیید قرار گرفت.

یافته‌های حاصل از آزمون‌های صورت‌پذیرفته در راستای هدف پژوهش بیان‌گر وجود پدیده‌ی آشوب در شاخص قیمت و بازده نقدی است. به عبارتی این شاخص در حالت کلی از فرآیند گام تصادفی پیروی نکرده و شامل خاصیت بازگشت به میانگین به عنوان یکی از ناهنجاری‌های بورس اوراق بهادار تهران نشان داده شد و عدم کارایی این شاخص در بازار اوراق بهادار تهران نیز تأیید شد. هم‌چنین یافته‌های پژوهش با دیدگاه دوم تطابق دارد. یافته‌های پژوهش با یافته‌های پژوهش خواجوی و عبدی (۱۳۹۵)، کرباسی یزدی و همکاران (۱۳۹۱)، تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) نیز سازگار است.

در راستای یافته‌های پژوهش پیشنهاد می‌شود که متغیرهای دیگری که می‌توانستند بر آزمون تأثیرگذار باشند، استفاده شود، مانند شاخص ریسک و شاخص بازده تعدیل‌شده برای ریسک در آزمون مورد استفاده قرار گیرد و برای آزمون این شاخص‌ها به ترتیب روند ریسک بازار، بازده و ریسک به‌صورت ترکیبی مطالعه شود و برای محاسبه‌ی آن‌ها از مدل ارزش در معرض خطر استفاده می‌شود.

فهرست منابع

۱) تالانه، عبدالرضا و حدیث هجران‌کش راد (۱۳۹۰). بررسی کارایی بورس اوراق بهادار تهران در سطح ضعیف و نیمه‌قوی، تحقیقات حسابداری و حسابرسی، دوره‌ی سوم، شماره‌ی ۱۲، صص ۴۱-۲۷.

۲) تهرانی، رضا، انصاری، حجت‌اله و علی‌رضا سارنج (۱۳۸۷). بررسی وجود پدیده‌ی بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، دوره‌ی ۱۵، شماره‌ی ۵۴، صص ۳۲-۱۷.

۳) چناری، حسن (۱۳۹۱). مطالعه‌ی پدیده‌ی بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون ریشه‌واحد، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب.

۴) خواجوی، شکراله و هادی عبدی طالب‌بیگی (۱۳۹۵). تجزیه و تحلیل ابعاد فراکتال بر شاخص بازده نقدی و قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، دانش سرمایه‌گذاری، سال پنجم، شماره‌ی ۱۸، صص: ۹۳-۷۹.

۵) راسخی، سعید و امیر خانعلی‌پور (۱۳۸۸). تحلیل تجربی نوسانات و کارآیی اطلاعاتی بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۱۳، شماره‌ی ۴۰، صص ۵۷ – ۲۹.

۶) رستمی، محمد رضا؛ کلانتری بنجار، محمود و دانیال نوری جعفرآباد (۱۳۹۵). بررسی هم‌حرکتی میان بازده شاخص صنایع مختلف در بورس اوراق بهادار تهران با بازده بازارهای نفت، طلا، دلار و یورو با استفاده از تحلیل موجک، دانش سرمایه‌گذاری، سال پنجم، شماره‌ی ۱۷،صص ۲۵۱-۲۲۷.

۷) رهنمای رودپشتی، فریدون و اله‌کرم صالحی (۱۳۸۹). مکاتب و تئوری‌های مالی و حسابداری: مشتمل بر نظریات، فرضیات، مدل‌ها، تکنیک‌ها و ابزارها، انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی تهران مرکزی.

۸) سلیمی‌فر، مصطفی و زهرا شیرزور (۱۳۸۹). بررسی کارایی اطلاعاتی بورس اوراق بهادار با استفاده از آزمون نسبت واریانس،مهندسی مالی و مدیریت پرتفوی، دوره‌ی ۱، شماره‌ی ۵، صص ۳۳-۱.

۹) شهیکی‌تاش، محمدنبی و محمد میرباقری جم (۱۳۹۴). بررسی همبستگی نامتقارن بین بازده سهام، حجم معاملات و تلأطم بازار سهام تهران، تحقیقات اقتصادی، دوره‌ی ۵۰، شماره‌ی ۲، صص ۳۸۷-۳۵۹.

۱۰) صالح‌آبادی، علی و هادی دلیریان (۱۳۸۹). بررسی حباب قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال سوم، شماره‌ی ۹، صص ۷۵ – ۶۱.

۱۱) صمدی، سعید، نصراللهی، خدیجه و رضا ثقفی کلوانق (۱۳۸۸). ارزیابی پیش‌بینی پذیری شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه‌ی بورس اوراق بهادار، دوره‌ی ۲، شماره‌ی ۶، صص ۳۰-۵.

۱۲) عباسی‌نژاد، حسین و اسماعیل نادری (۱۳۹۱). تحلیل آشوب، تجزیه‌ی موجک و شبکه‌ی عصبی در پیش‌بینی شاخص بورس تهران، تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره‌ی ۸، صص۱۴۰ – ۱۱۹.

۱۳) فرهادی، حمیدرضا (۱۳۸۹). نقد فرمول‌های شاخص‌های بازدهی کل و ارائه‌ی فرمولی جدید، تحقیقات مالی، دوره‌ی ۱۲، شماره‌ی ۲۹، ص‌ص: ۱۱۰ – ۹۹.

۱۴) قنبری، علی و احمد رسولی (۱۳۹۱). اقتصادسنجی، انتشارات چالش، چاپ اول.

۱۵) کرباسی یزدی، حسین؛ نوری‌فرد، یداله و حسن چناری (۱۳۹۱). مطالعه‌ی پدیده‌ی بازگشت به میانگین در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از آزمون ریشه‌واحد، دانش سرمایه‌گذاری، سال اول، شماره‌ی ۴، صص ۱۰۳ – ۸۷.

۱۶) محمدی، شاپور و هستی چیت‌سازان (۱۳۹۰). بررسی حافظه‌ی بلندمدت بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۹۷، صص ۲۲۶ – ۲۰۷.

۱۷) مشیری، سعید (۱۳۸۱). مروری بر نظریه‌ی آشوب و کاربردهای آن در اقتصاد، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره‌ی ۱۲، ص‌ص: ۶۸ – ۲۹.

۱۸) نمازی، محمد و زکیه شوشتریان (۱۳۷۴). بررسی کارآیی بازار بورس اوراق بهادار تهران، تحقیقات مالی، سال ۲، شماره‌ی ۷ و ۸، ص‌ص: ۱۰۴ – ۸۲.

19) Akhmet, M., Akhmetova, Zh., Fen, M.O. (2014). Chaos in economic models with exogenous shocks, Journal of Economic Behavior & Organization, 106: 95-108.
20) Alvarez-Ramírez, J. & Rodríguez, E. (2012). Temporal variations of serial correlations of trading volume in the US stock market, Physica A, 4128-4135.
21) Al Wadia, S., M. Tahir Ismail, (2011). Selecting Wavelet Transforms Model in Forecasting Financial Time Series Data Based on ARIMA Model, Applied Mathematical Sciences, 5 (7): 315–326.
22) Barnett, W.A., A. Serletis, (2000). Martingales, nonlinearity, and chaos, Journal of Economic Dynamics & Control, 2: 703-724.
23) Black, E. D. (2000). Financial Market Analysis. 2nd Edition, New York: John Wiley and sons.
24) Brock, W. A., W. Dechert, & J. Scheinkman. (1987). A test for independence based on the correlation dimension. Working paper, University of Winconsin at Madison, University of Houston, and University of Chicago.
25) Chen, A.S & Lin, S.C (2011). Asymmetrical return on equity mean reversion and catering, Journal of Banking & Finance, 35: 471-477.
26) David, S.A., Machado, J.A.T., Quintino, D.D., Balthazar, J.M. (2016). Partial chaos suppression in a fractional order macroeconomic model, Mathematics and Computers in Simulation, 122: 55-68.
27) Gebka, B. &Wohar, M. (2013). Causality between trading volume and returns: Evidence from quantile regressions, International Review of Economics and Finance, 144-159.
28) Nunes, Mauricio & Sergio, D.Silva (2007). Rational Bubbles in Emerging Stock Markets, MPRA Paper, 4641: 1-10.
29) Özer, Gökhan, Cengiz Ertokatli, (2010). Chaotic processes of common stock index returns: An empirical examination on Istanbul Stock Exchange (ISE) market, African Journal of Business Management, 4 (6): 1140-1148.
30) Prokhorov, A.B., (2008). Nonlinear dynamics and chaos theory in economics: A historical perspective, Quantile, 4: 1-27.
31) Rosenblum, B. and Kuttner F. (2006). Quantum Enigma: Physics Encounters Consciousness. Oxford University Press, Incorporated.
32) Velasquéz .T. (2009). Chaos theory and the science of fractals, and their application in risk management. Cand. merc. Copenhagen Business School, Cand.merc. Finance & Strategic Management, Supervisor: Michael Clemens.
33) Weiss, G. (1992). Chaos hits wall street-the theory, that is, Business Week November. pp. 138-140.

34) Williams, B., (2005). Trading Chaos: Applying Expert Techniques to Maximize Your Profits, Press. John Wiley & Sons, 265 P., ISBN 0-471-11929-6

یادداشت‌ها

[1]. Weiss.
[2]. Hiels.
[3]. Black.
[4]. Ozer and Ertokatli.
[5]. Williams.
[6]. Rosenblum and Kuttner.
[7]. Vsotelo.
[8]. Nunes and D.Silva.
[9]. Al Wadia and Tahir Ismail.
[10]. Chen and Lin.
[11]. Alvarez and Rodríguez.
[12]. Gebka and Wohar.
[13]. Akhmet *et al*.
[14]. David *et al*.