Archive of SID

آزمون روند آشوبی در بازده سهام بازار اوراق بهادار تهران

امیربهداد سلامی*

اغلب مشاهدات آماری پیرامون متغیرهای اقتصادی از آزمون‌هایی بهره گرفته‌اند که در مواجهه با داده‌های آشوبی به اشتباه افتاده و آنها را داده‌هایی تصادفی تشخیص داده‌اند. در حالی که این داده‌ها در واقع از سیستم‌هایی تعیین‌پذیر نشأت می‌گیرند که با اختلالاتی جزیی همراه می‌باشد. به همین جهت آزمون‌های دیگری توسعه یافته‌اند که مهم‌ترین آنها آزمون معروف به BDS، بعد همبستگی گراسبرگر و پروکاچیا و اغتشاش (آنتروپی) کولموگروف هستند. این آزمون‌ها، جهت برسی وجود روندهای آشوبی در سری زمانی روزانه شاخص قیمت‌های بازار اوراق بهادار تهران از سال ۱۳۷۵ تا سال ۱۳۸۰، مورد استفاده قرار گرفتند. نتایج حاکی از وجود چنین روندی در مسیر تحول این شاخص است.

* - امیربهداد سلامی؛ دانشجوی دوره دکتری دانشگاه علامه طباطبایی.
E-mail: amir.salami@parsian-bank.net

www.SID.ir

Archive of SID

۱ـ مقدمه

لاپلاس در سال ۱۷۷۶ بیان کرد که اگر بتوانیم شرایط اولیه[۱] هر پدیده را شناسایی کنیم می‌توانیم آیندهٔ آن را نیز به‌طور دقیق پیش‌بینی نماییم. این تفکر مدت‌ها مورد قبول اندیشمندان عرصه علوم تجربی بود. اما پوآنکاره در سال ۱۹۰۳ بیان کرد خطاهای کوچک امروز به خطاهای بزرگ در پیش‌بینی فردا منجر می‌شود و از آنجا که اغلب، شناخت دقیق وضعیت موجود امکان‌پذیر نیست و توأم با خطا است، پیش‌بینی نیز امری غیرممکن می‌نماید. به هر حال، با آنکه نظر غالب امروزی بسیار نزدیک به نظر پوآنکاره است، اندیشمندان علوم مختلف بخش عظیمی از مطالعات خود را بر پیش‌بینی متغیرها و پدیده‌های مورد بررسی علوم خود متمرکز ساخته‌اند. از میان این علوم «اقتصاد» جوان‌ترین است.

اکثر متغیرهای اقتصادی از آن دست پدیده‌ها هستند که شناخت وضعیت موجود آنها غیرممکن یا حداقل مشکل است.[۲] لذا تا به حال پیش‌بینی‌ناپذیر بوده‌اند. برخی، این پیش‌بینی‌ناپذیری را دال بر وجود روند تصادفی در سری زمانی این‌گونه متغیرها دانسته و به دنبال کشف بخش تصادفی و تفکیک آن از بخش غیرتصادفی تغییرات متغیر در طول زمان، هستند.[۳] مدل‌های ARIMA (p,i,q) شاخص‌ترین این اقدامات هستند که جزء توضیح‌پذیر را خطی در نظر می‌گیرند و نوسانات را مستقل از زمان تصور می‌نمایند. اصولاً، در اکثر مطالعات، فرض بر این است که متغیر مورد بررسی یک روند خطی مشخص دارد که با یک روند تصادفی «نوفه سفید»[۴] همراه می‌شود. به‌طور خلاصه، به این‌گونه مدل‌ها عنوان خطی ـ تصادفی داده می‌شود. برخی نیز مدل‌های غیرخطی را بر این متغیرها اعمال کرده‌اند که از این دست می‌توان به

۱- شرایط اولیه، شامل وضعیت یا مقدار اولیه پدیدهٔ مورد بررسی، وضعیت یا مقدار اولیه تمامی متغیرهای مرتبط به آن و تمامی ساز و کارهای اثرگذار بر متغیر مورد بررسی و سایر متغیرهای اثرگذار می‌باشد.

۲- یکی از دلایل این وضعیت تعداد زیاد متغیرهای اثرگذار بر پدیده‌های اقتصادی است.

۳- حتی متعصب‌ترین طرفداران این اندیشه نیز قبول دارند که در روند یک متغیر اقتصادی یک جزء توضیح‌پذیر و غیرتصادفی وجود دارد.

4- White Noise

www.SID.ir

Archive of SID

مدل‌های ARCH و GARCH که به‌طور ساده مدل غیرخطی را در واریانس پسماندها اعمال می‌کند، مدل‌های لگاریتمی، مدل‌های Box-Cox (1964) و... اشاره کرد که همه یک جزء تصادفی را نیز در مدل متصور می‌شوند. به این مدل‌ها اصطلاحاً غیرخطی - تصادفی اطلاق می‌شود. اما سیستم‌های خاصی هم وجود دارند که تنها ماهیتی غیرخطی داشته به هیچ‌وجه تصادفی نیستند یا به عبارت دیگر، به‌طور کامل قابل شناسایی[1] هستند. این سیستم‌ها در وهله اول با سیستم خطی - تصادفی و غیرخطی - تصادفی اشتباه گرفته می‌شوند. جالب اینکه، این سیستم‌ها در گمراه کردن اغلب آزمون‌های تصادفی بودن موفق عمل می‌کنند، لذا اگر آزمون‌های استاندارد تشخیص روند تصادفی به کار گرفته‌شود، امکان تشخیص اشتباه وجود دارد. این واقعیت نظر طرفداران دیدگاه دیگر را تقویت می‌کند.

گروه دیگر از اندیشمندان، اعتقاد دارند که در جهان واقعی هیچ پدیده تصادفی وجود ندارد بلکه مجموعه‌ای از علت‌ها در کنار هم وقوع یک حادثه را رقم می‌زنند و عدم شناخت این علت‌ها و نحوهٔ اثرگذاری آنها است که تغییرات پدیده را تصادفی جلوه می‌دهد. بنابراین، هر متغیر مانند X_t در زمان وقوع خود بیان‌کننده اثر تمامی متغیرهای اثرگذار بر خود است. در نتیجه روند آن از نظر تئوریک کاملاً تعیین‌پذیر است و تصادفی نیست. نظر این گروه و واقعیت عنوان شده در پاراگراف قبل، مشوق دانشمندان در پاسخگویی به این سؤال شده‌است: آیا آزمونی وجود دارد که بتوان با آن به تشخیص این روندها پرداخت؟ تلاش برای پاسخگویی به این پرسش به خلق آزمون‌هایی انجامیده است که در هنگام آزمون می‌توانند وجود روندهای غیرتصادفی را تأیید نمایند. اما کماکان، پدیده‌هایی هستند که تحت این آزمون‌ها نیز تصادفی تعیین شده‌اند. لذا هنوز ادعای گروه دوم به اثبات نرسیده‌است (و ظاهراً هیچ‌گاه به اثبات هم نخواهدرسید).

1- Deterministic

www.SID.ir

Archive of SID

در علم ریاضیات به این روندهای غیرخطی تصادفی‌نما[۱]، «آشوب»[۲] اطلاق می‌شود و روند منتج از آنها آشوبی است. به‌طور خلاصه، یک آشوب سیستمی ۱) غیرخطی است؛ ۲) پویاست؛ ۳) در کمال سادگی به خلق روندهای پیچیده می‌انجامد و ۴) نسبت به وجود انحراف از شرایط اولیه، بسیار حساس است. به این ترتیب است که تصادفی به نظر می‌رسد. تشخیص این سیستم از دو جهت جالب توجه است: ۱) اگر اثبات شود که یک سیستم آشوبی است راه برای تشخیص نوع سیستم آشوبی و مکانیزمی که این سیستم را تولید می‌کند هموارتر می‌شود و می‌توان برای توضیح این پدیده مدل‌های مناسب طراحی کرد که در هنگام حل، جوابی آشوبی ایجاد کند. ۲) با کشف یک سیستم آشوبی و محتوای آن می‌توان امیدهای از دست رفتهٔ پیش‌بینی‌پذیری متغیرها را دوباره زنده کرد. مطالعه این سیستم در اقتصاد از هر دو حیث حائز اهمیت است. لذا نزدیک به سه دهه است که مطالعات در این زمینه راه خود را در اقتصاد نیز باز نموده‌است. مطالعات در سه گروه متمرکز شده‌اند: ۱) آنهایی که تشخیص روند آشوبی از روند تصادفی را در مورد متغیرهای اقتصادی هدف خود قرار داده‌اند؛ ۲) آنهایی که بر تشکیل مدل‌هایی نظری که بتواند در حالاتی خاص رفتاری آشوبی خلق نموده و در عین حال از اصول اقتصادی تبعیت نماید، تمرکز کرده‌اند و ۳) آنهایی که به دنبال کشف مکانیزم تولید داده‌های آشوبی در جهان واقعیت و به‌طور ساده، فرمول اصلی تولیدکنندهٔ داده‌ها، بوده‌اند. متأسفانه، علی‌رغم پیشرفت‌هایی که در دو زمینه اول رخ داده، در زمینه سوم دستاورد قابل توجهی ایجاد نشده‌است.

از آنجایی که ورود به حوزهٔ فعالیت گروه‌های دوم و سوم عبور از مرحلهٔ تشخیص روندهای آشوبی از روندهای تصادفی را می‌طلبد، این تحقیق بر این هدف متمرکز شده‌است.

۱- به‌این دلیل به آنها تصادفی‌نما اطلاق می‌شود که اکثر آزمون‌های استاندارد آنها را تصادفی تشخیص می‌دهند.

2- Chaos

www.SID.ir

Archive of SID

۲ـ مفاهیم آشوب

به‌طور ساده، آشوب یک دستگاه پویا است. امروزه بررسی دستگاه‌های پویا شاخه‌ای وسیع از علم ریاضیات را تشکیل می‌دهد. این شاخه می‌کوشد تا فرایندهای پویا را شناسایی و تجزیه و تحلیل کند. برای مثال، حرکت ستارگان و کهکشان‌ها، افت و خیز درجه حرارت هوا، بالا و پایین رفتن قیمت‌ها در بازار، دگرگونی‌های جوّی سراسر دنیا از جمله دستگاه‌های پویا هستند که با گذشت زمان تغییر می‌کنند. واضح است که بعضی از دستگاه‌های دینامیکی، قابل پیش‌بینی هستند. برای مثال، همه می‌دانیم که فردا خورشید به‌طور حتم طلوع خواهدکرد. از سوی دیگر، حدس زدن وضعیت آب و هوا در ماه آینده غیرممکن می‌نماید و این به دلیل ماهیت آشوبی آن است، نه تصادفی بودن آن.

ساده‌ترین راه برای درک نظریه آشوب توجه به مثال‌هاست:

«ذره‌ای را در نظر بگیرد که در ناحیه‌ای از فضا، بنابر قانونی معین حرکت می‌کند. اگر مسیر پیمودن این ذره را دنبال کنیم ممکن است سه نوع رفتار مختلف را مشاهده کنیم. ۱) ممکن است، ذره در نهایت در موضع خاصی به حالت سکون درآید. ۲) ممکن است، ذره در نهایت یک حرکت تناوبی بین دو یا چندنقطه پیدا کند. ۳) آخرین احتمال این است که ذره به حرکت نامنظم و پیش‌بینی‌ناپذیر خود ادامه دهد. اما کماکان در ناحیه‌ای محدود از فضا، باقی بماند. در این حالت، بی‌دقتی کوچکی در اندازه‌گیری موضع درست فعلی ذره به خطاهای بزرگی در پیشگویی مسیر بعدی آن منجر می‌شود. این پدیده نشانه‌ای از حرکت آشوبی است.»

توصیف هندسی وضعیت نهایی و رفتار غایی ذرهٔ مثال بالا را در اصطلاح «جاذب»[۱] می‌نامند. در حالت اول، جاذب یک نقطه است در حالت دوم جاذب می‌تواند یک دایره، یک مربع، یک بیضی یا یک مدار پیچیده غیرمنظم باشد. اما از آنجا که ناحیه‌ای از فضا که در حالت سوم طی می‌شود از پیچیدگی بسیار بالایی برخوردار

1- Attractor

www.SID.ir

Archive of SID

است به آن عنوان «جاذب عجیب»[1] اطلاق می‌شود. وقتی ذره‌ای به یک جاذب عجیب جذب می‌شود، دیگر راه فراری ندارد و گرچه حرکت ذره در درون جاذب با قانون‌های دقیقی مشخص می‌شود، ولی ذره طوری رفتار می‌کند که گویی حرکت تصادفی دارد. ممکن است، تصور شود که برای ایجاد چنین حرکت‌های پیچیده‌ای، معادلات بسیار پیچیده موردنیاز است. اما برعکس، بینش جدیدی که در سال‌های اخیر به‌دست آمده این است که حرکت آشوبی اغلب از قانون‌های ساده پیروی می‌کنند.

همان‌طور که عنوان شد آشوب‌ها از دستگاه‌های پویا ناشی می‌شوند. یک دستگاه یا تابع پویا در واقع از تکرار یک تابع ایستا به‌دست می‌آید. برای مثال:

$$Y=\sqrt{x}$$

را در نظر بگیرید. اگر از یک عدد دلخواه برای x شروع کنیم و جواب Y را به‌عنوان یک x جدید قلمداد کرده و آن را دوباره وارد تابع کنیم و این کار را به‌طور مداوم تکرار نماییم یک دستگاه پویا ساخته‌ایم. در واقع، رابطهٔ هم ارزی زیر را می‌توان تشکیل داد:

$$Y=\sqrt{x} \quad \leftarrow \boxed{Y=x} \equiv x_{n+1}=\sqrt{x_n}$$

که n نشان‌دهندهٔ دفعات تکرار است. از تکرار یک تابع می‌توان به یک سری از اعداد رسید که در اصطلاح ریاضی به آنها مدار گفته می‌شود. بنابراین «مدار» هم‌ارز یک سری از اعداد است که از تکرار یک تابع به‌صورتی که ذکر شد، استخراج شده‌باشد. بسته به اینکه نقطهٔ آغازین چه عددی باشد، این مدارها متفاوتند. بعضی مواقع با تکرار بیشتر و بیشتر یک تابع، دنبالهٔ اعداد به سمت یک عدد خاص همگرا می‌شود که به آن نقطهٔ ثابت گفته می‌شود. برای مثال، تابع مثال بالا سرانجام به سمت عدد یک همگرا می‌شود و تابع:

$$Y=Cos(x)$$

سرانجام به عدد ۰/۷۳۹۰۸۵ خواهدرسید. نقطهٔ ثابت، تحت تکرار تغییر نمی‌کند.

1- Strange Attractor

www.SID.ir

Archive of SID

بنابراین، می‌توان آن را این‌گونه به‌دست آورد:

$$F(x) = x$$

برخی مدارها تناوبی هستند به‌طوری که $FN(x) = x$ در اینجا N تعداد تکرار را نشان می‌دهد. یعنی با شروع از یک نقطهٔ آغازین و پس از هر N تکرار، به همان نقطهٔ آغازین باز خواهیم‌گشت. برای مثال:

$$F(x) = \frac{1}{x}$$

دارای دورهٔ تناوبی ۲ است. اگر دورهٔ تناوب به سمت بی‌نهایت برود، $(N \rightarrow \infty)$ آنگاه سیستم آشوبی پدید می‌آید. و این حالت وقتی امکان‌پذیر است که سیستم و یا معادلهٔ اصلی غیرخطی باشد و نیازی نیست که حتماً از پیچیدگی خاصی برخوردار باشد.

اگر برای تابعی بتوان یک دورهٔ تناوب بسیار بزرگ پیدا کرد، آنگاه مشاهده می‌شود که اعدادی که سری تناوبی را می‌سازند از روند به ظاهر تصادفی تبعیت می‌کنند. حتی آزمون‌های آماری اولیه نیز در مواجهه با این سری از اعداد به غلط آنها را تصادفی تشخیص می‌دهند که این یکی دیگر از ویژگی‌های سیستم‌های آشوبی است.

اصولاً اگر یک سیستم پویا به‌طور کامل تعریف شده‌باشد، آنگاه، با تشخیص درست شرایط اولیه متغیر می‌توان آن را برای دوره‌های طولانی، به‌درستی، پیش‌بینی کرد و اعدادی به‌دست آورد که در وهله نخست، هر پژوهشگر دیگر را با تشخیص اشتباه (تصادفی بودن پدیده) رو به رو می‌سازد. اما، اگر شرایط اولیه با انحرافی جزیی از واقعیت شناسایی شوند (حتی در حد ناچیز ۰/۰۰۰۰۹±) پیش‌بینی‌های صورت گرفته، باوجود اینکه سیستم پویا به‌طور کامل تعریف شده‌است، به‌سرعت از واقعیت منحرف خواهدشد. به‌طوری که، علاوه‌بر مقدار تغییر، پیش‌بینی جهت آن نیز غیرممکن می‌شود.[1]

۱- برای مطالعه بیشتر در این زمینه می‌توانید پژوهش انجام شده در همین زمینه در پژوهشکده امور اقتصادی مراجعه نمایید.

www.SID.ir

Archive of SID

۳ـ مروری بر ادبیات آشوب

ریشهٔ علاقهٔ اقتصاددانان به پویایی‌های پیچیده را می‌توان در ادبیات وسیع ۸۰ـ۷۰ سال گذشته، پیرامون دوره‌های تجاری مشاهده کرد که تعداد زیادی از مدل‌ها به منظور ایجاد رفتارهای نوسانی یا ارتعاشی در اقتصاد را ارایه کردند. اما، اکثر این مدل‌ها مبهم و منطق آنها بسیار سخت بود. تمام این مسایل در دههٔ ۱۹۳۰ با کار فریش[1] (۱۹۳۳)، لوندبرگ[2] (۱۹۳۷) و ساموئلسون[3] (۱۹۳۹) که از معادلات تفاضلی یا دیفرانسیل برای تولید سری‌های زمانی تعیین‌پذیر استفاده کردند، به پایان رسید. این مدل‌ها فقط می‌توانستند این موضوع را نشان دهند که بعضی مواقع پیدایش مسیرهای نوسانی، امکان‌پذیر است.

با وجود این، ۳۵ سال طول کشید تا برای اولین بار (به احتمال زیاد) توسط مِی[4] و بدینگتون[5] در سال ۱۹۷۵ امکان‌پذیر بودن رفتارهای چرخه‌ای و آشوبی در اقتصاد، مطرح شود. توجه به این احتمال زمانی شدت گرفت که مشاهده شد:

۱) مدل‌های سری زمانی را به خوبی می‌توان بر داده‌های اقتصادی منطبق ساخت. ولی،

۲) عملکرد این مدل‌ها در زمینهٔ پیش‌بینی بدتر از حد انتظاری است که از مدل برازش شده توقع بود.

این نقصان به دو دلیل در تحلیل سری‌های زمانی اقتصاد وقوع می‌یابد. نخست، مدل‌های استاندارد در تعیین نقطهٔ بازگشت سری‌های زمانی نوسانی و دوره‌ای، ضعیف عمل می‌کند. دوم، پیش‌بینی‌کنندگان اغلب با تغییر وضعیت مواجه می‌شوند که رابطهٔ به‌دست آمده گذشته را از اعتبار می‌اندازد. این گونه مشکلات، برای محققانی که در علوم غیرخطی (نظیر فیزیک) تحقیق می‌کنند، بسیار آشناست. بنابراین

1- Frisch
2- Lundberg
3- Samuelson
4- May
5- Beddington

www.SID.ir

Archive of SID

اقتصاددانان شروع به آزمون ویژگی‌هایی غیرخطی و به‌خصوص آشوبی سری‌های زمانی، کردند.

اقتصاددانان در این راه با مشکلاتی برخورد کردند. از یک طرف، اکثر مجموعه‌های آماری موجود و در اختیار اقتصاددانان، کوچک بود و در استفاده از تکنیک‌های آماری برای تشخیص ارتباط و همبستگی غیرخطی سری زمانی، محدودیت ایجاد می‌کرد. از طرف دیگر، مباحث نظری دقیقی وجود داشت که اثبات می‌کرد بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی باید یک جزء تصادفی مهم داشته‌باشد و قطعاً به‌طور کامل تعیین‌پذیر نیست.[1] لذا اعتقاد به اینکه این سری‌ها باید از نظر آشوبی بودن آزمون شوند در تضاد با این باورها قرار می‌گرفت. بالاخره، اکثر آزمون‌هایی که وجود داشتند برای کاربرد در یک محیط کنترل شده، که در آن داده‌ها با حداقل عوامل تصادفی اثرگذار مواجه‌اند، مناسب بودند. متأسفانه، داده‌های اقتصادی دنیای واقعی را نمی‌شود از این نظر کنترل کرد. لذا، به آزمون‌های دیگری نیاز بود.

به هر حال، تلاش‌ها و تحقیقات اقتصاددانان به‌طور جدی از اوایل دهۀ ۱۹۸۰ آغاز شد. نتایج این تلاش‌ها مجموعه‌ای از مطالعات را تشکیل داده‌است. برای اینکه بتوانیم تقسیم‌بندی خاصی برای بیان این ادبیات ارایه کنیم، آنها را به سه دسته کلی تقسیم کرده‌ایم:

۱) مطالعات پیرامون آزمون وجود روندهای غیرخطی و آشوبی در متغیرهای اقتصادی با استفاده از روش‌های موجود؛

۲) مطالعات پیرامون ایجاد روش‌های جدید آزمون این روندها؛

۳) مطالعات پیرامون ایجاد الگوهای اقتصادی که در دامنه‌هایی از پارامترها رفتاری غیرخطی و آشوبی از خود نشان می‌دهند.

دستۀ اول و سوم از این تقسیمات در این بخش همراه هم مرور خواهندشد، در بخش بعد، ضمن معرفی روش‌های آزمون روندهای غیرخطی و آشوبی دسته دوم نیز

۱- برای مثال نظریه بازارهای کارآمد و نظریۀ انتظارات عقلایی، تغییرات تصادفی را حتمی می‌دانند.

www.SID.ir

Archive of SID

مرور می‌شوند. در این بخش ضمن ورود به مباحث اشاره شده یک تقسیم‌بندی دیگر نیز اعمال می‌شود:

۱) آن دسته از مطالعات که بر متغیرهای اقتصاد کلان متمرکز هستند.

۲) آن دسته از مطالعات که بر متغیرهای اقتصاد خرد متمرکز هستند.

۳) آن دسته از مطالعات که بر متغیرهای مالی متمرکز هستند.

۱-۳-اقتصاد کلان و ادبیات آشوب

شک برانگیزترین سری‌های زمانی اقتصادی در زمینهٔ روندهای پویای غیرخطی، داده‌های اقتصاد کلان است. اشتوتزر[۱] در سال ۱۹۸۰ یک مدل رشد اقتصاد کلان[۲] با پویایی‌های آشوبی را معرفی کرد.[۳] در همان سال دای[۴] و بن حبیب[۵] نیز یک مدل OGM[۶] را ارایه کردند که چنین رفتاری از آن قابل مشاهده بود. در سال ۱۹۸۱ مجدداً دای و بن حبیب برای اولین بار در زمینه اقتصاد خرد از معادلات دیفرانسیل استفاده کردند. دای و «دانا[۷] و مالگراد[۸]» در سال ۱۹۸۳ مدل‌های ادواری رشد را توضیح دادند و بروز آشوب از دیدگاه نظری را بررسی کردند. دای و شافر[۹] نیز در مطلبی تحت‌عنوان «آشوب کنیزی» بروز این آشوب‌ها را در مدل‌های LM-IS و پس‌انداز-سرمایه‌گذاری نشان دادند. در همان سال با مول و ولف[۱۰] رفتار آشوبی در رشد بهره‌وری را مدل‌بندی کردند. متعاقب کار سال ۱۹۷۹ با مول و نیشی مورا[۱۱] که مدل تعادلی رشد با عمر بی‌نهایت کارگزاران اقتصادی را الگوبندی و شرایط تعادلی را

1- Stutzer

۲- این مدل رشد دراصل متعلق به هاولمو (Haavelmo) است.

۳- البته قبل از آن در سال ۱۹۷۹ بن حبیب و نیسی مورا نشان داده‌بودند که چنین مدل‌هایی را به سادلگی می‌توان ایجاد کرد و در کار خود رفتار نوسانی و چرخه‌ای متغیرهای اقتصادی (رشد تولید) را توضیح دادند.

4- Day
5- Benhabib
6- Overlapping Generation Models
7- Dana
8- Malgrade
9- Shafer
10- Wolf
11- Nishimura

www.SID.ir

Archive of SID

استخراج کرده‌بودند، دچرت[۱] و پلیکان[۲] در سال ۱۹۸۴ و بالدرین[۳] و مونتراچیو[۴] در سال ۱۹۸۵ نشان دادند که در چنین مدل‌هایی رفتار آشوبی را می‌توان مشاهده کرد. از آنجایی که اکثر ادبیات موجود برای توضیح دوره‌های اقتصادی از مدل‌های دور زندگی استفاده کرده‌اند، تعدادی از مطالعات مثل بن حبیب و نیشی مورا (۱۹۸۵) بیان کردند که؛ در چنین مدل‌هایی می‌توان، به سادگی چرخه‌های آشوبی ایجاد کرد. گراندمونت[۵] در سال ۱۹۸۵ نیز یک مدل رشد با نسل‌های متداخل طراحی کرد که روندهای غیرمنظم را ایجاد می‌کرد.

در زمینه کارهای تجربی نیز فعالیت‌های بسیاری صورت گرفته که نمونهٔ آن را می‌توان این‌گونه فهرست کرد. سایرز[۶] در سال ۱۹۸۶ وجود این روندها را در بازار کار آمریکا اثبات کرد. در همان سال، شینک‌من[۷] و لبارون[۸] در بازار سهام آمریکا و براک[۹] و دچرت این‌کار را برای برخی از سری‌های زمانی کلان آمریکا انجام دادند. با اینکه مشاهدات آنها برای اثبات وجود آشوب ضعیف بود، نشان دادند که در برخی حالات بررسی‌های اقتصادسنجی و برازش مدل‌های خطی با جزء اخلال تصادفی برای توضیح یک پدیده‌ی نامناسب است و سیستم‌های غیرخطی بسیار مناسب‌تر هستند. در سال ۱۹۸۸، براک و سایرز مجدداً نتوانستند شواهدی از وجود آشوب در داده‌های آمریکا به‌دست آورند. فرانک و استنگوس نیز با آزمونی متفاوت نتوانستند وجود این آشوب‌ها را در داده‌های کالن کانادا آشکار سازند. اما برای داده‌های بازار کار مشاهدات آنان اندکی راضی‌کننده بود. چن[۱۰] و بارنت[۱۱] نیز در یک مدل پولی نشان دادند که متغیرهای پولی رفتاری آشوبی دارند و دارای یک جاذب قوی می‌باشند.

در دههٔ ۱۹۹۰ نیز این مطالعات ادامه یافت. در این دهه مطالعات از دقت و عمق

1- Dechert
2- Plikan
3- Boldrin
4- Montraccio
5- Grandmont
6- Sayers
7- Seheinkman
8- Le Baron
9- Brock
10- Chen
11- Barnett

www.SID.ir

Archive of SID

بیشتری برخوردار بود. گودوین[۱]، که قبل از این در سال ۱۹۵۹ توضیح داده‌بود که با وارد کردن ضریب شتاب غیرخطی به الگوی سرمایه‌گذاری می‌شود ادوار تـجاری را توجیه کرد، در سال ۱۹۹۰ رفتار آشوبی این ادوار را نیز مدل‌بندی کرد. در سال ۱۹۹۳ گرنجر[۲] و دیگران و جادیتز[۳] و سایرن، از یک مدل پیش‌بینی غیرخطی برای کشف رفتار غیرخطی در متغیرهای اقتصاد کلان بهره بردند. کار لارسن[۴]، مورکرافت[۵] تامسن[۶] و موسکیلد[۷] نیز نشان داد که هرگاه سه بخش از اقتصاد که هر یک دارای یک سیستم پویای نوسانی منظم هستند با یکدیگر تداخل کنند، می‌توانند در یک متغیر کلی، نظیر تولید ناخالص ملی، رفتاری آشوبی ایجاد کنند. به این ترتیب می‌توان حرکات ادواری تجاری را توجیه کرد. نیشی مورا و نایو[۸] در سال ۱۹۹۵ وجود پویایی‌های غیرخطی و آشوب را در متغیر انباشت سرمایه بهینه در مدل‌های رشد بهینه بررسی کردند. ایشان این کار را با استفاده از یک تابع تولید لئونتیف انجام دادند. در همان سال، سرلتیس[۹] وجود این ساختارها را در تحولات سرعت گردش پول مطالعه کرد. این اواخر چن در سال ۱۹۹۹ یک بار دیگر نظریه فریش را، که پایه و اساس نظریه‌های تعادل عمومی قبل از ورود نظریه آشوب در اقتصاد بود، از طریق نظری و مدل‌بندی دیفرانسیلی سادهٔ آشوبی رد کرد. مشیری[۱۰]، کوهزادی[۱۱] و کامرون[۱۲] نیز این رفتارها را در نظریه درآمد دائمی انتظارات عقلایی آزمون کردند و نشان دادن پسماندهایی که به موجب نظریه درآمد دایمی انتظارات عقلایی به‌دست می‌آیند، تصادفی نیستند بلکه، از یک رابطهٔ غیرخطی تبعیت می‌کنند که می‌تواند آشوبی باشد. آنها از این طریق نظریه انتظارات عقلایی را به مبارزه طلبیدند.

البته مطالعات تجربی در زمینه آزمون روند آشوبی زیاد رضایت‌بخش نیست.

1- Goodwin
2- Granger
3- Jaditz
4- Larsen
5- Morcraft
6- Thomsen
7- Mosekide
8- Nayo
9- Serletis
10- Moshiri
11- Kohzadi
12- Cameron

www.SID.ir

Archive of SID

در اکثر موارد جواب یکسان بود «به احتمال زیاد هیچ آشوب قابل شناسایی و فرمول‌بندی وجود ندارد». اما در اکثر مطالعات شواهدی دال بر وجود ساختارهای غیرخطی وجود داشت که می‌توانند آشوبی نیز باشند. عمدهٔ این آزمون‌ها از الگوریتم تخمین بعد همبستگی گراسبرگر[۱] و پروکاچیا[۲] که در سال ۱۹۸۲ تبیین شده‌بود یا آزمون‌های مبتنی‌بر توان لیاپانوف استفاده کردند. ناتوانی این آزمون‌ها به خلق آزمون جدیدی توسط براک، دچرت و شینک‌من در سال ۱۹۸۸ منجر شد که به آزمون BDS[۳] معروف است. اما این آزمون هم به دلیل کم بودن تعداد مشاهدات اقتصاد کلان و نوسانات کم آنها در بررسی متغیرهای کلان و آزمون آنها توانایی خوبی از خود بر جای نگذارد. روش‌های آزمون Bootstrapping و مبتنی‌بر شبکه‌های عصبی نیز این اواخر کابردهایی پیدا کرده‌اند و نتایج نسبتاً خوبی نیز بر جای گذارده‌اند. نمونه آن کار مشیری و دیگران (۱۹۹۹) است که از روش شبکه‌های عصبی مصنوعی استفاده کرده‌است. با تمام این ناتوانی‌ها در زمینه تجربی، موفقیت‌های اندک به‌دست آمده به همراه موفقیت‌های نظری، پتانسیل وسیعی را برای مطالعات آینده فراهم کرده‌است. ضمن اینکه احتمال فروپاشی نظریه‌هایی که بر رفتار تصادفی صرف جزء اخلال و خطی بودن روندهای تعیین‌پذیر (که جایگاه رفیعی را در مطالعات اقتصادی کلان به خود اختصاص داده‌اند) و اهمیتی که جستجوی این روندها از حیث سیاست‌گذاری و پیش‌بینی آیندهٔ متغیرها دارد، تمایل روزافزون محققان به دنبال کردن مسیر ایجاد شده و خلق کشفیات جدید را در پی داشته‌است.

۲-۳- اقتصاد خرد و ادبیات آشوب

بر خلاف کارهای نظری و تجربی متعدد و متنوعی که در اقتصاد کلان انجام شده کارهای کمتری بر روی متغیرهای اقتصاد خرد انجام گرفته‌است. حجم

1- Grassberger 2- Procaccia

3- Brock, Dechert & Seheinkman

www.SID.ir

Archive of SID

گسترده‌ای از این اقدامات نیز در زمینه بازار کالاها بوده‌است. اما در کمال تعجب نتایج به دست آمده از آزمون‌های صورت گرفته بر متغیرهای اقتصاد خرد (عمدتاً قیمت‌های بازری کالاهای منتخب) راضی‌کننده‌تر از نتایج اشاره شده در رابطه با متغیرهای کلان بوده‌است. دلیل آن را هم می‌توان در دو مقوله خلاصه کرد: ۱) میزان داده‌ای بایگانی شده در رابطه با قیمت کالاها به‌خصوص کالاهای با نوسانی مثل طلا، نقره، محصولات کشاورزی و نفت بسیار بیشتر از اطلاعات و داده‌های متغیرهای کلان است؛ ۲) همان‌طور که با مول و بن حبیب در سال ۱۹۸۹ نیز اشاره کردند، متغیرهای کلی نشده‌ای نظیر قیمت‌های کالاها و یا سطوح تولید بهینه که به حد وسیعی با محدودیت منابع رو در رو هستند نسبت به متغیرهای کلی شده‌ای نظیر محصول ناخالص داخلی، نامزدهای بهتری برای همراه بودن با ساختارهای آشوبی هستند.

از بعد نظری در بین اولین کارها می‌توان به کار بن حبیب و دای در سال ۱۹۸۱ اشاره کرد که به بررسی انتخاب مصرف‌کننده پرداختند. در مدل آنها مصرف واقعی این دوره، بر سلیقه و تصمیم مصرف دورهٔ بعد اثر می‌گذارد (از طریق ورود به تابع مطلوبیت) که از این طریق به نتایج بسیار جالبی رسیدند. البته، قبل از ایشان راند[۱] در سال ۱۹۷۸ بروز حالت آشوبی در یک مدل انحصار دو تایی را بررسی کرده‌بود. در سال ۱۹۸۲ جنسن[۲] و اوربان[۳] با پی‌ریزی یک مدل بازار تارعنکبوتی غیرخطی این‌گونه آشوب‌ها را خلق کردند. در همان سال یک بار دیگر دای این بار در یک الگوی بنگاه با محدودیت دریافت وام به پاسخی غیرخطی دست یافت که آشوب را در میزان تولید بهینه بنگاه (در دامنه‌ای از پارامترها) عملی می‌سازد. بامول و کوانت[۴] در سال ۱۹۸۵ به مدلی که در آن اثرگذاری مخارج تبلیغات بر سود به صورت تابعی غیرخطی درمی‌آمد و رفتار آشوبی را موجب می‌گشت، اشاره کردند. در سال ۱۹۸۶ گارتنر[۵] یک مدل مشابه با مدل بن حبیب و دای را با این فرض که سلیقه یک فرد تحت‌تأثیر

1- Rand
2- Jensen
3- Urban
4- Quant
5- Geartner

www.SID.ir

Archive of SID

مصرف دورهٔ قبل افراد دیگر جامعه نیز قرار می‌گیرد، ایجاد کرد. در سال ۱۹۸۹، مک‌کی[۱] یک مدل برای بازار کالاها طراحی کرد و کی‌نان[۲] و اُبراین[۳] در سال ۱۹۹۳ نیز وجود آشوب را در یک بازی (رقابت - تبانی) در یک بازار انحصار چندجانبه به بحث گذارد و نشان داد که تداخل و هم‌زمانی دایمی رفتارهای مشارکتی و رقابتی، به پویایی‌های پیچیده می‌انجامد.

در زمینه مطالعات تجربی نیز در سال ۱۹۸۸ لیشتن‌برگ[۴] و یوجی‌هارا[۵] یک مدل تارعنکبوتی غیرخطی را در بازار نفت خام آمریکا به کار بردند. فرانک و استنگوس در سال ۱۹۸۹ بُعد همبستگی و آنتروپی کلموگروف[۶] را برای بازارهای نقدی طلا و نقره به‌کار گرفتند و وجود آشوب را تأیید کردند. دو سال بعد بلانک[۷] این آزمون را از طریق محاسبه توان لیاپانوف برای بازار آتی سویا به‌کار برد. دی کاستر[۸] در سال ۱۹۹۲ از روش بعد همبستگی برای نشان دادن آشوب در بازار روزانه شکر بهره بود. در سال ۱۹۹۳ یانگ[۹] و برورسن[۱۰] نیز از آزمون BDS در چند بازار خریدهای آتی بهره جستند و در غالب آنها این فرایند را شناسایی کردند. چوی[۱۱] در سال ۱۹۹۸ با استفاده از آمارهای روزانه قراردادهای آتی گاز طبیعی، بازار گار طبیعی را آزمون کرد، اما موفق نشد. نینی[۱۲] و پاناس[۱۳] نیز با استفاده از قیمت روزانه محصولات نفتی در بازار جهانی و از طریق آزمون BDC توانستند وجود این روند را تأیید کنند. اما آدرانجی[۱۴]، چاتراث[۱۵]، کتی[۱۶] و رفیعی[۱۷] با همان آزمون بازارهای آیندهٔ نفت را برای قیمت نفت آمریکا تحلیل کردند که موفق به کشف

1- Mackey
2- Keenan
3- O'Brien
4- Lichtenberg
5- Ujihara
6- Kolomogrov
7- Blank
8- De Coster
9- Yang
10- Brorsen
11- Chwee
12- Ninni
13- Panas
14- Adrangi
15- Chatrath
16- Kathy
17- Rafiee

www.SID.ir

Archive of SID

آشوب نشدند. با این حال، آزمون‌های تجربی با وجود تمرکزی که بر بازارهای کالاها و قیمت آنها دارند، تجربه‌ای موفق را نمایش می‌دهد و اهمیت این‌گونه مطالعات را بیشتر نمایان می‌سازد. این مطالعات توانسته‌است اطلاعات بیشتری دربارهٔ سری‌های زمانی اقتصادی به ما بدهد و ما را از گمراهی ناشی از تصور غلط تصادفی بودن اختلال‌ها، دور سازد.

۳-۳-اقتصاد مالی و آشوب در ادبیات اقتصاد

آشوب و کاربرد آن برای پیش‌بینی، یک موضوع بسیار رایج در بازارهای مالی است. بازارهای مالی به‌طور بالقوه سری‌های طولانی‌تر و شفاف‌تری را که از آن می‌توان در انجام تخمین‌ها و آزمون‌های درون نمونه‌ای استفاده کرد، فراهم می‌سازند. زی‌من[1] در سال ۱۹۷۴ وجود رفتار بی‌ثبات در بازار سهام را توضیح داد. پس از آنکه ادبیات آشوب راه خود را به اقتصاد باز کرد و قبل از آنکه مدل‌های خاص بازار سهام طراحی شود، آزمون‌های وجود روند آشوبی در این بازارها سرعت گرفت. هینیش[2] و پاترسن[3] (۱۹۸۵)، شینک‌من و لبارون (۱۹۸۹) هسیه[4] (۱۹۹۱)، میزراه[5] و مای‌فیلد[6] (۱۹۹۲)، دی گراو[7] (۱۹۹۳)* و لبارون (۱۹۹۴) از این دست می‌باشند.

لوکس[8] از سال ۱۹۹۵ تا ۱۹۹۸ یک سری مقاله برای تبیین یک مدل که می‌تواند به نتایج آشوبی بیانجامد با استفاده از معادلات دیفرانسیل و وارد کردن فرض عدم تجانس فعالان بازار، تهیه کرد. البته قبل از آن چیارلا[9] پویایی‌های این بازار را نشان داده‌بود. مولر[10] و دیگران (۱۹۹۵) استراتژی‌های تجاری نامتجانس در بازار ارز را

1- Zeeman
2- Hinish
3- Patterson
4- Hesieh
5- Mizrah
6- Mayfield
7- De Grauve
8- Lux
9- Chiarella
10- Muller

* - البته دی گراو این آزمون را در بازار ارز انجام داد.

www.SID.ir

Archive of SID

الگوبندی کرد. ستی[1] (۱۹۹۷) تغییرات درون‌زای روند بازارهای سفته‌بازی را مدل کرد. براک و فومس (۱۹۹۷ و ۱۹۹۸) نشان دادند که آشوب در قیمت بازار زمانی امکان‌پذیر است که رفتارهای نامتجانس کارگزاران درون مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها وارد شود. کایزوجی[2] (۱۹۹۸) یک مدل قیمت‌های سفته‌بازانه ارایه کرد که برای توضیح آن از معادلات تفاضلی بهره جست. اندرسن[3] (۱۹۹۹) مدلی برای تشریح نوسانات بازارهای سهام جهانی ایجاد کرد که پیوسته و غیرخطی بود و با مدل‌سازی رفتارهای فردی و با در تقابل قرار دادن آنها، رفتارهای جمعی تغییرات بازار سهام را توضیح داد. جوشی[4] و بدائو[5] (۱۹۹۹) یک توضیح از تحولات بازارهای مالی ارایه کرد که انواع مختلف رفتارهای موجود در بازار را طبقه‌بندی کرده‌بود. این چهار طبقه براساس اندازهٔ ثورت و نوع پیچیدگی استراتژی اتخاذی تعریف شدند و بروز آشوب با تحلیل این چهار طبقه از رفتار تحلیل می‌شود. آخرین کار تجربی لینتون[6] و شینتانی[7] (۲۰۰۰) است که با استفاده از شبکه‌های عصبی برای محاسبه توان لیاپانوف، وجود آشوب در قیمت‌های سهام را نمایان ساخته‌است. این مشاهده و اغلب شواهد گذشته قدرت بسیاری برای کشف خود همبستگی‌های غیرخطی در این سری‌های زمانی از خود نشان دادند، اما مدرک برای وجود پویایی‌های آشوبی آنچنان قابل توجه نیست. سلامی[8] (۲۰۰۰) نیز وجود این روندها در بازار سهام تهران را آزمون کرد که توانست وجود همبستگی‌های غیرخطی را به اثبات برساند که احتمال وجود آشوب را بالا می‌برد.

۴ـ روش‌های آزمون

همان‌طور که در بخش‌های گذشته بیان شد، مسئله تمایز بین پویایی‌های

1- Sethi
2- Kaizoji
3- Anderson
4- Joshi
5- Bedau
6- Linton
7- Shintani
8- Salami

www.SID.ir

Archive of SID

تعیین‌پذیر و پویایی‌های اساساً تصادفی بسیار اهمیت دارد. آنچه در این بخش مرور خواهدشد، نشان می‌دهد که فرایند تفکیک و یا تشخیص فرایندی دقیق و مشکل است که برخی اوقات نیز به جواب مطلوب و مشخص نمی‌رسد. اما به هر حال، این روش‌ها هر روز در حال تکمیل و دقیق‌تر شدن هستند و مطالعات وسیعی در مورد آنها انجام می‌شود. رمزی (۱۹۶۹)، هینیش (۱۹۸۲)، افرن[۱] (۱۹۸۲)، ماراول[۲] (۱۹۸۳)، بن و میزراچی[۳] (۱۹۸۴)، تیکن[۴] (۱۹۸۵)، گراسبرگروپروگاچیا (۱۹۸۵)، کی‌نان[۵] (۱۹۸۵)، براک و سایرز (۱۹۸۵)، براک (۱۹۸۶)، براک و دچرت (۱۹۸۶)، براک، دچرت و شینک‌من (۱۹۸۶)، شینک‌من و لبارون (۱۹۸۶)، اشلی[۶]، پاترسن[۷] و هینیش (۱۹۸۶)، لی[۸] (۱۹۸۶)، تی‌سای (۱۹۸۶)، فرانک و استنگوس (۱۹۸۸)، وایت[۹] (۱۹۸۹)، وایت، لی وگرانجر (۱۹۹۱)، النر[۱۰] و دیگران (۱۹۹۱)، چاواس[۱۱] و هولت[۱۲] (۱۹۹۱)، گیلمور[۱۳] (۱۹۹۲)، نیچکا[۱۴] و دیگران (۱۹۹۲)، پسران و پوتر[۱۵] (۱۹۹۲)، بارنت، گالانت[۱۶] و هینیش (۱۱۹۳)، تیلر[۱۷] و اوبانک[۱۸] (۱۹۹۳)، جادیتز (۱۹۹۴)، بارنتو دیگران (۱۹۹۵) و (۱۹۹۶) و (۱۹۹۷)، براک، دچرت، لبارون و شینک‌من (۱۹۹۶)، چن و شن[۱۹] (۱۹۹۸)، وانگ[۲۰] و لینتون (۱۹۹۹) و لینتون و شینتانی[۲۱] (۲۰۰۰)، نمونه‌هایی از تلاش‌های انجام شده در این زمینه است. برخی از این نوشته‌ها غیرخطی بودن را هدف گرفته‌اند و برخی دیگر حرکت آشوبی را گروهی، به دنبال اجرای یک آزمون از پیش طراحی

1- Efron
2- Maravell
3- Mizrachi & Ben
4- Taken
5- Keenan
6- Ashley
7- pattersen
8- Lee
9- White
10- Ellner
11- Chavas
12- Holt
13- Gilmore
14- Nichka
15- Potter
16- Gallant
17- Theiler
18- Eubank
19- Shen
20- Whang
21- Shintani

www.SID.ir

Archive of SID

شده‌بودند و جمعی دیگر نیز به دنبال تکمیل و نمایان ساختن نقاط قوت و ضعف روش‌های قدیم بودند. در مواردی نیز ابداع نظریه‌ها و روش‌های جدید را نیز شاهد هستیم. برآیند فعالیت این اندیشمندان به‌طور خلاصه در ادامه این بخش آمده‌است.

در مورد اکثر آزمون‌هایی که در اینجا آورده شده‌است، لازم است تا در ابتدا ساختار خطی، از طریق یک فیلتر تخمین زده شده، از مدل خارج شود. معمولاً از مدل‌های AR(P) یا ARCH(۱) برای این منظور استفاده می‌شود و پس از برازش آنها آزمون‌های مختلف بر روی پسماندها اعمال می‌شود. آزمون‌های متعددی بر برازش پسماندهای مدل خطی و تابعی مشخص از X_t استوا راست. فرضیه H_0 که در اینجا خطی بودن است، زمانی رد می‌شود که آن تابع به‌طور معنی‌داری با پسماندها همبستگی داشته‌باشد. وقتی که فرضیه صفر رد شد به این معنی است که مدل فرضیه بدیل از قدرت پیش‌بینی بیشتری نسبت به مدل خطی اولیه برخوردار است.

۱ـ۴ـ آزمون کی‌نان، تی‌سای و بازچینی رمزی

Y_t را سری مورد بررسی در نظر می‌گیریم $Y_t = \left[Y_{t-1}, \dots, Y_{t-p}\right]$ برای توضیح Y_t به کار می‌رود. در اجرای آزمون انتخاب P از اهمیت برخوردار است که در اینجا بدون وارد شدن به بحث نحوه تعیین P، فرض می‌کنیم به‌طور مناسب تعیین شده‌است. نخستین قدم در این آزمون برازش Y_t به X_t است که یک بردار پارامتر $\hat{\theta}$ و یک تابع پیش‌بینی $f_t = X_t' \hat{\theta}$ ایجاد می‌کند. پسماندهای محاسبه شده نیز:

$$\hat{e}_t = Y_t - X_t' \hat{\theta}$$

است.

کی‌نان در سال ۱۹۸۵ یک آزمون را بر پایهٔ همبستگی $\hat{e}_t$ و f_t^2 معرفی کرد. این آزمون به دنبال این بود که آیا ورود توان دوم پیش‌بینی قدرت پیش‌بینی اضافه‌ای به مدل می‌بخشد یا خیر. در سال ۱۹۸۶ تی‌سای آزمونی مشابه کی‌نان ارایه کرد. این آزمون، امکان قدرت پیش‌بینی مدل را با وارد کردن $\frac{P[P+1]}{2}$ جملهٔ $Y_{t-k}\ Y_{t-j}$

www.SID.ir

Archive of SID

(که $k \geq j$ و $j,k = 1,...,P$) بررسی کرد. مدل سال ۱۹۶۹ رمزی نیز در واقع یک حالت تعمیم‌یافته آزمونی کی‌نان است. (آزمون رمزی با نام RESET یا بازچینی معروف است).

در این آزمون از چندجمله‌ای‌هایی به شکل کلی زیر استفاده می‌شود:

$$Y_t = X_t'\theta + af_t^2 + ... + a_k f_t^k + v_t \quad , \quad k \geq 2$$

فرضیه صفر عبارت است از:

$$H_0 : a_2 = ... = a_k = 0$$

اگر ما $\hat{e} = \left[\hat{e}_1, ..., \hat{e}_n\right]'$ و $\hat{v} = \left[\hat{v}_1, ..., \hat{v}_n\right]'$ در نظر بگیریم، آمارهٔ آزمون عبارت است از:

$$RESET = \frac{\left[\dfrac{\hat{e}'\hat{e} - \hat{v}'\hat{v}}{(k-1)}\right]}{\dfrac{\hat{v}'\hat{v}}{n-k}}$$

که وقتی H_0 درست است، دارای توزیع F با درجات آزادی k-۱ و n-k است.

یعنی: $F[k-1\ ,\ n-k]$

۲ـ۴ـ آزمون مک لئود[1] و لی[2]

از مباحث مربوط به فرایندهای خطی باثبات[3] می‌دانیم که:

$$Corr\left[Y_t^2, Y_{t-k}^2\right] = \left[Corr\left[Y_t, Y_{t-k}\right]\right]^2$$

بنابراین انحراف از این برابری می‌تواند نشانه غیرخطی بودن باشد. مک لئود و لی در سال ۱۹۸۳ از توان دوم پسماندهای به‌دست آمده از یک مدل خطی و آزمون

1- Mc Leod 2- Li

3- Stationary

www.SID.ir

Archive of SID

باکس ـ لجونگ[1] برای همبستگی سریالی، استفاده کردند. این تست وجود روندهای ARCH مانند را تأیید می‌کند.

۳ـ۴ـ آزمون دو طیفی[2]

هینیش در سال ۱۹۸۲ پیرو کار سوبارائو[3] و گابر[4] در سال ۱۹۸۰ یک آزمون بر پایهٔ طیف، ارایه کرد. اگر $\{Y_t\}$ یک سری باثبات با میانگین صفر باشد، آن را می‌توان به صورت:

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} a_i \xi_{t-i}$$

که در آن $\{\xi_t\}$ یک متغیر گشت تصادفی خالص است و $\{a_i\}$ها ثابت هستند، نوشت. اگر خود کوواریانس‌های درجه دوم و سوم را با عبارات زیر تعریف کنیم:

$$C[h] = E[Y_{t+h}, Y_t]$$

و

$$C[h,k] = E[Y_{t+h}, Y_{t+k}, Y_t]$$

و تبدیل فوریه مربوط به هر یک را بنویسیم، یعنی:

$$S(\omega) = \sum_{h \in [-\infty, +\infty]} C[h] e^{-2\pi i \omega h}$$

و

$$B[\omega_1, \omega_2] = \sum \sum_{h,k \in [-\infty, +\infty]} C[h,k] e^{-2\pi i [\omega_1 h + \omega_2 k]}$$

می‌توان نشان داد که برای همهٔ ω_1 و ω_2ها:

$$\frac{\left| B[\omega_1, \omega_2] \right|^2}{S[\omega_1]\, S[\omega_2]\, S[\omega_1 + \omega_2]} = \frac{\mu_3^2}{\sigma_\xi^6}$$

1- Ljung
2- Bispectral
3- Subbarao
4- Gabr

www.SID.ir

Archive of SID

است که در آن $\sigma_{\xi}^{2} = E\,\xi_t^{2}$ و $\mu_3 = E\,\xi_t^{3}$ است. ریشه دوم این آماره ضریب چولگی $\{Y_t\}$ است. این واقعیت که چولگی چنین سری زمانی‌ای مستقل از $[\omega_1, \omega_2]$ است برای آزمون غیرخطی بودن به‌کار می‌رود. یعنی اگر در محاسبه چولگی مشاهده کردیم که ω_iها حذف نمی‌شوند،مدل غیرخطی بوده و ما آن را خطی برازش کرده‌ایم. البته حذف ω_iها و ثابت بودن ضریب چولگی به معنی نرمال بودن eها نیست بلکه فقط شرط لازم برای نرمال بودن و خطی بودن eهاست و فقط نشان می‌دهد که همبستگی غیرخطی درجه سوم وجود دارد یا خیر.

آن‌چه در فوق آمد روش‌هایی برای تشخیص وجود همبستگی‌های غیرخطی بودند که الزاماً نشان‌دهنده وجود روندهای آشوبی نیستند. برای نشان دادن وجود این روندها آزمون‌های دیگری ابداع شده‌اند که در ذیل به آنها خواهیم پرداخت.

۴-۴-آزمون کاپلان(۱)

اگرچه این آزمون برای بررسی وجود فرایندهای خطی تصادفی در مقابل غیرخطی بودن(۲) مورد استفاده است، منشاء آن در ادبیات آشوب آمده‌است. این آزمون بر پایه آزمون پیوستگی فضای فازی قرار دارد. کاپلان از این حقیقت که مسیرهای تعیین‌پذیر، برخلاف فرایندهای تصادفی، ویژگی زیر را از خود نشان می‌دهند، استفاده می‌کند:

«نقاطی که نزدیک یکدیگر هستند در فضای فازی هم نزدیک یکدیگر هستند.»

یعنی اگر X_t و Y_t نزدیک یکدیگر باشند و همچنین X_{t-i} و Y_{t-i} هم نزدیک باشند آنگاه X_{t+i} و Y_{t+i} هم نزدیک یکدیگر هستند. با استفاده از این واقعیت کاپلان یک آماره برای آزمون ارایه می‌دهد که دارای یک دامنهٔ پایین برای فرایندهای تصادفی است. اگر ارزش آماره به‌دست آمده نسبت به ارزش جدولی به اندازه کافی بزرگ‌تر

1- Kaplan

۲- می‌دانید که غیرخطی بودن می‌تواند به دو شکل تصادفی و آشوبی باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

نباشد، خطی بودن رد می‌شود. (جدول توسط خود. کاپلان تهیه شده‌است چون آماره وی از هیچ توزیع شناخته‌شده‌ای تبعیت نمی‌کند).

فـــــرایـــــــند آزمـــون ایـــن‌گونه است. اگـــر مـــا بـــردار X_t را $X_t = \left[X_{t-\tau}, X_{t-2\tau}, \ldots, X_{t-(m-1)\tau}\right]$ در نظر بگیریم که در یک فـضـای m بـعدی محاط باشد آنگاه یک تابع بازگشتی به‌صورت $X_{t+\tau} = f[X_t]$ بـا یک پـارامـتر وقـفه وجود دارد که وقفه آن عددی صحیح و ثابت است. در اینجا $X_{t+\tau}$ را تصویر نقطهٔ X_t در فضای فازی می‌نامند. برای سیستم‌های کاملاً تعیین‌پذیر با یک تابع پیوسته f نـقاط نزدیک در فضای فازی m بعدی نیز تصاویری نزدیک به یکدیگر خواهـندداشت. امـا برای یک دستگاه تصادفی نقاط نزدیک، در فضای فـازی مـی‌توانـد تـصاویر بسـیار متفاوتی داشته‌باشند.

آمارهٔ کاپلان با $K = E(r)$ نشان داده می‌شود. برای یک بـعد مـحاطی m داده شده، ابتدا $\delta_{ij} = |X_i - X_j|$ و سپس $\xi_{ij} = \left|X_{i+\tau} - X_{j+\tau}\right|$ را برای تمام اندیس‌های زمانی $[i,j]$ محاسبه می‌کنیم. میانگین ξ_{ij} هـایی کـه δ_{ij} آنـها کـوچک‌تر از r بـودند را محاسبه می‌کنیم و آن را $E(r)$ می‌نامیم، در واقع آزمون کاپلان می‌گوید:

$$\lim k \equiv \lim_{r \to \infty} E(r) \begin{cases} > \text{آمارهٔ جدول کاپلان}^{(1)} \Rightarrow \text{خطی بودن رد نمی‌شود} \\ \\ < \text{آمارهٔ جدول کاپلان} \Rightarrow \text{خطی بودن رد می‌شود} \end{cases}$$

۵-۴- بعد همبستگی

یک ســـری زمـــانی از مشـــاهدات $X_t,\ t = ۱,۲,\ldots,T$ را در نـظر بگـــیرید.

۱- لازم بـه ذکـر است کـه کـاپلان جـدول خـود را بـر پـایهٔ N (معمولاً ۲۰=N) جـایگزین خـطی کـه دارای هیستوگرام‌های مشابه و توابع خودهمبستگی یکسانی با داده‌های مورد مشاهده هستند، می‌سازد. آمارهٔ درون جدول حداقل ارزشی که K باید داشته‌باشد (در حالت خطی بودن) را نشان می‌دهد. برای به‌دست وردن آن باید میانگین Kهای به‌دست آمده از N جایگزین را انتخاب کنیم و یا اینکه ابتدا میانگین‌های Kهـای N جایگزین را مـحاسب کـرده و سـپس ۲ بـرابـر انـحراف مـعیار بـه‌دست آمـده را از آن کسـر کـنیم (روش دوم متداول‌ترین است). برای مطالعه بیشتر مراجعه شود به کاپلان (۱۹۹۴).

www.SID.ir

Archive of SID

یک مــــجموعه از M واقـــــعه اخـــــیر پشت‌ســــر هـــم تشکـــیل مــی‌دهیم، مـــثل: $X_t^m = [X_t, X_{t+1}, ..., X_{t+m-1}]$ فرض کنید که سیستم واقعی (اما ناشناخته) که این مشاهدات را تولید کرده از بعد D باشد (یعنی جاذب آن D یعنی باشد). آنگاه اگر $m \geq 2D+1$ در نظر بگیریم این M واقعه پویایی‌هایی را خلق می‌کند که سیستم تحت بررسی خلق کرده‌است.

سپس انتگرال همبستگی را مـحاسبه مـی‌کنیم ایـن مـعیار در واقـع ارتـباط و همبستگی فضایی نقاط با M واقعه را اندازه‌گیری می‌کند. اگر این انتگرال را با $C^M(\xi)$ نمایش دهیم برای یک بعد محاطی m خواهیم داشت:

$$C^M(\xi) = \lim_{T \to \infty} 1/T^2 \{\text{تعداد زوج‌های } (i,j) \text{ کـه شـرط } \|X_i^m - X_j^m\| \leq \xi \text{ را بـرآوده مـی‌کنند}\}$$

در اینجا $\|\circ\|$ نُرم محاسبه شده بین دو بردار است. در عمل از آنجایی کـه T نمی‌تواند به سمت بی‌نهایت برود فروض و محدودیت‌هایی برای دامنه ξ و M در نظر گرفته می‌شود. برای مقادیر بسیار کـوچک ξ داریـم $C^M(\xi) \sim \xi^D$ کـه در آن D بـعد سیستم است. پس تخمین بعد همبستگی به صـورت:

$$D^M = \lim_{\xi \to 0} [\ln C^M(\xi)/\ln \xi]$$

است. اگر ارزش مقادیر بـه‌دست آمـده D^M در مـقادیر بـالای M در مـقداری مشخص تثبیت بشود، آنگاه بعد مشاهدات به‌دست می‌آید (یـعنی D اصـلی بـه‌دست می‌آید). اگر با افزایش M D^M به افزایش ادامه دهد آن‌گاه سیستم با بُعد بالا یا تصادفی است. اگر با افزایش M یک مقدار کوچک D^M به‌دست آید، سـیستم تـعیین‌پذیر است. حتی، اگر تحولات آن به نظر خیلی پیچیده بیاید.

در واقع اگر:

$$D = \lim_{M \to \infty} D^M$$

را در نظر بگیریم. وضعیت‌ای زیر می‌تواند برقرار شود:

$i)$ $D \to \infty \Rightarrow$ سیستم تصادفی است

www.SID.ir

Archive of SID

ii) $D \rightarrow$ یک عدد صحیح $\Rightarrow$ سیستم تعیین‌پذیر است

iii) $D \rightarrow$ یک عدد کسری $\Rightarrow$ سیستم تعیین‌پذیر و آشوبی است

از آنجایی که می‌دانیم، یک سیستم تعیین‌پذیر می‌تواند آشوبی نبوده بلکه فقط غیرخطی باشد، در حالت دوم نمی‌توان به‌طور قطع قضاوت کرد سیستم آشوبی است یا خیر. لذا در این مورد نیاز به آزمون‌های کمکی است.

۶ـ۴ـ 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 به‌دست آمده را تحت‌تأثیر قرار نمی‌دهد. اما اگر سیستم غیرآشوبی باشد، این تغییرات نیز بر سیستم مؤثر خواهندبود. بنابراین، محاسبهٔ بعد همبستگی 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 به‌عنوان یک آزمون مطرح شود. اگر این دو عدد مشابه بودند یعنی سیستم آشوبی است و اگر این دو عدد متفاوت بودند یعنی سیستم غیرآشوبی است. پس به راحتی می‌توان نتیجه گرفت که از این آزمون برای رفع شک موجود در دومین حالت مطرح در آزمون بعد همبستگی، می‌توان استفاده کرد.

۷ـ۴ـ آنتروپی کولموگروف[1] (اغتشاش کولموگروف)

این معیار، مفهوم حساسیت نسبت به شرایط اولیه را کمّی می‌سازد. دو مسیر زمانی که بی‌نهایت نزدیک به هم و غیرقابل تشخیص از یکدیگرند را در نظر بگیرید. در یک مدل آشوبی، همان‌طور که زمان می‌گذرد این دو مسیر از یکدیگر دور می‌شوند و قابل تشخیص از یکدیگر می‌شوند. آنتروپی کولموگروف $[K_2]$ سرعتی را که این اتفاق می‌افتد، محاسبه می‌کند. نسخهٔ جدید این معیار که توسط گراسبرگر و پروکاجیا در

1- Kulmogruph Entropy

www.SID.ir

Archive of SID

سال ۱۹۸۳ ارایه شد، آن را این‌گونه معرفی می‌کند:

$$K_{2}=\lim_{\xi\to\infty}\lim_{m\to\infty}\lim_{T\to\infty} Ln\left[\frac{C^{M}(\xi)}{C^{M+1}(\xi)}\right]$$

اگر یک سری زمانی پیچیده نباشد و کاملاً قابل پیش‌بینی باشد $K_2 \to 0$ می‌رود. اگر سری زمانی کاملاً تصادفی باشد آنگاه $K \to \infty$ می‌رود. یعنی هر چه K_2 کمتر باشد درجه پیش‌بینی‌پذیری سیستم بیشتر است. به‌طور خلاصه برای سیستم آشوبی داریم:

$$0 < K_2 < \infty$$

۸ـ۴ـ توان لیاپانوف

توان‌های لیاپانوف بر رفتاری دیگر از مدل‌های آشوبی تکیه دارند. این توان درجهٔ انحراف نمایی (یا همگرایی نمایی) را در نزدیکی مدار جاذب نشان می‌دهد. در رفتارهای آشوبی درجهٔ حساسیت بالاست. این درجه حداقل با یک توان لیاپانوف نمایش داده می‌شود (بستگی دارد سیستم چند متغیره باشد) و در یک سیستم n بعدی، n توان لیاپانوف داریم. ولی کافی است تا ما نشان دهیم که یکی از آنها (معمولاً بزرگ‌ترین آنها) بیشتر از یک است یا خیر. مطابق تعریف داریم:

$$\lambda_{max}=\lim_{T\to\infty}\frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} ln\|\xi_i\|$$

که در اینجا ξ_i انحراف بسیار کوچکی در همسایگی مدار جاذب است که می‌تواند دلخواه باشد. باید توجه داشت که بزرگ‌ترین توان لیاپانوف، برای تشخیص قطعی روند آشوبی از روندهای غیرخطی، مناسب نیست.

***

اخیراً بسیاری از آزمون‌ها گرایش به استفاده از روش مرسوم به BDS، معرفی شده توسط براک، دچرت و شینک‌من (۱۹۸۶) نشان داده‌اند و تاکنون این روش تقریباً

www.SID.ir

Archive of SID

بدون رقیب مانده‌است. اما یک رقیب، به اسم آزمون «بازگشت بسته[1]»[2] نیز مطرح است که در کار گیلمور (۱۹۹۳) برای اولین بار در اقتصاد مطرح شد. اما نتوانست جایگاه بایسته را به‌دست آورد، به‌طوری که در مطالعهٔ سال ۱۹۹۷ که توسط بارنت و دیگران انجام و پنج آزمون مطرح روز (آزمون توان لیاپانوف، آزمون کاپلان، آزمون وایت، آزمون دو طبقی و آزمون BDS) با یکدیگر مقایسه شد، به این آزمون اشاره‌ای نشده‌است. مفید است اشاره شود، در کار بارنت و دیگران (۱۹۹۷) نشان داده شده که آزمون BDS نسبت به سایر آزمون‌ها در نمونه‌های بزرگ و مشاهدات با تعداد بالا از قدرت بالاتری در تشخیص میان روندهای آشوبی، خطی و غیرخطی، برخوردار است. البته، همان‌طور که مشاهده خواهید کرد، آزمون BDS در واقع یک آزمون تشخیص روند غیرخطی است و برای اینکه به‌طور قطع بشود نظر داد که روند، آشوبی است یا خیر، احتیاج به آزمون‌های کمکی نظیر، بعد همبستگی، آنتروپی کولموگروف یا توان لیاپانوف، است.

۹-۴- آزمون BDS

براک، دچرت و شینک‌من یک آماره به نام BDS معرفی کردند که در تعیین اینکه سری زمانی مورد مطالعه از یک فرایند خطی تصادفی ناشی شده‌است یا از یک فرایند غیرخطی - تصادفی یا غیرخطی - غیرتصادفی، به کار می‌آید. فرضیه صفر برای آن این است:

H_0: داده‌های ما از یک فرایند IID[3] آمده‌اند.

H_1: خیر.

در عمل، این آزمون بر پسماندهای ناشی از برازش یک مدل خطی یا غیرخطی

1- Close Returns Test

۲- این آزمون اولین بار توسط میندلین Mindlin (۱۹۹۰) و توفیلارو Tufillaro (۱۹۹۰) در فیزیک ارایه شد و در سال ۱۹۹۳ توسط گیلمور در اقتصاد به‌کار گرفته شد.

3- Independent Identified Distribrtion

www.SID.ir

Archive of SID

بر داده‌ای اصلی انجام می‌شود. اما از آنجایی که، تبدیل‌های خطی و غیرخطی هموار داده‌ها اثری بر نتایج به‌دست آمده ندارند، این آزمون را می‌توان بر روی داده‌های اصلی که تبدیل‌های خطی یا غیرخطی هموار پسماندها هستند، نیز انجام داد. این، یکی از ویژگی‌های مثبت این آزمون است.

دلایل دیگری نیز وجود دارند که BDS را مقبول ساخته‌است:

۱) از این آزمون می‌توان برای آزمون خوبی برازش نیز استفاده کرد. در واقع با آزمون IID بودن پسماندهای یک برازش و تأیید آن، می‌توان عنوان کرد که این برازش به خوبی صورت گرفته‌است.

۲) نرم‌افزار BDS به سادگی قابل استفاده است و سرعت آن بالاست.

۳) برای به‌دست آورد توزیع‌های مجانبی این آماره نیازی به محاسبه گشتاورهای درجه سوم و چهارم و بالاتر نیست.

برای ساختن آمارهٔ BDS مراحل زیر را دنبال می‌کنیم. نشان داده شده‌است که اگر داده‌های ما از یک فرایند IID بیایند، رابطه زیر برقرار است، برعکس:

$$C_m(\xi) = C_1(\xi)^m$$

یعنی انتگرال همبستگی در بعد محاطی m برابر است با توان m اُم انتگرال همبستگی در بعد ۱. اگر $C_m(\xi) = \lim_{T\to\infty} C_{m,T}(\xi)$ و تعریف کنیم:

$$T_{m,T}(\xi) = C_{m,T}(\xi) - C_{1,T}(\xi)^m$$

و اگر:

$$\frac{1}{4}V_{m,n}^{2}(\xi) = m[m-2]\,C^{2m-2}\left[K_T - C_T^{2}\right] + K_T^{m} - C_T^{2m} + 2\sum_{j=1}^{m-1}\left[C_T^{2j}\left[K_T^{m-j} - C_T^{2m}\right]^{-2j}\right] - \left[mC_T^{2m-2}\left[K_T - C_T^{2}\right]\right]$$

را واریانس مجانبی $T_{m,t}(\xi)$ که در آن :

www.SID.ir

Archive of SID

$$C_T(\xi)=\frac{۱}{T^۲}\sum_{s=۱}^{T}\sum_{t=۱}^{T}X_\xi\,[\,|u_s-u_t|\,]$$

$$K_T(\xi)=\frac{۱}{T^۳}\sum_{r=۱}^{T}\sum_{s=۱}^{T}\sum_{t=۱}^{T}X_\xi\,[\,|u_s-u_t|\,]\,X_\xi\,[\,|u_s-u_t|\,]$$

است، بدانیم. آن‌گاه آمارهٔ :

$$BDS=W_{m,t}\,(\xi)=\sqrt{n}\;\frac{T_{m,t}\,(\xi)}{V_{m,t}\,(\xi)}$$

با افزایش m و T به‌طور مجانبی به سمت یک توزیع نرمال $N[۰,۱]$ همگرا می‌شود.[۱]

یک ارزش بزرگ برای W مدرکی برای مدل‌های غیرخطی به‌دست می‌دهد و یک W نزدیک صفر یک فرایند تصادفی را نشان می‌دهد. رد کردن IID به معنی قبل وجود آشوب نیست. پس، مانند سایر آزمون‌ها نیازمند یک آزمون کمکی است. اما ویژگی آزمون‌پذیر بودن آماری آن وجه تمایزی است که مقبولیت بسیاری را برای BDS ایجاد کرده‌است.

برای استفاده از این روش، نخست بهتر است یک مدل پارامتریک را به‌صورت:

$$Y_t=\mu\,[X_t\,,a]\;+\sigma\,[X_t\;,b]\,u_t$$

در نظر بگیریم. با توجه به نظریه‌های عنوان شده فرقی نخواهد کرد که ما BDS را برای u_tها محاسبه کنیم:

$$u_{t,T}=\frac{Y_t-f\,[x_t\;,a_T]}{h\;[x_t\;,b_T]}$$

T نشان‌دهندهٔ تعداد کل مشاهدات است. سپس آمارهٔ BDS در Mهای مختلف محاسبه می‌شود.

۱ـ برای مشاهدهٔ اثبات‌ها به مقالهٔ براک، دچرت، سینک‌من و لبارون (۱۹۹۸) توجه فرمایید.

www.SID.ir

Archive of SID

۵ـ آزمون تشخیص روند در بازار سهام: مطالعه بورس اوراق بهادار تهران

از ابتدای سال ۱۳۷۵ که عملیات روزانه بازار اوراق بهادار تهران ثبت شده تا امروز تعداد مشاهدات به حدی رسیده که کار محققان اقتصادی ـ مالی را دشوار و سنگین ساخته‌است. زیرا تا پیش از این به علت نبود یا ناکفایی اطلاعات آماری بسیاری از آزمون‌ها امکان‌پذیر نبود. اما با توجه به شرایط فعلی بورس و با مهیا بودن زمینه‌های اولیه بررسی و تحلیل بازارهای مالی به ویژه بازار اوراق بهادار یا بازار سهام به‌عنوان بخشی از آن، در این بخش قصد داریم با استفاده و استناد به داده‌های روزانه این بازار به تحلیل و آزمون روندها بپردازیم. برای این کار داده‌های مربوط به شاخص کل اوراق بهادار تهران TEPIX و شاخص کل صنعت انتخاب شده‌اند که به ترتیب در دامنه زمانی ۱۳۷۵/۱/۵ الی ۱۳۸۰/۹/۱۴ و ۱۳۷۷/۲/۱۳ الی ۱۳۸۰/۹/۱۴ قرار دارند. در کنار این ارقام از اطلاعات مربوط به حجم و تعداد معاملات سهام نیز استفاده شده‌است.

۱ـ۵ـ آزمون داده‌ها

ابتدا از داده‌های مربوط به بازده‌های روزانه بازار سهام و نرم‌افزار BDS استفاده شد تا بررسی شود که آیا امکان وجود روند آشوبی در این سری‌های زمانی موجود است یا خیر؟ برای این کار لازم بود تا در ابتدا میزان ε و m برای محاسبه C_1 و C_m و K که همگی برای محاسبهٔ آمار BDS مورد نیاز هستند (به ضمیمه مربوط به نرم‌افزار BDS توجه فرمایید)، تعیین شوند. ابتدا ε بنا به توصیه آمده در متون برابر $4/606 \times 10^{-2}$ (انحراف معیار تقسیم بر اندازهٔ گستردگی داده‌ها) در نظر گرفته شد و برای mهای برابر ۲، ۳، ۴، ۵، ۷ آمارهٔ BDS محاسبه شد. نتایج در جدول زیر آمده‌است:

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۱ـ۵ـ آمارۀ BDS براساس ε = ۴/۶۰۶*۱۰$^{-۲}$ و

$m\in$ {۲,۳,۴,۵,۶,۷} برای تعداد مشاهدۀ n = ۱۳۲۹

متغیر	m=۲	m=۳	m=۴	m=۵	m=۶	m=۷
aC_1	۶/۹۳۷۸×۱۰$^{-۱}$	۶/۹۳۷۸×۱۰$^{-۱}$	۶/۹۳۷۸×۱۰$^{-۱}$	۶/۹۳۷۸×۱۰$^{-۱}$	۶/۹۳۷۸×۱۰$^{-۱}$	۶/۹۳۷۸×۱۰$^{-۱}$
C_m	۵/۳۱۵۳×۱۰$^{-۱}$	۴/۲۵۳۷×۱۰$^{-۱}$	۳/۴۸۷۶×۱۰$^{-۱}$	۲/۹۰۲۹×۱۰$^{-۱}$	۲/۴۴۶۶×۱۰$^{-۱}$	۲/۰۷۴۷×۱۰$^{-۱}$
K	۵/۳۷۴۷×۱۰$^{-۱}$	۵/۳۷۴۷×۱۰$^{-۱}$	۵/۳۷۴۷×۱۰$^{-۱}$	۵/۳۷۴۷×۱۰$^{-۱}$	۵/۳۷۴۷×۱۰$^{-۱}$	۵/۳۷۴۷×۱۰$^{-۱}$
$T_{m,n}$	۱/۸۳۶۲	۳/۳۴۳۵	۴/۲۷۹۵	۴/۷۳۳۸	۴/۸۶۳۰	۴/۷۵۶۲
$V_{m,n}$	۱/۱۱۶۶×۱۰$^{-۱}$	۱/۷۵۲۷×۱۰$^{-۱}$	۲/۰۶۲۶×۱۰$^{-۱}$	۲/۱۲۵۰×۱۰$^{-۱}$	۲/۰۲۵۹×۱۰$^{-۱}$	۱/۸۳۵۶×۱۰$^{-۱}$
b_{BDS}	۱۶/۴۴۵	۱۹/۰۷۶	۲۰/۷۴۸	۲۲/۲۷۷	۲۴/۰۰۴	۲۵/۹۱۱

* تمامی متغیرهای نرمال شده‌اند.
* نحوه محاسبه BDS در بخش ۳ آمده‌است.

همان‌طور که در بخش قبل نیز اشاره شد و می‌دانیم، اگر آمارۀ BDS یک عدد بزرگ معنی‌دار باشد، نشان‌دهندۀ وجود مدل غیرخطی در متغیر است. اگر W نزدیک صفر باشد فرایند کاملاً تصادفی است. از آنجایی که اگر $W>$ ۰ باشد نشان‌دهندۀ غیرخطی بودن پروسه است، آزمون فرضیه ما یک طرفه خواهدبود، یعنی در سطح معنی‌دار ۹۵ درصد نقطۀ بحران ۱/۶۴۵ توزیع نرمال استاندارد ملاک خواهدبود. در جدول زیر برای εهای مختلف و mهای مختلف آمارۀ BDS ثبت شده‌است.

جدول ۲ـ۵ـ آمارۀ BDS بازده کل برای εها و mهای مختلف

m ε	۰/۵	۰/۲۵	۰/۱	۰/۰۵	۰/۰۰۵
۲	۶/۹۳۵۳	۹/۳۳۳۷	۱/۱۷۷۱×۱۰	۱/۶۰۳۰×۱۰	۲/۴۹۲۰×۱۰
۳	۶/۱۶۱۱	۸/۳۳۷۰	۱/۲۹۶۸×۱۰	۱/۸۴۳۱×۱۰	۴/۶۵۷۹×۱۰
۴	۵/۴۷۳۸	۷/۴۷۶۷	۱/۳۷۶۱×۱۰	۱/۹۸۸۴×۱۰	۱/۰۳۸۷×۱۰^{۲}
۵	۴/۹۴۶۱	۶/۷۹۱۷	۱/۴۰۳۶×۱۰	۲/۱۰۶۷×۱۰	۳/۳۰۸۴×۱۰^{۲}
۷	۴/۱۹۵۸	۵/۷۹۳۷	۱/۴۲۷۲×۱۰	۲/۳۸۰۱×۱۰	۷/۴۷۷۸×۱۰^{۳}
۱۰	۳/۴۶۰۱	۴/۸۲۹۳	۱/۴۴۱۵×۱۰	۳/۰۰۵۰×۱۰	۱/۳۷۰۳×۱۰^{۶}

www.SID.ir

Archive of SID

اعداد جدول نشان‌دهندهٔ وجود روند غیرخطی قوی در این داده‌هـا است و بـه احتمال بالا از آنجایی که به‌طور قوی وجود روند خطی رد می‌شود وجود روند آشوبی در این متغیر با احتمال بالا قابل قبول خواهدبود، البته نیاز به آزمون‌های کمکی است.

این نـرم‌افـزار عـلاوه‌بر آمـارهٔ BDS آمـاره دیگـری را نـیز بـه اسـم α_m کـه همان $d_m = \frac{lnC_m}{ln(\xi)}$ است ارایه می‌دهد. اگر این متغیر نیز با حرکت ε به سمت صـفر و بزرگ‌شدن m به‌سمت یک‌عددمشخص‌حرکت‌کندنشان‌دهندهٔ‌بعدهمبستگی‌است. یعنی:

$$D = \lim_{\substack{m\to\infty \\ \xi\to 0}} Ind_m$$

برای m و εهای مختلف و بازدهٔ کل این آماره محـاسبه شده‌است.

جدول ۳ـ۵ـ جدول آماره d_m برای mهای مختلف

m \ ε	۰/۵	۰/۲۵	۰/۱	۰/۰۵*	۰/۰۱**	۰/۰۰۵***	۰/۰۰۱
۲	۴/۱۰۴۲×۱۰$^{-۳}$	۹/۰۹۰۴×۱۰$^{-۳}$	۶/۹۷۰۹×۱۰$^{-۲}$	۱/۸۶۰۵×۱۰$^{-۱}$	۵/۸۲۸۱×۱۰$^{-۱}$	۷/۲۸۴۳×۱۰$^{-۱}$	۹/۸۸۴۱×۱۰$^{-۱}$
۳	۶/۰۲۶۵×۱۰$^{-۳}$	۱/۳۰۹۲×۱۰$^{-۲}$	۹/۶۵۱۰×۱۰$^{-۲}$	۲/۵۱۹۱×۱۰$^{-۱}$	۷/۸۷۹۸×۱۰$^{-۱}$	۹/۷۹۸۰×۱۰$^{-۱}$	۱/۳۳۲۲
۴	۷/۹۵۳۸×۱۰$^{-۳}$	۱/۷۰۹۴×۱۰$^{-۲}$	۱/۱۹۹۴×۱۰$^{-۱}$	۳/۱۰۵۰×۱۰$^{-۱}$	۹/۵۹۶۵×۱۰$^{-۱}$	۱/۱۷۲۲	۱/۵۷۲۳
۵	۹/۸۸۴۶×۱۰$^{-۳}$	۲/۱۱۰۷×۱۰$^{-۲}$	۱/۴۱۸۸×۱۰$^{-۱}$	۳/۶۵۰۳×۱۰$^{-۱}$	۱/۰۹۱۷	۱/۲۹۳۳	۱/۷۲۲۸
۶	۱/۱۸۱۹×۱۰$^{-۲}$	۲/۵۱۳۵×۱۰$^{-۲}$	۱/۶۲۴۷×۱۰$^{-۱}$	۴/۱۶۰۸×۱۰$^{-۱}$	۱/۱۹۸۰	۱/۳۵۷۷	۱/۸۸۲۶
۷	۱/۳۷۵۷×۱۰$^{-۲}$	۲/۹۱۷۷×۱۰$^{-۲}$	۱/۸۲۰۸×۱۰$^{-۱}$	۴/۶۴۷۵×۱۰$^{-۱}$	۱/۲۷۲۵	۱/۳۹۹۰	NAN
۱۰	۱/۹۶۰۲×۱۰$^{-۲}$	۴/۱۳۸۰×۱۰$^{-۲}$	۲/۳۷۰۳×۱۰$^{-۱}$	۵/۹۶۶۸×۱۰$^{-۱}$	۱/۴۳۵۲	۱/۴۹۵۵	NAN
۱۵	۲/۹۴۳۵×۱۰$^{-۲}$	۶/۱۸۷۰×۱۰$^{-۲}$	۳/۱۷۵۲×۱۰$^{-۱}$	۷/۸۵۶۳×۱۰$^{-۱}$	۱/۶۴۴۹	۱/۵۸۶۶	NAN
۲۵	۴/۹۴۷۲×۱۰$^{-۲}$	۱/۰۲۹۱×۱۰$^{-۱}$	۴/۶۰۵۷×۱۰$^{-۱}$	۱/۱۰۷۱	۱/۹۵۷۷	۱/۸۰۷۲	NAN
۴۰	۸/۰۳۶۴×۱۰$^{-۲}$	۱/۶۳۱۴×۱۰$^{-۱}$	۶/۷۹۷۶×۱۰$^{-۱}$	۱/۶۱۴۱	NAN	NAN	NAN
۶۰	۱/۲۲۸۱×۱۰$^{-۱}$	۲/۰۶۳۲×۱۰$^{-۱}$	۹/۵۵۵۸×۱۰$^{-۱}$	۲/۵۰۱۹	NAN	NAN	NAN
۱۰۰	۲/۱۴۱۱×۱۰$^{-۱}$	۲/۷۲۰۹×۱۰$^{-۱}$	۱/۵۱۰۰	NAN	NAN	NAN	NAN

* با افزایش m تا ۹۱ این عدد تا ۴/۵۲۸۵ افزایش می‌یابد.

** با افزایش m تا ۳۸ این عدد تا ۲/۹۶۳۹ افزایش می‌یابد.

*** با افزایش m تا ۳۸ این عدد تا ۲/۵۷۶۲ افزایش می‌یابد.

www.SID.ir

Archive of SID

همان‌طور که مشاهده می‌شود d_m در ε=۰/۰۵ سمت ۴/۵۲۸۵ گرایش پیدا می‌کند که نشان‌دهندهٔ این است که D به سمت ۱/۵۱۰۳۹۰ و این نشان‌دهنده این است که سیستم با درجه اطمینان بالایی اجزای تعیین‌پذیر دارد که به احتمال به علت کسری بود، آشوبی است.

شاخص بعدی که محاسبه شده‌است تا ما را در آزمون این روند کمک کند، معیار آنتروپی کولموگروف است.

جدول زیر این شاخص را برای εها و mهای مختلف حساب کرده‌است.

جدول ۴ـ۵ـ توان کولموگروف در εها و mهای مختلف

ε / m	۰/۵	۰/۲۵	۰/۱	۰/۰۵	۰/۰۱	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱
۲	۰/۶۸۱۰	۰/۶۹۴۳	۰/۷۲۲۳	۰/۷۳۸۵	۰/۷۳۹۶	۰/۷۴۳۴	۰/۷۴۱۹
۳	۰/۷۵۷۶	۰/۷۶۵۹	۰/۸۰۴۶	۰/۸۱۱۳	۰/۸۲۲۱	۰/۸۳۵۸	۰/۸۴۶۷
۴	۰/۸۰۴۶	۰/۸۰۹۸	۰/۸۴۵۴	۰/۸۵۰۶	۰/۸۷۹۰	۰/۹۰۶۳	۰/۹۱۲۶
۵	۰/۸۳۶۳	۰/۸۳۹۷	۰/۸۷۳۲	۰/۸۷۷۳	۰/۹۱۱۲	۰/۹۵۲۵	۰/۹۱۵۶
۶	۰/۸۵۹۱	۰/۸۶۱۴	۰/۸۹۲۳	۰/۸۹۵۲	۰/۹۴۱۴	۰/۹۷۰۴	NAN
۷	۰/۸۷۶۳	۰/۸۷۷۹	۰/۹۰۷۱	۰/۹۱۱۳	۰/۹۵۵۱	۰/۹۷۳۳	NAN
۱۰	۰/۹۰۹۲	۰/۹۱۰۱	۰/۹۳۳۰	۰/۹۳۷۴	۰/۹۷۰۳	۰/۹۸۲۹	NAN
۱۵	۰/۹۳۶۹	۰/۹۳۷۴	۰/۹۵۴۰	۰/۹۵۶۶	۰/۹۷۲۵	۰/۹۸۹۵	NAN
۲۵	۰/۹۶۰۵	۰/۹۶۱۹	۰/۹۶۹۶	۰/۹۷۳۷	۰/۹۸۴۵	۰/۹۸۳۴	NAN
۴۰	۰/۹۷۴۵	۰/۹۷۶۲	۰/۹۷۹۳	۰/۹۷۷۱	NAN	NAN	NAN
۶۰	۰/۹۸۲۷	۰/۹۹۳۱	۰/۹۸۴۷	۰/۹۷۸۷	NAN	NAN	NAN

www.SID.ir

Archive of SID

مشاهده می‌شود که این آماره تا حد ۰/۹۸۴۸ گرایش پیدا می‌کند (یعنی تقریباً ۱) که این به معنی تعیین‌ناپذیر و آشوبی بودن مدل متغیر مورد بررسی است.

نتایج در این قسمت نشان‌دهندهٔ وجود آشوب است. در ادامه براساس یک برآورد GARCH از بازده‌های کل و آزمون معیارها برای تشخیص وجود روندهای غیرخطی و علی‌الخصوص روندهای آشوبی اقدام می‌شود.

۲ـ۵ـ آزمون داده‌ها براساس پسماندهای حاصل از یک مدل GARCH(p&q)

براساس مشاهده گولروگرام بازده‌ها و تکرار آزمون‌های مختلف مدل خطی

$$r_t = ۰/۱۵۹۰ r_{t-۱} + ۰/۱۴۱۸۲ r_{t-۲} + ۰/۶۲۳۸ r_{t-۶} - ۰/۵۹۹۳ MA[۶] - ۰/۱۰۲۶ MA[۷]$$

$$R^۲ = ۱۳/۰۲\% \qquad F = ۴۹/۶۸$$

پذیرفته شد. براساس این مدل و مدل غیرخطی برای واریانس ε مدل GARCH(۲ و ۰) به شکل زیر انتخاب شد:

$$r_t = ۰/۲۳۶۵۷ r_{t-۱} + ۰/۲۵۱۷۰ r_{t-۲} + ۰/۰۳۷۴ r_{t-۳} + ۰/۱۵۴۲۲ r_{t-۵} + ۰/۱۲۶۳۵ r_{t-۱۴} - ۰/۱۲۳۷۳ MA[۵]$$

$$h_t = ۵/۵۷^{*} ۱۰^{-۷} + ۰/۳۳۹۷۴ \xi^۲_{t-۱} + ۱/۳۰۱۷۱ \xi^۲_{t-۲}$$

$$R^۲ = ۹/۶۵\% \qquad F = ۱۷/۵۶$$

با استفاده از پسماندهای به‌دست آمده از این برازش و با استناد به قانون پسماندهای براک، در این قسمت به آزمون‌های مربوط به وجود روندهای غیرخطی و آشوب می‌پردازیم.

با استفاده از نرم‌افزار BDS این پسماندها را نیز برای εها و mهای مختلف ارزیابی می‌کنیم. از آنجایی که مینیمم پسماندها $۲/۳۱۵^{*}۱۰^{-۲}$ـ و ماکزیمم آن $۱/۸۱۷^{*}۱۰^{-۲}$+ است، گستردگی آن $۴/۱۳۲^{*}۱۰^{-۲}$ است. انحراف معیار محاسبه شده بر آن نیز $۱/۶۱۹^{*}۱۰^{-۳}$ است. به این ترتیب $۳/۹۲۰^{*}۱۰^{-۲}$ = $\varepsilon = \frac{SD}{Spread}$ را می‌توان

www.SID.ir

Archive of SID

انتخاب کرد. جدول زیر خلاصه‌ای از محاسبات انجام شده از نرم‌افزار BDS را ارایه می‌کند:

جدول ۵ـ۵ـ آمارهٔ BDS براساس $\varepsilon=۳/۹۲۰*۱۰^{-۲}$ و $m\in\{۲,۳,۴,۵,۶,۷\}$

برای n=۱۳۲۵ مشاهده

تغییر محاسبه شده	m = ۲	m = ۳	m = ۴	m = ۵	m = ۶	m = ۷	m = ۱۰
$T_{m,n}$	۱/۳۱	۲/۷۵۸۷	۴/۲۷۹۶	۴/۲۷۹۶	۴/۶۱۹۳	۴/۶۴۳۴	۴/۱۳۱۱
$V_{m,n}$	$۱/۰۸۳۹\times۱۰^{-۱}$	$۱/۷۵۲۲\times۱۰^{-۱}$	$۲/۲۵۲۱\times۱۰^{-۱}$	$۲/۲۵۲۱\times۱۰^{-۱}$	$۲/۳۱۰۵\times۱۰^{-۱}$	$۲/۰۶۱۹\times۱۰^{-۱}$	$۱/۳۹۳۷\times۱۰^{-۱}$
BDS	۱/۲۰۸۶×۱۰	۱/۵۷۴۴×۱۰	۱/۹۴۴۷×۱۰	۱/۹۴۴۷×۱۰	۲/۰۸۹۷×۱۰	۲/۲۵۲۰×۱۰	۲/۹۶۴۲×۱۰
σ_m	$۱/۸۵۹۶\times۱۰^{-۱}$	$۲/۵۲۲۸\times۱۰^{-۱}$	$۳/۶۳۹۴\times۱۰^{-۱}$	$۳/۶۳۹۴\times۱۰^{-۱}$	$۴/۱۴۷۲\times۱۰^{-۱}$	$۴/۶۲۴۸\times۱۰^{-۱}$	$۵/۸۷۹۸\times۱۰^{-۱}$

باتوجه به بزرگی اعداد BDS مدل غیرخطی برای پسماندها تصویب می‌شود. اما برای توضیح‌دهی بیشتر جدول (۶ـ۵) این میزان را برای εها و mهای مختلف محاسبه کرده‌است.

جدول ۶ـ۵ـ آمارهٔ BDS برای εها و mهای مختلف

ε / m	۰/۵	۰/۲۵	۰/۱	۰/۰۵	۰/۰۰۵	۰/۰۰۱
۲	۱/۰۳۰۲	۱/۰۰۰۴×۱۰	۸/۳۴۵۵	۱/۱۲۶۹×۱۰	۱/۸۷۵۳×۱۰	۲/۱۷۲۵×۱۰
۳	$۸/۸۴۴۲\times۱۰^{-۱}$	۸/۹۳۴۲	۹/۷۷۸۲	۱/۴۵۲۲×۱۰	۳/۳۴۰۵×۱۰	۲/۹۷۰۴×۱۰
۴	$۷/۵۱۶۲\times۱۰^{-۱}$	۷/۹۸۱۴	۹/۹۸۱	۱/۶۱۱۷×۱۰	۶/۸۱۰۲×۱۰	$۱/۰۸۰۸\times۱۰^{۳}$
۵	$۶/۵۰۶۳\times۱۰^{-۱}$	۷/۲۳۹۹	۱/۰۰۱۶×۱۰	۱/۱۷۰۷×۱۰	$۱/۸۰۵۳\times۱۰^{۲}$	۵/۹۷۲۱-
۷	$۵/۰۴۷۹\times۱۰^{-۱}$	۶/۱۷۱۱	۱/۰۱۷۶×۱۰	۱/۸۶۵۸×۱۰	$۲/۳۴۶۱\times۱۰^{۳}$	۲/۸۹۴۳-
۱۰	$۳/۵۹۱۷\times۱۰^{-۱}$	۵/۱۳۳۶	۹/۹۹۱۷	۲/۱۴۶۰×۱۰	$۱/۹۳۰۱\times۱۰^{۵}$	۱/۲۳۶۴-

www.SID.ir

Archive of SID

باتوجه به اعداد این جدول و باتوجه به اینکه برای εهای کوچک و mهای بـالا اعداد بزرگ BDS محاسبه شده‌است و از ۱/۶۴۵ بیشتر است. وجود روند غیرخـطی تأیید می‌شود و باتوجه به شدت بزرگی این اعداد می‌توان وجود روند آشوبی را نیز قبول داشت. با مشاهدهٔ تغییرات α_m یا همان $d_m=\dfrac{lnC_m}{ln(\xi)}$ می‌توان اطلاعات بیشتری به‌دست آورد.

جدول ۷ـ۵ـ آمارهٔ d_m برای mهای مختلف

ε \ m	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۱۰	۱۵	۲۵	۴۰	۶۰
۰/۰۵*	۰/۱۳۵۳	۰/۱۸۴۳	۰/۲۲۷۶	۰/۲۶۷۶	۰/۳۰۵۵	۰/۳۴۱۳	۰/۴۳۱۹	۰/۵۷۹	۰/۸۱۵۷	۱/۱۳۸۵	۱/۶۴۹۰
۰/۰۱	۰/۵۲۷۸	۰/۷۱۵۲	۰/۸۷۱۷	۱/۰۰۰۲	۱/۰۹۸۸	۱/۱۸۱۹	۱/۳۵۷۳	۱/۵۲۳۸	۱/۹۰۳۳	۲/۹۵۸۶	NAN
۰/۰۰۵**	۰/۶۹۲۴۲	۰/۹۸۱۸	۱/۱۴۴۳	۱/۲۷۸۱	۱/۳۵۹۸	۱/۴۳۱۴	۱/۵۸۹۹	۱/۸۰۶۰	۲/۲۷۲۱	NAN	NAN
۰/۰۰۱	۰/۹۸۱۱	۱/۲۹۰۳	۱/۷۲۱۰	NAN	NAN	NAN	NAN	NAN	NAN	NAN	NAN

* با افزایش m تا ۱۳۱ این مقدار تا ۴/۵ افزایش پیدا می‌کند.

** با افزایش m تا ۲۹ این مقدار تا ۲/۵۷ افزایش پیدا می‌کند.

این اماره در سطح ε=۰/۰۵ به حد ۴/۵ می‌رسد که نشان‌دهندهٔ این است که D به سمت ۱/۵ میل می‌کند. که به‌طور مشخص بیان می‌دارد که سیستم از بعدی بیشتر ۱ برخوردار است و بعد کسری دارد، لذا آشوبی است.

محاسبه توان کولموگراف برای پسماندها نیز نشان می‌دهد کـه بـه‌تدریج بـه افزایش m و کاهش ε این آماره تمایل به نزدیک شدن به یک را دارد، پس نتیجه می‌گیریم که به احتمال بالا، این متغیر آشوبی است.

۳ـ۵ـ خلاصه و نتیجه‌گیری

پس از پرداخت به مفاهیم مربوط به نظریه آشوب در بخش یک و مرور ادبیات آشوب در اقتصاد در حد وسیع آن، توضیح داده شده که تا چه حد پرداختن بـه ایـن

www.SID.ir

Archive of SID

مفهوم در اقتصاد امروز مهم و در حال گسترش است. چه بسیار مدل‌هایی که بر پایه فرض خطی بودن و تصادفی بودن روندها بنا نهاده شده‌اند که از این پس از اعتبار می‌افتند. با اثبات وجود آشوب در روند یک متغیر و یک سیستم اقتصادی تخمین دقیق پارامترها حساسیت می‌یابد و تمامی برآوردهای گذشته از اعتبار می‌افتند، زیرا از خصوصیات اصلی مدل‌های آشوبی حساسیت نسبت به اندازه پارامترها و شرایط اولیه است که این دومی، اهمیت توجه بیشتر به اندازه‌گیری متغیرها را خاطرنشان می‌سازد. با مرور روش‌های آزمون وجود روندهای غیرخطی و آشوبی در اقتصاد در بخش سوم و مطالعه مختصر بازار اوراق بهادار تهران زمینه برای آزمون وجود روند آشوبی در بازدهٔ سهام بازار اوراق بهادار تهران مهیا شد. با استفاده از آزمون‌های BDS و بعد همبستگی و آنتروپی کولموگروف با درجه اطمینان بالا روند آشوبی در بازده‌های سهام بازار تهران براساس محاسبات مبتنی‌بر شاخص کل سهام به صورت روزانه از ۷۵/۱/۵ الی ۸۰/۹/۱۴ تأیید شد. این تأیید یک بار دیگر به استناد پسماندهای حاصل از برازش یک مدل GARCH(۲ و ۰) نیز تکرار شد.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع:

۱ـ ترازنامه‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران سال‌های مختلف.

۲ـ علی، رشیدزاده. «اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر رونق و رکود بورس اوراق بهادار طی سال‌های ۷۷ـ۱۳۶۹»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد ۷۹ـ۱۳۷۸.

۳ـ امیربهداد، سلامی. «بررسی وجود یا عدم وجود روند آشوبی در شاخص قیمت‌های سهام تهران ۷۹ـ۱۳۷۵»، سمینار اقتصادسنجی دورهٔ دکتری، ۱۳۷۹.

۴ـ گزارش سال ۱۳۷۸ بورس اوراق بهادار تهران، سازمان بورس اوراق بهادار تهران.

۵ـ علی، موسوی. «بررسی روابط بین شاخص‌ها در بورس تهران و تأثیر آن در انتخاب سبد سهام (پورتفولیو)»، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد ۷۹ـ۱۳۷۸.

6- Stratmann B. and Vogt R., "Fractal Dimensions for Dissipative Sets," *Nonlinearity*, Vol.10, 1997, pp.565-577.

7- Bunimovich L.A., and Venkatagiri S., "Onset of Chaos in Coupled Map Lattices via the Peak-Crossing Bifurcation," *Nonlinearity*, Vol.9, 1996, pp.1281-1298.

8- Lai Y. C., Grebogi C., Yorke J.A. and Kan I. "How Often are Chaotic Saddles Nonhyperbolic?" *Nonlinearity*, Vol.6, 1993, pp.779-797.

9- Glendinning P., "The Angarmonic Route to Chaos: Kneading Theory," *Nonlinearity*, Vol.6, 1993, pp. 349-367.

10- Gucken Heimer J. and Worfolk P., "Instant Chaos," *Nonlinearity*, Vol.5, 1992, pp.1211-1222.

11- Belogortsev A.B., "Bifurcation of Tori and Chaos in the Quasiperidically Forced Duffing Oscillator," *Nonlinearity*, Vol.5, 1992, pp.847-889.

12- Le Baron B., "Chaos and Nonlinear Forcastability in Economics and Finance," Technical Paper, University of Wisconsin, Madison, W 1, 1994.

13- Le Baron B., "A Fast Algorithm for the BDS Statistic," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, Vol.2, No.2, 1197, pp.9-52.

14- Barnett W.A. and HInish M., "Has Chaos been discovered with Economic Data?", *Evolutionary Economics*, Oxford University Press, 1993, pp. 254-265.

15- Blank S. C., "Chaos in future Markets? A Nonlinear Dynamical Analysis," *Journal of*

www.SID.ir

Archive of SID

Futures Markets, Vol.11, 1992. pp.711-728.

16- Brock W.A., "Distinguishing Random and Deterministic Systems: Abridged Version," *Journal of Economic Theory*, Vol.40, 1986. pp.168-195.

17- Brock W.A., Dechert W.D., Scheinkman J.A. and Le Baron B., "A Test for Independence Based on the Correlation Dimension." Technical Report, University of Wisconsin, Madison, W 1, 1998.

18- Brock W.A. and Sayers C.L., "Is the Business Cycle Charactrized by deterministic Chaos?", *Journal of Monetary Economics*, Vol.22, 1988, pp.71-90.

19- Bollerslev T., "Financial Econometrics: Past developments and Future Challenges," *Journal of Econometrics*, No.100, 2001. pp.41-51.

20- Dechert W.A. and Gencay R., "Lyapunov Exponents as a Nonparametric Diagnostic for Stability Analysis," *Journal of Applied Econometrics* 7:S41-S60, 1992.

21- Decoster G.P., Labys W. C. and Mitchell, "Evidence of Chaos in Commodity Futures Prices," *Journal of Futures Markets*, 12: 291-309, 1992.

22- Frank M.Z. and Stengos T., "Some Evidence Concerning Macroeconomic Chaos," *Journal of Monetary Economics*, 22: 423-438, 1988.

23- Grassberger P. and Proccaccia I., "Characterization of Strange Attractors," *Physical Review Letters*, 50: 346-349, 1982.

24- Peters E., "A Chaotic Attractor for the S+P 500," *Financial Analysts Journal*, March-April: 55-81.

25- Sheinkman J.A. and Leparon B., "Nonlinear Dynamics and Stock Returns," *Journal of Business*, 62: 311-338, 1989.

www.SID.ir