

بررسی نظریه آشوب در قیمت سکه تمام بهار آزادی در ایران

سیده زهرا شاکری¹

کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

مسعود همایونی فر²

دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

محمدعلی فلاحی³

استاد گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

سعید شهرباف تبریزی⁴

دانشیار گروه برق، دانشگاه امام رضا

تاریخ دریافت: 1392/2/25

تاریخ پذیرش: 1393/4/30

چکیده

در تحلیل سری های زمانی اقتصادی، اغلب مشاهدات آماری، ظاهری تصادفی دارند؛ درحالی که بررسی دقیق تر این داده ها ممکن است سیستم معین و پیچیده ای را نشان دهد که دارای تابع جریان معین با یک رابطه ریاضی مشخص باشد. در مقاله حاضر، سری زمانی روزانه قیمت سکه تمام بهار آزادی در ایران طی دوره زمانی 1385/8/10 تا 1392/11/9 در نظر گرفته شده است. هدف، بررسی نظریه آشوب در قیمت سکه تمام بهار آزادی و قابلیت پیش بینی آن است. برای وجود روند معین یا تصادفی بودن سری زمانی از آزمون BDS، در سه مرحله استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می دهد که سری زمانی قیمت سکه، قابل پیش بینی است و فرض عدم وجود توابع غیرخطی در پسماند الگوهای ARIMA و GARCH با استفاده از آزمون مذکور رد می شود. همچنین برای بررسی روند آشوبی در این سری زمانی، از آزمون حداکثر نمای لیاپانوف استفاده شده است که نتیجه این آزمون نشان می دهد داده ها دارای روند آشوبی می باشند؛ ازاین رو

1- zahrashakeri@ymail.com

2 - نویسنده مسئول: homayounifar@um.ac.ir

3- falahi@um.ac.ir

4- shaerbaf@yahoo.com

امکان وجود توابع غیر خطی در سری زمانی قیمت سکه پذیرفته شده و قابلیت پیش‌بینی قیمت آن تأیید می‌شود.

کلیدواژه‌ها: نظریه آشوب، پیش‌بینی‌پذیری، آزمون BDS، آزمون حداکثر نمای لیاپانوف.
طبقه‌بندی JEL: C59, C99.

1- مقدمه

پس‌اندازها نقش مهمی در رشد و توسعه کشورها دارند. در بازارهای سرمایه، پس‌انداز افراد، تبدیل به سرمایه شده و از این طریق وارد چرخه تولید می‌شود و به رشد و توسعه کشورها کمک می‌کند. لازمه تبدیل شدن این پس‌اندازها به سرمایه، وجود بازارهای مالی کارآ است تا افراد با اطمینان، پس‌اندازهای خود را وارد این بازار نمایند؛ به عبارت دیگر، افراد در صورت فعال و کارآ بودن بازار سرمایه، دارایی‌های خود را به صورت دارایی‌های مالی در مؤسسات مالی (مانند بانک-ها، بازار سهام، صندوق‌های مالی پس‌انداز و وام، شرکت‌های بیمه و صندوق‌های بازنشستگی) نگهداری می‌کنند؛ اما در صورت ناکارآ بودن بازار سرمایه به دلیل عواملی همچون تورم، جنگ، تنش‌های سیاسی و غیره، افراد به سمت دارایی‌های واقعی (غیر مولد) متمایل می‌شوند؛ زیرا ارزش پول آن‌ها کاهش می‌یابد. یکی از دارایی‌های واقعی، طلا می‌باشد که فلزی گرانبها، زینتی و فناپذیر و قابل قبول برای همه افراد و کشورها با قدرت نقدشوندگی بالا و جایگزین مناسب برای پول محسوب می‌شود.

اگرچه پس از فروپاشی نظام پولی دلار و طلا در زمان ریاست جمهوری ریچارد نیکسون 1969-1974 در آمریکا، طلا دیگر به عنوان پشتوانه پولی نیست، اما جایگاه خود را به عنوان یک دارایی، در میان سایر دارایی‌ها حفظ نموده و مانند سایر دارایی‌ها با شوک‌های سیاسی و اقتصادی و ... دچار نوسان می‌شود. در ایران نیز این دارایی همواره به عنوان پس‌اندازی مطلوب مورد قبول بوده و بازار پررونقی دارد. از این رو، نوسانات قیمت طلا علاوه بر تأثیرپذیری از بازارهای دیگر، بر بازارها و متغیرهای دیگر اقتصادی تأثیر می‌گذارد. لذا شناخت روند تغییرات قیمت طلا و سکه برای دولت و افراد مقوله مهمی است. پیش‌بینی درست از قیمت طلا می‌تواند سیاست‌گذاران را در اتخاذ تصمیم مناسب یاری نماید؛ همچنین سرمایه‌گذاران نیز می‌توانند ترکیب درست و مناسبی از

دارایی‌ها داشته باشند. از طرفی پیش‌بینی دقیق از متغیرهای واقعی، امری مشکل و پیچیده بوده و در ابتدا نیازمند تشخیص ماهیت ساختاری الگوی پیش‌بینی است. لذا، در این تحقیق، سعی بر آن است جهت تشخیص ماهیت ساختاری این سری زمانی، از نظریه آشوب استفاده شود. غیرخطی بودن شرط لازم برای تأیید فرآیند آشوبی می‌باشد. به این منظور در ابتدا از آزمون BDS¹ برای تعیین روند خطی یا غیرخطی و تصادفی استفاده شده و سپس، آزمون حداکثر نمای لیاپانوف جهت تشخیص روند آشوبی بکار گرفته شده است. داده‌ها مربوط به قیمت روزانه سکه تمام بهار آزادی در ایران طی دوره زمانی 1385/8/10 تا 1392/11/09 (بدون احتساب روزهای تعطیل) می‌باشد.

2- نظریه آشوب و مطالعات انجام شده

نظریه آشوب در دهه‌های اخیر، جزء پژوهش‌های علمی رشته‌های گوناگون قرار گرفته است. بیش از دو دهه، مطالعات عمیق روی مدل‌های پویای غیرخطی نشان می‌دهد که آشوب، به شکلی وسیع و گسترده، در مهندسی و سیستم‌های طبیعی اتفاق می‌افتد. در گذشته آشوب به شکل نوفه² (اختلال) به آن نگاه می‌شد و فقط به عنوان رفتار بی‌قاعده و غیرقابل پیش‌بینی مورد توجه قرار می‌گرفت و اغلب، به آثار خارجی تصادفی نسبت داده می‌شد (Kapitanyak, 2005:3).

مفهوم ساده آشوب، ریشه در برداشت‌های اولیه انسان در مورد جهان دارد. کلمه یونانی Chaos که به آشوب و هرج و مرج یا بی‌نظمی ترجمه شده است، تلقی یونانیان باستان را، نسبت به هستی می‌رساند. طبق این دیدگاه، هرچند که امور جهان بی‌نظم، تصادفی و در نتیجه غیرقابل پیش‌بینی به نظر می‌رسند؛ درعین حال از یک نظم و قطعیت برخوردار است (Moshiri, 2002). نظریه آشوب، بخشی از سیستم‌های پویا محسوب می‌شود. سیستم پویا، شامل مجموعه حالات ممکن، همراه با یک ضابطه می‌باشد، به گونه‌ای که حالت حاضر را با حالاتی از دوره‌های گذشته تعیین می‌کند (Alligood & et al., 1996).

1- Brock, Dechert and Scheinkman

2- Noise

این نظریه بیشتر در خصوص وابستگی رفتار یک سیستم پویا به شرایط اولیه و آنتروپی³ مثبت سیستم می‌باشد؛ اما غیرمستقیم می‌تواند جهت بررسی غیرخطی بودن و استخراج نقاط ثابت⁴ استفاده شود (Abbasi Nejad & et al., 2004).

تحلیل سیستم‌های آشوبی، اغلب با محاسبه بعد همبستگی شروع می‌شود (Kocenda, 2003). این محاسبات به دنبال پیدا کردن شواهدی سازگار با آشوب هستند؛ به عبارتی می‌توان آن‌ها را آزمون‌هایی برای تأیید شاخص غیرخطی بودن الگو پنداشت، زیرا غیرخطی بودن تنها یک شرط لازم و یک شاخصی برای فرآیند آشوبی است (Small & Tse, 2003; Kunchu, 1997).

سیستم‌هایی که به کمک نظریه آشوب تحلیل می‌شوند، دارای روابط غیرخطی بوده و سری زمانی آن‌ها، بی‌قاعده است. سری‌های زمانی اقتصادی به‌ظاهر از یک فرآیند تصادفی پیروی می‌کنند و قابل پیش‌بینی به نظر نمی‌رسند، درحالی‌که این سری‌ها، تصادفی نبوده و در کوتاه‌مدت قابل پیش‌بینی خواهند بود.

آزمون‌های متفاوتی برای وجود آشوب در سری‌های زمانی وجود دارد که از جمله این آزمون‌ها بعد همبستگی، BDS و حداکثر نمای لیاپانوف است. با توجه به این که از ورود این نظریه به حیطه علم اقتصاد زمان چندانی نمی‌گذرد اما سریعاً جایگاه خود را در این علم پیدا نموده و تحقیقات ارزشمندی درباره این نظریه انجام شده است. در بیان تحقیقات پیشین، می‌توان به مطالعه (Frank & Stengos, 1988) اشاره نمود، که ساختار غیرخطی در نرخ بازده طلا و نقره را ثابت کردند. (Small & Tse, 2003) آزمون BDS را بر روی سه شاخص بکار بردند که یکی از این شاخص‌ها، طلا در لندن بود. (Bask, 1997) نیز جهت بررسی آشوب معین در نرخ ارز رسمی از آزمون حداکثر نمای لیاپانوف استفاده نمود. آماره این آزمون مقداری مثبت به دست آمده که تأییدی بر آشوبی بودن آن سری زمانی می‌باشد. این آزمون‌ها، برای تشخیص روند ساختار سری زمانی دیگر در بازارهای مالی نیز به کار گرفته شده است که در بین این تحقیقات می‌توان به مواردی مانند (Hsieh, 1991)، (Fernandes & Preument, 2002)، (Kocenda, 2003)، (Vosvrda & Zikes, 2004)، (Adrien, 2008)، (Bonache & Moris, 2001)، (Ramasamy

3- Entropy

4- Fixed points

(Moshiri & Forutan, 2011) و در تحقیقات داخلی مانند (Salami, 2002)، (2004) اشاره نمود که با استفاده از این آزمون‌ها، به بررسی مناسب بودن الگو برآوردی یا قابلیت پیش‌بینی سری زمانی و آشوبی بودن آن پرداخته‌اند.

3-آزمون‌های آشوب

1-3- آزمون BDS

فرآیندهای غیرخطی در مورد داده‌های اقتصادی، شامل دو دیدگاه می‌شود. دیدگاه اول، روش معین است، که در آن رفتار مشاهدات، دارای روند ظاهراً تصادفی در ناحیه آشوبناک می‌باشند. دیدگاه دوم، روش تصادفی است که در آن فرآیند داده‌ها، دارای ساختار خطی یا غیرخطی می‌باشند اما در معرض شوک‌های تصادفی مثبت و منفی هستند (Asseery, 2005).

در دیدگاه اول، (Brokk & et al., 1996)، یک خانواده از آزمون‌های آماری (آزمون BDS)، بر پایه بعد همبستگی معرفی نمودند. این آزمون در ابتدا برای تشخیص استقلال در یک سری زمانی طراحی شد، اما اغلب روی پسماندهای یک الگو جهت تشخیص خوبی برازش آن الگو انجام می‌شود و در مواردی نیز به‌عنوان آزمونی برای آشوب معین استفاده می‌شود (Belaire & Contreras, 2002).

(Kim & et al., 2003) توان آزمون BDS و برخی آزمون‌های غیرپارامتری دیگر را مقایسه کرده و برای آنالیز باقیمانده‌های مدل‌های برآزشی سری زمانی بکار بردند و نتایج تحلیل آن‌ها نشان داد که آزمون BDS نسبت به دیگر آزمون‌ها کارآتر بود.

آزمون BDS، از مفهوم همبستگی فضایی در نظریه آشوب استفاده می‌کند. اگر فرض شود X_t یک الگوی اقتصادی معین m بعدی و T تعداد مشاهدات باشد، آنگاه آزمون غیرخطی برای شناسایی سیستم پویا انجام می‌شود. با توجه به نظریه (Taken, 1981)، همه اطلاعات یک الگوی چند متغیره، با یک سری زمانی تک متغیره محاط می‌شود. فضای m -بعدی این گونه تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} 1 - \text{hisory:} & X_t^1 \\ 2 - \text{hisory:} & X_t^2 = (X_{t-1}, X_t) \\ m - \text{hisory:} & X_t^m = (X_{t-m+1}, \dots, X_t) \end{aligned} \quad (1)$$

m-history بیانگر یک نقطه در فضای m-بعدی می باشد که "بعد محاط" نامیده می شود (Khilji, 1994; Hsieh, 1991). با تعیین بعد محاط m، بردارها به صورت زیر می باشد (Kunchu, 1997).

$$\begin{aligned} X_1^m &= (X_1, X_2, \dots, X_m) \\ X_2^m &= (X_2, X_3, \dots, X_{m+1}) \end{aligned}$$

$$X_{T-m}^m = (X_{T-m}, X_{T-m+1}, \dots, X_{T-1}) \quad (2)$$

اگر X یک بردار m بعدی، به شکل زیر باشد:

$$X_t^m = (X_t, X_{t+1}, \dots, X_{t+m-1}) \quad (3)$$

انتگرال همبستگی، همبستگی میان نقاط را اندازه گیری می کند. در واقع، جفت نقطه (t,s) که در فضای m بعدی به هم نزدیک هستند، در شعاع ε از یکدیگر قرار دارند (Kunchu, 1997). انتگرال همبستگی، برای محاسبه فاصله (ε) بین دو نقطه، به صورت زیر می باشد.

$$C_{m,T}(\varepsilon) = (2/T_m^2 - T_m) \sum_t \sum_s I_{t,s;\varepsilon}(\varepsilon - ||X_t^m - X_s^m||) \quad t < s \quad (4)$$

که $1 < t < T$, $1 < s < T$, $T_m = T - m + 1$ و $|| \cdot ||$ فاصله اقلیدسی⁵ بین X_t^m و X_s^m می باشد. $I_{t,s;\varepsilon}$ یک تابع مقیاس⁶ می باشد که مقادیر 0 و 1 را اختیار می کند و به صورت زیر تعریف می شود:

$$I_{t,s;\varepsilon} = \begin{cases} 1 & \text{if } ||X_t^m - X_s^m|| \leq \varepsilon \\ 0 & \text{در غیر این صورت} \end{cases} \quad (5)$$

براک و همکاران نشان دادند که اگر سری زمانی IID و (ε) ثابت باشد، خواهیم داشت:

$$C_{m,T}(\varepsilon) \rightarrow [C_{1,T}(\varepsilon)]^m \quad \text{as } T \rightarrow \infty \quad (6)$$

در واقع، آماره BDS، محاسبه فاصله بین $[C_{1,T}(\varepsilon)]^m$ و $C_{m,T}(\varepsilon)$ می باشد که کمیت $\{C_{m,T}(k) - [C_{1,T}(k)]^m\}$ دارای توزیع نرمال مجانبی با میانگین صفر و واریانس $V_{\varepsilon,m}$ می باشد (Kunchu, 1997).

5- فاصله اقلیدسی یا فاصله دو بردار، فاصله معمولی دو بردار است که بین دو بردار pn و qn، به صورت زیر محاسبه می شود:

$$V_{\varepsilon,m} = 4 \left[K^m + 2 \sum_{s=1}^{m-1} K^{m-s} C(\varepsilon)^{2s} + (m-1)^2 C(\varepsilon)^{2m} - m^2 K C(\varepsilon)^{2m-2} \right] \quad (7)$$

$$K = K_{\varepsilon} = \frac{1}{T_m(T_m-1)(T_m-2)} \sum_{t \leq s < N} h_{t,s,T;\varepsilon} \quad (8)$$

$$h_{t,s,T;\varepsilon} = \frac{l_{t,s;\varepsilon} l_{s,T;\varepsilon} + l_{t,T;\varepsilon} l_{T,s;\varepsilon} + l_{s,t;\varepsilon} l_{t,T;\varepsilon}}{3} \quad (9)$$

نهایتاً آماره BDS، به صورت آماره نرمال شده زیر تعریف می شود:

$$BDS = W^m = \frac{\{C_{m,T}(k) - [C_{1,T}(k)]^m\}}{V_{\varepsilon,m}/T^{1/2}} \quad (10)$$

به این آماره، آماره وینگ⁷ نیز می گویند. این آماره دارای توزیع مجانبی نرمال استاندارد می-باشد که اگر بر روی پسماندهای الگویی انجام شود، می تواند فرض تصادفی بودن پسماندها را در مقابل تبعیت آنها از فرآیند غیرخطی رد نماید (Diks, 2002; Asseery, 2005). همچنین این آماره، دارای توزیع تقریبی است و برآوردی از IID جمله اخلاص می باشد. البته می توان این آزمون را بسط داد، یعنی الگوی خطی برازش نمود و آزمون را با فرضیه صفر IID جمله اخلاص بر روی پسماندها نیز، انجام داد (Small & Tse, 2003).

آماره BDS، اغلب روی پسماندهایی که استاندارد شده باشد، مؤثر است. به طور کلی، نتایج شبیه سازی مونت-کارلو⁸، تمایل به رد فرضیه صفر دارد. یک راه حل، جهت بررسی این که آیا فرآیند برآوردی یا پارامترهای آزمون (مخصوصاً بعد محاط)، تحت تأثیر قرار می گیرند یا نه استفاده دوباره و کاهش اندازه نمونه است (Fernandes & Preument, 2002). همچنین مطالعات مونت-کارلو نشان می دهند که آماره BDS حساس به انتخاب بعد محاط و فاصله محاط و اندازه نمونه است (Kanzler, 1999).

3-2-آزمون حداکثر نمای لیاپانوف

یکی از مشخصه های سیستم های پویا، خاصیت "حساسیت نسبت به شرایط اولیه" می باشد.

7- Wing

8- Monte Carlo

مهم ترین وسیله برای تشخیص وجود حساسیت نسبت به شرایط اولیه در یک سیستم پویا، استفاده از نماهای ویژه‌ی لیاپانوف است. میزان آشوبناکی سیستم و نرخ واگرایی مسیرهای همسایه در فضای فاز⁹ را نمای لیاپانوف مشخص می‌کند. در واقع در این روش، میانگین نمایی واگرایی یا همگرایی نقاط نزدیک به هم اما نه با شرایط اولیه یکسان اندازه‌گیری می‌شود؛ یعنی نمای لیاپانوف مثبت، میانگین نمایی واگرایی نقاط نزدیک به هم اما نه با شرایط اولیه یکسان و نمای لیاپانوف منفی، میانگین نمایی همگرایی نقاط نزدیک به هم اما نه با شرایط اولیه یکسان را اندازه‌گیری می‌کند؛ بنابراین با توجه به ویژگی "حساسیت نسبت به شرایط اولیه"، نمای لیاپانوف مثبت می‌تواند، به‌عنوان تعریفی برای آشوب معین سیستم بیان شود که به‌طور خاص تر در تعریف حداکثر نمای لیاپانوف مطرح می‌شود. همچنین این آزمون می‌تواند پایداری یک سیستم پویا را، اندازه‌گیری کند (Bask, 1997).

برای محاسبه نمای لیاپانوف سیستم‌هایی که معادله آن‌ها مشخص نیست و تنها سری‌های زمانی آن‌ها در دسترس است، الگوریتم‌های متعددی پیشنهاد شده است که از جمله آن‌ها می‌توان به (Nychka & et al., 1992)، و (Wolf & et al., 1985) اشاره نمود. نیچکا و همکاران برای محاسبه نمای لیاپانوف، روش ماتریس ژاکوبین را پیشنهاد دادند. در این تحقیق از روش الگوریتم ولف استفاده شده و لذا روش محاسبه با استفاده از این الگوریتم، بیان می‌شود.

ولف برای محاسبه نمای لیاپانوف بیان می‌کند که ابتدا باید ماتریس مربوط به بردارهای m حافظه به‌منظور تجدید ساختار فرآیند تولید متغیر، تشکیل داده شود (Isham, 1993). ماتریس‌ها دارای m سطر و $N-m+1$ ستون هستند که با استفاده از N داده اسکالر زمانی، تشکیل می‌شود. از میان این ماتریس‌ها تمام جفت بردارهایی که در رابطه زیر صدق می‌کنند، مشخص می‌شود:

$$r_0(m; i, j) = \|X_i - X_j\| < \varepsilon \quad (11)$$

که r_0 مسافت بین i امین حالت با نزدیک‌ترین همسایه آن و X_i حالت منبع و X_j نزدیک‌ترین همسایه است (Bask, 1997). در واقع X_j نقطه‌ای می‌باشد که کمترین فاصله را از X_i دارد

9- فضای فاز، چارچوب مورد نیاز برای ترسیم عملکرد سیستم غیرخطی را ارائه می‌دهد، در واقع محدوده جاذبه یک سیستم است.

(Rosenstein & et al., 1993). ε ، یک مقدار کوچک مثبت است. محاسبه فوق، باید در طول n مرحله زمانی انجام شود.

$$r_n(m; i, j) = \|X_{i+n} - X_{j+n}\| \quad (12)$$

سپس میزان واگرایی نقاط نزدیک به هم به صورت زیر محاسبه می شود. اگر نقاط نزدیک به هم به ازای n های بزرگ تر از صفر، در فضای m بعدی از یکدیگر واگرا شوند $d(m; i, j)$ بزرگ تر از یک خواهد بود.

$$d_n(m; i, j) = \frac{r_n}{r_0} = \frac{\|X_{i+n} - X_{j+n}\|}{\|X_i - X_j\|} \quad (13)$$

در نهایت نمای لیاپانوف طبق رابطه زیر محاسبه می شود (هنون¹⁰، 1976).

$$\lambda(m, n) = \frac{1}{N(N - M - 1)} \sum \log d_n(m; i, j) \quad (14)$$

λ مثبت نشان دهنده آن است که نقاط نزدیک در فضای m بعدی، در طول زمان از یکدیگر دور می شوند.

الگوریتم ولف، مزیت به کارگیری تمام داده های موجود را ندارد، زیرا بر روی یک مسیر مشخص تمرکز می کند؛ در واقع تنها، نزدیک ترین همسایه را دنبال می کند و متناوباً آن ها را زمانی که از یک محدوده مشخص رشد می کند جایگزین می کند (Rosenstein & et al., 1993).

4- تحلیل داده ها

همان گونه که بیان شد جهت بررسی روند غیرخطی داده ها، از آزمون BDS و بررسی آشوبی بودن سری زمانی، از آزمون حداکثر نمای لیاپانوف استفاده می شود. آزمون BDS، در سه مرحله، بر روی داده های اصلی، پسماندهای الگوی ARIMA و پسماندهای الگوی GARCH انجام شده است. برای تشخیص ساختار این سری، تعداد 1670 مشاهده به 8 گروه تقسیم شده که در هر گروه

200 مشاهده، به گروه قبلی و گروه آخری 270 مشاهده اضافه می‌شود¹¹ تا مشخص شود که آیا اضافه نمودن تعداد مشاهدات، قابلیت پیش‌بینی‌پذیری سیستم افزایش می‌یابد یا خیر. فرضیه صفر این آزمون بیانگر IID بودن داده‌ها و استقلال آن‌ها است. آزمون حداکثر نمای لیاپانوف نیز، بر روی تمامی داده‌ها، بررسی می‌شود، مقدار مثبت این آماره بیانگر وجود روند آشوبی در سیستم می‌باشد. جهت انجام آزمون‌ها از نرم‌افزارهای R و MATLAB استفاده شده است.

جدول 1- نتایج آزمون ریشه واحد لگاریتم سری زمانی قیمت سکه تمام بهار آزادی

تعداد مشاهدات	سطح لگاریتم متغیر			تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیر		
	DF آماره	p-value	نتیجه	DF آماره	p-value	نتیجه
200	1/472	0/963	ناپایا	-10/722	0/01	پایا
400	2/143	0/990	ناپایا	-12/506	0/01	پایا
600	1/725	0/979	ناپایا	-14/972	0/01	پایا
800	2/302	0/990	ناپایا	-17/201	0/01	پایا
1000	3/064	0/990	ناپایا	-19/077	0/01	پایا
1200	3/682	0/990	ناپایا	-16/950	0/01	پایا
1400	3/575	0/990	ناپایا	-13/771	0/01	پایا
1670	1/645	0/976	ناپایا	-10/348	0/01	پایا

منبع: یافته‌های تحقیق

4-1-1-4-آزمون BDS:

این آزمون یک روش غیرپارامتری است که برای آزمون همبستگی متوالی و ساختار غیرخطی موجود در یک سری زمانی بر مبنای مجموع همبستگی مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین آماره BDS از مطالعات انجام یافته بر روی تئوری آشوب و دینامیک غیرخطی نشأت گرفته و فقط برای

11- گروه آخر به دلیل اینکه شامل تمامی مشاهدات می‌باشد و تعداد مشاهدات فراتر از بسته 200 تایی می‌باشد به گروه آخر تعداد 270 مشاهده اضافه شده است.

تشخیص آشوب معین مناسب نبوده بلکه می‌تواند به‌عنوان ابزار تشخیص مناسبی در آزمون نکویی برآزش مدل تخمینی نیز بکار رود.

برای این آزمون، ابتدا پایایی داده‌ها بررسی می‌شود تا شکل پایداری از داده‌ها به دست آید. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد در جدول (1) آمده است:

جدول 2- نتایج آزمون BDS استاندارد شده بر روی داده‌های اصلی

m=5	m=4	m=3	m=2	m=5	m=4	m=3	m=2	ε / ابعاد
مشاهده 400 (SE=0/0139)				مشاهده 200 (SE=0/0151)				مشاهدات
4/318	3/187	3/277	2/684	*0/896	*0/797	*0/973	*0/813	0/5 ε
2/146	1/861	2/013	1/956	*1/101	*1/461	1/718	2/087	1 ε
3/491	3/687	3/974	3/981	2/335	2/742	3/157	3/611	1/5 ε
4/564	5/038	5/547	5/969	1/959	2/300	2/702	3/192	2 ε
مشاهده 800 (SE=0/0123)				مشاهده 600 (SE=0/0131)				مشاهدات
5/102	3/809	3/945	3/339	3/786	3/084	3/358	3/036	0/5 ε
4/074	3/393	3/501	3/467	3/353	2/825	2/780	2/704	1 ε
4/361	3/940	4/097	4/310	3/942	3/779	3/882	4/033	1/5 ε
5/041	5/102	5/342	5/822	4/314	4/352	4/578	5/075	2 ε
مشاهده 1200 (SE=0/0126)				مشاهده 1000 (SE=0/0118)				مشاهدات
7/074	5/720	5/883	5/328	4/506	3/561	4/153	3/798	0/5 ε
6/387	5/710	5/661	5/437	3/823	3/291	3/689	3/768	1 ε
6/883	6/509	6/309	5/828	3/851	3/367	3/569	3/585	1/5 ε
7/208	7/376	7/477	7/192	4/550	4/461	4/742	5/013	2 ε
مشاهده 1670 (SE=0/079)				مشاهده 1400 (SE=0/0198)				مشاهدات
13/890	13/572	13/036	12/340	11/590	10/354	10/112	9/450	0/5 ε
11/502	10/791	9/281	9/083	11/458	10/888	10/388	9/621	1 ε
11/340	11/687	11/533	12/855	11/315	11/458	11/503	11/004	1/5 ε
6/732	7/286	7/878	8/826	10/662	11/018	11/510	12/055	2 ε

توضیح: SE، انحراف استاندارد نمونه می‌باشد. * در سطح 5 درصد فرضیه صفر رد نمی‌شود.

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج پایایی لگاریتم داده‌ها، با استفاده از آزمون دیکی-فولر، برای هر 8 گروه، مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد فرضیه صفر که بیانگر وجود ریشه واحد است، پذیرفته می‌شود و داده‌ها در این حالت، پایا نمی‌باشند. جهت پایا نمودن داده‌ها، تفاضل مرتبه اول انجام شده است. سپس مرحله اول، آزمون BDS بر روی داده‌های اصلی در بعدها‌ی محاط مختلف، انجام می‌شود. به منظور انجام این آزمون، باید برای ε مقدار انتخاب شود که این مقدار، با عنوان پهنای باند تفسیر می‌شود. این پهنای باند به صورت ضریبی از انحراف استاندارد نمونه مطرح می‌شود که با انتخاب ε در (Hsieh, 1991) نیز مطابقت دارد (Asseery, 2005). نتایج حاصل از این آزمون برای هر 8 گروه در جدول (2) بیان شده است.

فرض صفر بیانگر آن است که داده‌ها IID هستند یعنی داده‌ها مستقل و مشابه توزیع شده‌اند، وابستگی در آن‌ها وجود ندارد و تصادفی می‌باشند. نتایج نشان می‌دهد در تمام ابعاد به غیر از گروه اول در مواردی که با * مشخص شده است، فرض صفر رد می‌شود، بنابراین داده‌ها IID نمی‌باشند و بین آن‌ها وابستگی خطی یا غیرخطی وجود دارد. به همین منظور، آزمون بر روی پسماندهای الگوی ARIMA و GARCH نیز انجام داده تا با حذف وابستگی خطی و غیرخطی، مجدداً نتایج بررسی شود. قبل از مرحله دوم آزمون، باید الگوی ARIMA مناسبی را برازش نمود. با برازش الگوی ARIMA، آثار خطی از الگو حذف شده و آزمون بر روی پسماندهای الگو انجام می‌شود. در جدول (3)، نتایج حاصل از الگوی ARIMA نشان داده شده است.

پس از برازش الگو، آزمون ریشه واحد بر پسماندها انجام شده و فرض صفر رد شده و پسماندها ریشه واحد ندارند. سپس آزمون BDS، بر روی پسماندهای الگوها انجام شد؛ نتایج حاصل در ابعاد ε های مختلف در جدول (4) برای هر 8 گروه آورده شده است.

فرض صفر در این مرحله آن است که پسماندها IID و از یکدیگر مستقل هستند. فرض یک بیانگر وجود وابستگی در پسماندهای الگو است؛ یعنی با رفع وابستگی‌های خطی، پسماندها هنوز وابستگی دارند. نتایج برای ابعاد مختلف در هر 8 گروه، بیان می‌کند فرض صفر رد شده و پسماندهای الگو IID نمی‌باشند و دارای وابستگی غیرخطی هستند.

جدول 3- نتایج الگو ARIMA برای هر 6 گروه

تعداد مشاهدات	ARIMA	الگو
200	(0,1,1)	$r_t = .0015 - 0.518\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ (0.062) $\sigma_a^2 = .0134$ AIC = -1146.19 $R^2 = 21.07$
400	(1,1,0)	$r_t = 0.0014 - 0.249r_{t-1} + \varepsilon_t$ (0.048) $\sigma_a^2 = .0134$ AIC = -2301 $R^2 = 6.83$
600	(1,1,0)	$r_t = 0.001 - 0.1554r_{t-1} + \varepsilon_t$ (0.040) $\sigma_a^2 = .0130$ AIC = -3500.12 $R^2 = 02.75$
800	(0,1,1)	$r_t = 0.001 - 0.153\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ (0.036) $\sigma_a^2 = 0.0121$ AIC = -4775.15 $R^2 = 02.57$
1000	(0,1,1)	$r_t = .001 - 0.149\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$ (0.032) $\sigma_a^2 = .0116$ AIC = -6058.47 $R^2 = 02.63$
1200	(2,1,0)	$r_t = .0014 - 0.1002r_{t-1} - 0.0697r_{t-2} + \varepsilon_t$ (0.029) (0.029) $\sigma_a^2 = .0125$ AIC = -7103.59 $R^2 = 2.28$
1400	(1,1,0)	$r_t = .0015 - .262a_{t-1} + a_t$ 0.026 $\sigma_a^2 = .0191$ aic = -7085.8 $R^2 = 7.17\%$
1670	(1,1,0)	$r_t = .0001 - .503a_{t-1} + a_t$ 0.021 $\sigma_a^2 = .097$ aic = -3054.03 $R^2 = 25.34\%$

توضیح: تمامی ضرایب در سطح 5 درصد معنی دار می باشد. آماره درون پرانتز بیانگر آماره انحراف استاندارد می باشد.

منبع: یافته های تحقیق

مرحله سوم آزمون BDS بر روی پسماندهای الگوی GARCH می باشد. جهت برآورد الگو GARCH، ابتدا ناهمسانی واریانس بررسی می شود؛ نتایج آزمون وایت بیان می کند فرض صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس رد شده و ناهمسانی داده ها تأیید می شود. همچنین وجود آثار ARCH بر روی معادله میانگین بررسی می شود؛ فرض صفر در این آزمون ها عدم وجود اثر ARCH می باشد. نتایج دو آزمون لیونگ-باکس و آزمون LM-ARCH فرض صفر را رد نموده و وجود اثرات ARCH را در 5 گروه اول و اثر GARCH را در 3 گروه بعد، تأیید می کنند. نتایج در جدول (5) آمده است.

جدول 4- نتایج آزمون BDS استاندارد شده بر روی پسماندهای الگوی ARIMA

$m=5$	$m=4$	$m=3$	$m=2$	$m=5$	$m=4$	$m=3$	$m=2$	ε / ابعاد
مشاهده 400 (SE=0/0135)				مشاهده 200 (SE=0/0134)				مشاهدات
7/689	6/395	6/490	6/098	8/731	7/940	7/511	7/923	0/5 ε
7/689	4/050	4/463	4/606	5/738	5/916	6/283	6/853	1 ε
4/715	4/794	5/129	5/301	3/771	4/005	4/396	5/147	1/5 ε
5/315	5/750	6/165	6/567	3/911	4/357	4/880	5/496	2 ε
مشاهده 800 (SE=0/0122)				مشاهده 600 (SE=0/0130)				مشاهدات
8/197	6/789	6/956	6/348	5/924	5/164	5/683	5/429	0/5 ε
6/143	5/514	5/710	5/823	4/978	4/486	4/587	4/764	1 ε
5/489	5/078	5/198	5/587	4/877	4/662	4/736	5/051	1/5 ε
5/380	5/414	5/659	6/235	4/851	4/878	5/092	5/678	2 ε
مشاهده 1200 (SE=0/0125)				مشاهده 1000 (SE=0/0116)				مشاهدات
8/238	6/967	7/559	7/107	7/138	6/207	7/033	6/827	0/5 ε
7/484	6/856	7/039	6/960	5/353	4/890	5/517	5/815	1 ε
7/346	7/072	7/026	6/900	4/578	4/130	4/353	4/564	1/5 ε
7/785	8/000	8/092	8/011	5/048	4/966	5/229	5/681	2 ε
مشاهده 1670 (SE=0/0967)				مشاهده 1400 (SE=0/0192)				مشاهدات
19/592	19/981	20/206	18/111	16/042	14/558	14/044	12/987	0/5 ε
19/971	19/971	21/469	21/442	14/209	13/196	12/520	11/995	1 ε
19/874	19/874	23/037	25/511	12/983	13/113	13/150	12/684	1/5 ε
20/173	20/173	23/287	25/920	11/149	11/548	12/163	12/050	2 ε

منبع: یافته‌های تحقیق

SE: انحراف استاندارد نمونه

پس از برازش الگو، آزمون BDS، بر روی پسماندهای الگو GARCH انجام شده است؛ نتایج حاصل در ابعاد و ε های مختلف هر 8 گروه، در جدول (6) آمده است. نتایج فرض صفر مبنی بر این که پسماندها IID هستند و وابستگی در آنها وجود ندارد و الگو واریانس شرطی، ساختار غیرخطی موجود در سری را توضیح داده است را در هر 8 گروه رد می‌شود. به این ترتیب، امکان وجود فرآیند آشوبناک در ساختار تأیید می‌شود.

2-4-آزمون حداکثر نمای لیاپانوف

در این پژوهش، برای محاسبه نمای لیاپانوف، از روش "بعد"، به کمک الگوریتم ولف، استفاده شده است. نمای لیاپانوف، به ازای ابعاد محاط 2 تا 5 و فاصله زمانی متفاوت (n) برآورد شده است. در اینجا منظور از محاسبه نمای لیاپانوف، محاسبه بزرگترین نما می باشد، یعنی با یافتن حداقل یک نمای مثبت، می توان بیان کرد که سیستم دارای یک فرآیند آشوبی می باشد. جدول (7) نتایج حاصل از آزمون نمای لیاپانوف را، برای ابعاد مختلف نشان می دهد.

جدول 5- نتایج الگو GARCH برای هر 6 گروه

تعداد مشاهدات	الگو
200	$r_t = 14.235 + a_t$, $\sigma_t^2 = 2.326e - 05 + 1.00 a_{t-1}^2$ $(7.747e - 4)$ $(6.821e - 6)$ (0.108) $AIC = -4.762$ $BIC = -4.712$ $SIC = -4.762$ $HQIC = -4.742$
400	$r_t = 1.788e - 03 + a_t$, $\sigma_t^2 = 1.280e - 04 + 0.245 a_{t-1}^2$ $(6.075e - 4)$ $(1.087e - 5)$ $(8.967e - 2)$ $AIC = -5.949$ $BIC = -5.919$ $SIC = -5.949$ $HQIC = -5.937$
600	$r_t = 1.396e - 03 + a_t$, $\sigma_t^2 = 1.176e - 04 + 0.303 a_{t-1}^2$ $(4.910e - 4)$ $(9.230e - 6)$ (0.105) $AIC = -6.007$ $BIC = -5.985$ $SIC = -6.007$ $HQIC = -5.999$
800	$r_t = 1.449e - 03 + a_t$, $\sigma_t^2 = 9.787e - 05 + 0.394 a_{t-1}^2$ $(3.921e - 4)$ $(7.357e - 6)$ (0.114) $AIC = -6.143$ $BIC = -6.125$ $SIC = -6.143$ $HQIC = -6.136$
1000	$r_t = 1.304e - 03 + a_t$, $\sigma_t^2 = 9.651e - 05 + 0.296 a_{t-1}^2$ $(3.315e - 4)$ $(5.917e - 6)$ $(7.703e - 2)$ $AIC = -6.203$ $BIC = -6.188$ $SIC = -6.203$ $HQIC = -6.198$
1200	$r_t = 1.364e - 03 + a_t$, $\sigma_t^2 = 8.250e - 05 + 0.306 a_{t-1}^2 + 0.180 \sigma_{t-1}^2$ $(3.196e - 3)$ $(1.053e - 5)$ $(6.891e - 2)$ $(8.248e - 2)$ $AIC = -6.080$ $BIC = -6.063$ $SIC = -6.080$ $HQIC = -5.073$
1400	$r_t = 1.241e - 03 + a_t$, $\sigma_t^2 = 6.526e - 05 + 0.561 a_{t-1}^2 + 0.312 \sigma_{t-1}^2$ $(3.124e - 4)$ $(7.785e - 6)$ $(8.118e - 2)$ $(5.843e - 2)$ $AIC = -5.786$ $BIC = -5.771$ $SIC = -5.786$ $HQIC = -5.780$
1670	$r_t = 5.601e - 05 + a_t$, $\sigma_t^2 = 3.402e - 05 + 0.840 a_{t-1}^2 + 0.540 \sigma_{t-1}^2$ $(3.073e - 4)$ $(3.205e - 6)$ $(7.123e - 2)$ $(2.159e - 2)$ $AIC = -4.748$ $BIC = -4.735$ $SIC = -4.748$ $HQIC = -4.743$

توضیح: تمامی ضرایب در سطح 5 درصد معنی دار می باشد. آماره درون پرانتز بیانگر آماره انحراف استاندارد می باشد.

منبع: یافته های تحقیق

نتایج به دست آمده، نشان می دهد به ازای تمامی بعدها، و تمامی فواصل زمانی (n)، مقدار نمای لیاپانوف، عددی مثبت و کوچک است که بیانگر پیروی سری زمانی قیمت سکه تمام بهار

آزادی از یک فرآیند آشوبناک می‌باشد. همچنین جهت تأیید نتایج، از بسته LAB432 نرم‌افزار MATLAB برای محاسبه نمای لیاپانوف استفاده شد که نتایج آن نیز بیان می‌کند سری زمانی مذکور دارای فرآیندی آشوبناک می‌باشد.

جدول 6- آزمون BDS استاندارد شده بر روی پسماندهای الگوی GARCH

m=5	m=4	m=3	m=2	m=5	m=4	m=3	m=2	ε / ابعاد
(SE=0/0139) مشاهده 400				(SE=0/0134) مشاهده 200				مشاهدات
4/318	3/187	3/277	2/684	8/731	7/940	7/511	7/923	0/5 ε
2/146	1/861	2/013	1/956	5/738	5/916	6/283	6/853	1 ε
3/491	3/687	3/974	3/981	5/738	4/005	4/396	5/147	1/5 ε
4/564	5/038	5/547	5/969	3/911	4/357	4/880	5/496	2 ε
(SE=0/0123) مشاهده 800				(SE=0/0131) مشاهده 600				مشاهدات
5/102	3/809	3/945	3/339	3/786	3/084	3/358	3/036	0/5 ε
4/047	3/393	3/501	3/467	3/353	2/825	2/780	2/704	1 ε
4/361	3/940	4/097	4/310	3/942	3/779	3/882	4/033	1/5 ε
5/041	5/102	5/342	5/822	4/314	4/352	4/578	5/075	2 ε
(SE=0/0126) مشاهده 1200				(SE=0/0118) مشاهده 1000				مشاهدات
7/074	5/720	5/883	5/328	4/506	3/561	4/153	3/798	0/5 ε
6/387	5/710	5/661	5/437	3/823	3/291	3/689	3/768	1 ε
6/883	6/509	6/309	5/828	3/851	3/367	3/569	3/585	1/5 ε
7/208	7/376	7/477	7/192	4/550	4/461	4/742	5/013	2 ε
(SE=0/0112) مشاهده 1670				(SE=0/0198) مشاهده 1400				مشاهدات
18/655	19/242	20/041	19/761	11/590	10/354	10/112	9/450	0/5 ε
18/888	20/101	21/144	22/195	11/458	10/888	10/388	9/621	1 ε
15/095	16/292	17/582	18/206	11/319	11/458	11/503	11/004	1/5 ε
13/808	15/157	16/897	18/879	10/662	11/018	11/510	12/055	2 ε
منبع: یافته‌های تحقیق				SE: انحراف استاندارد نمونه				

جدول 7- مقادیر حداکثر نمای لیپانوف (برای داده‌های خام سری زمانی قیمت سکه تمام بهار آزادی)

m=5	m=4	m=3	m=2	n / ابعاد
1/6823	2/1475	2/9531	4/3972	n=1
3/1142	3/8826	5/1580	7/2756	n=2
4/3774	5/3514	6/8523	7/7859	n=3
5/5156	6/6062	7/9983	9/8921	n=4
6/5284	7/5632	8/9543	10/8773	n=5
7/3401	8/3820	9/8162	11/8151	n=6
8/0460	9/1212	10/6152	12/6914	n=7
8/6977	9/8083	11/3431	13/4346	n=8
9/3143	10/4551	12/0046	14/1360	n=9
9/8898	11/0580	12/6492	14/8456	n=10

منبع: یافته‌های تحقیق

5- نتیجه گیری

نوسانات قیمت سکه علاوه بر تأثیرگذاری بر سایر بازارهای مالی، از آن‌ها نیز تأثیر می‌پذیرد، لذا پیش‌بینی درست می‌تواند سیاست‌گذاران را در اتخاذ تصمیم مناسب یاری رساند. از طرفی دیگر، سرمایه‌گذاران سکه را جزء سبد دارایی خود قرار داده و پیش‌بینی قیمت سکه برای آنان حائز اهمیت است.

به‌طور کلی، معین کردن یک معیار برای پیش‌بینی که در کل قابل قبول باشد، غیرممکن است. این مسئله به‌ویژه در مفهوم خطی حادث می‌شود. در واقع، عواملی مانند ضعف روش‌های خطی در پیش‌بینی، عدم پایداری روش‌های خطی در برابر جملات خطا، و تشخیص وجود الگوی غیرخطی در سری زمانی، باعث شده است که اقتصاددانان به دنبال روش‌های غیرخطی باشند.

به دلیل وجود نوسانات بسیار زیاد و پیچیده، اغلب فرآیند مولد سری زمانی به‌صورت تصادفی در نظر گرفته می‌شود. نظریه آشوب در بازار، دلالت بر این دارد که قیمت در بازار به‌طور کامل از یک رابطه معین خطی پیروی نکرده و در صورت آگاهی از شرایط اولیه، با یک الگوی غیرخطی، قابل پیش‌بینی خواهد بود.

در این مقاله به ارزیابی قابلیت پیش‌بینی سری زمانی قیمت سکه تمام بهار آزادی، پرداخته شد

و برای این منظور از آزمون BDS در سه مرحله، جهت تعیین روند سری و از آزمون حداکثر نمای لیپانوف برای تعیین آشوبی بودن سری زمانی استفاده شده است.

نتایج به دست آمده، وجود نظریه آشوب و قابلیت پیش‌بینی در قیمت سکه تمام بهار آزادی را تأیید می‌کند؛ بنابراین می‌توان با توجه به نتایج به دست آمده از ماهیت این سیستم، به پیش‌بینی با الگوهای غیرخطی برای این سری زمانی با استفاده از داده‌های تاریخی آن پرداخت.

References

- [1] Abbasi Nejad, H., Motavasseli, M. & Mohammadi, S. H. (2004). Economic growth as a nonlinear and discontinuous process. *Iranian economic review*. 9(10), 17-38.
- [2] Adrien, B. (2008). Les ventes de produits innovants à la mode sont-elles chaotiques? Le cas des ventes de game boy au Japon [Are innovative and fashion goods sales chaotic? The case of game boy sales in Japan]. *Series MPRA Paper* with number 12964.
- [3] Alligood, K. T. Sauer, T.D. & Yorke, J.A. (1996). *CHAOS: An introduction to dynamical systems*. Springer.
- [4] Asseery, A. A. (2005). Evidence of non-linearity's in the bilateral real exchange rates of the british pound. *International Economic Journal*. 19(1), 63-90.
- [5] Bask, M. (1997). Deterministic chaos in exchange rates? *Department of economics, Umea university studies*, 453.
- [6] Belaïre J. & Contreras D. (2002). How to compute the BDS test: a software comparison. *Journal of Applied Econometrics*, 17(6), 691 – 699.
- [7] Belaïre, J. & Contreras D. (2002). The BDS test: A practitioner's guide, Unpublished, University of Valencia, and Department of Analysis Economice, (Working paper).
- [8] Bonache, A. & Moris, K. (2011). Premières preuves empiriques de chaos dans les ventes de biens à la mode - First empirical evidence of chaos in the sales of fashion goods. *Cahier du FARGO* 1110602.
- [9] Brock, W. A., Scheinkma, J. A., Dechart W. D. & Lebaron, B. (1996). A test for indepenence based on the correlation dimension. *Econometric Reviews*, 15, 197-235.
- [10] Cromwell, J.B., Labys, W., C. & Terraza, M. (1994). *Univariate tests for time series models*, series: Application in the Social Sciences, a SAGE University paper, London.
- [11] Diks, C. (2003). Detecting Serial Dependence in tail events: A test Dual to the BDS Test, *journal Economics Letters*. 79(3), 319-324.

- [12] Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series*, WILEY, Second Edition.
- [13] Fernandes, M. & Preumont, P. Y. (2002). At a finite sample size of the BDS test for GARCH standardized residuals, unpublished manuscript, *Department of Economics, Queen Mary, University of London*, (Working paper).
- [14] Frank, M. & Stengos, T. (1988). Chaotic Dynamics in Economic Time-Series, *Journal of Economic Survey*, 2(2), 103-133.
- [15] Gujarati, D. (2008). The basics of econometrics, Translation: H., Abrishami, Tehran University, Fifth Edition. (In Persian).
- [16] Henon, B. (1976). A two-dimensional mapping with a strange attractor. *Journal of Commun. Math. Phys*, 50(1), 69-77.
- [17] Hsieh, D. A. (1991). Chaos and nonlinear dynamics: applications to financial markets. *Journal of Finance*, 46(5), 1839-1877.
- [18] Isham, V. (1993). Statistical aspects of chaos, a review in: *Networks and chaos statistical and probabilistic aspects*, (Working paper).
- [19] Kanzler, L. (1999). Very Fast and correctly sized estimation of the BDS statistic. *SSRN Electronic Journal*, Christ Church and Department of Economics University of Oxford.
- [20] Kapitanyak, T. (2005). Chaos for engineers, theory, application and control, translation: Jamshid Behin, Kermanshah, Razi University; First Edition. (In Persian).
- [21] Khilji, N.M. (1994). Nonlinear dynamics and chaos: Application to financial markets in Pakistan. *The Pakistan Development Review*. 33(4), 1417-1429.
- [22] Kim H. S., Kang D. S. & Kim J. H. (2003). The BDS statistic and residual test, *Stochast Environ Res Risk Assess*. 17, 104-115.
- [23] Kocenda, E. (2003). An Alternative to the BDS test: Integration across The Correlation Integral. *Economic Reviews*, 20(3), 337-351.
- [24] Kunchu, P. K. (1997). Using BDS statistics to detect nonlinearity in time series. [Computer and Information Science](#) , [Miscellaneous Papers](#), *Computational Intelligence*, 2(2), 1-2.
- [25] Moshiri, S. (2001). Review of the chaos theory and its applications in economics. *Economic Research Journal*, 12, 29-71. (In Persian).
- [26] Moshiri, S. & Forutan, F. (2004). Chaos test and predict future crude oil. *Economic researches Journal*, 12, 90-67 . (In Persian).
- [27] Ramasamy, R. & Mohd Helmi, M. H. (2011). Chaotic behavior of financial time series- an empirical assessment. *International Journal of Business and social science*. 2(3), 77-83.
- [28] Rosenstein M. T., Collins J. J. & DeLuca C. J. (1993). A practical method for calculating largest Lyapunov exponents from small data sets. *Physica*, 65(117).
- [29] Salami, A. B. (2001). Tehran Stock Exchange chaotic process efficiency test. *Economic Research Journal*, 5, 35-77. (In Persian).

- [30] -Shumway R., H. & Stoffer D.S. (2010). *Time series analysis and its application*. Springer, Third Edition.
- [31] Small, M. & Tse, C. K. (2003). Determinism in financial time series. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 7(3).
- [32] Tsay, R., S. (2010). *Financial time series*. WILEY, Third Edition.
- [33] Vosvrda. M. & Zikes, F. (2004). An application of The GARCH- t model on central european stock returns. *Journal Prague Economic Papers*, 1, 26-39.
- [34] Wolf, A., Swift, J. B., Swinney, H. L. & Vastano, J. A. (1985). Determining Lyapunov exponent from a time series. *Physical*, 16, 285-317.

