

بررسی رفتار غیرخطی و آشوبی بازار نرخ ارز ایران

دکتر محمد نبی شهیکی تاش*، خدیجه دینارزهی** ارسلان دژکام***

چکیده

سیستم‌های غیرخطی پویا، رفتارهای متفاوتی از خود نشان می‌دهند؛ به طوری که در تفسیر بسیاری از پدیده‌های اقتصادی به‌ظاهر تصادفی، می‌توان این دسته از سیستم‌ها را به کار گرفت. نظریه آشوب یک رویکرد جدید برای بررسی روند تغییرات سیستم‌های غیرخطی پویا در بازارهای پولی و مالی ارائه می‌کند. در این پژوهش با استفاده از آزمون‌های نظریه آشوب، شامل آزمون BDS مبتنی بر بوت‌استرپ، نمای هرست، بعد همبستگی، بازسازی فضای فاز و بیشینه نمای لیاپانوف در دینامیک‌های بازسازی شده یک تا یازده بعدی بردارهای تعمیم‌یافته مطابق نظریه تیکنز، به بررسی وضعیت داده‌های روزانه نرخ ارز رسمی ایران از تاریخ ۲۰۰۰/۶/۱ تا ۲۰۱۲/۳/۷ (۴۴۱۷ داده) پرداخته می‌شود. نتایج آزمون BDS و نمای هرست نشان می‌دهد که نرخ ارز دارای فرایندی غیرخطی است. همچنین، یافته‌های سه آزمون آشوبی شامل بیشینه نمای لیاپانوف، بعد همبستگی و بازسازی فضای فاز، وجود آشوب در بازار نرخ ارز ایران را تأیید کردند. به همین دلیل می‌توان گفت که پیش‌بینی روند این متغیر با روش‌های مرسوم خطی نتایج گمراه‌کننده‌ای دارد.

واژگان کلیدی: نظریه آشوب، آزمون BDS، نمای هرست، بیشینه نمای لیاپانوف، بعد همبستگی، بازسازی فضای فاز.

طبقه‌بندی JEL: G32, G34.

mohammad_tash@yahoo.com

khadijeh.dinarzehi@gmail.com

dejcam@cmu.ac.ir

* استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه سیستان و بلوچستان

** مدرس دانشگاه بین‌المللی چابهار، گروه اقتصاد و مدیریت بازرگانی

*** عضو هیأت علمی دانشگاه دریانوردی و علوم دریایی چابهار

۱. مقدمه

هدف نظریه آشوب^۱ شناسایی راه‌های تشخیص نظم نهفته در سیستم‌های بسیار پیچیده است که در صورت موفقیت اجازه می‌دهند تا روند آتی حرکت آنها بر خلاف باورهای قبلی پیش‌بینی شود. در نظریه آشوب، بیان می‌شود که سیستم‌های پیچیده صرفاً ظاهری پر آشوب دارند و در نتیجه، نامنظم و تصادفی به نظر می‌رسند، در حالی که در واقعیت تابع یک جریان معین با یک فرمول ریاضی مشخص هستند. از همین رو موضوع آشوب در ریاضیات معمولاً با عنوان آشوب معین^۲ مطرح می‌شود که بر پایه نظریه رشد غیرخطی با بازخورد^۳ شکل گرفته است.

تاکنون این دیدگاه وجود داشته که سری‌های زمانی اقتصادی به‌ویژه سری‌های اقتصاد کلان و سری‌های بازارهای پولی و مالی از یک فرایند تصادفی پیروی می‌کنند و در نتیجه، تغییرات آنها قابل پیش‌بینی نیست. پیشرفت چشمگیر در ابزارهای محاسباتی در دهه‌های اخیر، امکان به کارگیری نظریه‌های مبتنی بر وجود الگوهای غیرخطی معین یا آشوبی به ظاهر تصادفی را فراهم آورده است. در واقع، نظریه آشوب امکان مطالعه دقیق‌تر ویژگی‌های رفتاری بسیار پیچیده متغیرهای اقتصادی را که با ابزارهای متداول میسر نیست، فراهم می‌کند. در متون مرسوم اقتصاد و اقتصادسنجی، برای بیشتر متغیرهای اقتصادی، رفتاری تصادفی در نظر گرفته می‌شود. نتیجه چنین فرضی این است که تغییرات این متغیرها قابل پیش‌بینی نیستند. در واقع، نظریه آشوب این امکان را فراهم می‌آورد که الگو و نظم پیچیده حاکم بر رفتار چنین متغیرهایی کشف و از آنها برای پیش‌بینی روند آتی در کوتاه‌مدت استفاده شود.

داده‌های اقتصاد کلان، شک برانگیزترین سری‌های زمانی اقتصادی در زمینه روندهای پویای غیرخطی، است. اشتوتز^۴ (۱۹۸۰) یک مدل رشد اقتصاد کلان^۵ با پویایی‌های آشوبی را معرفی کرد. در

1. Chaos Theory
2. Deterministic Chaos
3. Nonlinear Growth With Feedback
4. Stutzer

۵. این مدل رشد در اصل متعلق به هاوالمو (Haavelmo) است.

سال ۱۹۸۱ بار دیگر دای و بن حبیب برای نخستین بار در زمینه اقتصاد خرد از معادلات دیفرانسیل استفاده کردند. دای و "دانا و مالگراد"^۱ (۱۹۸۳) مدل‌های ادواری رشد را توضیح داده و بروز آشوب را از دیدگاه نظری بررسی کردند. دچرت و پلیکان^۲ (۱۹۸۴) و بالدین و مونتراسیو^۳ (۱۹۸۵) نشان دادند که در چنین مدل‌هایی رفتار آشوبی را می‌توان مشاهده کرد. از طرفی چون برای توضیح ادوار تجاری از مدل‌های چرخه زندگی استفاده کرده‌اند، تعدادی از مطالعات مثل بن حبیب و نیشی مورا^۴ (۱۹۸۵) بیان کردند که در چنین مدل‌هایی می‌توان، به سادگی چرخه‌های آشوبی ایجاد کرد. سایرز^۵ (۱۹۸۶) وجود این روندها را در بازار کار آمریکا اثبات کرد. در همان سال شینکمن و لبارون^۶ در بازار سهام آمریکا و براک و دچرت^۷ این کار 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 اخلاص تصادفی برای توضیح یک پدیده نامناسب است و سیستم‌های غیرخطی بسیار مناسب‌ترند. در سال ۱۹۸۸، براک و سایرز^۸ بار دیگر نتوانستند شواهدی از وجود آشوب در داده‌های آمریکا به دست آورند. در دهه ۱۹۹۰ نیز این مطالعات ادامه یافت. در این دهه مطالعات از دقت و عمق بیشتری برخوردار بود. گودوین^۹ که پیش از این در سال ۱۹۵۹ توضیح داده بود که با وارد کردن ضریب شتاب خطی به الگوی سرمایه‌گذاری می‌توان ادوار تجاری را توجیه کرد، در سال ۱۹۹۰ رفتار آشوبی این ادوار را نیز مدل‌سازی کرد. در سال ۱۹۹۳ گرنجر و همکاران^{۱۰} و جادیتز و سایرز^{۱۱} نیز در همین سال، از یک مدل پیش‌بینی غیرخطی برای کشف رفتار غیرخطی در متغیرهای اقتصاد کلان

-
1. Dana & Malgerad
 2. Dechert & Plikan
 3. Boldrin & Montraccio
 4. Habib & Nishimura
 5. Sayers
 6. Sheinkman & Le Baron
 7. Brock & Dechert
 8. Brock & Sayers
 9. Goodwin
 10. Granger & et
 11. Jaditz & Sayers

بهره بردند. چن^۱ (۱۹۹۹) بار دیگر نظریه فریش^۲ را، که پایه و اساس نظریه‌های تعادل عمومی پیش از ورود نظریه آشوب در اقتصاد بود، از طریق نظری و مدل‌بندی دیفرانسیلی ساده آشوبی رد کرد. لینتون و شینتانی^۳ (۲۰۰۳) نیز به کشف آشوب در شاخص‌های مختلف اقتصادی پرداخته‌اند. اروتیا^۴ و وو^۵ (۲۰۰۶) رفتار سری‌های زمانی عایدات وثیقه‌های قابل داد و ستد شرکت‌های خارجی مستقر در آمریکا (ADR)^۶ را مورد بررسی قرار دادند. اسکارلات و دیگران^۷ (۲۰۰۷) به بررسی وجود آشوب روی نرخ ارز کشور رومانی در مقابل دلار آمریکا پرداختند. ولد و گئورگه^۸ (۲۰۰۹) مسأله آشوب را در سری‌های زمانی شاخص BETFI^۹ در بازه زمانی ۲۰۰۶ تا ۲۰۰۹ مورد بررسی قرار دادند. ولد^{۱۰} (۲۰۱۰) روشی ارائه کرده است تا با استفاده از آن وجود آشوب در سری‌های زمانی نرخ ارز یورو به لو^{۱۱} تشخیص داده شود. کریز^{۱۲} (۲۰۱۱) به بررسی آشوب در تولید ناخالص ملی کشور چکسلواکی در سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰ پرداخته است. در این پژوهش از نمای هرست^{۱۳} برای بررسی فرآیند تصادفی داده‌ها در مقابل غیرتصادفی بودن آن استفاده می‌کند. برای تشخیص آشوبی سری مورد نظر به بررسی بزرگترین نمای لیاپانوف^{۱۴}، بعد همبستگی و بازسازی فضای فاز^{۱۵} پرداخته است.

با گسترش رو به رشد بازارهای مالی و جهانی شدن این بازارها، موضوع بررسی و پیش‌بینی متغیرهای مالی اهمیت ویژه‌ای یافته است. شباهت سری‌های زمانی نرخ ارز در بازارهای مالی با سری‌های

1. Chen

2. Frish

3. Linton & Shintani

4. Jorge L Urrutia

5. Joseph Vu

6. American Depository Receipts (ADR)

7. Scarlat, et al

8. Vald & Gheorgh

۹. BET-FI، یکی از ۶ شاخص بازار سهام کشور رومانی است.

10. Vald

۱۱. Leu واحد پول کشور رومانی است.

12. Kriz

13. Hurst Exponent

14. Largest Layapunov Exponent

15. Reconstruction Phase Space

آشوبناک و ویژگی‌های غیرایستا بودن و به‌ظاهر تصادفی بودن آنها وجود نوعی پویایی غیرخطی آشوبناک قابل کشف در این سری‌ها را ممکن می‌سازد. هر کشوری در نظام بین‌الملل اقتصادی از دو مجرا در تعامل با اقتصادهای دیگر است؛ یکی تجارت کالا و خدمات و دیگری جریان ورود و خروج سرمایه. در نتیجه این تعامل واحد پول داخلی کشور در اقتصاد جهانی دارای یک قیمت می‌شود که در اقتصاد متعارف به آن نرخ ارز می‌گویند. در نظریه برابری قدرت خرید، نرخ ارز رسمی مبین قیمت کالاهای داخلی بر حسب پول داخلی به قیمت کالاهای خارجی بر حسب پول داخلی است.

اکنون در این پژوهش به دنبال پاسخ به این پرسش هستیم که نرخ ارز به عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی در ایران از یک روند تصادفی و خطی تبعیت می‌کند یا روندی غیرخطی و آشوبناک دارد. داده‌های مورد استفاده، نرخ ارز رسمی کشور از تاریخ ۲۰۰۰/۶/۱ تا ۲۰۱۲/۳/۷ در مقیاس روزانه است.

در این مقاله پس از مقدمه به مبانی نظری اشاره کرده، پس از آن به بررسی رفتار بازار نرخ ارز ایران بر اساس معیار BDS، نمای لیپانوف، نمای هرست، بعد همبستگی و سرانجام، به بازسازی فضای فاز پرداخته می‌شود.

۲. مبانی نظری

در این مقاله از دو روش بزرگترین نمای لیپانوف (LLE) و بازسازی فضای فاز برای اثبات یا عدم اثبات آشوب در سری زمانی نرخ ارز و از تحلیل آزمون R/S یا نمای هرست (HE) و آزمون BDS برای تشخیص تصادفی و غیر تصادفی سری استفاده می‌شود. در ادامه اشاره‌ای به مبانی نظری هر یک از این روش‌ها خواهد شد.

۲-۱. بعد همبستگی و آزمون BDS

آزمون BDS یک گام ابتدایی است برای تعیین اینکه آیا فرایند سری زمانی دارای مشاهدات با توزیع یکنواخت مستقل است یا خیر. براک، دچرت و شینکمن^۲ (۱۹۸۷) آزمونی از فرض i.i.d مبتنی بر انتگرال

1. Brock, Dechert & Scheinkman (BDS)

2. Brock, Dechert & Scheinkman

همبستگی گراسبرگر و پروکاجیا^۱ ارائه کردند (BDS). فرضیه صفر این آزمون، مبتنی بر i.i.d بودن سری زمانی است و فرضیه مقابل آن، به این ترتیب است که سری زمانی همبسته خطی یا غیرخطی باشد. در این رویکرد، برای یک سری زمانی $\{x_t; t = 1, \dots, T\}$ ابتدا مقدار پیشین در نظر گرفته می‌شود. به ازای هر جفت نقطه، احتمال آنکه فاصله بین این دو نقطه کمتر یا مساوی ϵ باشد، عددی ثابت است که با $c_1(\epsilon)$ نمایش می‌دهیم. به همین ترتیب احتمال اینکه تعداد نقاط موجود در فضای m بُعدی در فاصله کمتر یا مساوی ϵ قرار بگیرند، به عنوان $c_m(\epsilon)$ تعریف می‌شود. که همان m بُعد محاط یا تعداد نقاط پیاپی در مجموعه مورد نظر است.

$$P_1 = P(\|x_t - x_s\| < \epsilon) \rightarrow c_1(\epsilon) \quad (1)$$

$$P_2 = P(\|x_{t-1} - x_{s-1}\| < \epsilon, \|x_t - x_s\| < \epsilon) \rightarrow c_2(\epsilon)$$

:

$$P_m = P(\|x_{t-m+1} - x_{s-m+1}\| < \epsilon, \dots, \|x_t - x_s\| < \epsilon) \rightarrow c_m(\epsilon)$$

به طوریکه، x_t^m و x_s^m سری‌های زمانی با m مقدار پیشین هستند. زمانی که مشاهدات $\{x_t\}$ دارای توزیع یکنواخت مستقل باشند، داریم: $P_m^m = P_1^m$ یعنی با شرط استقلال مشاهدات می‌توان نوشت:

$$c_m(\epsilon) = c_1^m(\epsilon) \quad (2)$$

$c_m(\epsilon)$ همبستگی جمعی^۲ یا تعداد نقاط موجود در فضای m بُعدی است که فاصله‌ای کمتر از مقدار کوچک و معین ϵ از یکدیگر دارند. اگر سری زمانی از یک فرایند تصادفی نتیجه شده باشد، با

1. Grassberger & Procaccia

2. Correlation Integral or Correlation Sum

افزایش بُعد محاط نقاط موجود در فضای حالت m بعدی، در تمام جهات پراکنده خواهند شد، ولی اگر سری از یک فرایند معین نتیجه شده باشد، نقاط به سمت زیر مجموعه‌ای از فضای جاذب جذب می‌شوند. در این وضعیت، با افزایش بُعد محاط، بعد جاذب در فضای حالت از محدوده‌ای فراتر نخواهد

رفت و عددی کوچکتر از m خواهد بود. بعد همبستگی طبق رابطه $D^m = \lim_{\epsilon \rightarrow \infty} \frac{\log C_m}{\log \epsilon}$ به

دست می‌آید که c_m همان انتگرال همبستگی است. این معیار در واقع ارتباط و همبستگی فضایی نقاط با M واقعه را اندازه‌گیری می‌کند.

$$c_m(\epsilon) = \lim_{T \rightarrow \infty} \left\{ \frac{\text{the number of } (i, j) \text{ for which } |x_i^m - x_j^m| \leq \epsilon}{T^2} \right\}$$

در هر سیستم آشوبناک به ازای مقدار مشخصی ϵ ، با افزایش m ، از تعداد نقاطی که در فضای حالت فاصله‌ای کمتر از ϵ دارند کاسته شده، در نتیجه، مقدار بعد همبستگی به یک حد

اشباع^۱ همگرا می‌شود، در حالی که در یک سیستم تصادفی، با افزایش m ، D^m نیز افزایش می‌یابد.

به هنگام استفاده از داده‌های نمونه، $c_1(\epsilon)$ و $c_m(\epsilon)$ را مستقیماً مشاهده نکرده، بلکه تنها می‌توان آنها را از نمونه برآورد. بنابراین، وجود خطا در برقراری رابطه بالا قابل انتظار است. هر چه خطا بیشتر باشد، خطا با احتمال کمتری توسط تغییرات نمونه تصادفی تولید می‌شود. آزمون BDS یک مبنای رسمی برای قضاوت در مورد اندازه این خطا ارائه می‌کند. برای برآورد احتمال یک بعد مشخص، تمام مجموعه‌های ممکن قابل استخراج از نمونه را بررسی کرده، تعداد مجموعه‌هایی که شرط ϵ را برآورده می‌کنند، شمرده می‌شوند. نسبت تعداد مجموعه‌هایی که شرط را برآورده می‌کنند به تعداد

1. Saturation Limit

کل مجموعه‌ها، برآورد احتمال را به دست می‌دهد. اگر یک نمونه با n مشاهده از سری X_t داشته باشیم، می‌توان نوشت.

$$C(\epsilon, m) = \frac{1}{T_m (T_m - 1)} \sum_{i,j=1}^{T_m} H\left(\|x_i^m - x_j^m\|\right) \quad (3)$$

که این رابطه همان انتگرال همبستگی از بعد m است که همبستگی فضایی بین T نقطه پراکنده در فضای m بعدی را اندازه‌گیری کرده و از بین آنها بخشی از نقاط دو تایی m بعدی یعنی (x_t^m, x_s^m) را که فاصله‌شان کمتر یا مساوی ϵ است، انتخاب می‌کند. $T_m = T - m + 1$ تعداد m مقدار پیشین دنباله $x_t^m = (x_t, x_{t-1}, \dots, x_{t-m+1})$ است که از نمونه با طول زیر ساخته شده است:

$$T; H(\|x - Y\|) = \prod_{s=1}^m H(x_s - Y_s) \quad (4)$$

به طوری که m بعد محاط و H نیز تابع هوی‌ساید^۱ است:

$$H(\|x_i - x_j\|) = \begin{cases} 1 & \text{if } \|x_i - x_j\| < \epsilon \\ 0 & \text{if } \|x_i - x_j\| \geq \epsilon \end{cases} \quad (5)$$

از این برآورد نمونه‌ای برای ساختن آماره آزمون استقلال استفاده می‌شود.

$$b_{m,T}(\epsilon) = c_{m,T}(\epsilon) - c_{1,T}^m(\epsilon) - c_{1,T}^m(\epsilon) \quad (6)$$

عبارت دوم $m-1$ مشاهده آخر از نمونه را حذف می‌کند؛ به طوری که تعداد ترم‌های دو آماره $b_{m,T}$ و $c_{m,T}$ یکی می‌شود. در واقع، توسط براک و همکاران در سال ۱۹۹۶ نشان داده شد که:

1. Heaviside

$$\sqrt{T-m+1} \frac{b_{(m,T)}(\epsilon)}{\sigma_{(m,T)}(\epsilon)} \rightarrow N\left(0, \sigma_m^2\right), \text{ with } T_m \rightarrow \infty \quad (7)$$

یعنی $b_{m,T}$ به توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و واریانس σ_m^2 همگرا می‌شود.

$$\sigma_{m,T}(\epsilon) = 4 \left(k^m + 2 \sum_{j=1}^{m-1} k^{m-j} c_1^{2j} + (m-1)^2 c_1^{2m} - m^2 k c_1^{2m-2} \right) \quad (8)$$

که c_1 می‌تواند با استفاده از $c_{1,m}$ برآورد شود. k احتمال اینکه هر سه تایی از مشاهدات در فاصله‌ای کمتر از ϵ یا مساوی از آن قرار گیرند. به این ترتیب آماره BDS به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$W_{(\epsilon,m)} = \frac{T_m^2 \left[c(\epsilon, m) - (c(\epsilon, 1))^m \right]}{\sigma m(\epsilon)} \quad (9)$$

با فرض صفر، x_t دارای توزیع مستقل یکنواخت نرمال با میانگین صفر و واریانس یک است. توجه داشته باشید که $w(\epsilon, m)$ تابعی از دو پارامتر مجهول بعد محاط m و شعاع ϵ است. با در نظر گرفتن ویژگی‌های یک نمونه کوچک برای آماره BDS، رابطه مهمی بین انتخاب m و ϵ وجود دارد. برای یک m معلوم، ϵ نمی‌تواند خیلی کوچک باشد؛ زیرا در غیر این صورت تعداد جفت نقاط کافی x_i و x_j وجود نخواهند داشت که فاصله بیشینه بین آنها کمتر یا مساوی با ϵ باشد (شرط لازم برای محاسبه انتگرال همبستگی). این مقادیر کوچک ϵ به دلیل مسأله نویز (آشوب نویزی)، به شیبی نزدیک به m منجر می‌شوند (براک و همکاران، ۱۹۸۷). از سوی دیگر، ϵ نباید خیلی بزرگ باشد؛ زیرا انتگرال همبستگی مشاهدات زیادی را در بر می‌گیرد.

۲-۲. آزمون هرست

نمای هرست ابزاری مناسب برای تشخیص یک سری زمانی غیر تصادفی از یک سری تصادفی، بدون در نظر گرفتن نوع توزیع آن است. روش مطالعه و آزمون هرست به تدریج به پدیده‌های دیگر نیز که در ظاهر تصادفی به نظر می‌رسند، ولی ممکن است از یک الگوی منظمی برخوردار باشند، تعمیم داده شد. روش انجام آزمون به شرح زیر است:^۱ یک سری زمانی $X = X_1, \dots, X_n$ را در نظر بگیرید. ابتدا، مقیاس داده‌ها به صورت زیر تغییر یافته و یا به عبارتی نرمال می‌شود.

$$Z_r = (x_r - x_m) \quad r = 1, \dots, n \quad (13)$$

که در آن، x_m میانگین سری است. در مرحله بعد، سری زمانی تجمعی Y به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_i = \sum_{r=1}^i Z_r \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (14)$$

از آنجا که میانگین Z صفر است، آخرین مقدار Y ، یعنی Y_n ، همیشه صفر خواهد بود.^۲ دامنه تعدیل شده برابر خواهد بود با:

$$R_n = \max(Y_1, \dots, Y_n) - \min(Y_1, \dots, Y_n) \quad (15)$$

بدیهی است که چون میانگین Y صفر است، حداکثر آن همیشه بزرگتر یا مساوی صفر و حداقل آن همیشه کوچکتر یا مساوی صفر خواهد بود. بنابراین، دامنه تعدیل شده (R_n) همیشه غیرمنفی خواهد بود. هرست با استفاده از قاعده نصف در آمار^۱ رابطه زیر را تعریف کرد:

۱. کتاب Edgar Peters منبع مناسبی برای این آزمون و کاربردهای آن در بازارهای مالی است.

۲. این نکته به آسانی قابل اثبات است، برای \bar{Z} داریم:

$$\begin{aligned} \bar{Z} &= \frac{1}{n} \sum_{r=1}^n Z_r = \frac{1}{n} \sum_{r=1}^n (X_r - X_m) = \frac{1}{n} \left(\sum_{r=1}^n X_r - \sum_{r=1}^n X_m \right) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{r=1}^n X_r - \frac{1}{n} n X_m = X_m - X_m = 0 \end{aligned}$$

$$\left(\frac{R}{S}\right)_n = a \cdot n^H \quad (16)$$

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

$$\log\left(\frac{R}{S}\right)_n = \log a + H \log(n) \quad (17)$$

در عمل، می‌توان با انجام یک رگرسیون ضریب نمای هرست (H) را برآورد کرد. طبق نتایج هرست، اگر مقدار نمای هرست برابر با $0/5$ شد، بر یک فرآیند مستقل دلالت دارد. اگر نمای هرست بین $0/5$ و 1 قرار گرفت، بر یک سری زمانی دوام‌دار با حافظه بسیار طولانی دلالت دارد. سرانجام اگر نمای هرست برابر با یک مقدار مثبت ولی کمتر از $0/5$ شد، بر بی‌دوام بودن فرآیند دلالت دارد. مطالعات نشان داده‌اند که بسیاری از سری‌های موجود در طبیعت و برخی سری‌های اقتصادی به‌ویژه در بازار سرمایه تصادفی نبوده، دارای حافظه و دوام نسبتاً بلندمدت هستند.

۲-۳. پیشینه نمای لیاپونوف

آزمون نمای لیاپونوف بر اساس این ویژگی سری‌های آشوبی است که نقاط مجاور در این سری‌ها به مرور زمان از هم جدا شده و نسبت به هم واگرا می‌شوند. نمای لیاپونوف این واگرایی را به وسیله یک تابع نمایی اندازه‌گیری می‌کند. محاسبه نمای لیاپونوف از طریق اندازه‌گیری مقدار کشیدگی یا خمیدگی که در حرکت سیستم رخ می‌دهد، انجام می‌شود. در واقع، در این روش، سرعت متوسطی که مسیرهای انتقالی دو نقطه‌ای که در ابتدا به هم نزدیک بوده‌اند، به طور نمایی از یکدیگر منحرف می‌شوند، محاسبه می‌شود. اگر

از سوی دیگر، با توجه به تعریف سری Y می‌توان نوشت:

$$Y_n = \sum_{r=1}^n Z_r = \sum_{r=1}^n (X_r - X_m) = \sum_{r=1}^n X_r - \sum_{r=1}^n X_m$$

$$= nX_m - nX_m = 0$$

۱. این قاعده بر پایه قاعده انیشتن تعریف شده است. طبق این قاعده، فاصله‌ای که یک عنصر تصادفی می‌پیماید تابعی از ریشه دوم زمانی که برای اندازه‌گیری آن صرف شده است. یعنی $R=T^{0.5}$ ، که در آن R فاصله پیموده شده و T شاخص زمان است.

بزرگترین نمای محاسبه شده لیاپونوف مقدار مثبتی داشته باشد، سیستم دارای رفتار آشوبی است و برعکس. می‌توان نشان داد که نمای لیاپونوف به صورت زیر نیز قابل ارایه است:

$$\lambda(x_0) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \log \left| \frac{df^n(x_0)}{dx_0} \right|$$

λ به نمای لیاپونوف معروف بوده که در آن، عبارت داخل || مشتق تابع f است. برای سری‌های آشوبناک مقدار توان لیاپونوف مثبت و در غیر این صورت منفی است.

۳. بررسی رفتار نرخ ارز در ایران

نتایج آزمون BDS برای داده‌های خام سری زمانی نرخ ارز برای بعد محاط ۲ تا ۶ در جدول ۱ نشان شده است. آماره Z (آزمون BDS تقسیم بر انحراف معیار) برای سنجش فرضیه صفر آزمون به کار می‌رود. مقادیر بزرگ این آماره و یا کوچک بودن مقدار احتمال آزمون (مقدار صفر) فرضیه صفر مبنی بر توزیع یکنواخت مستقل (تصادفی بودن) را رد می‌کند و فرضیه مقابل آن یعنی داده‌ها وابستگی عمومی (غیرخطی تصادفی و غیر خطی آشوبی) را می‌پذیرد. البته، نتیجه این آزمون که در جدول ۱، ذکر شده، تنها نشان‌دهنده این مسأله است که نرخ ارز در ایران فرایند غیرخطی داشته و آشوبناکی آن هنوز تأیید نشده است.

جدول ۱. نتایج حاصل آزمون BDS با انتخاب ϵ (Fraction of Pairs).

بعد محاط	آماره BDS	انحراف معیار	آماره Z	احتمال نرمال	احتمال بوت استرپ
۲	-۰/۲۱۱۳۸۶	-۰/۰۰۱۷۸۲	۱۱۸/۶۳۰۳	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
۳	-۰/۳۵۸۱۳۵	-۰/۰۰۲۸۰۳	۱۲۷/۷۴۸۸	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
۴	-۰/۴۶۰۰۳۹	-۰/۰۰۳۳۰۷	۱۳۹/۱۱۸۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
۵	-۰/۵۳۰۸۲۹	-۰/۰۰۳۴۱۵	۱۵۵/۴۳۶۸	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
۶	-۰/۵۸۰۰۱۵	-۰/۰۰۳۲۶۴	۱۷۷/۷۰۵۲	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

در این پژوهش از آزمون نمای هرست هم برای اطمینان از غیرخطی بودن استفاده شده است. طبق الگوریتم بیان شده در مبانی نظری نمای هرست برآوردشده برای نرخ ارز دقیقاً ۰/۹۹ برآورد شده که این مقدار

(چون بین ۵/۰ و ۱ است) هم بر تصادفی نبودن نرخ ارز و هم اینکه سری زمانی دوامدار با حافظه بسیار طولانی دارد. همچنین، برآورد بزرگترین نمای لیاپانوف (LLE) در جدول ۲ آورده شده است. برای همه بدهای ۲ تا ۱۱ LLE مثبت است که این می‌تواند شاهدهی قوی بر آشوبناکی سری زمانی نرخ ارز در ایران باشد.

جدول ۲. بزرگترین نمای لیاپانوف به ازای بدهای محاط مختلف

بزرگترین نمای لیاپانوف	بعد محاط
۲/۳۴۲	۲
۳	۳
۲/۴۰۳	۴
۲/۰۱۶	۵
۱/۷۱۶	۶
۱/۴۸۱	۷
۱/۳۹۸	۸
۱/۱۶۸	۹
۱/۰۷۱	۱۰
۰/۹۷۳	۱۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

۴. بازسازی فضای فاز

در راستای مطالعه ویژگی‌های هندسی و پویایی هر سیستم معین، می‌توان از توصیف فضای حالت استفاده کرد؛ اما در بسیاری از فرایندهای عملی به ندرت می‌توان تمام متغیرهای پویای سیستم را اندازه‌گیری کرد و تنها سری اسکالر از مشاهدات سیستم در دسترس است. پویایی حاکم بر این فرایندها از این سری داده‌ها به‌طور مستقیم مشخص نیست. پس یکی از اساسی‌ترین گام‌ها در تحلیل سری‌های زمانی هر فرایند غیرخطی، بازسازی فضای حالت با ابعاد محدود با استفاده از این سری‌هاست، به‌طوری که با فضای حالت فرایند مولد داده‌ها معادل است.

مسئله بازسازی فضای حالت از سری زمانی را می‌توان به وسیله نظریه محاط حل نمود. در واقع، نقاط روی جاذب سیستم رابطه‌ای یک به یک با اندازه‌گیری‌های انجام‌شده از متغیرهای پویای سیستم دارند. از سوی دیگر، این نقاط حاوی اطلاعات کامل در مورد حالت فعلی سیستم هستند. بنابراین، وجود رابطه یک به یک بدین معناست که حالات فضای فاز به وسیله اندازه‌گیری‌های انجام شده، قابل شناسایی است. از این رو، بایستی به دنبال نگاشتی از جاذب سیستم به فضای بازسازی

شده بود، به طوری که این نگاشت یک به یک بوده و اطلاعات سیستم را حفظ نماید و این در واقع تعریف مفهومی محاط است. بر اساس نظریه تیکنز^۱، اگر سری زمانی از هر سیستم پویای معین به دست آمده باشد، آنگاه یک اسکالر m با نام بعد محاط و یک اسکالر τ با نام زمان تأخیر - که تأخیر دلخواه است - و یک تابع f وجود دارند، به نحوی که داریم:

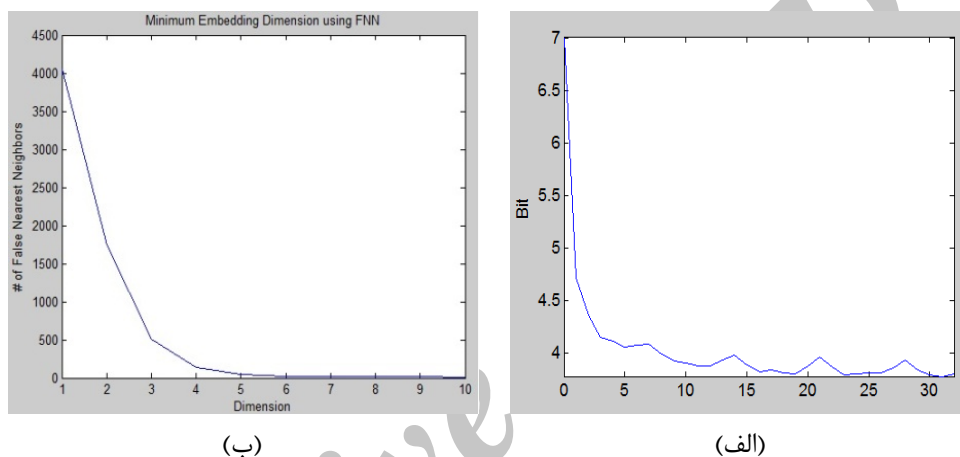
$$y(t+1) = f(y(t), y(t-\tau), \dots, y(t-(m-1)\tau)) \quad (18)$$

اگر داده‌های موجود در سری زمانی، آشوبناک باشند، تابع f لزوماً غیرخطی است.

در این پژوهش، بیشینه بعد محاط با استفاده از تابع FNN در محیط Matlab را به دست

آورده‌ایم. همان طور که در شکل ۱-ب مشاهده می‌شود، بعد محاط بهینه برابر ۷ است.

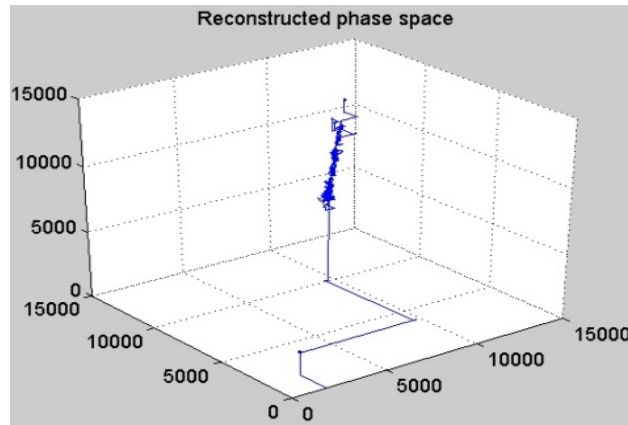
شکل ۱. (الف) تابع اطلاعات متقابل برای زمان تأخیر. (ب) بیشینه بعد محاط با استفاده از تابع FNN



برای به دست آوردن زمان تأخیر، نخستین نقطه بیشینه تابع اطلاعات متقابل همان τ است که در شکل

۱-الف این مقدار مساوی ۵ است. با داشتن دو پارامتر τ و m فضای فاز بازسازی می‌شود که در شکل ۲ مشاهده می‌کنید. همان طور که در شکل نیز مشاهده می‌کنید، یک الگوی مشخصی از نرخ ارز در فضای فاز بازسازی شده وجود دارد که این می‌تواند وجود آشوب در فرایند نرخ ارز در بازار ایران را نشان دهد.

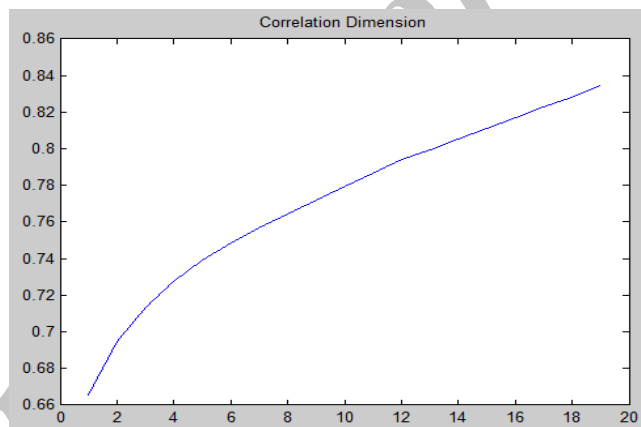
شکل ۲. بازسازی فضای فاز



۵. بعد همبستگی

بعد همبستگی سری زمانی نرخ ارز در شکل ۳ نشان‌دهنده این است که نرخ ارز دارای فرایند آشوبی است؛ زیرا برای سیستم‌های آشوبی مقدار بعد همبستگی به مقدار معینی همگرا می‌شود. همان‌طور که مشاهده می‌شود، بعد همبستگی با افزایش بعد محاط به عدد معینی همگرا می‌شود.

شکل ۳. نمودار همبستگی



۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

یک دلیل مهم برای بررسی رفتار آشوبناک نرخ ارز در اینجا این بود که این نوع رفتار توانست به طور بالقوه، نوسانات بازارهای مالی و اقتصاد کلان را که به نظر تصادفی بودند، توضیح دهد. برآورد بعد همبستگی محدود، مثبت بودن نمای لیاپونوف و دارا بودن الگوی مشخص در فضای فاز برای نرخ ارز، وجود پویایی غیرخطی آشوبناک در این سری زمانی را مورد تأیید قرار داد. بنابراین، با مطالعه بیشتر این روندها می‌توان به تعداد و چگونگی عوامل تأثیرگذار بیشتر نرخ ارز پی برد. از نتایج به‌دست آمده در این پژوهش می‌توان چنین جمع‌بندی کرد که با وجود توسعه روش‌های گوناگون در متون اقتصادسنجی و روش‌های محاسباتی به منظور کشف فرایند آشوبی، هنوز نمی‌توان ادعا کرد که این روش‌ها به خوبی قادر به تمایز یک فرایند خطی با اختلالات تصادفی از یک فرایند غیرخطی معین (آشوب) باشند؛ اما با وجود چنین کاستی در پژوهش‌های تجربی، می‌توان به طور کلی چنین نتیجه گرفت که با توجه به احتمال وجود فرایند آشوبی در سری‌های اقتصادی، اعمال روش استاندارد و متداول در اقتصادسنجی یعنی به‌کارگیری مدل‌های خطی در برآورد و پیش‌بینی این سری‌ها، ناکافی بوده و در برخی موارد می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای به دنبال داشته باشد. به لحاظ سیاست‌های تثبیت اقتصادی نیز، می‌توان نتیجه گرفت که در اعمال چنین سیاست‌هایی باید دقت بیشتری صورت گیرد؛ زیرا اگر فرایند آشوبی در برخی سری‌های اقتصاد کلان وجود داشته باشد، اعمال برخی سیاست‌های نامناسب و نابهنگام ممکن است به ایجاد اغتشاش و بی‌نظمی در روند متغیرها منجر شده و شرایط پیچیده حاکم بر آنها را به مراتب پیچیده‌تر و در نتیجه غیر قابل کنترل کند.

۶. پیشنهادها و توصیه‌های سیاستی

۱. بر اساس بعد جاذب معین و مثبت بودن بزرگترین نمای لیاپونوف، برای متغیر نرخ ارز باید دو نکته در مدل‌سازی مد نظر قرار داد؛ اول اینکه در کوتاه‌مدت می‌توان در فضای تصادفی^۱ مدل‌سازی کرد، دوم آنکه در بلندمدت مدلسازی متغیر باید در فضای دترمینستیک^۲ باشد.

1. Stochastic

2. Deterministic

۲. با پذیرش رفتار غیرخطی نرخ ارز با توجه به آزمون‌های پیش‌گفته، پیش‌بینی این متغیرها باید مبتنی بر معادلات غیرخطی باشد و هر الگوسازی خطی به خطای تصریح در برآورد مدل منجر می‌شود. از این رو پیشنهاد می‌شود رویکرد حاکم در معادلات کشور که بیشتر خطی بوده، به سمت غیرخطی تغییر کند.
۳. با توجه به بعد فرکتالی^۱، باید تحلیل‌های مربوط به الگوهای رشد درونزا و متغیرهای پولی به‌ویژه نرخ ارز صورت پذیرد و از رویکرد سنتی که مبتنی بر بعد واحد است به سمت بعد فرکتالی تغییر مسیر داد.
۴. با توجه به نتایج پژوهش مبنی بر قدرت پیش‌بینی بالای مدل‌های غیرخطی، استفاده از مدل‌های سنتی پیش‌بینی به‌ویژه برای متغیر رشد اقتصادی و نرخ ارز قابل استناد نیستند. پیشنهاد می‌شود از مدل‌های غیرخطی مانند شبکه عصبی برای پیش‌بینی استفاده شود.
۵. با استفاده از این بررسی شباهت سری‌های زمانی نرخ ارز با سری‌های آشوبناک و غیرخطی بودن آن، وجود نوعی پویایی غیرخطی آشوبناک قابل کشف در این سری را ممکن می‌سازد. بنابراین، با مطالعه بیشتر این روندها می‌توان به تعداد و چگونگی عوامل تأثیرگذار بیشتر نرخ ارز پی‌برد. دوم اینکه با استفاده از بررسی آشوب، تغییرات نرخ ارز را بهتر از گذشته مورد بررسی قرار داده و در سطح کلان تصمیم‌گیری‌های منطقی‌تری صورت گیرد.

منابع

۱. بابازاده، محمد و دیگران. (۱۳۸۸). بررسی رفتار آشوب در بازار نرخ ارز ایران. پژوهشنامه علوم اقتصادی. صص ۱۳-۲۹.
۲. زنگنه، پری و دیگران. (بهار ۱۳۸۸). بازسازی فضای حالت سری‌های زمانی آشوبی با استفاده از یک روش هوشمند. نشریه الکترونیک و قدرت دانشکده مهندسی برق، سال اول، شماره دو، صص ۳-۹.
۳. مشیری، سعید. (پاییز ۱۳۸۱). مروری بر نظریه های آشوب و کاربردهای آن در اقتصاد. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، صص ۶-۲۹.
4. Abarbanel, H. Brown, R. (1993). Analysis of Observed Chaotic Data in Physical System. The American Physical Society, pp. 1346-1350,.
5. Baumol, W. T., and Benhabib, J.(1989). Chaos: Significance, Mechanism, and Economic Applications. The journal of Economic Perspectives, Vol.3, No. 1, pp. 77-105.
6. Diebolt, C and kyrtsou, C. (2001). A Survey on Cycle and Chaos (part I). Historical Spcial Research/Historische Sozialforschung, vol.26,No. 26, No. 4(98).
7. Eviews 6 User's Guide I.
8. Hurst, H. E. (1951). Long-term Storage of Reservoirs. Transactions of American Seociety of Civil Engineers,vol. 116, pp 770-808
9. <http://www.gocurrency.com/v2/historic-exchange-rates.php?ccode2=USD&ccode=IRR&frMonth=6&frDay=4&frYear=2011>
10. Kantz, H. and Scheriber, T. (1997). Nonlinear Time Series Analysis. Cambridge Uneiversity Press, pp.29-37.
11. Kian-Ping, L., Muzafar Shah, H., Hock-Ann, L. (2004). Do Asian Stock Market Prices Follow Random Walk? A Revisit. IJMS 11, pp. 129-155,.
12. Takens, F. (1981). Detecting Strange Attractors in Turbulence. in: Lecture Notes in Mathematics, Vol. 898, pp.366-400.
13. Urrutia, JL.and, Joseph Vu.(Winter – Spring, 2006). Empirical Evidence Of Nonlinearity and Chaos in the Returns of American Depository

- Receipts. Quarterly Journal of Business and Economics, Vol. 45, ½, pp. 15 – 30.
14. Vald, S. (2010). Investigation of Behavior in Euro-Leu Exchange Rate. Journal of Applied Computer Science and Mathematics, 8(4).

Archive of SID