

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ شماره ۱۰/ بهار ۸۱

آزمون ناخطی معین برای قیمت‌های آتی نفت

دکتر حمید ابریشمی*، دکتر علی معینی**، مهدی احراری***

تاریخ ارسال: ۸۰/۹/۱۱ تاریخ پذیرش: ۸۱/۴/۱۱

چکیده

یکی از مسایل مهم و راهبردی در مباحث اقتصادی امروز، دقت، صحت و کارایی مدل‌های پیش‌بینی سری‌های زمانی است. به همین دلیل در سال‌های اخیر توجه اقتصاددان‌ها به مدل‌های ناخطی معطوف شده است. زیرا، پدیده‌های متعددی نظیر آشوب در مدل‌های ناخطی قابل بررسی است. در این مقاله، به بررسی وجود آشوب در سری‌های زمانی قیمت‌های آتی نفت (۹۶-۱۹۹۹) می‌پردازیم. به این منظور از دو روش عمومی و کاربردی تخمین بعد هم‌بستگی (CD) و بزرگترین نمای لیاپانوف (LLE) برای اثبات وجود آشوب و از تحلیل R/S یا نمای هرست (HE) برای تشخیص غیر تصادفی بودن سری استفاده می‌کنیم. به این ترتیب، فرضیه غیر تصادفی و ناخطی بودن ساختار سری‌های زمانی قیمت‌های آتی نفت را آزمون (اثبات یا رد) می‌کنیم. به عبارت دیگر، می‌خواهیم به این پرسش پاسخ دهیم که آیا می‌توان یک مدل ناخطی پویا برای سری‌های زمانی قیمت‌های آتی نفت پیشنهاد کرد تا به تبع آن بتوان یک پیش‌بینی تعیینی دقیق و صحیح را برآورد کرد؟ براساس آزمون‌های انجام شده نشان می‌دهیم که سری‌های زمانی قیمت‌های آتی نفت (۹۶-۱۹۹۹) دارای ساختار آشوبناک ضعیف و معین است. بنابراین، می‌توان یک مدل ناخطی پویا را به‌منظور تعیین رفتار و پیش‌بینی تعیینی و با دقت بالا در کوتاه مدت برای سری‌های زمانی قیمت‌های آتی نفت ارائه کرد.

واژه‌های کلیدی: آشوب معین، مدل‌سازی ناخطی، قیمت‌های آتی.

E-mail: abrishami_hamid@yahoo.com

* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

** استادیار دانشکده فنی دانشگاه تهران

*** کارشناس ارشد اقتصاد

مقدمه

مدل سازی و تحلیل رفتار قیمت های آتی (Prices Future)، از موضوعات مهم و مورد توجه تحلیل گران اقتصادی است. بیشتر این تحلیل ها تلاش می کنند تا به پرسش های زیر پاسخ دهند:^۱

- آیا می توان یک پیش بینی دقیق و بدون تورش در کوتاه مدت ارائه کرد؟
- آیا ساختار قیمت ها، خطی یا ناخطی است؟
- نوع توزیع احتمالات سری چگونه است؟
- چگونه می توان ریسک را در قیمت های آتی لحاظ کرد؟

در این مقاله، تنها به سؤال دوم می پردازیم و وجود آشوب در رفتار قیمت های آتی را مورد بررسی قرار می دهیم .

سری های آشوبناک اغلب شباهت زیادی به سری های تصادفی دارند ولی ماهیت آنها متفاوت است. به طوری که سری آشوبناک یک فرایند معین (غیر تصادفی) و ناخطی است. هدف اصلی این است که بتوانیم ماهیت ساختاری رفتار قیمت ها را تعیین کنیم. اگر این امر محقق شود، قابلیت فهم و تحلیل رفتارهای بازار و هم چنین توانایی پیش بینی در کوتاه مدت افزایش می یابد. در این ارتباط اولین پرسش این است که اگر رفتار یک سری زمانی دارای ساختار ناخطی و آشوبناک باشد، آیا این فرایند دارای یک سیستم معین است؟ این گونه فرایندهای معین که در تحلیل مدل های تصادفی ظهور کرد به آشوب معین (Deterministic Chaos) در مباحث مدل سازی ناخطی معروف شد.

از عمر پژوهش های مربوط به سیستم های ناخطی در سری های زمانی اقتصادی، مدت زیادی نمی گذرد. از بارزترین این پژوهش ها می توان به اثبات وجود ساختار ناخطی معین (غیر تصادفی) در مطالعات فرانک و استنچوس^۱، نرخ بازدهی طلا و نقره مطالعات بلانک^۲، برای قیمت های آتی مطالعات سویا، شینگ من ولی بارون^۳ و امثال آن اشاره کرد. مجموعه مطالعات انجام گرفته دلالت بر این دارد که

-
1. Frank (1988)
 2. Decoster (1991)
 3. Blank (1991)
 4. Scheinkman (1989)

سری های زمانی اقتصادی ممکن است به صورت ساختاری از یک فرایند آشوبناک معین (غیر تصادفی) پیروی کنند. به دلیل این که ساختار مدل های خطی در متدولوژی اقتصادسنجی سری های زمانی براساس فرایند تصادفی ایجاد می شود، به طور عمده در پیش بینی های کوتاه مدت دچار انحراف از مسیر واقعی می شود. از طرف دیگر، ممکن است باقی مانده ها نیز تصادفی نباشند ولی با فرض تصادفی بودن باقی مانده ها، سیستم در تحلیل و پیش بینی دچار تناقض و انحراف می شود، بنابراین، ضرورت تغییر و اصلاح برای بهبود در تحلیل و پیش بینی سری های زمانی احساس می شود. برای این اساس، متدولوژی جدیدی با عنوان سیستم های ناخطی معین در چارچوب نظریه آشوب که اولین بار در مباحث فیزیک و علوم پایه مطرح شد، مورد توجه قرار گرفت. اگر ساختار حقیقی سری قیمت ها غیر تصادفی باشد، در آن صورت یک تابع ناخطی کاملاً معین، می تواند رفتار سری قیمت را با کمترین خطا، تحلیل و در کوتاه مدت پیش بینی کند. بنابراین، برای دستیابی به تحلیل های ساختاری بهتر و پیش بینی های دقیق تر در کوتاه مدت، ابتدا باید ماهیت ساختاری سری زمانی از لحاظ ناخطی و غیر تصادفی (معین) بودن آزمون شود.

در بخش ۲ مقاله، به کمک تحلیل R/S از ماهیت غیر تصادفی قیمت های آتی نفت اطمینان حاصل کرده و در بخش ۳، به کمک تخمین نمای لیاپانوف و تخمین بعد هم بستگی، به بررسی آشوب در قیمت های آتی نفت پرداخته ایم. نتایج در بخش ۴، بیان شده است. لازم به ذکر است که مأخذ قیمت های آتی نفت رویتز بوده است.

۲. تحلیل R/S یا نمای هرست (Hurst Exponent)

تحلیل R/S یا نمای هرست ابزاری مناسب برای تشخیص یک سری زمانی غیر تصادفی از یک سری تصادفی، بدون در نظر گرفتن نوع توزیع آن است. هرست در سال ۱۹۵۱ یک مقیاس آماری مناسب برای اندازه گیری میزان انحراف انباشته^۱ یک سری زمانی از میانگین آن، به نام تحلیل R/S یا نمای هرست (HE) ارایه کرد. هرست و فیلر (Feller) به طور مستقل نشان دادند که برای یک سری زمانی کاملاً تصادفی، $H = 0.5$ خواهد بود، به عبارت دیگر، اگر $H \neq 0.5$ باشد، سری غیر تصادفی

خواهد بود. از کاربردهای نمای هرست در مباحث اقتصادی می توان به مطالعات گرین (Greene) و فیلتز (Fielitz) برروی قیمت های بازار سهام (۱۹۷۷)، بوت (Booth) برروی نرخ ارز و قیمت طلا (۱۹۸۲)، هلمز (Helms) برروی قیمت های آتی و پیترز (Peters) برروی قیمت های سهام اشاره کرد.

برای محاسبه R/S مندل پروت در سال ۱۹۸۲ روش زیر را ارائه کرد^۱:
ابتدا، انحراف انباشته به صورت زیر محاسبه می شود:

$$C_N = \sum (X_t - M_N)$$

که در آن:

$$C_N = \text{انحراف انباشته در بعد تقسیم } N,$$

$$X_t = \text{داده های بعد تقسیم } N,$$

$$M_N = \text{میانگین داده های بعد تقسیم } N.$$

حال، مقدار R به صورت زیر به دست می آید:

$$R = \text{Max}C_N - \text{Min}C_N$$

و در نهایت، آماره R/S به صورت زیر تعریف می شود:

$$R/S = (a * N)^H$$

که در آن:

$$S = \text{انحراف معیار سری اصلی،}$$

$$N = \text{بعد تقسیم}^۲،$$

$$a = \text{مقدار ثابت.}$$

ببرازش مدل یادشده مقدار H را تخمین می زنیم:

$$\text{Log}(R/S) = \text{Log}(a) + H \text{Log}(N) + u$$

مقدار H همچنین نمایانگر اثر حافظه بلندمدت^۳ در سری زمانی است.

-
1. Mandel Berth (1995)
 2. Cummulative Deviation
 3. Long Memory Effect

۱-۲. نتایج

نتایج حاصل از رگرسیون مدل R/S برای قیمت های آتی نفت (۹۶-۱۹۹۹) به ازای $N = 5, 6, \dots, 210$ به شرح ذیل است:

$$\text{Log}(R/S) = 1/195 + 0/1012 \text{ Log}(N) \quad R = 0/98$$

$$t = (3/26) \quad (78/45)$$

مقدار $H = 0/1012$ ، نشان دهنده ماهیت غیر تصادفی سری زمانی قیمت های آتی نفت است.

میانگین حافظه بلند مدت در بررسی قیمت های آتی نفت برابر است با:

$$N^H = (1050)^{(0/1012)} = 65$$

براین اساس، اطلاعات گذشته پس از ۶۵ روز بر قیمت های آتی نفت بی تأثیر و پیش بینی بر پایه قیمت های با افق زمانی بیش از ۶۵ روز ناممکن و تنها در کوتاه مدت میسر است. برای اطمینان از اثر حافظه بلند مدت، از آزمون به هم ریختگی (Shuffle Test) استفاده می کنیم. اگر مقدار H به هم ریخته کمتر از H اصلی باشد سری اصلی غیر تصادفی و اثر حافظه بلند مدت معتبر است. در این پژوهش، نمای هرست سری به هم ریخته $H = 0/5001$ است که بنا به تعریف هرست یک سری کاملاً تصادفی است. نکته مهم این که تحلیل R/S فقط در تشخیص فرایندهای غیر تصادفی از تصادفی کاربرد دارد و الگوی مشخصی را برای پیش بینی ارایه نمی کند^۱.

۳. بررسی نظری روش های اثبات وجود آشوب

دو روش اصلی و عمومی برای تشخیص آشوب، در یک سری زمانی وجود دارد.

این دو آزمون عبارتند از:

۱. تخمین بعد هم بستگی (Correlation Dimension - CD)

۲. تخمین بزرگترین نمای لیاپانوف (Largest Lyapunov Exponent - LLE)

یک مسأله مهم در تخمین CD این است که اگر در مدل های ناخطی آثار معنی داری از یک سیستم معین در باقی مانده ها پیدا شود، فرضیه وجود ساختار خطی در سری زمانی رد می شود. به این منظور،

۱. نگاه کنید به حمید خالوزاده (۱۳۷۸)

بروک و سایرین^۱، آماره جدیدی برای آزمون فرضیه وجود ساختار ناخطی در یک سری زمانی به نام آماره W ، به صورت زیر تعریف کردند:

$$W(e, N) = \sqrt{N} \frac{D_m(e, N)}{b_m(e, N)}$$

$$D_m = C_m - C_1^m$$

m ، بعد محاط، N ، حجم نمونه و e ، فاصله دو بردار در فضای m بعدی است

C_m ، انتگرال همبستگی و b_m ، تخمینی از انحراف استاندارد (σ) به صورت زیر است:

$$b_m = (1 - mC_m - 1) \sum (1 - mC_m - 1)$$

برای بعد بی نهایت ($m = \infty$) که معرف فرایند تصادفی است داریم:

$$D_m(e, W) = D_m(e) = 0$$

بنابراین، اگر $W = 0$ باشد، رفتار سری زمانی تصادفی است و اگر $W > 0$ در سطح معنی دار ۵٪ (سطح اطمینان ۹۵٪) بزرگتر از ۱/۹۶ باشد، فرضیه خطی بودن مدل رد می شود و مدل دارای ساختار ناخطی خواهد بود.

۳-۱. تخمین بعد همبستگی

این روش برای اولین بار توسط گراسبرگر و پروکاکسیا^۲ ارایه شد. در این روش، ساختار آشوبناک داده ها با محاط کردن یک سری زمانی در یک فضای m بعدی (به ازای مقادیر مختلف m) کشف می شود. در واقع، با محاسبه بعد همبستگی، میزان همبستگی بین نقاط در جذب کننده ناخطی را می توان اندازه گرفت.

-
1. Brock (1988)
 2. Blank (1991)
 3. Grassberger (1983)

روش تخمین بعد هم‌بستگی (CD) طی هفت مرحله زیر به انجام می‌رسد:^۱

۱. ابتدا، باید سری‌زمانی مورد نظر را از حیث مانایی (Stationary)، بررسی کنیم (سری را باید مانا کنیم).

۲. تابع خود هم‌بستگی داده‌ها را در سطح یک درصد بررسی می‌کنیم.

۳. انتگرال هم‌بستگی را به صورت زیر محاسبه می‌کنیم:

انتگرال هم‌بستگی $C(e, m)$ (m بعد محاط و e فاصله دو بردار از ابعاد محاط) عبارت‌است از مجموعه بردارهای دوتایی در فضای m بعدی $[x(i), \dots, x(i+m-1)], [x(j), \dots, x(j+m-1)]$ که فاصله شان نباید بیشتر از e باشد.

به این منظور ابتدا، $N-m+1$ بردار از N داده سری‌زمانی مورد نظر را که با یکدیگر هم‌پوشانی دارند، در یک فضای m بعدی ایجاد می‌کنیم. در حقیقت، یک ماتریس $[m*(N-m+1)]$ بعدی از مجموعه داده‌های اسکالر سری‌زمانی مورد نظر را برای محاسبه انتگرال هم‌بستگی تولید می‌کنیم.

حال، انتگرال هم‌بستگی را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$C(e) = \lim \frac{1}{(N-m+1)(N-1)} \sum (e, x_i, x_j)$$

m بعد محاط، N حجم نمونه و x_i و x_j بردارهای محاط در فضای m بعدی و e نیز فاصله هر دو نقطه شامل x_i, x_j در این فضا به شرح ذیل است:

$$(e, x_i, x_j) = \begin{cases} 1 & \text{if } |x_i - x_j| < e \\ 0 & \text{if } |x_i - x_j| > e \end{cases}$$

گراسبرگر و پروکاکسیا عنوان کردند که اگر مقدار e خیلی کوچک باشد ($e \rightarrow 0$)، انتگرال هم‌بستگی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$C(e) = \text{Constant} \cdot e^n$$

در این جا توان n همان (CD) یا بعد هم‌بستگی است.

۱. نگاه کنید به احراری (۱۳۸۰)

۴. $\text{Log}C(e)$ را براساس $\text{Log}(e)$ در یک فضای دو بعدی ترسیم می‌کنیم. نمودار ($\text{Log} C(e)$, $\text{Log}(e)$] در یک دستگاه مختصات، نشان می‌دهد که اگر با افزایش m ، شیب منحنی‌ها در یک حد معین اشباع شده و به سمت یک نقطه دارای همگرایی پایدار شوند، سری، دارای ساختار آشوبناک است.

۵. شیب تخمینی، $\text{Log} C(e)$ به متغیر $\text{Log}(e)$ که در حقیقت کشش $C(e)$ را نسبت به e محاسبه می‌کند، مقدار معین بعد هم‌بستگی (CD)، به ازای مقدار مشخص m است:

$$D = \lim_{\substack{e \rightarrow 0 \\ N \rightarrow \infty}} \frac{\text{Log}C(e, N)}{\text{Log}(e)}$$

$$e \rightarrow 0$$

$$N \rightarrow \infty$$

D بعد هم‌بستگی به ازای یک مقدار مشخص m

$$CD = \text{Lim } D$$

$$m \rightarrow \infty$$

CD، تخمین بعد هم‌بستگی

۶. برای اطمینان از وجود ساختار آشوبناک، بهتر است که این فرایند را برای باقی مانده‌های مدل AR (Regression Auto) نیز انجام دهیم. اگر باقی مانده‌ها نیز در یک حد معین اشباع شده و همگرایی پایدار ایجاد شود، بعد هم‌بستگی تخمینی از نقطه نظر جزء اختلال مورد قبول واقع شده است. البته بروک و سایرین^۱ برای افزایش ضریب اطمینان خود، چند مدل خطی از نوع AR را برای دستیابی به باقی مانده‌ها برآزش کردند.

۷. برای اطمینان از وجود ساختار آشوب در سری‌زمانی و عدم وجود ساختار تصادفی، با توجه به فرایند محاسبه بعد هم‌بستگی، شینک من و لی بارون (۹)، آزمون به هم‌ریختگی (Shuffle Test) را معرفی کردند. در این آزمون ابتدا، سری اصلی را به صورت تصادفی به هم می‌ریزیم تا یک سری کاملاً تصادفی ایجاد کنیم. اگر مقدار بعد هم‌بستگی داده‌های اصلی، از سه مقدار میانگین حداقل و حداکثر

۱. نگاه کنید به Brock (۱۹۸۸)

بعد هم‌بستگی سری به هم ریخته کمتر باشد، اطمینان حاصل می‌کنیم که ساختار سری به‌طور قطع تصادفی نیست.

روش گراسبرگر - پروکاکسیا دارای چند محدودیت عملیاتی است، اولاً، این روش یک آزمون آماری نیست، بنابراین، در مورد فاصله‌های اطمینان بعد هم‌بستگی تخمینی نمی‌توان اظهار نظر کرد. ثانیاً، با این روش نمی‌توان بعضی از فرایندهای ناخطی مانند ARCH (Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity) را از یک فرایند آشوب تشخیص داد. ثالثاً، در نمونه‌های کوچک بعد هم‌بستگی تخمینی کمتر از مقدار واقعی خواهد بود^۱.

۲-۳. تخمین بزرگترین نمای لیاپانوف

نمای لیاپانوف یکی از مفیدترین ابزارهای تشخیص فرایندهای پویای آشوبناک است. طبق تعریف، هر سیستمی با داشتن حداقل یک نمای لیاپانوف مثبت، سیستمی آشوبناک است. عکس اندازه نمای مربوط متناسب با زمانی است که بعد از آن زمان، فرایند پویا غیر قابل پیش‌بینی خواهد شد.

نمای لیاپانوف، با دو روش قابل محاسبه و ارزیابی است:

• محاسبه نمای لیاپانوف با ابعاد محاط (Dimensional)

• محاسبه نمای لیاپانوف با تابع معین (Functional)

در این قسمت، ما نمای لیاپانوف را با استفاده از روش اول^۲ محاسبه می‌کنیم. برای محاسبه نمای لیاپانوف ابتدا، ماتریس $[m*(N-m+1)]$ بعدی از N داده اسکالر سری زمانی که قبلاً توضیح داده شد را ایجاد می‌کنیم. از میان این ماتریس تمام جفت بردارهایی که در رابطه زیر صدق کنند را مشخص می‌کنیم:

$$r_0(m; i, j) = |x_i - x_j| < e$$

e ، یک مقدار کوچک مثبت است. با رشد طول زمانی n ، $r_n(m; i, j)$ را به صورت زیر محاسبه

می‌کنیم:

$$r_n(m; i, j) = |x_{i+n} - x_{j+n}|$$

1. Mandel Berth (1995)

2. Wolf (1985)

سپس، میزان واگرایی نقاط نزدیک به هم را به صورت زیر به دست می آوریم:

$$d_n(m; i, j) = \frac{r_n}{r_0} = \frac{|x_{i+n} - x_{j+n}|}{|x_i - x_j|}$$

با تکرار dn به اندازه n مرحله، اگر مقدار dn از یک بزرگتر شود، به این معنی است که با افزایش فاصله زمانی m نقاط نزدیک به هم در فضای m بعدی از یکدیگر واگرا خواهند شد. برای محاسبه نمای لیاپانوف مقدار LE را به صورت زیر به دست می آوریم:

$$LE(m, n) = \lim \frac{1}{N - n} \sum \log d_n(m; i, j)$$

مقدار مثبت LE نشان می دهد که نقاط موجود در فضای m بعدی، در جذب کننده فرایند ناخطی، با افزایش طول فاصله زمانی واگرا می شوند. به عبارت دیگر، تأثیر اطلاعات گذشته از یک زمان مشخص به بعد از بین می رود، بنابراین، فقط در کوتاه مدت می توان پیش بینی دقیق ارائه کرد. روش تحلیل نمای لیاپانوف، نشان دهنده نقاط واگرا و معرف میزان حساسیت فرایند به شرایط هر نقطه در فضای m بعدی است.

مقادیر مثبت LE نشان دهنده رفتار آشوبناک معین در سری قیمت ها است. اگر، LE مثبت باشد - در یک بعد محاط مشخص m - و بعد از آن با افزایش m ، LE منفی شود، جزء اختلال تصادفی بر مدل های پیش بینی سری قیمت ها غلبه می کند و در حقیقت، قابلیت پیش بینی را از این مدل ها سلب می کند. حتی اگر سری قیمت ها ماهیت کاملاً معین (Completely Deterministic) داشته باشند. بنابراین، LE منفی معرف ماهیت تصادفی جزء اختلال در سری قیمت هاست. در نهایت برای اطمینان از تخمین LE ، با مقادیر مثبت همگرا و پایدار، آزمون به هم ریختگی شینک من و لی بارون را برای سری داده ها انجام می دهیم. اگر مقدار LE ، در سری به هم ریخته بیشتر از LE سری اصلی باشد، سری زمانی اصلی غیر تصادفی و معین است.

۳-۳. نتایج

نتایج حاصل از تخمین بعد همبستگی و نمای لیپانوف برای قیمت های آتی نفت (روزانه) (۱۹۹۶-۱۹۹۹)، به شرح ذیل است.

برنامه نویسی برای محاسبات تحت نرم افزار MATLAB طراحی و تدوین شده است.^۱

در این پژوهش، لگاریتم نرخ بازگشت (RoR- Rate of Return) سری قیمت ها مورد استفاده

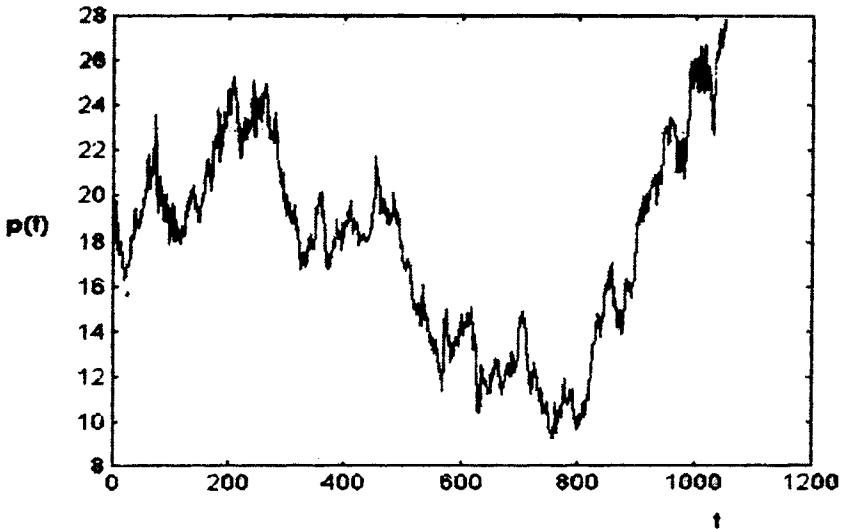
قرار گرفته است.

$$ROR = \frac{P_t}{P_{t-1}}$$

نمودارهای (۱) و (۲) سری های زمانی قیمت های آتی و نرخ بازگشت (RoR) را در برابر زمان

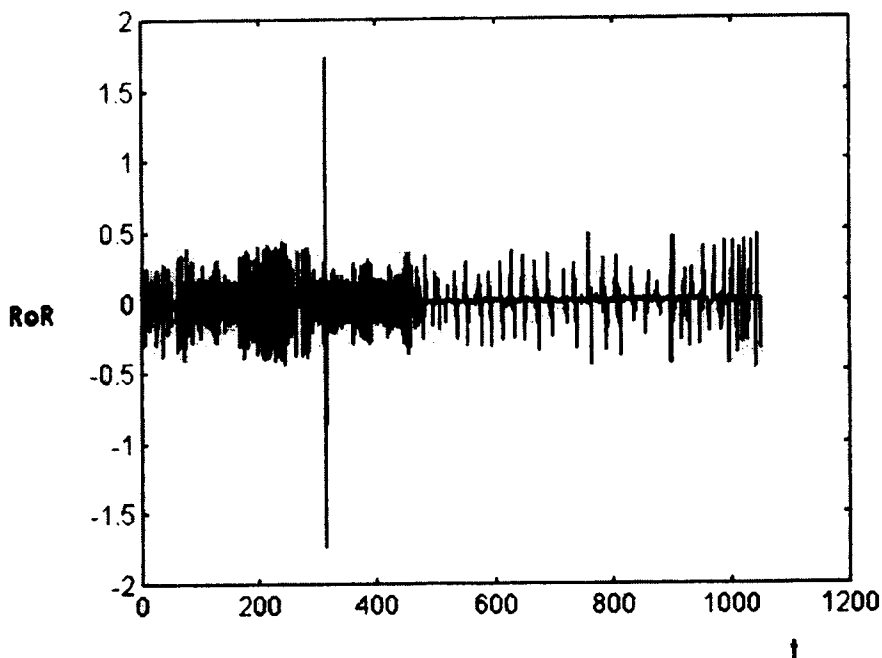
(t) نشان می دهد.

نمودار ۱- سری های زمانی قیمت های آتی نفت (دوره زمانی ۱۹۹۶-۱۹۹۹)



۱. نگاه کنید به احمراری (۱۳۸۰)

نمودار ۲- سری های زمانی نرخ بازگشت قیمت های آتی نفت (دوره زمانی ۹۶-۱۹۹۹)



۳-۱-۳. نتایج تخمین بعد هم بستگی

۱. نتایج حاصل از آزمون دیکي فولر (ADF- Augmented Dicky Fuller) برای قیمت های آتی نفت به شرح جدول (۱) حاکی از مانایی سری زمانی است.

جدول ۱- آزمون دیکي فولر برای سری زمانی قیمت های نفت

Intercept & Trend		
آماره آزمون ADF	-۳.۹۹۷	مقدار بحرانی ۱٪
$ADF(3) = -۸.۰۸۷$	-۳.۴۲۸	مقدار بحرانی ۵٪

وقفه بهینه (۳) بر اساس معیار آکانیک و شوارتز انتخاب شده است.

۱. نگاه کنید به گجراتی (۱۳۷۵)

ملاحظه می شود که قدر مطلق $ADF(3)$ از قدر مطلق مقادیر بحرانی بزرگتر بوده بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد و یا به عبارت دیگر، نامانایی سری زمانی قیمت های آتی نفت رد می شود.

۲. توابع خود همبستگی و خود همبستگی جزئی به ازای ۲۵ و ۱۶ تأخیر به شرح زیر است. تغییرات در تابع خود همبستگی جزئی یک روند میرابه به سمت صفر است. بنابراین، داده ها از یک فرایند AR پیروی می کنند.

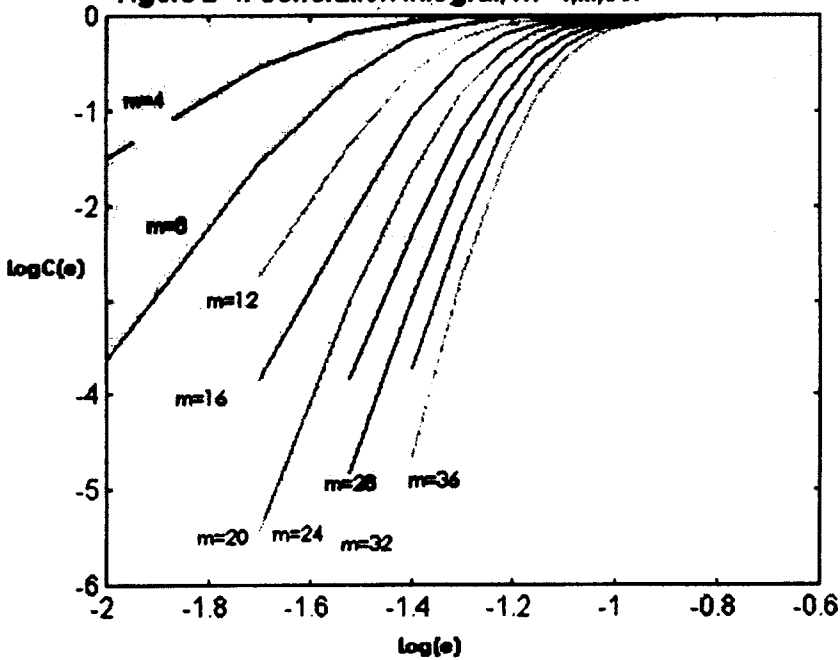
Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
				1	-0.500	-0.500	65.777	0.000
				2	0.000	-0.333	65.777	0.000
				3	0.000	-0.250	65.777	0.000
				4	0.000	-0.200	65.777	0.000
				5	0.000	-0.167	65.777	0.000
				6	0.000	-0.143	65.777	0.000
				7	0.000	-0.125	65.777	0.000
				8	0.000	-0.111	65.777	0.000
				9	0.000	-0.100	65.777	0.000
				10	0.000	-0.091	65.777	0.000
				11	0.000	-0.083	65.777	0.000
				12	0.000	-0.077	65.777	0.000
				13	0.000	-0.071	65.777	0.000
				14	0.000	-0.067	65.777	0.000
				15	0.000	-0.063	65.777	0.000
				16	0.000	-0.059	65.777	0.000
				17	0.000	-0.056	65.777	0.000
				18	0.000	-0.053	65.777	0.000
				19	0.000	-0.050	65.777	0.000
				20	0.000	-0.048	65.777	0.000
				21	0.000	-0.045	65.777	0.000
				22	0.000	-0.043	65.777	0.000
				23	0.000	-0.041	65.777	0.000
				24	0.000	-0.040	65.777	0.000
				25	0.000	-0.038	65.777	0.000

Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
				1	-0.500	-0.500	65.777	0.000
				2	0.000	-0.333	65.777	0.000
				3	0.000	-0.250	65.777	0.000
				4	0.000	-0.200	65.777	0.000
				5	0.000	-0.167	65.777	0.000
				6	0.000	-0.143	65.777	0.000
				7	0.000	-0.125	65.777	0.000
				8	0.000	-0.111	65.777	0.000
				9	0.000	-0.100	65.777	0.000
				10	0.000	-0.091	65.777	0.000
				11	0.000	-0.083	65.777	0.000
				12	0.000	-0.077	65.777	0.000
				13	0.000	-0.071	65.777	0.000
				14	0.000	-0.067	65.777	0.000
				15	0.000	-0.063	65.777	0.000
				16	0.000	-0.059	65.777	0.000

۳. نمودار (۳) نشان می دهد که منحنی انتگرال همبستگی $C(e, N)$ به ازای مقادیر ۳۶ ... ۸ و $m=4$ با افزایش e ، به سمت نقطه صفر اشباع و همگرا می شوند.

نمودار ۳- انتگرال همبستگی

Figure 2-4: Correlation Integral; $m=4, \dots, 36$.



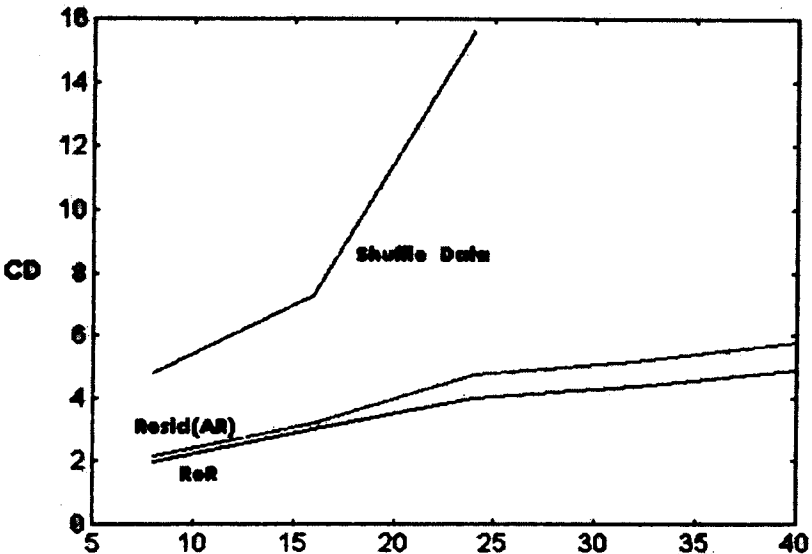
۴. در جدول (۲) بعد همبستگی تخمینی برای لگاریتم نرخ بازگشت سری قیمت ها به ازای ۴۰ و ... و $m=4$ محاسبه شده است. ملاحظه می شود که با افزایش m ، مقادیر تخمینی بعد همبستگی (CD) به سمت عدد ۵ همگرا می شود. بنابراین، مقدار بعد همبستگی تخمینی برای سری مذکور $CD = 5$ است.
۵. نتایج باقی مانده های حاصل از فرایند AR در جدول (۲) نشان می دهد که با افزایش m ، مقادیر بعد همبستگی تخمینی باقی مانده ها به سمت عدد ۶ همگرا می شود.
۶. نتایج آزمون به هم ریختگی در جدول (۲) نشان می دهد که مقادیر بعد همبستگی با افزایش m و اگر، و به سمت بی نهایت میل می کند.

جدول ۲- نتایج تخمین بعد هم بستگی برای نرخ بازگشت (RoR) سری زمانی قیمت های آبی نفت (۱۹۹۶-۱۹۹۹)، باقی مانده های حاصل از فرایند AR و سری زمانی داده های به هم ریخته

CD \ m	۴	۸	۱۲	۱۶	۲۰	۲۴	۲۸	۳۲	۳۶	۴۰
ROR	۱,۲۵	۱,۹۸	۲,۲۵	۲,۹۸	۳,۶۸	۳,۹۸	۴,۱۵	۴,۳۰	۴,۷۸	۴,۸۹
Resid	۱,۶۵	۲,۱۸	۲,۶۵	۳,۱۸	۳,۹۸	۴,۷۶	۴,۸۵	۵,۱۵	۵,۳۵	۵,۷۸
Shuffle ROR	۲,۱۲	۲,۲۸	۳,۲	۳,۲۶	۴,۲۳	۴,۵۸	۷,۲۸	inf	Inf	Inf

نمودار (۴) بعد هم بستگی (CD) تخمینی برای نرخ بازگشت (RoR)، سری باقی مانده ها و سری به هم ریخته (Shuffle Data) را نشان می دهد.

نمودار ۴- بعد هم بستگی برای نرخ بازگشت (ROR) و سری باقیمانده ها و به هم ریخته



در مجموع، بر اساس نتایج حاصل از تخمین بعد هم‌بستگی (CD) می‌توان گفت قیمت‌های آتی نفت (روزانه) (۱۹۹۶-۱۹۹۹) دارای یک ساختار آشوبناک معین و غیر تصادفی است.

نتایج آماره W

نتایج حاصل از تخمین آماره W برای اثبات وجود ساختار ناخطی در باقی مانده‌ها (عدم وجود ساختار تصادفی) به شرح جدول (۳) است.

جدول ۳- آماره W برای اثبات وجود ساختار ناخطی در باقی مانده‌ها

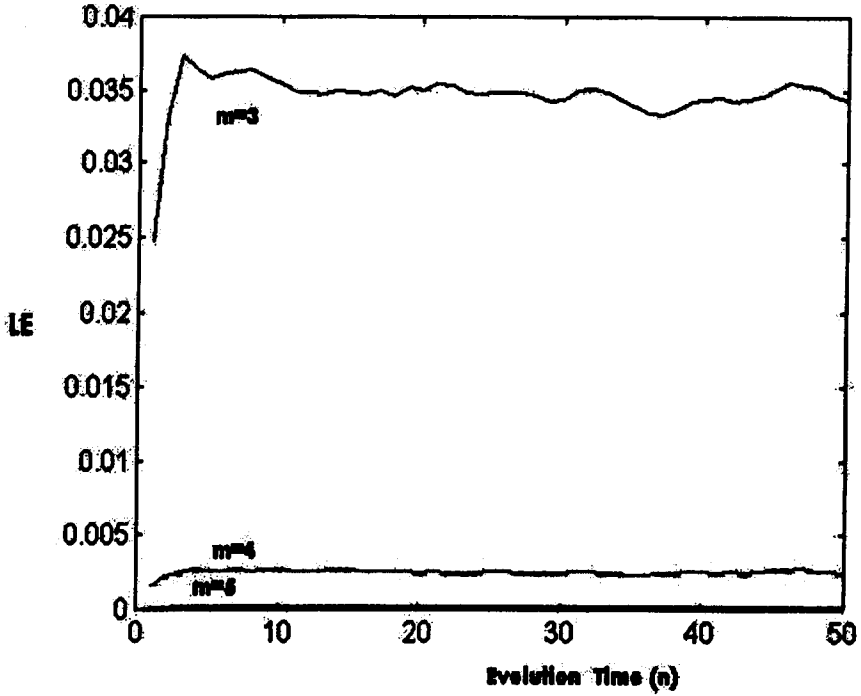
W \ m	۳	۴	۵
ROR	۴/۲۵	۴/۹۸	۵/۲۱
Shuffle ROR	۰/۰۲۵	۰/۲۸	۰/۷۸

ملاحظه می‌شود مقادیر W در اطمینان ۹۵٪ برای ابعاد محاط ۵ و ۴ و $m=3$ بزرگتر از مقدار $1/96$ و مقادیر آماره W برای سری به هم ریخته کمتر از $1/96$ (نزدیک صفر) است. بنابراین، وجود ساختار ناخطی در باقی مانده‌ها محرز می‌شود.

۳-۳-۲. نتایج تخمین نمای لیاپانوف

- نتایج حاصل از تخمین نمای لیاپانوف (جدول ۳ و نمودار ۵) برای سری زمانی قیمت‌های آتی نفت نشان دهنده هم‌گرایی پایدار مقادیر تخمینی نمای لیاپانوف برای $n=50$ است.
- عکس مقادیر تخمینی LE برای نرخ بازگشت سری زمانی معرف زمانی است که تأثیر اطلاعات گذشته از بین می‌رود. در حقیقت، نمای لیاپانوف یک نوع بعد در فضای فاز (Phase Space) است. که نشان می‌دهد داده‌های گذشته تا چه زمانی تأثیر دارد.

نمودار-۵. نمای لیاپانوف برای نرخ بازگشت (ROR) با ۵ و ۴ و ۳ و ۰ n



جدول ۴- مقادیر تخمینی نمای لیاپانوف (LE) برای نرخ بازگشت (ROR) و سری به هم

ریخته آن برای رشد فاصله زمانی $n=50$

LE \ m	۲	۳	۴	۵
ROR	۰/۴۴	۰/۰۳۵	۰/۰۱۲	۰/۰۰۳۲
T	۲/۲۷	۲۸/۵۷	۷۸/۷۴	۳۱۲/۵
Shuffle ROR	inf	inf	۱/۰۲۵	۰/۰۱۶

T = زمانی که پس از آن تأثیر اطلاعات گذشته از بین می‌رود .

با توجه به مقادیر T ، ملاحظه می شود که تأثیر اطلاعات گذشته به ازای ابعاد ۵ و ۳ و ۲ m به ترتیب بعد از ۲ و ۲۹ و ۷۹ و ۳۱۳ روز از بین می رود. بنابراین، هر قدر بتوان به LE (بزرگتر از صفر) در ابعاد محاط بالاتری دست یافت، تأثیر اطلاعات گذشته را می توان بیشتر لحاظ کرد و در نتیجه، حساسیت نسبت به شرایط اولیه کمتر، درجه معین بودن بالاتر و قدرت آشوب ضعیف تر است. با این وجود پیش بینی در بلندمدت امکان پذیر نیست و فقط می توان در کوتاه مدت پیش بینی کرد.

۴. نتیجه گیری

برای تعیین مدل مناسب، کارا و با قابلیت پیش بینی دقیق و منطقی، ابتدا، ماهیت ساختاری سری زمانی مورد نظر را از سه نقطه نظر، خطی، ناخطی و تصادفی مورد مطالعه و آزمون قراردادیم. برای تعیین ماهیت ساختاری سری زمانی، از تحلیل R/S یا نمای هرست (HE) برای تشخیص غیر تصادفی بودن سری، تخمین بعد همبستگی (CD) و بزرگترین نمای لیاپانوف (LLE) برای اثبات وجود آشوب استفاده شده است. براساس این آزمون های انجام گرفته مشخص شد که سری زمانی قیمت های آتی نفت (۱۹۹۶-۱۹۹۹) دارای ساختار آشوبناک ضعیف و معین است، بنابراین، می توان یک مدل ناخطی پویا را به منظور تعیین رفتار و پیش بینی تعیینی و با دقت بالا در کوتاه مدت برای سری زمانی قیمت های آتی نفت ارائه کرد.

منابع

- احراری، مهدی. (۱۳۸۰). بررسی و تحلیل آشوب در سری زمانی قیمت های آتی نفت ۹۹-۱۹۹۶، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد.
- خالوزاده، حمید. (۱۳۷۸). مدل سازی ناخطی و پیش بینی رفتار قیمت های سهام بازار بورس تهران، رساله دکترای کنترل و سیستم، دانشگاه تربیت مدرس.
- گجراتی، دامودار. (۱۳۷۵). *مبانی اقتصاد سنجی*، ترجمه حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ دوم، جلد دوم.
- Blank S. (1991). Chaos in Future Markets, A Nonlinear Dynamical Analysis. *Journal of Future Markets* , Vol. 11, No. 6 , pp.711-728.
- Brock W. Sayers C. (1988). Is the Business Cycle characterized by Deterministic Chaos? *Journal of Monetary Economics*, No.22, pp.71-90
- Decoster G., Walter C. Labys, and Douglas W., Mitchell. (1991). Evidence of Chaos in Commodity Futures Prices. *Journal of Futures Markets*, Vol. 12, No.3, pp. 291-305.
- Frank M., Stengos T. (1988). Chaotic Dynamics in Economic Time-Series. *Journal of Economic Surveys*, No. 2. pp.103-133.
- Grassberger, P & Procaccia, I. (1983). Characterization of Strange Attractors. *Phys. Review Letters*, Vol. 50 , pp.3460-3490.
- Mandelberth. (1995). Testing for Chaos and Nonlinear Dynamics in Cattle Prices. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, Vol 43, pp.475- 484 .
- Scheinkman j., Le Baron B. (1989). Nonlinear Dynamics and Stock Returns. *Journal of Business*, Vol.62, No.3 , pp.311-338.
- Wolf, A. Swift, J. Swinney, H. Vastano, J. (1985). Determining Lyapunov Exponent from a time series. *Physica D*, Vol.16 ,pp.285-317.