

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

پیام جامع علوم انسانی

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

مقدمه

مدل‌سازی و تحلیل رفتار قیمت‌های آتی (Prices Future)، از موضوعات مهم و مورد توجه تحلیل‌گران اقتصادی است. بیشتر این تحلیل‌ها تلاش می‌کنند تا به پرسش‌های زیر پاسخ دهند:^۱

- آیا می‌توان یک پیش‌بینی دقیق و بدون تورش در کوتاه مدت ارایه کرد؟
- آیا ساختار قیمت‌ها، خطی یا ناخطي است؟
- نوع توزیع احتمالات سری چگونه است؟
- چگونه می‌توان ریسک را در قیمت‌های آتی لحاظ کرد؟

در این مقاله، تنها به سؤال دوم می‌پردازیم و وجود آشوب در رفتار قیمت‌های آتی را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

سری‌های آشوبناک اغلب شباهت زیادی به سری‌های تصادفی دارند ولی ماهیت آنها متفاوت است. به طوری که سری آشوبناک یک فرایند معین (غیر تصادفی) و ناخطي است. هدف اصلی این است که بتوانیم ماهیت ساختاری رفتار قیمت‌ها را تعیین کنیم. اگر این امر محقق شود، قابلیت فهم و تحلیل رفتارهای بازار و هم‌چنین توانایی پیش‌بینی در کوتاه مدت افزایش می‌یابد. در این ارتباط اولین پرسش این است که اگر رفتار یک سری زمانی دارای ساختار ناخطي و آشوبناک باشد، آیا این فرایند دارای یک سیستم معین است؟ این گونه فرایندهای معین که در تحلیل مدل‌های تصادفی ظهرور کرد به آشوب معین (Deterministic Chaos) در مباحث مدل‌سازی ناخطي معروف شد.

از عمر پژوهش‌های مربوط به سیستم‌های ناخطي در سری‌های زمانی اقتصادی، مدت زیادی نمی‌گذرد. از بارزترین این پژوهش‌ها می‌توان به اثبات وجود ساختار ناخطي معین (غیر تصادفی) در مطالعات فرانک و استنجوس^۲، نرخ بازدهی طلا و نقره مطالعات بلانک^۳، برای قیمت‌های آتی مطالعات سویا، شینک من ولی بارون^۴ و امثال آن اشاره کرد. مجموعه مطالعات انجام گرفته دلالت براین دارد که

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

سری‌های زمانی اقتصادی ممکن است به صورت ساختاری از یک فرایند آشوبناک معین (غیر تصادفی) پیروی کند. بدلیل این‌که ساختار مدل‌های خطی در متداول‌تری اقتصادستنجی سری‌های زمانی براساس فرایند تصادفی ایجاد می‌شود، به طور عمده در پیش‌بینی‌های کوتاه‌مدت دچار انحراف از مسیر واقعی می‌شود. از طرف دیگر، ممکن است باقی مانده‌ها نیز تصادفی نباشند ولی بافرض تصادفی بودن باقی مانده‌ها، سیستم در تحلیل و پیش‌بینی دچار تناقض و انحراف می‌شود، بنابراین، ضرورت تغییر و اصلاح برای بهبود در تحلیل و پیش‌بینی سری‌های زمانی احساس می‌شود. براین اساس، متداول‌تری جدیدی با عنوان سیستم‌های ناخطي معین در چارچوب نظریه آشوب که اولین بار در مباحث فیزیک و علوم پایه مطرح شد، مورد توجه قرار گرفت. اگر ساختار حقیقی سری قیمت‌ها غیر تصادفی باشد، در آن صورت یک تابع ناخطي کاملاً معین، می‌تواند رفتار سری قیمت را با کمترین خطأ، تحلیل و در کوتاه مدت پیش‌بینی کند. بنابراین، برای دستیابی به تحلیل‌های ساختاری بهتر و پیش‌بینی‌های دقیق‌تر در کوتاه‌مدت، ابتدا باید ماهیت ساختاری سری زمانی از لحاظ ناخطي و غیر تصادفی (معین) بودن آزمون شود.

در بخش ۲ مقاله، به کمک تحلیل R/S از ماهیت غیر تصادفی قیمت‌های آتی نفت اطمینان حاصل کرده و در بخش ۳، به کمک تخمین نمای لیاپانوف و تخمین بعد همبستگی به بررسی آشوب در قیمت‌های آتی نفت پرداخته‌ایم. نتایج در بخش ۴، بیان شده است. لازم به ذکر است که مأخذ قیمت‌های آتی نفت رویتر 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 اندازه‌گیری میزان انحراف ایاشته^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، $H = ۰/۵$ خواهد بود، به عبارت دیگر، اگر $H \neq ۰/۵$ باشد، سری غیر تصادفی

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

برای محاسبه R/S مدل بوت در سال ۱۹۸۲ روش زیر را ارایه کرد^۱:

ابتدا انحراف انباشته به صورت زیر محاسبه می‌شود:

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

که در آن:

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

$$N = \text{داده‌های بعد تقسیم } N$$

$$M_N = \text{میانگین داده‌های بعد تقسیم } N$$

حال، مقدار R به صورت زیر به دست می‌آید:

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

و درنهایت، آماره R/S به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

که در آن:

$$S = \text{انحراف معیار سری اصلی،}$$

$$N = \text{بعد تقسیم،}$$

$$a = \text{مقدار ثابت.}$$

با برآش مدل یادشده مقدار H را تخمین می‌زنیم:

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

مقدار H همچنین نمایان گر اثر حافظه بلندمدت^۲ 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 قیمت‌های آتی نفت (۱۹۹۶-۱۹۹۹) به ازای $N=5, 6, \dots, 210$ به شرح ذیل است:

$$\text{Log}(R/S) = 1/695 + 0.6012 \text{ Log}(N) \quad R = 0.98$$

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

مقدار $H = 0.6012$ ، نشان دهنده ماهیت غیر تصادفی سری زمانی قیمت‌های آتی نفت است. میانگین حافظه بلند مدت در بررسی قیمت‌های آتی نفت برابر است با:

$$N^H = 60 = (10^{0.12})^{(0.6012)}$$

براین اساس، اطلاعات گذشته پس از ۶۵ روز بر قیمت‌های آتی نفت بی تأثیر و پیش‌بینی بر پایه قیمت‌های با افق زمانی بیش از ۶۵ روز ناممکن و تنها در کوتاه‌مدت میسر است. برای اطمینان از اثر حافظه بلند مدت، از آزمون بهم ریختگی (Shuffle Test) استفاده می‌کنیم. اگر مقدار H به هم ریخته کمتر از H اصلی باشد سری اصلی غیرصادفی و اثر حافظه بلندمدت معتبر است. در این پژوهش، نمای هرست سری بهم 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 پیش‌بینی ارایه نمی‌کند.^۱

۳. بررسی نظری روش‌های 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 همبستگی (Correlation Dimension - CD)

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

یک مسئله مهم در تخمین CD این است که اگر در مدل‌های ناخطي آثار معنی‌داری از یک سیستم معین در باقی مانده‌ها پیدا شود، فرضیه وجود ساختار خطی در سری زمانی رد می‌شود. به این منظور،

۱. نگاه کنید به حمید خالو زاده (۱۳۷۸)

بروک و سايرز^۱، آساره جديدي برای آزمون فرضيه وجود ساختار ناخطي در يك سري زمانی به نام آماره W ، به صورت زير تعریف کردند:

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

$$D_m = C_m - C_1^m$$

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

$$C_m = \text{انتگرال همبستگي و } b_m = \text{تخميني از انحراف استاندارد (5)} \text{ به صورت زير است:}$$

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

برای بعد بي نهايت ($m = \infty$) که معرف فرايند تصادفي است داريم:

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

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

۳-۱. تخمين بعد همبستگي

این روش برای اولین بار توسط گراسبرگر و پروکاسپیا^۲ ارایه شد. در این روش، ساختار آشوبناک داده ها با محاط کردن يك سري زمانی در يك فضای m بعدی (به ازاي مقادير مختلف m) کشف می شود. در واقع، با محاسبه بعد همبستگي، ميزان همبستگي بين نقاط در جذب کننده ناخطي را می توان اندازه گرفت.

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

روش تخمین بعد همپستگی (CD) طی هفت مرحله زیر به انجام می‌رسد:
 ۱. ابتدا، باید سری زمانی مورد نظر را از حیث مانایی (Stationary)، بررسی کنیم (سری را باید مانا کنیم).

۲. تابع خود همپستگی داده‌ها در سطح یک درصد بررسی می‌کنیم.

۳. انتگرال همپستگی را به صورت زیر محاسبه می‌کنیم:

انتگرال همپستگی $C(e, m)$ بعد محاط و e فاصله دو بردار از ابعاد محاط) عبارت است 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.

بهاین منظور ابتدا، $N-m+1$ بردار از N داده سری زمانی 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 سری زمانی مورد نظر را برای محاسبه انتگرال همپستگی تولید می‌کنیم.

حال، انتگرال همپستگی را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

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

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 پروکاسیا عنوان کردند که اگر مقدار e خیلی کوچک باشد ($0 \rightarrow e$)، انتگرال همپستگی به صورت زیر محاسبه می‌شود:

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

در اینجا توان n همان (CD) یا بعد همپستگی است.

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

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

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

$$N \rightarrow \infty$$

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 اشیاع شده و همگرایی پایدار ایجاد شود، بعد همبستگی تخمینی از نقطه نظر جزء اختلال مورد قبول واقع شده است. البته بروک و سایرز^۱ برای افزایش ضریب اطمینان خود، چند مدل خطی از نوع AR را برای دستیابی به باقی مانده‌ها برآورده کردند.

۷. برای اطمینان از وجود ساختار آشوب در سری زمانی و عدم وجود ساختار تصادفی، با توجه به فرایند محاسبه بعد همبستگی، شینک من ولی بارون (۹)، آزمون بهمربوطگی (Shuffle Test) را معرفی کردند. در این آزمون ابتدا، سری اصلی را به صورت تصادفی بهم 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 بهم ریخته کمتر باشد، اطمینان حاصل می‌کنیم که ساختار سری بهطور قطعه تصادفی نیست.

روش گراسبرگر - پروکاسیا دارای چند محدودیت عملیاتی است، اولاً، این روش یک آزمون آماری نیست، بنابراین، در مورد فاصله‌های اطمینان بعد همبستگی تخمینی نمی‌توان اظهارنظر کرد. ثانیاً، با این روش نمی‌توان بعضی از فرایندهای ناخطي 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.

۳-۲. تخمین بزرگترین نمای لیپانوف

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

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

- محاسبه نمای لیپانوف با ابعاد محاط (Dimensional)

- محاسبه نمای لیپانوف با تابع معین (Functional)

در این قسمت، ما نمای لیپانوف را با استفاده از روش اول^۱ محاسبه می‌کنیم. برای محاسبه نمای لیپانوف ابتدا، ماتریس $[m^*(N-m+1)]$ بعدی از N داده اسکالر سری زمانی که قبلًا توضیح داده شد را ایجاد می‌کنیم. از میان این ماتریس تمام جفت بردارهایی که در رابطه زیر صدق کنند را مشخص می‌کنیم:

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

^۱، 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 می‌آوریم:

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

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

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

مقدار مثبت LE نشان می‌دهد که نقاط موجود در فضای m بعدی، در جذب کننده فرایند ناخطلی، با افزایش طول فاصله زمانی واگرا می‌شوند. به عبارت دیگر، تأثیر اطلاعات گذشته از یک زمان مشخص به بعد از بین می‌رود، بنابراین، فقط در کوتاه مدت می‌توان پیش‌بینی دقیق ارایه کرد. روش تحلیل نمای لیپانوف، 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 قیمت‌ها است. اگر، LE مثبت باشد - در یک بعد محاط مشخص m - و بعد از آن با افزایش LE منفی شود، جزء اخلال تصادفی بر مدل‌های پیش‌بینی سری قیمت‌ها غالبه می‌کند و در حقیقت، قابلیت پیش‌بینی را از این مدل‌ها سلب می‌کند. حتی اگر سری قیمت‌ها ماهیت کاملاً معین (Completely Deterministic) داشته باشند. بنابراین، LE منفی معرف ماهیت تصادفی جزء اخلال در سری قیمت‌هاست. درنهایت برای اطمینان از تخمین LE ، با مقادیر مثبت همگرا و پایدار، آزمون به هم ریختگی شینک من و لی بارون را برای سری داده‌ها انجام می‌دهیم. 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

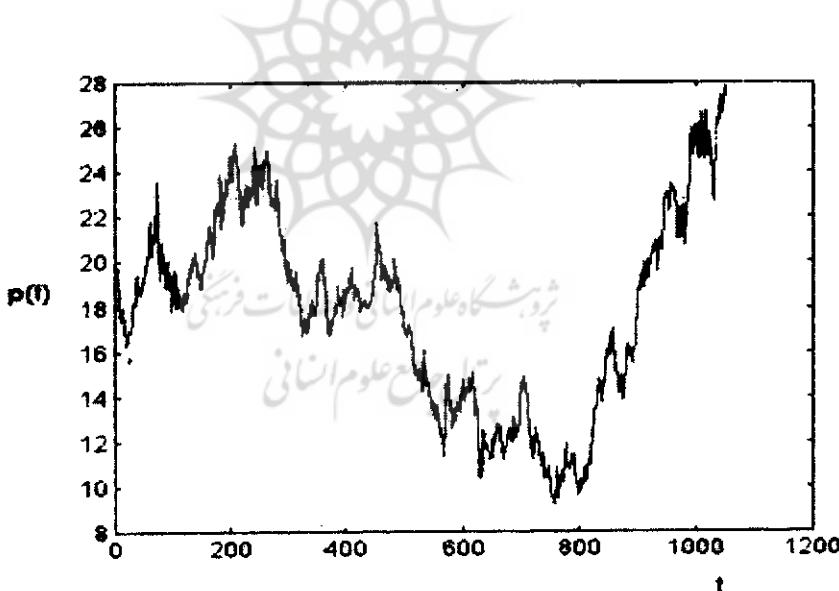
نتایج حاصل از تخمین بعد همبستگی و نمای لیابانوف برای قیمت‌های آتی نفت (روزانه) (۱۹۹۹-۹۶)، به شرح ذیل است.

برنامه‌نویسی برای محاسبات تحت نرم‌افزار MATLAB طراحی و تدوین شده است.^۱ در این پژوهش، لگاریتم نرخ بازگشت (RoR- Rate of Return) سری قیمت‌ها مورد استفاده قرار گرفته است.

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

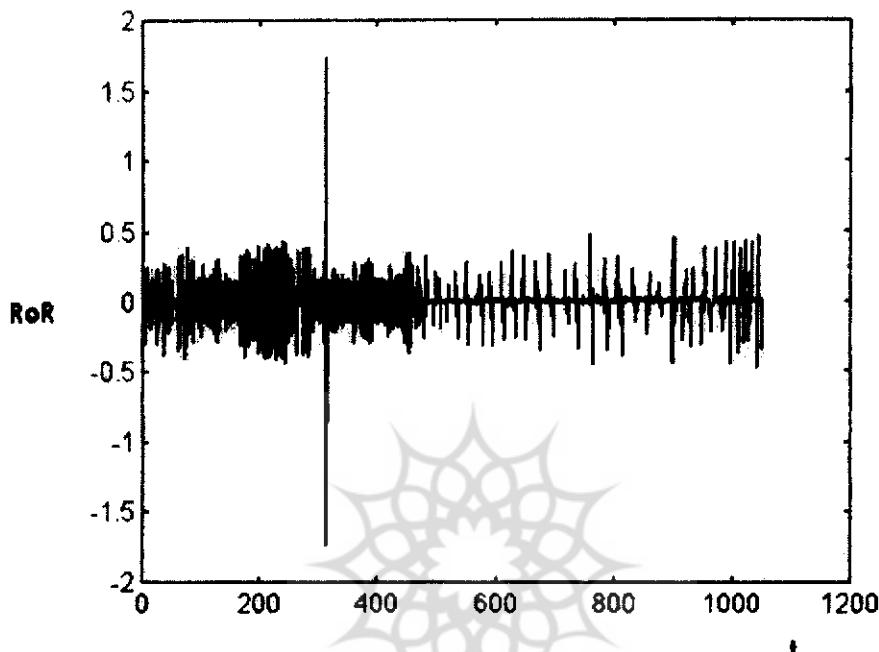
نمودارهای (۱) و (۲) سری‌های زمانی قیمت‌های آتی و نرخ بازگشت (RoR) را در برابر زمان (t) نشان می‌دهد.

نمودار -۱. سری‌های زمانی قیمت‌های آتی نفت (دوره زمانی ۹۶-۱۹۹۹)



۱. نگاه کنید به احراری (۱۳۸۰).

نمودار - ۲. سری‌های زمانی نرخ بازگشت قیمت‌های آتی نفت (دوره زمانی ۹۶-۱۹۹۹)



۱-۳-۳. نتایج تخمین بعد هم‌بستگی

۱. نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر (ADF- Agumented Dicky Fuller) برای قیمت‌های آتی نفت به شرح جدول (۱) حاکی از مانایی سری زمانی است.

جدول - ۱. آزمون دیکی فولر برای سری زمانی قیمت‌های نفت

Intercept & Trend	
ADF	آماره آزمون -۲. ۹۹۷
ADF(۳)= -۸.۰۸۷	مقدار بحرانی٪ ۱ -۳. ۴۲۸

و قمه بھئه (۳) بر اساس معیار آکائیک و شوارتز انتخاب شده است.

ملاحظه می‌شود که قدر مطلق ADF(۳) از قدر مطلق مقادیر بحرانی بزرگتر بوده. بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد و یا به عبارت دیگر، نامانابی سری زمانی قیمت‌های آتی نفت رد می‌شود.

۲. توابع خود همبستگی و خود همبستگی جزیی به ازای ۲۵ و ۱۶ تأخیر به شرح زیر است. تغییرات در تابع خود همبستگی جزیی یک روند میرابه به سمت صفر است. بنابراین، داده‌ها از یک فرایند AR پیروی می‌کنند.

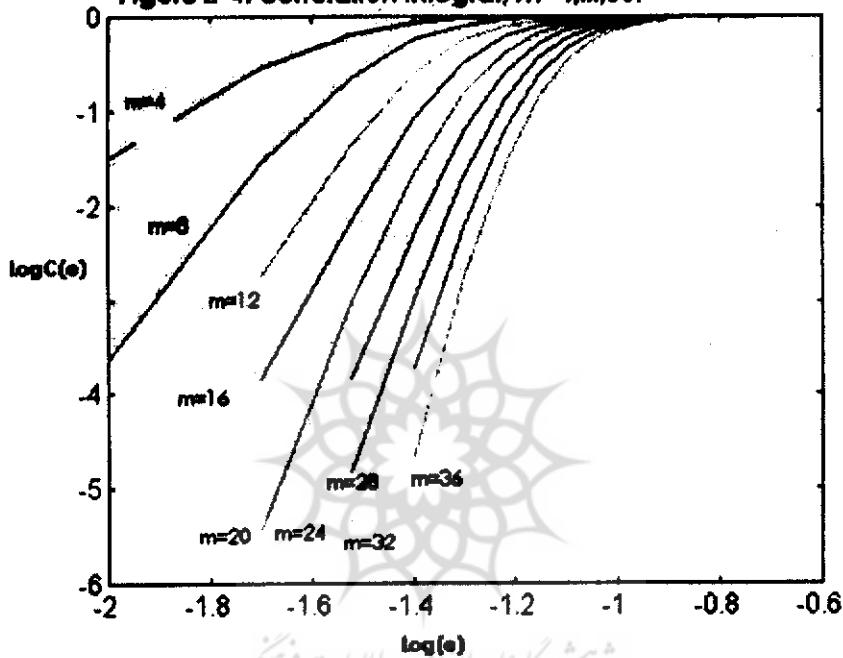
Autocorrelation		Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
1	0.500	1	0.500	1	-0.500	-0.500	65.777	0.000
2	0.000	2	-0.333	2	0.000	-0.333	65.777	0.000
3	0.000	3	-0.250	3	0.000	-0.250	65.777	0.000
4	0.000	4	-0.200	4	0.000	-0.200	65.777	0.000
5	0.000	5	-0.167	5	0.000	-0.167	65.777	0.000
6	0.000	6	-0.143	6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

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

۳. نمودار (۲) نشان می‌دهد که منحنی انتگرال همبستگی $C(e, N)$ به ازای مقادیر $36, \dots, 8, \text{ و } 4$ با افزایش m به سمت نقطه صفر اشباع و همگرا می‌شوند.

نمودار - ۳. انتگرال همبستگی

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



۴. در جدول (۲) بعد همبستگی تخمینی برای لگاریتم ترخ بازگشت سری قیمت‌ها به ازای $4, \dots, 4$ محاسبه شده است. ملاحظه می‌شود که با افزایش m مقادیر تخمینی بعد همبستگی (CD) به سمت عدد ۵ همگرا می‌شود. بنابراین، مقدار بعد همبستگی تخمینی برای سری مذکور $CD = 5$ است.

۵. نتایج باقی مانده‌های حاصل از فرایند AR در جدول (۲) نشان می‌دهد که با افزایش m مقادیر بعد همبستگی تخمینی باقی مانده‌ها به سمت عدد ۶ همگرا می‌شود.

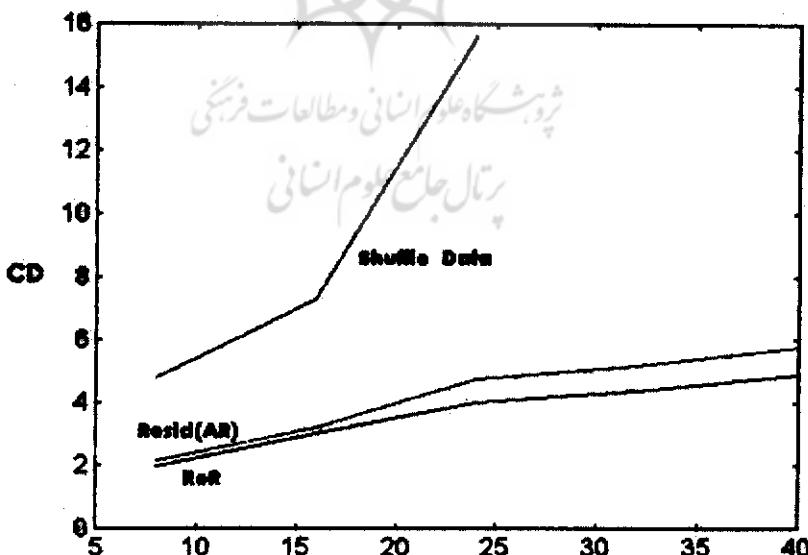
۶. نتایج آزمون بهم ریختگی در جدول (۲) نشان می‌دهد که مقادیر بعد همبستگی با افزایش m واگرایی و به سمت بی‌نهایت میل می‌کند.

جدول - ۲. نتایج تخمین بعد همبستگی برای نرخ بازگشت (RoR) سری زمانی قیمت‌های آنی نفت (۱۹۹۶-۱۹۹۹)، باقی مانده‌های حاصل از فرایند AR و سری زمانی داده‌های بهم ریخته

CD \ m	۴	۸	۱۲	۱۶	۲۰	۲۴	۲۸	۳۲	۳۶	۴۰
ROR	۱,۷۵	۱,۹۸	۲,۲۰	۲,۹۸	۳,۷۸	۳,۹۸	۴,۱۰	۴,۳۰	۴,۷۸	۴,۸۹
Resid	۱,۷۰	۲,۱۸	۲,۷۰	۳,۱۸	۳,۹۸	۴,۷۶	۴,۸۰	۵,۱۰	۵,۳۵	۵,۷۸
Shuffle ROR	۲,۱۲	۲,۷۸	۲,۷	۳,۲۶	۴,۲۲	۴,۵۸	۵,۷۸	inf	Inf	Inf

نمودار (۴) بعد همبستگی (CD) تخمینی برای نرخ بازگشت (RoR)، سری باقی مانده‌ها و سری بهم ریخته (Shuffle Data) را نشان می‌دهد.

نمودار - ۴. بعد همبستگی برای نرخ بازگشت (ROR) و سری باقیمانده‌ها و بهم ریخته



در مجموع، بر اساس نتایج حاصل از تخمین بعد همبستگی (CD) می‌توان گفت قيمت هاي آتي نفت (روزانه) (۱۹۹۶-۱۹۹۹) دارای يك ساختار آشوبناک معين و غير تصادفي است.

نتایج آماره W

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

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

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

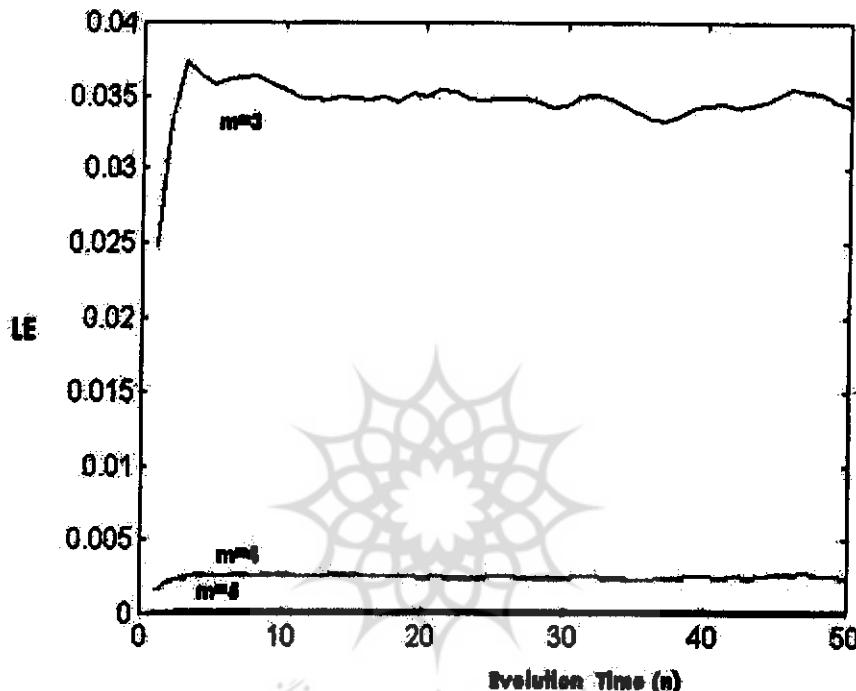
ملحوظه می‌شود مقادير W در اطمينان ۹۵٪ برای ابعاد محاط ۵ و ۴ و ۳ = m بزرگتر از مقدار ۱/۹۶ و مقادير آماره W برای سري بهم ريخته کمتر از ۱/۹۶ (نژدیک صفر) است. بنابراین، وجود ساختار ناخطي در باقی مانده‌ها محض می‌شود.

۳-۲-۳. نتایج تخمین نمای لیپانوف

۱. نتایج حاصل از تخمین نمای لیپانوف (جدول ۳ و نمودار ۵) برای سري زمانی قيمت هاي آتي نفت نشان دهنده هم‌گرایی پایدار مقادير تخمینی نمای لیپانوف برای $n=50$ است.

۲. عکس مقادير تخمینی LE برای نرخ بازگشت سري زمانی معرف زمانی است که تأثير اطلاعات گذشته از بين می‌رود. در حقیقت، نمای لیپانوف يك نوع بعد در فضای فاز (Phase Space) است. که نشان می‌دهد داده‌های گذشته تا چه زمانی تأثير دارد.

نمودار - ۵. نمای لیپانوف برای نرخ بازگشت (ROR) با $n=3$ و $n=4$ و $n=5$



جدول - ۶. مقادیر تخمینی نمای لیپانوف (LE) برای نرخ بازگشت (ROR) و سری بهم ریخته آن برای رشد فاصله زمانی $T=50$

LE	$m=2$	$m=3$	$m=4$	$m=5$
ROR	۰/۴۴	۰/۰۳۵	۰/۰۱۲	۰/۰۰۳۲
T	۲/۲۷	۲۸/۰۷	۷۸/۷۴	۳۱۲/۰
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 می‌شود که تأثیر اطلاعات گذشته به ازای ابعاد 5 و 6 و 3 و $2 = m$ به ترتیب بعد از 2 و 4 و 7 و 3 روز از بین می‌رود. بنابراین، هر قدر بتوان به LE (بزرگتر از صفر) در ابعاد محاط بالاتری دست یافت، تأثیر اطلاعات گذشته را می‌توان بیشتر لحاظ کرد و در نتیجه، حساسیت نسبت به شرایط اولیه کمتر، درجه معین بودن بالاتر وقدرت اشوب ضعیفتر است. با این وجود پیش‌بینی در بلندمدت امکان پذیر نیست و فقط می‌توان در کوتاه‌مدت پیش‌بینی کرد.

۴. نتیجه گیری

برای تعیین مدل مناسب، کارا و با قابلیت پیش‌بینی دقیق و منطقی، ابتدا، ماهیت ساختاری سری زمانی مورد نظر را از سه نقطه نظر، خطی، ناخطلی و تصادفی مورد مطالعه و آزمون قراردادهایم. برای تعیین ماهیت ساختاری سری زمانی، از تحلیل R/S یا نمای هرسست (HE) برای تشخیص غیر تصادفی بودن سری، تخمین بعد همبستگی (CD) و بزرگترین نمای لیپانوف (LLE) برای اثبات وجود آشوب استفاده شده است. براساس این آزمون‌های انجام گرفته مشخص شد که سری زمانی قیمت‌های آتی نفت (۱۹۹۶-۱۹۹۹) دارای ساختار آشوبناک ضعیف و معین است، بنابراین، می‌توان یک مدل ناخطلی بوسیله منظور تعیین رفتار پیش‌بینی تعیینی و با دقت بالا در کوتاه مدت برای سری زمانی قیمت‌های آتی نفت ارایه کرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرستال جامع علوم انسانی

منابع

- احراری، مهدی. (۱۳۸۰). بررسی و تحلیل آشوب در سری زمانی قیمت‌های آتی نفت ۹۹-۹۹. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد.
- خالوزاده، حمید. (۱۳۷۸). مدل‌سازی ناخطری و پیش‌بینی رفتار قیمت‌های سهام بازار بورس تهران، رساله دکترای کنترل و سیستم، دانشگاه تربیت مدرس.
- کجراتی، 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.

Mandelberth. (1995). Testing for Chaos and Nonlinear Dynamics in Cattle Prices. *Canadian Jurnal of Agricultural Economics*, Vol 43, pp.475– 484 .

Phys. Review Letters, Vol. 50 , pp.3460-3490.

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.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرستال جامع علوم انسانی