Archive of SID

فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی سال سوم، شماره دوم (پیاپی ۹)، بهار ۱۳۹۷ (صفحات ۱۵۵ تا ۱۷۷)

# پیش‌بینی قیمت نفت خام وست تگزاس اینترمدیت: رویکرد دیفرانسیل تصادفی

**رامین خوچیانی** (نویسنده مسئول)
استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت اله بروجردی(ره)
khochiany@abru.ac.ir

**یونس نادمی**
استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه آیت اله بروجردی(ره)
nademi.y@abru.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۲/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۸

**چکیده**

نااطمینانی در بازارهای نفت، محققان اقتصادی را به استفاده از فرایندهای تصادفی رهنمون کرده است. هدف از پژوهش حاضر، استفاده از مدل‌های دیفرانسیل تصادفی در پیش‌بینی قیمت نفت خام وست تگزاس اینترمدیت (WTI) و مقایسه دقت پیش‌بینی این مدلها با مدلهای خانواده آریما و گارچ حافظه کوتاه‌مدت و بلندمدت گارچ است. در این مقاله از داده‌های روزانه قیمت نفت خام WTI از تاریخ ۱۹۸۶/۰۱/۲ تا تاریخ ۲۰۱۶/۱۰/۱۷ استفاده شده است که از تاریخ ۱۹۸۶/۰۱/۲ تا ۲۰۱۶/۰۸/۲۹ به عنوان بازه زمانی درون‌نمونه‌ای و مابقی مشاهدات به عنوان بازه زمانی پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای استفاده شده است. نتایج حاصل از مقایسه پیش‌بینی مدلهای تحقیق با استفاده از معیارRMSE نشان داده است که در پیش‌بینی درون نمونه‌ای و پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای در افق‌های ۵ روزه، ۱۰ روزه و ۲۲ روزه، مدلهای حافظه بلندمدت آرفیما-فیگارچ و دیفرانسیل تصادفی عملکرد دقیق‌تری نسبت به مدلهای آریما و گارچ حافظه کوتاه‌مدت داشته‌اند.

***طبقه‌بندی JEL*: G1, E3 ,C6**

***واژه‌های کلیدی*:** معادلات دیفرانسیل تصادفی، قیمت نفت خام، پیش‌بینی، مدلهای آریما، مدلهای گارچ

www.SID.ir

Archive of SID



## ۱. مقدمه

قیمت انرژی و به ویژه نفت خام از جمله متغیرهای کلیدی در اقتصاد کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته است. از این رو پیش‌بینی قیمت نفت، نقش موثری در سیاست‌های مالی دولت‌ها بازی می‌کند. این پیش‌بینی در اقتصاد ایران به دلیل این که بخش عمده‌ای از درآمد ارزی از محل فروش نفت به دست می‌آید؛ می‌تواند اهمیت بیشتری داشته باشد. با انتقال نوسانات قیمت نفت به فعالیت‌های اقتصادی، هزینه‌هایی به اقتصاد تحمیل می‌شود. بنابراین دولت‌ها به عنوان تصمیم‌گیران و فعالان اقتصادی در هر کشور برای اتخاذ هر نوع تصمیم و انجام سیاست‌گزاری‌ها، به دانستن و پیش‌بینی تحولات بازار انرژی و به ویژه تحولات بازار نفت نیاز دارند.

در این مطالعه به دنبال ارائه یک مدل بهینه برای پیش‌بینی قیمت روزانه نفت خام وست تگزاس می‌باشیم. اگرچه عوامل متعدد و موثر بر قیمت نفت نسبتا زیاد هستند، اما این عوامل دارای نااطمینانی نیز هستند. که خود این نااطمینانی‌ها موجب تغییر قیمت نفت می‌شود. به دلیل شرایط خاص نفت که ناشی از استراتژیک بودن این کالاست، الگوهای ساختاری، ارزیابی قیمت نفت را با چالش مواجه می‌کنند. بنابراین وجود عنصر نااطمینانی در بازار نفت که ناشی از وضعیت آب و هوا، اقدامات احتیاطی تقاضاکنندگان، شایعات موثر بر رفتار تقاضاکنندگان، عملکرد فعالان بازارهای مالی درسمت تقاضا و عواملی چون وضعیت ناوگان حمل و کرایه‌های حمل، وضعیت ذخیره‌سازی تجاری و استراتژیک، ظرفیت تولید نفت کشورهای تولیدکننده، نحوه تعامل کشورهای تولیدکننده با یکدیگر، حوادث غیرمترقبه، عوامل سیاسی، نظامی و بین‌المللی در سمت عرضه، ینی قیمت نفت را بسیار سخت و دشوار می‌کند و فعالان بازار نفت به سختی قادرند نوسان‌های مکرر قیمتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت را به درستی پیش‌بینی کنند. یک راهکار مناسب برای پیش‌بینی، استفاده از فرآیندهای تصادفی[1] است که اثرات نااطمینانی را در نظر می‌گیرد (طیبی و دیگران، ۱۳۹۰). تفاوت قابل توجه پژوهش حاضر با مطالعات پیشین نیز همین نکته است که نااطمینانی قیمت نفت با مدل‌های دیفرانسیل تصادفی در نظر گرفته می‌شود.

لازم به ذکر است که اگر سری زمانی ماهیتی خطی داشت می‌توان از مدل‌های سری زمانی همچون آریما و گارچ برای پیش‌بینی آن استفاده کرد؛ اما اگر ماهیتی غیرخطی و

[1]. Stochastic Process

www.SID.ir

Archive of SID



آشوبی داشت در آن‌صورت شبکه‌های عصبی مدل‌های مناسب این موضوع هستند. در نهایت اگر ماهیت سری زمانی غیرخطی تصادفی بود؛ هیچ گونه قابلیت پیش‌بینی وجود نخواهد داشت. معادلات دیفرانسیل تصادفی به دلیل ماهیت پویای خود در توضیح رفتار سری زمانی و لحاظ کردن ماهیت تصادفی و روند در درون معادله، به گونه‌ای عمل می‌کنند که نیازی به تشخیص ابتدایی ماهیت سری زمانی نیست و با هر ماهیتی می‌توان آن را مدل‌سازی و پیش‌بینی نمود. هدف مقاله حاضر مقایسه مدل‌های مختلف همچون معادلات دیفرانسیل تصادفی و مدل‌های نوسانات شرطی همچون مدل‌های خانواده گارچ و مدلهای خطی همچون ARIMA می‌باشد. لازم به ذکر است که این پیش‌بینی به صورت پیش‌بینی درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای انجام شده است.

این مقاله شامل چهار بخش می‌باشد. در بخش دوم، مطالعات تجری و پژوهشهای داخلی و خارجی که در حوزه پیش‌بینی قیمت نفت انجام شده است؛ ارائه می‌شود. در بخش سوم به روش‌شناسی پژوهش و در بخش چهارم در قالب نتایج تحقیق، پارامترهای مدل دیفرانسیل تصادفی مربوط به قیمت نفت خام وست تگزاس، از طریق نرم افزار R تخمین زده می‌شود. سپس به پیش‌بینی یک، پنج، ده و بیست و دو گام به جلو قیمت نفت خام با استفاده از پارامترهای تخمینی مدل دیفرانسیل تصادفی پرداخته و نتایج با پیش‌بینی روشهای خطی مانند ARIMA، و انواع مدلهای واریانس شرطی خانواده GARCH شامل مدلهای حافظه کوتاه‌مدت و بلندمدت مقایسه می‌شود.در نهایت در بخش پنج به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها پرداخته می‌شود.

## ۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در این مقاله ابتدا ویژگی‌های مدل‌های دیفرانسیل تصادفی بیان شده و سپس از پنج معادله دیفرانسیل تصادفی متفاوت استفاده می‌شود که به اختصار در مورد آنها توضیح داده می‌شود.

### ۲-۱. ویژگیهای مدل‌های دیفرانسیل تصادفی

حرکت براونی دارای ویژگی‌های خوش رفتار ریاضی است، به گونه‌ای که در آن می‌توان یک الگو را با دقت بالا برآورد و همچنین احتمالات را محاسبه کرد. از این رو تحلیلگران اقتصادی و مالی اغلب وقتی با تجزیه و تحلیل یک فرایند چند بعدی با منشا ناشناخته (مانند بازار سهام یا قیمت نفت) مواجه هستند، به روندهای مستقل مانند حرکت براونی روی می‌آورند. تئوری حرکت براونی و الگوهای گام تصادفی به طور گسترده در مدل‌سازی

www.SID.ir

Archive of SID



بازارهای مالی مورد استفاده قرار گرفته است. در بینشی که حدس و گمان‌ها مدل‌سازی می‌شود، می‌توان از احتمالات بسط داده شده از باچلیر[1] استفاده کرد، که تا به امروز کاربردهای این الگو ادامه داشته است (استادزاده و مهرآلیان، ۱۳۹۱).

یکی از پرکاربردترین نوع معادلات دیفرانسیل تصادفی در بازارهای مالی حرکت براونی هندسی است. اولین بار بلک و شولز[2] (۱۹۷۳) تئوری قیمت گذاری اختیار معامله در بازار سهام را مطرح و قیمت سهام را در قالب معادله دیفرانسیل تصادفی[3]حرکت براونی هندسی[4] مدلسازی کردند. همزمان مرتون[5] (۱۹۷۳) نیز در مقاله ای قیمت سهام را بر اساس معادله دیفرانسیل تصادفی حرکت براونی هندسی مدلسازی کرده است.

مدل بلک -شولز -مرتون به صورت زیر است.

$$dS(t) = \mu S(t)dt + \sigma S(t)dw(t) \qquad S(0) = S0 \qquad (۱)$$

که در این رابطه $w(t)$ فرآیند حرکت براونی استاندارد یا فرآیند وینر[6] است که بیانگر رفتار تصادفی سری زمانی $s(t)$ است.

فرض اولیه در الگوهای تصادفی قیمت آن است که تغییر قیمت در طول زمان شامل جزئی تصادفی می‌شود که از فرآیند وینر تبعیت می‌کند.

فرآیند وینر در صورتی برقرار است که شرایط ذیل برقرار باشد.

$$W0 = 0 \qquad (۲)$$

اگر $\alpha \in R^d$ و $\Sigma$ یک ماتریس $d \times d$ شبه معین مثبت متقارن از اعداد حقیقی باشد، سپس فرایندتصادفی $(Wt)_{t\geq 0}$ حرکت براونی با انحراف $\alpha^2$و ماتریس کواریانس$\Sigma$نامیده می‌شود. اگر شرایط زیر تأمین شود

۱. برای تمام $\omega\epsilon\Omega$ مسیر $t \to Wt(\omega)$ پیوسته باشد.

۲. هر گروه از بازه‌های $(W_{t0}, W_{t1} - W_{t0}, \dots, W_{tk} - W_{tk-1})$ با فرض $0 \leq t0 < t1 < \cdots < tk$مستقل باشند.

۳. برای هر $0 \leq S \leq t$ بازه $W_t - W_S$ توزیع نرمال با میانگین $(t-s)\alpha$ و ماتریس واریانس کواریانس $(t-s)\Sigma$ دارد. یعنی

$$(W_t - W_S) \sim N((t-s)\alpha, (t-s)\Sigma)$$

---

[1]. Louis Bachelier
[2]. Black-Scholes .
[3]. Stochastic Differential Equation.
[4]. Geometric Brownian Motion
[5]. Merton.
[6]. Weiner process.

www.SID.ir

Archive of SID



در رابطه (۱)، $\mu$ به عنوان امید ریاضی بازدهی لحظه‌ای سهام و $\sigma$ به عنوان انحراف معیار بازدهی لحظه‌ای سهام معرفی می‌شود.

## ۲-۲. مروری بر ادبیات تجربی

در حالت کلی روش‌های پیش‌بینی سری زمانی را می‌توان به سه دسته روش‌های خطی، غیرخطی و ترکیبی تقسیم‌بندی نمود (جوانمرد و فقیدیان،۱۳۹۳). دسته اول خانواده مدل‌های ARIMA از پرکاربردترین روش‌های پیش‌بینی خطی هستند. دسته دوم روش‌های غیرخطی که خود به دو زیرگروه تقسیم می‌شود. گروه اول روش‌های مبتنی بر هوش مصنوعی هستند که شبکه‌های عصبی را می‌توان از پرکاربردترین و معتبرترین روش‌های این گروه دانست و گروه دوم روش‌های مبتنی بر فرایندهای تصادفی. دسته سوم نیز روش‌های ترکیبی که شامل ترکیب شبکه‌های عصبی و مدل‌های خطی، شبکه‌های عصبی و موجک، ترکیب مدل‌های خطی و غیرخطی و ... می باشند.

در این بخش به بررسی دو گروه از مطالعات انجام شده در حوزه پیش‌بینی قیمت می‌پردازیم. دسته اول به مطالعاتی اختصاص دارند که با استفاده از مدل‌های اقتصاد سنجی و سری‌های زمانی به پیش‌بینی قیمت نفت خام و نوسانات آن پرداخته‌اند. و دسته دوم پژوهش‌هایی مورد بررسی قرار می‌گیرد که در حوزه پیش‌بینی قیمت نفت از فرآیندهای تصادفی و معادلات دیفرانسیل تصادفی استفاده کرده‌اند.

از جمله مطالعات گروه اول می‌توان به مطالعه وو و شهیدپور(۲۰۱۰) اشاره کرد که با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی، قیمت نفت خام را پیش‌بینی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که دقت روش هوش مصنوعی ترکیبی در مقایسه با دیگر مدل‌ها بهتر بوده است که بیانگر عملکرد خوب این مدل با توجه به پیچیدگیهای بازار نفت است.

همچنین وانگ و همکاران (۲۰۰۵) نیز قیمت نفت خام را بر اساس ترکیبی از مدل‌های خطی و غیر خطی، که خود مدل TEI@I نامیده‌اند؛ پیش‌بینی و عنوان کردند که این مدلها بر پیش‌بینی با یک شبکه عصبی به تنهایی برتری دارد.

الکساندر و لوانیز (۲۰۰۸) به پیش‌بینی قیمت نفت خام با استفاده از شبکه عصبی موجک پرداخته‌اند. هانگ و همکاران (۲۰۰۸) نیز با استفاده از رویکرد تلفیقی تبدیل موجک و مدل‌های سری زمانی یادگیری تطبیقی به ارائه مدل جهت پیش‌بینی تقاضای انرژی و قیمت آن پرداخته‌اند. نتایج بیان می‌دارد که بر اساس تبدیل‌های موجک، دو سری قیمت‌های نفت خام سبک و گاز طبیعی، همبستگی بالایی تنها در زمانی که فرکانس‌های آنها محدود شده باشد دارند.

www.SID.ir

Archive of SID



جوانمرد و فقیدیان (۱۳۹۳) با استفاده از مدل پیش‌بینی خاکستری به پیش‌بینی قیمت نفت پرداخته‌اند. از نتایج این پژوهش می‌توان به سازگاری و همسو بودن نتایج حاصل از این مطالعه با مطالعات و روش‌های متداول پیش‌بینی قیمت نفت مانند خود رگرسیون اشاره نمود. از مهم‌ترین ویژگی‌های مدل‌های خاکستری پیش‌بینی در محیط‌هایی با شرایط عدم قطعیت و عدم اطلاعات کافی از نحوه عملکرد سیستم مورد پیش‌بینی و اجرای مدل با تعداد داده‌های کم و محدود است. با توجه به شرایط ذکر شده، بازارهای نفتی از جمله برجسته‌ترین بازارهای مالی هستند که می‌توانند جز سیستم‌های خاکستری طبقه‌بندی شوند. نتایج حاکی از آن است که به منظور پیش‌بینی کوتاه‌مدت قیمت نفت استفاده از داده‌های زمانی مربوط به دو هفته متوالی کاری نسبت به سه هفته متوالی کاری نتایج بهتری به همراه دارد.

از مطالعات داخلی که قیمت نفت خام را با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی پیش‌بینی نموده‌اند می‌توان به مشیری و همکاران (۲۰۰۶)، امین ناصری و قراچه ( ۲۰۰۷)، کبودان (۲۰۰۱)، صادقی و همکاران (۱۳۹۰)، مهر آرا و همکاران (۱۳۸۹) پور کاظمی و اسدی (۱۳۸۸)، اصفهانیان و همکاران (۱۳۸۷) نام برد.

فرجام‌نیا و همکاران (۱۳۸۶) با مقایسه دو روش خود توضیح جمعی میانگین متحرک ARIMA و شبکه‌های عصبی مصنوعی ANN در پیش‌بینی قیمت روزانه نفت پرداخته و پس از مدلسازی و استفاده از تجزیه و تحلیل حساسیت در تشخیص سهم مشارکت هر پارامتر ورودی؛ نتایج بدست آمده نشان دهنده برتری غیر قابل مقایسه مدلهای شبکه‌های عصبی مصنوعی و دقت بالاتر این مدلها می‌باشد.

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۶) نیز از مدل‌های خانواده GARCH استفاده نموده و به پیش‌بینی قیمت نفت و مقایسه مدلهای مختلف پرداخته‌اند. نتایج حاکی از عملکرد بهتر مدل t-GARCH نسبت به سایر مدل‌ها دارد.

از مطالعات گروه دوم که از فرآیندهای تصادفی و معادلات دیفرانسیل تصادفی در حوزه پیش‌بینی قیمت انرژی و به ویژه نفت استفاده کردند. می‌توان به مقاله طیبی و دیگران ۱۳۹۰، اشاره کرد که البته تنها به تحلیل نا اطمینانی سالانه در قیمت نفت سنگین ایران و سبد اوپک، با استفاده از داده‌های روزانه طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ پرداخته‌اند. در این مقاله با استفاده از الگوی حرکت براونی نشان داده‌اند که نا اطمینانی سالانه قیمت نفت سنگین ایران در مقایسه با سبد نفت اوپک در بیشتر سالها کمتر بوده است.

www.SID.ir

Archive of SID



گیبسون و شوارتز (۱۹۹۰) با استفاده از مدل بلک- شولتز و مرتون و استفاده از حرکت براونی هندسی، اقدام به پیش‌بینی قیمت نفت خام در طول دهه ۱۹۹۰ پرداخته‌اند در این مقاله نیز نتایج حاکی از برتری مدلهای دیفرانسیل تصادفی نسبت به سایر مدلهای رقیب دارد.

شفیعی و توپال (۲۰۰۹) نیز با استفاده از معادلات دیفرانسیل تصادفی به پیش‌بینی قیمت سوختهای فسیلی از جمله قیمتهای نفت، گاز و زغال سنگ پرداخته‌اند. در این مقاله سعی شد تا قیمت اسمی و واقعی فرآورده‌های مذکور از سال ۲۰۰۹ تا سال ۲۰۱۸ با استفاده از مدلهای تصادفی برآورد شود. نتایج نشان می‌دهد که قیمت‌های نفت، گاز طبیعی و زغال سنگ در دو سال آینده یک جهش قیمتی داشته و سپس به روند بلند مدت خود تا سال ۲۰۱۸ باز خواهند گشت.

## ۳. روش تحقیق

### ۳-۱. روش دیفرانسل تصادفی

پس از حرکت براونی هندسی، انواع دیگر مدلهای دیفرانسیل تصادفی بنا به کاربردشان معرفی شدند. فرم کلی معادله دیفرانسیل تصادفی به این صورت است:

$$dX_t = f(t.X_t.\theta)dt + g(t.X_t.\theta)dwt \quad (۳)$$
$$t \geq 0 \quad X(0) = x0$$

$f: \Theta \times [0.T] \times \mathcal{R} \to \mathcal{R}$ را ضریب نمو[1] و $g: \Xi \times [0.T] \times \mathcal{R} \to \mathcal{R}^+$ را ضریب فراریت[2] معرفی می‌کند. پارامتر نامشخص در این معادلات $\theta$ می‌باشد که می‌بایست تخمین زده شود (گوییدوم و بوختلا[3]، ۲۰۱۶).

در صورتی که چارچوب معادله دیفرانسیل تصادفی رابطه (۴) یک بعدی باشد، فرایند تصادفی را فرایند ایتو[4] می‌نامند که در حالت زمان گسسته و با شرط $t \to 0$ تبدیل به معادله ذیل می‌شود.

$$\Delta X_t = f(t.X_t.\theta)\Delta t + g(t.X_t.\theta)\varepsilon\sqrt{\Delta t} \quad (۴)$$

[1]. Drift
[2]. Diffusion
[3]. Guidoum and Boukhetala
[4]. Ito

www.SID.ir

Archive of SID



که با انتخاب توابع مختلفی از نمو و فراریت، فرایندهای تصادفی مختلفی ایجاد می‌شود (شیمکو[1]، ۱۹۹۲). در جدول ذیل چند نمونه انواع مختلفی از معادلات دیفرانسیل تصادفی نشان داده شده است.

**جدول ۱. انواع مدلهای تصادفی مربوط به تخمین قیمت**

| ردیف | سال | نام مدل | ردیف | سال | مدل |
|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | ۱۹۷۳ | مرتون | ۹ | ۱۹۸۵ | CIR SR |
| ۲ | ۱۹۷۳ | حرکت براونی هندسی | ۱۰ | ۱۹۸۹ | لانگ استیف[2] |
| ۳ | ۱۹۷۵ | CEV | ۱۱ | ۱۹۹۱ | بیتس[3] |
| ۴ | ۱۹۷۷ | واسیکک[4] | ۱۲ | ۱۹۹۲ | CKLS |
| ۵ | ۱۹۷۸ | دوسان[5] | ۱۳ | ۱۹۹۳ | لانگتن و ژاکوبی[6] |
| ۶ | ۱۹۷۹ | برنان شوارتز[7] | ۱۴ | ۲۰۰۰ | کلولو و استریکلند[8] |
| ۷ | ۱۹۸۰ | CIR VR | ۱۵ | ۲۰۰۵ | کامینسکی[9] |
| ۸ | ۱۹۸۳ | مارش روسنفلد[10] | ۱۶ | ۲۰۰۸ | شفیعی و توپال[11] |

منبع: (شفیعی و توپال، ۲۰۰۹)

مدلهای دیفرانسیل تصادفی فوق، از مهمترین مدلهایی هستند که فرم کلی آنها در بخشهای نمو و فراریت متفاوت بوده و در پیش بینی قیمت نفت به کار رفته است.

1. Shimko
2. Longstaff
3. bates
4. Vasicek
5. Dothan
6. Laughton and Jacoby
7. Brennan Schwartz
8. Clewlow and Strickland
9. Kaminski
10. Marsh Rosenfeld
11. Shafiee and Topal

www.SID.ir

Archive of SID



**جدول ۲. مدلهای دیفرانسیل تصادفی به کاررفته برای پیش‌بینی قیمت نفت**

| نام مدل | معادله | ضریب نمو | ضریب فراریت |
|---|---|---|---|
| مدل اول(GBM | $dX(t) = \theta_1 X(t)dt + \theta_2 X(t)dwt$ | $\theta_1 X(t)$ | $\theta_2 X(t)$ |
| مدل دومCEV | $dX(t) = \theta_1 X(t)dt + \theta_2 X(t)^{\theta_3} dwt$ | $\theta_1 X(t)dt$ | $\theta_2 X(t)$ |
| مدل سومCKLS | $dX(t) = (\theta_1 + \theta_2 X(t))dt + \theta_3 X(t)^{\theta_4} dwt$ | $(\theta_1 + \theta_2 X(t))$ | $\theta_3 X(t)$ |
| مدل چهارمCIR.SR | $dX(t) = (\theta_1 + \theta_2 X(t))dt + \theta_3 \sqrt{(X(t))}\, dwt$ | $(\theta_1 + \theta_2 X(t))$ | $\theta_3\sqrt{X($ |
| مدل پنجم | $dX(t) = \theta_1 dt + \theta_2 X(t)^{\theta_3} dwt$ | $\theta_1$ | $\theta_2 X(t)$ |

منبع: (شفیعی و توپال، ۲۰۰۹)

اما در پژوهش حاضر از مدلهای دیفرانسیل تصادفی فوق جهت پیش بینی قیمت نفت وست تگزاس اینترمدیت استفاده شده است که $X(t)$ در این مقاله، قیمت نفت می‌باشد.

$$dw = \varepsilon\sqrt{\Delta t}, \varepsilon \sim N(0,1)iid \qquad (۵)$$

همچنین روش تخمین معادلات دیفرانسیل تصادفی در این مقاله، روش تقریبی شبه حداکثر راستنمایی[1]است. می‌دانیم که اگر توزیع مشاهدات معلوم باشد برای برآورد پارامترها از روش حداکثر راستنمایی استفاده می‌شود. یا اگر مشاهدات دارای خطایی با میانگین صفر و واریانس ثابت باشند روش حداقل مربعات مورد استفاده قرار می‌گرفت که این امر برای مدل‌های خطی دقیق و برای مدلهای غیر خطی به طور تقریبی است. از آنجا که در مدلهای زیادی نمی‌توان فرم صریحی برای تابع درستنمایی بدست آورد. از روشهای تقریبی برای روش درستنمایی استفاده می‌شود.

برای نمونه فرم ساده رابطه (۴) به صورت زیر است.

$$dX_t = f(X_t.\theta)dt + g(X_t.\theta)dwt \qquad t \geq 0 \qquad X(0) = x0 \qquad (۶)$$

$X_t$ یک فرایند زمانی همگن می‌باشد. دراین حالت چگالی گذار تنها به $\Delta t، x$ و $y$ بستگی دارد. بنابراین می‌توان رابطه فوق را به صورت فرم $P(\Delta t.x.y)$ نوشت.

[1]. Pseudo-Maximum Likelihood

www.SID.ir

Archive of SID



اما تا زمانی که چگالی گذار نامعلوم باشد نمی‌توان از حداکثر راستنمایی استفاده کرد . در این صورت تخمین پارامترها با روش تقریبی شبه حداکثر راستنمایی انجام می‌شود. [۱]
فرم کلی تخمین شبه حداکثر راستنمایی به صورت

$$\hat{\theta}_n = \arg\max_{\theta\in\Theta} h_n\,(\theta|X_1.X_2.\ldots.X_n) \qquad (۷)$$

$$h_n(\theta|X_1.X_2.\ldots.X_n) = \sum_{i=1}^{n} log h_\theta(\,\Delta t.X_{i-1}.X_i) + \log(h_\theta(X_0))$$

تحت برخی شرایط، این تکنیک برای داده‌های با فرکانس بالا قابل استفاده می‌باشد. به طوری که

$n\Delta t \to +\infty$ و $\Delta t \to 0$

برای برآورد مدل به روش شبه حداکثر راستنمایی، چهار روش تقریب وجود دارد.
اولر[۲]، کسلر[۳]، اوزاکی[۴] و شوجی[۵].
روش تقریبی انتخابی در این مقاله روش ازاکی می‌باشد.

## ۳-۲. روش‌های آریما و گارچ

### ۳-۲-۱. روش آریما

این روش ابزاری است که از طریق سری‌های زمانی با تغییرات دوره‌ها و تغییرات فصلی مرتبط می‌گردد.خصیصه‌های متفاوت دو فرایند خودتوضیح (AR) و میانگین متحرک (MA) می‌توانند با هم تلفیق شوند و تشکیل یک فرایند خودتوضیح میانگین متحرک (ARMA) را بدهند. اگر لازم است که یک سری زمانی dبار تفاضل‌گیری شود تا پایا شود و آن‌گاه آن‌را در قالب الگوی ARMA(p,q) آورد، گفته می‌شود که سری زمانی اولیه یک فرایند خودتوضیح جمعی میانگین متحرک از مرتبه p، d، q است که به صورت ARIMA(p,d,q) نمایش داده می‌شود. در این رابطه p تعداد جملات خودتوضیح، d تعداد دفعاتی که سری‌زمانی اولیه باید تفاضل‌گیری شود تا پایا شود، q تعداد جملات میانگین متحرک است.باکس و جنکینز[۶](۱۹۷۳) ابزارهای جدیدی برای پیش‌بینی ایجاد

---

[۱]. برای مطالعه بیشتر رجوع شود به مقاله تخمین معادلات دیفرانسیل تصادفی با پکیج simDiff نوشته گوییدوم و بوختلا.

[2]. Euler
[3]. Kessler
[4]. Ozaki
[5]. Shoji
[6]. Box and Jenkins

www.SID.ir

Archive of SID



کرده‌اند که از نظر تکنیکی به متدولوژی ARIMA شهرت یافته است. در این مدل‌ها فقط از وقفه‌های متغیر وابسته و پسماند استفاده می‌شود.[۱]

**۳-۲-۲. مدلهای گارچ**

درمدل‌های اقتصادسنجی سنتی، ثابت بودن واریانس جملات اخلال همواره یکی از فروض کلاسیک اقتصادسنجی به حساب می‌آید. انگل[۲] (۱۹۸۲) برای رهایی از این فرض محدودکننده، روش جدیدی را پایه گذاری نمود. در این روش فرض بر این است که جمله‌ی تصادفی دارای میانگین صفر و به طور سریالی ناهمبسته است ولی واریانس آن با فرض وجود اطلاعات گذشته‌ی خود،متغیر فرض می‌شود. یک سری در طی سال‌های مختلف می‌تواند رفتارهای متفاوتی را از خود به نمایش بگذارد. در برخی سال‌ها دارای نوسانات کم و در برخی سال‌های دیگر دارای نوسانات زیاد باشد. در چنین شرایطی انتظار بر این است که واریانس در طول روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. مدل‌های آرچ می‌توانند روند واریانس شرطی را با توجه به اطلاعات گذشتهٔ خود توضیح دهند. شواهد تجربی نشان داده‌اند که مدل آرچ مرتبه بالاتر، که برای پویایی‌های واریانس شرطی انتخاب شده است، شامل برآورد پارامترهای بی‌شماری می شود. برای ارائه جوابی به این مشکل، مدل آرچ توسط بولرسلف[۳] (۱۹۸۶) توسعه یافت و به مدل آرچ تعمیم یافته، یا گارچ شهرت یافت. این مدل بر پایه مدل آرچ است و با اعمال محدودیت‌های ناخطی تعداد پارامترهای برآورد شده کاهش یابد. یکی از مزایای این مدل نسبت به مدل آرچ این است که تخمین بسیار آسان‌تر صورت می‌گیرد.در مدل گارچ، واریانس تابعی از مقادیر گذشته شوک‌ها (جمله اخلال) و مقادیر گذشتهٔ واریانس است.

مدل GARCH(1,1) برای سری زمانی $p_t$ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$p_t = \delta + \varepsilon_t = \delta + \eta_t\sqrt{h_t} \quad (۸)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (۹)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta_1 \geq 0$$

محدودیت‌های فوق بر ضرایب به دلیل اطمینان از مثبت بودن واریانس شرطی می‌باشد. جزء تصادفی معادله (۹) عبارت است از حاصلضرب یک فرآیند تصادفی همسان و مستقل با میانگین صفر و واریانس ۱ ضربدر جذر واریانس شرطی.

---

[۱]. برای مطالعه بیشتر در خصوص مدلهای ARIMA به کتاب‌های سری زمانی مانند کتاب اقتصاد سنجی سری‌های زمانی کاربردی تالیف والتر اندرس(Enders) مراجعه فرمایید.

[2]. Engle

[3]. Bollerslev

www.SID.ir

Archive of SID



منطق برآورد این مدل نیز با استفاده از تشکیل تابع درستنمایی بر اساس توزیع خطای $\varepsilon_t$ می‌باشد که سه توزیع نرمال، تی و خطای تعمیم یافته را برای توزیع خطاها فرض و بر اساس آن‌ها تابع درستنمایی تشکیل می‌شود و با استفاده از روش‌های محاسبات عددی، تابع درستنمایی ماکزیمم می‌شود.

زاکوئیان[1] (۱۹۹۴) و گلوستن، جاناتان و رانکل[2] (۱۹۹۳) بصورت مستقل یک مدل گارچ تغییر یافته را برای محاسبه اثر نامتقارن اخبار خوب و بد بر نوسانات بازدهی سهام ارائه دادند که به مدل گارچ آستانه‌ای معروف است. این مدل گارچ نامتقارن به واریانس شرطی اجازه می‌دهد که به‌طور متفاوت به شوک‌هایی از یک علامت پاسخ دهد. مدل آنها به صورت زیر تعریف شده است:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \left[1 - I_{\{\varepsilon_{t-1}>0\}}\right] + \xi \varepsilon_{t-1}^2 I_{\{\varepsilon_{t-1}>0\}} + \beta_1 h_{t-1} \qquad (۱۰)$$

که در آن $I_{\{w\}}$ یک تابع شاخص است: مقدار آن زمانی که شرط w برقرارباشد برابر با یک و در غیر این صورت برابر با صفر می‌باشد. با استفاده از این مدل می‌توان آزمون کرد که آیا اخبار بد ($\varepsilon_{t-1} < 0$) یعنی ضریب $\alpha_1$ اثر بیشتری بر نوسانات بازدهی سهام دارد یا خیر.

مدل گارچ نمایی که توسط نلسون[3] (۱۹۹۱) ارائه شده است، نیز یکی دیگر از مدلهای خانواده گارچ است که اثرات نامتقارن شوک‌های مثبت و منفی بر واریانس شرطی را بوسیله تصریح نمایی زیر در مدل گارچ لحاظ می‌کند:

$$\log(h_t) = \omega + \alpha\left[\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\right| - \sqrt{2/\pi}\right] + \beta \log h_{t-1} + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \qquad (۱۱)$$

یافته متداول دیگر در مبحث مدل‌های گارچ عبارت است از کشیدگی[4] توزیع تجربی در سری‌های قیمت یا بازدهی در بازارهای مالی. برای این قبیل مدل‌های دارای توزیع دنباله پهن[5]، محققان از توزیع t-استیودنت یا توزیع خطای تعمیم یافته[6] اقتباس کرده‌اند. بنابراین علاوه بر فروض کلاسیک گوسین برای جزء خطای $\varepsilon_t$، فرض میشود که جزء خطا دارای توزیع t-استیودنت یا توزیع GED می‌باشد. اگر یک توزیع t-استیودنت با درجه

---

1. Zakoian
2. Glosten., Jagannathan and Runkle
3. Nelson
4. Leptokurtosis
5. fat-tailed distribution
6. Generalized Error Distribution(GED)

www.SID.ir

Archive of SID



آزادی $\nu$ را در نظر بگیریم، تابع چگالی احتمال(pdf) جزء خطای $\varepsilon_t$ به صورت زیر می‌باشد:

$$f(\varepsilon_t)=\frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)}(\nu-2)^{-\frac{1}{2}}(h_t)^{-\frac{1}{2}}\left[1+\frac{\varepsilon_t^2}{h_t(\nu-2)}\right]^{-\frac{(\nu+1)}{2}} \quad (۱۲)$$

در معادله (۱۲)، $\Gamma(.)$ تابع گاما و $\nu$ درجه آزادی پارامتر است که برای اینکه گشتاورهای دوم وجود دارند، بایستی بزرگتر از ۲ باشد. با جایگزینی یک توزیع GED، تابع چگالی احتمال جزء خطا بصورت زیر می‌باشد:

$$f(\varepsilon_t)=\frac{v\exp\left[-\frac{1}{2}\left|\frac{\varepsilon_t}{\lambda h_t^{\frac{1}{2}}}\right|^{\nu}\right]}{h_t^{\frac{1}{2}}\lambda 2^{\left(1+\frac{1}{\nu}\right)}\Gamma\left(\frac{1}{\nu}\right)} \quad (۱۳)$$

$$\lambda\equiv\left[\frac{2^{-\frac{2}{\nu}}\Gamma\left(\frac{1}{\nu}\right)}{\Gamma\left(\frac{3}{\nu}\right)}\right]^{\frac{1}{2}} \quad (۱۴)$$

بطوریکه $\Gamma(.)$ تابع گاما، $\nu$ پارامتر ضخامت دنباله (پارامتر شکل) با قید $0<\nu\leq\infty$ می‌باشد که بیانگر چگونگی ضخامت دنباله در مقایسه با توزیع نرمال می‌باشد. زمانیکه این پارامتر($\nu$) برابر با ۲ باشد، توزیع GED یک توزیع نرمال استاندارد می‌شود، در حالیکه برای $\nu<2$ و $\nu>2$ به ترتیب توزیع دنباله-(دم)-ضخیمتر و باریک تری نسبت به توزیع نرمال دارد.

همچنین یافته مهم دیگر در بازارهای مالی وجود فرآیند حافظه بلندمدت در فرآیند میانگین و واریانس شرطی است که حاکی از دیرپا بودن اثر شوکهای وارد شده بر سری های زمانی است (عباسی نژاد و گودرزی فراهانی، ۱۳۹۳). یکی از مدلهای حافظه بلندمدت مدل آرفیما-فیگارچ است که میانگین و واریانس شرطی آن بصورت زیر مدلسازی می‌شود:

$$\phi(\mathrm{L})(1-\mathrm{L})^d p_t=\varphi(L)\varepsilon_t=\varphi(L)\eta_t\sqrt{h_t} \quad (۱۵)$$

$$Ln(h_t)=\alpha_0+(1+\psi L)\left(1-\phi(L)\right)^{-1}(1-L)^{-d}g(\varepsilon_t) \quad (۱۶)$$

که در آن داریم:

$$g(\varepsilon_t)=\theta\varepsilon_{t-1}+\gamma[|\varepsilon_{t-1}|-\mathrm{E}|\varepsilon_{t-1}|] \quad (۱۷)$$

$$\phi(\mathrm{L})=[1-\alpha(\mathrm{L})-\beta(\mathrm{L})](1-\mathrm{L})^{-1} \quad (۱۸)$$

www.SID.ir

Archive of SID

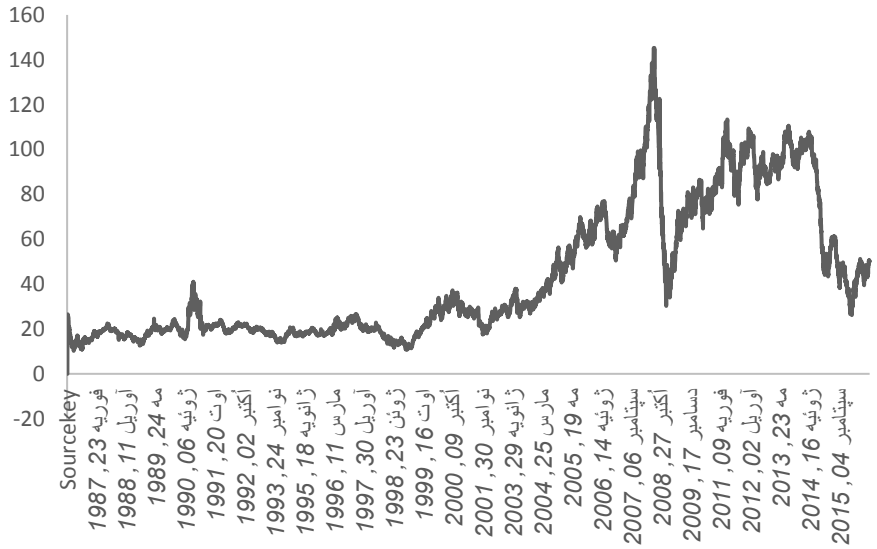


که در معادلات بالا L عملگر وقفه و $(1 - L)^d$ عملگر تفاضل‌گیری کسری است. پارامترهای این مدل نیز با روش حداکثر درستنمایی برآورد می‌شوند.

## ۳-۳. توصیف داده‌ها

در این مقاله از داده‌های روزانه قیمت نفت خام بازار وست تگزاس اینترمدیت (WTI) از تاریخ ۱۹۸۶/۰۱/۲ تا تاریخ ۲۰۱۶/۱۰/۱۷ استفاده شده است که از تاریخ ۱۹۸۶/۰۱/۲ تا ۲۰۱۶ /۰۸/۲۹ به عنوان بازه زمانی درون‌نمونه‌ای برای برآورد مدلهای مقاله و مابقی مشاهدات از بازه زمانی ۲۰۱۶ /۰۸/۳۰ تا ۲۰۱۶/۱۰/۱۷ به عنوان بازه زمانی پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای به منظور ارزیابی پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای استفاده شده است.

**نمودار ۱. داده‌های روزانه قیمت نفت خام بازار وست تگزاس اینترمدیت**




منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱ داده‌های روزانه قیمت نفت خام بازار وست تگزاس اینترمدیت (WTI) از تاریخ ۱۹۸۶/۰۱/۲ تا تاریخ ۲۰۱۶/۱۰/۱۷ را نشان می دهد. بازه‌ی مذکور شامل ۷۷۶۸ که برای برآورد مدلها از ۷۷۳۴ مشاهده نخستین استفاده شده است و مابقی مشاهدات برای اهداف ارزیابی برون نمونه‌ای پیش‌بینی استفاده شده است.

جدول ۱ برخی از آماره‌های توصیفی قیمت نفت خام WTI را نشان می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID



**جدول ۱. آمار توصیفی قیمت نفت خام WTI**

| $B-J$ | معیار کشیدگی )Ku( | معیار چولگی )Sk ( | ماکزیمم | مینیمم | انحراف معیار | میانگین |
|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱۲۸۳/۸۹ | ۲/۶۸ | ۰/۹۸ | ۱۴/۳۱ ۵ | ۱۰/۲۵ | ۳۰/۲۶ | ۴۲/۸۲ |
| ۰/۰۰ | p-value | | | | | |

منبع: یافته‌های پژوهش

توضیح: B-J آزمون جارک‌برا برای آزمون نرمال بودن توزیع

نتایج جدول ۱ نشان می دهد که میانگین قیمت نفت خام WTI عدد ۴۲/۸۲ را نشان می‌دهد که دارای انحراف از معیار ۳۰/۲۶ می‌باشد. معیار کشیدگی ( $Ku$ ) ۲/۶۸ می‌باشد که نشان دهنده کشیدگی نزدیک به نرمال (۳) می‌باشد که البته چون کمتر از شاخص کشیدگی نرمال است لذا مقدار اندکی توزیع دم پهن (fat-tail( تر از توزیع نرمال است. عیار چولگی ( $Sk$ )مثبت می‌باشد که بیانگر چوله به راست بودن توزیع قیمت نفت خام می‌باشد.آزمون نرمال بودن جارک برا نشان می‌دهد که فرضیه صفر نرمال بودن توزیع قیمت نفت خام WTI در سطح معنای ۱ درصد رد می‌شود.

در گام بعدی به بررسی مانایی سری قیمت نفت خام WTI با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون پرداخته‌ایم که نتایج آن در جدول ۲ گزارش شده است.

**جدول ۲. آزمون‌های مانایی قیمت نفت خام**

| نوع آزمون | فیلیپس پرون | دیکی فولر تعمیم یافته |
|---|---|---|
| آماره محاسبه شده | -۱/۶۱ | -۱/۶۴ |
| **P-Value** | ۰/۴۷ | ۰/۴۵ |
| فرضیه صفر | قیمت نفت خام دارای یک ریشه واحد است | |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهند که سری قیمت نفت خام دارای یک ریشه واحد می‌باشد پس از یک‌بار تفاضل‌گیری سری مانا شد و لذا این مسئله در مدلسازی مدلهای پژوهش در نظر گرفته شد و تفاضل قیمت نفت توسط مدلهای پژوهش مدلسازی شد و در نهایت مقادیر پیش‌بینی شده قیمتی به منظور ارزیابی پیش‌بینی بررسی گردید.

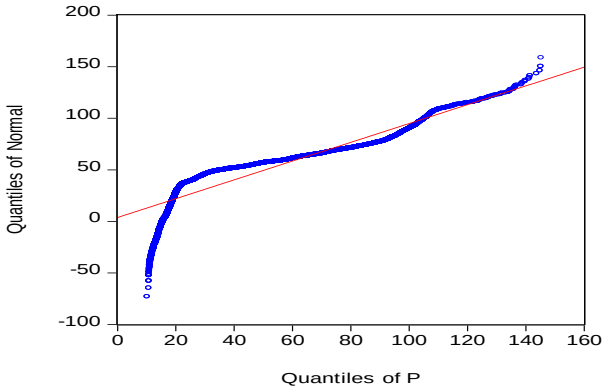
در ادامه به بررسی شکل توزیع بازدهی سری قیمت نفت خام پرداخته شده است.

www.SID.ir

Archive of SID



**نمودار ۲. نمودارچارک-چارک قیمت نفت خام در مقابل توزیع نرمال**




منبع: یافته‌های پژوهش

در نمودار ۲ شکل چارک-چارک توزیع قیمت نفت خام در مقابل شکل نظری توزیع نرمال ترسیم شده است. اگر توزیع بازدهی دقیقا ویژگی‌های توزیع گوسین را داشته باشد باید منحنی نمودار ۲ منطبق بر خط می‌گردید که مشاهده می‌شود به میزان اندکی با توزیع نرمال تفاوت دارد زیرا دم‌های توزیع قیمت نفت پهن‌تر از توزیع نرمال می‌باشند. این شواهد آماری تایید می‌کنند که برای برآورد قیمت نفت خام، نمی‌توان تنها به توزیع نرمال بسنده نمود و لازم است از توزیع‌های دم پهن نسبت به توزیع نرمال، هم‌چون توزیع تی استیودنت و توزیع خطای تعمیم یافته نیز استفاده نمود.

## ۴. نتایج تجربی

پارامترهای تخمینی برای مدلهای فوق به شرح جدول ذیل خواهد بود.

**جدول ۳. پارامترهای برآورد شده‌ی مدلهای دیفرنسیل تصادفی**

| مدل | $\theta_1$ | $\theta_2$ | $\theta_3$ | $\theta_4$ |
|---|---|---|---|---|
| مدل اول(GBM) | ۰/۱۰۱۱ | ۰/۴۰۲۱ | --------- | ------- |
| مدل دومCEV | ۰/۰۷۸ | ۰/۶۲۷ | ۰/۸۷۱ | ------- |
| مدل سومCKLS | ۷/۴۱۲ | -۰/۱۶۲ | ۰/۶۲۶ | ۰/۸۷۲ |
| مدل چهارمCIR.SR | ۶/۰۰۷ | -۰/۱۴۲ | ۲/۴۶۲ | ------- |
| مدل پنجم | ۱/۰۰۱ | ۰/۶۲۷ | ۰/۸۷۱ | |

منبع: یافته‌های پژوهش

www.SID.ir

Archive of SID



در جدول ۳، پارامترهای مربوط به هر معادله، با استفاده از نرم افزار R و پکیج Simdiffproc تخمین و ارائه شده است. تعداد پارامترهای تخمینی هر معادله در جدول به فرم کلی هر معادله بستگی دارد.

با توجه به تصادفی بودن $\varepsilon$ ، مقدار $dX(t)$ یا همان تغییرات قیمت نفت و در نتیجه $X(t)$، با هر بار تکرار محاسبه، متفاوت خواهد بود. بنابراین معادله فوق را باروش شبیه‌سازی مونت کارلو[1] و باتکرار ۵۰۰۰ بار محاسبه مجدد صورت گرفت. مقدار پیش‌بینی که دارای کمترین مجموع مربعات خطاها (RMSE) بوده به عنوان بهترین شبیه‌سازی سری زمانی قیمت نفت انتخاب گردید.

در جدول ذیل نتایج شبیه‌سازی و پیش‌بینی با مدل دیفرانسیل تصادفی گزارش شده است.

**جدول ۴. نتایج پیش‌بینی قیمت نفت با مدل‌های مختلف(معیار ارزیابی RMSE )**

| | پیش‌بینی خارج نمونه | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| RMSE | پیش‌بینی داخل نمونه | افق یک روزه | افق پنج روزه | افق ده روزه | افق بیست و دو روزه |
| مدل اول(GBM) | ۱/۱۵ | ۱/۳ | ۳/۰۸ | ۲/۵۲ | ۲/۷۸ |
| مدل دومCEV | ۱/۱۸ | ۰/۹۱ | ۲/۳۳ | ۱/۷۶ | ۲/۰۸ |
| مدل سومCKLS | ۴/۵۵ | ۴/۶۳ | ۸/۹۵ | ۱۰/۳۱ | ۱۳/۳۵ |
| مدل چهارمCIR.SR | ۴/۴۲ | ۲/۸۳ | ۵/۷۳ | ۵/۹ | ۷/۳۴ |
| مدل پنجم | ۱/۲۶ | ۱/۶۸ | ۳/۸۵ | ۳/۵۹ | ۴/۸۶ |
| AR(1) | ۲۶/۴۵ | ۰/۶۸۲۹ | ۲/۵۳۵۱ | ۲/۰۳۰۶ | ۲/۳۵۶۶ |
| MA(1) | ۲۶/۵۵ | ۰/۶۸۳۱ | ۲/۵۳۶۴ | ۲/۰۳۱۷ | ۲/۳۵۷۸ |
| ARMA(1,1) | ۲۶/۴۵ | ۰/۶۷۳۲ | ۲/۵۳۳۴ | ۲/۰۲۹۳ | ۲/۳۵۵۷ |
| GARCH(1,1)-N | ۲۹/۹۹ | ۰/۶۵۱۵ | ۲/۵۰۴۸ | ۲/۰۰۲۱ | ۲/۳۲۱۸ |
| GARCH(1,1)-t | ۲۴/۱۹ | ۰/۶۵۸۱ | ۲/۵۲۴۸ | ۲/۰۲۸۳ | ۲/۳۸۱۱ |
| GARCH(1,1)-GED | ۲۲/۵۷ | ۰/۶۵۶۹ | ۲/۵۲۱۱ | ۲/۰۲۳۴ | ۲/۳۶۹۹ |

[1]. شبیه سازی مونت کارلو و انتخاب کمترین MSE و پیش بینی در MCSim که یک addin در محیط اکسل می‌باشد، انجام گرفته است. نتایج محاسبات در پیوست مقاله آمده است.

www.SID.ir

Archive of SID



| | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| EGARCH (1,1)-N | ۲۶/۵۵ | ۰/۶۵۶۸ | ۲/۵۲۰۹ | ۲/۰۲۳۲ | ۲/۳۶۹۴ |
| EGARCH (1,1)-t | ۲۹/۱۸ | ۰/۶۶۰۲ | ۲/۵۳۱۱ | ۲/۰۳۶۷ | ۲/۴۰۰۱ |
| EGARCH (1,1)-GED | ۲۶/۵۵ | ۰/۶۵۹۵ | ۲/۵۲۹۰ | ۲/۰۳۳۸ | ۲/۳۹۳۶ |
| TGARCH (1,1,1)-N | ۲۲/۶۰ | ۰/۶۵۶۹ | ۲/۵۲۱۲ | ۲/۰۲۳۵ | ۲/۳۷۰۲ |
| TGARCH (1,1,1)-t | ۲۹/۰۲ | ۰/۶۶۰۲ | ۲/۵۳۱۰ | ۲/۰۳۶۴ | ۲/۳۹۹۶ |
| TGARCH (1,1,1)-GED | ۲۷/۴۷ | ۰/۶۵۹۶ | ۲/۵۲۹۳ | ۲/۰۳۴۲ | ۲/۳۹۴۵ |
| ARFIMA (1,d,1)-FIGARCH(1,1)-N | ۱/۱۵ | ۰/۶۴۸۹ | ۱/۲۰۳ | ۱/۲۵۴ | ۱/۲۵۱ |
| ARFIMA (1,d,1)-FIGARCH(1,1)-t | ۱/۱۵ | ۰/۶۷۱۲ | ۱/۲۱۴ | ۱/۲۵۷ | ۱/۲۵۲ |
| ARFIMA (1,d,1)-FIGARCH(1,1)-GED | ۱/۱۵ | ۰/۶۶۹ | ۱/۲۱۳ | ۱/۲۵۷ | ۱/۲۵۲ |

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج معیار خطای پیش‌بینی ریشه دوم میانگین مجذور خطا (RMSE) در جدول ۴ نشان داده شده است. در این جدول، قیمت نفت وست تگزاس اینترمدیت با پنج مدل تصادفی مختلف، مدل خودتوضیح، مدل میانگین متحرک، مدل خود توضیح میانگین متحرک، نه مدل مختلف از خانواده گارچ و سه مدل مختلف از خانواده آرفیما برازش شده و با یکدیگر مقایسه شده است.

در پیش‌بینی‌درون نمونه مدل‌های آرفیما- فیگارچ با هر سه توزیع نرمال، تی و خطای تعمیم‌یافته در کنار مدل دیفرانسیل تصادفی (GBM) برترین دقت پیش بینی را داشته‌اند و سپس مدل CEV و مدل پنجم دیفرنسیل تصادفی نسبت به سایر مدلهای آریما و گارچ حافظه کوتاه‌مدت عملکرد دقیق‌تری در پیش‌بینی قیمت نفت خام WTI داشته‌اند.

در پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای و افق یک روزه به ترتیب مدل آرفیما- فیگارچ با توزیع نرمال، گارچ ساده با توزیع نرمال )GARCH(1,1)-N(، مدل گارچ نمایی با توزیع نرمال (EGARCH (1,1)-N( و مدل گارچ آستانه‌ای با توزیع نرمال (TGARCH (1,1,1)-N( به همراه مدل گارچ ساده با توزیع خطای تعمیم یافته (GARCH(1,1)-GED) عملکرد دقیق‌تری در پیش‌بینی قیمت نفت نسبت به سایر مدل‌ها شامل مدل‌های دیفرانسیل تصادفی و آریما داشته‌اند.

در پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای و افق پنج روزه به ترتیب مدل‌های آرفیما- فیگارچ با توزیع نرمال، خطای تعمیم یافته و تی، مدل دیفرانسیل تصادفی دومCEV، مدل گارچ ساده با

www.SID.ir

Archive of SID

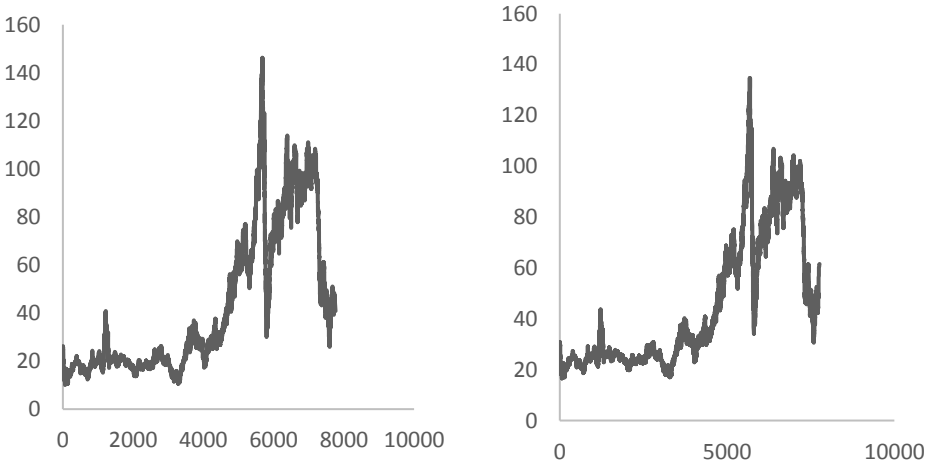


توزیع نرمال (GARCH (1,1)-N) و مدل گارچ نمایی با توزیع نرمال ( EGARCH (1,1)-N)) عملکرد دقیق‌تری در پیش‌بینی قیمت نفت نسبت به سایر مدلهای رقیب داشته‌اند.

در پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای و افق ده روزه همانند افق ۵ روزه، به ترتیب مدل‌های آرفیما-فیگارچ با توزیع نرمال، خطای تعمیم‌یافته و تی، مدل دیفرانسیل تصادفی دومCEV، مدل گارچ ساده با توزیع نرمال (GARCH (1,1)-N) و مدل گارچ نمایی با توزیع نرمال (EGARCH (1,1)-N) عملکرد دقیق‌تری در پیش‌بینی قیمت نفت نسبت به سایر مدل‌های رقیب داشته‌اند.

در پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای و افق بیست و دو روزه، به ترتیب مدل‌های آرفیما- فیگارچ با توزیع نرمال، خطای تعمیم یافته و تی، مدل دیفرانسیل تصادفی دومCEV، مدل گارچ ساده با توزیع نرمال (GARCH (1,1)-N) و مدل آرما ((ARMA (1,1) عملکرد دقیق‌تری در پیش‌بینی قیمت نفت نسبت به سایر مدلهای رقیب داشته‌اند.

**نمودار ۳. نمودار پیش‌بینی قیمت نفت خام با مدل دیفرنسیل تصادفیGBM و CEV**




نمودار ۳ (ب)

نمودار۳ (الف)

نمودار ۳ (الف) و ۳(ب) به ترتیب نمودار پیش‌بینی قیمت نفت خام WTI را برای دو مدل برتر دیفرانسیل تصادفی یعنی مدل GBM که در کنار مدلهای آرفیما-فیگارچ بهترین عملکرد درون نمونه‌ای را داشته است و مدل CEV که بهترین عملکرد برون نمونه‌ای را پس از مدلهای حافظه بلندمدت آرفیما-فیگارچ داشته است، نشان می‌دهد.

www.SID.ir

Archive of SID



## ۵. نتیجه‌گیری و پیشنهاد

پیش‌بینی قیمت نفت خام به دلیل اهمیت آن در اقتصاد جهانی می‌تواند امری بسیار ضروری برای برنامه‌ریزی‌ها در سطوح خرد و کلان باشد. به عنوان مثال قیمت نفت خام به عنوان ماده اولیه مهم برای بسیاری از صنایع از اهمیت زیادی برای برنامه‌ریزی تولید برخوردار است. همچنین در سطوح کلان آگاهی از تغییرات قیمتی نفت برای مواجهه با شوک قیمت نفت و مقابله با آثار اقتصادی آن می‌تواند برای سیاستگذاران اقتصادی کشورها اهمیت زیادی داشته باشد. قیمت نفت برای کشورهای صادرکننده نفت همچون ایران نیز اهمیتی دوچندان دارد زیرا قیمت نفت و تغییرات آن می‌تواند بسیاری از متغیرهای کلیدی اقتصاد همچون نرخ ارز، نرخ تورم و رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. به دلیل اهمیت قیمت نفت خام در اقتصاد جهانی در این مقاله به دنبال جستجو برای مدلی مناسب برای پیش‌بینی دقیق‌تر قیمت جهانی نفت خام به مدلسازی قیمت نفت خام با مدلهای دیفرانسیل تصادفی، مدل‌های آریما و گارچ پرداخته شده است و دقت این مدلها در پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای و برون‌نمونه‌ای قیمت نفت خام WTI برای افق‌های پیش‌بینی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت مقایسه شده است. در جمع‌بندی کلی می‌توان گفت که از سه خانواده مدلهای مورد بررسی در این مقاله شامل مدلهای خانواده دیفرانسیل تصادفی، مدلهای خانواده آریما و مدلهای خانواده گارچ حافظه کوتاه مدت و بلندمدت در پیش‌بینی درون‌نمونه‌ای و پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای در افق‌های ۵ روزه، ۱۰ روزه و ۲۲ روزه، مدلهای حافظه بلندمدت آرفیما-فیگارچ و مدلهای دیفرانسیل تصادفی عملکرد دقیق‌تری در پیش‌بینی قیمت نفت خام WTI نسبت به مدلهای آریما و گارچ حافظه کوتاه مدت داشته‌اند. همچنین با افزایش افق پیش‌بینی برون‌نمونه‌ای از افق کوتاه‌مدت به میان مدت و بلند مدت عملکرد پیش‌بینی مدلهای حافظه بلندمدت آرفیما-فیگارچ و دیفرانسیل تصادفی نسبت به سایر مدلهای رقیب یعنی آریما و گارچ حافظه کوتاه‌مدت بهبود قابل توجهی داشته است. این نتیجه نشان می‌دهد که برای پیش-بینی‌های فراتر از یک روزه تا پیش‌بینی‌های با افق‌های حدود یک ماه مدلهای آرفیما-فیگارچ و دیفرانسیل تصادفی عملکرد دقیق‌تری نسبت به مدلهای خانواده آریما و گارچ حافظه کوتاه‌مدت دارند.

برگرفته از نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود از آنجایی که قیمت نفت، در برخی دوره‌ها دارای نوسانات با پرش نیز می‌باشد، از مدل‌های دیفرانسیل تصادفی با پرش نیز در مدل‌سازی قیمت نفت استفاده گردد و دقت پیش‌بینی ارزیابی شود. همچنین کارگزاران

www.SID.ir

Archive of SID



اقتصادی علاقمند به پیش‌بینی قیمت نفت خام و همچنین سیاستگذاران کلان اقتصادی کشور به منظور حصول پیش‌بینی‌های دقیق‌تر بالاخص در افق‌های بلندمدت پیش‌بینی از مدلهای حافظه بلندمدت آرفیما-فیگارچ و دیفرانسیل تصادفی پیشنهاد شده بخصوص مدل دیفرانسیل تصادفی CEV استفاده نمایند.

## فهرست منابع:


ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن و آریانا، یاسمین (۱۳۸۶)، ارزیابی عملکرد مدلهای پیش‌بینی بی ثباتی قیمت نفت، مجله تحقیقات اقتصادی، ۷۸: ۲۸-۱.

استادزاده، علی حسین و مهرآلیان، سارا (۱۳۹۱)، حرکت براونی و شبیه‌سازی فرایندهای تصادفی با رویکردی کاربردی در ریاضیات مالی، سومین کنفرانس ریاضیات مالی و کاربردها، دانشگاه سمنان، سمنان. ۱۵-۱.

اصفهانیان، مجید و امین ناصری، محمدرضا (۱۳۸۷)، ارائه یک مدل شبکه عصبی جهت پیش‌بینی کوتاه‌مدت قیمت نفت خام، نشریه بین المللی علوم مهندسی دانشگاه علم و صنعت ایران، ۱۹(۱): ۲۷-۳۵.

پورکاظمی، محمدحسین و اسدی، محمدباقر (۱۳۸۸)، پیش‌بینی پویای قیمت نفت خام با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی و با بکارگیری ذخیره سازی نفتی کشورهای OECD، مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۴(۳): ۲۲-۱.

جوانمرد، حبیب اله و فقیدیان، سیده فاطمه (۱۳۹۳)، پیش‌بینی قیمت نفت خام اوپک با بکارگیری مدل پیش‌بینی خاکستری، مدلسازی اقتصادی، ۲۷؛ ۹۱-۱۱۴.

صادقی، حسین، ذوالفقاری، مهدی و الهامی نژاد، مجتبی (۱۳۹۰)، مقایسه عملکرد شبکه‌های عصبی و مدل ARIMA در مدل‌سازی پیش‌بینی کوتاه‌مدت قیمت سبد نفت خام اوپک (با تأکید بر انتظارات تطبیقی)؛ فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۸(۲۸)؛ ۲۵-۴۷.

طیبی، سید کمیل، خوش اخلاق، رحمان و فراهانی، مریم (۱۳۹۰)، برآورد نااطمینانی در قیمت نفت سنگین ایران و سبد اوپک کاربرد معادلات دیفرانسیل تصادفی، مطالعات اقتصادانرژی، ۱۳: ۱-۲۴.

عباسی نژاد، حسین و گودرزی فراهانی, یزدان (۱۳۹۳)، برآورد درجه انباشتگی شاخص تورم با مدل ARFIMA- FIGARCH مطالعه موردی: ایران، پژوهشنامه اقتصادی،۱۴(۵۲): ۱-۲۶.

فرجام نیا، ایمان، ناصری، محسن و احمدی، سید محمد مهدی (۱۳۸۶)، پیش‌بینی قیمت نفت با دو روش ARIMA و شبکه‌های عصبی، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، ۹(۳۲)؛ ۱۶۱-۱۸۳.

مهرآرا، محسن، بهرادمهر، نفیسه، احراری، مهدی و محقق، محسن (۱۳۸۹)، پیش‌بینی بی ثباتی قیمت نفت با استفاده از شبکه عصبی GMDH، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، ۷(۲۵)؛ ۸۹-۱۱۲.


www.SID.ir

Archive of SID



Alexandridis, A. & Livanis, E. (2008), Forecasting Crude Oil Prices using Wavelet Neural Networks.

Amin-Naseri. M.R. & Gharacheh E.A. (2007), A hybrid artificial intelligence approach to monthly forecasting oil price time series, Proceedings of EANN.

Black, F. & Scholes, M. (1973), The pricing of options and corporate liabilities, J Polit Econ, 81(3): 637–54.

Bollerslev, T. (1986), Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity, Journal of econometrics, 31(3): 307-327.

Box, G. E. P. & Jenkins, G. M. (1973), Some comments on a paper by Chatfield and Prothero and on a review by Kendall. Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General), 136(3): 337-352.

Enders, W. (2008), Applied econometric time series, John Wiley & Sons.

Engle, R. F. (1982), Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation, Econometrica: Journal of the Econometric Society, 987-1007.

Gibson, R. & Schwartz. E.S. (1990), Stochastic convenience yield and the pricing of oil contingent claims, Journal of Finance, 45: 976, 959

Glosten, L. R., Jagannathan, R. & Runkle, D. E. (1993), On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks, The journal of finance, 48(5): 1779-1801.

Guidoum, A. C. & Boukhetala, K. (2016), Estimation of Stochastic Differential Equations with Sim, DiffProc Package Version 3.2.

Hang, T., Nguyen, I. & Nabney, T. (2008), Combining the Wavelet Transform and Forecasting Models to Predict Gas Forward Prices, IEEE, Seventh International Conference on Machine Learning and Applications.

Kaboudan, M. A. (2001), Compmetric Forecasting of Crude Oil Prices, IEEE: 283-287.

Merton, R.C. (1973), Theory of rational option pricing. Bell J Econ Manage Sci, 4(1):141–83.

Moshiri, S. & Foroutan, F. (2006), Forecasting Nonlinear Crude Oil Prices, the energy journal, 27(4): 81-95.

Nelson, D. B. (1991), Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach, Econometrica: Journal of the Econometric Society, 347-370.

Shafiee, Sh. & Topal, E. (2010), A long-term view of worldwide fossil fuel prices, Applied Energy, 87: 988–1000.

Shimko, D. C. (1992), Finance in continuous time: A primer, Miami: Kolb Pub. Co.

www.SID.ir

Archive of SID



Wang, S., Yu, L. & Lai, K.K. (2005), A Novel Hybrid AI System Framework for Crude Oil Price Forecasting, In: Shi Y., Xu W., Chen Z. (eds) Data Mining and Knowledge Management. CASDMKM 2004. Lecture Notes in Computer Science, vol 3327. Springer, Berlin, Heidelberg.

Wu, L. & Shahidpour, M. (2010), A Hybrid Model for Day – Ahead Price Forecasting, IEEE Transaction on Power Systems, 25(3): 1519-1530.

Zakoian, J. M. (1994), Threshold heteroskedastic models, Journal of Economic Dynamics and control, 18(5): 931-955.

www.SID.ir