



## مدل نوسانات بازار نفت مبتنی بر رهیافت راه گزینی رژیم

محمد رضا رستمی<sup>۱</sup>

مریم نقوی پور<sup>۲</sup>

مریم مقدس بیات<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۳/۰۳

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۸/۲۰

### چکیده

بر اساس یافته‌های پژوهشگران اقتصادسنجی مالی قیمت نفت به عنوان یکی از مهمترین متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار مالی و اقتصاد کشورهای صادر کننده نفت اثرگذار است. در این پژوهش از قیمت سبد نفتی اوپک با فراوانی روزانه استفاده شده است. دوره زمانی مورد بررسی از ۳ آگوست ۲۰۱۳ تا ۲۶ دسامبر ۲۰۱۶ است. این دوره شامل تحولات مختلفی از قبیل ناآرامی و جنگ در خاورمیانه، کاهش شدید و غیر منتظره قیمت نفت به دلایلی همچون کاهش در تقاضا، توافق برجام ۲۷ و توافق اعضای اوپک جهت کاهش تولید نفت به منظور افزایش قیمت نفت بوده و از این جهت مورد توجه قرار گرفته است.

بررسی‌های اولیه نشان می‌دهد نوسانات خوشه‌ای است یعنی ویژگی توزیع مستقل و یکسان و همسانی واریانس نقض می‌گردد. آزمون بربوش گادفری وجود اثرات آرچ و گارچ را تایید می‌کند. همچنین آزمون کلی نگر با برآورد چگالی کرنل بر اساس قاعده مونت کارلو با اعمال وزن پارزن بر وجود اثرات ARCH در متغیر دلالت دارد.

نتایج بررسی نوسانات قیمت نفت با استفاده از مدل MS-GARCH تک و چند رژیمه دلالت بر آن دارد که مدل سه رژیمه برای تبیین رفتار متغیر در دوره مورد بررسی مناسب است.

**واژه‌های کلیدی:** مارکوف سوئیچینگ، الگوی MS-GARCH، پیش بینی قیمت نفت، نوسانات قیمت نفت.

۱- استادیار، مدیریت مالی، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی دانشگاه الزهرا(س)، تهران، ایران. (نویسنده مسئول)  
m.rostami@alzahra.ac.ir

۲- کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا(س)، تهران، ایران

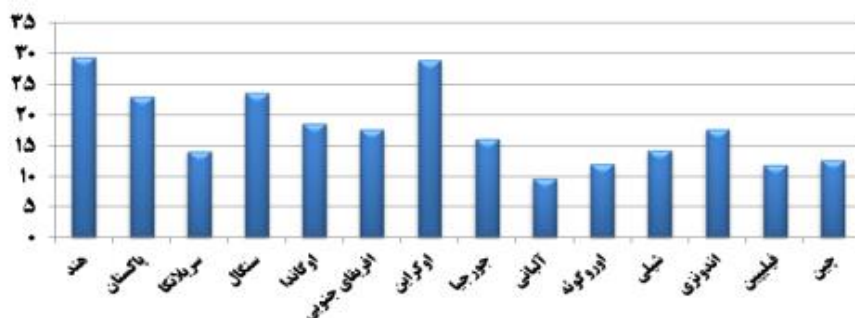
۳- دکتری اقتصادسنجی، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا(س)، تهران، ایران

## ۱- مقدمه

نفت یک کالای استراتژیک به حساب می‌آید که بسیاری از فعالیت‌های تولیدی به آن وابسته است و قیمت نفت خام به عنوان یک متغیر کلیدی نقش بسزایی در سیاست‌ها و ساختار اقتصادی دولت‌ها بازی می‌کند. نوسانات زیاد قیمت نفت به اندازه امنیت و ثبات منطقه‌ای، بر رشد اقتصادی کشورهای واردکننده و صادرکننده اثر می‌گذارد [۱]. علاوه بر این، نفت خام یک کالا با خواص سیاسی و اقتصادی است که قیمت آن تحت تاثیر عوامل زیادی همچون عوامل سیاسی، تغییرات جوی و بحران‌های بازارهای مالی تغییر می‌کند. تغییرات قیمت نفت می‌تواند اثرات متفاوتی بر اقتصاد کشورهای واردکننده نفت (نمودار ۱) و کشورهای عضو اوپک (نمودار ۲) داشته باشد و علت آن را می‌توان در تفاوت زیرساخت بخش‌های اقتصادی، سیاسی هر جامعه و یا در درجه وابستگی بودجه آن کشور به درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت و یا در سیستم پرداخت مالیاتی آن کشورها جستجو نمود. رشد اقتصادی همراه با کندشدن کشف ذخایر جدید انرژی فسیلی منجر به افزایش قیمت حامل‌های انرژی در بازارهای جهانی شده است [۲]. از طرفی شوک‌های قیمتی نفت زمانی اقتصاد را تحت تاثیر قرار می‌دهند که شوکی مشابه به آن در نزدیک‌ترین دوره زمانی اخیر رخ نداده باشد و همچنین تغییرات ساختاری منجر به تحول رابطه بین شوک‌های قیمتی نفت و اقتصاد کشور شده باشد. بر این اساس برای اطلاع از تاثیر شوک‌های قیمتی نفت بر سطح کلی فعالیت‌های اقتصادی، باید قیمت جاری نفت با قیمت یک سال قبل آن (۴ فصل گذشته) مقایسه شود؛ اگر اختلاف بین سطح قیمت جاری و بیشینه (کمینه) قیمت در چهار فصل گذشته بیشتر (کمتر) از صفر باشد، افزایش (کاهش) خالص قیمت نفت با همان شوک مثبت (منفی) قیمتی نفت رخ داده است [۳]. در واقع همیلتون<sup>۱</sup> شوکی را بر اقتصاد تاثیرگذار می‌داند که طی نزدیکترین دوره زمانی (چهار فصل گذشته) تجربه نشده باشد، چراکه در این صورت شوک‌ها پیش‌بینی نشده هستند. درآمدهای نفتی بر اساس میزان صادرات نفت و قیمت جهانی آن تعیین می‌شود. مقدار صادرات حداقل در کوتاه و میان‌مدت به دلیل محدودیت‌های سرمایه‌ای، تکنولوژیکی و همچنین سهمیه تعیین شده از طرف اوپک مقداری ثابت بوده و در مقابل قیمت نفت و تغییرات ناگهانی آن تحت تاثیر تصمیمات و بحران‌های طبیعی و غیرطبیعی است. در نتیجه درآمدهای نفتی عمدتاً همراه با قیمت نفت نوسان می‌کنند و به دنبال آن اقتصاد کشور در معرض بی‌ثباتی قرار می‌گیرد.

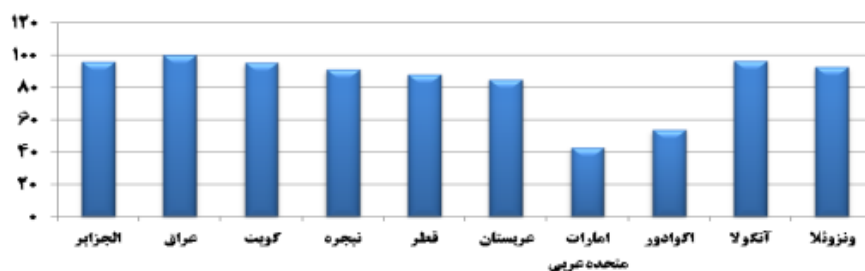
از این رو مدل سازی و پیش بینی صحیح نوسانات قیمت نفت همواره یکی از اهداف اصلی دولت‌ها بوده است که هم بازار کالا و هم بازارهای مالی از منافع آن منتفع می‌شوند. چرا که این مسئله می‌تواند سیاست‌گذاران را در جهت کاهش آثار نامطلوب نوسانات قیمت نفت در جامعه

یاری نماید. این کنترل می‌تواند از طریق تعیین زمان بندی صحیح خرید و فروش نفت در بازارهای جهانی و اطمینان از امنیت اقتصادی، انجام شود.



نمودار ۱- نسبت واردات سوخت به واردات کل.

منبع: گزارشات سالانه بانک جهانی، ۲۰۱۵



نمودار ۲- نسبت صادرات سوخت به صادرات کل.

منبع: گزارشات سالانه بانک جهانی، ۲۰۱۵

در این پژوهش سعی داریم با تحلیل روند نوسانات قیمت نفت بتوانیم الگویی قابل اطمینان برای پیش بینی رفتارهای پرتلاطم و آشوبناک ارایه نماییم.

## ۲- پیشینه پژوهش

تا کنون مطالعات و پژوهش‌های بسیاری در جهت پیش بینی قیمت نفت صورت گرفته است که در ادامه به توضیح برخی از آن‌ها می‌پردازیم.

محمدی الموتی و همکاران به بررسی تعدادی از مدل های مختلف تک رژیم خانواده گارچ و مدل دو رژیمی MRS-GARCH در پیش بینی نوسانات قیمت نفت پرداختند و بر اساس معیار خطای RMSE دقت عملکرد آن را سنجیدند و دریافتند مدل حافظه بلند مدت FIEGARCH در افق های پیش بینی ۱ و ۱۰ روزه نسبت به سایر مدل ها برتری دارد. همچنین نتایج تحقیق نشانگر برتری مدل دو رژیمی مارکوف سوئیچینگ گارچ در افق های ۵ و ۲۲ روزه بود [۴].

با بررسی اثرات تکانه های نفتی بر اقتصاد چهار کشور ایران، اندونزی، کویت و عربستان سعودی با استفاده از یک مدل خود توضیح برداری ساختاری (SVAR)، تکانه قیمت نفت مهمترین منبع نوسانات تولید ناخالص داخلی و واردات در عربستان و ایران شناسایی شد، در حالی که در اندونزی تکانه واردات منبع تغییرات می باشد [۵].

همچنین بررسی تأثیر تکانه های قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM) نشان داد که نوسانات قیمت نفت باعث ۲۰ درصد از نوسانات تولید ناخالص داخلی، ۶۰ درصد از نوسانات سطح عمومی قیمت ها و ۳۰ درصد از نوسانات بیکاری می شود [۶].

در مطالعه ای که به بررسی رابطه بین مصرف انرژی و درآمد واقعی در اقتصاد کشور کره جنوبی در دوره ۱۹۶۰-۱۹۶۱ پرداخته شد، نتایج حاصل یک ارتباط دوطرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی را برای کشور کره نشان می دهد [۲].

گروهی از پژوهشگران روشهای ترکیبی برای پیش بینی قیمت نفت بهره جستند. با استفاده از سیستم تلفیقی AI جهت تلفیق شبکه عصبی، پایگاه قواعد و WTM به منظور پیش بینی قیمت نفت، نتایج نشان داد که این سیستم روشی موثر و منعطف جهت پیش بینی می باشد [۷].

زهره وند و همکاران به مقایسه مدل های SVR و GARCH در پیش بینی بی ثباتی قیمت نفت پرداختند که نتایج حاصل، نشانگر برتری عملکرد SVR نسبت به مدل های GARCH، بر اساس معیارهای MAE، NMSE، TIS می باشد [۸].

شمبارا و روسیتر<sup>۲</sup> با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی و میانگین متحرک های متناوب به پیش بینی قیمت نفت خام در بازارهای آتی پرداختند [۹] و شهبازی و همکاران قیمت نفت را با استفاده از روش متا آنالیز پیش بینی کردند و نتایج حاصل را با سایر روشهای پیش بینی مقایسه کردند. نتایج نشان داد دقت روش متا آنالیز به مراتب بالاتر از سایر روش های خطی و غیر خطی است و کمترین میزان اختلاف با داده های واقعی را دارد [۱۰].

وانگ و همکاران<sup>۳</sup> قیمت نفت خام را بر اساس ترکیبی از مدل‌های خطی و غیرخطی، که خود مدل TEI@I نامیدند، پیش‌بینی و ذکر کردند که این مدل‌ها بر پیش‌بینی با یک شبکه عصبی به تنهایی برتری دارد [۱۱].

یو و همکاران<sup>۴</sup>، از یک شبکه عصبی با چند مرحله یادگیری جهت پیش‌بینی قیمت نفت استفاده کردند؛ که نتایج پیش‌بینی با این روش بسیار رضایت‌بخش بود [۱۲]. داگلاس و همکاران<sup>۵</sup> دریافتند که اختلال‌های موقت در تولید فیزیکی نفت در حال حاضر نقش مهمی در توضیح پویایی تاریخی تغییرات قیمت نفت داشته است [۱۳].

مهرگان و سلمانی، با استفاده از فیلتر HP تکانه‌های نفت را شناسایی کرده و سپس با استفاده از الگوی VAR به این نتیجه رسیدند که امارات و ایران بیشترین وابستگی را به نفت دارند در حالی که اندونزی و اکوادور کمترین وابستگی را دارا هستند [۱۴].

مقدس بیات و شیرین بخشبه این نتیجه رسیدند که بخش‌های مختلف اقتصاد ایران به تکانه‌های نفت واکنش نشان می‌دهند [۱۵]. مطالعه مقدس بیات دلالت بر آن دارد که بازار نفت بر بازار مالی اثر معنی‌داری دارد. این مقاله، ناآرامی بازار سهام چین را با وجود قدرت چین در تجارت بین‌المللی، اثباتی بر ادعای خود دانست. همچنین، نشان می‌داد که اثر نااطمینانی در تقاضای نفت بر بازار مالی کشورهای صادرکننده نفت تا ۷ ماه پایدار است [۱۶].

جوانمرد و فقیدیان دریافتند پیش‌بینی نوسانات نفت خام اوپک با استفاده از مدل پیش‌بینی خاکستری نتایج قابل‌قبولی ارائه می‌دهد [۱۷]. جوانمرد و فقیدیان در پژوهشی دیگر به مقایسه عملکرد مدل‌های خاکستری پرداختند و برای این کار از ابزارهای متداول MAE، MSE و MAPE استفاده کردند. نتایج حاصل حاکی از آن بود مدل چرخشی خاکستری و مدل متداول خاکستری، مدل‌های مناسبی برای پیش‌بینی قیمت نفت محسوب می‌شود و از دقت بالایی برخوردار است [۱۸].

ابونوری و خدادادی دریافتند مدل شبکه‌ی عصبی مصنوعی مبتنی بر الگوریتم GMDH دارای عملکرد قابل‌توجهی در پیش‌بینی قیمت نفت خام ایران داشته و قادر است پیش‌بینی‌های دقیق‌تری نسبت به مدل ARIMA ارائه دهد [۱۹].

همچنین مطالعاتی پیرامون استفاده از شبکه عصبی و سامانه خبره صورت گرفته است. یوسفی و همکاران با استفاده از روش شبکه عصبی مصنوعی (ANN)، پیش‌بینی تقاضای نفت خام در ایران مورد بررسی قرار گرفت. در این مقاله یافته‌های تحقیق با استفاده از مدل مذکور با مدل - ARMARX مقایسه گردید تا میزان دقت پیش‌بینی شبکه عصبی مورد ارزیابی علمی قرار گیرد. نتیجه مطالعه نشان داد که مدل شبکه عصبی مصنوعی از دقت بیشتری در پیش‌بینی تقاضای نفت

خام ایران برخوردار است. همچنین برای اینکه مشخص گردد که متغیرهای مورد استفاده در مدل برای پیش بینی تقاضای نفت خام مناسب می‌باشند همین متغیرها و همین روش‌ها را برای پیش بینی تقاضای نفت خام تعداد پنج کشور منتخب عضو اوپک بکار بردند. یافته‌های تحقیق در این موارد نیز نتیجه قبلی را در مورد ایران تأیید کرده است [۲۰].

مهرگان و سلمانی به بررسی شوک‌های قیمتی پیش‌بینی نشده نفت و رشد اقتصادی در ایران پرداختند که نتایج حاصل از برآورد مدل‌های چرخشی مارکف نشان داد شوک‌های منفی و مثبت پیش‌بینی نشده قیمت نفت در طی زمان، تحت سه الگوی متفاوت رشد اقتصادی را متأثر می‌کند و تأثیر شوک‌های منفی قیمتی بیشتر از تأثیر شوک‌های مثبت هم اندازه است بنابراین تأثیر شوک‌های پیش‌بینی نشده قیمتی نفت بر رشد اقتصادی نامتقارن است [۱۴].

تارک و همکاران<sup>۶</sup> دریافته‌اند اختلاف نظرها در میان پیش‌بینی کنندگان با خطای پیش‌بینی ارتباط مثبت دارد. همچنین با استفاده از اختلاف نظرها در میان پیش‌بینی کنندگان، میزان نوسانات قیمت نفت را اندازه‌گیری کرد که این موضوع به خوبی با نوسانات مشاهده شده دوره گذشته در ارتباط است [۲۱].

### ۳- روش‌شناسی پژوهش

#### • مدل تک رژیم گارچ

با توجه به نظریه بولراسلف<sup>۷</sup> (۱۹۸۶) و سادور اسکای<sup>۸</sup> (۱۹۹۹)، مدل خطی استاندارد GARCH برای بازده قیمت نفت خام<sup>۹</sup> WTI، به شرح زیر مشخص شده است:

$$r_t = \delta + \varepsilon_t; \quad \varepsilon_t = \eta_t \sqrt{h_t}; \quad h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (1)$$

که در آن  $\alpha_0$  و  $\alpha_1$  و  $\beta$  باید به منظور تضمین شرط مثبت بودن وایانس، مثبت باشند و  $\alpha_1 + \beta < 1$  بیانگر تداوم تکانه‌های نوسانات است. بر اساس نظریه کلاس (۲۰۰۲)، هاس و همکاران (۲۰۰۴)، از توزیع  $t$  استیودنت برای  $\varepsilon_t$  بهره می‌بریم.

با این حال، مدل GARCH استاندارد، ذاتاً متقارن است، و نتایج پیش‌بینی با مدل GARCH استاندارد، ممکن است زمانی که به سری زمانی اریب مربوط می‌شود، جانبدارانه شود.

برای حل این مشکل و به منظور در نظر گرفتن اثر اهرم نامتقارن نفت نوسانات قیمت نفت خام، گلوستن و همکاران<sup>۱۰</sup> (۱۹۹۳) مدل GJR-GARCH غیر خطی، و واریانس را ارائه کردند که در معادله (۲) تعریف شده است.

$$H_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 [1 - I_{\{\varepsilon_{t-1} > 0\}}] + \xi \varepsilon_{t-1}^2 I_{\{\varepsilon_{t-1} > 0\}} + \beta_1 h_{t-1} \quad (2)$$

که در آن  $I_{\{\varepsilon_{t-1}>0\}}$  یک تابع شاخص است و اگر  $\varepsilon_{t-1} > 0$  و  $\varepsilon_{t-1} > 0$  ،  $I_{\{\varepsilon_{t-1}>0\}} = 1$  ; در غیر این صورت  $I_{\{\varepsilon_{t-1}>0\}} = 0$  می‌باشد. (یو و همکاران<sup>۱۱</sup> (۲۰۱۵) [۱۸]).

علاوه بر این، با توجه به مدل استاندارد GARCH در معادله (۱) این فرض است که اثر اطلاعات مثبت و منفی متقارن است، که ممکن است به طور کامل با وضعیت بازار تطابق نداشته نباشد.

نلسون (۱۹۹۱) مدل توابع نمایی گارچ (EGARCH) را به منظور در نظر گرفتن ویژگی‌های عدم تقارن موجود در نوسانات قیمت دارایی و لگاریتم واریانس شرطی بازده قیمت نفت خام پیشنهاد داد که در معادله (۳) به توصیف آن می‌پردازیم:

$$\log(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} \right| + \xi \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \beta_1 \log(h_{t-1}) \quad (3)$$

#### • معرفی مدل مارکوف سوئیچینگ

کای (۱۹۹۴)، همیلتن و ساسمل (۱۹۹۴) مدل ARCH مبتنی بر راه‌گزینی رژیم (MS-ARCH) را به عنوان مدل برتر برای مدل‌سازی نوسانات بازار پیشنهاد دادند. همانگونه که گفته شد بولراسلف (۱۹۸۶) مدل GARCH را معرفی نمود. تفاوت اصلی مدل تک رژیم GARCH و مدل چند رژیم MRS-GARCH این است که پارامترهای مدل MRS-GARCH مجازند بین رژیم‌های مختلف در پی فرایند مارکف سوئیچ نمایند. پس از آن تلاش شد تا چهارچوب راه‌گزینی رژیم برای مدل GARCH به نحوی تعریف گردد که قابل محاسبه باشد. چنانچه، فرض گردد که سری زمانی تکانه  $\{\varepsilon_t\}$  به صورت زیر تولید شده باشد:

$$\varepsilon_t = \eta_t \sigma_t \quad \text{و}$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0(\Delta t) + \alpha_1(\Delta t)\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1(\Delta t)\sigma_{t-1}^2 \quad (1)$$

که در آن  $\eta_t \sim \text{iid } N(0,1)$  و  $\{\Delta t\}$  زنجیره مارکف  $k$  بعدی فضا-حالت باشد. با جایگزینی بازگشتی مشروط بر  $\sigma_0^2$ ، معادله (2) به دست می‌آید:

$$\sigma_t^2 = \sum_{i=0}^{t-1} [\alpha_0(\Delta_{t-i}) + \alpha_1(\Delta_{t-i})\varepsilon_{t-1-i}^2] \prod_{j=0}^{i-1} \beta_1(\Delta_{t-j}) + \sigma_0^2 \prod_{i=0}^{t-1} \beta_1(\Delta_{t-i}) \quad (2)$$

این معادله مبین آن است که واریانس  $(\sigma_t^2)$  به تمامی اطلاعات گذشته رژیم‌ها بستگی دارد. در نتیجه چنانچه حجم نمونه  $T$  باشد و تعداد  $k$  رژیم در مدل تعریف شده باشد، برای محاسبه تابع درست‌نمایی نیاز است تا انتگرال بر روی  $k^T$  مسیرهای رژیم غیر قابل مشاهده انجام گیرد.

این محاسبات در عمل غیر ممکن است. گری (۱۹۹۶) توزیع شرطی  $(\varepsilon_t)$  را با استفاده از وزن-هایی مبتنی بر احتمال تغییر رژیم تعریف نمود و واریانس شرطی  $\varepsilon_{t-1}$  را با استفاده از اطلاعات تا زمان  $t-2$  را به قرار زیر تعریف نمود:

$$\eta_{t-1} = \sum_{j=1}^k P_{t-2}(\Delta_{t-1} = j) \sigma_{jt-1}^2 \quad (2)$$

که در آن  $\sigma_{jt-1}^2$  را واریانس  $\varepsilon_{t-1}$  مشروط به  $\Delta_{t-1} = j$  تعریف نمود.  $P_{t-2}$  نیز احتمال آن است که زنجیره در زمان  $t-1$  در وضعیت  $j$  باشد. (مشروط بر اطلاعات تا زمان  $t-2$ ) سرانجام، واریانس هر رژیم به قرار زیر تعریف می گردد:

$$\sigma_{it}^2 = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{1i} \eta_{t-1} \quad (4)$$

به این ترتیب، تابع درست‌نمایی قابل محاسبه می‌باشد.

پس کلاس مدل گری را تعدیل نمود و پیشنهاد کرد به جای  $P_{t-1}(\Delta_{t-1} = j)$  از  $P_{t-2}(\Delta_{t-1} = j)$  استفاده گردد (کلاسن، ۲۰۰۲). در این رابطه فروض زیر مفروض است:

فرض می شود که  $\{\Delta_t\}$  زنجیره مارکف با متغیر حالت فضا معین  $\{1, 2, \dots, k\}$  بوده و ماتریس تبدیل وضعیت با ابعاد  $k \times k$  نافروکاستنی با مولفه  $P_{ij} = P(\Delta_t = j | \Delta_{t-1} = i)$  باشد. به نحوی که:

$$P = [P_{ij}] = [P(\Delta_t = j | \Delta_{t-1} = i)], i, j = 1, \dots, k \quad (5)$$

نابرابری  $\alpha_1, \beta \geq 0$  و همچنین  $\alpha_0 > 0$  برقرار می باشد تا مثبت بودن فرایند واریانس شرطی تضمین گردد.  $\alpha_1$  میزان بزرگی اثر فوری تکانه بر دوره بعدی واریانس شرطی و  $\beta$  منعکس کننده حافظه واریانس در واکنش چنین تکانه ای است.

توزیع مانای زنجیره مارکف با  $[\Pi_{\infty}^1, \dots, \Pi_{\infty}^k]$  نشان داده می شود.

جهت استخراج شروط مانایی برای فرایند تعریف شده، ماتریس زیر تعریف می گردد.

برای استخراج شروط مانایی برای فرایند تعریف شده در معادله 3-1، ماتریس زیر را تعریف می نماییم:

$$M_{ji} = P_{ji}(\beta + \alpha_1 e_i) \quad i, j = 1, 2, \dots, k \quad (4)$$

که در آن  $e_i$ ،  $i$  امین بردار واحد  $k \times 1$  است.

برای نشان دادن نقش ماتریس  $M_{ji}$ ، فرض می شود که  $e_t^{(2)}$  و  $\Delta_{t-1} = j$  معلوم هستند. پس با احتمال  $P_{ji}$ ، فرایند در وضعیت  $i$  در زمان  $t$  خواهد بود. بنابراین:



$$E(\sigma_{t+1}^{(2)} | \Delta_t = I, \sigma_t^{(2)}) = \alpha_0 + (\beta + \alpha_1 e_1^1) \sigma_t^{(2)}, e_{it}^2 = E(\varepsilon_t^2 | \Delta = I, \sigma_t^{(2)}) \text{ و}$$

$$E(\sigma_{t+1}^{(2)} | \Delta_{t-1} = j, \sigma_t^{(2)}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k M_{ji} \sigma_t^{(2)} \quad (5)$$

به منظور استخراج شرط مانایی تمامی ماتریس‌های  $M_{ji}$  را در ماتریس  $k^2 \times k^2$  جمع‌آوری می‌نماییم:

$$M = \begin{bmatrix} M_{11} & M_{21} & \cdots & M_{k1} \\ M_{12} & M_{22} & \cdots & M_{k2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ M_{1k} & M_{2k} & \vdots & M_{kk} \end{bmatrix} \quad (6)$$

اگر  $P_{(0)}$  بزرگترین مقدار ویژه در قدر مطلق یک ماتریس می‌باشد و شرط  $P_M < 1$  برقرار باشد، در آن صورت فرایند تعریف شده مانا می‌باشد.  
اگر شرط  $P_{(M)} < 1$  برقرار باشد، امید ریاضی غیر شرطی  $\sigma_t^{(2)}$  به وسیله معادله زیر محاسبه می‌گردد:

$$E(\sigma_t^{(2)}) = [I_k, \dots, I_k] (I_{k^2} - M)^{-1} (\pi_{\infty} \otimes \alpha_0) \quad (7)$$

و ماتریس غیر شرطی فرایند با معادله زیر محاسبه می‌گردد

$$E(\varepsilon_t^2) = (\text{vec } P)' (I_{k^2} - M)^{-1} \left( \prod_{\infty} \otimes \alpha_0 \right) \quad (8)$$

به منظور استخراج وجود گشتاور رتبه چهارم غیر شرطی (کشیدگی) ماتریس  $Q$ ،  $k^3 \times k^3$  را از زیر ماتریس  $Q_{ji}$ ،  $k^2 \times k^2$  به شرح زیر تعریف می‌نماییم:

$$Q_{ji} = P_{ji} \left( 3(\alpha_1 \otimes \alpha_1) \text{vec}[\text{diag}(e_i)]'^{+(\alpha_1 e_i)} \otimes \beta + \beta \otimes (\alpha_1 e_i) + \beta \otimes \beta \right), i, j = 1, 2, \dots, k \quad (9)$$

چنانچه  $P_{(Q)} < 1$  باشد (بزرگترین مقدار ویژه ماتریس  $Q$ )، در آن صورت فرایند کوریانس مانا خواهد بود و گشتاور غیر شرطی مرتبه چهارم وجود خواهد داشت.

لازم به ذکر است که  $P_M$  و  $P_Q$  برای مدل GARCH با تکانه  $t$  استیودنت به روش زیر برآورد می گردد:

$$P_{(M)} = v(v-2)^{-1}\alpha_{11} + \beta_1 \quad (10)$$

$$P_{(Q)} = 3v^2(v-2)^{-1}(v-4)^{-1}\alpha_{11}^2 + 2v(v-2)^{-1}\alpha_{11}\beta_{11} + \beta_1^2 \quad (11)$$

که در آن  $v$  درجه آزادی می باشد (مقدس بیات (۱۳۹۴) [۷]).

#### • آزمون DM

در این پژوهش از آزمون DM برای گزینش بهترین مدل پیش بینی واریانس شرطی از بین سه مدل برآوردی تک، دو و سه رژیمه استفاده می شود. اگر  $L(r_{t+1}, \text{Var}_{t+1|t})$  تابع زیان تعریف شود، آماره آزمون به صورت زیر محاسبه می گردد:

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{v[d]}}$$

که در آن

$$d_t = L(r_{t+1}, \text{Var}_{t+1|t}^A) - L(r_{t+1}, \text{Var}_{t+1|t}^B)$$

$\bar{d} = R^{-1} \sum_{t=M+1}^{M+R} d_t$  نیز ارزش در معرض خطر،  $M$  تعداد مشاهدات مورد استفاده در مدل،  $R$  تعداد مشاهدات برای ارزیابی مدل و  $\sqrt{v[\sigma]}$  واریانس بلند مدت  $d_t$  است که با استفاده از برآوردگر کواریانس HAC به دست آمده است.

#### • LC - KS

با توجه به این که چگالی پیش بینی دو معیار ارزش در معرض خطر ۱۲ و کسری بازده انتظاری ۱۳ را در بر می گیرد و می تواند مبنای ارزیابی قدرت پیش بینی مدل باشد، در این پژوهش از قضیه تبدیل انتگرال احتمال به قرار زیر استفاده می گردد:

فرض می شود که  $X$  دارای  $Cdf$  بوده و در نتیجه  $y = F_x(x)$  تعریف می گردد. برای هر  $y$  فرض می شود که  $y \in (0,1)$  باشد. در نتیجه:

$$\begin{aligned} F_y(y) &= \Pr(y \leq y) = \Pr(F_x(x) \leq y) \\ &= \Pr(F_x^{-1}(F_x(x)) \leq F_x^{-1}(y)) \\ &= \Pr(X \leq F_x^{-1}(y)) \\ &= F_x(F_x^{-1}(y)) \\ &= y \end{aligned}$$

سپس از آزمون KS استفاده می‌شود تا ویژگی توزیع مدل‌ها مورد بررسی قرار گیرد.

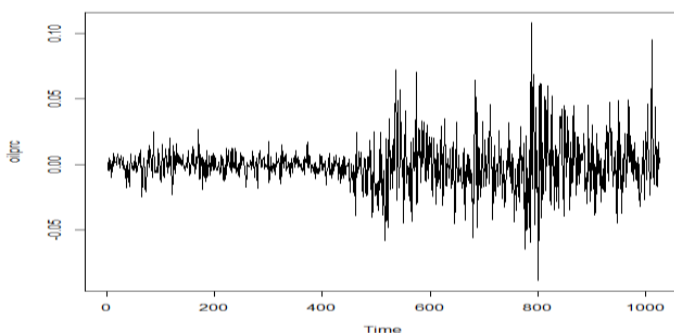
#### • برآورد الگو با رهیافت بیزی

در رهیافت بیزی، تبیین الگو با تابع درست‌نمایی و توزیع پیشین پارامترها صورت می‌گیرد. توزیع پیشین  $p(\theta)$ ، به اطلاعات در مورد پارامترها پیش از مشاهده داده‌ها، اطلاق می‌گردد. در تابع درست‌نمایی  $L(\theta; y)$ ، از اطلاعات داده‌ها استفاده شده و در نهایت باورهای پیشین با اطلاعات داده‌ها، به روز شده و توزیع پسین حاصل می‌گردد. بدین ترتیب، در تابع درست‌نمایی  $L(\theta; y)$ ، از اطلاعات داده‌ها استفاده شده و در نهایت از باورهای پیشین و اطلاعات داده‌ها، توزیع پسین به صورت زیر حاصل می‌گردد:

$$p(\theta|y) \propto L(\theta; y)p(\theta)$$

#### ۴- نتایج تجربی

در این تحلیل از مشاهدات با فراوانی روزانه استفاده شده است. مشاهدات مزبور از پایگاه اطلاعاتی سازمان اوپک گردآوری شده است. بدین ترتیب حجم نمونه شامل ۱۰۲۵ داده روزانه می‌باشد. بازده سری‌های زمانی به صورت  $r_{it} = 100 * \ln(p_{it}/p_{it-1})$  محاسبه گردیده است که در آن  $P$  قیمت سری زمانی می‌باشد. در نمودار ۳ بازده قیمت نفت ارائه شده است. همانگونه که مشاهده می‌گردد، الگوی نوسانات متغیر در برخی از دوره‌ها خوشه‌ای<sup>۱۴</sup> می‌باشد. بدین معنا که نوسانات کوچک به دنبال نوسانات کوچک و نوسانات بزرگ به دنبال نوسانات بزرگ رخ می‌دهد. این پدیده از ویژگی‌های بارز بازارهایی است که به اخبار و وقایع حساس بوده و واکنش نشان می‌دهند. خوشه‌ای بودن نوسانات بر دو امر دلالت دارد. نخست، نقض ویژگی توزیع مستقل و یکسان<sup>۱۵</sup> سری‌های زمانی و دوم بر ناهمسانی واریانس شرطی.



نمودار ۳- بازده قیمت سبد نفتی اوپک

ویژگی های آماری سری های زمانی مذکور در جدول ۱ ارائه شده است. آماره های توصیفی نشان می دهد که متغیر به طور متوسط از رشد منفی و نوسان نسبی برخوردار بوده است. آماره مازاد کشیدگی، میزان تفاوت کشیدگی متغیر را نسبت به کشیدگی توزیع نرمال نشان می دهد. بر اساس مقادیر این آماره، توزیع متغیر قیمت نفت از نرمال بیشتر بوده است. آماره چولگی نیز بر توزیع نامتقارن متغیر دلالت دارد. این آماره نشان می دهد که توزیع متغیر چوله به راست می باشد.

جدول ۱ - آماره های توصیفی بازده روزانه

آماره	نفت
میانگین	-۰,۰۰۰۷۱۷۷۱۵۸
واریانس	-۰,۰۰۰۳۲۵۷۷۹۴
چولگی	۰,۶۲۵۱۴۰۱
فزونی کشیدگی توزیع نسبت به توزیع نرمال	۷,۴۳۱۶۴
آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم یافته <sup>۱۶</sup>	۰,۶۸۶۲ - پی-مقدار: ۱,۱۷۶۹۳۶
آزمون خودهمبستگی بریوش گادفری (LM) <sup>۱۷</sup>	۰,۶۲۰۲۲,۷۹ پی-مقدار: ۰
آزمون نرمال پذیری اندرسن-دارلینگ <sup>۱۸</sup>	۲۰,۸۵۹ پی-مقدار: $2.2 * 10^{-16}$
آزمون کلی نگر(ناهمسانی واریانس شرطی)(در وقفه ۳۰))	۱۸۴,۰۰۱۹ پی-مقدار: ۰

پس از شناسایی ویژگی های آماری و قبل از ساخت مدل، ابتدا آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته را انجام دادیم و دریافتیم سری زمانی ناماناست. سپس انجام آزمون بریوش گادفری (LM) و آزمون کلی نگر<sup>۱۹</sup> برای وجود اثرات آرچ ضروری است. در این پژوهش به منظور استوار سازی<sup>۲۰</sup> آزمون کلی نگر، مقادیر پی-مقدار<sup>۲۱</sup> به روش نا پارامتری با برآورد چگالی کرنل بر اساس قاعده مونت کارلو با اعمال وزن پارزن<sup>۲۲</sup> بر تابع خودهمبستگی انجام شده است. نتایج آزمون بریوش گادفری و کلی نگر در جدول ۲ ارائه شده است. نتایج آزمون LM بر وجود اثرات آرچ و گارچ دلالت دارد و نتایج آزمون کلی نگر نیز وجود ناهمسانی واریانس شرطی در بازده متغیر را تایید می کند.

##### ۵- برآورد مدل ها و مقایسه آنها با یکدیگر

پس از بررسی ویژگی های آماری متغیر سه مدل GARCH، MS - GARCH(2) و MS- GARCH(3) با رهیافت بیزی برآورد گردیده و سپس مقایسه شدند. زیرا گزینش مدل مناسب

برای پیش‌بینی نوسانات بازار نفت هدف این پژوهش می‌باشد. بازار نفت به تحولات بین‌المللی حساس بوده و تغییر رفتار متغیر طی دوره زمانی محتمل است. بر این اساس مدل‌های تک، دو و سه‌رژیمی از نوع GARCH با مورد آزمون قرار می‌گیرد تا تبیین مناسبی برای متغیر انتخاب شود. نتایج مدل‌های برآوردی در ضمیمه ارائه شده است. پس از برآورد، گزینش بهترین مدل پیش‌بینی بر اساس آزمون‌های LC - KS و DM صورت گرفته است. در ادامه به ارائه نتایج می‌پردازیم.

جدول ۲- نتایج آزمون LC-KS

مقیاسه مدل‌ها	آماره آزمون LC-KS	پی - مقدار
GARCH	۰,۰۲۶۸۶	۰,۴
MS-GARCH(2)	۰,۲۵۳۹	۰,۵
MS-GHARCH(3)	۰,۰۱۶	۰,۹

نتایج LC-KS به خوبی برازش هر سه مدل دلالت دارد. جدول ۳ نتایج آزمون DM را نشان می‌دهد. این جدول دلالت بر آن دارد که مدل MS-GARCH(3) بر سایر مدل‌ها از نوع GARCH برتری دارد.

جدول ۳- مقایسه مدل‌ها بر اساس آزمون DM

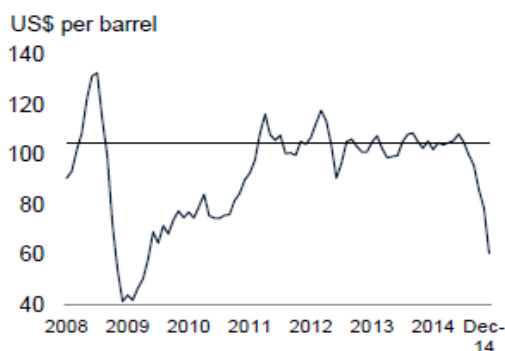
مقیاسه مدل	آماره آزمون DM
MS-GARCH(3) با GARCH	۲۴,۹۹
GARCH با MS-GARCH(2)	-۳۰,۵۴۱
MS-GARCH(2) با MS-GARCH(3)	-۴۳,۷۶۷

بر این اساس، مدل MS\_GARCH(3) برای پیش‌بینی نوسانات قیمت سبد نفتی اوپک در دوره مورد بررسی مناسب ارزیابی می‌گردد.

## ۶- نتیجه‌گیری و بحث

پیش‌بینی قیمت این کالای استراتژیک هم برای کشورهای صادرکننده و هم واردکننده ضروری است و می‌تواند کمک شایانی به بهبود روند رشد اقتصادی آنها نماید. در این مقاله، پیش‌بینی نوسانات قیمت سبد نفتی اوپک با استفاده از رهیافت راه‌گزینی رژیم مورد بررسی قرار گرفت

که در آن اطلاعات قیمت نفت خام از ۳ آگوست ۲۰۱۳ تا ۲۶ دسامبر ۲۰۱۶ مورد تحلیل قرار گرفت. این دوره زمانی همزمان با شروع به کار دولت یازدهم بوده که با تحولات مهم داخلی و خارجی همراه بوده است. از وقایع داخلی در این دوره زمانی می توان به نرخ شتابنده تورم و رشد اقتصادی منفی در ابتدای دوره، اجرای سیاست انقباضی در جهت مهار تورم و اعمال سیاست ارزی به منظور برگرداندن ثبات به بازار ارز اشاره نمود و لزوم بازنگری اقتصاد در راستای حرکت به سمت اقتصاد مقاومتی و تلاش برای کاهش وابستگی اقتصاد به نفت از دیگر رخداد های داخلی است. علاوه بر آن این دوره با تحولات بین المللی از جمله نا آرامی و جنگ در خاورمیانه، کاهش شدید و غیر منتظره قیمت نفت به دلایلی همچون کاهش در تقاضا، توافق برجام<sup>۲۳</sup> و توافق اعضای اوپک جهت کاهش تولید نفت به منظور افزایش قیمت نفت نام برد. این کاهش قیمت نفت منجر به کاهش موقت در سطح جهانی (در کشورهای صادر کننده و کشورهای وارد کننده نفت) می-انجامد، چرا که نیاز به پرداخت یارانه سوخت با کاهش قیمت نفت کاهش یافته و کشورها می توانند اصلاحاتی را در این زمینه با کمترین اثر بر مصرف کننده اعمال نمایند همچنین هزینه تولیدهایی که مواد اولیه آن نفت می باشد از جمله پتروشیمی و آلومینیوم<sup>۲۴</sup> کاهش می یابد. از طرفی داده های نفتی موجود نشان می دهد ذخایر نفتی شناور ایران از سپتامبر سال گذشته تاکنون به نصف کاهش یافته است و همین امر طی دی ماه سال ۱۳۹۵ قیمت نفت را بالا برده است (ارانیکو، ۱۳۹۵) همچنین در توافق جمعی کشورهای اوپک در اجلاس ۳۰ نوامبر سال ۲۰۱۶ (۱۰ آذر ۱۳۹۵) باعث افزایش قیمت نفت خام گردید که تا قبل از آن یک دوره ثبات چهار ساله و یک کاهش را تجربه کرده بود (نمودار ۳). مجموعه این وقایع این دوره را حائز اهمیت می نماید.



نمودار ۳- دوره پایداری ۴ ساله قیمت نفت در حدود ۱۰۵ دلار

این تحقیق با استفاده از مدل MS-GARCH تک و چندرژیمه به برآورد نوسانات قیمت نفت پرداخته است. بر اساس یافته‌های این پژوهش، بررسی ویژگی‌های آماری متغیر حاکی از آن است که توزیع متغیر قیمت نفت چوله می‌باشد. نتایج آزمون کلی نگر نیز بر وجود ناهمسانی واریانس شرطی در بازده متغیر دلالت دارد. همچنین بنا بر نتایج الگو، مدل سه رژیمه برای تبیین رفتار متغیر در دوره مورد بررسی، مورد قبول قرار گرفت.

## فهرست منابع

- \* ابریشمی حمید، معینی علی، احراری مهدی، وهرامی ویدا. پیش بینی قیمت نفت با استفاده از سامانه خبره تلفیقی. پژوهشنامه اقتصاد کلان. پاییز ۱۳۹۳، شماره ۱۷، صفحات ۳۶-۱۳.
- \* ابونوری عباسعلی، خدادادی ناهید. مقایسه عملکرد مدل‌های رگرسیونی ARIMA و شبکه عصبی بالگوریتم ژنتیک (GMDH) در پیش بینی قیمت نفت خام ایران. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. تابستان ۱۳۹۱، شماره ۱۱، صفحات ۶۲-۴۳.
- \* آماده، حمید. تحلیل تقاضای انرژی در بخش کشاورزی ایران. پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران. سال ۱۳۹۲، دوره ۲، شماره ۸، صفحات ۴۳-۲۱.
- \* جوانمرد حبیب الله، فقیدیان سیده فاطمه. پیش بینی قیمت نفت خام اوپک با بکارگیری مدل پیش بینی خاکستری. فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی. پاییز ۱۳۹۳، شماره ۲۷، صفحات ۱۱۴-۹۱.
- \* جوانمرد حبیب اله، فقیدیان سیده فاطمه. مقایسه عملکرد مدل های پیش بینی خاکستری با هدف پیش بینی قیمت نفت خام. مجله تحقیق در عملیات در کاربردهای آن. زمستان ۱۳۹۴، شماره ۴۷، صفحات ۹۷-۸۳.
- \* زهره وند نفیسه، صادقی فر مجید، بشیری حسن، زهره وند یونس. مقایسه مدل های SVR و GARCH در پیش بینی بی ثباتی قیمت نفت. فصل نامه ی مطالعات اقتصاد انرژی. پاییز ۱۳۹۱، شماره ۳۴، صفحات ۱۶۰-۱۳۷.
- \* شهبازی کیومرث، سلیمان صلاح. پیش بینی قیمت نفت با استفاده از روش متا آنالیز. فصلنامه ی مطالعات اقتصاد انرژی. زمستان ۱۳۹۴، شماره ۴۷، صفحات ۹۳-۶۷.
- \* شیرین بخش شمس الله، مقدس بیات مریم. بررسی اثرات متقارن و نامتقارن شوک های نفتی بر ارزش افزوده بخش های کشاورزی و خدمات ایران. فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی. پاییز ۱۳۸۹، شماره ۲۶، صفحات ۲۰-۱.
- \* محمدی الموتی محمود، حدادی محمدرضا، نادمی یونس. مدل‌سازی و ارزیابی پیش بینی مدل های مختلف حافظه کوتاه مدت، حافظه بلند مدت، مارکوف سوئیچینگ و هایپربولیک گارچ در پیش بینی نوسانات قیمت نفت خام اوپک. مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار. بهار ۱۳۹۷، شماره ۳۴، صفحات ۲۷۲-۲۴۹.
- \* مقدس بیات مریم، شیرین بخش ماسوله شمس اله. بررسی ساختار وابستگی پویا و کرانه ای بازار مالی ایران بر اساس الگوی copula-GARCH بارویکرد نیمه پارامتری. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار. بهار ۱۳۹۵، شماره ۲۹، صفحات ۵۷-۷۰.



- \* مقدس بیات، مریم. تحلیل علی‌گرنجر در الگوهای میانگین و واریانس شرطی؛ مطالعه موردی بازار مالی ایران. رساله دکترا. دانشگاه الزهراء(س). سال ۱۳۹۴.
- \* مهرگان نادر، سلمانی یونس. شوک‌های قیمتی پیش‌بینی نشده نفت و رشد اقتصادی در ایران: کاربردی از مدل‌های چرخشی مارکف. پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران. پاییز ۱۳۹۳، شماره ۱۲، صفحات ۲۰۸-۱۸۳.
- \* هادیان ابراهیم، پارسا حجت. بررسی نوسانات قیمت نفت بر عملکرد اقتصاد کلان در ایران. پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی. پاییز ۱۳۸۵، شماره ۲۲، صفحات ۱۳۲-۱.
- \* یوسفی محمدقلی، محمدی تیمور، معرف زاده نوید. پیش‌بینی مقدار تقاضای نفت خام در ایران با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی (ANN) و مدل ARMAX. فصلنامه اقتصاد انرژی ایران. تابستان ۱۳۹۲، شماره ۷، صفحات ۱۴۷-۱۷۰.
- \* Douglas Laxton, Susanna Mursula, Jack Selody (2015), "The future of oil: Geology versus technology", *International Journal of Forecasting* 31, pp.207-221.
- \* Hamilton, J.D. (1996), "This is What Happened to the Oil Price-Macro Economy Relation Ship?", *Journal of Forecasting* 32, pp.1178-1192.
- \* Shambora W.E. and Rossiter R (2007). Are there exploitable inefficiencies in the futures market for oil? *Energy Economics* vol. 29, pp. 18-27.
- \* Tarek Atalla, Fred Joutz, Axel Pierru(2016). " Does disagreement among oil price forecasters reflect volatility? Evidence from the ECB surveys". *International Journal of Monetary Economics*, vol.38, pp.215-220.
- \* Wang S, Yu L, Lai K.K (2005). "Crude Oil Price Forecasting with TEI@I Methodology". *Journal of Systems Science and Complexity*; (2)18, pp.145-166.
- \* Wu, G., Zhang, Y.J.( 2014). "Does China factor matter? An econometric analysis of international crude oil prices". *Energ Policy* 72, pp.78-86.
- \* Yu L, Lai K.K, Wang S, He K (2007). "Oil Price Forecasting with an EMD – BASED Multistage Neural Network Learning Paradigm". *Lecture Notes in computer science*; 4489; 925-932
- \* Zhang, Y. J., Yao, T., & He, L. Y. (2015). Forecasting crude oil market volatility: can the Regime Switching GARCH model beat the single-regime GARCH models?. *arXiv preprint arXiv:1512.01676*.

## یادداشت‌ها

<sup>1</sup> Hamilton

<sup>2</sup> Shambora and Rossiter

<sup>3</sup> Wang et al.

<sup>4</sup> Yu et al

<sup>5</sup> Douglas et al

<sup>6</sup> Tarek Atalla et al

<sup>7</sup> Bollerslev

<sup>8</sup> Sadorsky

<sup>۹</sup> نفت وست تگزاس اینتر میدیت

<sup>10</sup> Glosten

<sup>11</sup> YUE et al

<sup>12</sup> Value at risk

<sup>13</sup> expected short fall

<sup>14</sup> clustering

<sup>15</sup> independently and identically distributed

<sup>16</sup> Augmented Dickey-Fuller test

<sup>17</sup> Breusch-Godfrey

<sup>18</sup> Anderson-Darling

<sup>19</sup> Portmanteau

<sup>20</sup> robust

<sup>21</sup> P-value

<sup>22</sup> Parzen weight

<sup>۲۳</sup> برنامه جامع اقدام مشترک

<sup>۲۴</sup> در میان فلزات اساسی قیمت آلومینیوم و نفت نیز دارای وابستگی زیاد است چراکه ۳۵ درصد هزینه‌های تولید آلومینیوم را انرژی تشکیل می‌دهد و حدود ۲ درصد کل تولید نفت جهان برای تولید آلومینیوم استفاده می‌شود.