

## محاسبه‌ی ارزش در معرض خطر قیمت سبده نفتی اوپک با استفاده از مدل‌های حافظه‌ی بلندمدت گارچ

غلامرضا اسلامی بیدگلی

دانشیار دانشکده‌ی مدیریت دانشگاه تهران gheslami@ut.ac.ir

رضا راعی

دانشیار دانشکده‌ی مدیریت دانشگاه تهران raei@ut.ac.ir

سحر کمال زاده\*

دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت مالی، دانشکده‌ی مدیریت دانشگاه تهران

saharkamalzadeh2009@gmail.com

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۴/۲۵ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۲/۲۵

### چکیده

در این تحقیق عملکرد روش پارامتریک در پیش‌بینی مقادیر ارزش در معرض خطر در قیمت سبده نفتی اوپک مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور، پس از محاسبه‌ی مقادیر ارزش در معرض خطر یک روزه و ده روزه با استفاده از برخی مدل‌های خانواده حافظه‌ی بلندمدت گارچ مانند FIGARCH، HYGARCH و FIEGARCH بر روی سه توزیع آماری نرمال،  $t$ ، استیودنت و  $t$  استیودنت چوله، نتایج به‌دست آمده با استفاده از آزمون‌های کوپیک و صدک پویا، در سطوح اطمینان پایین و بالا مورد مقایسه و تحلیل قرار می‌گیرند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهند که دنباله‌ی پهن و خاصیت حافظه‌ی بلندمدت در نوسانات بازدهی قیمت در سبده نفتی اوپک وجود دارد، پیش‌بینی مقادیر ارزش در معرض خطر یک روزه و ده روزه با استفاده از توزیع چوله از دقت و عملکرد بالاتری برخوردار است. و در نهایت، مدل FIEGARCH در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر در هر دو بازه‌ی ۱ و ۱۰ روزه بهتر از سایر مدل‌ها عمل می‌کند.

طبقه‌بندی JEL: C22، C13، G32

کلید واژه: ارزش در معرض خطر، حافظه‌ی بلندمدت، مدل‌های گارچ، سبده نفتی اوپک

\*- نویسنده‌ی مسئول

## ۱- مقدمه

هر فعالیت اقتصادی با درجه‌ای از ریسک همراه است، ریسک را نمی‌توان کاملاً حذف کرد، بنابراین نگرش علمی به مسئله‌ی ریسک همانا مدیریت آن است. در حقیقت بنگاه‌ها و فعالان بازار بایستی به جای حذف ریسک، به ایجاد زمینه‌هایی برای مدیریت بهینه‌ی آن بپردازند. در این پژوهش به بررسی ریسک در بازارهای نفت پرداخته شده است. بازارهای نفت زیر مجموعه‌ی بازارهای کالا<sup>۱</sup> هستند و بازارهای کالایی نیز بخشی از بازارهای مالی محسوب می‌شوند در نتیجه روش‌ها و الگوهای مربوط به مدیریت ریسک در این بازارها از دیدگاه ساختار ریاضی و آماری معمولاً مشابه مدیریت ریسک در سایر بازارهای مالی مانند بازارهای ارز، سهام و نرخ بهره می‌باشد.

پیش‌بینی قیمت‌های انرژی، اندازه‌گیری و مدیریت ریسک مرتبط با نوسانات آن‌ها مسئله‌ای مهم برای مشارکت‌کنندگان در بازارهای انرژی می‌باشد، از این‌رو در طول دهه‌های گذشته مدل‌های پیش‌بینی، تکنیک‌های اندازه‌گیری ریسک و ابزارهای ایمن‌سازی<sup>۲</sup> بسیاری توسعه یافته‌اند (کابدو و مویا<sup>۳</sup>، ۲۰۰۹). با پیشرفت مهندسی مالی و ابداع ابزارهای مالی جدید فرصت‌های ایمن‌سازی در برابر نوسانات قیمت و ریسک‌های حاصل از آن در بازارهای بین‌المللی بیش از پیش فراهم شده است از جمله‌ی این فرصت‌ها می‌توان به پیمان‌ها و یا قراردادهای آتی<sup>۴</sup>، اختیار معامله‌ها<sup>۵</sup> بر روی کالاها، مختلف از جمله نفت اشاره کرد. از جمله ملزومات استفاده‌ی بهینه از این ابزارها تخمین درستی از قیمت دارایی مبنای این فرصت‌ها و هم‌چنین نوسانات احتمالی آن‌هاست. از سویی به واریانس به عنوان معیار اندازه‌گیری نوسان قیمت‌ها انتقاداتی وارد است (رادپور، عبده تبریزی، ۱۳۸۰)، از جمله این‌که وقتی که توزیع بازدهی دارایی‌ها متقارن نباشد واریانس نمی‌تواند ریسک دارایی را به طور درست نشان دهد. در این حالت معیارهایی که ریسک نامطلوب را اندازه‌گیری می‌کنند عملکرد بهتری خواهند داشت که مهم‌ترین آن‌ها ارزش در معرض خطر<sup>۶</sup> می‌باشد. ارزش در معرض خطر حداکثر زیان احتمالی پرتفوی را در یک دوره‌ی زمانی مشخص با بیان کمی ارائه می‌دهد (راعی، سعیدی، ۱۳۸۷)، به بیان دیگر حداکثر زیانی است که کاهش

- 1- Commodity Markets
- 2- Hedging
- 3- Cabedo and Moya
- 4- Futures
- 5- Options
- 6- Value at risk

ارزش سبب دارائی برای دوره‌ی معینی در آینده، با ضریب اطمینان مشخصی از آن بیش تر نمی‌شود. به صورت ریاضی ارزش در معرض خطر را می‌توان به شکل زیر نشان داد:

$$\Pr \{P_0 - P_1 \geq \text{VaR}\} \leq \alpha$$

رابطه‌ی بالا بیان می‌دارد که احتمال این که کاهش ارزش سبب دارایی در دوره آتی بیش از ارزش در معرض ریسک باشد حداکثر برابر  $\alpha$  است (رادپور، عبده تبریزی، ۱۳۸۸). از آن جا که نفت یک کالای استراتژیک است و قیمت آن به شدت تحت تأثیر عوامل بازار قرار می‌گیرد برای محاسبه‌ی ریسک آن می‌توان از معیار ارزش در معرض خطر استفاده کرده و در این تحقیق تلاش شده است تا مناسب ترین روش برای محاسبه‌ی این مقدار یافت شود.

براین اساس در بخش ۲، مروری بر مطالعات پیشین، بخش ۳، روش شناسی تحقیق، بخش ۴، نتایج تحقیق و بخش ۵، نتیجه گیری و پیشنهادات ارائه می‌گردد.

## ۲- سیری در نوشتارهای پیشین

برونتی و گیلبرت<sup>۱</sup> (۲۰۰۰)، به مدل سازی نوسان در دو بازار نفت خام مرتبط NYMEX<sup>۲</sup> و IPE<sup>۳</sup> پرداخته‌اند. نتایج مطالعات آن‌ها وجود هم انباشتگی کسری درجه‌ی اول<sup>۴</sup> را در نوسان قیمت‌های نفت در دو بازار تأیید کرده است. ویلاسوسو<sup>۵</sup> (۲۰۰۲)، با استفاده از داده‌های مربوط به ۵ نرخ ارز نشان می‌دهد که مدل‌های FIGARCH<sup>۶</sup> در مقایسه با سایر مدل‌های GARCH<sup>۷</sup> برای پیش‌بینی یک روزه و ده روزه تلاطم عملکرد بهتری دارند، اما مطالعات زومباچ<sup>۸</sup> (۲۰۰۲)، نشانگر وجود عدم تفاوت بین مدل‌های حافظه‌ی بلندمدت و حافظه‌ی کوتاه مدت می‌باشند. (کشاوری حداد، صمدی ۱۳۸۸). چن و یوب<sup>۹</sup> (۲۰۰۴)، از شش شاخص اصلی بورس سهام شرق آسیا و آمریکا برای نشان

- 1- Brunetti and Gilbert
- 2- New York Mercantile Exchange
- 3- London International Petroleum Exchange
- 4- common order of fractional integration
- 5- Vilasuso
- 6- Fractional Integrated Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity
- 7- Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity
- 8- Zumbach
- 9- Chena and Yub

دادن حافظه‌ی بلندمدت میانگین و واریانس شرطی اثر شوک‌های گذشته و رفتار غیرممتقارن تلاطم استفاده کرده و نتیجه گرفته‌اند که مدل‌های ARFIMA-TGARCH<sup>۱</sup> و TGARCH<sup>۱</sup> پیش‌بینی دقیق‌تری دارند. دگیاناکیس<sup>۲</sup> (۲۰۰۴)، توانایی پیش‌بینی مدل‌های مختلف ریسک جهت تخمین ارزش در معرض خطر در بازه‌ی زمانی یک روزه را مورد بررسی قرار داده و نتیجه‌گیری کرده است که مدل FIPARCH<sup>۳</sup> با توزیع تی - استیودنت چوله، به دلیل آن که رفتارهای قیمتی را بهتر در نظر می‌گیرد، مناسب‌تر است. چونگا و شاری<sup>۴</sup> (۲۰۰۶)، تلاطم شاخص سهام کوالامپور در بازه‌ی زمانی ۱۹۹۱ تا ژانویه‌ی ۱۹۹۷ را بررسی کرده‌اند، در این تحقیق اثرات بلندمدت شوک قیمتی شدید سهام در بحران مالی ۱۹۹۷ جنوب شرق آسیا مورد بررسی قرار گرفته و برای نشان دادن اثرات بلندمدت شوک‌ها از مدل‌های متقارن و غیرممتقارن بلندمدت GARCH استفاده شده است. آن‌ها از مدل‌های FIGARCH و مدل FIAPARCH<sup>۵</sup> استفاده کردند و هر دو مدل توضیح خوبی از رفتار متلاطم شاخص سهام مالزی، نسبت به مدل GARCH ارائه داده‌اند. تانگ و شی<sup>۶</sup> (۲۰۰۶)، وجود پدیده‌ی حافظه‌ی بلندمدت را در بازارهای آتی ۳ شاخص سهام S&P 500<sup>۷</sup>، NASDAQ 100<sup>۸</sup> و داو جونز بررسی کرده و نشان داده‌اند که در مورد هر سه شاخص مدل HYGARCH<sup>۹</sup> با توزیع تی استیودنت چوله عملکرد بهتری دارد. کانگ و یون<sup>۱۰</sup> (۲۰۰۸)، به بررسی اثر بخشی مدل‌های تخمین نوسان برای سه نوع نفت خام برنت، WTI و دبی پرداختند، آن‌ها ویژگی وجود حافظه‌ی بلندمدت در روند قیمتی این سه نوع نفت را مورد بررسی قرار داده و نتیجه گرفته‌اند که مدل‌های CGARCH و FIGARCH نسبت به مدل‌های GARCH و IGARCH<sup>۱۱</sup> عملکرد بهتری دارند. کشاورز و صمدی (۱۳۸۸) نیز با استفاده از روش‌های گارچ، تلاطم موجود برای شاخص قیمت بورس تهران را برآورد کرده‌اند و با توجه به وجود علائم حافظه‌ی بلندمدت برای تبیین میانگین شرطی، از مدل ARFIMA و برای واریانس

- 1- Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average-Threshold GARCH
- 2- Degiannakis
- 3- Fractional Integrated Asymmetry Power Arch
- 4- Cheonga and Shaari
- 5- Fractional Integrated APARCH
- 6- Tang and Shieh
- 7- Standard & Poors
- 8- National Association of Securities Dealers Automated Quotations
- 9- Hyperbolic GARCH
- 10- Kung and Yun
- 11- Integrated Garch

شرطی، در کنار مدل‌های با حافظه‌ی کوتاه مدت از مدل با حافظه‌ی بلندمدت FIGARCH استفاده کرده‌اند. بر طبق نتایج می‌توان گفت مدل FIGARCH در سطح معنی داری ۰.۰۵٪ بهترین عملکرد را در میان مدل‌های CGARCH داشته است. آلوی و مبروک<sup>۱</sup> (۲۰۰۹)، ارزش در معرض خطر را برای بازه‌ی زمانی یک روزه به کمک مدل‌های GARCH، HYGARCH، FIPARCH و FIGARCH برای نفت خام WTI<sup>۲</sup> و محصولات گازوئیلی NYHCGR<sup>۳</sup> و RCGR<sup>۴</sup> در بازه‌ی زمانی ۱۹۸۶-۲۰۰۷ محاسبه محاسبه کردند. نتایج تحقیقات آن‌ها نشان می‌دهد که مدل FIAPARCH با توزیع تی-استیودنت چوله بهتر از سایر مدل‌ها عمل می‌کند.

### ۳- روش شناسی تحقیق

#### مدل‌های حافظه‌ی بلندمدت گارچ

#### مدل خودرگرسیون ناهمسانی واریانس شرطی هم‌انباشته

#### کسری $FIGarch(p,d,q)$

در بسیاری از تحقیقات انجام شده، تأثیرات شوک‌ها مدت زمانی طول می‌کشد تا ناپدید شود. بالی و همکاران<sup>۶</sup> (۱۹۹۶)، مدل FIGarch را به منظور پوشش حافظه‌ی بلندمدتی که در نوسان بازدهی سهام و نرخ مبادله ارز مشاهده می‌شود ارائه کردند. برخلاف سری زمانی  $I(0)$  که شوک‌ها با یک نرخ نمائی از بین می‌روند و یا سری‌های  $I(1)$  که در آن بازگشت به میانگین وجود ندارد، شوک‌ها در سری‌های زمانی  $I(d)$  با  $0 < d < 1$  با یک نرخ‌های پربولیک آرام ناپدید می‌شوند.

مدل  $FIGarch(p,d,q)$  به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$[\phi(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)](\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2) \quad (۱)$$

#### مدل خود رگرسیون ناهمسانی واریانس شرطی هیبربولیک (HYGARCH)

رفتار غیر منتظره‌ی مدل FIGARCH بیش از آن که به دلیل تناقضات درونی مدل باشد، به دلیل محدودیت دامنه‌ی نوسان ۱ واحدی آن است. در مجموع می‌توان چنین

- 
- 1- Aloui and Mabrouk
  - 2- West Texas Intermediate
  - 3- New York Harbor Conventional Gasoline Regular
  - 4- Rotterdam Conventional Gasoline Regular
  - 5- Fractionally Integrated Garch
  - 6- Ballie et al

محدودیتی را در قالب برخی از مدل‌هایی که قابلیت تست کردن چنین محدودیت‌هایی را دارند در نظر گرفت و یا این‌که می‌توان دامنه‌ی نوسان ۱ واحدی و حافظه‌ی بلندمدت را جدا از هم آزمون کرد. با در نظر گرفتن چنین ملاحظاتی، دیویدسون (۲۰۰۴)، مدل جدیدی را به نام HYGarch ارائه داده است.

$$\theta(L) = 1 - \frac{\delta(L)}{\beta(L)}(1 + \alpha((1-L)^d - 1)) \quad (2)$$

که در آن  $\alpha$  و  $d$  مثبت هستند، در مدل FIGarch و مدل گارچ ایستا میزان  $\alpha$  برابر صفر و ۱ صادق است. این فرضیه که هر دو حالت نیز برقرار باشد را می‌توان آزمون کرد. ولی میزان پارامتر  $d$  نامعلوم است که منجر به ایجاد مشکل در آزمون فرضیه می‌شود.

**- مدل خود رگرسیون ناهمسانی واریانس شرطی هم‌انباشته کسری نمایشی (FIEGARCH<sup>۱</sup>)**

مدل FIEGarch، در سال ۱۹۹۶ توسط بولرسلف<sup>۲</sup> و میکلسون معرفی شده است و در ساده‌ترین شکل خود به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$y_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (3)$$

$$(1 - \phi L)(1 - L)^d \log \sigma_t^2 = \omega + g(\varepsilon_{t-1})$$

که در آن  $g(\varepsilon_t) = \alpha \left( |\varepsilon_t| - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right) + \gamma \varepsilon_t$  و  $\varepsilon_t$  یک وایت نویز گاوسین با واریانس یک می‌باشد. پارامتر  $\gamma$  نیز اثر اهرمی را اندازه‌گیری می‌کند، در حالی‌که  $d$  پارامتر حافظه‌ی بلندمدت می‌باشد.

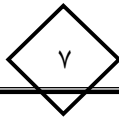
### آزمون‌های ارزیابی اعتبار مدل‌های محاسبه‌ی ارزش در معرض خطر آزمون کوپیک<sup>۳</sup>

اولین راه منطقی برای ارزیابی توانایی پیش‌بینی مدل‌های ارزش در معرض خطر شمارش دفعاتی است که مقدار زیان واقعی از مقدار زیان پیش‌بینی شده توسط ارزش در معرض خطر بزرگ‌تر است. چنان‌چه زیان واقعی از زیان برآورد شده بیش‌تر باشد، آن‌گاه این رویداد به عنوان یک شکست (تخطی) محسوب می‌شود و اگر زیان واقعی کوچک‌تر از زیان برآورد شده باشد، این رویداد به عنوان یک مؤفقیات (عدم تخطی) ثبت می‌شود.

1- Fractionally Integrated Exponential Garch

2- Bollerslev

3- Kupiec Test



به این منظور، کوپیک آزمون نسبت احتمال شکست‌ها را پیشنهاد داده است. این نسبت احتمال دارای توزیع کای دو با یک درجه‌ی آزادی است و آماره‌ی آن به صورت زیر می‌باشد:

$$LR_{PF} = 2 \ln \left[ \frac{\hat{\alpha}^{T_1(1-\hat{\alpha})^{T-T_1}}}{\alpha^{T_1(1-\alpha)^{T-T_1}}} \right] \quad (4)$$

که  $LR_{PF}$  نسبت احتمال شکست را نشان می‌دهد،  $T_1$  تعداد تخطی‌ها (شکست‌ها)،  $T$  تعداد کل پیش‌بینی‌هاست و  $\alpha, \hat{\alpha}$  به ترتیب نسبت تخطی و سطح پوشش می‌باشند.

### آزمون کوانتیل رگرسیون پویا<sup>۱</sup>

انگل و مانگانلی<sup>۲</sup>، به منظور آزمون فرضیه‌ی کارایی شرطی، یک مدل رگرسیون خطی را پیشنهاد داده‌اند که تخطی‌های کنونی را به تخطی‌های گذشته مرتبط می‌کند. برای انجام این آزمون متغیر  $Hit$  به صورت زیر تعریف می‌شود:

حال مدل رگرسیون خطی زیر را در نظر بگیرید:

$$Hit_t(\alpha) = \delta + \sum_{k=1}^K \beta_k Hit_{t-k}(\alpha) + \sum_{k=1}^K \gamma_k g[Hit_{t-k}(\alpha), Hit_{t-k-1}(\alpha), \dots, Z_{t-k}, Z_{t-k-1}, \dots] + \varepsilon_t \quad (5)$$

که  $\varepsilon_t$  متغیر جزء اخلاص بوده و جملات آن به صورت یکسان و مستقل از هم توزیع شده‌اند،  $g(\cdot)$  تابعی از تخطی‌های گذشته و نیز تابعی از متغیرهای  $Z_{t-k}$  (که از مجموعه اطلاعات تا زمان  $t-1$  یعنی  $\Omega_{t-1}$  حاصل می‌شود) است. در هر حال آزمون فرضیه‌ی صفر کارایی شرطی مستلزم بررسی پوچ بودن هم‌زمان  $\beta_k$  و  $\gamma_k$  و عدد ثابت  $\delta$  می‌باشد. به راحتی می‌توان از یک آماره نسبت احتمال یا آماره‌ی والد برای آزمون پوچ بودن هم‌زمان این ضرایب استفاده کرد. اگر بردار پارامترها با  $\varphi = (\delta \beta_1 \dots \beta_K \gamma_1 \dots \gamma_K)'$  و ماتریس متغیرهای توضیحی رابطه‌ی فوق را با  $Z$  نمایش داده شود، آماره‌ی والد برای آزمون فرضیه‌ی کارایی شرطی ( $DQ_{CC}$ ) با نسبت احتمالی به صورت زیر بیان می‌شود:

$$DQ_{CC} = \frac{\hat{\varphi}' Z' Z \hat{\varphi}}{\alpha(1-\alpha)} \quad (6)$$

این نسبت در صورتی که تعداد کل پیش‌بینی‌ها به اندازه‌ی کافی بزرگ باشد، دارای توزیع کای دو با درجه‌ی آزادی  $2K+1$  است که برابر تعداد پارامترهای مدل می‌باشد. (رادپور، عبده تبریزی، ۱۳۸۸)

1- Dynamic quantile test (DQ test)  
2- Engle and manganeli

## ۴- نتایج تحقیق

در این تحقیق، قیمت سبد نفتی اوپک در فاصله‌ی سال‌های ۱۹۸۵-۲۰۱۰ مورد استفاده قرار گرفته و داده‌های تحقیق از مؤسسه‌ی Platts تهیه شده است. مجموع داده‌ها ۶۶۱۸ داده می‌باشد. نرخ بازدهی مرکب به صورت  $r_t = 100 \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$  محاسبه شده است که در آن  $r_t$  بازده به صورت درصد  $p_t$  قیمت سبد در روز  $t$  می‌باشد. نمونه به ۲ قسمت تقسیم و داده‌های سال‌های ۱۹۸۵-۲۰۰۹ برای پیش‌بینی درون نمونه‌ای و داده‌های سال‌های ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۰ برای پیش‌بینی برون نمونه‌ای استفاده شده است.

## برخی نتایج ابتدایی

آمار توصیفی، آزمون ریشه‌ی واحد و آزمون‌های حافظه‌ی بلندمدت در جدول ۱ نشان داده شده‌اند.

جدول ۱- آمار توصیفی

آمار توصیفی						
Mean	۰,۰۰۰۱۲۲	Arch-test(10)	۱۲۲,۷			
Median	۰,۰۰۸	Q^2(10)	۱۶۸۵,۶۸			
Maximum	۱۳,۳۷	ADF(10)	۲۴,۱۳-	==/۰.۱ ۳,۹۶	==/۰.۵ ۳,۴۱	==/۰.۱۰ ۳,۱۲
Minimum	۱۳,۸۷-	KPSS test	۰,۰۰۴	۰,۷۳=۰.۱	۰,۴۶=۰.۵	۰,۳۴=۰.۱۰
S.D	۰,۹۵۳۱	dParameter				
Skewness	-۱,۰۲۵	LW estimator	۰,۵۲۷۸			
Kurtosis	۲۴,۵۳	exact LW estimator	۰,۲۹۱۸			
J-B test	۱۲۷,۸۸۹	Feasible LW estimator	۰,۲۹۱۸			
		Feasible LW estimator with detrending	۰,۲۹۱۸			

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به جدول مشاهده می‌شود که بازده‌ها چولگی به سمت چپ دارند و در فرضیه‌ی توزیع نرمال صدق نمی‌کنند. با توجه به آماره‌ی JB<sup>۱</sup>، می‌توان فرضیه‌ی صفر

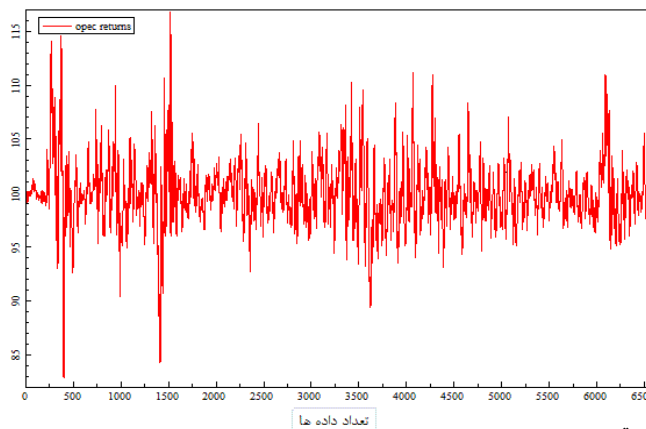
1- Jargue-Bera



توزیع نرمال را رد کرد. با استفاده از آماره‌ی Q با رتبه‌ی ۱۰ بر روی مربع بازده‌ها می‌توان فرضیه‌ی صفر نوفه‌ی سفید را رد و این طور بیان کرد که سری زمانی خود همبستگی دارد. آزمون مربوط به ویژگی ARCH یا همان ناهمسانی در واریانس شرطی معروف به آزمون ضرایب لاگرانژ است. میزان آماره با ۱۰ درجه‌ی آزادی برابر با ۱۲۲,۷ بوده و از مقدار بحرانی تابع نمونه‌ای کای دو در هر سطح اطمینانی بیش‌تر است، لذا فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود ناهمسانی شرطی در مقابل وجود ویژگی ARCH یا همان ناهمسانی در واریانس شرطی رد می‌شود.

برای بررسی ریشه‌ی واحد از ۲ آزمون ADF<sup>۱</sup> و KPSS<sup>۲</sup> استفاده شده است. مقدار به‌دست آمده برای آماره‌ی ADF از مقادیر بحرانی در سطوح معنی داری ۰,۱، ۰,۵ و ۱,۰٪ که در جدول آمده است کوچک‌تر است در نتیجه ADF فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد را رد می‌کند و آزمون KPSS هم نشان می‌دهد فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود ریشه‌ی واحد پذیرفته می‌شود.

در شکل ۱ بازده‌ی قیمت سبب نفتی اوپک نشان داده شده است.



مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۱- نمودار بازده‌ی قیمتی سبب نفتی اوپک

### تفسیر نتایج حاصل از تخمین

تمامی مدل‌ها در سطح اطمینان ۹۹٪ بررسی شده‌اند.

1- Augmented Dicky Fuller  
2- Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

## مدل FIGarch

مطابق با جدول ۲ تمام مدل‌های FIGarch تحت توابع توزیع مختلف توانایی نشان دادن خاصیت حافظه‌ی بلندمدت را دارا می‌باشند. هم‌چنین تحت توزیع  $t$  استیودنت چوله نشان داده شده است که چولگی به سمت چپ وجود دارد هم‌چنین پارامتر دنباله‌ی مدل FIGarch مثبت و از نظر آماری معنادار می‌باشد. با توجه به آماره‌ی لگاریتم درستنمایی و معیار آکائیک، مدل FIGarch با توزیع تی-استیودنت چوله بهتر از دو توزیع دیگر عمل کرده است. با توجه به معیارهای نیکویی برازش RDB،  $Q^2$  نیز قابلیت مدل‌ها در تخمین بررسی شده است. نتایج حاصل از این تست‌ها نشان می‌دهد که فرضیه‌ی صفر مبنی بر تخمین درست پارامترها توسط مدل رد نمی‌شود. این دو معیار کفایت مدل در تخمین پارامترها را تأیید می‌کند.

جدول ۲ - نتایج حاصل از مدل FIGarch

شرح	توزیع نرمال	توزیع استیودنت	توزیع تی استیودنت چوله
(1)AR		۰/۰۴۸۴۲(۰/۰۰۴۷)	
© Cst	۰/۰۱۴(۰/۰۰۳)	۰/۰۱۸۸۱(۰/۰۰۴۲)	۰/۰۱۲(۰/۰۰۴۱۹)
d-figarch	۰/۴۸	۰/۵۴	۰/۴۶۹
Arch	۰/۰۳۵(۰)	۰/۰۳۲۹(۰)	۰/۰۱۵۳۶(۰)
Garch	۰/۸۹(۰)	۰/۸۸۸(۰)	۰/۸۸۷۶(۰)
Student-df		۵/۱۲(۰)	۵/۱۰(۰)
Asymmetry			-۰/۵۸(۰/۰۰۳۹)
Loglikelihood	-۸/۱۲۳۱۴	-۸/۱۲۱۸۸	-۴/۱۲۱۸۵
AIC	۲/۵۴۹	۲/۴۱۳	۲/۴۱۰
Shibata	۲/۵۹۹	۲/۴۱۰	۲/۴۱۳
Hannan-Quinn	۲/۵۵۷	۲/۴۲۰	۲/۴۲۳
RDB(20)	۱۷/۶۲۱(۰/۳۰۲۵)	۲۰/۵۹۲(۰/۳۵۹۷)	۲۳/۷۹(۰/۳۲۹)
$Q^2(20)$	۱۸/۹(۰/۱۳۵۲)	۱۰/۳۱۳(۰/۱۵۳۰)	۱۵/۲۲(۰/۱۵۳۱)

مأخذ: محاسبات تحقیق

مدل FIEGarch<sup>1</sup>

نتایج به شرح جدول زیر می‌باشد:

جدول ۳- نتایج حاصل از مدل FIEGarch

شرح	توزیع نرمال	توزیع استیودنت	توزیع تی استیودنت چوله
AR(1)		۰/۰۴۶۹۹(۰/۰۰۲)	
Cst	-۰/۰۳۵۵۴(-۰/۰۰۲۱)	۰/۰۱۵۵۴(۰/۰۰۳۱۱)	۰/۰۰۸۶(۰/۰۰۲)
d-fiegarch	۰/۴۹۴(۰/۰۰۴۸)	۰/۳۱۷۷(۰/۰۰۵۴)	۰/۴۶۲۳(۰/۰۰۵۴۵)
Arch	۰/۲۷۱۳(۰/۰۰۳۶)	-۰/۲۳۶۸۷(-۰/۰۰۳۸۸)	-۰/۷۴۹۹(-۰/۰۰۳۸۲)
Garch	-۰/۳۸۸۱(-۰/۰۰۹۳)	۱/۰۰۲(۰/۰۰۹۵)	۰/۹۵۰۰۸۱(۰/۰۰۹۵)
Theta1	۰/۰۲۲۳۹(۰/۰۰۱)	۰/۰۰۹۳۹۲(۰/۰۰۱۲)	۰/۰۱۳(۰/۰۰۱۲)
Theta2	۰/۴۲۸۵(۰/۰۰۱)	۰/۴۳۸۲(۰/۰۰۱۱۲)	۰/۴۱(۰/۰۰۱۱۵)
Student-df		۳/۱۵۸۷۱۲(۰/۰۱۲۰۳)	۴/۰۸(۰/۱۲۰۹)
Asymmetry			-۰/۰۴۹۴(۰/۰۰۱۶۶)
Loglikelihood	-۱۲/۳۳۵	-۱۲/۱۷	-۱۲/۱۶
AIC	۲/۵۷۴۶	۲/۳۹۵۴	۲/۳۸
Shibata	۲/۵۷۴۶۱۹	۲/۳۹۵۴۲۴	۲/۳۸
Hannan-Quinn	۲/۵۴۴۷	۲/۴۰۷۷	۲/۳۹
RBD(20)	۱۵/۸۹(۰/۰۲۴)	۱۶/۴۷(۰/۰۵۳)	۲۱/۴۱(۰/۰۲۶۷)
$Q^2(10)$	۱۶/۵۱(۰/۰۹۹)	۵/۸۸۷(۰/۰۹۹)	۱۴/۰۲۴(۰/۰۹۹)

مأخذ: محاسبات تحقیق

مطابق با جدول ۳، تمام مدل‌های FIEGarch تحت توابع توزیع مختلف، توانایی نشان دادن خاصیت حافظه‌ی بلندمدت را دارا می‌باشند. هم‌چنین پارامتر متقارن در توزیع تی-استیودنت چوله نشان می‌دهد که چولگی به سمت چپ وجود دارد و پارامتر دنباله‌ی مدل FIEGarch مثبت و از نظر آماری معنادار می‌باشد. با توجه به آماره‌ی لگاریتم درستنمایی و آکائیک مدل FIEGarch تحت توزیع تی - استیودنت چوله از ۲

1- Fractional Integrated Exponential Garch

توزیع دیگر بهتر عمل کرده است. هم‌چنین آزمون‌های نیکویی برازش RDB و  $Q^2$  هم کفایت مدل در تخمین پارامترها را تأیید می‌کند.

### مدل HYGarch

نتایج به شرح جدول زیر می‌باشد:

جدول ۴ - نتایج حاصل از مدل HYarch

شرح	توزیع نرمال	توزیع تی استیودنت	توزیع تی استیودنت چوله
AR(۱)		۰/۰۴۴۳(۰/۰۰۱۶۳)	
Cst(v)	۰/۰۱۰۶۵(۰)	۰/۰۰۸۴۴۹(۰/۰۰۴۶۷)	۰/۰۰۸۳(۰/۰۰۴۶۴)
D	۰/۲۹(۰)	۰/۱۶۶(۰/۰۰۵۸۱)	۰/۱۷۶۶(۰/۰۰۵۹۱)
arch	۰/۲۰۰۹۷(۰/۶۸)	-۰/۰۳۶(۰/۵۵)	-۰/۰۲۵(-۰/۷۸)
Garch	۰/۸۸۵۹(۰/۰۰۱۲۵)	۰/۸۹۹۴(۰/۰۰۱۳۷)	۰/۰۹(۰/۰۰۱۳۶۵)
student-df		۳/۵۹۴۷	۳/۵۲۳
Asymmetry			-۰/۰۸(-۰/۰۰۳۰۶)
Tail			۳/۵۲۳(۰/۰۰۱۳۷۸)
log(HY)	۰/۰۰۳۹	۰/۰۰۴۱۳۸	۰/۰۰۴۱۷۷
log likelihood	-۸/۱۲۲۹(-۰/۶۴)	-۱/۱۲۱۷۵(-۰/۸۲)	-۷/۱۲۱۷۴(-۰/۰۱۶)
AIC	۲/۵	۲/۴	۲/۳
Shibata	۲/۵۳	۲/۳۹	۲/۴
Hannan-Quinn	۲/۵۴	۲/۴۰	۲/۴۱
RBD(۲۰)	۱۳/۵۲۱(۱)	۱۲/۷۸(۱)	۱۲/۴۲(۱)
$Q^2(20)$	۱۲/۴۸(۰/۰۰۸۹)	۱۱/۴۳(۰/۰۰۹)	۹/۷۸(۰/۰۰۹۵)

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴، نتایج تخمین پارامترها توسط مدل HYGarch را نشان می‌دهد. پارامتر هذلولی log (Hy) تفاوت قابل ملاحظه‌ای با صفر ندارد و بیانگر آن است که عوامل Garch دارای مانائی در کواریانس<sup>۱</sup> هستند. هم‌چنین پارامتر متقارن<sup>۲</sup> نشان می‌دهد که

1- Covariance Stationary

2- Assymetry

توزیع در سمت چپ چوله است. پارامتر دنباله هم از صفر اختلاف معناداری دارد و بیانگر وجود دنباله‌ی پهن برای مدل می‌باشد. با توجه به آماره‌ی لگاریتم درستنمایی و آکائیک نیز مدل با توزیع تی-استیودنت چوله بهتر از ۲ توزیع دیگر عمل کرده است. با توجه به معیارهای RDB و  $Q^2$  نیز کفایت مدل‌ها در تخمین پارامترها تأیید می‌شود. با مقایسه‌ی این ۳ مدل، مدل FIEGarch با توزیع تی - استیودنت چوله بهتر از سایر مدل‌ها عمل می‌کند، در نتیجه این مدل برای نشان دادن خاصیت حافظه‌ی بلندمدت و عدم تقارن مناسب‌تر است.

به منظور مقایسه‌ی مدل‌ها با مدل‌های حافظه‌ی کوتاه مدت گارچ، مدل‌های EGARCH, IGARCH و EGARCH نیز تخمین زده شده‌اند در بین مدل‌های EGARCH, Garch, IGarch نیز مدل EGarch تحت توزیع t استیودنت چوله بهتر از ۲ مدل دیگر عمل کرده است، اما چون سری زمانی دارای خاصیت حافظه‌ی بلندمدت می‌باشد، مدل‌های حافظه‌ی بلندمدت در تخمین مناسب‌ترند.

#### محاسبه‌ی ارزش در معرض خطر (درون نمونه‌ای)

در این بخش ارزش در معرض ریسک ۱۰ روزه با استفاده از مدل FIEGarch تحت توزیع تی استیودنت چوله پیش‌بینی شده و عملکرد آن‌ها با استفاده از آزمون‌های کوپیک و رگرسیون صدک پویا، مورد بررسی قرار گرفته است.

#### آزمون کوپیک و نرخ شکست

کوتاه مدت: با توجه به نرخ شکست و P-Value‌های مطرح شده در جدول، می‌توان نتیجه گرفت که مدل FIEGarch تحت توزیع تی - استیودنت چوله برای پیش‌بینی مناسب‌تر است. البته در سطح اطمینان ۹۹٪ نرخ خطا برای مدل‌های FIEGarch, HYGarch برابر است، اما با توجه به p-value آن‌ها معناداری برای مدل HYGarch کم‌تر می‌باشد.

بلندمدت: در سطح اطمینان ۹۵٪ بهترین مدل برای پیش‌بینی FIEGarch است، اما در سطح اطمینان ۹۹٪ بهترین مدل طبق آزمون کوپیک مدل Garch می‌باشد؛ که با توجه به p-value بالای آن چندان معنادار نیست.

در مجموع این طور نتیجه‌گیری می‌شود که در سطح اطمینان ۹۵٪ در هر دو حالت کوتاه مدت و بلندمدت می‌توان مدل FIEgarch را تحت توزیع تی - استیودنت چوله مناسب دانست، اما در سطح اطمینان ۹۹٪ بایستی با دیده‌ی اغماض مدل را تأیید کرد.

جدول ۵- نتایج آزمون کوپیک و نرخ شکست

کوتاه مدت	نام مدل	آزمون کوپیک	p-value	نرخ شکست	بلندمدت	آزمون کوپیک	p-value	نرخ شکست
۰,۰۵	Garch	۰,۰۰۴۰۱۱	۰,۵۲۶۵	۰,۰۵۴۳	۰,۰۵	۰,۰۰۵۴۹	۰,۴۶۰۱۸	۰,۰۵۳۸
	Igarch	۰,۰۰۶۸۵	۰,۰۰۱۰۸	۰,۰۶۷۶		۰,۰۰۷۱۷	۰,۰۰۷۴	۰,۰۶۴
	Egarch	۰,۰۵۴۵۴۶	۰,۴۶۰۱۸	۰,۰۵۳۹		۰,۱۷۷۹	۰,۶۷۳۱۳	۰,۰۵۲۱۶
	Figarch	۰,۰۰۴۴۱۹	۰,۰۰۲۱	۰,۰۶۶۵		۰,۰۶۱۴۳	۰,۰۱۳۱	۰,۰۶۳۱
	FIEgarch	۰,۰۰۰۲۳۴	۰,۰۰۱۱۶	۰,۰۳۸۵		۰,۰۰۰۹۹۵	۰,۰۰۷۵	۰,۰۵۱۶۲
	HYGarch	۰,۰۰۱۸	۰,۷۴۱۶	۰,۰۴۸۴		۰,۵۴۵۴	۰,۴۶۰۱۸	۰,۰۵۳۸
۰,۰۱	Garch	۰,۰۵۷۸	۰,۰۱۶۱	۰,۰۰۵	۰,۰۱	۰,۰۸۳	۰,۷۷۳۲	۰,۰۰۹۳۳
	Igarch	۰,۴۱۷	۰,۶۷۸۱	۰,۰۱۱		۰,۴۵۶	۰,۰۳۲۶	۰,۰۱۵
	Egarch	۰,۰۴۴۶	۰,۰۳۴۵	۰,۰۰۵۵		۰,۱۷۲۲۳	۰,۶۷۵۱	۰,۰۱۰۹۸
	Figarch	۰,۰۰۱۷۲۳	۰,۶۷۸۱	۰,۰۱۱		۰,۰۰۰۳۷۳	۰,۰۵۳۳	۰,۰۱۴۸
	FIEgarch	۰,۰۰۰۱۲۵	۰,۱۱۸۸	۰,۰۰۴۶		۰,۰۰۰۱۷۲	۰,۶۷۸۱	۰,۰۱۰۹
	HYGarch	۰,۰۵۷۸	۰,۶۱۱۹	۰,۰۴۳		۰,۰۶۸۲	۰,۳۰۱۳	۰,۰۰۷۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

## آزمون صدک پویا (انگل و مانگانلی)

- کوتاه‌مدت: مطابق با جدول طبق آزمون صدک پویا، در سطح اطمینان ۹۵٪ مدل FIEGarch مناسب عمل می‌کند، اما در سطح اطمینان ۹۹٪ هیچ یک از مدل‌ها مناسب نمی‌باشد.

- بلندمدت: در سطح اطمینان ۹۵٪ هر ۲ مدل، FIEGarch, HYGarch مناسب عمل کرده و در سطح اطمینان ۹۹٪ هیچ کدام از مدل‌ها مناسب عمل نیستند.

جدول ۶- بررسی مدل با آزمون صدک پویا

کوتاه مدت	نام مدل	مقدار	p-value	بلندمدت	مقدار	p-value
۰,۰۵	Garch	۲,۱۴۴	۰,۰۵۸۸	۰,۰۵	۶,۵۳۶۳	۰,۳۶۵۸
	Igarch	۴,۹۵۵	۰,۰۰۱۸۶۹		۱۱,۰۶۹	۰,۰۸۶۲
	Egarch	۳,۰۱۴	۰,۰۸۷۹		۵,۰۱۲۲	۰,۵۴۲۲
	Figarch	۸,۹۹۶	۰,۰۰۴۱		۹,۵	۰,۱۴۷۲
	FIEgarch	۲,۸۵۱	۰,۰۰۵۰۷		۱,۷۲۱۹	۰,۰۴۳۴
	HYGarch	۲,۷۵۴۵	۰,۱۳۵		۲,۲۳	۰,۰۰۷۲
۰,۰۱	Garch	۰,۸۹۳۲	۰,۱۳۷۷	۰,۰۱	۵,۲۱۱۲	۰,۵۱۷۰۲
	Igarch	۱,۹۳۵	۰,۶۹۸۳		۷,۰۷۳۲	۰,۳۱۴۱۳
	Egarch	۷,۰۶۴	۰,۳۱۴۹		۱۱,۲۷۳	۰,۰۸۰۲۹
	Figarch	۱,۳۴۱۵	۰,۹۶۹۳		۷,۱۶۰۴	۰,۳۰۶۲
	FIEgarch	۳,۶۴۹۵	۰,۷۲۳۹		۴,۲۷۳	۰,۰۰۸۰۲
	HYGarch	۲,۷۰۳۷	۰,۱۳۷۷		۳,۱۹۲۱	۰,۰۱۶۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

در حقیقت از آزمون فوق می‌توان نتیجه گرفت مدل FIEGarch در سطح اطمینان ۹۵٪ مدل مناسبی برای پیش‌بینی درون نمونه‌ای است، اما در سطح اطمینان ۹۹٪ توسط آزمون صدک پویا تأیید نمی‌شود.

### پیش‌بینی ارزش در معرض ریسک (برون نمونه‌ای)

#### آزمون کوپیک و بازخور

مطابق با جدول فوق در موقعیت کوتاه مدت در سطح اطمینان ۹۵٪، مدل‌های FIGarch و FIEGarch در پیش‌بینی مناسب عمل کرده‌اند. در سطح اطمینان ۹۹٪ نیز مدل‌های HYGarch و FIEGarch مناسب می‌باشند. که با توجه به p-value محاسبه شده مدل FIEGarch مناسب‌تر است. در حالت بلندمدت نیز در سطح اطمینان ۹۵٪ مدل‌های FIEGarch و FIGarch مناسب هستند و در سطح اطمینان ۹۹٪، تنها مدل FIEGarch مناسب عمل کرده است.

### آزمون صدک پویا

در موقعیت کوتاه‌مدت، در سطح اطمینان ۹۵٪، مدل FIEGarch مناسب بوده است و در سطح اطمینان ۹۹٪ هر دو مدل FIEGarch و HYGarch مناسب عمل کرده‌اند. در موقعیت بلندمدت نیز در سطح اطمینان ۹۵٪ تنها مدل FIEGarch و در سطح اطمینان ۹۹٪ نیز تنها مدل FIEGarch مناسب عمل بوده است.

### بررسی کارایی مدل‌ها

حال به منظور اطمینان از انتخاب مدل مناسب نحوه‌ی پیش‌بینی مدل‌ها با استفاده از معیارهای  $MAPE^3$ ،  $MAE^2$ ،  $RMSE^1$  و  $MSE^4$  نیز مورد بررسی قرار گرفته و در واقع کارایی مدل‌ها با این معیارها سنجیده شده است. در جدول‌های زیر معیارهای کارایی برای پیش‌بینی ۱ روزه و ۱۰ روزه نشان داده شده است، با توجه به معیارها مشخص است که هر چه بازه‌ی پیش‌بینی کوتاه‌تر باشد، مدل‌ها عملکرد بهتری خواهند داشت.

معیار MAPE: در این معیار دقت به صورت درصد حساب می‌شود و طبق فرمول زیر

قابل محاسبه است:

$$M = \frac{100\%}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{A_t - F_t}{A_t} \right| \quad (7)$$

که در آن  $A_t$  مقدار واقعی و  $F_t$  مقدار پیش‌بینی شده می‌باشد.

MAE: این معیار بررسی می‌کند که برون‌داد نهایی تا چه میزان به مقادیر پیش‌بینی شده نزدیک است.

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |f_i - y_i| = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |e_i| \quad (8)$$

همان‌طور که از نام این معیار پیداست، این معیار متوسط قدر مطلق خطاهاست. که در آن  $f_i$  میزان پیش‌بینی شده و  $y_i$  مقدار واقعی مقادیر می‌باشد.

MSE: این معیار متوسط مجذور خطاها را به شیوه‌ی زیر محاسبه می‌کند. اگر  $\theta$

پارامتر مورد بررسی باشد، میانگین مجذور خطاها برابر خواهد بود با:

- 1- Root mean square error
- 2- Mean absolute error
- 3- Mean absolute percentage Error
- 4- Mean squared error



$$\text{MSE}: E[(\hat{\theta} - \theta)^2] \quad (9)$$

RMSE: این معیار نیز اختلاف بین مقادیر تخمینی به وسیله‌ی مدل و مقادیر واقعی را محاسبه می‌کند.

$$\text{MSD}(\hat{\theta}) = \sqrt{\text{MSE}(\theta)} = \sqrt{E((\hat{\theta} - \theta)^2)} \quad (10)$$

جدول ۷ - معیارهای کارایی در پیش‌بینی ۱۰ روزه

	پیش‌بینی ۱ روزه				پیش‌بینی ۱۰ روزه			
	MSE	MPAE	MAE	RMSE	MSE	MAPE	MAE	RMSE
Garch	۰/۲۲۳۷	۲۶	۰/۲۲۳۰	۰/۴۳۲۱	۰/۳۴۸۶	۳۸	۰/۲۸۹۱	۰/۵۴۰۱
EGarch	۰/۲۳۶۷	۲۴	۰/۲۴۱۷	۰/۴۴۴۱	۰/۳۳۸۷	۳۳	۰/۲۵۱۹	۰/۵۳۴۱
IGarch	۰/۲۵۸۷	۲۷	۰/۳	۰/۵۰۹۲	۰/۳۴۷۹	۴۱	۰/۳۱۰۳	۰/۶۵۰۱
FIEGarch	۰/۲۱۶۳	۱۹	۰/۲۱۷۳	۰/۴۰۵۲	۰/۳۲۶۲	۳۱	۰/۲۳۷۱	۰/۵۱۰۲
FIGarch	۰/۲۷۹۳	۴۴	۰/۲۳۰۵	۰/۵۹۷۸	۰/۳۵۰۲	۵۷	۰/۲۴۱۷	۰/۶۹۱۶
HYGARCH	۰/۲۲۳۷	۲۶	۰/۲۲۳۰	۰/۴۳۲۱	۰/۳۵۲۹	۶۱	۰/۲۵۶۱	۰/۷۳۵۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به معیارهای کارایی، مدل FIEGarch بهترین مدل برای تخمین پارامترها و پیش‌بینی ارزش در معرض خطر می‌باشد.

##### ۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

مدیریت ریسک فرآیندی است که در آن به شناسایی، اندازه‌گیری و تصمیم‌گیری در مورد ریسک‌ها و نظارت بر انواع ریسک‌های مطرح شده پرداخته می‌شود. مدیریت ریسک در بازارهای انرژی به قیمت‌های آتی کالاها و نوسان آن‌ها بستگی دارد. در این تحقیق سبب نفتی اوپک به عنوان نمونه مورد بررسی قرار گرفته، و ارزش در معرض ریسک آن به کمک مدل‌های حافظه‌ی بلندمدت گارچ برای بازه‌های زمانی ۱ روزه و ۱۰ روزه محاسبه و مشخص شده است که دنباله‌ی پهن و خاصیت حافظه‌ی بلندمدت در نوسانات بازدهی قیمت در سبب نفتی اوپک وجود دارد. دقت مدل‌ها در پیش‌بینی با معیارهای کارایی بررسی و نشان داده شده است، مدل‌های با حافظه‌ی بلندمدت و مدل

غیرمتقارن در مقابل مدل‌های متقارن و با حافظه‌ی کوتاه مدت نتایج بهتری را به دنبال دارند، مدل FIEGARCH با توزیع تی استیودنت چوله در پیش‌بینی ارزش در معرض خطر ۱ روزه و ۱۰ روزه بهتر از سایر مدل‌ها در هر دو موقعیت کوتاه مدت و بلندمدت عمل می‌کند.

### فهرست منابع

- رادپور، میثم، و عبده تبریزی، حسین (۱۳۸۸). *اندازه‌گیری و مدیریت ریسک بازار*. تهران، انتشارات آگاه، پیشبرد.
- راعی، رضا، و سعیدی، علی (۱۳۸۷). *مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک*. تهران، سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی دانشگاه‌ها (سمت)، مرکز تحقیق و توسعه‌ی علوم انسانی.
- محمدی، شاپور. راعی، رضا و آرث فیض آباد. ۱۳۸۷. *محاسبه ارزش در معرض خطر پارامتریک با استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی در بورس اوراق بهادار تهران*. مجله تحقیقات مالی دوره ۱۰، شماره ۲۵. ۱۰۹-۱۲۴.
- کشاوری حداد، غلامرضا، و صمدی باقر (۱۳۸۸). *برآورد و پیش‌بینی تلاطم بازدهی در بازار سهام تهران و مقایسه‌ی دقت روش‌ها در تخمین ارزش در معرض خطر: کاربردی از مدل‌های خانواده‌ی FIGARCH*. مجله‌ی تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، ۸۶، ۲۳۶-۱۹۳.
- Aloui, Chaker, and Samir Mabrouk. (2009). Value-at-risk Estimations of Energy Commodities via Long-Memory, Asymmetry and Fat-Tailed Garchmodels. *Energy Policy* 38 (5): 2326-2339
- Ballie, R.T., T Bollerslev and H.O. Mikkelsen. (1996). Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 73: 3-20
- Cabedo, J.D., and I. Moya. (2003). Estimating Oil Price Value at Risk Using Historical Simulation Approach. *Energy Economics* 25: 509-530
- Cheonga, wen, Au Hassan Shaari Mohd Norb, zaidi Isac. 2006. asymmetry and and long memory volatility: some empirical evidence using Garch. *Physica A* 373. 651-664

Degiannakis,s.,2004. Volatility forecasting evidence from fractional integrated power ARCH skewed-t model. Applied financial economics 14, 1333-1342

Engle, Robert. Manganelli, Simone. 2004. Conditional Autoregressive Value at Risk By regression Quantile. Journal of Business & Economic Statistics. 22(4): 367-381.

Kang,sang hoong. Yoon, Seong-min. 2008.Forcasting Volatility of crude oil markets.Energy economics 31. 119-125

Tang, T.L., and S.J., Shieh. (2006). Long Memory in Stock Index Futures Market: Value-at-Risk Approach. Physica: Statistical and Its Application 366: 437-448.

Archive of SID