

مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت، قالبی برای اندازه‌گیری شاخص نااطمینانی براساس یک مدل (ARIMA-GARCH)

علی ارشدی*

عضو هیأت علمی پژوهشکده‌ی پولی و بانکی arshadi63@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۰/۱۴ تاریخ پذیرش: ۹۰/۶/۲

چکیده

در این مقاله، به مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت ایران از طریق مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی GARCH در فاصله‌ی زمانی ژانویه‌ی ۱۹۸۳ تا دسامبر ۲۰۱۰، اقدام و با استفاده از واریانس شرطی محاسبه شده‌ی حاصل از یک معادله‌ی میانگین $MA(1)$ ، شاخصی برای اندازه‌گیری نااطمینانی نسبت به نوسانات قیمت نفت برآورد شده است. براساس نتایج حاصل شده، تمامی مدل‌های به کارگرفته شده در این پژوهش وجود یک ساختار واریانس شرطی برای سری زمانی قیمت نفت ایران را مورد تأیید قرار می‌دهند، همچنین مدل‌هایی نظیر TARCH و EGARCH، به منظور استخراج اثر اهرمی به کار گرفته شده است که در نهایت در مدل (۱ و ۱) TARCH و مدل EGARCH را مورد تأیید قرار می‌دهد. از سوی دیگر نتایج آزمون‌های ضرایب GARCH گویای آن است که واریانس شرطی در بلندمدت به میانگین خود بازگشت می‌کند. این مسأله می‌تواند کاربرد مدل‌های به کارگرفته شده در این پژوهش را در بلندمدت توجیه کند. همچنین شاخص نااطمینانی استخراج شده بیانگر آن است که حداکثر میزان تغییر در متغیر تغییرات قیمت نفت (dloilp) نسبت به فصل مشابه معادل ۸ درصد است و دامنه‌ی تغییرات متغیر مذکور در هنگام بررسی دو فصل متوالی بین ۱ الی ۸ درصد قرار می‌گیرد.

طبقه‌بندی JEL: I13, I132

کلید واژه: مدل‌سازی، قیمت نفت، نااطمینانی، واریانس ناهمسان شرطی

۱- مقدمه

در بسیاری از سری‌های زمانی، همواره دلایلی وجود دارد که فرض وجود واریانس ناهمسانی را مورد تأیید قرار می‌دهد. وجود این مسأله همراه با بروز یک هم بستگی خطی میان واریانس‌های شرطی یک نمونه، محققانی نظیر انگل^۱ (۱۹۸۲) را بر آن داشت تا به بررسی چگونگی مدل‌سازی نوسانات شرطی (واریانس شرطی) بپردازند. از سوی دیگر ضرورت تبیین الگوی شکل‌گیری نوسانات شرطی به خصوص در بازارهای دارایی نظیر بازار سهام، ارز و قیمت‌گذاری اختیاری^۲ کاملاً محسوس می‌باشد، چرا که سرمایه‌گذاران در این نوع بازارها همواره نسبت به واریانس شرطی شاخص بازدهی دارایی خود حساس می‌باشند. هم‌چنین در کشورهای صادرکننده نفت نظیر ایران نیز شناسایی الگوی نوسانات شرطی این دارایی ارزشمند از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد، چرا که عموماً زیربنای حرکتی اقتصاد چنین کشورهایی بر پایه‌ی درآمد‌های نفتی استوار می‌باشد. در قسمت‌های دوم و سوم به بررسی پیشینه‌ی و روش شناسایی تحقیق پرداخته شده و در قسمت‌های چهارم، پنجم و ششم نتایج حاصل از به‌کارگیری الگوهای متقارن و نامتقارن واریانس شرطی و نیز اندازه‌گیری شاخص ناطمینانی قیمت نفت در تواتر زمانی فصلی در طی دوره‌ی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ ارائه می‌شود و در قسمت هفتم نیز نتیجه‌گیری انجام می‌گیرد.

۲- پیشینه‌ی تحقیق

شروع توجه کارشناسان اقتصادی به بررسی ابعاد مختلف اثرگذاری نوسانات قیمت نفت به مقاله‌ی همیلتون^۳ (۱۹۸۳) بازمی‌گردد، چرا که وی برای نخستین بار در مقاله‌ی خود اثر شوک‌های قیمتی نفت بر شکل‌گیری سیکل‌های تجاری در آمریکا را مورد بررسی قرار داد. در ادامه به تعدادی از مطالعات انجام گرفته اشاره شده است. دانیل^۴ (۱۹۹۸)، با استفاده از هم‌گرایی و آزمون‌های علیت گرنجری نشان داده که علت رفتار ناپایستایی نرخ ارز واقعی در نایستا بودن قیمت‌های واقعی نفت است و بیان می‌کند که نوسانات قیمت نفت دارای تأثیرات بلندمدتی بر روی نرخ ارز واقعی است.

1- Engle.

2- Option Pricing.

3- Hamilton.

4- Daniel.

در مطالعه‌ی دیگری که توسط دافی و گری^۱ در سال ۱۹۹۵ انجام گرفته از طریق یک مدل $GARCH(1,1)$ ^۲، به پیش‌بینی نوسانات قیمت نفت در فاصله‌ی ۹۲-۱۹۸۸ اقدام شده است. وی نتیجه می‌گیرد که $GARCH(1,1)$ ، بهترین پیش‌بینی را بر اساس معیار $RMSE$ ^۳، هم در حالت درون نمونه‌ای و هم در حالت برون نمونه‌ای ارائه می‌کند. دی و لوئیس^۴ (۱۹۹۳)، به وسیله‌ی یک مدل $EGARCH(1,1)$ ^۵، اقدام به مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت خام کرده‌اند. آن‌ها نشان داده‌اند که به کارگیری مدل مذکور نتایج قابل قبولی را در خصوص پیش‌بینی نوسانات ارائه می‌کند. هم‌چنین نتایج مدل آن‌ها نشان می‌دهد که هیچ‌گونه اثرات اهرمی قابل شناسایی نیست.

در مطالعه‌ی دیگری که توسط وایو^۶ (۲۰۰۲) در خصوص مدل‌سازی نوسانات قیمت نفت در آمریکا انجام گرفته، نویسنده اقدام به مقایسه‌ی مدل‌های تصادفی با مدل‌های $GARCH$ در تبیین نوسانات قیمت نفت کرد. وی نتیجه می‌گیرد که مدل‌های $GARCH$ از عملکرد بهتری برخوردار می‌باشند و به همین دلیل پیشنهاد می‌کند که در مدل‌سازی نوسانات از روش‌های خانواده‌ی $GARCH$ استفاده شود.

هم‌چنین کانیکو و لی^۷ (۱۹۹۵) از یک مدل VAR ^۸ هشت متغیره در خصوص ارزیابی نوسانات قیمتی بر بازار سهام ژاپن استفاده می‌کنند. یکی از این متغیرهای به کار گرفته شده نوسانات قیمت نفت خام می‌باشد که از طریق یک مدل $GARCH(1,2)$ ایجاد و سپس وارد مدل VAR می‌شود. این محققان به این نتیجه دست می‌یابند که تغییرات قیمت نفت در مقایسه با سایر متغیرهای قیمتی دارای بیش‌ترین تأثیر بر بازار سهام ژاپن می‌باشد.

۳- روش شناسی تحقیق

در بررسی و برآورد یک رابطه‌ی ساختاری همواره جزئی به عنوان خطا مطرح شده است که براساس یک پیش فرض اولیه در برآورد، به عنوان متغیری با واریانس ثابت در

1- S.Duffie & G.Gray.
1- Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.
3- Root Mean Square Error.
4- Day & Lewis.
4- Exponential GARCH.
6 -Vayo.
7 - Kaneko and Lee.
8- Vector Autoregressive.

طول دوره در نظر گرفته می‌شود. از سوی دیگر در بسیاری از موارد این فرض دچار خدشه می‌شود، چرا که سری زمانی متغیرمورد برآورد در مقاطعی از زمان نوسانات گسترده‌ای را از خود به نمایش می‌گذارد که این مسئله فرض وجود واریانس ثابت یا اصطلاحاً واریانس همسانی را مورد تردید قرار می‌دهد. هم‌چنین در پاره‌ای از موارد در حالی که میانگین غیرشرطی یک سری زمانی ثابت است، متغیرمورد نظر از خود نوسانات گسترده‌ای را به نمایش می‌گذارد در این حالت چگونگی الگوسازی نوسانات از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد. این مسأله به ویژه در بازار دارایی‌هایی نظیر سهام کاملاً موضوعیت می‌یابد، چرا که برای سهام داران شناسایی الگوی واریانس شرطی بازدهی سهام مورد نظرشان بیش از واریانس بلندمدت و حتی میانگین غیرشرطی اهمیت دارد^۱. انگل، نشان داد که می‌توان به صورت هم‌زمان میانگین و واریانس شرطی یک سری از داده‌ها را مدل‌سازی کرد. ایده‌ی اصلی مدل‌سازی تغییرات نوسانات استفاده از یک فرایند $ARMA^2$ جهت شناسایی هرگونه روند پایدار در توضیح تغییرات جزء خطا خطا می‌باشد به بیان دیگر. اگر که در نظر بگیریم:

$$\text{Var}(y_{t+1} | y_t) = E[(y_{t+1} - \alpha_0 - \alpha_1 y_t)^2] = E_t(\varepsilon_{t+1})^2 \quad (1)$$

در این صورت به جای آن که $E_t(\varepsilon_{t+1})^2$ ثابت در نظر گرفته شود، می‌توان آن را به صورت یک فرایند اتورگرسیون از مرتبه‌ی P یا $AR(P)$ در نظر گرفت و مدل زیر را برآورد کرد:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = B_0 + B_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + B_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + B_p \hat{\varepsilon}_{t-p}^2 + V_t, \quad \text{Iid}(\cdot, 1) \quad (2)$$

بر این اساس در صورتی که $B_1 = B_2 = \dots = B_p = 0$ باشد، واریانس اخلال ثابت و برابر B_0 خواهد بود و در غیراین صورت واریانس شرطی y_t مطابق با فرایند خود همبسته‌ی ارائه شده در معادله‌ی ۲ تغییر خواهد کرد. به الگوهای شبیه ۲ مدل‌های واریانس ناهمسان شرطی اتورگرسیو (ARCH)^۳ گفته می‌شود و از آن‌جا که پسماندهای

۴- به طور کلی پیش‌بینی‌های مشروط نسبت به پیش‌بینی‌های غیرمشروط برتری دارد. برای مثال در یک الگوی $AR(1)$ ،

$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$ ، واریانس مشروط y_t برابر است با δ_t^2 ، در حالی که واریانس غیرمشروط آن برابر است با

$\frac{\delta_t^2}{1 - \alpha_1^2}$ و از آن‌جا که $\frac{1}{1 - \alpha_1^2} > 1$ می‌باشد (بر اساس شرط هم‌گرایی)، در این صورت مشاهده می‌شود که:

$$\text{Var}(y_t | y_{t-1}) < \text{Var}(y_t)$$

2- Autoregressive Moving Average.

3- Autoregressive Conditional Heteroskedastic .

پسماندهای مورد استفاده در الگو ممکن است از مدل‌های مختلفی پیروی کنند، لذا شکل‌های مختلفی از مدل ARCH نیز می‌تواند مطرح شود. لازم به یادآوری است که این مدل‌ها در دو قالب شناسایی ساختار واریانس شرطی متقارن و نامتقارن^۱ جای می‌گیرند.

مدل GARCH (حالت تقارن)

الگوی اولیه انگل در مدل‌سازی واریانس شرطی توسط بالرسلو^۲ (۱۹۸۶)، توسعه یافته است. براساس روش بالرسو، واریانس شرطی از یک فرایند ARMA پیروی می‌کند. به طوری که داریم:

$$\delta_t^2 = \alpha + \sum_1 \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_1^p B_i \delta_{t-i}^2 \quad (3)$$

یادآوری می‌شود که ویژگی اساسی مدل‌های GARCH در این است که واریانس شرطی جزء اخلاص دارای الگوی ARMA باشد. در عمل هنگام به کارگیری این مدل‌ها از اجزای ARCH (ε_{t-i}^2) و نیز GARCH (δ_{t-i}^2) به صورت ترکیبی و با درجات گوناگون استفاده می‌شود که اصطلاحاً GARCH(p,q) نامیده می‌شود.

مدل ARCH-M

انگل، لیلین و رابینز^۳ (۱۹۸۷)، چارچوب اصلی ARCH را به گونه‌ای تغییر داده‌اند که امکان وابسته بودن یک دنباله به واریانس شرطی آن دنباله فراهم آید. این گونه از مدل‌ها که مبتنی بر وجود یک جزء ARCH در معادله میانگین شرطی می‌باشد، ARCH-M نامیده می‌شود. توجه به کارگیری این گونه مدل‌ها مطرح شدن این فرضیه است که تغییرات میانگین شرطی یک سری به واریانس آن سری نیز وابسته می‌باشد الگوی کلی این مدل‌ها مطابق رابطه‌ی ۴ است:

$$y_t = X_t \theta + \lambda \delta_t^2 \quad (4)$$

که در این رابطه، X بردار متغیرهای مستقل و y_t سری زمانی متغیر وابسته‌ی مورد بررسی و δ_t^2 واریانس شرطی حاصل از برآورد اولیه می‌باشد. لازم به ذکر است که

1- Symmetric & Asymmetric.

2- Balreslo.

3- Engle, Lilein & Robins.

موضوع تأثیرگذاری واریانس بر میانگین شرطی به صورت معکوس نیز قابل تصور است، به طوری که تغییرات میانگین شرطی بر واریانس شرطی تأثیر گذارد، که در این صورت خواهیم داشت:

$$\delta_t^2 = w + \sum_{j=1}^p B_j \delta_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (5)$$

در رابطه‌ی ۵ این محدودیت حاکم است که امکان منفی شدن δ_t^2 وجود دارد، بنابراین بایستی متغیرهای توصیفی معادله‌ی میانگین شرطی به گونه‌ای تصریح شوند که امکان منفی شدن δ_t^2 وجود نداشته باشد.

مدل‌های مبتنی بر عدم تقارن TARCH^۱ و EGARCH

در پاره‌ای از موارد به نظر می‌رسد که بروز یک شوک برای مثال از نوع افزایش قیمت یک دارایی دارای، تأثیرگذاری متفاوتی بر واریانس شرطی باشد تا هنگامی که یک شوک منفی کاهش قیمت روی می‌دهد. در این حالت اصطلاحاً یک اثر اهرمی^۲ مشاهده می‌شود. به این ترتیب به منظور نمایش ویژگی عدم تقارن واریانس ناهمسانی شرطی از الگوهای شبیه به رابطه‌ی ۶ استفاده می‌شود:

$$\begin{aligned} \text{(TARCH): } \delta_t^2 &= w + \sum_{j=1}^p B_j \delta_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^- \\ \text{S.t: } \begin{cases} \varepsilon_t < 0 \rightarrow I_t = 1 \\ \varepsilon_t > 0 \rightarrow I_t = 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (6)$$

در رابطه‌ی ۶ اخبار بد یا شوک‌های منفی ($\varepsilon_t < 0$) در مقایسه با اخبار خوب یا شوک‌های مثبت ($\varepsilon_t > 0$)، تأثیر متفاوتی بر واریانس شرطی برجای می‌گذارند. به گونه‌ای که در شرایط بروز یک شوک منفی واریانس شرطی، اثری معادل $\alpha_i + \gamma_i$ مشاهده می‌شود، در حالی که در شرایط بروز شوک مثبت، اثری معادل α_i قابل اندازه‌گیری است.

نوع دیگری از مدل‌سازی اثرات نامتقارن که توسط نلسون به دو شکل تصریح شده است مطابق رابطه‌ی ۷ می‌باشد.

3- Threshold GARCH.

2- Leverage Effect.

$$\text{EGARCH} \begin{cases} \text{Log}(\delta_t^2) = w + \sum_{j=1}^{\delta} B_j \text{log}(\delta_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\delta_{t-i}} - E\left(\frac{\varepsilon_{t-i}}{\delta_{t-i}}\right) \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-i}}{\delta_{t-k}} \\ \text{Log}(\delta_t^2) = w + \sum_{j=1}^{\delta} B_j \text{log}(\delta_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\delta_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\delta_{t-k}} \end{cases} \quad (7)$$

لازم به ذکر است ویژگی خاص این نوع از مدل‌ها آن است که اثر اهرمی به صورت نمایی و نه به صورت فرم درجه‌ی دوم همانند الگوی TARCH مشاهده می‌شود. مدل‌سازی دیگری که توسط تیلور و اسکورت (۱۹۸۶) ارائه شده به کارگیری انحراف معیار شرطی در قالب یک مدل GARCH است که به صورت زیر نمایش داده می‌شود لازم به ذکر است این مدل‌ها در اصطلاح با عنوان PARCH^۱ شناخته می‌شوند:

$$\delta_t^{\delta} = w + \sum_{j=1}^{\delta} B_j \delta_{t-j}^{\delta} + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^{\delta} \quad (8)$$

$$\delta.T: \delta > 0, \begin{cases} i=1, \dots, r \rightarrow |\gamma_i| < 1 \\ i > r \rightarrow |\gamma_i| = 0 \end{cases}$$

۴- یافته‌های تحقیق

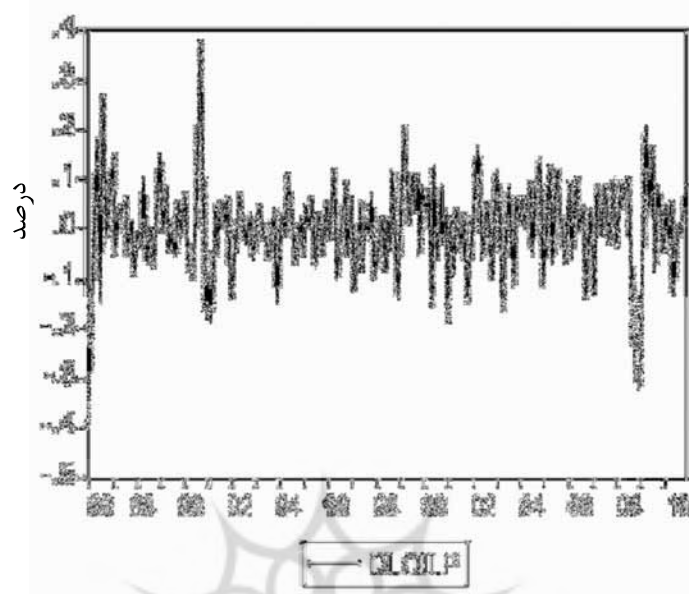
در این بخش از مقاله به الگوسازی واریانس شرطی سری زمانی تغییرات قیمت نفت خام ایران از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ در قالب توأثر زمانی فصلی با استفاده از نرم افزار Eviews پرداخته می‌شود. لازم به ذکر است در این‌جا از تفاضل لگاریتم قیمت هر بشکه‌ی نفت خام^۲ به منظور مانا شدن متغیر استفاده شده است. در نمودار ۱ متغیر مذکور به تصویر درآمد و در جدول ۱ نیز پاره‌ای از ویژگی‌های سری مورد نظر محاسبه شده است. همچنین در نمودار ۲ واریانس شرطی فصلی^۳ به تصویر کشیده شده است. همان‌طور که که از این نمودارها استنباط می‌شود، متغیر مورد بررسی دارای نوسانات خوشه‌ای است.^۴

1- Power ARCH.

2- dloilp.

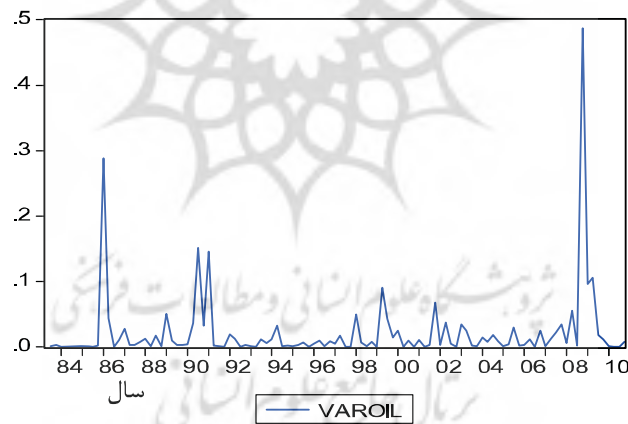
3- VAROIL.

4 - Clustering Volatility.



ماخذ: www.EIA.com, 2010

نمودار ۱- تفاضل لگاریتم قیمت هر بشکه نفت ایران از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰



ماخذ: محاسبات تحقیق

نمودار ۲- واریانس شرطی فصلی تغییرات قیمت نفت (VAROIL)

جدول ۱- ویژگی‌های آماری (dloilp)

عنوان	مقدار
میانگین	۰/۰۰۹
میانه	۰/۰۲
حداکثر	۰/۳۸
حداقل	-۰/۶۹
انحراف معیار	۰/۱۴۹
اسکیونس	-۱/۳۳
کورتیسس	۸/۰۷
چارک- برا	۱۵۰
احتمال	۰.۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

براساس جدول ۱، وجود یک آماره‌ی اسکیونس و کورتیسس غیر صفر بیانگر نرمال نبودن متغیر مورد بررسی است هم‌چنین آماره‌ی چارک - برا نیز کاملاً وجود یک توزیع غیر نرمال را تأیید می‌کند.

لازم به یادآوری است که در این پژوهش برای میانگین تغییرات لگاریتم قیمت نفت (DLOILP)، پس از اجرای مدل‌های مختلف، در نهایت از یک ساختار میانگین متحرک مرتبه‌ی یک $MA(1)$ استفاده شده است.

اکنون پیش از ارائه‌ی یک ساختار GARCH برای متغیر مورد نظر، لازم است فرضیه‌ی وجود خودهمبستگی میان مربع پسماند الگوی ساختاری از طریق آزمون ضریب لاگرانژ (LM) مورد بررسی قرار گیرد (جدول ۲).

جدول ۲- آزمون ARCH-LM

احتمال	مقدار آماره	
۰/۰۴	۳/۲۸	آماره‌ی F
۰/۰۴	۶/۳۶	$n * R^2$

n تعداد مشاهدات می‌باشد.

ماخذ: محاسبات تحقیق

براساس آمارهای مورد استفاده وجود خودهمبستگی میان مجذور پسماند تأیید می‌گردد. بر این اساس امکان اجرای یک الگوی (1,1) GARCH فراهم می‌گردد که نتایج آن در جدول ۳ ذکر گردیده است.

جدول ۳- نتایج برآورد الگوی (1,1) GARCH *

عنوان	مقدار ضریب	آماره‌ی ۲
عرض از مبدأ	۰/۰۰۱۷	۵/۹۷
RESID ² (-1)	-۰/۰۴۸	-۵/۳۶
GARCH (-1)	۰/۹۷	۹۵

* مرتبه‌ی ARCH و GARCH از طریق آماره‌ی آکائیک تعیین شده است.

ماخذ: محاسبات تحقیق

به منظور آزمون هم‌گرا یا واگرا بودن پارامترهای برآورد شده، مدل (قید انگل)، از آزمون والد^۱ با فرض برابر یک بودن مجموع ضرایب ARCH و GARCH استفاده شده که نتایج آن در جدول ۴ قابل مشاهده است.

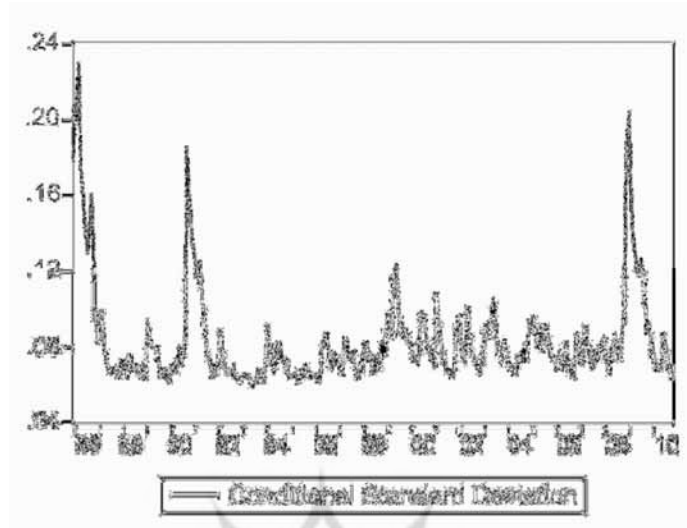
جدول ۴- نتایج آزمون والد

احتمال	مقدار	
۰.۰	۲۹/۶۹	آماره‌ی F
۰.۰	۲۶/۲۹	Chi-square

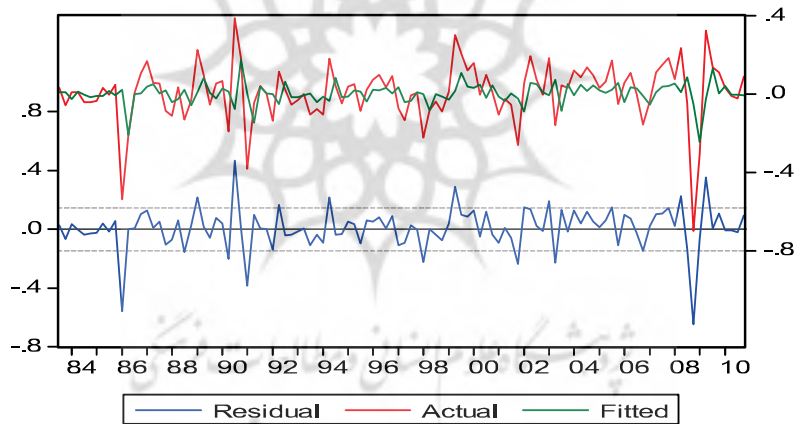
ماخذ: محاسبات تحقیق

بر این اساس فرض صفر مورد نظر رد می‌شود که این نشان می‌دهد واریانس در بلندمدت به مقدار میانگینی خود بازمی‌گردد. این مسأله از جنبه‌ی کاربردی حاوی این پیام است که نتایج، قابلیت کاربرد برای بلندمدت را نیز دارا می‌باشد. در اشکال ۳ و ۴، واریانس شرطی حاصل از مدل (1,1) GARCH و میانگین شرطی به تصویر کشیده شده است.

1- Wald Test .



نمودار ۳- نمودار واریانس شرطی حاصل از الگوی GARCH (1,1)



نمودار ۴- نمودار میانگین شرطی تغییرات قیمت نفت

برآورد یک الگوی نامتقارن

در این بخش از مقاله به منظور لحاظ کردن اثرات اهرمی، از یک الگوی EGARCH و TARCH در مدل سازی واریانس شرطی استفاده می شود (جداول ۵ و ۶).

جدول ۵- نتایج برآورد الگوی * TARCH (1,1,3)

عنوان	مقدار ضریب	Prob
عرض از مبدأ	۰/۰۰۱۸	۰/۰
RESID ² (-1)	-۰/۰۳	۰/۰۰۲
RESID ² (-1)*(RESID(-1)<0)	-۰/۰۳	۰/۰۳
GARCH(-1)	۰/۹۷	۰/۰

* رتبه‌ی بهینه‌ی TARCH از طریق شاخص آکائیک به دست آمده شده است.
 ماخذ: محاسبات تحقیق

براساس نتایج مدل مذکور یک اثر اهرمی تا رتبه‌ی اول ARCH مشاهده می‌شود. بر این اساس اثر اهرمی قابل استخراج در حدود ۰/۰۳- می‌باشد. به منظور اطمینان بیش‌تر نتایج EGARCH در جدول ۵ نمایش داده شده است.

$$\text{LOG}(\text{GARCH}) = C(2) + C(3) * \text{ABS}(\text{RESID}(-1)) @ \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + C(4) * \text{RESID}(-1) @ \text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + C(5) * \text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$$

جدول ۶- نتایج برآورد EGARCH

عنوان	مقدار ضریب	Prob
C(2)	-۰/۱۲	۰/۰
C(3)	-۰/۳۹	۰/۰
C(4)	۰/۹۱	۰/۰
C(5)	۰/۲۱	۰/۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

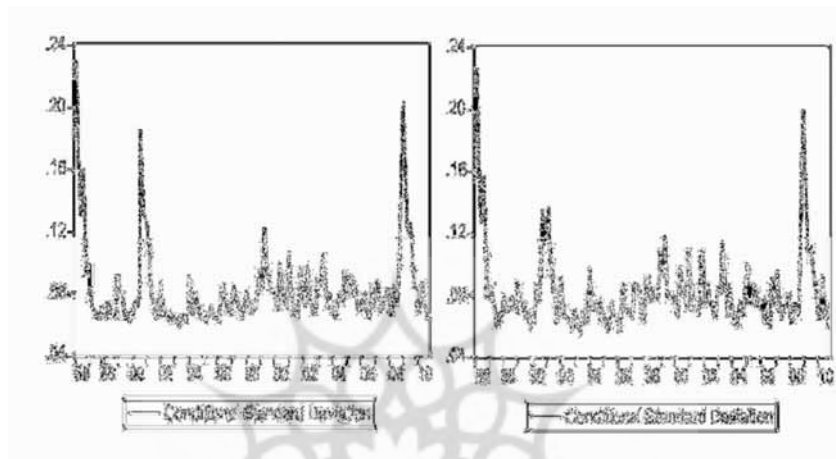
به منظور اطمینان بیش‌تر نسبت به وجود یا عدم وجود اثر اهرمی، به آزمون مربع پسماند استاندارد شده ی مدل ساختاری با وقفه‌های پسماند اقدام شده، که نتایج آن در جدول ۷ آمده است.

جدول ۷- نتایج آزمون اثر اهرمی

نام متغیر	مقدار ضریب	آماره‌ی t
عرض از مبدأ	۱	۱۰/۰۴۷
Resid(-1)	-/۰۸۸	-/۸۷
Resid(-2)	-/۰۲۲	-/۲۲

ماخذ: محاسبات تحقیق

براساس جدول مذکور مشاهده می‌شود که رابطه‌ی معنی‌داری میان مربع پسماند استاندارد شده‌ی مدل ساختاری با وقفه‌های پسماند آن وجود ندارد و این مسئله دلیلی بر عدم وجود اثر اهرمی است. همچنین در نمودار ۳ واریانس شرطی مدل‌های TARCH و EGARCH نمایش داده شده است.



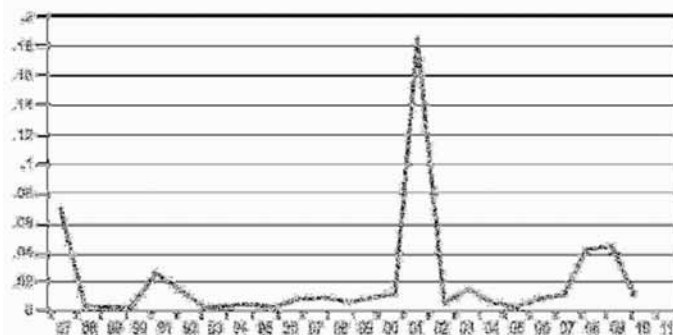
نمودار ۳- واریانس شرطی مدل‌های TARCH و EGARCH

اندازه‌گیری ناطمینانی

در این بخش از تحقیق به منظور ارائه‌ی شاخصی برای اندازه‌گیری ناطمینانی از برآوردهای انجام گرفته در خصوص واریانس شرطی استفاده می‌شود.

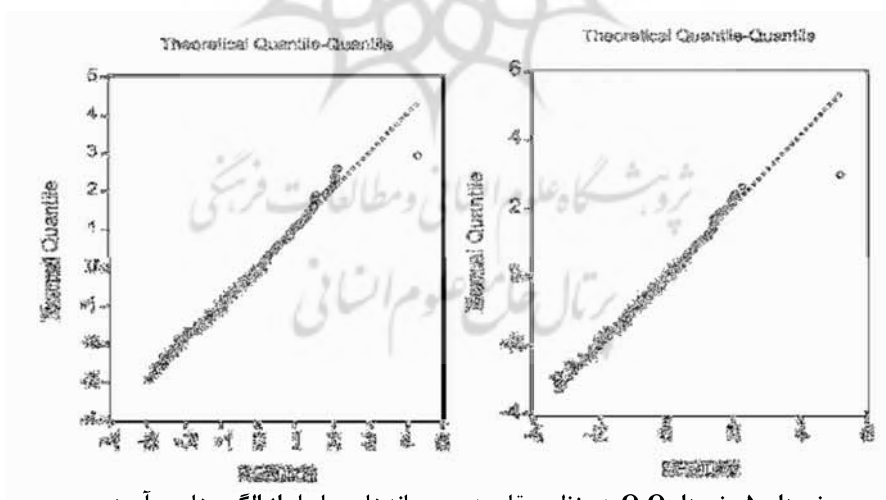
$$GAP = MAX(VAR) - MIN(VAR)$$

این معیار، ناطمینانی را به صورت شاخص فصلی سالیانه ارائه می‌کند. در نمودار ۴ شاخص مذکور پس از اندازه‌گیری به نمایش گذاشته شده است. همچنان که از نمودار ۴ قابل مشاهده است، به‌طور عمده شاخص ناطمینانی در حداکثر مقدار خود، در حدود ۱.۵ دلار تغییر در قیمت نفت هر فصل نسبت به فصل مشابه پیش از آن می‌باشد و دامنه‌ی تغییرات قیمتی بین ۱ الی ۸ درصد است.

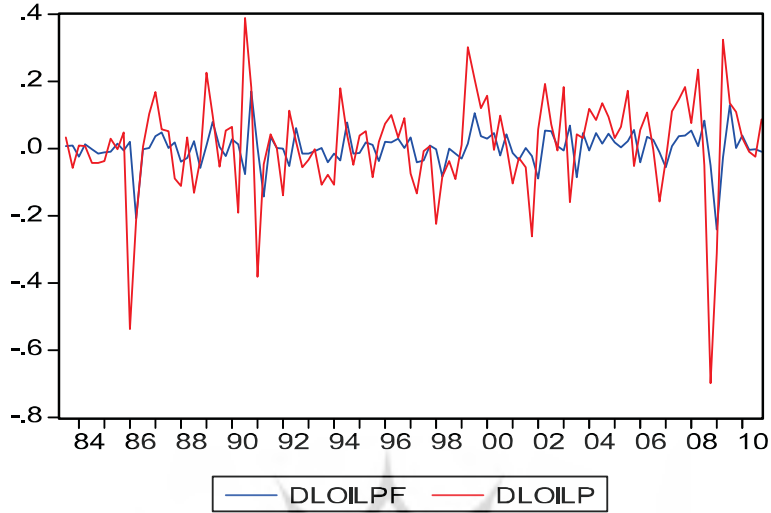


ماخذ: محاسبه تحقیق

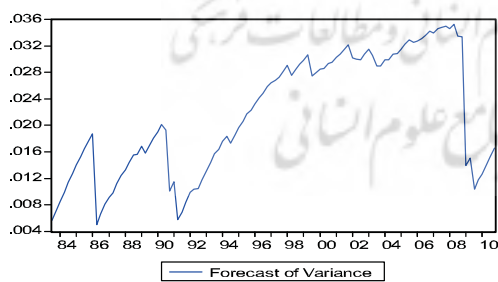
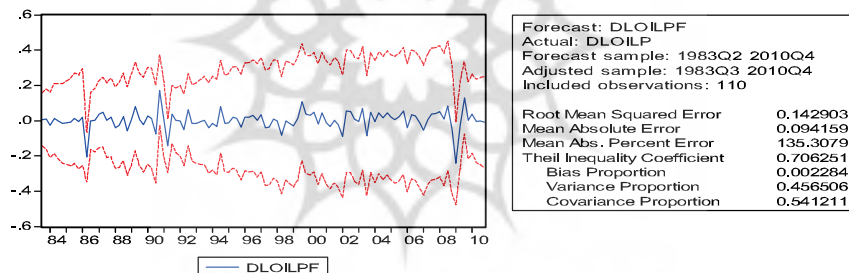
در پایان این قسمت به منظور حصول از اطمینان دقیق بودن مدل‌های برآورد شده، از نمودار Q-Q جهت مقایسه‌ی پسماندهای حاصل از الگوی برآوردی (TARCH-EGARCH) با توزیع نرمال استاندارد استفاده شده است (نمودار ۵). همان‌گونه که مشاهده می‌شود تقریباً همه پسماندهای مشاهدات در الگوهای برآوردی با توزیع نرمال هم‌خوانی دارند و بنابراین مدل‌های برآورد شده از دقت لازم برخوردار هستند. در نمودارهای ۶ و ۷ نیز مقادیر پیش‌بینی شده برای میانگین و واریانس شرطی به تصویر کشیده شده‌اند. این نمودارها نشان می‌دهند که در فاصله‌ی ۲۰۰۷-۱۹۹۱، واریانس شرطی تغییرات قیمت نفت به شدت افزایش یافته است.



نمودار ۵- نمودار Q-Q به منظور مقایسه‌ی پسماندهای حاصل از الگوی‌های برآوردی



نمودار ۶- مقادیر واقعی و پیش بینی شده تغییرات قیمت نفت



نمودار ۷- نمودار واریانس شرطی پیش بینی شده تغییرات قیمت نفت

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش از انواع گوناگونی از خانواده‌ی مدل‌های GARCH جهت تبیین و الگو کردن نوسانات قیمت نفت ایران استفاده شده است. بر اساس نتایج به دست آمده ملاحظه می‌شود که اولاً وجود یک ساختار واریانس شرطی در خصوص تغییرات قیمت نفت قابل مشاهده است، به گونه‌ای که بر اساس مدل‌های مختلف وابستگی واریانس دوره‌ی جاری به یک دوره پیش از آن به طور متوسط بین ۹۱ الی ۹۷ درصد می‌باشد. هم‌چنین اثر اهرمی قابل شناسایی است و این موضوع در الگوهای TARARCH و EGARCH به کار گرفته شده دیده می‌شود. در حقیقت یک شکاف ۳ درصدی اثرگذاری بین شوک‌های منفی و مثبت (اثر شوک‌های مثبت بیش از شوک‌های منفی است) وجود دارد. از نظر اندازه‌گیری شاخص ناطمینانی بر اساس واریانس شرطی به دست آمده ملاحظه می‌شود که عمدتاً نوسانات این متغیر در بازه‌ی ۱ تا ۸ درصد قرار می‌گیرد. یکی دیگر از ویژگی‌های سری مورد نظر آن است که نوسانات به صورت خوشه‌ای است، به طوری که در فاصله سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹۱، نوسانات نسبت به ادوار پیش و پس از آن به مراتب بیش‌تر است.

فهرست منابع

- Bollerslev, T. and J.M. Wooldridge (1992). Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariance, *Econometric Reviews*, 11, 143-172.
- Bollerslev, T., R.F. Engle and D.B. Nelson. (1994), ARCH Models, *Handbook of Econometrics*, 4, Chapter 49, 2959-3038.
- Engle, R.F. and A.J. Patton. (2001). What Good is a Volatility Model? Unpublished Paper.
- Kim, K. and P. Schmidt. (1993). Unit Root Tests with Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 59(3), 287-300.
- Perron, P. and R.J. Shiller. (1985). Testing the Random Walk Hypothesis: Power versus Frequency of Observation, *Economics Letters*, 18(3), 381-386.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57, 1357-1361.
- Stock, J.H. (1994). Unit Roots, Structural Breaks and Trends *Handbook of Econometrics*, 4, Chapter 46, 2739-2841.