مجلهٔ تحقیقات اقتصادی / شمارهٔ ۹۱ / تابستان ۸۹ / صفحات - ۲۱۹

آیا نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت نفت خام بر عرضه‌ی آن مؤثر است؟ کاربردی از GARCH و ARDL

اسمعیل ابونوری

استاد اقتصادسنجی و آمار اجتماعی، بخش اقتصاد دانشگاه مازندران

e.abounoori@umz.ac.ir ; esmaiel.abounoori@gmail.com

امیر خانعلی‌پور

مدرس مدعو دانشگاه پیام نور- مرکز زنجان

Amir_Khanalipour@yahoo.com

تاریخ دریافت : ۱۳۸۷/۵/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۸/۱۱/۶

چکیده

افزایش شدید قیمت نفت خام و نوسانات آن در دهه‌های اخیر سبب جلب توجه بسیاری از پژوهشگران به حوزه‌ی انرژی شده است. به نظر می‌رسد علاوه بر اثر مستقیم قیمت نفت خام، نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت نیز بر عرضه‌ی نفت خام اثرگذار باشد.

در این پژوهش اثر نااطمینانی قیمت نفت خام بر عرضه‌ی آن با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه‌ی ژانویه، ۱۹۸۰ تا سپتامبر ۲۰۰۷ برای کشورهای ایران، عربستان، لیبی و نیجریه و داده‌های ماهانه‌ی مارس ۱۹۸۱ تا سپتامبر ۲۰۰۷ برای کشور انگلستان بررسی شده است. ابتدا با استفاده از الگوی ناهمسان واریانس شرطی تعمیم یافته (GARCH) نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت واقعی نفت، محاسبه و سپس ضرایب بلند مدت مدل برای هر کشور و به طور مجزا به‌وسیله‌ی الگوی خود بازگشت وقفه‌ی توزیعی برآورد شده است. نتایج حاصل حاکی از وجود اثر مثبت و معنی‌دار در عربستان و لیبی، ولی منفی و معنی‌دار برای انگلستان می‌باشد، در حالی‌که این اثر در ایران و نیجریه معنی‌دار نبوده است. این نتیجه نشان می‌دهد این است که اثر نااطمینانی قیمت نفت خام بر عرضه‌ی آن، به شکل تابع مطلوبیت آن بستگی دارد.

طبقه بندی JEL: C22, C32, C52, G14

کلید واژه: نااطمینانی، قیمت نفت، عرضه‌ی نفت، GARCH، ARDL

۱- مقدمه

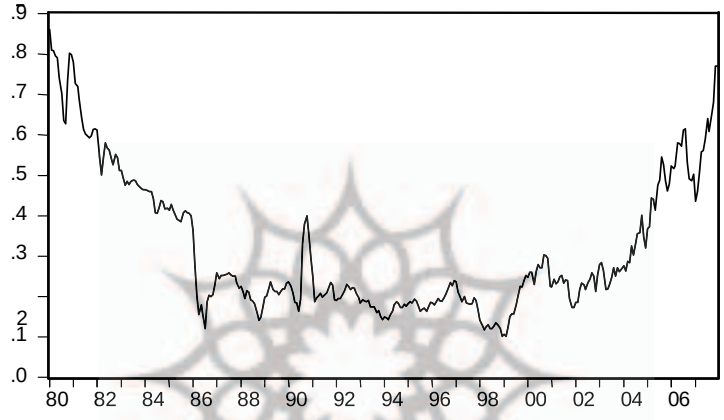
افزایش بی‌سابقه‌ی قیمت نفت در ماه‌های پایانی سال ۲۰۰۷ میلادی، سبب جلب توجه بیش‌تر پژوهشگران به حوزه‌ی انرژی شده است. افزایش قیمت نفت به معنی افزایش درآمد کشورهای صادرکننده‌ی آن (حداقل در کوتاه مدت) می‌باشد. بر عکس، این امر برای کشورهای وارد کننده‌ی آن موجب افزایش هزینه‌های تولید و در نتیجه تورم و کاهش حجم تجارت خواهد شد. به نظر می‌رسد با افزایش قیمت نفت، کشورهای صادرکننده‌ی آن، سرمایه‌گذاری‌های بیش‌تری در اکتشاف و استخراج آن خواهند کرد. از سویی بسیاری از کشورهای واردکننده‌ی نفت خام نیز دارای ذخایر نفتی و گازی هستند، اما ممکن است تمایلی به سرمایه‌گذاری برای اکتشاف و استخراج آن نداشته باشند، چرا که این فرایند بسیار سرمایه‌بر است و ممکن است در قیمت‌های جاری دسترسی به این طلای سیاه آسان‌تر و با هزینه کم‌تر امکان پذیر باشد. اگر قیمت این کالا افزایش پیدا کند و این افزایش استمرار داشته باشد، سرمایه‌گذاری در این زمینه توجیه اقتصادی خواهد داشت. از سویی، قیمت این انرژی تجدید ناپذیر در طول سالیان متمادی از نوسانات زیادی نیز برخوردار بوده است. این افزایش و کاهش مداوم قیمت خود سبب به‌وجود آمدن یک فضای نااطمینانی در زمینه‌ی قیمت‌های آتی شده و بر تولید و عرضه‌ی این محصول اثر خواهد گذاشت. اصولاً سرمایه‌گذاری یک فرآیند برگشت ناپذیر است، یعنی احتمال دارد به هنگام سرمایه‌گذاری در صنعت نفت، با کاهش قیمت و استمرار آن مواجه بود، با این وجود نمی‌توان از سرمایه‌گذاری انجام گرفته چشم‌پوشی کرد. نااطمینانی قیمت انرژی منجر به افزایش احتمال هدر رفتن سرمایه‌گذاری انجام گرفته و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری جدید خواهد شد[۱].

به‌طور خلاصه به نظر می‌رسد، علاوه بر اثر مستقیم افزایش و کاهش قیمت نفت، فضای نااطمینانی حاصل از این نوسانات، سرمایه‌گذاری و تولید نفت خام را به‌ویژه برای کشورهایی که درآمد آن‌ها به شدت وابسته به نفت است، تحت تأثیر قرار می‌دهد. نمودار (۱)، نوسانات قیمت واقعی نفت خام سبک صادراتی ایران را به دلار نشان می‌دهد.

به طور کلی تولیدکنندگان نفت مشابه تولیدکنندگان سایر کالاها دارای یک سری انتظارات قیمت آتی بوده و بر اساس آن برای تولید برنامه‌ریزی می‌کنند. پیش‌بینی افزایش (کاهش) در قیمت، منجر به تصمیم‌گیری در جهت افزایش یا کاهش تولید

۱- برای مطالعه‌ی بیش‌تر به Bernak (1983) و Reynolds (1999) رجوع شود.

می‌شود. در این راستا، فضای نااطمینانی ناشی از نوسانات قیمت نفت به پیش‌بینی نادرست منتهی خواهد شد، برای مثال در نوامبر ۱۹۹۷، کشورهای تولیدکننده‌ی نفت عضو اوپک[1] به دنبال پیش‌بینی ۲/۴ درصدی افزایش تقاضای نفت، تصمیم به افزایش تولید گرفتند. اما وقوع بحران مالی جنوب شرق آسیا، زمستان نسبتاً گرم امریکای شمالی و کاهش واردات نفت چین و روسیه، همگی به کاهش تقاضا برای نفت انجامید،[2] در نتیجه کشورهای صادرکننده‌ی نفت زیان قابل توجه‌ای را تجربه کردند.



نمودار ۱ - نمودار قیمت واقعی نفت خام ایران به دلار

نکته در این‌جاست که اگر این تولیدکنندگان پیش‌بینی درستی داشتند و یا اگر بازار نفت از ثبات کافی برخوردار بود، بازار نفت با مازاد عرضه مواجه نمی‌شد. در نتیجه، تجدیدناپذیری منابع نفتی از یک‌سو و نااطمینانی قیمت نفتی از سوی دیگر، تصمیم‌گیری در مورد میزان تولید و عرضه‌ی نفت خام را با مشکل مواجه می‌کند. در پیوست (۱)، به برخی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر ایجاد نوسانات قیمت نفت خام و نااطمینانی حاصل از آن اشاره شده است. پرسش اساسی در این پژوهش آن است که آیا نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت نفت بر تصمیم‌گیری تولید و عرضه‌ی کشورهای صادرکننده‌ی نفت تأثیرگذار است یا خیر؟ و در صورت مؤثر بودن، این اثر در چه جهتی است؟

---

1 - OPEC.
2 - Kohl, Wilfrid L (2002).

در بخش دوم به منظور ارائه‌ی مدلی مناسب برای عرضه‌ی نفت خام، مروری بر تحقیقات صورت گرفته در این زمینه انجام خواهد گرفت. بخش سوم پس از ارائه‌ی مبانی نظری نحوه‌ی تأثیرگذاری نااطمینانی قیمت نفت خام بر عرضه، نحوه کمی‌کردن آن و معرفی الگوی GARCH، به ارائه‌ی مدل و در نهایت دلایل استفاده از الگوی خود بازگشت وقفه‌ی توزیعی (ARDL)[1] برای برآورد ضرایب بلندمدت مدل اختصاص دارد. در بخش چهارم برآورد مدل تقدیم می‌شود. نتایج و پیشنهادات حاصل از این پژوهش بخش پنجم را تشکیل می‌دهد. سرانجام این مقاله با کتاب‌نامه و پیوست پایان می‌یابد.

۲- مروری بر تحقیقات پیشین

از آن‌جایی‌که تولید نفت خام در دنیا یا توسط اعضای اوپک انجام می‌گیرد یا غیر اوپک، تحقیقات انجام گرفته برای مدل‌سازی عرضه‌ی نفت خام به تبیین رفتار اعضای اوپک و غیر اوپک پرداخته‌اند. با وجود این‌که فرض رفتار رقابتی اعضای غیر اوپک به تأیید آماری رسیده است، تحلیل رفتار اوپک (به عنوان یک کارتل) کمی مشکل به نظر می‌رسد. در برخی از تحقیقات مانند مطالعه‌ی بلتون[2] (۱۹۹۸)، نشان داده شده است که با کاهش قیمت واقعی نفت خام از دهه‌ی ۸۰ میلادی به بعد، بازار با کاهش سهم بازار اوپک مواجه شده است.

گریفین[3] (۱۹۸۵)، عملکرد اوپک را در دو نوع رفتار حدی بررسی کرده است: مدل کارتل، هنگامی‌که اوپک قیمت‌گذار نفت است و دیگری مدل رقابتی، جایی‌که اوپک قیمت‌پذیر است. ارتباط منفی بین تولید و قیمت که به معنی منحنی عرضه به عقب خمیده تعبیر می‌شود، بدین مفهوم است که اوپک رفتار تولیدی خود را بر اساس مدل غیررقابتی شکل می‌دهد. بر اساس تحقیق گریفین (۱۹۸۵)، فرضیه‌ی رفتار غیررقابتی اوپک مورد تأیید آماری قرار گرفته است. مدل پیشنهادی او به شکل زیر است:

$$LogQ_{it} = \alpha_i + \beta_i LogP_t + \gamma_i LogQ_{oit} + \varepsilon_{it}$$

که در آن Q_{it}، میزان تولید کشور i در زمان t، P_t قیمت نفت خام و Q_{oit} میزان تولید اوپک منهای تولید کشور i است. اگر $\beta > 0$ باشد، به معنی وجود رفتار رقابتی و در غیر این صورت به مفهوم رفتار غیررقابتی اوپک است.

1- Auto Regressive Distributed Leg Method (ARDL).
2 - Belton (1998).
3 - Griffin (1985).

علی عزتی[1] (۱۹۷۶)، دیوید تی‌سه[2] (۱۹۸۲) و کرمر و صالحی[3] (۱۹۸۰)، به نیاز تولیدکنندگان نفت برای سرمایه‌گذاری داخلی تأکید داشته‌اند. در تحقیق آنان ضریب منفی قیمت نفت برای تولیدکنندگان اوپک مورد تأیید آماری قرار گرفته است. مدل پیشنهادی آنان برای عرضه‌ی نفت خام به شکل زیر است:

$$LnQ_{it} = a_i + \gamma_i LnP_t + \delta_i LnI_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن Q_{it}، میزان تولید کشور i در زمان t، P_t قیمت نفت خام و I_i سرمایه‌گذاری مورد نیاز برای کشور i است.

کلیفتون[4] (۱۹۹۰)، مدل پیشنهادی گریفین (۱۹۸۵) را برای داده‌های فصلی ۱۹۸۳ تا ۱۹۸۸ برآورد کرده و نتایج گریفین (۱۹۸۵) را مورد تأیید قرار داده است. داده‌های گریفین (۱۹۸۵) تنها دوره‌ی افزایش قیمت‌ها را پوشش می‌دهد، در حالی‌که داده‌های کلیفتون (۱۹۹۰) دوره‌ی افزایش و کاهش قیمت نفت را در برمی‌گیرد. سام یوهنا[5] (۱۹۹۴) نیز از همان متدولوژی و عرضه‌ی گریفین (۱۹۸۵) برای آزمون فرضیه‌ی رقابتی یا کارتل بودن اوپک استفاده کرده است. تنها تفاوت آن استفاده از متغیر توضیحی ذخائر نفت خام با یک وقفه در معادله‌ی عرضه است. در نهایت اضافه کردن این متغیر نتایج گریفین (۱۹۸۵) را نقض نکرده است.

رامچاران[6] (۲۰۰۲) نیز با همان مدل به نتایج گریفین (۱۹۸۵) رسیده است. او تنها، دوره‌ی مطالعاتی را گسترش داده و از داده‌های سال‌های ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۷ استفاده نموده است که شامل دوره‌ی کاهش و افزایش قیمت نفت می‌باشد. نورالدین کریچن[7] (۲۰۰۵) (۲۰۰۵) نیز به بررسی هم‌زمان معادلات عرضه و تقاضای نفت خام و گاز در دوره‌ی ۱۹۱۸ تا ۲۰۰۴ پرداخته است. معادله‌ی عرضه‌ی پیشنهادی او برای نفت خام به شکل زیر است:

$$Q_t = \alpha + \beta P_t^e + \gamma NG_t + \gamma D + \varepsilon_t$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Ezzati, Ali (1976).
2 - Teece, David (1982).
3 - Cremer, Jacques and Djavad Salehi- Isfahani (1980).
4 - Clifton T., Jones (1990).
5 - Youhanna, Sam (1994).
6 - Ramcharran (2002).
7 - Krichene, Noreddin (2005).

که در آن Q_t عرضه‌ی نفت خام، P_t^e قیمت واقعی انتظاری نفت خام، NG_t مقدار تولید گاز طبیعی و D متغیر مجازی برای نوسانات ناگهانی و شدید قیمت نفت‌خام است.

با فرض ریسک‌گریزی اعضای اوپک، رینالدز (۱۹۹۹)، با استفاده از رویکرد نظریه‌ی بازی‌ها[1] نشان می‌دهد که چگونه بسیاری از کشورهای عضو و برخی کشورهای غیر عضو اوپک مایل به افزایش ظرفیت تولیدی خود نیستند. او نشان می‌دهد که گاهی اوقات یک تولیدکننده‌ی نفت بدون تحقیق و توسعه‌ی میادین نفتی خود می‌تواند به مطلوبیت بالاتری دست یابد، گرچه ارزش حال خالص این طرح‌ها مثبت باشد.

هم‌چنین، نورالدین کریچن[2] (۲۰۰۷)، در مقاله‌ی خود، به بررسی بازار جهانی نفت‌خام و گاز طبیعی در قالب یک مدل هم‌زمان و با توجه به نقش اساسی سیاست‌های پولی می‌پردازد. در این مدل پارامترهای مؤثر در این بازار و اثرات مخرب ادوار تجاری برآورد شده است. در این مدل، تقاضای کوتاه‌مدت نفت خام تابعی از قیمت اسمی نفت‌خام، نرخ بهره، نرخ ارز مؤثر و درآمد است و عرضه‌ی نفت خام تابعی از قیمت اسمی نفت‌خام، ذخایر اثبات شده‌ی نفت خام و متغیر مجازی برای نوسانات شدید قیمت نفت‌خام در نظر گرفته شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که تقاضای کوتاه‌مدت برای نفت خام نسبت به قیمت، بی‌کشش و نسبت به درآمد باکشش و تحت تأثیر نرخ ارز و نرخ بهره است. هم‌چنین، عرضه‌ی کوتاه‌مدت نسبت به قیمت بی‌کشش است، که طبق نظر او این امر می‌تواند منبع وجود نوسانات شدید در قیمت نفت خام و گاز باشد.
هم‌چنین در میان سایر تحقیقات انجام گرفته در این زمینه می‌توان به مطالعات بالابانوف[3] (۱۹۹۵)، باکون[4] (۱۹۹۱)، گاتلی و کیل[5] (۱۹۷۷)، کریچین[6] (۲۰۰۶ و ۲۰۰۲)، ۲۰۰۲)، گاتلی و هانتینگتون[7] (۲۰۰۲)، اشاره کرد.

در تحقیقات انجام گرفته برای تعیین رفتار اوپک، وجود یک بازار انحصار چندجانبه‌ی فروش برای اوپک و تأیید کارتل بودن آن و برعکس وجود یک بازار رقابتی در بازار نفت‌خام خارج از اوپک مورد تأیید آماری قرار گرفته است. به هرحال، در این مطالعات به پدیده‌ی نااطمینانی قیمت نفت خام توجه اندکی شده است، لذا تعیین

---

1 - Game Theory.
2 - Krichene, Noreddin (2007).
3 - Balabanoff, S. (1995).
4 - Bacon R (1991).
5 - Gately, D. and J.F. Kyle (1977).
6 - Krichene, Noreddin (2002 , 2006).
7 - Gately, D., and H.G. Huntington. (2002).

عملکرد کشورهای تولید کننده‌ی اوپک و غیر اوپک در مواجهه با فضای نااطمینانی ناشی از نوسانات قیمتی، با اهمیت به نظر می‌رسد.

۳- مبانی نظری و تصریح مدل

این بخش ابتدا به بیان مبانی نظری نحوه‌ی تأثیرگذاری نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت نفت خام بر عرضه‌ی آن می‌پردازد. در قسمت دوم از این بخش الگوی ناهمسان واریانس شرطی برای کمی‌کردن نااطمینانی در مدل عرضه‌ی نفت‌خام معرفی می‌شود. در نهایت، قسمت سوم از بخش ۳ به دلایل استفاده از الگوی خود بازگشت وقفه‌ی توزیعی، (ARDL)، به برآورد بلندمدت ضرایب مدل اختصاص دارد.

۳-۱- *مبانی نظری*

برای نشان دادن چگونگی اثرگذاری نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت بر تولید و عرضه، مطابق جاکینتو فابیوسا[1] (۲۰۰۲)، مدل ساده‌ای برای یک تولیدکننده‌ی نوعی نفت معرفی می‌شود. ابتدا فرض می‌شود، قیمت نفت خام دارای توزیع نرمال با میانگین P^e و واریانس σ_p^2 است. یعنی:

$$P \sim N(P^e, \sigma_p^2) \qquad (۱)$$

در این شرایط، درآمد تولید کننده‌ی (R) فرضی برابر حاصل‌ضرب قیمت نفت (P) در مقدار تولید (Q) است. گرچه می‌توان از سود خالص استفاده کرد، اما فرض می‌شود هزینه‌های تولید در قبال درآمد ناچیز باشد؛ در هر صورت تفاوتی در نتایج به‌وجود نخواهد آمد:

$$R = P.Q \qquad (۲)$$

از (۱) و (۲) می‌توان نتیجه گرفت که درآمد تولید کننده‌ی نفت نیز دارای توزیع نرمال است. یعنی:

$$R \sim N\,(P^e.Q), (P^2.Q^2.\sigma_p^2) \qquad (۳)$$

با فرض ریسک‌گریزی مطلق ثابت[2] تابع مطلوبیت و با فرض $\lambda>0$، تابع مطلوبیت انتظاری به شکل زیر قابل تعریف است:

---

1 - Fabiosa, Jacinto F (2002).
2 - Constant Absolute Risk Aversion.

$$E(V)=-e^{\lambda}(R^{۲}-۰/۵\lambda\sigma_R^{۲}) \quad (۴)$$

با حداکثر سازی رابطه‌ی (۴) خواهیم داشت:

$$Max\,E(V)=-Max(R^{۲}-۰/۵\lambda\sigma_R^{۲}) \quad (۵)$$

با قرار دادن گشتاور مرتبه‌ی اول و دوم از (۳) در رابطه‌ی (۵) می‌توان نوشت:

$$Max_Q\{(P^e.Q)-۰/۵\lambda(P^{۲}.Q^{۲}.\sigma_p^{۲}) \quad (۶)$$

با شرط مرتبه‌ی اول از (۶) و حل آن برای Q خواهیم داشت:

$$P^e-\lambda P^{۲}.Q.\sigma_p^{۲}=۰ \quad (۷)$$

$$Q=\frac{P^e}{\lambda P^{۲}.\sigma_p^{۲}} \quad (۸)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial P^e}=\frac{۱}{\lambda P^{۲}.\sigma_p^{۲}} \quad (۹)$$

$$\frac{\partial Q}{\partial \sigma_p^{۲}}=\frac{-P^e\lambda P^{۲}}{\lambda P^{۲}.\sigma_p^{۲}}<۰ \quad (۱۰)$$

رابطه‌ی (۱۰) نشان می‌دهد که چگونه نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت، اثری منفی بر میزان تولید دارد. برای کمی کردن نااطمینانی قیمت نفت، به $\sigma_P^{۲}$ نیاز است که برای آن شاخص مناسب $h_۲$ معرفی می‌شود.

نتیجه‌ی تحلیل فوق با فرض ریسک‌گریزی مطلق یک تولیدکننده‌ی نفت فرضی، مبین این است که ریسک قیمتی در جهت منفی میزان تولید و عرضه را تحت تأثیر قرار می‌دهد، اما در سطح تجربی و هنگامی که این اثر برای نمونه‌های متعدد برآورد می‌شود، که در برخی موارد یا نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت اثر معنی‌داری بر عرضه نداشته و اگر هم داشته، این اثر مثبت بوده است. گراوو[1] (۱۹۹۳) نشان می‌دهد که این نتایج اتفاقی نبوده و مبنای نظری دارد. او معتقد است که افزایش در ریسک اثرات درآمدی[2] و جانشینی[3] دارد که در جهت متفاوت حرکت می‌کنند. با افزایش ریسک، اثر جانشینی سبب جانشین شدن سایر فعالیت‌های کم‌ریسک به جای فعالیت‌های پرریسک می‌شود. این امر به معنی کاهش مطلوبیت انتظاری حاصل از فعالیت در تجارت است، حال بنگاه‌ها برای جبران این کاهش درآمد، فعالیت خود را افزایش خواهند داد،

1 - De Grawe, Paul, (1993).
2 - Income Effect.
3 - substitute Effect.

درنتیجه، اثر نهایی به شکل توابع مطوبیت آن‌ها بستگی دارد. او نشان می‌دهد که اثر افزایش ریسک به تحدب منحنی بی‌تفاوتی و درجه‌ی ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری بنگاه بستگی دارد. اگر بنگاه به اندازه‌ی کافی ریسک‌گریز باشد، افزایش در ریسک منجر به افزایش مطلوبیت نهایی انتظاری درآمد صادراتی می‌شود و بنگاه را وادار می‌کند تا فعالیت‌های پرریسک را افزایش دهد. اگر بنگاه بیش از اندازه ریسک‌گریز باشد، آن‌گاه نگران کاهش درآمد خود شده و احتمالاً تولید خود را افزایش می‌دهد. او تأکید می‌کند که نتایج مدل‌های ساده از فرض محدود آن‌ها مبنی بر عدم توجه به خواص توابع مطلوبیت نشأت می‌گیرد. با فرض ریسک‌گریزی مطلق ثابت، اثرات درآمدی به‌طور کامل نادیده گرفته می‌شود، در حالی‌که، اگر توابع مطلوبیت از خانواده‌ی ریسک‌گریز نسبی ثابت باشند، افزایش در ریسک منجر به کاهش حجم تولید می‌شود، اگر ضریب ریسک‌گریزی کم‌تر از یک باشد[1].

۳-۲- کمی‌سازی نااطمینانی قیمت نفت خام

مطابق متیو هولت و ستیش آرادولا[2] (۱۹۹۰)، نااطمینانی قیمت توسط واریانس شرطی قیمت‌های انتظاری وابسته به زمان اندازه‌گیری می‌شود. برای این منظور می‌توان از فرآیند خود بازگشت زیر برای نفت خام استفاده کرد:

$$P_t = \beta(L)\, P_t + \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

که در آن P_t، قیمت واقعی نفت خام، $\beta(L)$، یک چند جمله‌ای از ضرایب برآورد شده $(b_0,...,b_n)$، L عملگر وقفه و ε_t، جزء خطا است که فرض می‌شود به صورت نرمال و بر اساس مجموعه اطلاعات قابل دسترس در زمان $t-1$، (یعنی Ω_{t-1})، با میانگین صفر و واریانس (h_t)، توزیع شده باشد:

$$\varepsilon_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, h_t) \qquad (۱۲)$$

در مطالعات متعدد از واریانس یا انحراف معیار شرطی ε_t به عنوان شاخصی برای نااطمینانی و ریسک استفاده شده است، اما اگر به ازای تمام t ها داشته باشیم: $h_t = \sigma^2$، پس واریانس شرطی و غیرشرطی در رابطه‌ی (۱۱) ثابت است. به بیان دیگر، واریانس شرطی مرتبط با (۱۱) در طول زمان متغیر نیست و نمی‌توان از آن به عنوان شاخصی برای ریسک استفاده کرد. پس، شرط اول برای استفاده از واریانس شرطی به‌عنوان شاخصی برای ریسک و نااطمینانی، متغیر بودن واریانس در طول زمان است.

۱- برای مطالعه بیش‌تر به گراوو (۱۹۹۳) رجوع شود.

2 - Matthew Holt and Satheesh V. Aradhyula (1990).

پس از معرفی مدل ناهمسان واریانس شرطی[1] (ARCH) توسط انگل[2] (۱۹۸۲)، محاسبه‌ی ریسک و نااطمینانی و هم‌چنین انتظارات غیر قابل پیش‌بینی با دقت بالایی امکان‌پذیر شد. ویژگی بارز مدل‌های آرچ، پیش‌بینی واریانس شرطی یک سری زمانی است که در طول زمان نوسانات خوشه‌ای[3] دارند. در این سری‌ها تغییرات بیش‌تر تمایل دارند تا در هر دو طرف با تغییرات بیش‌تر همراه باشند و تغییرات کم‌تر نیز با تغییرات کم‌تر. این مدل‌ها واریانس شرطی (h_t) را بر اساس مقادیر تحقق یافته‌ی گذشته (P_t) برآورد می‌کنند. اصولاً گفته می‌شود که این مدل‌ها گذشته نگرند، چرا که پارامترها بر اساس مجموع اطلاعات قابل دسترس در زمان $t-1$، یعنی Ω_{t-1}، برآورد می‌شوند. هدف از کمی‌سازی ریسک قیمتی نفت خام، پیش‌بینی واریانس، h_t، بر اساس اطلاعات گذشته P_t است. برای این منظور مدل عمومی $ARCH(p)$ را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$h_t = h(P_{t-1}, P_{t-2}, ..., P_{t-p}, \alpha) \qquad (۱۳)$$

که در آن p، مرتبه‌ی مدل آرچ و α بردار پارامترها است که باید برآورد شود. یعنی:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon^2_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon^2_{t-2} + ... + \varepsilon^2_{t-p} \qquad (۱۴)$$

مدل رگرسیونی آرچ مطرح شده توسط انگل به‌طور مشخص بین واریانس شرطی و غیرشرطی تفاوت قائل شده و واریانس شرطی را تابعی از خطاهای گذشته فرض کرده است. بولرسلو[4] (۱۹۸۶)، با افزایش میزان انعطاف‌پذیری و مجموعه اطلاعات مدل‌های آرچ، علاوه بر جملات خطا، وقفه‌های خود واریانس شرطی را نیز وارد مدل می‌کند. مدل ناهمسان واریانس شرطی تعمیم یافته‌ی[5] $GARCH(p,q)$ معرفی شده توسط بولرسلو (۱۹۸۶)، به صورت زیر است:

$$h_t = \alpha_0 \sum_{i=1}^{q} \alpha \varepsilon^2_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} \beta_i h_{t-j} \qquad (۱۵)$$

$$= \alpha_0 + A(L)\varepsilon^2_{t-i} + B(L) h_{t-i}$$

---

1 - Auto Regressive Conditional Heteroscedastic model (ARCH).
2 - Engel (1982).
3 - Volatility Clustering.
4 - Bollerslev, Tim (1986).
5 - Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedastic Model.

$p,q \geq 0$, $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $i = 1,2,...,q$

$\beta_i > 0$, $i = 1,2,...,p$

با توجه به رابطه‌ی (۱۵) و با پایایی فرآیند گارچ، میانگین و واریانس غیرشرطی ε_t به صورت زیر در می‌آید:

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad , \quad Var(\varepsilon_t) = \alpha_0 \cdot (1 - A(L) - B(L))^{-1}$$

بنابراین، برای یک فرآیند پایای $GARCH(p,q)$ واریانس غیر شرطی ε_t مقدار ثابت، در حالی‌که واریانس شرطی متغیر در طول زمان است.

اگر $p=0$ $GARCH(p,q)$ باشد، آن‌گاه فرآیند گارچ به $ARCH(q)$ تبدیل می‌شود. چنان‌چه $p=q=0$ باشد، آن‌گاه واریانس شرطی تبدیل به مقدار ثابت همانند مدل‌های سری زمانی استاندارد می‌شود، زیرا ε_t جدید یک وایت نویز می‌شود. ساده‌ترین مدل گارچ، مدل $GARCH(1,1)$ است که شامل یک جزء ثابت (α_0) نوسان دوره‌ی گذشته که به صورت وقفه‌ای از مجموع پسماندهای معادله‌ی میانگین اندازه‌گیری می‌شود، یعنی جزء آرچ (ε_{t-1}^2) و واریانس پیش‌بینی آخرین دوره، یعنی جزء گارچ (h_{t-1}). یعنی:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}$$

بنابراین، در صورت وجود اثرات آرچ و ناهمسانی واریانس در (۱۵)، می‌توان از فرآیند گارچ به‌عنوان ابزاری برای ریسک حاصل از نوسانات قیمت استفاده کرد. حال، پس از ساختن شاخص مناسب برای نااطمینانی، مدل عرضه‌ی نفت خام تقدیم می‌شود.

۳-۳- معرفی مدل و داده‌ها

مدل عرضه برای تولیدکننده‌ی i نفت خام به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$Ln\, Q_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Ln\, P_{it} + \gamma_2 Ln\, h_{it} + \gamma_3 Ln\, R_{it} + v_{it} \qquad (۱۶)$$

که در آن:

- LnQ_{it} لگاریتم مقدار تولید نفت خام کشور i بر حسب هزار بشکه در روز؛
- LnP_{it} لگاریتم قیمت واقعی نفت خام کشور i بر حسب دلار به ازای هر بشکه؛
- Lnh_{it} لگاریتم نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت واقعی نفت خام کشور i ؛
- LnR_{it} لگاریتم میزان ذخائر اثبات شده‌ی نفت خام کشور i بر حسب هزار بشکه می‌باشد.

مدل فوق برای کشورهای ایران، عربستان، نیجریه، لیبی (عضو اوپک) با استفاده از داده‌های ماهانه‌ی ژانویه ۱۹۸۰ تا سپتامبر ۲۰۰۷ (۳۳۶ مشاهده) و کشور انگلستان (غیر اوپک) در دوره‌ی مارس ۱۹۸۱ تا سپتامبر ۲۰۰۷ (۳۲۲ مشاهده) برآورد خواهد شد. این دوره شامل دوره‌ی افزایش و کاهش نفت خام است. داده‌های قیمت اسمی و تولید نفت خام از سایت سازمان اطلاعات انرژی امریکا[1] تهیه شده است. برای واقعی کردن قیمت‌های اسمی، از شاخص قیمت‌های مصرف کننده‌ی کشورهای صنعتی مندرج در لوح فشرده‌ی IFS که توسط صندوق بین‌المللی پول (IMF) منتشر شده، استفاده شده است. متأسفانه به دلیل عدم دسترسی به داده‌های ماهانه سری ذخائر اثبات شده نفت خام، مطابق کوپر و سوئست[2] (۲۰۰۶) از درون‌یابی سری سالانه‌ی آن و با فرض تغییر با نرخ ثابت در داده‌های سالیانه حاصل شده است.

به منظور بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو، می‌توان از روش‌های هم‌جمعی مانند روش انگل-گرنجر و مدل‌های تصحیح خطا مانند ساز و کار تصحیح خطا (ECM) استفاده کرد. استفاده از روش هم‌جمعی انگل-گرنجر دارای محدودیت‌های زیادی است، به طوری‌که توزیع حدی برآوردگرهای حداقل مربعات غیر نرمال است. بنابراین، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های معمول بی‌اعتبار می‌باشد. هم‌چنین، روش انگل-گرنجر بر پیش فرض وجود یک بردار هم‌جمعی استوار است و تحت شرایطی که بیش از یک بردار هم‌جمعی وجود داشته باشد، استفاده از این روش منجر به عدم کارایی خواهد شد. با وجود این محدودیت‌ها در استفاده از روش انگل-گرنجر، می‌توان از روش‌های دیگری مانند روش خودتوضیح برداری وقفه‌ی گسترده (ARDL) استفاده کرد تا این محدودیت‌ها را برطرف کند. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه‌ی هم‌جمعی متغیرها، که در روش انگل-گرنجر ضروری می‌باشد، نیازی نیست. هم‌چنین، در این روش ضریب‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل به طور هم‌زمان برآورد شده و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهم‌بستگی نیز رفع می‌شود. درنتیجه، برآوردگرهای حاصل از روش ARDL، به دلیل اجتناب از مشکلاتی هم‌چون خودهم‌بستگی و درون‌زایی، نااریب و کارا هستند. بنابراین، پس از محاسبه‌ی شاخص ریسک، برای برآورد ضرایب بلندمدت مدل عرضه‌ی نفت خام، از مدل خودتوضیح وقفه‌ی توزیعی استفاده خواهد شد. پیش از بحث در خصوص رابطه‌ی بلندمدت متغیرهای الگو، لازم است از وجود هم‌جمعی بین

---

1 - Energy Information Administration, (www.eia.doe.gov)
2 - Kuper, Gerard H. and Daan Pvan Soest (2006).

متغیرهای موجود اطمینان حاصل شود، زیرا برای آن‌که الگوی پویـای خودبازگشـت بـا وقفه‌های توزیعی به سمت تعادل بلندمدت گرایش داشته باشد، باید مجموع ضـرایب بـا وقفه‌ی (p تعداد وقفه) متغیر وابسته $\left(\sum_{i=1}^{p}\hat{\varphi}_i\right)$ در الگوی پویای برآوردی کوچک‌تـر از یک باشد. بنابراین، برای آزمون وجود هم‌جمعی در الگوی خود بازگشت وقفه‌ی توزیعی، آزمون فرضیه‌های زیر لازم است:

$$\begin{cases} H_0 : \sum_{i=1}^{p}\hat{\varphi}_i - 1 \geq 0 \\ H_1 : \sum_{i=1}^{p}\varphi_i - 1 < 0 \end{cases}$$

کمیت آماره‌ی t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p}\hat{\varphi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} SE\hat{\varphi}_i} \qquad (17)$$

که در آن $SE\hat{\varphi}_i$ انحراف معیار متغیر وابسته در وقفه‌ی iام است.

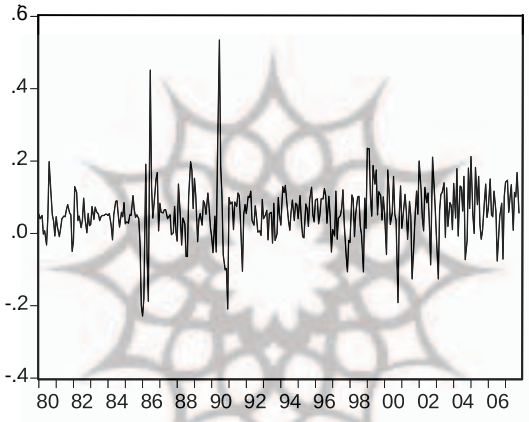
مقدار آماره‌ی رابطـه‌ی (۱۷) بـا کمیـت بحرانـی بنرجـی دولادو و مسـتر[1] (۱۹۹۲)، مقایسه می‌شود. چنان‌چه مقدار آماره‌ی t به‌دست آمده بزرگ‌تر از مقـدار بحرانـی باشـد، فرضیه‌ی H_0 (عدم وجود هم‌جمعی) رد شده و وجود رابطه‌ی تعـادلی بلندمـدت تأییـد می‌شود. پس، با رد فرضیه‌ی H_0، می‌توان بـه بررسـی رابطـه‌ی تعـادلی بلندمـدت بـین متغیرهای الگو پرداخت.

۴- برآورد مدل و آزمون فرضیه‌ها

برای برآورد اثر نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمتی نفت خام بر عرضه و تولیـد آن، ابتدا نااطمینانی (نوسان قیمت نفت) با اسـتفاده از الگـوی نـاهمسـان واریـانس شـرطی (GARCH) کمی شده و سپس توسط مدل خـود بازگشـت وقفـه‌ی تـوزیعی (ARDL)، ضرایب مدل پیشنهادی برآورد می‌گردد.

1- Banerjee, Dolado and Mestre (1992).

قبل از همه پایایی سری زمانی قیمت نفت خام بررسی شده است. نتایج آزمون پایایی توسط آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته(ADF) و فیلیپس- پرون (PP) نشان داده است که سری‌های قیمت واقعی نفت خام ناپایاست[۱]. این پدیده با مراجعه به نمودار قیمت واقعی نفت خام نیز قابل استنباط است. بنابراین، نمی‌توان از الگوی GARCH برای سری قیمت استفاده کرد. برای رفع این مشکل طبق کوپر و سوئست (۲۰۰۶)، از لگاریتم تفاضلی قیمت‌های نفت خام استفاده می‌شود. با مشاهده‌ی نمودارهای سری‌های لگاریتم تفاضلی (نمودار(۲)) می‌توان به وجود نوسانات خوشه‌ای و پایایی در این سری پی‌برد. پایایی این سری توسط آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلیپس- پرون (PP) مورد تأیید قرار گرفته است.



منبع: بر اساس داده‌های سایت (www.eia.doe.gov)، به‌وسیله بسته‌ی نرم افزاری EViwes5 رسم شده است

نمودار ۲ – لگاریتم تفاضلی قیمت واقعی نفت‌خام

در مرحله‌ی بعد وجود خود هم‌بستگی در مجذور باقیمانده‌ها (وجود اثرات ARCH) آزمون شده است. در صورت عدم رد فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود اثرات ARCH، ساختن شاخص از طریق فرآیند ناهمسان واریانس شرطی مقدور نمی‌باشد. با استفاده از آزمون آرچ[۲]، وجود اثرات آرچ در سری‌های لگاریتم تفاضلی با فرض صفر (عدم وجود اثرات آرچ) تأیید شده است[۳].

۱- جدول (۱) در پیوست نتایج آزمون پایایی متغیرهای مدل عرضه را نشان می‌دهد.

2- ARCH LM Test.

۳ - به دلیل صرفه‌جویی فقط، نتایج آزمون‌های پایایی و آرچ آمده است.

هدف اساسی انتخاب مدلی مناسب برای شکل‌گیری لگاریتم تفاضلی، قیمت نفت‌خام است. با استفاده از نمودار هم‌بستگی نگار، R^2، $\overline{R}^2$، معیار آکائیک [1] و شوارتز [2]، مدل زیر برای سری‌های لگاریتم تفاضلی قیمت واقعی نفت خام سبک ایران انتخاب شده است:

$$LP_{IRAN} = C + \alpha LP_{IRAN}(-1) + \beta LP_{IRAN}(-4) + \gamma LP_{IRAN}(-6)$$

در این مدل R^2 و $\overline{R}^2$ بیش‌ترین مقدار و معیارهای آکائیک و شوارتز کم‌ترین مقدار را نسبت به مدل‌های رقیب داشته‌اند. پس از انتخاب الگوی مناسب برای معادله‌ی میانگین شرطی، مدل‌های مختلفی از مدل‌های متقارن و نامتقارن [3]، (GARCH، EGARCH، TGARCH، CGARCH، PGARCH)، برای وقفه‌های مختلف برای p و q برآورد شده است. با توجه به حداقل مقدار معیارهای آکائیک، شوارتز و مجموع مجذورات خطا، مدل GARCH(1,1) به عنوان مدل بهینه انتخاب شده است. نتایج حاصل از برازش الگوی GARCH(1,1) برای قیمت واقعی نفت خام ایران در جدول (۱) خلاصه شده است. نتایج الگوی GARCH(1,1) برای کشورهای عربستان، نیجریه، لیبی و انگلستان نیز در ادامه‌ی جدول (۱) در پیوست (۲) آمده است. نتایج خود هم‌بستگی

جدول ۱- تخمین الگوی GARCH(1,1) برای قیمت واقعی نفت خام ایران

	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی z	سطح احتمال
	معادله‌ی میانگین			
C	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۴	-۰/۷۳۳	۰/۴۶۳
$LnP_{Iran}(-1)$	۰/۲۵۹	۰/۰۶۸	۳/۸۱۱	۰/۰۰۰
$LnP_{Iran}(-4)$	-۰/۰۹۶	۰/۰۵۱	-۱/۸۷۱	۰/۰۶
$LnP_{Iran}(-6)$	-۰/۱۱	۰/۰۵۳	-۲/۰۵۳	۰/۰۴
	معادله واریانس			
C	۰/۰۰۰۵	-۴E۱/۵۷	۳/۴۵۵	۰/۰۰۰
RESID(-1)^2	۰/۳۵۵	۰/۰۶۳	۵/۶۰	۰/۰۰۰
GARCH(-1)	۰/۶۱۶	۰/۰۵	۱۲/۲۸۹	۰/۰۰۰

منبع: بر اساس داده‌های سایت (www.eia.doe.gov)، به‌وسیله بسته‌ی نرم افزاری 5 EViwes رسم شده است.

مربع پسماندهای استاندارد شده نشان‌دهنده‌ی عدم وجود خود هم‌بستگی پیاپی در پسماندهای استاندارد شده، یعنی عدم باقی‌ماندن اثرات ARCH در پسماندها می‌باشد.

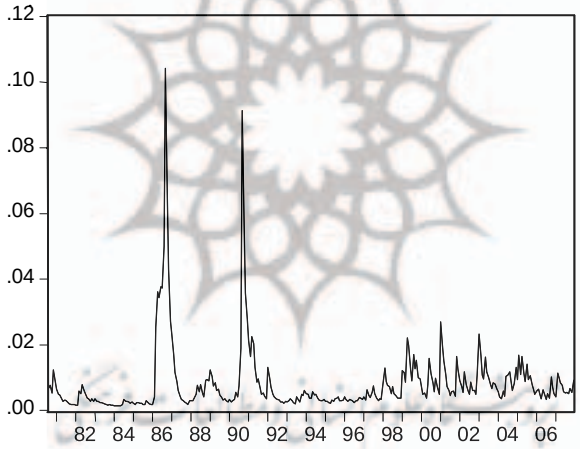
1-Akaike.

2-Schwarz .

۳- الگوهای نامتقارن الگوهایی هستند که در آنها شوک‌های مثبت و منفی اثرات یکسان بر واریانس شرطی ندارند.

این امر توسط آزمون آرچ نیز تأیید می‌شود. این آزمون‌ها نشان‌دهنده‌ی برازش مناسب الگوی GARCH است.

نمودار نااطمینانی محاسبه شده توسط واریانس شرطی منتج از الگوی GARCH(1,1)، در نمودار (۳) رسم شده است. همان‌طوری‌که مشاهده می‌شود، بیش‌ترین میزان نااطمینانی قیمت‌های آتی نفت خام مربوط به سال‌های ۱۹۸۶ و ۱۹۹۰ می‌باشد. با مراجعه به اتفاقات دوره‌ی مذکور مشخص می‌شود که چنین نااطمینانی بالایی دور از ذهن نیست، چرا که در سال‌های ۱۹۸۶ جنگ ایران و عراق و به دنبال آن حملات هوایی و موشکی دو کشور تشدید شده بود، به‌طوری‌که این سال با حمله به فاو، بمباران پالایشگاه تهران، بمباران اراک و حمله‌ی موشکی ایران به پالایشگاهی در نزدیکی بغداد، حمله‌ی موشکی عراق به جزیره‌ی سیری و کاهش شدید تولید نفت خام همراه بود. در سال ۱۹۹۰ نیز بازار نفت با حمله‌ی چند جانبه‌ی عراق به کویت و اشغال آن و دخالت‌های امریکا و عربستان مواجه بوده است.



منبع: مدل GARCH(1,1) برآوردی که توسط نرم‌افزار Eviews 5 رسم شده است.

نمودار ۳- نمودار نااطمینانی قیمت نفت خام ایران

پس از انتخاب مدل GARCH(1,1) برای ارزیابی نااطمینانی قیمت نفت خام، ضرایب مدل عرضه‌ی نفت‌خام با الگوی خود بازگشت وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد شده است. پیش از برآورد الگوی ARDL، پایایی متغیرهای معادلات بررسی شد. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بدون روند مندرج در جدول(۲) پیوست (۲) نشان می‌دهد که متغیرهای مدل به استثنای نااطمینانی قیمت نفت ناپایا هستند و با یک بار

تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. در این صورت ، همان‌گونه که پیش از این بیان شد، روش‌های اقتصادسنجی متداول از قبیل انگل گرنجر کارایی خود را از دست می‌دهند. بنابراین، برای برآورد ضرایب مدل عرضه‌ی نفت خام برای هر یک از کشورهای مورد بررسی (و به‌طور مستقل از هم)، از الگوی خود بازگشت وقفه‌ی توزیعی استفاده شده است. برای این منظور در مرحله‌ی اول، با انتخاب حداکثر ۵ وقفه، نرم‌افزار ماکروفیت[1] ۴/۱، معادله‌ی عرضه‌ی نفت خام را برای تمام حالات ممکن، یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1} = (5+1)^{3+1} = 1296$ دفعه برآورد می‌کند. (که در آن m حداکثر تعداد وقفه و k تعداد متغیر توضیحی است). در مرحله‌ی بعد، با استفاده از معیار شوارتز- بیزین، الگوی پویای بهینه انتخاب می‌شود. همین عمل جداگانه برای مدل عرضه‌ی کشورهای عربستان، نیجریه، لیبی و انگلستان تکرار شده است. جدول (۳) مندرج در پیوست (۲) الگوهای پویای برآوردی بهینه را برای معادلات عرضه‌ی کشورهای مورد مطالعه نشان می‌دهد. شرط وجود رابطه‌ی بلندمدت یا هم‌جمعی بین متغیرهای مدل عرضه (وجود گرایش رابطه‌ی پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت) اقتضا می‌کند که مجموع ضرایب متغیرهای وابسته وقفه‌ای در الگوهای پویای برآوردی انتخاب شده توسط معیار شوارتز- بیزین کم‌تر از یک باشد. جدول (۴)، مقدار آماره‌ی محاسباتی ارائه شده توسط رابطه‌ی (۱۷) را بر اساس الگوهای پویای برآورد شده نشان می‌دهد. این مقادیر از لحاظ قدر مطلق از مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح ۱۰٪ (یعنی ۳/۸۶-) بیش‌تر است. درنتیجه، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای الگو در سطح معنای ۱۰٪ رد می‌شود.

جدول ۴- مقدار آماره‌ی محاسباتی

ایران	عربستان	لیبی	نیجریه	انگلستان
-۴/۲۰	-۳/۹	-۴/۳۱	-۵/۵۱	-۵/۶۵

منبع: بر اساس داده‌های سایت (www.eia.doe.gov)، به‌وسیله‌ی بسته‌ی نرم افزار میکروفیت ۴/۱ برآورد شده است

1 - Microfit 4.1.

یعنی در هریک از ۶ کشور مورد مطالعه، متغیرهای قیمت واقعی، نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت و ذخائر اثبات شده، متغیرهای محرک بلندمدت برای تشریح عرضه‌ی نفت خام است. بر این اساس، جدول (۵) روابط بلندمدت برآورد شده را نشان می‌دهد.

جدول ۵- نتایج ضرایب بلندمدت برآورد شده

	ایران	عربستان	لیبی	نیجریه	انگلستان
قیمت واقعی	−۰.۲۶** (−۲.۴۰)	۰.۰۰۷ (۰.۰۵۲)	−۰.۱۷*** (−۱.۶۵)	−۰.۲۵** (−۱.۸۳)	۰.۲۱* (۳.۱۷)
نااطمینانی قیمت	۰.۱۵ (۱.۴۳)	۰.۱۷۸* (۲.۹۷)	۰.۱۶*** (۱.۶۹)	−۰.۰۲ (−۰.۱۳)	−۰.۰۸** (−۱.۷۱)
ذخائر اثبات شده	۰.۷۷* (۴.۶۵)	۰.۳۴۷* (۲.۱۳)	۰.۲۱** (۲.۰۶)	۰.۲۹** (۲.۰۶)	۰.۲۱* (۴.۸۵)
عرض از مبدأ	−۰.۵۱ (−۰.۲۷)	۵.۵۴* (۲.۶۵)	۵.۴۳* (۴.۶۹)	۴.۳۸* (۲.۸۱)	۵.۲۵* (۱۱.۵۵)

* سطح اطمینان ۰/۰۱، ** سطح اطمینان ۰/۰۵ و *** سطح اطمینان ۰/۱۰ را نشان می‌دهد.
اعداد داخل پرانتز نشانگر آماره‌ی t است.
منبع: بر اساس داده‌های سایت (www.eia.doe.gov)، به‌وسیله‌ی بسته‌ی نرم افزار میکروفیت ۴/۱ برآورد شده است.

نتایج نشان می‌دهند که نااطمینانی قیمت نفت خام برای ایران و نیجریه معنی‌دار نیست، ولی برای عربستان و لیبی مثبت و معنی‌دار است. این اثر مثبت را می‌توان طبق گراوو (۱۹۹۳) این‌گونه تفسیر کرد که به‌علت وابستگی شدید اقتصاد این کشورها به درآمد نفت، افزایش در نااطمینانی چنان عمل می‌کند که اثر درآمدی (نگرانی از کاهش درآمد) حاصل از این افزایش بر اثر جانشینی (که منجر به کاهش تولید و عرضه می‌شود) غلبه کرده و در نهایت تولید و عرضه افزایش خواهد یافت. برخلاف کشورهای عربستان و لیبی، اثر نااطمینانی قیمت نفت خام بر عرضه‌ی آن در انگلستان (به عنوان کشوری که اقتصاد آن وابستگی کمی به درآمدهای نفتی دارد) منفی و معنی‌دار بوده است. ضریب قیمت‌های واقعی برای ایران، نیجریه و لیبی منفی و معنی‌دار است، که نشان می‌دهد این کشورهای عضو اوپک مطابق مدل هدف‌گذاری درآمدی، تولید

می‌کنند، در نقطه‌هایی که شیب عرضه منفی است، این ضریب برای عربستان (کشوری با بیش‌تر ین ذخائر نفتی در جهان)، مثبت است. این اثر مثبت نشان می‌دهد که این کشور مطابق مدل رقابتی تولید می‌کند. هرچند این اثر معنی‌دار نیست شایان ذکر است که بین تولیدکنندگان عضو اوپک، عربستان از لحاظ نوع نگرش سیاسی نزدیک‌ترین کشور به امریکا و کشورهای صنعتی می‌باشد. لذا به عنوان مثال، به هنگام افزایش قیمت نفت خام و ضرر و زیان کشورهای واردکننده‌ی نفت به‌ویژه کشورهای صنعتی و امریکا ناشی از آن و در نتیجه فشار سیاسی ناشی از آن بر عربستان، تولید عربستان افزایش می‌یابد. در نتیجه نوع رابطه‌ی سیاسی امریکا و کشورهای صنعتی و عربستان موجب مثبت (هرچند بی‌معنی) اثر قیمت بر تولید و عرضه‌ی عربستان خواهد شد. ضریب ذخائر اثبات شده‌ی نفت خام نیز در تمام موارد مثبت و معنی‌دار بوده است.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

علاوه بر اثر مستقیم افزایش و کاهش قیمت نفت خام بر عرضه‌ی آن، فضای نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت نیز بر عرضه تأثیر می‌گذارد. با فرض ریسک‌گریزی کامل عوامل تولید، اثر نااطمینانی قیمت بر عرضه‌ی منفی است. اما در شرایط ریسک‌گریزی نسبی و بسته به توابع مطلوبیت عوامل تولید، این اثر می‌تواند معنی‌دار نباشد و حتی در صورت معنی‌دار بودن، مثبت باشد.

داده‌های ماهانه‌ی مورد استفاده در این پژوهش برای کشورهای ایران، عربستان، لیبی و نیجریه در دوره‌ی ژانویه ۱۹۸۰ تا دسامبر ۲۰۰۷ و برای کشور انگلستان از مارس ۱۹۸۱ تا دسامبر ۲۰۰۷ را پوشش داده است، محدوده‌ای که شامل دوره‌های افزایش و کاهش قیمت نفت خام بوده است.

در این مقاله به کمک تکنیک ناهمسان واریانس شرطی تعمیم یافته (GARCH)، ابتدا نااطمینانی حاصل از نوسانات قیمت نفت خام اندازه گیری و سپس ضرایب بلند مدت مدل با استفاده از روش خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی(ARDL) برای عرضه‌ی نفت خام برآورد شد.

نتایج پژوهش حاضر حاکی از معنی‌داری اثر نااطمینانی قیمت واقعی نفت خام بر عرضه‌ی آن در جهت مثبت برای کشورهای عربستان و لیبی و در جهت منفی برای کشور انگلستان می‌باشد. این اثر در ایران و نیجریه از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است. در مجموع، نتایج تحقیق نشان‌دهنده‌ی این واقعیت است که اثر نااطمینانی قیمت نفت خام بر عرضه‌ی آن به توابع مطلوبیت عوامل تولید بستگی دارد. هم‌چنین منفی و

معنی‌دار بودن ضریب قیمت واقعی برای کشورهای ایران، نیجریه و لیبی به عنوان کشورهای عضو اوپک مبین این است که عرضه‌ی نفت خام این کشورها بر اساس مدل هدف‌گذاری درآمدی، در نقطه‌ای که شیب عرضه منفی است، شکل می‌گیرد. این اثر برای عربستان، مثبت اما بی‌معنی از لحاظ آماری است. اثر ذخائر اثبات شده نفت خام در هر ۵ مورد، مثبت و از لحاظ آماری معنی‌دار بوده است.

در راستای این پژوهش می‌توان بررسی اثر نااطمینانی قیمت نفت خام بر سرمایه‌گذاری‌های انجام گرفته در صنعت نفت و هم‌چنین، بررسی این اثرات در کوتاه‌مدت را پیشنهاد کرد.

فهرست منابع

1- Bacon R. (1991), Modeling the Price of Oil, Oxford review of economic policy.
2- Balabanoff, S. (1995), Oil futures Prices and Stock Management: A Cointegration Analysis, Energy Economics, No. 17(3), PP. 205-210.
3- Banerjee, A., Dolado, J.J., Mester, R. (1992), On some simple tests for Cointegration, Bank of Spain Working Paper, No. 9302.
4- Bernanke, B.S., (1983), Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment, Quarterly Journal of Economics, NO. 98(1), PP. 85-106.
5- Belton, B. (1998), OPEC Can no Longer Make People Quake, USA Today, March, 27.
6- Bollerslev, Tim., (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Journal of Econometrics, NO. 31, PP. 307-27.
7- Clifton T., (1990), OPEC Behavior Under Falling Prices: Implication for Cartel Stability, Energy Journal, and NO. 11, PP. 117-34.
8- Cremer, Jacques and Salehi-Isfahani, Djavad, (1980), A Competitive Theory of the Oil Market: What Does OPEC Really Do, University of Pennsylvania Caress Working Paper, No. 804.
9- De Grawe, Paul, (1993), The Economic of Monetary Integration, Oxford University Press.
10- Engel, Robert., (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimation of The Variance of United Kingdom Inflation, Econometrica, NO. 50, PP. 987-1007.
11- Ezzati, Ali., (1976), Future OPEC Price and Production Strategies as Affected by its Capacity to Absorb Oil Revenues, European Economic Review, August NO. 8, PP. 107-38.
12- Fabiosa, Jacinto F., (2002), Assessing the Impact of the Exchange Rate and Its Volatility on Canadian Pork and Live Swine Exports to the United States and Japan, Center for Agricultural and Rural Development Working Paper, NO. 305

13- Gately, D., and H.G. Huntington, (2002), the Asymmetric Effects of Changes in Price and Income on Energy and Oil Demand, the Energy Journal, NO. 23, No. 1, PP. 19-55.
14- Gately, D. and J.F. Kyle. (1977), Strategies for OPEC's pricing decisions, European Economic Review, NO. 10, PP. 209-230.
15- Gerard H Kuper, Daan P van Soest (2006), Does Oil Price Uncertainty Affect Energy Use?, The Energy Journal, NO. 27, Iss. 1, PP.24-55
16- Griffin, James., (1985), OPEC Behavior: A Test of Alternative Hypothesis, The American Economic Review, NO. 75 (5), PP. 954-63.
17- Holt, Matthew T. and Aradhyula, Satheesh V., (1990), Price Risk in Supply Equations: An Application of GARCH Time Series Models to the U.S. Broiler Market, Southern Economic Journal, NO. 57, PP. 230-42.
18- Kohl, Wilfrid L., (2002), OPEC Behavior, 1998-2001, The Quarterly Review of Economics and Finance, No. 42, PP. 209-33.
19- Krichene, Noureddine. (2002), World Crude Oil and Natural Gas: a Demand and Supply Model, Energy Economics, NO. 24, PP. 557-76.
20- Krichene, Noureddine, (2005), A Simultaneous Equations Model For World Crude Oil and Natural Gas Markets, IMF Working Paper WP/05/32.
21- Krichene, Noureddine., (2006), World Crude Oil Markets: Monetary Policy and the Recent Oil Shock, IMF Working Paper WP/06/62.
22- Krichene, Noureddine, (2007), Oil and Gas Model, IMF Working Paper WP/07/135.
23- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001),Bounds Testing Approaches to the Analyses of Level Relationships, Journal of Applied Econometrics, NO. 16, PP. 289-326.
24- Pesaran, H.M. and B.Pesaran (1997), Working with Microfit 4.0: An Introduction to Econometrics, Oxford University Press, Oxford.
25- Ramcharran, Harri., (2002), Oil Production Responses to Price Changes: an Empirical Application of the Competitive Model to OPEC Countries, Energy Economics, NO. 24, PP. 97- 106.
26- Reynolds, Douglas B., (1999) Modeling OPEC Behavior: Theories of Risk Aversion for Oil Producers Decisions, Energy Policy, NO. 27, PP. 901-12.
27- Teece, David., (1982), OPEC Behavior: An Alternative view in J.M. Griffin and his OPEC Behavior and World Oil Prices, London: Allen & Unwin.
28- Youhanna, Sam., (1994), A Note on Modeling OPEC behavior 1983-1989: A test of the Cartel and Competitive Hypotheses, American Economist, NO. 38 (2), PP. 78-84.

پیوست ۱

این پیوست به طور مختصر برخی از وقایعی که منجر به نااطمینانی قیمت نفت خام شده است را به نقل از سایت

www.eia.doe.gov/emeu/cabs/chron.html

بیان می‌کند. (با آخرین به روز رسانی آن تا سال ۲۰۰۶) .

- انقلاب جمهوری اسلامی ایران (۱۶ ژانویه ۱۹۷۹).
- افزایش ۱۴/۵٪ قیمت نفت توسط اوپک (۱ آوریل ۱۹۷۹).
- افزایش دوباره ۱۵٪ قیمت نفت خام توسط اوپک (۱ ژولای ۱۹۷۹).
- آغاز تحریم‌ها علیه ایران توسط امریکا و قطع واردات امریکا از ایران (۱۲نوامبر ۱۹۷۹).
- افزایش قیمت‌ها توسط عربستان از ۱۹ دلار به ۲۶ دلار (۱۳ دسامبر ۱۹۷۹).
- کاهش تولید ایران، کویت و لیبی.
- افزایش قیمت سبک عربستان در آوریل ۱۹۸۰ و افزایش دوباره‌ی آن تا ۳۴ دلار در دسامبر ۱۹۸۰.
- آغاز جنگ تحمیلی علیه ایران توسط عراق (۲۲ سپتامبر ۱۹۸۰).
- کاهش قیمت‌ها توسط اوپک (۱۹۸۳).
- کاهش قیمت‌های نفت نروژ، انگلستان و نیجریه (اکتبر ۱۹۸۴).
- توافق اوپک بر کاهش قیمت‌های عربستان به سطح ۲۸ دلار (ژانویه ۱۹۸۵).
- عملیات مؤفقیت آمیز فاو و فتح آن (۴-۳ فوریه ۱۹۸۶).
- بمباران پالایشگاه تهران توسط عراق (۷ می۱۹۸۶).
- کاهش قیمت نفت خام در پی افزایش تولید اوپک تا سطح ۲۰ میلیون بشکه در روز (ژولای ۱۹۸۶).
- بمباران اراک و تهدید ایران به حمله‌ی موشکی (۲۷ ژولای).
- پیشنهاد صلح توسط عراق به ایران (۲ آگوست).
- حمله‌ی موشکی ایران به پالایشگاهی در نزدیکی عراق، و حمله‌ی موشکی عراق به جزیره‌ی سیری و در نتیجه کاهش شدید توان صادراتی ایران (۱۲ آگوست).
- آغاز حمله‌ی عراق به کویت (۲ آگوست ۱۹۹۰).
- پایان جنگ خلیج فارس (۲۸ فوریه ۱۹۹۱).

- حمله‌ی دریایی امریکا به عراق در پی یورش صدام به کردهای شمال عراق (۵ سپتامبر ۱۹۹۶).
- امتناع عراق از اجازه‌ی ورود بازرسان سازمان ملل به این کشور (۲۰ نوامبر ۱۹۹۷).
- افزایش تولید اوپک تا سطح ۲/۲۵ میلیون بشکه در روز (۱۹۹۷)، بیش‌ترین میزان افزایش عرضه از سال ۱۹۸۸.
- کاهش مداوم قیمت نفت خام به دلیل افزایش تولید، عدم وجود تقاضای متناسب، وقوع بحران مالی در کشورهای جنوب شرق آسیا و زمستان نسبتاً گرم در امریکا.
- ۳ برابر شدن قیمت نفت خام در سپتامبر ۲۰۰۰ نسبت به ژانویه ۱۹۹۹ به دلیل افزایش شدید تقاضای جهانی و عدم وجود ذخیره مناسب.
- کاهش قیمت نفت خام به دلیل کاهش تقاضای جهانی (عمدتاً به دلیل وقوع رکود در امریکا و تولید بیش از حد اوپک).
- کاهش شدید قیمت نفت خام به دلیل عملیات تروریستی ۱۱ سپتامبر علیه امریکا از طریق بروز ترس از وقوع بحران و رکود اقتصادی و کاهش تقاضا (۱۱ سپتامبر ۲۰۰۱).
- کاهش سطح تولید به میزان ۱/۵ میلیون بشکه در روز توسط اوپک (۱ ژانویه ۲۰۰۲).
- ممانعت دوباره‌ی عراق از ورود بازرسان سازمان ملل به این کشور به اتهام جاسوسی این بازرسان (۱۳ فوریه ۲۰۰۲).
- تصمیم اوپک به حفظ سطح تولید و عدم افزایش آن (۱۵ مارس ۲۰۰۲).
- وقوع اعتصابات گسترده در ونزوئلا (۹ آوریل ۲۰۰۲).
- تصمیم اوپک به افزایش تولید و رساندن آن به سطح ۲۴/۵ میلیون بشکه در روز (۱۲ ژانویه ۲۰۰۳).
- آغاز حمله‌ی امریکا و متحدانش به عراق (۱۹ مارس ۲۰۰۳).
- اعلام سازمان ملل به اتمام مجازات‌های اقتصادی ۱۳ ساله علیه عراق در پی حمله به کویت (۲۲ می۲۰۰۳).
- انفجار خطوط لوله‌ی انتقال گاز در شمال عراق (۱۵ آگوست ۲۰۰۳).
- کاهش ۴ درصدی قیمت نفت خام در پی خبر دستگیری صدام حسین (۱۵ دسامبر ۲۰۰۳).

- موافقت اوپک به کاهش سطح تولید و رساندن آن به سطح ۲۳/۵ میلیـون بشـکه در روز (۱۱ فوریه ۲۰۰۴)
- اعلام افزایش تحریم‌ها علیه شـرکت‌هـای نفتـی فعـال در لیبـی توسـط امریکـا (۲۰ سپتامبر ۲۰۰۴).
- تصمیم اوپک به افزایش سطح تولیـد بـه میـزان ۵۰۰۰۰۰ بشـکه در روز (۱۵ ژوئـن ۲۰۰۵).
- آغاز تولید نفت در سواحل آنگـولا توسـط شـرکت اگزونمبیـل بـا ظرفیـت تولیـدی ۲۵۰،۰۰۰ بشکه در روز (۱۸ ژولای ۲۰۰۵).
- اعتصاب گسترده در بزرگ‌ترین پالایشگاه نفت فرانسه (۲۷ سپتامبر ۲۰۰۵).
- تصمیم اوپک بر حفظ سطح تولید در ۲۸ میلیـون بشـکه در روز و عـدم افـزایش آن (۳۱ ژانویه ۲۰۰۶).
- افزایش قیمت جهانی نفت خام و رسیدن آن بـه سـطح بـی‌سـابقه‌ی ۷۵ دلار بـرای WTI در پی افزایش تقاضای جهانی نفت و بی‌ثبـاتی‌هـای ژئوپـولیتیکی (۲۱ آوریـل ۲۰۰۶).
- تصمیم اوپک در ۱۴۲مین اجلاس خود به حفظ سطح تولیـد در سـطح ۲۸ میلیـون بشکه در روز و عدم افزایش دوباره‌ی آن.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست ۲

جدول ۱- تخمین الگوی GARCH(1,1) برای قیمت واقعی نفت خام عربستان

	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی z	سطح احتمال
	معادله‌ی میانگین			
C	-۰/۰۰۴۸	۰/۰۰۱	-۲/۴۴	۰/۰۱۴
$LnP_{SUD}(-۱)$	۰/۲۶۲	۰/۰۶۳	۴/۱۰۹	۰/۰۰۰
$LnP_{SUD}(-۶)$	-۰/۱۲۹	۰/۰۴۷	-۲/۷۱۹	۰/۰۰۶
$LnP_{SUD}(-۱۰)$	۰/۱۴۲	۰/۰۴۶	۳/۰۶۴	۰/۰۰۲
	معادله‌ی واریانس			
C	-۰۵E۰/۸۲	-۰۵E۲/۱۰	۰/۸۶۹	۰/۳۸۴
RESID(-1)^2	۰/۳۴۹	۰/۰۵	۶/۸۷۹	۰/۰۰۰
GARCH(-1)	۰/۷۳۹	۰/۰۲۷	۲۶/۸۲	۰/۰۰۰
تخمین الگوی GARCH(1,1) برای قیمت واقعی نفت خام نیجریه				
	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی z	سطح احتمال
	معادله‌ی میانگین			
C	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۳	-۱/۴۲۹	۰/۱۵۲
$LnP_{NIG}(-۱)$	۰/۱۶۶	۰/۰۵۱	۳/۲۱۴	۰/۰۰۱
$LnP_{NIG}(-۱۰)$	۰/۱۵	۰/۰۴	۳/۷۶	۰/۰۰۰
معادله‌ی واریانس				
C	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۱۱۷	۲/۳۸۲	۰/۰۱
RESID(-1)^2	۰/۳۶۱	۰/۰۵۸	۶/۱۷۳	۰/۰۰۰
GARCH(-1)	۰/۶۶۳	۰/۰۵۶	۱۱/۶۴۵	۰/۰۰۰
تخمین الگوی GARCH(1,1) برای قیمت واقعی نفت خام **لیبی**				
	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی z	سطح احتمال
	معادله‌ی میانگین			
C	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	-۱/۸۵۶	۰/۰۶
$LnP_{LIB}(-۱)$	۰/۱۷۷	۰/۰۴۹	۳/۵۹۹	۰/۰۰۰
$LnP_{LIB}(-۱۰)$	۰/۱۳۷	۰/۰۴۴	۳/۰۷۱	۰/۰۰۲

	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی z	سطح احتمال
	معادله‌ی واریانس			
C	۰/۰۰۰۱	-۰۵E۶/۸۰	۲/۰۱۳۹	۰/۰۴۴
RESID(-1)^2	۰/۳۶۱	۰/۰۵۶	۶/۴۰۷	۰/۰۰۰
GARCH(-1)	۰/۶۹۰	۰/۰۴۶	۱۴/۹۴۵	۰/۰۰۰
تخمین الگوی GARCH(1,1) برای قیمت واقعی نفت خام **انگلستان**				
	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی z	سطح احتمال
	معادله‌ی میانگین			
C	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۲	-۱/۵۸۰	۰/۱۱۳
$LnP_{UK}(-1)$	۰/۱۲۵	۰/۰۵۳	۲/۳۵۵	۰/۰۱۸
$LnP_{UK}(-10)$	۰/۱۳۳	۰/۰۴۶	۲/۸۸۱	۰/۰۰۴
	معادله‌ی واریانس			
C	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱۲	۱/۳۴۲	۰/۱۷۹
RESID(-1)^2	۰/۳۷۱	۰/۰۶۲	۵/۹۷۹	۰/۰۰۰
GARCH(-1)	۰/۶۷۶	۰/۰۴۷	۱۴/۱۳۸	۰/۰۰۰

منبع: با استفاده از نرم افزار ایویوز ۵/۰ برآورد شده است.

جدول۲- نتایج آزمون پایایی قیمت واقعی

آماره‌ی ADF کشور	*آماره‌ی (سطح)*	*مقدار بحرانی*	*نتیجه*	*آماره‌ی (یک وقفه)*	*مقدار بحرانی*	**نتیجه**
ایران	-۲/۸۶	-۱/۹۲	نامانا	-۲/۸۶	-۱۳/۷۹	مانا
لیبی	-۲/۸۶	-۲/۰۱	نامانا	-۲/۸۶	-۱۴/۱۰	مانا
عربستان	-۲/۸۶	-۲/۰۱	نامانا	-۲/۸۶	-۱۴/۱۰	مانا
نیجریه	-۲/۸۶	-۱/۹۴	نامانا	-۲/۸۶	-۱۴/۳۱	مانا
انگلستان	-۲/۸۶	-۱/۹۸	نامانا	-۲/۸۶	-۱۳/۹۰	مانا
ایران	-۲/۸۷	-۶/۲۷	مانا	-۲/۸۷	-۱۵/۴۴	مانا
لیبی	-۲/۸۷	-۵/۸۸	مانا	-۲/۸۷	-۱۲/۳۸	مانا
عربستان	-۲/۸۷	-۵/۷۹	مانا	-۲/۸۷	-۱۲/۴۸	مانا
نیجریه	-۲/۸۷	-۶/۱۰	مانا	-۲/۸۷	-۱۵/۵۱	مانا
انگلستان	-۲/۸۷	-۶/۳۶	مانا	-۲/۸۷	-۱۴/۶۸	مانا

جدول ۳- الگوی پویای ARDL(1,0,0) برآوردی برای کشور ایران

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی t و سطح احتمال	
LnQ(-1)	۰/۸۸۵۸۳	۰/۰۲۵۴۹۷	۳۴/۷۴۲۱	[۰/۰۰۰]
Ln P	-۰/۰۲۹۸۴۳	۰/۰۱۳۱۸۰	-۲/۲۶۴۲	[۰/۰۲۴]
Ln h	۰/۰۱۶۸۱۲	۰/۰۱۰۸۷۲	۱/۵۴۶۳	[۰/۱۲۳]
Ln R	۰/۰۸۸۱۳۳	۰/۰۲۸۵۸۲	۳/۰۸۳۵	[۰/۰۰۲]
C	-۰/۰۵۸۷۳۱	۰/۲۲۷۶۶	-۲/۲۵۷۹۷	[۰/۷۹۷]
الگوی پویای ARDL(4,0,0) برآوردی برای کشور عربستان				
متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی t و سطح احتمال	
LnQ(-1)	۰/۰۴۶۶۰۷	۰/۰۵۴۴۷۴	۱۸/۶۷۵۱	[۰/۰۰۰]
LnQ(-2)	۰/۰۸۰۸۱۲	۰/۰۷۶۲۷۷	۱/۰۵۹۵	[۰/۲۹۰]
LnQ(-3)	-۰/۳۴۲۵۷	۰/۰۷۶۳۲۳	-۴/۴۸۸۴	[۰/۰۰۰]
LnQ(-4)	۰/۱۹۷۰۰	۰/۰۵۳۹۹۱	۳/۶۴۸۷	[۰/۰۰۰]
Ln P	-۰/۰۱۱۶۰۲	۰/۰۰۸۱۶۸۴	-۱/۴۲۰۴	[۰/۱۵۶]
Ln h	۰/۰۱۶۴۹۹	۰/۰۰۷۸۷۳۷	۲/۰۹۵۵	[۰/۰۳۷]
Ln R	۰/۰۲۵۵۲۹	۰/۰۲۵۵۲۹	۲/۵۳۵۸	[۰/۰۱۲]
C	۰/۱۵۵۹۵	۰/۱۵۵۹۵	۱/۱۶۸۳	[۰/۲۴۴]
الگوی پویای ARDL(5,0,0) برآوردی برای کشور لیبی				
متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی t و سطح احتمال	
LnQ(-1)	-۶/۰۱۰۳۷	۰/۰۵۴۵۷۸	-۲۱/۹۶۸۰	[۰/۰۰۰]
LnQ(-2)	-۰/۲۶۵۴۰	۰/۰۸۶۱۹۶	-۳/۰۷۹۰	[۰/۰۰۲]
LnQ(-3)	-۰/۱۰۵۵۴	۰/۰۸۷۱۳۰	-۱/۲۱۱۳	[۰/۲۲۷]
LnQ(-4)	-۰/۰۹۹۹۵۸	۰/۰۸۵۷۶۶	-۱/۱۶۵۵	[۰/۲۴۵]
LnQ(-5)	۰/۱۹۲۶۰	۰/۰۵۳۷۸۵	۳/۵۸۰۸	[۰/۰۰۰]
Ln P	-۰/۰۱۳۲۶۶	۰/۰۰۷۷۵۴۴	-۱/۷۱۰۸	[۰/۰۸۸]
Ln h	۰/۰۱۲۶	۰/۰۰۷۴۷۲۷	۱/۶۸۶۱	[۰/۰۹۳]
Ln R	۰/۰۱۶۸۶۷	۰/۰۰۸۹۳۲۸	۱/۸۸۸۸۲	[۰/۰۶۰]
C	۰/۴۳۰۹۱	۰/۱۵۲۱۱	۲/۸۳۲۹	[۰/۰۰۵]
الگوی پویای ARDL(5,0,3) برآوردی برای کشور نیجریه				
متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی t و سطح احتمال	
LnQ(-1)	-۲/۸۴	۰/۰۵۵۰۰۶	-۱۹/۱۵۶۶	[۰/۰۰۰]

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی t و سطح احتمال
LnQ(-2)	-۰/۳۳۰۷۵	۰/۰۸۰۸۹۲	-۴/۰۸۸۷ [۰/۰۰۰]
LnQ(-3)	۰/۰۴۵۰۷۴	۰/۰۸۳۰۷۸	۰/۵۴۲۵۵ [۰/ ۵۸۸]
LnQ(-4)	۰/۰۱۵۴۴۱	۰/۰۸۰۸۶۶	۰/۱۹۰۹۴ [۰/۸۴۹]
LnQ(-5)	۰/۱۳۳۳۶	۰/۰۵۵۵۱۹	۲/۴۰۲۱ [۰/۰۱۷]
Ln P	-۰/۰۲۱۲۷۳	۰/۰۱۳۱۷۸	-۱/۶۱۴۴ [۰/۱۰۷]
Ln h	-۰/۰۰۳۷۹۴۶	۰/۰۲۶۵۲۷	-۰/۱۴۳۰۵ [۰/۸۸۶]
Ln h(-1)	۰/۰۴۷۵۸۱	۰/۰۳۵۹۶	۱/۳۴۴۲ [۰/۱۸۰]
Ln h(-2)	۰/۰۱۳۷۴۳	۰/۰۳۵۶۲۰	۰/۳۸۵۸۴ [۰/۷۰۰]
Ln h(-3)	-۰/۰۵۹۰۲۴	۰/۰۲۶۴۳۲	-۲/۲۳۳۰ [۰/۰۲۶]
Ln R	۰/۰۲۳۴۴۱	۰/۰۱۴۱۸۸	۱/۶۵۰۳ [۰/۱۰۰]
C	۰/۳۶۴۶۳	۰/۱۸۹۵۶	۱/۹۲۳۶ [۰/۰۵۵]

برآورد الگوی پویای ARDL(1,0,0) برای کشور انگلستان

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره‌ی t و سطح احتمال
LnQ(-1)	-۱/۳۴۸۶۵	۰/۰۳۱۳۵۸	-۲۶/۲۳۲۵ [۰/۰۰۰]
Ln P	-۰/۰۳۸۳۳۴	۰/۰۱۳۹۱۹	-۲/۷۵۴ [۰/۰۰۶]
Ln h	-۰/۰۱۴۷۶۹	۰/۰۰۸۷۲۴۶	-۱/۶۹۲۸ [۰/۰۹۲]
Ln R	۰/۰۳۷۷۴۹	۰/۱۹۶۶۴	۴/۰۴۹ [۰/۰۰۰]
C	۰/۹۳۲۵۹	۰/۰۰۹۳۲۳	۴/۷۴۴۵ [۰/۰۰۰]

منبع: با استفاده ار نرم افزار Microfit 4.1 برآورد شده است

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی