

بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران: روش گارچ چندمتغیره با تصریح BEKK

علیرضا عرفانی*

استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان erfani88@gmail.com

اکرم چرم‌گر

دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه سمنان charmgarakram@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۹۱/۰۹/۱۰ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۷/۲۲

چکیده

بیش‌تر کشورهای اقتصاد آن‌ها وابسته به منابع طبیعی به ویژه نفت است در دهه‌های اخیر عملکرد اقتصادی قابل قبولی از خود به جا گذاشته‌اند. رشد اقتصادی پایین، بی‌ثباتی اقتصاد کلان، کسری بودجه، تراز منفی تجاری، کاهش ارزش پول ملی، تورم بالا، افزایش بیکاری، فساد مالی و اداری، تبعیض و بی‌عدالتی ویژگی بسیاری از این کشورهاست. ایران نیز یکی از کشورهایی است که اقتصاد وابسته به نفت دارد، در نتیجه توجه به بی‌ثباتی قیمت نفت و نتایج آن بر سایر متغیرهای کلان از اهمیت به‌سزایی برخوردار است. در این پژوهش به بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران در دوره‌ی ۱۳۶۸:۱ تا ۱۳۸۸:۴ پرداخته شده و برای محاسبه‌ی نااطمینانی از روش گارچ چند متغیره با تصریح BEKK استفاده می‌شود و سپس اثر آن را یک سیستم به‌طور همزمان بر تولید ناخالص داخلی، تورم، شاخص بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج بیان می‌کنند که نااطمینانی قیمت نفت به‌طور همزمان با این چهار متغیر رابطه‌ی منفی دارد و افزایش نااطمینانی سبب کاهش تولید ناخالص ملی، تورم، شاخص بورس اوراق بهادار و نرخ ارز می‌شود.

طبقه‌بندی JEL : C32, E31

کلید واژه: نااطمینانی، قیمت نفت، گارچ چند متغیره BEKK

۱- مقدمه

ایران یکی از کشورهای صادرکننده‌ی نفت می‌باشد که از نظر صادرات در سال ۲۰۰۹ رتبه‌ی سوم^۱ را در جهان به خود اختصاص داده است، به همین دلیل می‌توان گفت که اقتصاد ایران وابسته به درآمدهای نفتی است و این امر موجب می‌شود که تغییرات قیمت نفت و نوسانات آن، درآمدهای نفتی و اوضاع اقتصادی کشور را تحت تأثیر قرار دهد.

هم زمان با وقوع شوک‌های نفتی در سال‌های ۱۹۷۳ و ۱۹۷۹ و شروع رکود اقتصادی در غرب، انرژی به عنوان یکی از عوامل مهم رشد اقتصادی، اهمیت خاصی پیدا کرده است و مطالعات گسترده‌ای برای شناخت عوامل و میزان تأثیر افزایش قیمت نفت بر رکود اقتصادی انجام گرفته است. هم‌چنین در نظام اقتصاد سیاسی جهان نیز یکی از ابعاد مهم انرژی، ثبات قیمت نفت است. واقعیت آن است که تولیدکنندگان نفت در سراسر جهان سرمایه‌گذاری‌های کلان مورد نیاز برای استخراج نفت خام را بر اساس تحولات قیمت نفت ارزیابی و تنظیم می‌کنند. این امر به خصوص درباره‌ی تولیدکنندگان در مناطقی چون خاورمیانه، آفریقا و آسیای میانه که درآمد کشورهای ارتباط مستقیمی با قیمت نفت دارد تأثیر بسیار زیادی روی سرمایه‌گذاری‌ها در صنعت نفت و به‌ویژه در صنایع بالادست آن برای کشف و استخراج منابع نفتی دارد.

از سوی دیگر، برای کشورهای صادرکننده و بنگاه‌های تولیدکننده‌ی نفت، بی‌ثباتی قیمت نفت دارای اهمیت است. یکی از اهداف اساسی کشورهای صادرکننده‌ی نفت مثل ایران (عضو اپک^۲) ابداع و راه‌اندازی ابزارهایی برای اطمینان در مورد قیمت نفت در بازارهای بین‌المللی نفت می‌باشد، زیرا نااطمینانی از جمله عواملی است که هزینه‌های زیادی را بر جامعه تحمیل می‌کند، لذا توجه به این مقوله مهم تلقی می‌شود.

برخی از مطالعات از این نظر حمایت می‌کنند که بی‌ثباتی نه فقط در سطوح بالای برخی از قیمت‌ها، بلکه در تمام سطوح قیمتی، به طور نامساعدی بر متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر می‌گذارد.

شواهد تجربی قابل توجهی وجود دارد که به‌طور علی‌ت تغییرات قیمت نفت را با متغیرهایی از قبیل تولید ناخالص داخلی، بازدهی سهام و نرخ ارز پیوند می‌دهد (هامیلتون، ۱۹۸۳). در بعضی موارد اثرات بی‌ثباتی قیمت نفت نامتقارن نشان داده شده

1- <http://aiti.org.ir/Information/Attachments/3.pdf>

2- OPEC

است یعنی این که افزایش در قیمت نفت سبب رخ دادن رکود اقتصادی شده است، ولی کاهش قیمت نفت منجر به ایجاد رونق نمی‌شود (ساروسکی، ۱۹۹۹). این عدم تقارن برای توضیح اثر بی‌ثباتی در قیمت نفت می‌باشد. همان‌طور که قبلاً نیز اشاره شد ایران یک کشور صادر کننده نفت است و در صورت افزایش قیمت نفت از قیمت پیش بینی شده، ارز حاصل از درآمد نفت، به حساب ذخایر ارزی واریز می‌شود. در صورت نبود تقاضای کافی برای ارز در قیمت تعیین شده، بانک مرکزی مجبور به خرید ارز می‌شود. این سیاست سبب افزایش خالص دارایی خارجی بانک مرکزی و افزایش پایه پولی می‌شود. هم‌چنین در صورت کاهش قیمت نفت چون هزینه‌های دولت کاهش نمی‌یابد کسری بودجه ایجاد می‌شود و دولت به ناچار باید از بانک مرکزی استقراض کند و خالص بدهی دولت به بانک افزایش می‌یابد و این سبب افزایش پایه پولی می‌شود. بنابراین، تحت شرایط افزایش یا کاهش قیمت نفت، سیاست‌های مالی سبب افزایش حجم پول و حجم نقدینگی می‌شود.

افزایش نقدینگی و تورم همراه آن منجر به توجه بیش‌تر سرمایه‌گذاران به سبد دارایی‌هایشان می‌شود. از سویی ۲ عامل مهم تشکیل دهنده سبد دارایی، ارز و سهام می‌باشند که با افزایش نقدینگی و تورم همراه آن، تمایل برای نگهداری پول کاهش یافته و بنابراین افراد تمایل بیش‌تری برای نگهداری دارایی‌ها از خود نشان می‌دهند. در کوتاه مدت، بازار دارایی‌ها هم‌چون ارز و سهام از جمله بازارهایی هستند که به سرعت توانایی تبدیل پول نقد سرمایه‌گذاران مالی را به اوراق قرضه یا بازده را دارند و در نتیجه از حساسیت و تأثیرگذاری بالایی برخوردارند. در نتیجه می‌توان بیان کرد که نااطمینانی در قیمت نفت بر روی انتقال سرمایه‌ی اشخاص بر این بازارها تأثیر معناداری دارد.

از آن جا که هر کدام از این بازارها خود نیز می‌تواند به عنوان هدایت کننده‌ی دیگر بخش‌های اقتصادی عمل کند، توجه به اثر نااطمینانی قیمت نفت در این بازارها ضرورت می‌یابد.

در این پژوهش ابتدا اهمیت بررسی رابطه‌ی نااطمینانی قیمت نفت و متغیرهای اقتصاد کلان ایران مطرح شده و سپس به بیان مبانی نظری و مطالعات پیشین در این زمینه پرداخته می‌شود، در بخش سوم چگونگی برآورد نااطمینانی با روش گارچ چند

متغیره با تصریح بک^۱ را بیان شده و در بخش چهارم برآورد مدل ارائه می‌شود. بخش پنجم نیز نتایج حاصل از پژوهش اختصاص دارد.

۲- ادبیات نظری

عدم اطمینان، حالتی است که دانش فرد یا افرادی محدود است و توضیح کامل حالت و یا نتیجه‌ای که به دست آمده یا می‌آید، ممکن نمی‌باشد. اندازه‌گیری عدم اطمینان از طریق مشخص کردن تابع احتمال متغیر تحت بررسی و اختصاص احتمالات مشخص به هر کدام از حالت‌ها و نتیجه‌های ممکن، انجام می‌گیرد. در مواردی که متغیر تحت بررسی پیوسته است، تابع چگالی احتمال تعریف می‌شود. (زارع، ۱۳۸۹)

نوسان، تغییرات در فعالیت‌های اقتصادی می‌باشد در صورتی که نااطمینانی، نبود اطلاعات و دانش محدود در مورد نتیجه‌ی تغییرات در فعالیت‌ها می‌باشد. در حقیقت نوسان، یک متغیر مشهود است، در صورتی که نااطمینانی، یک متغیر نامشهود است که پیش‌بینی شده و مقدار آن به وسیله‌ی واریانس شرطی نشان داده می‌شود. ریسک، مفهومی نزدیک به عدم اطمینان می‌باشد که در آن، نتیجه‌های ممکن تأثیر نامطلوب و یا زیان نامشخصی را به بار می‌آورد. (زارع، ۱۳۸۹)

در مدل‌های اقتصاد سنجی مرسوم فرض بر آن است که واریانس جزء اختلال در کل دوره‌ی زمانی نمونه ثابت است، اما بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی در دوره‌هایی با نوسانات زیاد همراه هستند و در پی آن دوره‌هایی از تغییرات اندک را پشت سر می‌گذارند. در این شرایط فرض وجود واریانس ثابت یا واریانس همسانی چندان معقول نخواهد بود. از سوی دیگر در بسیاری از موارد به دنبال پیش‌بینی واریانس شرطی یک سری از داده‌ها هستیم.

یک راه برای پیش‌بینی واریانس آن است که تغییرات آن به وسیله‌ی یک متغیر برون‌زای مستقل مدل‌سازی شود. انگل^۲ (۱۹۷۲)، نشان داده است که به جای انتخاب دنباله‌های x_t متعدد و یا تبدیل داده‌ها می‌توان میانگین و واریانس یک سری از داده‌ها را به‌طور همزمان مدل‌سازی کرد.

1- Baba, Engle, Kraft, Kroner (BEKK)

2- Engle

بالرسلو^۱ (۱۹۸۶)، توانست الگوی اولیه‌ی ارائه شده توسط انگل را توسعه دهد. وی روشی را ابداع کرد که براساس آن واریانس شرطی می‌تواند یک فرآیند آرما^۲ باشد. هر عاملی که موجب بروز اختلالات در عرضه یا تقاضای نفت و در پی آن اختلال در بازار نفت شود، به ویژه این که عوامل مذکور غیرقابل پیش‌بینی بوده و در کوتاه‌مدت غیرقابل تعدیل می‌باشند، به عنوان شوک یا تکانه بر بازار نفت قلمداد می‌شود. (مهرآرا، اسکویی، ۱۳۸۵)

شوک نفتی اول که به دلیل جنگ اعراب و رژیم صهیونیستی (امینی ۱۹۸۶) و ایجاد یگانگی داخل اپک (امینی ۱۳۸۵) بود سبب افزایش قیمت نفت شد. شوک دوم، با کاهش تولید نفت ایران به دلیل اعتصاب کارکنان نفت قبل از انقلاب اسلامی و متوقف شدن آن در روزهای پیروزی انقلاب اسلامی رخ داد. (امینی، ۱۳۸۵) و کمبود عرضه‌ی نفت همراه با نگرانی مربوط به عدم امکان تأمین نفت در آینده قیمت‌های نفت خام را در بازار آزاد به سرعت افزایش داد. (سریر و هاشمی، ۱۳۶۷) کشورهای عضو اوپک مؤفق به افزایش سریع نفت خام در نوبت‌های مختلف شدند که منجر به شوک دوم نفتی شد. (امینی، ۱۳۸۱) این شوک قیمت نفت را افزایش داد. شوک سوم نیز به دلیل کاهش تقاضای جهانی برای نفت، به ویژه نفت اوپک و رقابت تولیدکنندگان غیر اوپک در بازار استفاده از منابع دیگر انرژی (موسوی و امینی، ۱۳۷۹) رخ داد، سبب کاهش قیمت نفت شد. در سال ۲۰۰۰-۱۹۹۹، افزایش شدید در تقاضای جهانی نفت و کاهش تولید اوپک افزایش قیمت نفت را سبب شد و در سال ۲۰۰۱، حوادث ۱۱ سپتامبر قیمت نفت را کاهش داد. در سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۲، کاهش سرمایه‌گذاری در زمینه‌ی اکتشاف و تولید نفت و ناآرامی‌های سیاسی و نظامی در منطقه‌ی خاورمیانه و افزایش قیمت گاز (۲۰۰۵)، اتمام ظرفیت مازاد تولید کشورهای عضو اوپک، حملات خرابه‌کارانه و مشکلات فنی در تأسیسات نفتی نیجریه، مخالفت کشورهای غربی با برنامه‌ی هسته‌ای صلح آمیز ایران (۲۰۰۶) و افزایش تقاضا، کاهش ارزش دلار آمریکا در مقابل ارزهای معتبر جهان (۲۰۰۷) و حمله‌ی ترکیه به کردهای عراق و درگیری در نیجریه (۲۰۰۸) منجر به افزایش قیمت نفت شد. در سال ۲۰۰۹ نیز در نیمه‌ی اول، رکود بزرگ جهانی سبب کاهش قیمت و در نیمه‌ی دوم افزایش خرید نفت در بازار آتی و کاهش عرضه‌ی نفت منجر به افزایش قیمت نفت شد.

1- Bollerslev

2- ARMA

۳- مطالعات تجربی

مطالعات خارجی

رحمان و سرلتیس^۱ (۲۰۱۲)، رابطه‌ی قیمت نفت و سطح فعالیت‌های اقتصادی را با استفاده از داده‌های فصلی کانادا در طی دوره‌ی ۱:۱۹۷۴ تا ۱:۲۰۱۰ بررسی و در انجام این کار از داده‌های قیمت نفت خام و تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص حجم فعالیت‌های اقتصادی و از مدل وارما^۲ و گارچ در میانگین^۳ و بک نامتقارن^۴ استفاده کرده‌اند. آن‌ها نتیجه گرفته‌اند سقوط ناگهانی قیمت نفت ممکن است هیچ فعالیت اقتصادی را افزایش ندهد، زیرا که افزایش شدید در بی‌ثباتی قیمت نفت ممکن است اثرات خوب کاهش قابل توجه در قیمت نفت را از بین ببرد. هم‌چنین بیان کرده‌اند که حادثه‌ی کاهش قیمت ژانویه ۱۹۸۶ و نوامبر ۲۰۰۸ شواهدی سازگار برای پاسخ عدم تقارن رشد محصول به شوک‌های قیمت نفت را ارائه می‌دهد.

فرزانگان و مارکوارت^۵ (۲۰۰۹)، به ارتباط پویا بین شوک‌های قیمتی نفت و متغیرهای اصلی اقتصاد کلان در ایران با استفاده از رهیافت بردار خود توضیحی پرداخته‌اند. آن‌ها در تحلیل خود از ۶ متغیر اقتصاد کلان تولید ناخالص داخلی، سرانه‌ی صنعتی حقیقی، مخارج مصرفی عمومی حقیقی، واردات حقیقی، نرخ مبادله‌ی مؤثر حقیقی، تورم، و تغییرات حقیقی قیمت‌های نفت به صورت فصلی برای دوره‌ی ۴:۲۰۰۶ – ۲:۱۹۷۵ استفاده کرده‌اند و برای بررسی واکنش متغیرهای اقتصاد کلان به شوک‌های متقارن و نامتقارن در قیمت‌های نفت، از یک مدل خود توضیحی برداری نامقید استفاده کرده‌اند. تحلیل آن‌ها برای مورد ایران اثرات متضادی را نشان می‌دهد. تولید حقیقی که به شدت به واردات کالاهای واسطه‌ای و خام وابسته است، به اجبار کاهش می‌یابد.

رحمان^۶ (۲۰۰۹)، در مقاله‌ی خود به بررسی اثرات نااطمینانی قیمت نفت و اثر آن بر فعالیت‌های واقعی اقتصاد در آمریکا پرداخته است. اندازه‌ی نااطمینانی قیمت نفت، واریانس شرطی خطای پیش‌بینی تغییر در قیمت نفت است. وی اثرات بی‌ثباتی در تغییرات قیمت نفت و اثرات غیر متقارن آن را بر رشد محصول جدا می‌کند و برای

-
- 1- Rahman&Serletis
 - 2- VARMA
 - 3- GARCH-in-Mean
 - 4- Asymmetric BEKK
 - 5- Farzanegan & Markwardt
 - 6- Rahman

محاسبه‌ی توابع پاسخ ضربه‌ی عمومی^۱ و توابع پاسخ ضربه‌ی بی‌ثباتی^۲، روش‌های شبیه‌سازی برای جهت‌یابی اثرات شوک‌های مستقل، به ترتیب بر روی میانگین شرطی و واریانس شرطی متغیر را به کار می‌گیرد.

نتایج آن پژوهش نشان می‌دهد که نااطمینانی اثر منفی بر محصول دارد و شوک‌ها برای قیمت نفت و نااطمینانی آن، اثرات نامتقارن بر محصول دارند.

مطالعات داخلی

طیبه و همکاران (۱۳۹۰)، در مقاله‌ی خود، تحلیل نااطمینانی سالانه در قیمت نفت ایران و سبد اوپک را بررسی، از الگوی تصادفی در قالب معادلات دیفرانسیل تصادفی، که قابلیت الگوسازی نااطمینانی را دارد، استفاده کرده‌اند. در این پژوهش از داده‌های روزانه‌ی دوره‌ی زمانی ۱۹۹۰-۲۰۱۰ استفاده می‌شود. برای محاسبه، ابتدا به معرفی معادلات دیفرانسیل تصادفی مناسب برای ارزیابی قیمت نفت پرداخته و سپس الگوی حرکت براونی را با استفاده از برنامه نویسی در نرم افزار مطلب الگو سازی شده و مقدار نااطمینانی برآورد شده است.

نتایج مقایسه‌ی الگوسازی در قیمت نفت سنگین ایران و سبد اوپک نشان می‌دهد که نااطمینانی سالانه‌ی قیمت نفت سنگین ایران در مقایسه با سبد نفتی اوپک در بیش‌تر سال‌ها کم‌تر بوده است.

رضانیان و همکاران (۱۳۹۰)، رویکردهای جدید در پیش‌بینی قیمت نفت با استفاده از شبکه‌های عصبی- فازی انجام گرفته و روش‌ها و الگوریتم‌های جدید مانند شبکه‌های عصبی و منطق فازی تشریح شده و کاربرد ترکیب این دو روش در پیش‌بینی را بررسی کرده‌اند. نتایج این روش‌ها با نتایج حاصل از روش شبکه‌های عصبی فازی با استفاده از شش معیار اندازه‌گیری خطای پیش‌بینی مقایسه شده و نتایج حاکی از آن است که در همه‌ی معیارها، روش شبکه‌های عصبی فازی نسبت به سایر روش‌ها برتری دارد و میزان تطابق داده‌ها (ضریب R^2) مربوط به شبکه‌های عصبی- فازی ۹۰ درصد است.

حسینی نسب و همکاران (۱۳۸۹)، به بررسی اثر شوک‌های بازار نفت بر روی بازدهی سهام بورس اوراق بهادار از فروردین سال ۱۳۷۶ تا مرداد ۱۳۸۹ پرداخته و در این

1- (GIRFS)

2- (VIRFS)

بررسی از روش MS-VAR استفاده کرده‌اند. آن‌ها بیان نموده‌اند که در دوره‌ی رکود بازده بازار سهام با نوسانات ملایم، اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده سهام منفی می‌باشد، به طوری که افزایش قیمت نفت به عنوان عامل رکود این بازار تلقی می‌شود و در دوره‌ی رونق، اثر نوسان قیمت نفت بر بازار سهام مثبت است.

با توجه به پژوهش‌های خارجی انجام گرفته در زمینه‌ی آثار شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان، بیش‌ترین تحقیقات به بررسی اثر شوک‌های نفتی بر تولید ناخالص داخلی پرداخته‌اند. نتایج این مطالعات حاکی از آن است که شوک‌های نفتی منجر به کاهش سطح تولید ناخالص داخلی می‌شود.

هم‌چنین در مطالعات داخلی، مباشرپور (۱۳۸۴)، سرزعی (۱۳۸۶)، بیان کرده‌اند که تکانه‌ی مثبت قیمت نفت، درآمدنفتی را افزایش داده و رشد اقتصادی را افزایش می‌یابد. ابریشمی و همکاران (۱۳۸۸) بیان کرده‌اند که تکانه‌ی درآمد نفت بر رشد اقتصادی کشورهای اوپک اثرات معنی‌داری دارد، اما تکانه‌ی منفی به مراتب ماندگارتر از تکانه‌های مثبت است. بهبودی و همکاران (۱۳۸۸) و یزدانی (۱۳۹۰)، برخلاف مطالعات قبلی بیان کرده‌اند که تکانه‌ی مثبت قیمت نفت اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی دارد.

۳- روش شناسی تحقیق

مدل‌های گارچ چند متغیره^۱

انگل اولین کسی بوده که در سال ۱۹۸۲ ناطمینانی در سری‌های زمانی را با استفاده از مدل‌های خود توضیحی شرطی ناهمسانی واریانس^۲ مدل سازی کرده است. سپس بارسلو (۱۹۸۶) توانست الگوی اولیه‌ی ارائه شده توسط انگل را توسعه دهد. وی روشی را ابداع کرده است که براساس آن واریانس شرطی می‌تواند یک فرآیند آرما باشد. طبق این الگو هم اجزای خودتوضیحی و هم اجزای میانگین متحرک در معادله‌ی واریانس ظاهر می‌شود. (اندرس و والترز، ۱۳۸۹)

سپس این مدل به مدل گارچ چند متغیره^۳ تعمیم پیدا کرده است که در عمق خود بسیار شبیه همتهای یک متغیره‌شان هستند و این مدل‌ها، معادلات را برای نحوه‌ی

1- Multivariate GARCH

2- ARCH

3- MGARCH

تغییر کوواریانس‌ها در طول زمان تصریح می‌کنند. یکی از کاربردهای مهم این مدل‌ها تخمین ماتریس کوواریانس شرطی است که برای برآورد بی‌ثباتی مناسب است. چندین مدل گارچ چند متغیره شامل: مدل‌های «پراتور نیمه بردار»، «پراتور نیمه بردار قطری»^۱، و «بک قطری»^۲ وجود دارد. به دلیل این که تعداد پارمترهای برآورد شده با افزایش ابعاد مدل بیش‌تر می‌شود، در نتیجه باید از تصریحی استفاده کرد که اصل صرفه‌جویی در آن بیش‌تر رعایت شده باشد. در این پژوهش ابتدا معادله‌ی میانگین با روش وارما به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$z_t = a + \sum_{i=1}^p \Gamma_i z_{t-i} + \sum_{l=1}^q \Theta_l e_{t-l} + e_t \quad (1)$$

که z_t و e_t بردارهای $1 \times n$ و Γ_i و Θ بردارهای $n \times n$ هستند.

و سپس از مدل‌های گارچ چند متغیره برای اندازه‌گیری بی‌ثباتی قیمت نفت استفاده شده است. در سال ۱۹۹۱ بابا، انگل و کرومر و کرافت، گونه‌ای دیگر از مدل پراتور نیمه بردار را به نام «بک قطری» معرفی کرده‌اند که این مدل دو ویژگی بسیار مهم دارد: اول این که اصل صرفه‌جویی در آن رعایت شده و دوم این که با اعمال محدودیت‌هایی، ماتریس کوواریانس مثبت و معین شده است. اگر چه چندین تصریح برای اندازه‌گیری بی‌ثباتی نام برده شده، اما به دلیل این که اصل صرفه‌جویی در تصریح «بک قطری» بیش‌تر رعایت شده، در این پژوهش از این تصریح برای به دست آوردن ضرایب معادله‌ی واریانس استفاده شده است. برای اندازه‌گیری بی‌ثباتی قیمت نفت، معادله‌ی واریانس به شکل زیر تعریف شده:

$$H_t = \hat{c}c + \sum_{j=1}^f \hat{B}_j H_{t-j} B_j + \sum_{k=1}^g \hat{A}_k e_t \hat{e}_{t-k} A_k + \hat{D} u_{t-1} \hat{u}_{t-1} D \quad (2)$$

که C ، B_j ، A_k و D ماتریس‌های $n \times n$ هستند و c یک ماتریس بالا مثلثی با واریانس H شبه معین مثبت می‌باشد.

که این مدل $N(N+1)/2 + 2N$ پارامتر دارد، در حالی که تعداد پارامترهای «پراتور نیمه بردار» $N^2(N+1)^2/2 + N(N+1)/2$ است و این بیانگر مزیت مدل بک مبنی بر کم‌تر بودن پارامترها می‌باشد و در نتیجه درجه‌ی آزادی این مدل بیش‌تر است. یک اشکال «پراتور نیمه بردار» آن است که هیچ ضمانتی وجود ندارد که ماتریس کوواریانس مثبت نیمه معین باشد، اما انگل و کرومر (۱۹۹۵) با ارائه‌ی مدل بک به مشکل

1- VEC: vector_half operator, which stacks the lower triangular portion of a matrix

2- Diagonal VEC

3- Diagonal BEKK

اپراتور نیم بردار برای تضمین این‌که ماتریس H همیشه مثبت معین است توجه کرده‌اند.

با استفاده از ماتریس واریانس شرطی برآورد شده می‌توان اثر بی‌ثباتی قیمت نفت را بر هر یک از متغیرهای اقتصاد کلان ایران (تولید ناخالص داخلی، تورم، شاخص بورس، نرخ ارز) برآورد کرد.

۴- یافته‌های پژوهش

در مدل‌سازی اقتصادسنجی با استفاده از سری‌های زمانی، به طور معمول فرض می‌شود که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان ثابت بوده و کوواریانس هر دو مقدار از متغیر سری‌های زمانی تنها بستگی به فاصله‌ی زمانی بین آن‌ها دارد. ولی متغیرهای کلان اقتصادی بیش‌تر حاوی یک روند تصادفی (ریشه‌ی واحد) هستند که با تفاضل‌گیری روند مذکور حذف می‌شود. از آن‌جا که حضور چنین روندی، تخمین و استنباط‌های آماری را غیر معتبر می‌کند، لذا اولین گام برای تحلیل‌های اقتصادسنجی، ثبات متغیرهاست.

در این پژوهش، سری‌های y (تولید ناخالص داخلی)، ip (شاخص بورس)، re (نرخ ارز)، p (تورم)، $poil$ (قیمت نفت) مورد استفاده قرار گرفته است. برای بررسی ایستایی متغیرها در مطالعه‌ی حاضر از آزمون‌های ریشه‌ی واحد تعمیم یافته‌ی دیکی فولر استفاده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود تمامی متغیرها به جزء نرخ ارز در سطح نامانا هستند و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. نتایج در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه‌ی واحد دیکی فولر

متغیر	آماره‌ی محاسباتی	مقدار بحرانی (۱۰٪)	نتیجه
$D(y)$	-۱۰,۸۷۲	۰,۰۰۰۱	ماناست
$D(p)$	-۶,۷۸۰	۰,۰۰۰۰	ماناست
Re	-۴,۷۸۹	۰,۰۰۰۲	ماناست
$D(poil)$	-۸,۵۹۰	۰,۰۰۰۰	ماناست
$D(ip)$	-۷,۲۶۰	۰,۰۰۰۰	ماناست

منبع: یافته‌های تحقیق

در ابتدا با معیار آکایک تعداد وقفه‌های بهینه‌ی قیمت نفت را تعیین کرده و سپس رگرسیون قیمت نفت بر روی وقفه(های) آن، برآورد شده و وجود خودهمبستگی در مجذور باقیمانده‌های این رگرسیون با آزمون بروج گادفری مورد بررسی قرار گرفته است که با توجه به نتایج ارائه شده در جدول ۲، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی تأیید می‌شود.

جدول ۲- نتایج آزمون خودهمبستگی

سطح معنا داری	آماره‌ی بحرانی
۰,۳۴۰	۱,۰۹۲

منبع: یافته‌های تحقیق

سپس با آزمون وایت به بررسی ناهمسانی واریانس پسماندها پرداخته شده است. و همان‌طور که در جدول (۳) ملاحظه می‌شود فرضیه‌ی صفر رد شده و ناهمسانی واریانس تأیید می‌شود.

جدول ۳- آزمون وایت برای تشخیص ناهمسانی واریانس

سطح معناداری	آماره‌ی بحرانی
۰,۰۰۰	۱۱,۳۲۰

منبع: یافته‌های تحقیق

هم‌چنین آزمون LM-GARCH برای تأیید وجود اثرات آرچ اجرا شده که طبق نتایج جدول ۴، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود اثرات آرچ رد شده است که استفاده از ناهمسانی واریانس برای بررسی اثرات نااطمینانی مقدور می‌باشد.

جدول ۴- آزمون LM برای تشخیص اثرات آرچ

سطح معناداری	آماره‌ی بحرانی
۰,۰۰۰	۲۶,۰۰۷

منبع: یافته‌های تحقیق

حال با توجه به تأیید آزمون‌های مبنی بر وجود ناهمسانی واریانس و تأیید وجود اثرات آرج، برای مشاهده‌ی اثرات ناطمینانی از روش گارچ با تصریح بک استفاده می‌شود.

برای برآورد مدل از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۸۸ استفاده شده و برای برآورد ناطمینانی قیمت نفت با این تصریح، ابتدا با استفاده از آماره‌ی آکاییک تعداد وقفه‌های مناسب، معین شده و سپس در یک سیستم، به برآورد اثر ناطمینانی بر شاخص‌های کلان با استفاده از نرم افزار ایویوز ویرایش ششم پرداخته می‌شود.

با استفاده از همبستگی نگار مجذور پسماندها، مرتبه‌ی p و q ، برابر یک تعیین شده و در سیستم معادلات همزمان به برآورد Diagonal-BEKK(1,1) با روش حداکثر درست‌نمایی پرداخته می‌شود. برای انجام برآورد با استفاده از مدل زیر، ناطمینانی در یک سیستم معادلات همزمان وارد می‌شود که اثر آن بر تورم و نرخ ارز، شاخص بورس، تولید ناخالص داخلی برآورد شده است.

$$poil = \beta_0 + \beta_1 poil(-1) + \beta_2 poil(-2) + u_t \quad (3)$$

$$u_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1} + \alpha_2 u_{t-2} + RESID$$

u_t در معادله‌ی (۴-۱) اثرات بی‌ثباتی قیمت نفت را در خود ذخیره می‌کند. نتایج حاصل از Diagonal-BEKK(1,1) به شرح زیر است:

معادلات میانگین

Estimated Equations:

$$Y = C(1) + C(2)*U + C(3)*RESID$$

$$RE = C(4) + C(2)*U + C(3)*RESID$$

$$P = C(5) + C(2)*U + C(3)*RESID$$

$$IP = C(6) + C(2)*U + C(3)*RESID$$

Substituted Coefficients:

$$Y = 90077.13 - 218.79*U + 1.31*RESID$$

$$RE = 7191.48 - 218.797*U + 1.315*RESID$$

$$P = 7196.74 - 218.79*U + 1.31*RESID$$

$$IP = 9500.97 - 218.79*U + 1.31*RESID$$

معادلات واریانس

Variance Equations:

$$GARCH1 = M(1,1) + A1(1,1)^2*RESID1(-1)^2 + B1(1,1)^2*GARCH1(-1) + E1*RESID$$

$$\begin{aligned} \text{GARCH2} &= M(2,2) + A1(2,2)^2 * \text{RESID2}(-1)^2 + B1(2,2)^2 * \text{GARCH2}(-1) + E1 * \text{RESID} \\ \text{GARCH3} &= M(3,3) + A1(3,3)^2 * \text{RESID3}(-1)^2 + B1(3,3)^2 * \text{GARCH3}(-1) + E1 * \text{RESID} \\ \text{GARCH4} &= M(4,4) + A1(4,4)^2 * \text{RESID4}(-1)^2 + B1(4,4)^2 * \text{GARCH4}(-1) + E1 * \text{RESID} \end{aligned}$$

جدول ۵- ماتریس‌های برآورد شده براساس تصریح BEKK قطری معادله‌ی (۳-۵) (معادله‌ی واریانس)

	y	re	p	Ip
cc	M(1,1) 808197264.103 (0.761,0.446)	M(2,2) 124857.73732 (5.101,0.000)	M(3,3) 92277.981 (2.997,0.002)	M(4,4) 18239510.533 (1.424,0.154)
	M(1,2) -1738521.389 (-0.095,0.923)	M(2,3) 107411.470 (37.818,0.000)	M(3,4) 375666.504 (0.218,0.827)	
	M(1,3) -991650.883 (-0.057,0.954)	M(2,4) 161244.161 (0.095,0.924)		
	M(1,4) 95240518.014 (1436,0.151)			
	A	A(1,1) 0.491 (1.340,0.180)	A(2,2) 0.627 (5.393,0.000)	A(3,3) 0.634 (5.410,0.000)
B	B(1,1) 0.604 (1.783,0.074)	B(2,2) 0.733 (166.54,0.000)	B(3,3) 0.726 (207.51,0.000)	B(4,4) 0.416 (5.512,0.000)

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۶) نتایج به دست آمده از نرم افزار (اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره‌ی z سمت راست و Prob سمت چپ است)
 با توجه به نتایج حاصل از برآورد معادله‌ی میانگین در نرم افزار، رابطه‌ی بی‌ثباتی قیمت نفت با تورم، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز و شاخص بورس اوراق بهادار تهران به صورت همزمان منفی است. افزایش بی‌ثباتی در قیمت نفت سبب کاهش تولید، تورم، نرخ ارز و شاخص بورس می‌شود. ضرایب ماتریس B بیانگر اثرات بی‌ثباتی (h_{t-1}) و ماتریس A بیانگر اثرات واریانس شرطی $(\epsilon_{t-1} \epsilon_{t-1}')$ بر متغیرها می‌باشد. (عناصر روی قطر اصلی این ماتریس واریانس‌های شرطی و سایر عناصر کوواریانس شرطی را بیان می‌کنند). در این پژوهش به دلیل استفاده از روش قطری فقط عناصر روی قطر اصلی در جدول (۵) گزارش شده است. براساس جدول (۵) می‌توان پیش‌بینی کرد، در

صورتی که واریانس شرطی قیمت نفت یک واحد افزایش یابد، واریانس تولید ناخالص داخلی ۰,۴۹۱، واریانس نرخ ارز ۰,۶۲۷، واریانس تورم ۰,۶۳۴ و واریانس شاخص بورس ۰,۸۲۷ به طور همزمان افزایش می‌یابد و بی‌ثباتی در تولید ناخالص داخلی ۰,۶۰۴، بی‌ثباتی در نرخ ارز ۰,۷۳۳، بی‌ثباتی در تورم ۰,۷۲۶ و بی‌ثباتی در شاخص بورس ۰,۴۱۶ به طور همزمان افزایش یافته است. با توجه به نتایج جدول می‌توان بیان کرد که در سطح اطمینان ۹۵٪ نمی‌توان فرضیه‌ی صفر مبنی بر بی‌معنی بودن اثرات ضرایب واریانس شرطی و بی‌ثباتی، بر تولید ناخالص داخلی را رد کرد، اما در همان سطح اطمینان (۹۵٪) می‌توان فرضیه‌ی صفر مبنی بر بی‌معنی بودن اثرات ضرایب واریانس شرطی و بی‌ثباتی قیمت نفت بر سه متغیر دیگر (نرخ ارز، تورم، شاخص بورس اوراق بهادار تهران) را رد کرد یعنی تنها ۵٪ امکان دارد که اثرات ضرایب واریانس شرطی و بی‌ثباتی بر این سه متغیر بی‌معنی باشد که آن را رد کرده‌ایم.

در این پژوهش نیز مطابق مطالعات داخلی و خارجی پیشین، توسط برنانکی (۱۹۸۰)، هامیلتون (۱۹۸۳)، رحمان (۲۰۰۹)، فرزنگان و مارکوارت (۲۰۰۹)، رحمان و سرلیس (۲۰۱۲) بهبودی و همکارانش (۱۳۸۸) و یزدانی (۱۳۹۰) که بیان کرده‌اند شوک‌های نفتی منجر به کاهش سطح تولید ناخالص داخلی می‌شود، مشاهده می‌شود که شوک‌ها سبب کاهش تولید ناخالص داخلی شده است.

هم‌چنین مطابق پژوهش حسینی نسب و همکارانش (۱۳۸۹)، که نشان داده‌اند در دوره‌ی رکود بازار سهام، اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده سهام منفی است و افزایش در قیمت نفت به عنوان عامل تداوم رکود در بورس اوراق بهادار تهران عمل می‌کند، در این مطالعه نیز با کاهش تولید و رکود ناشی از آن، اگر بی‌ثباتی ناشی از افزایش قیمت نفت باشد، در این صورت با افزایش قیمت نفت شاخص سهام کاهش می‌یابد.

۵- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

در این پژوهش به بررسی رابطه‌ی نااطمینانی قیمت نفت و متغیرهای اقتصاد کلان ایران (تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، تورم، شاخص بورس) را با استفاده از تصریح بک مدل‌های چند متغیره $GARCH(1,1)$ پرداخته شده است. این مدل، برای بررسی اثرات نااطمینانی، ماتریس واریانس-کوواریانس شرطی را که اجازه می‌دهد کوواریانس در طول زمان تغییر کند، برای این چهار متغیر برآورد می‌کند.

هنگامی که قیمت نفت افزایش یا کاهش می‌یابد، بی‌ثباتی قیمت نفت بالا می‌رود، اگر قیمت نفت به عنوان یک کالای صادراتی افزایش یابد، درآمد و تولید نیز افزایش می‌یابد، تقاضا برای نیروی کار و دستمزدها افزایش می‌یابد و سود تولید کنندگان کاهش می‌یابد، یعنی ابتدا تولید زیاد شده و با کاهش سود پیش‌بینی می‌شود در بلندمدت تولید کاهش یابد و در نتیجه طبق نظریه‌ی فریدمن با وقفه‌ای بیش از یک سال تورم نیز کاهش می‌یابد.

از سوی دیگر با افزایش درآمد، تقاضای داخلی و تورم افزایش یافته، ارزش پول ملی کاهش و نرخ ارز افزایش می‌یابد. همچنین افزایش قیمت نفت سبب افزایش بازده دارایی‌های غیرمالی مثل زمین شده و تقاضا برای دارایی‌های مالی از جمله سهام را کاهش می‌دهد. در حقیقت با افزایش قیمت نفت و افزایش تورم ارزش پول کاهش می‌یابد در نتیجه افراد پول نقد کم‌تری نگه می‌دارند و در عوض به جای سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی، در دارایی‌های رقیب آن‌ها سرمایه‌گذاری می‌کنند.

با افزایش قیمت نفت ابتدا درآمد ارزی کشورهای صادرکننده افزایش می‌یابد، اما این افزایش در بلندمدت ادامه نمی‌یابد، زیرا بعضی از کشورهای صادرکننده نفت، واردکننده‌ی مواد نفتی نیز می‌باشند و به دلیل این که هزینه‌های تولیدی سایر کشورهای تولیدکننده‌ی فرآورده‌های نفتی (با افزایش قیمت نفت) افزایش یافته است، پس قیمت این فرآورده‌ها نیز افزایش می‌یابد و کشورهای واردکننده‌ی فرآورده‌ها بایستی ارز بیش‌تری برای واردات بپردازند. به طور کلی می‌توان بیان کرد که در کوتاه مدت با افزایش قیمت نفت ارز بیش‌تری وارد کشور شده و نرخ ارز کاهش می‌یابد اما در بلندمدت چون کشور، واردکننده‌ی برخی مواد نفتی است و هزینه‌ی تولید این مواد افزایش یافته است، ارز بیش‌تری از کشور خارج شده و نرخ ارز افزایش می‌یابد. با توجه به تحلیل‌های ارائه شده، نااطمینانی قیمت نفت در بلندمدت با تولید، تورم، شاخص بورس اوراق بهادار و در کوتاه مدت با نرخ ارز رابطه‌ی منفی دارد.

فهرست منابع

امینی. علی‌رضا (۱۳۸۱)، تاریخ روابط خارجی ایران در دوران پهلوی، تهران، صدای معاصر، چاپ اول، ص ۱۸۶

امینی. علی‌رضا (۱۹۸۶)، نفت ایران و تأثیرش در روابط بین‌الملل، استانبول، دانشگاه استانبول، چاپ اول، ص ۹۲.

امینی. علی‌رضا (۱۳۸۵)، مسائل سیاسی اقتصادی نفت ایران، تهران، خط سوم، چاپ سوم، ص ۱۸۰.

اندرس. والتر (۱۳۸۶)، اقتصاد سنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، دکتر مهدی صادقی و سعید شوال پور، جلد اول و دوم، تهران، دانشگاه امام صادق (ع)

داود، متفکر آزاد. محمد علی، رضاراده. علی (۱۳۸۸)، "اثرات بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران" فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، ۲۰: ۱-۳۳.

حسینی نسب. ابراهیم، خضری. محسن، رسولی. احمد (۱۳۸۹)، "تعیین اثرات نوسانات قیمت نفت بر روی اوراق بهادار تهران: آنالیز موجک و راه‌گزینی مارکف" فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، ۲۹: ۳۱-۶۰.

سرزعیم. علی (۱۳۸۶)، "بررسی اثرات تکانه‌های قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی در یک مدل VAR"، مطالعات اقتصاد انرژی (۱۲): ۲۷-۵۱.

رمضانیان. محمدرحیم، رمضانپور. اسماعیل، پوربخش. سیدحامد (۱۳۹۰)، "رویکردهای جدید در پیش‌بینی با استفاده از شبکه‌های عصبی - فازی: قیمت نفت"، ۳(۲۱): ۱۴۹-۱۶۹.

زارع. فاطمه (۱۳۸۹)، بررسی تأثیر شوک‌های نفتی و نااطمینانی ناشی از آن بر تورم و رشد اقتصادی با استفاده از روش GARCH، دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران - پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد.

سریر. محمد، هاشمی. مرتضی، ۱۳۶۷، اوپک و دیدگاه‌های آینده، تهران، دفتر اطلاعات سیاسی و بین‌المللی، چاپ اول، ص ۳۰.

طیپی. سید کمیل، خوش‌اخلاق. رحمان، فراهانی. مریم (۱۳۹۰)، "برآورد نااطمینانی در قیمت نفت سنگین ایران و سبد اوپک: کاربرد معادلات دیفرانسیل تصادفی"، فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، ۳۱: ۱-۲۵.

مباشرپور. علی رضا (۱۳۸۴)، "نوسانات قیمت نفت و اثرات آن بر برخی از متغیرهای عمده‌ی اقتصاد کلان ایران: روش VAR". پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران، دانشکده‌ی اقتصاد.

نوفرستی. محمد (۱۳۷۸)، ریشه‌ی واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، نشر مؤسسه‌ی فرهنگی رسا.

موسوی. میرطیب، امینی. علی‌رضا (۱۳۷۹)، نفت سیاست- اقتصاد، تهران، چاپ اول، ص ۲۴۱.

نیکی اسکویی. کامران (۱۳۸۴)، "تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی". پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشکده‌ی اقتصاد، دانشگاه تهران.

نعمت‌اللهی. فاطمه، مجدزاده طباطبائی. شراره (۱۳۹۰) "تأثیر نوسانات قیمت نفت اوپک بر تراز تجاری ایران" فصل‌نامه‌ی مدل‌سازی اقتصادی ۳(۴):((۱۰)) ۱۶۹-۱۵۱.

یزدانی. ساناز (۱۳۹۰)، نوسانات سیکلی قیمت نفت و اقتصاد ایران، دانشکده‌ی اقتصاد و مدیریت دانشگاه سمنان - پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد.

Baba.Y, Engle. R. F, Kraft. D. F, Kroner.K.F (1991). "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", University of California and San Diego: Department of Economics, Discussion Paper.

D. Hamilton. J. (1983), "Oil and The Macroeconomy Since World 2", Journal of Political Economy, 91143-179

Engle.F.R(1982). "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation" *Econometrica*, 50-4: 987-1007.

Engle.F.R, Kroner.K.F(1995). "Multivariate Simultaneous Generalized GARCH". *Econometric Theory* 11: 122-150.

Farzanegan.M.R., Markwardt.G.(2009), "The Effect of Oil Price Shocks on the Economy", *Energy Economics*, 31, P.134-151.

guid eviws 6

Rahman.S. Serletis. A (2010), "The Asymmetric Effects of Oil Price and Monetary Policy Shocks: A nonlinear VAR approach Original Research Article", *Energy Economics*, 32(6):1460-1466.

Rahman.S. Serletis. A, (2012) "Oil Pric Uncertainty and the Canada Economy: Evidence from a VARMA, GARCH-in-Mean, Asymmetric BEKK model", *Energy Economics* 34(2): 603-610.

بیوست :

System: UNTITLED
 Estimation Method: ARCH Maximum Likelihood (Marquardt)
 Covariance specification: BEKK
 Date: 10/31/12 Time: 13:51
 Sample: 1369Q1 1388Q4
 Included observations: 80
 Total system (balanced) observations 320
 Presample covariance: backcast (parameter =0.7)
 Convergence achieved after 49 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob
C(1)	90077.13	30787.97	2.925725	0.0034
C(2)	-218.7988	132.0334	-1.657147	0.0975
C(3)	1.310210	0.301574	4.344573	0.0000
C(4)	7191.484	53.63623	134.0789	0.0000
C(5)	7196.743	12.08895	595.3161	0.0000
C(6)	9500.976	1856.647	5.117277	0.0000

Variance Equation Coefficients

C(7)	8.08E+08	1.06E+09	0.761482	0.4464
C(8)	-1738521.	18189567	-0.095578	0.9239
C(9)	-991650.9	17209464	-0.057622	0.9540
C(10)	95240518	66318130	1.436116	0.1510
C(11)	124857.7	24473.45	5.101763	0.0000
C(12)	107411.5	2840.174	37.81863	0.0000
C(13)	161244.2	1695063.	0.095126	0.9242
C(14)	92277.98	30787.19	2.997285	0.0027
C(15)	375666.5	1719690.	0.218450	0.8271
C(16)	18239511	12803767	1.424543	0.1543
C(17)	0.491158	0.366504	1.340118	0.1802
C(18)	0.627741	0.116387	5.393564	0.0000
C(19)	0.634901	0.117338	5.410873	0.0000
C(20)	0.827093	0.158122	5.230726	0.0000
C(21)	0.604975	0.339201	1.783528	0.0745
C(22)	0.733660	0.004405	166.5487	0.0000
C(23)	0.726391	0.003500	207.5130	0.0000
C(24)	0.416365	0.075529	5.512659	0.0000
C(25)	-1276.732	1046.989	-1.219432	0.2227

Log likelihood-2924.106

Schwarz criterion74.47202

Avg. log likelihood-9.137830

Hannan-Quinn criter.74.02608

Akaike info criterion73.72764

Equation: $Y = C(1) + C(2)*U + C(3)*RESID$

R-squared	0.221627	Mean dependent var	88604.00
Adjusted R-squared	0.201409	S.D. dependent var	29103.95
S.E. of regression	26008.43	Sum squared resid	5.21E+10
Durbin-Watson stat	0.141240		

Equation: $RE = C(4) + C(2)*U + C(3)*RESID$

R-squared	-59547.657611	Mean dependent var	99.53388
Adjusted R-squared	-61094.375990	S.D. dependent var	38.46559
S.E. of regression	9507.723	Sum squared resid	6.96E+09
Durbin-Watson stat	0.443936		

Equation: $P = C(5) + C(2)*U + C(3)*RESID$

R-squared-3200.352008	Mean dependent var 194.2443
Adjusted R-squared-3283.504009	S.D. dependent var 163.5403
S.E. of regression 9372.590	Sum squared resid 6.76E+09
Durbin-Watson stat 0.456967	

Equation: $IP = C(6) + C(2)*U + C(3)*RESID$

R-squared-1.017982	Mean dependent var 4736.298
Adjusted R-squared-1.070397	S.D. dependent var 4524.189
S.E. of regression 6509.799	Sum squared resid 3.26E+09
Durbin-Watson stat 0.981745	

Covariance specification: BEKK

$$GARCH = M + A1*RESID(-1)*RESID(-1)*A1 + B1*GARCH(-1)*B1 + E1$$

*RESID

M is an indefinite matrix

A1 is diagonal matrix

B1 is diagonal matrix

E1 is a scalar

Transformed Variance Coefficients

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	.Prob
M(1,1)	8.08E+08	1.06E+09	0.761482	0.4464
M(1,2)	-1738521.	18189567	-0.095578	0.9239
M(1,3)	-991650.9	17209464	-0.057622	0.9540
M(1,4)	95240518	66318130	1.436116	0.1510
M(2,2)	124857.7	24473.45	5.101763	0.0000
M(2,3)	107411.5	2840.174	37.81863	0.0000
M(2,4)	161244.2	1695063.	0.095126	0.9242
M(3,3)	92277.98	30787.19	2.997285	0.0027
M(3,4)	375666.5	1719690.	0.218450	0.8271
M(4,4)	18239511	12803767	1.424543	0.1543
A1(1,1)	0.491158	0.366504	1.340118	0.1802
A1(2,2)	0.627741	0.116387	5.393564	0.0000
A1(3,3)	0.634901	0.117338	5.410873	0.0000
A1(4,4)	0.827093	0.158122	5.230726	0.0000
B1(1,1)	0.604975	0.339201	1.783528	0.0745
B1(2,2)	0.733660	0.004405	166.5487	0.0000
B1(3,3)	0.726391	0.003500	207.5130	0.0000
B1(4,4)	0.416365	0.075529	5.512659	0.0000
E1	-1276.732	1046.989	-1.219432	0.2227