



پژوهشنامه‌ی اقتصاد کلان

علمی - پژوهشی

سال هشتم، شماره‌ی ۱۵، نیمه‌ی اول ۱۳۹۲

## بررسی علیت میان تورم، رشد تولید، قیمت نفت و نااطمینانی آنان، با استفاده از یک مدل گارچ سه متغیره<sup>۱</sup> برای ایران<sup>۲</sup>

اکبر کمیجانی\*

حسین توکلیان\*\*

علی توکلیان\*\*\*

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۶/۷

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱/۲۲

### چکیده

با استفاده از یک مدل گارچ سه متغیره ما به دنبال بررسی روابط علی میان شش متغیر تورم، رشد تولید، رشد قیمت نفت، نااطمینانی تورم (نااطمینانی اسمی)، نااطمینانی رشد تولید (نااطمینانی حقیقی) و نااطمینانی قیمت نفت درباره‌ی ایران هستیم. نتایج نشان دهنده‌ی این است که افزایش تورم با افزایش در نااطمینانی تورمی (فرضیه‌ی فریدمن، ۱۹۷۷ و بال، ۱۹۹۲) همراه است. علاوه بر آن، رشد بالاتر تولید با نااطمینانی حقیقی بالاتر همراه است. با افزایش نااطمینانی رشد تولید هم تورم (فرضیه‌ی دوریوکس، ۱۹۸۹، کوکرمین و گرلاچ، ۲۰۰۳) و هم رشد (فرضیه‌ی میرمن ۱۹۷۱، بلک، ۱۹۸۷ و بلکبرن، ۱۹۹۹) افزایش می‌یابد. فرضیه‌ی هلند<sup>۳</sup> (۱۹۹۵) یعنی وجود علیت منفی از نااطمینانی تورم به تورم برای وقفه هشت و در سطح ۱۰ درصد رد نمی‌شود. فرضیه‌ی وجود علیت منفی از نااطمینانی قیمت نفت به رشد تولید (فرضیه‌ی پیندیک، ۱۹۹۱؛ فردرر، ۱۹۹۶، بارسکی و کیلیان، ۲۰۰۴) پذیرفته می‌شود. افزایش قیمت نفت نیز در کوتاه‌مدت رشد تولید را افزایش و تورم را کاهش می‌دهد. درباره‌ی سایر روابط علی آزمون شده به نتایج تجربی قوی دست نیافتیم.

**واژه‌های کلیدی:** تورم، رشد تولید، قیمت نفت، نااطمینانی تورمی، نااطمینانی رشد تولید، نااطمینانی قیمت نفت، مدل گارچ سه متغیره

طبقه‌بندی JEL: E31، C32

### 1-Trivariate GARCH

۲- این مقاله برگرفته از پایان نامه‌ی کارشناسی ارشد آقای حسین توکلیان با عنوان «بررسی علیت بین تورم، رشد تولید، نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد تولید (مورد ایران)» در دانشکده‌ی اقتصاد دانشگاه تهران می‌باشد.

\* نویسنده‌ی مسئول - استاد گروه اقتصاد دانشگاه تهران Email: komijani@ut.ac.ir

\*\* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران

\*\*\* دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد بهداشت دانشگاه علوم پزشکی ایران

3- Holand (1995)

## ۱- مقدمه

با توجه به اینکه اقتصاد ایران یک اقتصاد مبتنی بر درآمدهای نفتی است و در عین حال اقتصادی است که طی دو دهه ی گذشته همواره دارای تورم بالایی بوده است، لزوم بررسی تأثیر این دو عامل بر سطح فعالیت‌های اقتصادی لازم و ضروری به نظر می‌رسد. از طرف دیگر همان گونه که فریدمن در سخنرانی جایزه ی نوبل خود عنوان کرد، در تورم‌های بالا عامل دیگری نیز اهمیت پیدا می‌کند. در تورم بالا و بلندمدت، کارگزاران اقتصادی دریافته‌اند که اقتصاد تورمی است و این را در شکل‌گیری انتظارات خود وارد می‌کنند. بنابراین عاملی که در این شرایط اهمیت پیدا می‌کند میزان نوسانات تورم است. در واقع این نااطمینانی تورم است که قابل پیش‌بینی نیست و می‌تواند اثرات بدی بر اقتصاد ایجاد کند.

در کنار این موضوع نوسانات قیمت نفت نیز از طریق ایجاد نوسانات در درآمد نفت و بنابراین تأثیرگذاری بر سیاست‌های پولی و مالی نیز می‌تواند عاملی برای ایجاد بی‌ثباتی اقتصاد باشد و سطح فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد. هم چنین نوسانات رشد اقتصادی خود عاملی است که می‌تواند باعث تغییر در سطح فعالیت‌های اقتصادی شود. زیرا نااطمینانی رشد خود به معنی نااطمینانی سرمایه‌گذاری است که افزایش آن ممکن است به کاهش سرمایه‌گذاری می‌انجامد. در این مطالعه به دنبال بررسی رابطه میان تورم، رشد تولید، قیمت نفت و نااطمینانی‌های آنان هستیم.

این مطالعه به صورت زیر طبقه بندی می‌شود. در بخش ۲ نظریات و مطالعات مربوط به رابطه ی متغیرها به صورت طبقه‌بندی شده ارائه می‌شود. در بخش ۳ مدل اقتصادسنجی گارچ سه متغیره برای اقتصاد ایران معرفی می‌شود. در بخش ۴ برآورد مدل انجام شده و نتایج برآورد ارائه و تفسیر می‌شود. بخش ۵ نیز نتیجه‌گیری مطالعه را ارائه می‌دهد.

## ۲- نظریات

### ۲-۱- نظریات مربوط به اثر تورم بر نااطمینانی تورم

در این زمینه یکی از مهم ترین نظریات مربوط به فریدمن<sup>۱</sup> (۱۹۷۷) است. براساس این نظریه، تورم بالاتر با نااطمینانی تورمی بالاتری همراه خواهد بود. بال<sup>۱</sup> (۱۹۹۲) نیز با

استفاده از یک بازی نامتقارن به نتایجی مشابه با نتایج فریدمن مبنی بر این که افزایش تورم، نااطمینانی اسمی را افزایش می‌دهد، دست یافت.

پورگرامی و ماسکوس<sup>۱</sup> (۱۹۸۷) درباره ی هفت کشور آمریکای لاتین نشان می‌دهند که افزایش تورم می‌تواند به نااطمینانی کمتری انجامد. آنان چنین تحلیل می‌کنند که در حالت تورم‌های فزاینده منابع بیش تری برای پیش‌بینی تورم اختصاص می‌یابد و باعث کاهش نااطمینانی تورم می‌شود. تحلیل‌های رسمی‌تر این اثر از سوی آنگار و زیلبرفارب<sup>۲</sup> (۱۹۹۳) ارائه شده است.

### ۲-۲- نظریات مربوط به اثر نااطمینانی تورم بر تورم

در فرضیه‌ای که کوکرمین و ملتزر<sup>۳</sup> (۱۹۸۶) ارائه کردند، برای علیت خلاف جهت علیت قسمت اول نظریه ی فریدمن است. آنان افزایش نااطمینانی تورم را عاملی می‌دانند که به تورم بالاتری می‌انجامد. براساس تحلیل آنان، افزایش نااطمینانی این انگیزه را در سیاست‌گذاران به وجود می‌آورد که با ایجاد یک شوک تورمی، رشد تولید را تحریک کنند. زیرا در این شرایط، اثرات شوک‌های تورمی روی تولید بیش تر است. هلند (۱۹۹۵) فرضیه ی متفاوتی را در این زمینه براساس انگیزه ی مقامات پولی در ایجاد ثبات اقتصادی مطرح می‌کند که به فرضیه ی «بانک مرکزی تثبیت‌کننده»<sup>۴</sup> معروف است. در بحث وی افزایش تورم و در نتیجه نااطمینانی تورمی، مقامات پولی را بر آن می‌دارد تا برای حذف نااطمینانی تورمی و اثرات منفی آن، کنترل بیش تری بر رشد عرضه ی پول وارد کنند.

### ۲-۳- نظریات مربوط به اثر نااطمینانی رشد بر تورم

دوریوکس<sup>۵</sup> (۱۹۸۶) فرضیه‌ای را درباره ی اثر نااطمینانی رشد محصول بر تورم مطرح می‌کند. وی پس از شاخص‌سازی دستمزد (به صورت درونزا)، اثر نااطمینانی رشد (به‌عنوان متغیری برونزا) را بر شاخص دستمزد و نرخ تورم مطلوب مورد آزمون قرار می‌دهد. او نشان می‌دهد که نااطمینانی در خصوص رشد تولیدات آینده، دستمزد بهینه

---

1-Ball

2-Pourgerami, and Maskus

3-Ungarand Zilberfarb

4-Cukierman and Meltzer

5-Stabilizing Fed

6-Devereux

را کاهش می‌دهد. این امر باعث می‌شود تا سیاست‌گذاران، سیاست‌هایی اتخاذ کنند که به افزایش تورم ختم می‌شود. وجود رابطه ی علیّ مثبت از نااطمینانی رشد به تورم توسط کوکرمن و گرلاچ<sup>۱</sup> (۲۰۰۳) توجیه شده است. آنان نشان دادند که اگر هدف سیاست‌گذاران رسیدن به نرخ بی‌کاری طبیعی باشد، تورم با افزایش نااطمینانی رشد، افزایش می‌یابد. این استدلال شدیداً منوط به میزان حساسیت بانک‌های مرکزی به بالابودن میزان بی‌کاری نسبت به نرخ بی‌کاری طبیعی است؛ به‌طوری که با بالا رفتن این حساسیت وجود این رابطه ی مثبت نیز محتمل‌تر می‌شود.

#### ۲-۴- نظریات مربوط به اثر نااطمینانی رشد اقتصادی بر رشد اقتصادی

پیندیک<sup>۲</sup> (۱۹۹۱) رابطه میان نااطمینانی حقیقی و رشد محصول را یک رابطه ی معکوس می‌داند. وی معتقد است که این ارتباط منفی ناشی از ماهیت برگشت‌ناپذیری سرمایه‌گذاری است؛ به‌طوری که نااطمینانی رشد که به مفهوم نااطمینانی از درآمد حاصل از سرمایه است، باعث می‌شود که سرمایه‌گذاری کمتری صورت گیرد. در این میان نظریه‌هایی رابطه ی مثبت میان این دو متغیر را پیش‌بینی می‌کنند. به‌طور مثال سندمو<sup>۳</sup> (۱۹۷۰) معتقد است نااطمینانی بیش‌تر درباره ی درآمد، می‌تواند به پس‌انداز بیش‌تر و بنابراین رشد بالاتر محصول منجر شود. این بحث از سوی میرمن (۱۹۷۱) توسعه داده شده است. دومین بحث در تأیید وجود رابطه ی مثبت میان نوسانات رشد و رشد محصول از سوی بلک<sup>۴</sup> (۱۹۸۷) مطرح شده است. او این فرضیه را بیان می‌کند که سرمایه‌گذاری در تکنولوژی مخاطره‌آمیزتر زمانی صورت می‌گیرد که آن سرمایه‌گذاری بازدهی متوسط بیش‌تری را به همراه داشته باشد. اخیراً بعضی از مدل‌های رشد درونزای یادگیری از طریق انجام کار این رابطه را بررسی کرده‌اند. بلاک-برن<sup>۵</sup> (۱۹۹۹) نشان می‌دهد که نوسانات در طول ادوار تجاری، رشد بلندمدت اقتصاد را افزایش می‌دهد.

---

1-Cukierman and Gerlach

2-Pindyck

3-Sandmo

4-Black

5-Blackburn

## ۲-۵- نظریات مربوط به رابطه میان نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد

درباره ی رابطه میان این دو متغیر تیلور<sup>۱</sup> (۱۹۷۹) بیان می‌کند که نااطمینانی تورم با نااطمینانی رشد کمتر همراه خواهد بود. این بده-بستان میان نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد در پژوهش های حوزه ی اقتصاد کلان به منحنی تیلور معروف است.

## ۲-۶- نظریات مربوط به رابطه میان قیمت نفت، تورم، رشد و نااطمینانی

### آنها

مطالعات مربوط به رفتار سیکلی قیمت های انرژی عموماً بر اثرات ادوار تجاری معکوس و واضح شوک های قیمت نفت تمرکز کرده‌اند؛ به طوری که در مطالعه ی همیلتون<sup>۲</sup> (۱۹۸۳) مورد ملاحظه قرار گرفته و این نتیجه حاصل شده که قیمت های نفت اجزای قابل پیش بینی معناداری برای فعالیت اقتصادی قیل از ۱۹۷۲ داشته است. هوکر<sup>۳</sup> (۱۹۹۶) این گونه بحث می‌کند که به نظر می‌رسد بعد از سال ۱۹۷۲ روابط خطی برآورد شده بین قیمت های نفت و فعالیت اقتصادی بسیار ضعیف تر شده است. بسیاری از نویسندگان معتقدند که این ضعف ظاهری گمراه کننده بوده و رابطه ی صحیح میان قیمت های نفت و فعالیت واقعی اقتصاد غیرخطی است؛ به نحوی که افزایش مداوم قیمت نفت اثرات متفاوتی نسبت به نوسانات گذرا یا کاهش مداوم دارد. برای مثال مورک<sup>۴</sup> (۱۹۸۹) نشان می‌دهد که عکس العمل تولید غیرخطی است به طوری که همبستگی بین کاهش قیمت نفت و تولید به طور معناداری با همبستگی بین افزایش قیمت نفت و تولید متفاوت است و احتمالاً همبستگی نوع اول صفر است. لی و دیگران<sup>۵</sup> (۱۹۹۵) و همیلتون (۱۹۹۶) دریافتند که افزایش مداوم قیمت های نفت نسبت به افزایش گذرا، جزء قابل پیش بینی تری برای تولید واقعی دارند. همیلتون (۲۰۰۳) با استفاده از آزمون آماری غیرخطی بودن که در همیلتون (۲۰۰۱) توسعه یافته بود این نتایج را مجدداً تأیید کرد. ادلشتین و کیلیان<sup>۶</sup> (۲۰۰۷a و ۲۰۰۷b) این گونه بحث می‌کنند که شواهد مربوط مربوط به نامتقارن بودن در واقع تاحدودی به علت تغییر قوانین مالیاتی است که در سال ۱۹۸۶ به مرحله اجرا در آمد.

---

1-Taylor

2-Hamilton

3-Hooker

4-Mork

5-Lee et al.

6-Edelstein and Kilian (2007a and 2007b)

قیمت‌های نفت ممکن است از طریق کانال‌ها یا مکانیسم‌های مختلف انتقال، فعالیت اقتصادی را تحت‌تأثیر قرار دهد. یکی از این کانال‌ها، کانال تراز حقیقی یا سیاست پولی است که براساس آن افزایش قیمت نفت باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و کاهش تراز حقیقی پولی که خانوارها و بنگاه‌ها نگهداری می‌کنند و در نهایت کاهش تقاضای کل می‌شود. کانال دیگر انتقال درآمد است که بر انتقال درآمد از کشورهای واردکننده ی نفت به کشورهای صادرکننده ی نفت همراه با افزایش قیمت نفت تأکید می‌کنند. هم‌چنین ممکن است قیمت‌های انرژی فعالیت اقتصادی را از طریق تأثیر آن بر بهره‌وری نیروی کار و سرمایه همان‌گونه که در مدل‌های ادوار تجاری واقعی کیم و لونگانی<sup>۱</sup> (۱۹۹۲)، روتنبرگ و وودفورد<sup>۲</sup> (۱۹۹۶) و فین<sup>۳</sup> (۲۰۰۰) ارائه شده تحت‌تأثیر قرار دهد. یک ویژگی این مکانیسم‌ها این است که در آن‌ها تأثیر شوک قیمت‌های نفت متقارن است؛ بدین‌معنی که شوک‌های مثبت قیمت رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد درحالی‌که شوک‌های منفی قیمت رشد اقتصادی سریع ایجاد می‌کند. مشخصاً این تقارن با رشد بسیار آهسته‌ای که همراه با کاهش قیمت‌های نفت در اواسط دهه ی ۱۹۸۰ بود و هم‌چنین شکست افزایش قیمت‌های اخیر نفت در ایجاد رکود سازگار نیست.

برنانک<sup>۴</sup> (۱۹۸۳) مکانیسم مکملی را توضیح می‌دهد که با اثرات مشخص غیرخطی و نامتقارن قیمت‌های نفت بر رشد اقتصادی سازگار است. برنانک این‌گونه بحث می‌کند که ممکن است نااطمینانی درباره ی بازدهی سرمایه‌گذاری در سطح بنگاه، برای مثال از طریق قیمت‌های انرژی، در سرمایه‌گذاری کل نوسانات سیکلی ایجاد کند. نااطمینانی درباره ی بازدهی آتی سرمایه‌گذاری کارگزار بهینه‌یاب را مجبور می‌کند تا سرمایه‌گذاری را به تأخیر بیندازد، زیرا ارزش انتظاری اطلاعات اضافی بیش‌تر از بازدهی کوتاه‌مدت مورد انتظار برای سرمایه‌گذاری جاری است. زمانی که نااطمینانی رفع می‌شود میل بنگاه‌ها به بهره‌برداری از منابع قابل سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. در این باره تأثیر نااطمینانی بر تصمیم به بهره‌برداری از منابع مشابه تأثیر نااطمینانی بر تصمیم برای به کارگیری اختیارات درباره ی یک دارایی مالی سود ده است. نااطمینانی بالاتر در مورد بازدهی دارایی‌های تضمین‌شده تصمیم برای به کارگیری را به تأخیر خواهد انداخت.

---

1-Kim and Loungani

2-Rotemberg and Woodford

3-Finn

4-Bernank

بنابراین نااطمینانی تمایل بنگاه‌های فردی برای بهره‌برداری از منابع به منظور سرمایه‌گذاری برگشت‌ناپذیر و به‌طور مشابه تمایل برای تولید کالاهای نقد بادوام را کاهش می‌دهد.

پیندیک<sup>۱</sup> (۱۹۹۱) خلاصه‌ای از موضوعات مرتبط با نااطمینانی را ارائه می‌دهد و این‌گونه عنوان می‌کند که ممکن است نااطمینانی قیمت نفت به رکودهای ۱۹۸۰ و ۱۹۸۲ کمک کرده باشد. فردرر<sup>۲</sup> (۱۹۹۶) دریافت که نااطمینانی قیمت نفت در دوره ی ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۰ به‌طور معکوس بر تولید ایالات متحده تأثیر گذاشت، در حالی که هوکر (۱۹۹۶) شواهدی را مبنی بر از بین رفتن این رابطه طی دوره ی ۱۹۷۳-۱۹۹۴ گزارش می‌دهد.

بارسکی و کیلیان<sup>۳</sup> (۲۰۰۴) این‌گونه عنوان می‌کنند که شواهدی مبنی بر این وجود دارد که فروش اتومبیل پس از شوک نفتی در سال های ۱۹۷۴، ۱۹۷۹ و ۱۹۹۰ کاهش یافت؛ اما فروش اتومبیل به نااطمینانی همراه با سقوط قیمت نفت در دهه ی ۱۹۸۰ عکس‌العمل نشان نداد. در یک بررسی هم‌زمان ادلشتین و کیلیان (۲۰۰۷b و ۲۰۰۷a) به شواهدی مبنی بر نامتقارن بودن عکس‌العمل مصرف و سرمایه‌گذاری نسبت به شوک های نفتی دست یافتند که با تأثیر نااطمینانی سازگار خواهد بود، هر چند کیلیان (۲۰۰۸) به پاداش بزرگ نااطمینانی افزایش قیمت نفت طی دوره ی جنگ خلیج فارس در ۱۹۹۰-۱۹۹۱ دست یافت.

لی و دیگران (۱۹۹۵) نااطمینانی قیمت نفت را با تأکید بسیار متفاوت مدل کردند. بدین معنی که لی و دیگران از یک مدل گارچ [GARCH(1,1)] برای میزان تغییرات فصلی قیمت واقعی نفت استفاده کردند تا متغیر شوک قیمت نفت و هم‌چنین واریانس شرطی متغیر در طول زمان مربوط به تغییرات قیمت نفت را محاسبه کنند. سپس معیار خود از شوک قیمت نفت را با انحراف معیار متناظر با آن تعدیل کردند، با این فرض که شوک قیمت نفت در دوران با نوسانات بالا احتمالاً تأثیر کمتری بر تولید واقعی خواهد داشت. آنان به این نتیجه رسیدند که این متغیر در توضیح رشد اقتصادی در سیستم های خودرگرسیون برداری (VAR) متفاوت کاملاً معنادار است. لی و دیگران هم‌چنین به شواهدی درباره ی عدم تقارن دست یافتند؛ بدین معنی که شوک های

---

1-Pindyck

2-Ferderer

3-Barsky and Kilian

مثبت تأثیر شدیدی بر رشد اقتصادی دارند در حالی که شوک های منفی این گونه نیستند.

کیلیان (۲۰۰۸) تجزیه ی ساختاری قیمت واقعی نفت را به سه جزء را پیشنهاد کرده و بین شوک های عرضه ی نفت خام، شوک های تقاضای جهانی برای کلیه ی کالاهای صنعتی و شوک تقاضایی که خاص بازار نفت خام است تفاوت قائل می شود. وی به این نتیجه رسید که شوک های عرضه نسبت به شوک های تقاضای کل جهانی از اهمیت کمتری برخوردار است و شوک های تقاضایی که خاص بازار نفت خام است بیش تر برای فعالیت واقعی اقتصاد اهمیت دارد. کیلیان (۲۰۰۸، p.۲) به این نتیجه می رسد که «افزایش محتاطانه تقاضای نفت به علت ترس از کمبود عرضه ی آتی نفت است (و ممکن است درک شده یا نشود) که قیمت نفت را تحت تأثیر قرار می دهد».

### ۳- یک مدل گارچ سه متغیره برای تورم، رشد تولید و قیمت نفت

ما برای برآورد هم زمان معادلات میانگین، واریانس و کوواریانس تورم و رشد تولید از یک مدل گارچ سه متغیره با تصریح زیر استفاده کردیم:

$$\pi_t = \varphi_{\pi 0} + \sum_{i=1}^n \varphi_{\pi \pi, i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^m \varphi_{\pi g, i} g_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_{\pi pl, i} pl_{t-i} + \varepsilon_{\pi t} \quad (1)$$

$$g_t = \varphi_{g 0} + \sum_{i=1}^n \varphi_{g \pi, i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^m \varphi_{g g, i} g_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_{g pl, i} pl_{t-i} + \varepsilon_{g t} \quad (2)$$

$$pl_t = \varphi_{pl 0} + \sum_{i=1}^n \varphi_{pl \pi, i} \pi_{t-i} + \sum_{i=1}^m \varphi_{pl g, i} g_{t-i} + \sum_{i=1}^k \varphi_{pl pl, i} pl_{t-i} + \varepsilon_{pl t}$$

$$H_t = CC' + \sum_{k=1}^K \sum_{i=1}^q \mathbf{A}'_{ki} \varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i} \mathbf{A}_{ki} + \sum_{k=1}^K \sum_{j=1}^p \mathbf{B}'_{kj} H_{t-j} \mathbf{B}_{kj}$$

(۴)

که در آن  $\pi_t$  تورم،  $g_t$  رشد تولید،  $pl_t$  رشد قیمت نفت،  $C$  یک ماتریس پایین مثلثی و  $A$  و  $B$  ماتریس های عوامل مدل می باشند. هم چنین  $\varepsilon_t = (\varepsilon_{\pi t}, \varepsilon_{g t}, \varepsilon_{pl t})'$  بوده و فرض می شود که دارای توزیع شرطی نرمال با بردار میانگین 0 و ماتریس واریانس-کوواریانس  $H_t$  باشد؛ یعنی  $(\varepsilon_t | \Omega_{t-1}) \sim N(0, H_t)$ . که در آن  $\Omega_{t-1}$  بردار اطلاعات دوره  $t-1$  است. این تصریح مدل BEKK نام دارد و مزیت آن نسبت به سایر مدل ها این است که در آن نمایش ماتریس  $H_t$  تضمین می کند که این ماتریس برای تمام مقادیر  $t$ ، مثبت معین باشد و علاوه بر آن، در این مدل ما نسبت به تصریح VEC عوامل کمتری را برآورد می کنیم. در واقع مدل BEKK حالت خاصی از مدل VEC است که



در آن برای کمتر شدن تعداد عواملی که باید برآورد شوند محدودیت هایی بر روی ماتریس ضرایب معادله ی واریانس شرطی اعمال می شود. خواننده برای مطالعه ی بیش تر در این زمینه می تواند به سیلونوین و تراسویرتا<sup>۱</sup> (۲۰۰۸) و توکلیان (۱۳۸۷) مراجعه کنند که به بررسی مدل های VEC و چگونگی دستیابی به مدل BEKK می پردازد.

برای حالت سه متغیره با  $p=1$ ,  $q=1$ ,  $K=1$  داریم:

$$\Sigma_t = \begin{pmatrix} h_{\pi,t} & h_{gg,t} & h_{ppl,t} \\ h_{g\pi,t} & h_{gg,t} & h_{gpl,t} \\ h_{p\pi,t} & h_{pg,t} & h_{ppl,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ c_{21} & c_{22} & 0 \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{\pi,t-1}^2 & \varepsilon_{\pi,t-1}\varepsilon_{gt,t-1} & \varepsilon_{\pi,t-1}\varepsilon_{ppl,t-1} \\ \varepsilon_{gt,t-1}\varepsilon_{\pi,t-1} & \varepsilon_{gt,t-1}^2 & \varepsilon_{gt,t-1}\varepsilon_{ppl,t-1} \\ \varepsilon_{gt,t-1}\varepsilon_{ppl,t-1} & \varepsilon_{gt,t-1}\varepsilon_{ppl,t-1} & \varepsilon_{ppl,t-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \\ + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} h_{\pi,t-1} & h_{gg,t-1} & h_{ppl,t-1} \\ h_{g\pi,t-1} & h_{gg,t-1} & h_{gpl,t-1} \\ h_{p\pi,t-1} & h_{pg,t-1} & h_{ppl,t-1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \quad (5)$$

که در آن  $h_{\pi,t}$ ,  $h_{gg,t}$  و  $h_{ppl,t}$  به ترتیب عبارتند از واریانس شرطی تورم، رشد تولید و قیمت نفت و  $h_{g\pi,t-1}$  عبارت است از کوواریانس شرطی بین  $\varepsilon_{\pi,t}$  و  $\varepsilon_{gt}$  والی آخر. در مطالعات تجربی معمولاً یک گام جلوتر رفته و برخی محدودیت های دیگر نیز بر روی درایه های ماتریس  $C$ ,  $A$  و  $B$  اعمال می کنند تا تعداد عوامل برآوردی کمتر شود و درجه ی آزادی کمتری از دست داده شود.

#### ۴- برآورد مدل

برای برآورد تجربی رابطه میان تورم، رشد تولید، قیمت نفت و نااطمینانی این متغیرها، این معادله با به کارگیری برآورد حداکثر درست نمایی و با استفاده از الگوریتم برنت، هال، هال و هاسمن (BHHH)<sup>۲</sup> مورد برآورد قرار داده و از برآورد واریانس شرطی تورم، رشد تولید و قیمت نفت به ترتیب به عنوان جانشین نااطمینانی تورم، نااطمینانی رشد و نااطمینانی قیمت نفت استفاده می کنیم. در مرحله ی بعد، با استفاده از این سه متغیر برآوردی، آزمون علیت گرنجر بین شش متغیر تورم، رشد تولید، قیمت نفت، نااطمینانی تورم، نااطمینانی رشد تولید و نااطمینانی قیمت نفت انجام می دهیم.

1-Silvennoinen and Teräsvirta

2-Brendt, Hall, Hall and Hausman (BHHH) algorithm

#### ۴-۱- معرفی داده‌ها و بررسی مانایی متغیرها

در این مطالعه از داده‌های تعدیل شده ی فصلی GDP، CPI به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و قیمت نفت سبد اوپک در دوره ی ۱:۱۳۶۷ تا ۴:۱۳۸۶ به ترتیب برای به دست آوردن تورم، رشد تولید و رشد قیمت نفت استفاده کردیم<sup>۱</sup>. برای به دست آوردن رشد متغیرهای مزبور از لگاریتم آن‌ها تفاضل می‌گیریم، یعنی:

$$\begin{aligned}\pi &= d(\log(\text{CPI})) \\ g &= d(\log(\text{GDP})) \\ pl &= d(\log(\text{poil}))\end{aligned}$$

که در آن  $\pi$  تورم،  $g$  رشد تولید واقعی و  $pl$  رشد قیمت نفت است. هدف استفاده از داده‌های فصلی افزایش حجم نمونه است؛ زیرا مدل مورد استفاده در این مطالعه به گونه ای است که باید حجم نمونه ی بالا باشد.

قبل از برآورد مدل، داده‌های مورد مطالعه را از لحاظ مانایی بررسی می‌کنیم؛ زیرا اگر در تخمین معادلات اقتصادسنجی از داده‌های ناماناستفاده شود، چنان چه واریانس، میانگین و کوواریانس متغیرها مستقل از زمان نباشند، استنتاج آماری معتبر نخواهد بود. جدول شماره ی یک نتایج مربوط به آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> (ADF) و فیلیپس-پرون<sup>۲</sup> (PP) را برای حالت با روند و بدون روند و برای لگاریتم سه متغیر مورد بررسی نشان می‌دهد.

براساس این جدول، با توجه به آماره ی ADF و PP و برای دو حالت با روند و بدون روند لگاریتم تولید ناخالص داخلی (GDP) در سطح ناماناولی با یک بار تفاضل‌گیری مانا هستند. لذا مانا بودن تفاضل مرتبه ی اول لگاریتم (GDP) به معنی مانا بودن نرخ رشد اقتصادی است. هم چنین لگاریتم شاخص بهای مصرف (CPI) با توجه به آماره ی ADF و PP و برای دو حالت با روند و بدون روند در سطح ناماناست اما با یک بار تفاضل‌گیری ملاحظه می‌شود که با توجه به آماره ی PP و برای دو حالت با روند و بدون روند ماناست؛ اما با توجه به آماره ی ADF تنها برای حالت با روند و در سطح معناداری ۵ درصد مانا بوده و برای حالت بدون روند این متغیر در تفاضل مرتبه ی اول مانا نیست. با توجه به وجود روند در نمودار شاخص بهای مصرف‌کننده و آزمون فیلیپس-پرون ما تفاضل مرتبه ی اول لگاریتم (CPI) یعنی تورم را مانا در نظر

1-Augmented Dickey-Fuller

2-Philips-Perron

می‌گیریم. درباره ی لگاریتم قیمت نفت نیز هر دو آزمون نشان می‌دهد که این متغیر در سطح نامانا است اما با یک بار تفاضل‌گیری این متغیر مانا می‌شود.

#### ۴-۲- نتایج تجربی

ابتدا برای برآورد رابطه میان تورم و رشد و قیمت نفت و وقفه‌های مختلف تورم و رشد قیمت نفت در معادله ی میانگین شرطی رشد و وقفه‌های مختلف رشد و رشد قیمت نفت در معادله ی میانگین تورم وارد شد؛ اما هیچ کدام از ضرایب وقفه‌ها در دو معادله معنادار نبود، لذا از معادله ی میانگین حذف شدند و برای هر کدام از معادلات میانگین متغیرها تنها وقفه‌های آن متغیر وارد شد. درباره ی معادله رشد قیمت نفت نیز تنها وقفه‌های خود این متغیر وارد می‌شود. هم چنین با آزمون‌های تشخیصی معلوم شد که بهترین تصریح معادله ی میانگین برای هر سه متغیر همان تصریح حالت یک متغیره است. از این رو با در نظر گرفتن این تصریح (وجود وقفه‌های اول، دوم و سوم رشد و وقفه ی اول رشد قیمت نفت در معادله ی میانگین رشد و تنها وقفه ی چهارم تورم و وقفه ی پنجم رشد قیمت نفت در معادله ی میانگین تورم و وقفه پنجم رشد قیمت نفت در معادله میانگین رشد قیمت نفت) و پس از تخمین<sup>۲</sup> حدود ۱۳۰ مدل با تصریح‌های مختلف (تصریح‌های BEKK, VEC, CCC) برای معادله ی واریانس شرطی مدل و اعمال محدودیت‌های متفاوت بر آن (سیلونیونین و تراسویرتا ۲۰۰۸ و توکلیان ۱۳۸۷)، بهترین مدل انتخابی با کمترین مقدار معیار شوارتز<sup>۱</sup> به صورت یک مدل گارچ سه‌متغیره [TriV-GARCH(0,1)] انتخاب شد که نتایج حاصل در جدول شماره ی دو ارائه شده است. معادله (۱) در جدول شماره ی دو معادله میانگین شرطی رشد تولید، معادله ی (۲) معادله ی میانگین شرطی تورم، معادله ی (۳) معادله ی میانگین شرطی رشد قیمت نفت و معادله ی (۴) نشان‌دهنده ی معادله واریانس شرطی رشد و تورم است. کلیه ی ضرایب به جز ضریب  $pl_{t-1}$  در معادله ی میانگین رشد تولید و  $pl_{t-5}$  در معادله میانگین تورم که در سطح ۱۰ درصد معنادار هستند، در سطح ۱ درصد معنادارند. آماره ی Q یانگ-باکس<sup>۲</sup> برای وقفه‌های چهارم، هشتم و دوازدهم سطح، مربع و ضرب تقاطعی باقیمانده‌های استاندارد شده برای سیستم گارچ سه متغیره برآوردی در جدول شماره ی سه ارائه شده است. نتایج ارائه شده در این جدول نشان‌دهنده ی این

---

1-Schwartz Information Criterion

2-Ljung-Box Q statistic

است که مدل های سری زمانی میانگین شرطی و  $GARCH(0,1)$  برای واریانس-کوواریانس شرطی باقیمانده ها کاملاً اثر توزیع مشترک اجزای اخلال را از بین برده است.

حال با برآورد مدل می توان از واریانس شرطی تورم، رشد تولید و رشد قیمت نفت که از تخمین این سیستم به دست آمده به ترتیب به عنوان جانشین ناطمینانی تورم، ناطمینانی رشد و ناطمینانی قیمت نفت جهت انجام آزمون علیت گرنجر استفاده کرد. مقدار ناطمینانی تورم، ناطمینانی رشد و ناطمینانی قیمت نفت به ترتیب در نمودار ۱، ۲ و ۳ نشان داده شده است. با توجه به شش متغیر موجود و با توجه به این که عوامل مؤثر بر قیمت نفت و ناطمینانی قیمت نفت موضوع بحث ما نیست و تنها به دنبال بررسی تأثیر قیمت نفت و ناطمینانی قیمت نفت روی تورم، رشد تولید و ناطمینانی آن ها است، می توان تعداد ۲۰ آزمون علیت بین متغیرها برای بررسی رابطه میان آن ها انجام داد که نتایج برای دو وقفه ی چهارم و هشتم در جدول شماره ی چهار آمده است.



جدول شماره ی دو - برآورد مدل (Tri-GARCH(0,1) تورم، رشد و رشد قیمت

نفت

$g_t = 0.023 - 0.457g_{t-1} - 0.327g_{t-2} - 0.222g_{t-3} + 0.05pl_{t-1}$	۱)
(3.71) (-2.86) (-2.50) (-2.11)	(
(1.67)	
$\pi_t = 0.019 + 0.488\pi_{t-4} - 0.04pl_{t-5}$	۲)
(5.97) (12.94) (-1.81)	(
$pl_t = -0.252pl_{t-5}$	۳)
(-2.41)	(
$\begin{bmatrix} 0.00078 & 0 & 0 \\ 0 & 0.00021 & 0 \\ 0 & 0 & 0.01048 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.00078 & 0 & 0 \\ 0 & 0.00021 & 0 \\ 0 & 0 & 0.01048 \end{bmatrix}$	۴)
$\begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0.792 & 0 & 0 \\ 0 & 0.662 & 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\pi-1}^2 & \varepsilon_{\pi-1}\varepsilon_{gt-1} & \varepsilon_{\pi-1}\varepsilon_{pl-1} \\ \varepsilon_{gt-1}\varepsilon_{\pi-1} & \varepsilon_{gt-1}^2 & \varepsilon_{gt-1}\varepsilon_{pl-1} \\ \varepsilon_{pl-1}\varepsilon_{\pi-1} & \varepsilon_{pl-1}\varepsilon_{gt-1} & \varepsilon_{pl-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.392 & 0 & 0 \\ 0 & 0.792 & 0 \\ 0 & 0 & 0.662 \end{bmatrix}$	(

اعداد داخل پرانتز آماره ی Z هستند.

کلیه ی ضرایب به جز ضریب  $pl_{t-1}$  در معادله ی میانگین رشد تولید و  $pl_{t-5}$  در معادله ی میانگین تورم که در سطح ۱۰ درصد معنادار هستند، در سطح ۱ درصد معنادارند.

منبع: محاسبات محققین

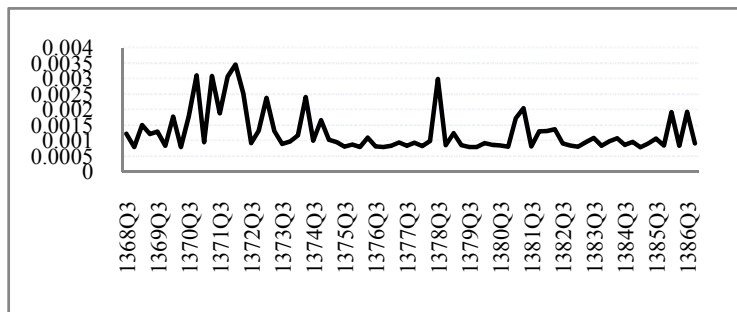
بررسی علیت میان تورم، رشد تولید، قیمت نفت و نااطمینانی آنان..... ۹۷

جدول شماره ی سه - آماره ی Q یانگ-باکس برای بررسی وجود خودهمبستگی و اثرات ARCH در معادلات برآوردی

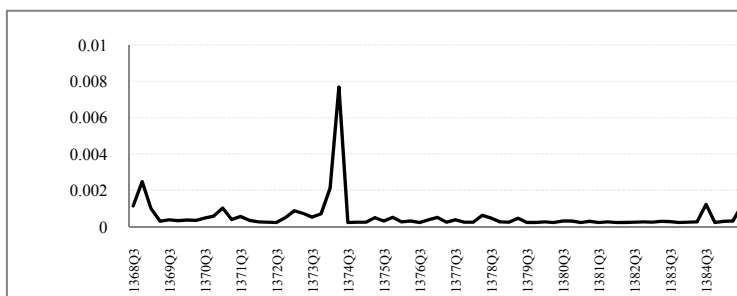
	معادله ی رشد (سطح معناداری)	معادله ی تورم (سطح معناداری)	معادله ی رشد قیمت نفت (سطح معناداری)	ضرب تقاطعی (سطح معناداری)
Q(4)	۳/۹۱ (۰/۴۱)	۱۵/۳۹ (۰/۲۴)	۸/۵۹ (۰/۳۷)	۲/۰۳ (۰/۷۳)
Q(8)	۶/۲۵ (۰/۶۱)	۱۷/۲۲۵ (۰/۲۸)	۱۰/۲۶ (۰/۴۲)	۱۵/۷۰ (۰/۴۷)
Q(12)	۱۰/۲۰ (۰/۵۹)	۲۱/۷۹ (۰/۴۰)	۱۴/۱۷ (۰/۶۳)	۱۸/۴۶ (۰/۱۰)
Q <sup>2</sup> (4)	۸/۲۰ (۰/۰۸۴)	۱/۴۴ (۰/۸۴)	۲/۲۶ (۰/۱۲)	-
Q <sup>2</sup> (8)	۱۵/۴۹ (۰/۰۹)	۲/۳۵ (۰/۹۷۸)	۴/۸۵ (۰/۷۳)	-
Q <sup>2</sup> (12)	۱۶/۸۷ (۰/۱۵۴)	۳/۴۴ (۰/۹۹)	۷/۹۱ (۰/۸۹)	-

Q(4) و Q(8) و Q(12) آماره های یانگ-باکس برای وقفه‌های چهارم، هشتم و دوازدهم خودهمبستگی سریالی در باقیمانده‌ها هستند. Q<sup>2</sup>(4) و Q<sup>2</sup>(8) و Q<sup>2</sup>(12) آماره‌های یانگ-باکس برای وقفه‌های چهارم، هشتم و دوازدهم خودهمبستگی سریالی در مربع باقیمانده‌ها است.

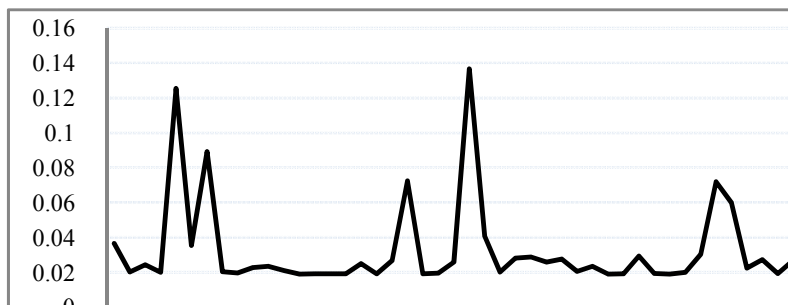
نمودار شماره ی یک - نااطمینانی رشد تولید - واریانس شرطی رشد تولید



نمودار شماره ی دو - نااطمینانی تورم - واریانس شرطی تورم



نمودار شماره ی سه - نااطمینانی قیمت نفت - واریانس شرطی قیمت نفت



با استفاده از نتایج به دست آمده در جدول شماره ی چهار می توان فرضیه های مختلفی که در بخش ۲ ارائه شد درباره ی ایران آزمون کرد. در قسمت (الف) جدول شماره ی چهار ملاحظه می شود که فرضیه ی فریدمن (۱۹۷۷) و بال (۱۹۹۲) مبنی بر این که افزایش تورم باعث افزایش نااطمینانی تورم می شود<sup>۳</sup>، برای هر دو وقفه چهارم و هشتم و



در سطح معناداری ۱ درصد پذیرفته می‌شود. هم چنین فرضیه ی صفر عدم وجود علیت گرنجری از رشد به نااطمینانی رشد برای وقفه چهارم و هشتم در سطح ۱ درصد رد می‌شود. این نتیجه ی با نتیجه ی بخش قبل کمی متفاوت است. علامت مجموع ضرایب وقفه‌های رشد در رابطه بین نااطمینانی رشد و رشد مثبت است. لذا می‌توان انتظار وجود یک علیت مثبت از رشد تولید به نااطمینانی رشد را داشت. در توجیه این علیت می‌توان گفت زمانی که رشد تولید افزایش یابد و یک فشار تورمی ایجاد می‌شود، مقامات پولی با یک سیاست پولی انقباضی برای کاهش نرخ متوسط تورم و نااطمینانی تورمی عکس‌العمل نشان می‌دهند، لذا نااطمینانی حقیقی افزایش می‌یابد. هم چنین فرضیه ی صفر عدم وجود علیت از رشد تولید به نااطمینانی تورم را نمی‌توان در سطح معناداری ۱۰ درصد رد کرد؛ بدین معنی که چنان چه مقام پولی یک سیاست پولی اجرا کند در صورتی که این افزایش حجم پول بیش تر به سمت تولید حرکت کند، نوسانات تورمی کمتری خواهیم داشت. فرضیه ی صفر عدم وجود علیت از رشد قیمت نفت به نااطمینانی رشد تولید در هر دو وقفه و در سطح ۱۰ درصد رد می‌شود؛ یعنی با افزایش رشد قیمت نفت نااطمینانی رشد تولید افزایش می‌یابد. در قسمت (ب) جدول برای وقفه ی چهارم فرضیه ی میرمن (۱۹۷۱)، بلک (۱۹۸۷) و بلاکبرن (۱۹۹۹) مبنی بر این که افزایش نااطمینانی رشد باعث افزایش رشد خواهد شد، رد می‌شود. فرضیه ی دوریوکس (۱۹۸۹) و کوکرمین و گرلاچ (۲۰۰۳) نیز برای وقفه‌های هشتم در سطح ۱ درصد پذیرفته می‌شود. یعنی با افزایش نااطمینانی رشد اقتصادی، تورم افزایش می‌یابد. هم چنین ملاحظه می‌شود که برای ایران فرضیه ی فریدمن (۱۹۷۷) درباره ی این که افزایش نااطمینانی تورمی باعث کاهش رشد تولید می‌شود و فرضیه ی داتسی و سارت (۲۰۰۰) مبنی بر وجود علیت مثبت از نااطمینانی تورم به رشد را نمی‌توان پذیرفت. فرضیه ی هلند (۱۹۹۵) یعنی وجود علیت منفی از نااطمینانی تورم به تورم برای وقفه ی هشت و در سطح ۱۰ درصد رد نمی‌شود. لذا فرضیه ی کوکرمین و ملترز (۱۹۸۶) مبنی بر این که نااطمینانی تورمی بیش تر با تورم بالاتر همراه خواهد بود رد می‌شود. فرضیه ی پیندیک (۱۹۹۱) (وجود علیت منفی از نااطمینانی رشد به رشد) نیز رد می‌شود. اما (در سطح معناداری ۱۰ درصد) یک علیت مثبت از نااطمینانی قیمت نفت به تورم در وقفه ی هشتم وجود دارد. هم چنین فرضیه ی صفر عدم وجود علیت از نااطمینانی قیمت نفت به رشد تولید در سطح ۱ درصد رد نمی‌شود. افزایش نااطمینانی قیمت نفت یک تأثیر منفی بر رشد تولید به همراه دارد. بنابراین فرضیه ی پیندیک

(۱۹۹۱)، فردرر (۱۹۹۶) و بارسکی و کیلیان (۲۰۰۴) را نمی‌توان درباره ی ایران رد کرد. با توجه به قسمت (ج) همان گونه که از معادلات میانگین شرطی انتظار داشتیم علیتی از تورم به رشد واقعی و بالعکس به دست نمی‌آید. برای وقفه ی هشتم می‌توان فرضیه ی تیلور مبنی وجود بده-بستان منفی بین نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد (یعنی همان منحنی تیلور) را در سطح معناداری ۱ درصد پذیرفت. هم چنین در سطح معناداری ۵ درصد یک علیت مثبت از نااطمینانی قیمت نفت به نااطمینانی رشد تولید وجود دارد. در قسمت (د) ملاحظه می‌شود که همان طور که از معادلات میانگین شرطی انتظار می‌رفت، در وقفه ی هشتم یک علیت منفی از رشد قیمت نفت به تورم (در سطح ۱۰ درصد) و یک علیت مثبت از رشد قیمت نفت به رشد اقتصادی وجود دارد (در سطح ۱ درصد) که دلیل آن را می‌توان در افزایش درآمد نفتی حاصل از افزایش قیمت نفت در نظر گرفت که باعث می‌شود رشد تولید افزایش یابد. درباره ی تأثیر منفی افزایش قیمت نفت می‌توان گفت در کوتاه‌مدت دولت سعی دارد تا با افزایش واردات افزایش تورم احتمالی حاصل از افزایش درآمدهای نفتی که خود معلول افزایش قیمت نفت است را کنترل کند، لذا یک علیت منفی از افزایش قیمت نفت به تورم وجود دارد.

بررسی علیت میان تورم، رشد تولید، قیمت نفت و نااطمینانی آنان..... ۱۰۱

جدول شماره ی چهار - آزمون علیت گرنجری بین رشد تولید، تورم، قیمت نفت و

نااطمینانی آنان با توجه به مدل **Tri-GARCH(0,1)**

$H_0: pl_t \rightarrow h_{gt}$ (سطح معناداری)	$H_0: pl_t \rightarrow h_{\pi_t}$ (سطح معناداری)	$H_0: \pi_t \rightarrow h_{gt}$ (سطح معناداری)	$H_0: \pi_t \rightarrow h_{\pi_t}$ (سطح معناداری)	$H_0: g_t \rightarrow h_{gt}$ (سطح معناداری)	$H_0: g_t \rightarrow h_{\pi_t}$ (سطح معناداری)	طول وقفه (الف)
(+)۱۱/۶۸ (۰/۰۱)	۵/۱۶ (۰/۲۷)	۱/۵۹ (۰/۸۹)	(+)۴۹/۲۴ (۰/۰۰)	(-)۸/۵۸ (۰/۰۷)	(+)۲۲/۹ (۰/۰۰۱)	۴
(+)۲۰/۹۸ (۰/۰۰۷)	۱۰/۵۹ (۰/۲۳)	۵/۴۹ (۰/۲۱)	(+)۱۹/۹ (۰/۰۱)	۷/۳۹ (۰/۴۹)	(+)۴۳/۳۱ (۰/۰۰)	۸
$H_0: h_{\pi_t} \rightarrow g_t$ (سطح معناداری)	$H_0: h_{gt} \rightarrow \pi_t$ (سطح معناداری)	$H_0: h_{\pi_t} \rightarrow g_t$ (سطح معناداری)	$H_0: h_{gt} \rightarrow \pi_t$ (سطح معناداری)	$H_0: h_{gt} \rightarrow g_t$ (سطح معناداری)	$H_0: h_{\pi_t} \rightarrow g_t$ (سطح معناداری)	(ب)
(-)۳۰/۲۶ (۰/۰۰)	۵/۵۶ (۰/۲۳)	۲/۶۱ (۰/۶۳)	۶/۳۰ (۰/۱۸)	۴/۴۷ (۰/۳۴)	۶/۴۹ (۰/۱۶)	۴
۱۰/۳۷ (۰/۲۴)	(+)۱۳/۸۴ (۰/۰۸)	۸/۸۶ (۰/۳۵)	(-)۱۴/۷۵ (۰/۰۶)	(+)۲۶/۷۸ (۰/۰۰۸)	۹/۵۸ (۰/۲۹)	۸
$H_0: h_{\pi_t} \rightarrow h_{gt}$ (سطح معناداری)	$H_0: h_{gt} \rightarrow \pi_t$ (سطح معناداری)	$H_0: h_{gt} \rightarrow \pi_t$ (سطح معناداری)	$H_0: h_{gt} \rightarrow \pi_t$ (سطح معناداری)	$H_0: \pi_t \rightarrow g_t$ (سطح معناداری)	$H_0: g_t \rightarrow \pi_t$ (سطح معناداری)	(ج)
۱/۹۳ (۰/۷۵)	۷/۶۸ (۰/۱)	۳/۷۳ (۰/۴۴)	۷/۱۳ (۰/۱۳)	۱/۳۹ (۰/۸۱۲)	۱/۲۸ (۰/۸۸۶)	۴
(+)۱۷/۵۴ (۰/۰۲۵)	۷/۲۲ (۰/۵۱)	۱۱/۸ (۰/۱۶)	(-)۲۴/۷۳ (۰/۰۰۱)	۸/۴۶ (۰/۳۹)	۱/۸۰۶۲ (۰/۸۵)	۸
				$H_0: pl_t \rightarrow g_t$ (سطح معناداری)	$H_0: pl_t \rightarrow \pi_t$ (سطح معناداری)	(د)
				(+)۱۴/۹۶ (۰/۰۰۴)	۴/۶۳ (۰/۳۳)	۴
				۴/۹ (۰/۷۷)	(-)۱۳/۵۴ (۰/۰۹)	۸

$g_t \rightarrow h_{gt}$ : رشد علت گرنجری نااطمینانی رشد نیست.  $\pi_t \rightarrow h_{\pi_t}$ : تورم علت گرنجری نااطمینانی تورم نیست.  $h_{gt} \rightarrow g_t$ : نااطمینانی رشد علت گرنجری رشد نیست.  $h_{\pi_t} \rightarrow \pi_t$ : نااطمینانی تورم علت گرنجری تورم نیست.

(+) نشان‌دهنده ی این است که مجموع ضرایب وقفه‌های رشد در ستون اول و وقفه‌های تورم در ستون سوم مثبت است.

### ۵- نتیجه‌گیری

با توجه به شش متغیر تورم، رشد تولید، رشد قیمت نفت و نااطمینانی این متغیرها امکان انجام تعداد ۲۰ آزمون علیت گرنجر وجود دارد که برخی از آن‌ها دارای پشتوانه ی نظری هستند، که در بخش ۲ به تفصیل مطرح شد، و برخی از آن‌ها دارای پشتوانه ی نظری نیستند. با توجه به داده‌های فصلی شاخص بهای مصرف‌کننده، تولید ناخالص داخلی ایران و قیمت نفت سبد اوپک نتایج قابل‌توجهی حاصل می‌شود. اولاً نتایج نشان‌دهنده ی آن است که هیچ‌گونه رابطه ی علی میان تورم و رشد تولید وجود ندارد. فرضیه ی فریدمن (۱۹۷۷) مبنی‌براین که افزایش تورم، نااطمینانی تورمی (اسمی) را افزایش می‌دهد در سطح ۱ درصد برای ایران پذیرفته می‌شود. بنابراین، هر متغیری که موجب افزایش نرخ تورم در ایران شود، موجب افزایش نااطمینانی تورمی و در نتیجه افزایش هزینه‌های عاملین اقتصادی و کاهش رفاه جامعه نیز خواهد شد. بنابراین سیاست‌های هدف‌گذاری تورمی<sup>۱</sup> می‌تواند در کاهش این هزینه‌ها و افزایش رفاه جامعه کاملاً مفید واقع شود. برای وقفه ی چهارم و هشتم و در سطح ۱ درصد علیت مثبت از رشد به نااطمینانی رشد وجود دارد. در توجیه این علیت می‌توان گفت زمانی که رشد تولید افزایش بیابد و یک فشار تورمی ایجاد می‌شود، مقامات پولی با یک سیاست پولی انقباضی برای کاهش نرخ متوسط تورم و نااطمینانی تورمی عکس‌العمل نشان می‌دهند؛ لذا نااطمینانی حقیقی افزایش می‌یابد. فرضیه ی صفر عدم‌وجود علیت از رشد تولید به نااطمینانی تورم را نیز نمی‌توان در سطح معناداری ۱۰ درصد رد کرد بدین‌معنی که چنان چه مقام پولی یک سیاست پولی اجرا کند در صورتی که این افزایش حجم پول بیش تر به سمت تولید حرکت کند نوسانات تورمی کمتری خواهیم داشت. فرضیه ی صفر عدم‌وجود علیت از رشد قیمت نفت به نااطمینانی رشد تولید در هر دو وقفه و در سطح ۱۰ درصد رد می‌شود؛ یعنی با افزایش رشد قیمت نفت، نااطمینانی رشد تولید افزایش می‌یابد. فرضیه ی میرمن (۱۹۷۱)، بلک (۱۹۸۷) و بلاکبرن (۱۹۹۹) مبنی‌بر این که افزایش نااطمینانی رشد باعث افزایش رشد خواهد شد، برای وقفه ی چهارم در سطح ۱۰ درصد پذیرفته می‌شود. فرضیه ی دوریوکس (۱۹۸۹) و کوکرمین و

## بررسی علیت میان تورم، رشد تولید، قیمت نفت و نااطمینانی آنان..... ۱۰۳

گرلاچ (۲۰۰۳) برای وقفه‌های هشتم (در سطح ۱ درصد) پذیرفته می‌شود. یعنی با افزایش نااطمینانی رشد اقتصادی، تورم افزایش می‌یابد. فرضیه ی هلند (۱۹۹۵) یعنی وجود علیت منفی از نااطمینانی تورم به تورم برای وقفه ی هشت و در سطح ۱۰ درصد رد نمی‌شود. در سطح معناداری ۱۰ درصد یک علیت مثبت از نااطمینانی قیمت نفت به تورم در وقفه ی هشتم وجود دارد. هم چنین فرضیه ی صفر عدم وجود علیت از نااطمینانی قیمت نفت به رشد تولید در سطح ۱ درصد رد نمی‌شود. افزایش نااطمینانی قیمت نفت یک تأثیر منفی بر رشد تولید به همراه دارد. بنابراین فرضیه ی پیندیک (۱۹۹۱)، فردرر (۱۹۹۶) و بارسکی و کیلیان (۲۰۰۴) را نمی‌توان درباره ی ایران رد کرد. فرضیه ی تیلور (۱۹۷۹) مبنی بر وجود بده-بستان منفی بین نااطمینانی تورم و نااطمینانی رشد (یعنی همان منحنی تیلور) در سطح معناداری ۱ درصد پذیرفته می‌شود. در سطح معناداری ۵ درصد یک علیت مثبت از نااطمینانی قیمت نفت به نااطمینانی رشد تولید وجود دارد. یعنی نوسانات قیمت نفت می‌تواند عاملی برای ایجاد بی‌ثباتی در اقتصاد ایران باشد. در واقع این فرضیه بیان کننده ی میزان وابستگی ثبات اقتصاد ایران به نوسانات قیمت نفت است. علیت مثبت از رشد قیمت نفت به رشد اقتصادی (در سطح ۱ درصد) نیز بیان کننده ی این است که افزایش درآمد نفتی حاصل از افزایش قیمت نفت باعث می‌شود رشد تولید افزایش یابد. در وقفه ی هشتم یک علیت منفی از رشد قیمت نفت به تورم (در سطح ۱۰ درصد) وجود دارد. درباره ی تأثیر منفی افزایش قیمت نفت می‌توان گفت در کوتاه‌مدت دولت سعی دارد تا با افزایش واردات افزایش تورم احتمالی حاصل از افزایش درآمدهای نفتی که خود معلول افزایش قیمت نفت است را کنترل کند، از این رو یک علیت منفی از افزایش قیمت نفت به تورم وجود دارد.

#### یادداشت ها :

- ۱- مأخذ داده‌ها بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران به آدرس اینترنتی [www.cbi.ir](http://www.cbi.ir) و اوپک به آدرس اینترنتی [www.opec.org](http://www.opec.org) است.
- ۲- کلیه ی برآوردهای صورت گرفته در این مطالعه با استفاده از نرم‌افزار Eviews 6 صورت گرفته است.
- ۳- برای بررسی مثبت یا منفی بودن رابطه میان متغیرها دو معادله ی VAR با وقفه ی چهار و هشت تخمین زده شد که علامت مجموع ضرایب در این معادله در جدول شماره ی شش گزارش شده است.

منابع و مأخذ:

- Alexander, W. R. J. (1997) «Inflation and economic growth: evidence from a growth equation», *Applied Economics*, 29, 233-238.
- Ball, L. (1992) «Why does high inflation raise inflation uncertainty?», *Journal of Monetary Economics*, 29:371–388.
- Barsky, R.B., and L. Kilian (2004) «Oil and the Macroeconomy since the 1970s» *Journal of Economic Perspectives*, 18, fall, 115-134.
- Berndt, E., Hall, B., Hall, R., & Hausman, J. (1974) «Estimation and inference in nonlinear structural models», *Annals of Economic and Social Measurement*, 3:653–665.
- Black, F. (1987) «Business Cycle and Equilibrium», *Basil Blackwell*, New York.
- Blackburn, Keith, (1999) «Can Stabilization Policy Reduce Long-run Growth?», *The Economic Journal*, Vol. 109, pp. 67–77.
- Cukierman, A. & Meltzer, A. H. (1986) «A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information», *Econometrica*, 54:1099– 1128.
- Cukierman, A. and Gerlach, S. (2003) «The Inflation Bias Revisited: Theory and Some International Evidence», *The Manchester School*, 71 (5), 541-565.
- De Gregorio, J. (1993) «Inflation, taxation and long run growth». *Journal of Monetary Economics*, 31:271–298.
- Demetriades, P. (1988) «Macroeconomic aspects of the correlation between the level and variability of inflation», *Economics Letters* 26(2), 121–124.
- Deveraux, M. (1989) «A positive theory of inflation and inflation variance». *Economic Inquiry*, 27:105–116.
- Dotsey, M. and Sarte, P.D. (2000) «Inflation uncertainty and growth in a cash-in-advance economy», *Journal of Monetary Economics* 45, 631– 655.

- Edelstein, P., and L. Kilian (2007a) ***Retail Energy Prices and Consumer Expenditures***, mimeo, Department of Economics, University of Michigan.
- Edelstein, P., and L. Kilian (2007b) «The Response of Business Fixed Investment to Energy Price Changes: A Test of Some Hypotheses about the Transmission of Energy Price Shocks», ***B.E. Journal of Macroeconomics***, 7 (Contributions).
- Federer, P. (1996) « Oil Price Volatility and the Macroeconomy», ***Journal of Macroeconomics***, (18) pp. 1-26.
- Finn, Mary G. (2000) «*Perfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity*», ***Journal of Money, Credit, and Banking*** 32 (2000), 400-416.
- Fountas, S., Karanasos M. and Kim J (2002) «Inflation and output growth uncertainty and their relationship with inflation and output growth», ***Economics Letters***, 75 (2002) 293-301.
- Fountas, Stilianos. and Karanasos, Menelaos (2007) «Inflation, output growth, and nominal and real uncertainty: Empirical evidence for the G7», ***Journal of International Money and Finance***, 26, 229– 250
- Friedman, M. (1977) «*Nobel Lecture: Inflation and Unemployment*», ***Journal of Political Economy***, 85,451-72.
- Gillman, Max, and Michal Kejak, (2000) ***A Non-Linearity in the Inflation-Growth Effect***, Central European University Department of Economics Working Paper 14/2000.
- Hamilton, J. (1996a) ***Analysis of the Transmission of Oil Price Shocks through the Macroeconomy***, manuscript, University of California San Diego Department of Economics.
- Hamilton, J. (1996b) «This is what Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship?», ***Journal of Monetary Economics*** (38) pp. 215-20
- Hamilton, J. and Ana Maria Herrera (2002) «Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy», ***Journal of Money, Credit, and Banking***, forthcoming.
- Hamilton, James D. (2003) «What is an Oil Shock?» ***Journal of Econometrics*** 113 (2003), 363-398.



- Holland, A, Steven. (1995)«Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering», *Journal of Money Credit and Banking*, 27, 827-837.
- Holland. A. S. (1988)«Indexation and the Effect of Inflation Uncertainty on Real GNP» *Journal of Business*, 61, 473-84.
- Hooker, M.A. (1996)«What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship?», *Journal of Monetary Economics*, 38, 195-213.
- Hwang. Y (2007)«Causality between inflation and real growth», *Economics Letters* 94, 146-153.
- Kilian, L. (2008)«Exogenous Oil Supply Shocks: How Big Are They and How Much Do They Matter for the U.S. Economy?» *Review of Economics and Statistics*, 90, 216-240.
- Kim, I.M. and P. Loungani. (1992)«The Role of Energy in Real Business Cycle Models», *Journal of Monetary Economics* 29 (1992), 173-189.
- Lee, K, S. Ni,, and R. Ratti (1995)«Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability», *Energy Journal*, 16, pp. 39-56.
- Mork, K. (1989)«Oil and the Macroeconomy when Price Go up and down: an Extension of Hamilton's Results», *Journal of Political Economy* (97) pp. 740-44.
- Pindyck, R.S. (1991)«Irreversibility, uncertainty, and investment», *Journal of Economics Literature*, 29: 1110-1148.
- Pourgerami, A.and Maskus, K. (1987)«The effects of inflation on the predictability of price changes in Latin America: some estimates and policy implications», *World Development*, 15 (1), 287-290.
- Ramey, G. and V. Ramey (1995)«Cross-country evidence on the link between volatility and growth», *American Economic Review*, 85, 1138-51.
- Rotemberg, J.J. and M. Woodford. (1996)«Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on

- Economic Activity», *Journal of Money, Credit, and Banking* 28 (1996), 549-577.
- Silvennoinen, A., Teräsvirta, T. (2008) *Multivariate GARCH models*, SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance No. 669.
  - Stockman, A. C. (1981) «Anticipated Inflation and the Capital Stock in a Cash-in-Advance Economy», *Journal of Monetary Economics* 8 (November): 387-93.
  - Tavakkolian, H. (2008), «Causality between Inflation, Economic Growth, Inflation Uncertainty and Economic Growth Uncertainty in Iran», *MA Dissertation in Economics, under supervision of Mohsen Mehrara, Faculty of Economics, University of Tehran, (in Persian)*.
  - Wilson, B (2006) «The links between inflation, inflation uncertainty and output growth: New time series evidence from Japan», *Journal of Macroeconomics* 28 (2006) 609-620.