فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی در ایران
سال دوّم، شماره‌ی ۵، بهار ۱۳۹۲
صفحات: ۳۱-۵۵

اثر بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی در ایران؛ تجزیه و تحلیل مدل چرخشی مارکوف

سیدکمال صادقی[1*]
محمد علی متفکرآزاد[2]
محسن پورعبادالهان کویج[3]
اتابک شهباززاده خیاوی[4]

تاریخ دریافت: ۹۱/۱۰/۲۰ **تاریخ پذیرش:** ۹۲/۱/۳۱

چکیده

با توجه به تأثیر گسترده‌ی نوسانات قیمت نفت بر بخش‌های مختلف اقتصادی ایران و اهمیت آن در رشد و توسعه‌ی اقتصادی، در این مقاله به بررسی تأثیر بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی ایران طی دوره‌ی ۱۳۴۷-۱۳۸۹ پرداخته شده است. برای این منظور، ابتدا شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت با استفاده از مدل EGARCH(0,1) تخمین زده شده و سپس با استفاده از مدل‌های غیرخطی مارکوف سوئیچینگ به بررسی تأثیر این شاخص بر رشد تولید ناخالص داخلی ایران پرداخته می‌شود. برای برآورد مدل غیرخطی بر اساس تابع راستنمایی، مدل MSIAH با دو رژیم از میان حالت‌های مدل MS برگزیده شد.

یافته‌های حاصل از تخمین مدل مارکوف سوئیچینگ (MS-AR)، حاکی از آن است که شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت با در نظر گرفتن دو رژیم متفاوت و در طول وقفه‌ها تأثیر منفی و معنادار بر رشد تولید ناخالص داخلی داشته و شدت اثرگذاری بی‌ثباتی قیمت نفت در هر دو رژیم، متفاوت بوده و در رژیم ۲ بیشتر از رژیم ۱ می‌باشد. یافته‌های تجربی مقاله‌ی فوق، دلالت‌های مفیدی را برای سیاست‌گذاران اقتصادی که نیازمند تشخیص اثرات دقیق بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد اقتصادی هستند فراهم می‌کند.

کلید واژه‌ها: رشد تولید ناخالص داخلی، شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت، EGARCH، مدل‌های مارکوف سوئیچینگ

طبقه‌بندی JEL: C22, Q17

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز(*نویسنده مسئول) **Email:** Sadeghiseyedkamal@gmail.com
۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز **Email:** M.Motafakker@gmail.com
۳. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز **Email:** Mohsen_p51@Hotmail.com
۴. دانش آموخته‌ی علوم اقتصادی دانشگاه تبریز **Email:** Atabak_Shahbazzadeh@yahoo.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

نفت، بی‌تردید از مهم‌ترین نهاده‌های تولیدی است که هرگونه تغییر در شاخص‌های بازاری آن نظیر قیمت یا بی‌ثباتی[1]، تقریباً تمامی کشورهای تولیدکننده و صادرکننده‌ی نفت را متأثر می‌کند. برای کشورهای صادرکننده‌ی نفت، درآمدهای حاصل از فروش نفت، منبع بسیار مهمی از درآمدهای مالی و ارزی دولت‌ها را تشکیل می‌دهد. وابستگی این درآمدها به قیمت نفت در بازارهای جهانی و به عبارتی برون‌زا بودن آن را می‌توان دلیلی بر بروز نااطمینانی و بی‌ثباتی در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی دانست. بنابراین می‌توان گفت که هرگونه بی‌ثباتی در بازارهای جهانی نفت به بروز عدم تعادل و حتی بحران منجر می‌شود مگر آن‌که سیاست‌های صحیحی در مواجهه با این بی‌ثباتی از سوی دولت‌ها اتخاذ شود(سالیو و فاسانیا[2]، ۲۰۱۰؛ براون و یوکل[3]، ۲۰۰۹).

اهمیت بررسی اثر بی‌ثباتی قیمت نفت بر اقتصاد ایران، به عنوان دومین تولیدکننده‌ی در میان سازمان کشورهای صادرکننده‌ی نفت خام(OPEC[4],2009)، به دلیل حجم وسیع درآمد صادرات و بودجه سالیانه‌ی دولت از صادرات نفت می‌باشد، به طوری‌که بی‌ثباتی بازارهای جهانی نفت، می‌تواند اثر زیادی بر کل ساختار اقتصادی ایران به جا بگذارد(عباسی‌نژاد، ۱۳۸۵؛ متوسلی و فولادی، ۱۳۸۵؛ ختایی و همکاران، ۱۳۸۶؛ عباسیان و همکاران، ۱۳۸۶؛ شکیبایی و همکاران، ۱۳۸۷). از سوی دیگر، بی‌ثباتی قیمت نفت یکی از عوامل اصلی بسیاری از بحران‌های اقتصادی در میان کشورهای واردکننده و صادرکننده‌ی نفت به شمار می‌رود. به همین جهت، بررسی اثر بی‌ثباتی‌های قیمت نفت بر اقتصاد کشورهای صادرکننده‌ی نفت که درآن، درآمد حاصل از صدور نفت بیشترین سهم در رشد تولید ناخالص داخلی دارد، ضروری است.

تحقیق حاضر در پنج بخش سازمان‌دهی شده است. در بخش دوم، مبانی نظری موضوع تبین شده است؛ بخش سوم به مرور مطالعات انجام‌گرفته در داخل و خارج از کشور اختصاص دارد. در بخش چهارم، پس از معرفی داده‌ها و متدولوژی تحقیق، نتایج تجربی ارائه می‌شود. در این بخش ابتدا با استفاده از مدل EGARCH بی‌ثباتی قیمت نفت برآورد می‌شود و در ادامه با استفاده از مدل‌های مارکوف سوئیچینگ به بررسی اثر بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی ایران پرداخته می‌شود و در نهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری مقاله ارائه می‌شود.

1. Volatility
2. Salisu and Fasanya
3. Brown & Yucel
4. Organization of Petroleum Exporting Countries (OPEC)

www.SID.ir

۲- ادبیات موضوع

ارتباط بین قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی، زمانی وجود دارد که افزایش در قیمت نفت منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی(برای کشور صادرکننده‌ی نفت) و کاهش قیمت نفت هم به همان اندازه سبب کاهش در تولید ناخالص داخلی شود، بنابراین اگر کاهش در قیمت نفت فعالیت‌های اقتصادی را مختل می‌کند، افزایش در آن می‌باید موجب رونق فعالیت‌های اقتصادی شود. گرچه انتظار می‌رود افزایش درآمدهای نفتی اثر مثبتی بر رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای صادرکننده‌ی نفت داشته باشد، لیکن، اکثر مطالعات تجربی انجام گرفته در این زمینه نشان می‌دهد کشورهایی که از نظر منابع طبیعی غنی هستند در مقایسه با کشورهایی که از این نظر محروم‌اند، رشد تولید ناخالص داخلی پایین‌تری دارند. بنابر آن‌چه بیان شد، می‌توان گفت درآمدهای نفتی در کشورهای صاحب منابع طبیعی می‌تواند اثر مثبت یا منفی بر رشد تولید ناخالص داخلی داشته باشد(ودود و همکاران[1]، ۲۰۱۲).

با توجه به این‌که نفت یکی از مهم‌ترین منابع تأمین مالی بودجه‌ی کشورهای نفتی شمرده می‌شود، از این رو مهم‌ترین کانال اثرگذاری نوسانات نفتی بر اقتصاد، بودجه‌ی دولت‌هاست. از طرفی بودجه‌ی دولت‌ها بخش قابل توجهی از تقاضای کل اقتصاد را شکل می‌دهد. بنابراین، انتظار می‌رود که بی‌ثباتی در بازار نفت به واسطه‌ی بودجه‌ی دولت، تقاضای کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهد. از طرفی دیگر، دولت‌هایی که خود را به نوعی صاحبان درآمدهای کلان نفتی می‌دانند، در واقع از رانت عظیم نفتی بهره می‌برند. تمایلات رانت‌جویانه در این کشورها نه تنها رشد تولید ناخالص داخلی را به تعویق می‌اندازد بلکه منجر به تقویت بخش دولتی و تضعیف بخش خصوصی می‌گردد. حال در چنین وضعیتی که اقتصاد ایران وابستگی زیادی به درآمدهای نفتی دارد، تغییرات قیمت نفت که از تحولات برون‌زا سرچشمه می‌گیرد و از کنترل سیاست‌گذاران اقتصادی خارج است، درآمدهای نفتی کشور را با نوسانات زیادی مواجه می‌کند. این درآمدهای ناپایدار، به عامل اصلی انتقال مستقیم بی‌ثباتی‌ها و نااطمینانی به رشد تولید ناخالص داخلی کشور تبدیل شده‌اند، به‌طوری‌که هرگونه تغییر در قیمت نفت موجب تغییر رشد تولید ناخالص داخلی و در نتیجه بی‌ثباتی این متغیر مهم اقتصادی شده است(پولترویچ و همکاران[2]، ۲۰۱۰).

1. Wadud et al
2. Polterovich et al

www.SID.ir

در کشورهای صادرکننده‌ی نفت نیز، درآمدهای نفتی سهم زیادی در بودجه‌ی دولت دارند و دولت‌ها بودجه‌ی طرح‌های توسعه‌ای و عمرانی خود را از این طریق تأمین می‌کنند و معمولاً در بیش‌تر این کشورها بخش نفت نسبت به دیگر بخش‌ها از سهم ارزش افزوده‌ی بالایی در تولید ناخالص داخلی برخوردار است. اما نگاهی به تحولات اقتصادی کشورهای وابسته به نفت در رویدادهای دهه‌های گذشته نشان می‌دهد که افزایش شدید درآمدهای نفتی در حالی که به عنوان یک ثروت طبیعی تلقی می‌شود، به بلای اقتصادی تبدیل شده است(آکانی، ۲۰۰۷؛ مهرآرا، ۲۰۰۸؛ بلک، ۲۰۰۶)، ثروت نفت را بلایی اقتصادی برای کشورهای تولیدکننده‌ی نفت دانسته‌اند. افزایش قیمت نفت سبب تحریک هر دو طرف عرضه و تقاضا در اقتصادهای وابسته به نفت می‌شود، ولی به دلیل سیستم‌های حمایتی بخش انرژی و پرداخت یارانه‌ی دولت در این بخش و کالاهای اساسی، موجب افزایش هزینه‌ها در فعالیت‌هایی که انرژی(نفت و فرآورده‌های نفتی) به عنوان نهاده‌ی تولید منظور می‌شود، نخواهد شد، در نتیجه منحنی عرضه کلان را انتقال نمی‌دهد و تنها تحریک کننده‌ی تقاضاست. افزایش درآمدهای نفتی در بیشتر کشورهای نفت خیز سبب بروز پدیده‌ی بیماری هلندی می‌شود. بیماری هلندی که به معنای توسعه‌ی بخش تجارت یافته(نفت) و توسعه نیافتگی بخش قابل مبادله(صنعت و کشاورزی) است، با انتقال قسمتی از درآمدهای نفتی به بخش‌های تولیدی کالاهای غیر قابل تجارت، افزایش ارزش در این بخش‌ها در مقایسه با بخش‌های تولیدی قابل تجارت را به همراه دارد(آکانی، ۲۰۰۷).

۳- مروری بر مطالعات تجربی

تاکنون مطالعات زیادی در مورد بی‌ثباتی قیمت نفت بر اقتصاد کشورها انجام شده است. این مطالعات در برخی موارد، نتایج متناقض و ناسازگاری ارائه می‌دهند که جدای از تفاوت‌های سیاسی، ساختاری و نهادی مربوط به کشورهای مورد مطالعه، ناشی از تفاوت در روش‌شناسی تحقیق، قلمروی زمانی و مکانی تحقیق، نوع بررسی و ساختار وقفه‌ای بکار گرفته شده در الگوهای مورد استفاده‌اند. اهم مطالعات انجام شده در جدول (۱) خلاصه شده‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱: خلاصه مطالعات انجام شده

محقق	کشورها	دوره مورد مطالعه	روش اقتصادسنجی	نتیجه
رودریگوئز و سانچز (۲۰۰۴)[1]	کشورهای منتخب OCED	۲۰۰۱:۴-۱۹۷۲:۳	الگوی خود رگرسیون‌برداری چند متغیره (VAR)	اثر افزایش قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی، بزرگتر از اثر کاهش قیمت نفت است.
برومنت و کیلان (۲۰۰۵)[2]	کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا	۲۰۰۳-۱۹۶۰	الگوی خود رگرسیون برداری پویا	رابطه‌ی بین قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی درکشورهای اردن، الجزایر، ایران و عراق مثبت و معنادار می‌باشد.
جیمز و سانچز[3] (۲۰۰۵)	کشورهای منتخب عضو OCED	۲۰۰۱:۴-۱۹۷۲:۳	مدل VAR چند متغیره‌ی نامقید	تغییرات قیمت نفت به‌طور مستقیم تولید ناخالص داخلی را تحت تأثیر قرار نمی-دهد.
ریز و راگواییندین (۲۰۰۵)[4]	فیلیپین	۲۰۰۳-۱۹۸۱	الگوی خود رگرسیون‌برداری چند متغیره (VAR)	تکانه‌های قیمت نفت منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی در بلندمدت می‌شود.
کونادو و گراسیا (۲۰۰۵)[5]	کشورهای منتخب شرق آسیا	۲۰۰۵:۲-۱۹۷۵:۲	آزمون هم‌انباشتگی گریگوری و هانسن	شوک‌های نفتی هم بر فعالیت‌های اقتصادی و هم بر شاخص‌های قیمت مصرف کننده اثرات چشمگیر و نامتقارنی دارند.
فرزانگان و مارک وارد (۲۰۰۷)[6]	ایران	۲۰۰۳:-۱۹۸۸:۱	الگوی خود رگرسیون‌برداری چند متغیره (VAR)	تکانه‌ی مثبت و منفی قیمت نفت خام اثر معناداری بر تولید ملی ایران دارد.
الیو[7] (۲۰۰۹)	نیجریه	۲۰۰۷:۴-۱۹۸۶:۱	آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن و علیت گرنجری	تأثیر نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی بیشتر از نرخ ارز است. همچنین نتایج علیت گرنجر نشان داده است که قیمت نفت و نرخ ارز علت تولید ناخالص داخلی است.

1. Jimenez-Rodriguez & Sanchez
2. Brument & Ceylan
3. Jimenez and Sanchez
4. Reyes and Raguindin
5. Cunado, J. & Perez de Gracia, F
6. Farzanegan and Markwardt
7. Aliyu

Archive of SID

www.SID.ir

براون و یوکل (۲۰۰۹)[1]	ایالات متحده	۱۹۷۰-۱۹۸۰	الگوی خود رگرسیون-برداری چند متغیره (VAR) تعمیم یافته	رابطه‌ی بین قیمت نفت خام و تولید ناخالص داخلی در دوره‌ی مورد بررسی از منفی به مثبت تغییر کرده است.
کولگنی و مانرا (۲۰۰۹)[2]	کشورهای G7	۱۹۷۰-۲۰۰۵	مدل‌های مارکوف سوئیچینگ	شوک‌های قیمت نفت، اثرات شدیدی بر روی رشد تولید ناخالص داخلی در انگلستان و کانادا داشته است.
ودود و همکاران (۲۰۱۲)[3]	ایالات متحده	۱۹۸۰-۲۰۱۰	مدل خودرگرسیون برداری (VAR)	شوک‌های قیمت نفت در بلندمدت منجر به افزایش نوسانات قیمت کالاها می‌شود.
ابریشمی و همکاران (۱۳۸۷)	کشورهای منتخب OECD	۱۹۸۸-۱۹۹۹	مدل خودرگرسیون برداری (VAR)	شوک افزایش قیمت نفت خام اثر معنی‌داری نسبت به کاهش قیمت نفت خام بر رشد GDP داشته است.
دلاوری و همکاران (۱۳۸۷)	ایران	۱۳۶۸-۱۳۸۶	هم‌گرایی نامتقارن	تکانه‌های ناشی از کاهش قیمت نفت، بیش از افزایش آن بر تولید ناخالص داخلی اثر می‌گذارد.
بهبودی و همکاران (۱۳۸۸)	ایران	۱۳۸۴:۴-۱۳۶۷	مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و آزمون هم-انباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس	تکانه‌های قیمت نفت خام، اثر منفی و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی داشته است.
جهادی و علمی (۱۳۹۰)	کشورهای عضو اوپک	۱۹۷۰-۲۰۰۸	مدل خودرگرسیون برداری (VAR)	نتایج حاکی از آنست، که در بین کشورهای عضو اوپک، متغیر تولید ناخالص داخلی کشورهای امارات متحده و ایران بیشترین عکس‌العمل را نسبت به تکانه‌های قیمت نفت نشان داده است.

نتایج مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد که اثر بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی کشورهای مختلف با استفاده از روش‌های مختلف بررسی شده و نتایج مختلفی حاصل شده است، گرچه در بیشتر این مطالعات تأثیر بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی منفی و معنی‌دار بوده است. لازم به ذکر است که روش استخراج بی‌ثباتی، روش تخمین با استفاده از مدل‌های

1. Brown & Yucel
2. Cologni and Manera
3. Wadud et al

Archive of SID

www.SID.ir

غیرخطی مارکوف سوئیچینگ و با در نظر گرفتن رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت ایران در تحقیق حاضر، متفاوت از مطالعات تجربی انجام یافته در ایران و حتی کشورهای خارجی است و این موضوع را می‌توان به عنوان مزیت این مطالعه نسبت به مطالعات دیگر بیان نمود.

۴- برآورد شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت و روش تخمین

در بررسی تأثیر بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت، ابتدا باید به برآورد شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت پرداخته شود، از این رو نخست به بررسی الگوی مربوط به بی‌ثباتی قیمت نفت پرداخته و سپس مدل مربوط به رابطه‌ی بی‌ثباتی قیمت نفت و رشد تولید ناخالص داخلی ارائه می‌شود.

۴-۱- معرفی الگوی بی‌ثباتی قیمت نفت

در مطالعات اخیر، بی‌ثباتی بر اساس مدل‌های سری زمانی که در آن واریانس شرطی از یک دوره به دوره‌ی دیگر تغییر می‌کند، اندازه‌گیری می‌شود. انواع مدل‌های GARCH برای به دست آوردن بی‌ثباتی در بسیاری از مطالعات اخیر استفاده شده است. در این مدل، واریانس شرطی بر اساس اطلاعات دوره‌ی قبل و خطای پیش‌بینی گذشته تغییر کرده و نشان‌دهنده‌ی بی‌ثباتی است. اما یکی از محدودیت‌هایی که در مدل GARCH وجود دارد، این است که در آن تأثیر شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی، متقارن و یکسان در نظر گرفته می‌شود. این محدودیت از آنجا ناشی می‌شود که در مدل GARCH معمولی مانند معادله زیر:

(۱)

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

واریانس شرطی فقط به اندازه وقفه‌های جملات اخلال وابسته است و مستقل از علامت جملات اخلال می‌باشد. با توجه به این‌که در متغیرهای مالی، یک شوک منفی بیشتر از یک شوک مثبت (هم اندازه با شوک منفی) باعث افزایش بی‌ثبـــاتی می‌گردد(بروکس[1]، ۲۰۰۸). از این رو برای اســـتخراج بی‌ثباتی متغیرهای مالی بهتر است از روش نامتقارن استفاده گردد که یکی از روش‌های نامتقارن، مدل EGARCH[2] است. این روش برای اولین بار توسط نلسون[3] (۱۹۹۱) مطرح گردید و به شکل زیر قابل بیان می‌باشد:

1. Broocks
2. Exponential GARCH
3. Nelson

Archive of SID

www.SID.ir

$$Ln\,(\sigma_t^2) = \omega + \beta ln(\sigma_{t-1}^2) + \lambda \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left(\frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}}\right) \qquad (۲)$$

مدل مورد استفاده در مطالعه‌ی حاضر (EGARCH)، چندین مزیت نسبت به مدل GARCH معمولی دارد. اول اینکه در مدل فوق، σ_t^2 به صورت لگاریتمی وارد شده است. بنابراین، اگر حتی پارامترها منفی باشند، σ_t^2 مثبت خواهد بود. از این رو دیگر هیچ ضرورتی برای اعمال محدودیت غیرمنفی بودن ضرایب وجود ندارد. دوم این‌که در مدل فوق امکان لحاظ عدم تقارن شوک‌های مثبت و منفی بر بی‌ثباتی وجود دارد.

در ادامه برای محاسبه بی‌ثباتی قیمت نفت لازم است قبل از برآورد مدل‌های GARCH یا EGARCH، مدل ARIMA[1] برآورد شود. با توجه به I(1) بودن متغیر قیمت نفت، از تفاضل مرتبه اول آن در مدل استفاده شده است. در این راستا با استفاده از روش باکس- جنکیز[2]، بهترین مدل ARIMA برای متغیر قیمت نفت که بصورت سریالی ناهمبسته بوده و با ناهمسانی واریانس روبروست، مدل ARIMA(1,1,3) می‌باشد. همچنین بر اساس نتایج آزمون ARCH-LM و KPSS در جدول (۲)، وجود واریانس شرطی و ایستایی اجزای اخلال مدل تأیید می‌شود.

جدول۲ : نتایج آزمون ایستایی جمله اختلال

نام متغیر	آماره KPSS	
	در سطح با عرض از مبدأ	در سطح با عرض از مبدأ و روند
اجزا اخلال (e)	۰/۲۳	۰/۱۲
مقدار بحرانی مک کینون در سطح معنی‌داری ۵ درصد	۰/۴۶۱	۰/۱۴۵
ARCH Test: F= ۶/۰۹۸ (ارزش احتمال ۰/۰۱۲)		

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که گفته شد، برآورد متغیر بی‌ثباتی قیمت نفت بوسیله مدل‌های GARCH یا EGARCH، بستگی به متقارن یا نامتقارن بودن رفتار متغیر نسبت به شوک‌های مثبت و منفی دارد. به طوری که اگر متغیر فوق، رفتار نامتقارن نسبت به شوک‌ها داشته باشد، بهتـــر است از مدل EGARCH برای برآورد بی‌ثباتی قیمت نفت استفاده شود تا امکان لحاظ عدم تقارن شوک‌های

1. Auto Regressive Integrate Moving Average
2. Box-Jenkins methodology

Archive of SID

www.SID.ir

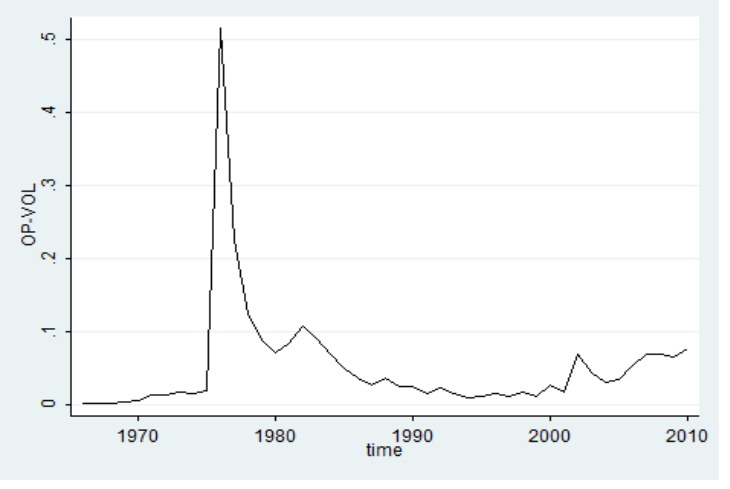
مثبت و منفی بر بی‌ثباتی وجود داشته باشد. در این راستا با استفاده از آزمون انگل و ان جی[1] (sign bias) وجود رفتار نامتقارن در متغیر قیمت نفت نسبت به شوک‌های مثبت و منفی بررسی شد. مقدار آماره t در آزمون sign bias برای متغیر قیمت نفت برابر با ۲/۳۶۸ شد که در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده و رفتار نامتقارن قیمت نفت نسبت به شوک‌های مثبت و منفی را تأیید می‌نماید. بنابراین در مطالعه‌ی حاضر با استفاده از مدل EGARCH به برآورد شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت پرداخته می‌شود.

مرحله پایانی در تخمین شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت، برآورد معادله واریانس شرطی جمله اختلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس می‌باشد. نتایج تخمین مدل به صورت زیر است:

$$\ln(\sigma^2) = 1.3 + 1.82\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma^2_{t-1}}}\right) + 0.75\ln(\sigma^2_{t-1})$$

z 2.34 2.24

که در آن معادله فوق نشان‌گر مدل EGARCH (0,1) می‌باشد. ضرایب این مدل بر اساس آماره آزمون z معنادار هستند. لازم به ذکر است که شاخص بی‌ثباتی از معادله فوق برآورد و شکل آن در نمودار(۱) رسم شده است.



نمودار۱: شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت طی دوره‌ی (۲۰۱۰-۱۹۶۸)

منبع: محاسبات تحقیق

۱. برای مطالعه دقیق تئوری این آزمون به مقاله انگل و ان جی (Engel & NG, 1993) با عنوان (Testing the impact of news on volatility) رجوع شود.

www.SID.ir

۴-۲- معرفی متغیرهای مدل

در این قسمت مروری توصیفی و کلی بر رفتار متغیرهای مورد استفاده؛ بی‌ثباتی قیمت نفت و رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت(برحسب دلار آمریکا و به صورت لگاریتمی) ارائه می‌شوند. داده‌ها به‌صورت سالانه و روند تغییرات آن‌ها در دوره‌ی ۱۳۴۷-۱۳۸۹ در نظر گرفته شده است. داده‌های آماری مربوط به متغیر قیمت نفت[۱] و تولید ناخالص داخلی بدون نفت به صورت سری زمانی سالانه و از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی استخراج شده است. لازم به ذکر است، در این راستا از نرم افزار اقتصادسنجی RATS و OX (کد نرم افزار ارائه شده توسط کرولزیگ) استفاده شده است.

۴-۳- آزمون ریشه واحد

قبل از تجزیه و تحلیل مدل‌های VAR، باید ویژگی‌های مورد بررسی، از نظر ایستایی بررسی شود. برای بررسی فرضیه‌ی وجود یا عدم وجود ریشه‌ی واحد در سری‌های زمانی، در حال حاضر آزمون‌های مختلفی معرفی شده‌اند که مهمترین آنها آزمون ریشه واحد ADF[۲]، آزمون فیلپس و پرون[۳]، آزمون GLS-DF[۴] و آزمون KPSS[۵] است.

با توجه به این‌که آزمون KPSS نسبت به آزمون‌های دیگر دارای مزیت‌هایی است، از جمله این‌که فرضیه صفر در این آزمون برخلاف آزمون دیکی فولر ایستایی متغیر مورد بررسی است، لذا در این مطالعه از این آزمون برای بررسی وجود یا عدم وجود ریشه واحد در متغیرها استفاده می‌کنیم. نتایج آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای مورد نظر در جدول (۳) نشان می‌دهد که متغیرها در سطح احتمال ۵ درصد ریشه واحد دارند. از این رو فرضیه‌ی ایستایی متغیرهای مورد بررسی را می‌توانیم رد کنیم. بنابراین متغیرهای مورد استفاده در مدل I(1) هستند.

۱. در این مطالعه از متوسط قیمت جهانی نفت استفاده می‌شود.

2. Augment Dickey-fuller
3. Pilips-Perron
4. GLS-Detrended Dickey-fuller
5. Kwaitkowski, Philips, Schmidt, and Shin (KPSS)

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۳: نتایج آزمون ریشه واحد KPSS (فرضیه صفر مانایی)

متغیر	آماره آزمون در سطح با عرض از مبدأ	مقدار آماره بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره آزمون در تفاضل اول	مقدار آماره بحرانی در سطح ۵ درصد	نتیجه آزمون
OP_{VOL}	۰/۸۱۶	۰/۴۷۲	۰/۱۱۶	۰/۴۷۳	ایستا
Δgdp	۱/۰۱	۰/۴۷۲	۰/۰۸	۰/۴۷۳	ایستا

منبع: محاسبات تحقیق

۴-۴- مدل خود رگرسیون برداری مارکوف سوئیچینگ (MS- AR[1])

مدل مارکوف سوئیچینگ توسط همیلتون[2] در سال ۱۹۸۹ مطرح شد و به مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود، یکی از مشهورترین مدل‌های غیرخطی می‌باشد. این مدل از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. بطوری‌که با تغییر معادله‌ها در رژیم‌های مختلف این امکان را فراهم می‌آورد تا مدل بتواند الگوهای پویای پیچیده‌ای را توضیح دهد. ویژگی بدیع مارکوف سوئیچینگ این است که مکانیسم تغییر رژیم در این مدل به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره‌ی مارکوف مرتبه‌ی اول پیروی می‌کند. به عبارت دیگر، مقدار متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره‌ی قبل بستگی دارد. بنابراین مدل مارکوف سوئیچینگ برای توضیح داده‌هایی که الگوهای رفتاری گوناگونی در بازه‌های مختلف زمانی نشان می‌دهند مناسب است. حالت اصلی مدل مارکوف سوئیچینگ که توسط همیلتون مطرح شده برای میانگین متغیرها می‌باشد. این حالت و هم‌چنین حالت‌های دیگر مدل فوق به طور گسترده برای بررسی متغیرهای اقتصادی و مالی استفاده شده است.

از سوی دیگر با توجه به این‌که در این مدل‌ها سری زمانی مورد بررسی(y_t) در طی زمان توأم با تغییرات در وضعیت(رژیم) است در آن صورت فرض ثابت بودن پارامترها در مدل‌های VAR موجه نبوده و از مدل‌های MS-AR می‌توان به عنوان یک جایگزین مناسب استفاده نمود. ایده اصلی این روش این است که پارامترهای مدل فوق به متغیر وضعیت(S_t) بستگی دارند، در عین حال S_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. برای این منظور همیلتون(۱۹۹۴ و ۱۹۹۳) نشان داد، در مدل‌های MS-AR، سری زمانی y_t به شکل نرمال با میانگین μ_i در هر رژیم و با احتمال P توزیع شده است. بنابراین با در نظر گرفتن رشد تولید

1. Markov Switching Vector Autoregressive
2. Hamilton

www.SID.ir

ناخالص داخلی(Δgdp)، مدل MS-AR در حالتی که شامل دو رژیم و p وقفه باشد به شکل MS(2)- AR(p) تعریف می‌شود:

$$\Delta gdp_t = \mu(S_t) + [\sum a_i (\Delta gdp_{t-i} - \mu(S_{t-i})] + u_t \quad (۳)$$

$$u_t|S_t \sim NID(0,\sigma^2)\ ,\ S_t = 1,2$$

مدل کامل MS-AR در معادله‌ی(۳) که امکان وابسته بودن میانگین و واریانس به رژیم‌ها(دو رژیم) وجود دارد به شکل MSMH(2)- AR(p) قابل بیان است:

$$\Delta gdp_t - \mu(S_t) = A_1(S_t)(\Delta gdp_{t-1} - \mu(S_{t-1})) + \ldots + A_p(S_t)(\Delta gdp_{t-p} - \mu(S_{t-p})) + \varepsilon_t \quad (۴)$$

به‌طوری که در آن، $(\Delta gdp_t = \Delta gdp_{1t}, \ldots, \Delta gdp_{nt})$ بردار سری زمانی، μ بردار میانگین، $(A_1,\ldots,A_p)$ بردار پارامترهای مدل و ε_t بردار وایت نویز که دارای توزیع $\varepsilon_t|S_t \sim NID(0,\sum(S_t))$ است.(کرولزیگ[1]، ۱۹۹۷)

با توجه به این‌که S_t متغیر تصادفی بوده و تغییرات آن منجر به تغییر ساختار معادله می‌شود از این رو بهتر است، نحوه‌ی تغییر متغیر وضعیت (S_t) را شناسایی کرد. بنابراین در مدل‌های MS فرض می‌شود که متغیر وضعیت (S_t) از زنجیره‌ی مرتبه‌ی اول مارکوف تبعیت می‌کند که در آن رژیم جاری (S_t) به رژیم دوره قبل آن (S_{t-1}) وابسته بوده و به شکل زیر است:

$$Pr(S_t = j|S_{t-1} = i, S_{t-2} = k, \ldots) = pr(S_t = j|S_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (۵)$$

که در آن p_{ij} نشان دهنده‌ی احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد. با در نظر گرفتن این احتمالات برای m رژیم می‌توان ماتریس احتمال انتقالات (p) که یک ماتریس m×m است به شکل زیر تعریف کرد:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2m} \\ \vdots & & & \\ p_{m1} & p_{m2} & & p_{mm} \end{bmatrix} \quad (۶)$$

$$\sum_{j=1}^{m} p_{ij} = 1,\ i = 1,2,\ldots,m \quad \text{و} \quad 0 \leq p_{ij} \leq 1$$

حال با توجه به این‌که در مدل‌های MS پارامترهای مدل VAR به متغیر وضعیت(S_t) بستگی دارند، در عین حال(S_t) قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را پیش‌بینی نمود.

1. Krolzig

Archive of SID

www.SID.ir

بنابراین مقدار احتمال پیش‌بینی دو رژیم در زمان t با توجه به اطلاعات موجود در دوره‌ی t-1 را می‌توان توسط بردار (۲×۱)، $\acute{\eta}_{t|t-1}$ نشان داد:

$$\acute{\eta}_{t|t-1} = \begin{bmatrix} p(s_t = 1 \mid \Omega_{t-1}) \\ p(s_t = 2 \mid \Omega_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (۷)$$

که عناصر مربوط به آن شامل $p(S_t=j|\Omega_{t-1}),\ j = 1,2$ احتمال فیلتر[1] شده‌ی t امین مشاهده توسط رژیم j با در نظر گرفتن اطلاعات در دوره‌ی t-1 است. همچنین برای بدست آوردن تابع حداکثر راستنمایی در مدل‌های MS لازم است η_t را به عنوان بردار N×1 (بردار (۲×۱))، که عنصر jام آن چگالی شرطی Δgdp_t، برای دو رژیم به شکل زیر تعریف نمود:

$$\eta_t = \begin{bmatrix} f(Y_t|s_t=1,\Omega_{t-1}) \\ f(Y_t|s_t=2,\Omega_{t-1}) \end{bmatrix} \quad (۸)$$

همچنین برای بدست آوردن تابع چگالی شرطی لازم است احتمال توزیع مشترک Δgdp_t و S_t را به شکل زیر نشان داد:

$$f(\Delta gdp_t, S_t = j \mid \Omega_{t-1}) = f(\Delta gdp_t, S_t = j, \Omega_{t-1})\, g(S_t = j \mid \Delta gdp_{t-1}),\ j = 1,2 \quad (۹)$$

از این رو با در نظرگرفتن نکات فوق می‌توان تابع چگالی شرطی Δgdp_t،که از جمع معادله (۹) بدست می‌آید برای دو رژیم به شکل زیر تعریف کرد:

$$f(\Delta gdp_t \mid \Omega_{t-1}) = \sum_{j=1}^{2}\sum_{i=1}^{2} f(\Delta gdp_t \mid s_t, \Omega_{t-1}) p(s_t \mid \Omega_{t-1}) = \acute{\eta}_t \acute{\eta}_{t|t-1} \quad (۱۰)$$

که در آن $\acute{\eta}_{t|t}$ را می‌توان از معادلات(۱۱) و (۱۲) نیز بدست آورد (همیلتون ۱۹۹۴، فصل ۲۲):

$$\acute{\eta}_{t|t} = \frac{\eta_t \odot \hat{\eta}_{t|t-1}}{1'(\eta_t \odot \hat{\eta}_{t|t-1})} \acute{\eta} \quad (۱۱)$$

$$\acute{\eta}_{t+1|t} = P\acute{\eta}_{t|t} \quad (۱۲)$$

معادله‌ی(۱۱)، احتمال $pr(S_t = j|\Omega_t;\Theta)$ را به صورت نسبت توزیع مشترک $f(\Delta gdp_t, S_t = j \mid \Omega_t;\Theta)$ به توزیع حاشیه‌ای $f(\Delta gdp_t \mid \Omega_{t-1})$ محاسبه می‌کند که توزیع حاشیه‌ای از جمع توزیع مشترک بر وضعیت‌های $1,2,\ldots,N$ به دست می‌آید (Θ ضرب عنصر به عنصر را نشان می‌دهد). همچنین معادله‌ی (۱۲) دلالت بر این دارد که، برای به دست آوردن احتمالات پیش‌بینی رژیم‌ها در وضعیت‌های مختلف در دوره‌ی آتی کافی است ماتریس احتمال انتقال m×m را در ترانهاده‌ی ماتریس احتمال پیش‌بینی رژیم‌ها پیش ضرب کنیم.

1. Filterd

Archive of SID

www.SID.ir

بنابراین با فرض یک مقدار اولیه برای پارامترهای Θ و $\acute{\varepsilon}_{1|0}$ که در مدل فوق $[1 - P_1^1 \quad P_1^1]$ است. می‌توان بر روی معادله‌های (۱۱) و (۱۲) تکرار را انجام داد تا $\acute{\varepsilon}_{t|t}$ و $\acute{\varepsilon}_{t+1|t}$ برای دوره‌ی $t=1,2,\ldots,T$ به دست آید. در نهایت تابع درستنمایی لگاریتمی $L(\Theta)$ را می‌توان به شکل زیر محاسبه کرد:

$$L(\Theta) = \sum_{t=1}^{T} \log f(\Delta gdp_t | X_t, \Delta gdp_{t-1}; \theta) \qquad (۱۳)$$

$$f(\Delta gdp_t | X_t \Delta gdp_{t-1}; \theta) = 1'(\acute{\varepsilon}_{t|t} \Theta \eta_t) \qquad (۱۴)$$

بنابراین می‌توان عبارت فوق را برای مقادیر مختلف Θ ارزیابی کرد تا برآورد حداکثر راستنمایی به دست آید (همیلتون، ۱۹۹۳؛ کیم و نیلسون[1]،۱۹۹۹). از این‌رو می‌توان مدل معرفی شده‌ی اولیه را به حالتی تعمیم داد که شامل m رژیم و p وقفه باشد.

در کارهای تجربی می‌توان مدل را طوری تغییر داد که فقط برخی از پارامترها به رژیم بستگی داشته باشند و سایر پارامترها با تغییر رژیم عوض نشوند. در ادبیات مربوط به مدل‌های MS، برای نشان دادن میانگین از علامت μ، برای عرض از مبدأ، از علامت a، پارامترهای خودهمبستگی از A، و برای واریانس از H استفاده می‌شود. با ترکیب حالت‌های فوق می‌توان مدل‌های جزئی‌تری را بدست آورد که در آن، امکان وابسته بودن اجزای مختلف معادله به رژیم‌ها وجود دارد. جدول (۴) خلاصه حالت‌های مختلف مدل مارکوف سوئیچینگ را نشان می‌دهد.

جدول ۴: خلاصه حالت‌های مختلف مدل‌های MS-AR

		MSM		MSI	
		μ متغیر	μ ثابت	C متغیر	C ثابت
A_i ثابت	σ^2 ثابت	MSM[2]-AR	خطیAR	MSI[3]	خطیAR
A_i متغیر	σ^2 متغیر	MSMH[5]-AR	MSH-AR	MSIH[4]-AR	MHA-AR
	σ^2 ثابت	MSMA-AR	MSA-AR	MSIA[6]-AR	MSA-AR
	σ^2 متغیر	MSMAH[8]-AR	MSAH-AR	MSIAH[7]-AR	MSAH-AR

منبع: Krolzig(1997,p14)

1. Kim and Nelson
2. Markov Switching Intercept Autoregressive
3. Markov Switching Mean
4. Markov Switching Intercept Heteroskedastic
5. Markov Switching Mean Heteroskedastic
6. Markov Switching Intercept Autoregressive
7. Markov Switching Intercept Autoregressive Heteroskedastic
8. Markov Switching Mean Autoregressive Heteroskedastic

Archive of SID

www.SID.ir

مطالعات زیادی از این مدل‌ها برای بررسی موضوعات مختلف اقتصادی استفاده کرده‌اند که به عنوان نمونه می‌توان به موارد زیر اشاره نمود: برای بررسی و پیش‌بینی نرخ بهره و نرخ ارز(چن[۱]، ۲۰۰۶؛ اسمیت[۲]، ۲۰۰۲)، برای بررسی بازار سهام(گیدولین و تیرمن[۳]، ۲۰۰۶ ؛ گالو و اوترانتو[۴]، ۲۰۰۷)، برای بررسی اثرات نامتقارن متغیرهای اقتصادی و نفت بر اقتصاد (کلمنتس و کرولزیگ[۵]، ۲۰۰۲)، مطالعه‌ی نرخ بیکاری(کرولزیگ و همکاران[۶]، ۲۰۰۲) و در نهـــایت برای تعیین ســیکل-های تجاری(همیلتون، ۱۹۸۹) می‌توان اشاره نمود.

۳-۵- تصریح مدل و تخمین

در این قسمت جهت بررسی تأثیر شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت با اضافه کردن مقادیر با وقفه شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت به مدل MSIAH، توسط کرولزیگ (۲۰۰۲) و کولگنی و مانرا (۲۰۰۹) به صورت رابطه‌ی (۱۵) تصریح می‌شود:

(۱۵)

$$\Delta gdp_t - \mu(S_t) = C(S_t) + \sum_{i=1}^{p} a_i(S_t)(\Delta gdp_{t-i} - \mu(S_t)) + \sum_{j=1}^{q} \beta_j(S_t) oil_{t-j}^{VOL} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim IID(0,\sigma^2(S_t))$$

که در آن Δgdp_{t-i} و oil_{t-j}^{VOL}، به ترتیب نماینده‌ی رشـــد تولید ناخالص داخلی بدون نفت و شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت در مدل MSIAH در نظر گرفته شده است. بطوری‌که α_i و β_j ضرایب متغیرهای فوق بوده و وابسته به متغیر وضعیت S_t هستند. لازم به ذکر است، جهت بررسی روابط غیرخطی میان متغیر رشد تولید ناخالص داخلی و شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت از آزمون‌های Tsay[۷]، RESET[۸] و BDS[۱] استفاده می‌شود. نتایج آزمون‌های فوق در جدول(۵) حاکی از آن است که روابط بین متغیرهای تحقیق حاضر، غیرخطی است.

1. Chen
2. Smith
3. Guidolin and Timmermann
4. Gallo and Otranto
5. Clements and Krolzig
6. Krolzig et al

۷. آزمون Tsay در سال ۱۹۸۵ توسط تی- سی معرفی شد و مبنای استفاده از آزمون فوق بر اساس خود رگرسیو رگرسیو مرتب شده (Arranged autoregression) و پیش‌بینی اجزای اخلال قرار دارد. فرضیه‌ی صفر این آزمون خطی بودن روابط بین متغیرهاست و آماره‌ی آزمون فوق نیز F است.

۸. آزمون RESET، توسط رمزی(۱۹۶۱) معرفی شد و فرضیه صفر و آماره‌ی آزمون فوق نیز مشابه آزمون Tsay Tsay می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵: نتایج آزمون غیرخطی بودن روابط بین متغیرها

متغیر	BDS	Tsay	RESET[۲]
OP_{VOL}	۶/۴۱۲ (۰/۰۰۰)	۵/۵۳۶ (۰/۰۱۴)	۱۲/۸۹ (۰/۰۰۰)
Δgdp	۴/۲۱۳ (۰/۰۰۲)	۵/۲۰۵ (۰/۰۰۰)	۱۰/۱۴۰ (۰/۰۰۰)

اعداد داخل پرانتز p-value متغیرها است

منبع: محاسبات تحقیق

در ادامه برای تعیین درجه‌ی مدل VAR از معیارهای آکائیک(AIC) و آزمون LR[۳] (آماره‌ی آزمون فوق به‌صورت $LR=2(lnL_{MSAR} - lnL_{AR})$ است) استفاده می‌شود، که همه‌ی این معیارها وقفه‌ی بهینه را ۲ تعیین می‌کنند. برای تعیین تعداد رژیم بهینه در مدل MS و با توجه به وجود پارامترهای مزاحم در فرضیه‌ی صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود که این امر سبب می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین رژیم بهینه استفاده کرد (Krolzig, 1997, p.144). آنگ و بکارت[۴](۱۹۹۸) نشان دادند که در موارد خاصی می‌توان توزیع مجانبی آماره‌ی LR بین دو رژیم را با استفاده از توزیع کای دو تقریب زد، به طوری‌که درجه‌ی آزادی این توزیع برابرتعداد پارامترهای مزاحم به علاوه تعداد محدودیت‌های خطی اعمال شده می‌باشد. علاوه بر آزمون LR، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی HQ، SBC و AIC نیز برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد. مطالعه‌ی ساراداکیس و همکاران[۵](۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به اندازه‌ی کافی بزرگ است، استفاده از معیار آکائیک تعداد درست رژیم را تعیین می‌کند. با این وجود در بیش‌تر مطالعات تجربی تعداد رژیم بر اساس شناخت محقق از متغیرها تعیین می‌شود. در مطالعه‌ی حاضر با توجه به حجم نمونه از معیار اطلاعاتی AIC استفاده شده است. نتایج آماره‌ی AIC در جدول(۶)، تعداد رژیم برابر ۲،

۱. آزمون BDS نیز توسط براک و همکاران(۱۹۹۶) معرفی شده، و در فرضیه‌ی صفر آزمون فوق، داده‌ها به صورت مستقل (IID) توزیع شده‌اند به‌طوری‌که در نمونه‌های با حجم کمتر آماره‌ی BDS به صورت مجانبی دارای توزیع نرمال است.

2. Test Regression Equation Specification Error
3. Likelihood Ratio test
4. Ang and Bekaert
5. Saridakis et al

Archive of SID

www.SID.ir

تعیین و هم‌چنین بر اساس معیارهای AIC و آماره‌ی LR، مدل MSIAH به عنوان مدل بهینه‌ی تحقیق حاضر انتخاب شد.

جدول ۶: نتایج معیارAIC برای انتخاب مدل

	یک	دو	سه
MSM-AR	۳/۳۸	۳/۴۷	۳/۶۵
MSMH-AR	۳/۴۵	۳/۵۴	۳/۸۹
MSMA-AR	۴/۶۹	۴/۷۱	۴/۰۴
MSMAH-AR	۳/۷۳	۳/۹۶	۳/۲۱
MSI-AR	۳/۴۲	۳/۸۶	۳/۸۹
MSIH-AR	۳/۸۸	۳/۵۵	۳/۶۳
MSIA-AR	۳/۸	۳/۱۷	۲/۵۲
MSIAH-AR	۳/۵	۳/۱۱	۳/۵۵

منبع: نتایج تحقیق

همان‌طور که در جدول(۷)، مشاهده می‌شود، احتمال انتقال‌های تخمین زده شده نشان می‌دهد که هر دو رژیم ماندگار هستند و احتمال تغییر از یک رژیم به رژیم دیگر ضعیف می‌باشد.

جدول۷: ماتریس احتمال انتقال رژیم

	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۸۴۲۷	۰/۱۵۷۳
رژیم ۲	۰/۳۲۶۲	۰/۶۷۳۸

منبع: نتایج تحقیق

از سوی دیگر، براساس احتمالات تخمین زده شده برای هر مشاهده بر اساس نمـــودار (۲)، می‌توان تعلق هر مشاهده به رژیم‌های ۱ و ۲ را تعیین کرد. لازم به ذکر است که احتمال‌های فیلتر شده[1] با استفاده از مشاهدات ۱ تا t (نقطه مورد بررسی) و احتمالات هموار شده[2] با استفاده از کل مشاهدات(مشاهدات ۱ تا T) محاسبه می‌شوند. بنابراین طبقه‌بندی مشاهدات بر اساس نحوه‌ی قرار گرفتن در رژیم‌ها در جدول (۸) آورده شده است.

1. Smoothed Probabilities
2. Filterd Probabilities

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۸: طبقه‌بندی مشاهدات براساس رژیم‌ها

رژیم ۱	۱۹۶۸ – ۱۹۷۲, ۱۹۷۴ – ۱۹۸۱, ۱۹۸۵ – ۱۹۸۸, ۱۹۹۴ – ۲۰۰۲, ۲۰۰۸ – ۲۰۱۰
رژیم ۲	۱۹۷۳-۱۹۷۳, ۱۹۸۲-۱۹۸۴ , ۹۵- ۱۹۹۳ ,۲۰۰۳-۲۰۰۷

منبع: محاسبات تحقیق

همچنین برخی ویژگی‌های مدل برآورد شده بررسی می‌شود تا دیدی روشن‌تر نسبت به مدل برآورد شده بدست آید. بنابراین براساس جدول (۹)، از ۴۲ مشاهده‌ی مورد بررسی، تعداد ۲۸مشاهده در رژیم ۱ و ۱۴ مشاهده در رژیم ۲ قرار دارند.

جدول ۹: ویژگی رژیم‌ها

	تعداد مشاهدات قرار گرفته در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در رژیم‌ها	میانگین دوره قرار گرفتن در رژیم‌ها
رژیم ۱	۲۸	۰/۶۷۴۷	۶/۳۶
رژیم ۲	۱۴	۰/۳۲۵۳	۳/۰۷

منبع: محاسبات تحقیق

جدول(۱۰)، نتایج تخمین پارامترهای مدلMSIAH (2)- ARX(2) با استفاده از روش حداکثر درستنمایی را نشان می‌دهد. عدد P-value مربوط به آماره‌ی LR linearity test و DAVIES غیرخطی بودن رابطه‌ی بین متغیرها را تأیید می‌کند. از سوی دیگر، باتوجه به نتایج تخمین مدل فوق در جدول(۱۰)، شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت در هر دو رژیم و در طول وقفه‌ها دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد تولید ناخالص داخلی داشته و میزان اثرگذاری بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم متفاوت بوده و در رژیم ۲ میزان اثرگذاری در هر دو وقفه بیشتر از رژیم ۱ می‌باشد. همان‌طوری‌که در جدول(۱۰)، مشاهده می‌شود به ازای یک واحد افزایش در بی‌ثباتی قیمت نفت با یک وقفه تأخیر در رژیم‌های ۱ و ۲ منجر به کاهش رشد تولید ناخالص داخلی به اندازه‌ی ۰/۲۱ و ۰/۲۸ واحد شده است. همچنین در رژیم‌های ۱و ۲ به ازای یک واحد افزایش در بی‌ثباتی قیمت نفت با دو وقفه تأخیر منجر به کاهش رشد تولید ناخالص داخلی به اندازه‌ی ۰/۳۰ و ۰/۴۱ واحد می‌شود. بنابراین متغیر رشد تولید ناخالص داخلی با استمرار افزایش بی‌ثباتی قیمت نفت(وقفه‌ی دوم)، با کاهش چشمگیری مواجه شده است.

براساس ادبیات موضوع و مطالعات تجربی مرور شده، در این مطالعه تأثیر منفی بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت تأیید شد. این نتیجه را می‌توان چنین توجیه نمود که

Archive of SID

www.SID.ir

همچنان که در بخش مبانی نظری ذکر شد، بی‌ثباتی قیمت نفت بر درآمدهای نفتی که مهمترین منبع درآمد دولت محسوب می‌شود، تأثیر منفی می‌گذارد و چون مخارج دولت وابسته به درآمد دولت است، از تأثیر منفی بی‌ثباتی قیمت نفت متأثر می‌شود و بدین صورت بی‌ثباتی قیمت نفت از کانال درآمدها و مخارج دولت بر رشد تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی می‌گذارد. با شدید بودن نوسانات قیمت نفت یک نوع نااطمینانی در اقتصاد داخلی کشور ایجاد می‌کند و با توجه به وابسته بودن بسیاری از متغیرهای کلان اقتصادی به قیمت نفت، نااطمینانی این متغیر سبب تأثیر منفی بر رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت در ایران می‌شود.

نمودار (۲) روند سری زمانی رشد تولید ناخالص داخلی را به همراه احتمالات هموار شده و فیلتر شده در هر دوره در رژیم‌های ۱ و ۲ نشان می‌دهد. نمودار (۳) نیز مقادیر واقعی و برازش شده رشد تولید ناخالص داخلی را در دوره‌ی مـــورد بررسی نشان می‌دهد. هم‌چنین ACF و PACF مربوط به اجزای پسماند معادله‌ی (۱۳) در نمودار(۴) آورده شده‌اند که عدم وجود خود هم‌بستگی در پسماندها را تأیید می‌نماید.

جدول ۱۰: نتایج تخمین مدل MSIAH(2)- ARX(2)

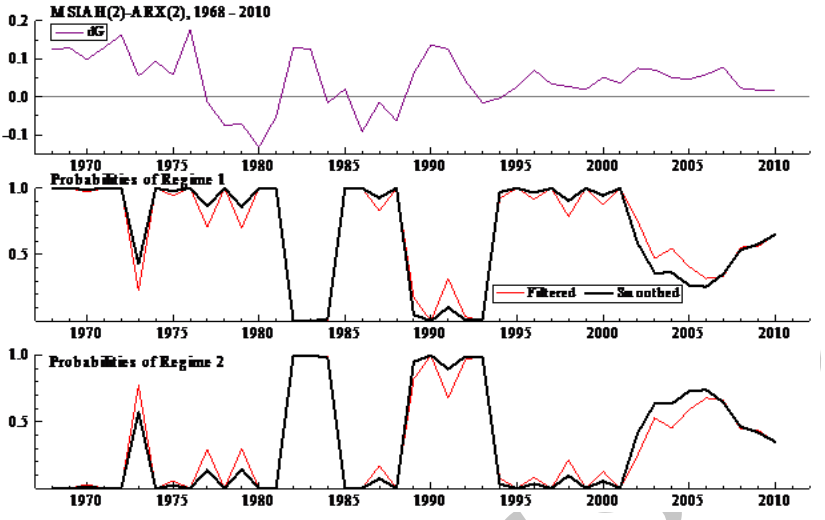
	رژیم ۱		رژیم ۲	
متغیر	ضریب	آماره‌ی t- val	ضریب	آماره‌ی t - val
عرض از مبدأ	*۰/۰۲۳	۲/۳۸	*۰/۰۹۷	۹/۲۵
Δgdp_{t-1}	*۰/۲۵	۳/۱۰	*۰/۴۸	۵/۵۶
Δgdp_{t-2}	*۰/۵۷	۳/۸۱	*-۰/۷۷	-۱۱/۰۷
OP^{VOL}_{t-1}	**-۰/۲۱	-۲/۱۶	*-۰/۲۸	-۳/۰۱
OP^{VOL}_{t-2}	*-۰/۳۰	-۲/۷۸	*-۰/۴۱	-۲/۶۴
انحراف معیار	۰/۰۳۵۶۴۹		۰/۰۱۵۱۹۳	
AIC criterion	۳/۱۱			
log-likelihood	۸۱/۰۰۹۷			
DAVIES	۰/۰۰۱۵			
LR linearity test	۲۹/۱۲۳۸			

* و ** به ترتیب نشاندهنده‌ی سطح احتمال ۱٪ و ۵٪ می‌باشد.

منبع: نتایج تحقیق

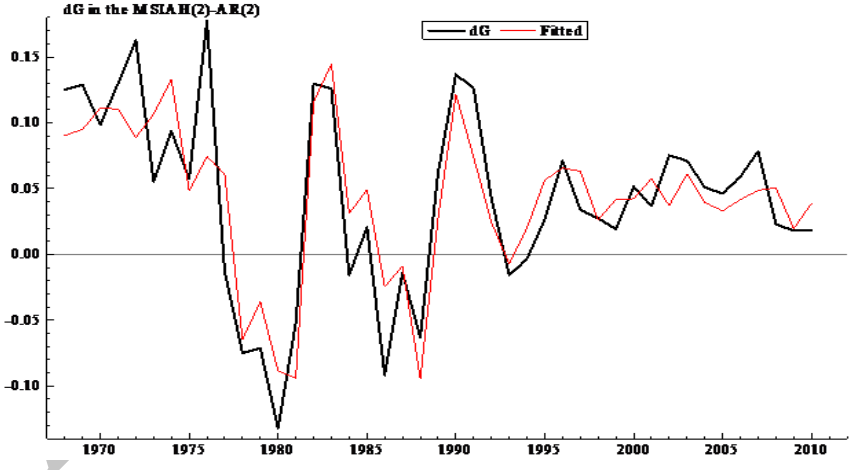
Archive of SID

www.SID.ir



نمودار۲: رژیم‌های ۱ و ۲ بر اساس احتمال‌های فیلتر شده و هموار شده مدل MSIAH(2)- ARX(2)

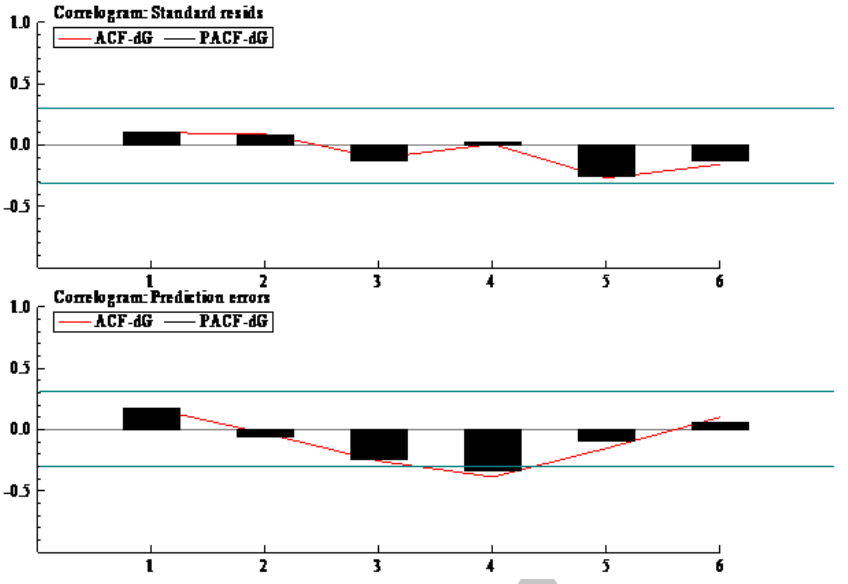
منبع: محاسبات تحقیق



نمودار۳: روند مقادیر واقعی و برازش شده‌ی رشد تولید ناخالص داخلی

منبع: محاسبات تحقیق

www.SID.ir



نمودار ۴: ACF و PACF پسماندهای معادلات مربوط به معادله رشد تولید ناخالص داخلی

منبع: محاسبات تحقیق

۵- نتیجه‌گیری

مطالعه‌ی حاضر به بررسی تأثیر بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت در ایران با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره‌ی زمانی ۱۳۴۷-۱۳۸۹ پرداخت. برای این منظور، پس از برآورد مدل مناسب ARIMA با استفاده از روش باکس- جنکینز، مدل EGARCH(0,1)، مورد برآورد قرارگرفت و شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت از آن استخراج گردید. در ادامه، تجزیه و تحلیل‌های سری زمانی در چارچوب الگوی غیرخطی مارکوف سوئیچینگ به کار گرفته شدند. یکی از مزیت‌های اصلی مدل‌های مارکوف سوئیچینگ قابلیت لحاظ کردن تغییر در نحوه‌ی ارتباط بین متغیرها با ایجاد رژیم‌های متفاوت بوده و می‌تواند چگونگی ارتباط بین متغیرها را در رژیم‌های مختلف نشـان دهد. اساس این روش مبتنی بر مدل‌های VAR می‌باشد، منتها پارامترها بستگی به زمان داشته و می‌توانند در رژیم‌های متفاوت ثابت نباشند، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دایمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیـفتند. از این رو مزیت این روش در انعطاف‌پذیری آن می‌باشد. بنابراین این مدل‌ها، از دقت بیشتری نسبت به مدل‌های خطی VAR برخوردارند. در این راستا تأثیر بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی در رژیم‌های مختلف مورد بررسی قرار گرفت و

Archive of SID

www.SID.ir

بر اساس نتایج آماره‌ی آزمون‌های LR و معیار اطلاعاتی (AIC)، مدل MSIAH(2)- AR(2) بعنوان مدل بهینه‌ی تحقیق حاضر انتخاب شد. همچنین یافته‌های حاصل از مطالعه‌ی حاضر نشان داده است که شاخص بی‌ثباتی قیمت نفت در هر دو رژیم و در طول وقفه‌ها دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد تولید ناخالص داخلی داشته و میزان اثرگذاری بی‌ثباتی قیمت نفت بر رشد تولید ناخالص داخلی در هر دو رژیم متفاوت بوده و در رژیم ۲ میزان اثرگذاری در هر دو وقفه بیش از رژیم ۱ می‌باشد.

با توجه به این‌که بی‌ثباتی قیمت نفت یک متغیر برون‌زا در اقتصاد ایران محسوب می‌شود و نمی‌توان آن را کاهش داد، از این‌رو مهمترین توصیه‌های سیاستی مطالعه‌ی حاضر آنست که؛

- به‌منظور جلوگیری از بروز عوارض منفی درآمدهای نفتی و حفظ منابع برای نسل‌های آتی، با طراحی و تأسیس صندوق‌های نفتی، اقدام به تفکیک درآمدهای حاصل از فروش نفت و سایر درآمدهای دولت نظیر مالیات، عوارض و غیره نموده و از این طریق سعی در محدود نمودن درآمدهای دولت از بخش نفت باشند.
- سیاست‌گذاران و متولیان امر با استفاده از تجارب موفق سایرکشورهای نفتی و نیز تجربه‌ی کسب شده از حساب ذخیره‌ی ارزی، نسبت به تأسیس نهادی همانند پس‌انداز و سرمایه‌گذاری اقدام کنند، تا از ورود مستقیم شوک‌ها و نوسانات برون‌زا به اقتصاد داخلی و درآمدهای دولت را کاهش دهد.

منابع

ابریشمی، حمید، مهرآرا، محسن، غنیمی فرد، حجت..اله و کشاورزیان، مریم(۱۳۸۷)، «اثر قیمت نفت بر رشد اقتصادی برخی کشورهای OECD به وسیله تصریح غیرخطی قیمت نفت»، *مجله‌ی دانش و توسعه*، شماره‌ی ۲۲: ۲۲-۱.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی، حساب‌های ملی، سال‌های مختلف، www.cbi.ir.

بهبودی، داود، متفکرآزاد، محمدعلی و رضازاده، علی(۱۳۸۸)، «اثر بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران»، *فصلنامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره‌ی ۲۰: ۸۰-۱.

جهادی، محبوبه و علمی، زهرا(۱۳۹۰)، «تکانه‌های قیمت نفت و رشد اقتصادی (شواهدی از کشورهای عضو اوپک)»، *فصلنامه‌ی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره‌ی ۲: ۳۴-۱.

ختایی، محمود، شاه‌حسینی، سمیه و مولانا، سیدحامد(۱۳۷۶)، «بررسی اثر تغییرات درآمدهای نفتی بر نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران»، *پژوهش‌نامه‌ی اقتصادی*، شماره‌ی ۷: ۱۳۰-۱۰۳.

Archive of SID

www.SID.ir

دلاوری، مجید، شیرین بخش، شمس‌اله و دشت بزرگی، زهرا(۱۳۸۷)، «بررسی تأثیر قیمت نفت بر رشد اقتصادی با استفاده از همگرایی نامتقارن»، *فصلنامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره‌ی ۱۸: ۶۵-۸۰.

شکیبایی، علیرضا، افلاطونی، عباس و نیکبخت، لیلی(۱۳۸۷)، «بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت‌های نفت درکشورهای عضو اوپک»، *دانش و توسعه*، شماره‌ی ۱۵: ۸۵-۶۷.

عباسیان، عزت‌اله، مرادپور اولادی، مهدی و عباسیون، وحید(۱۳۸۶)، «تأثیر عدم اطمینان قیمت نفت بر بخش‌های صنعت، خدمات و مسکن»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره‌ی ۶: ۱۲۱-۱۰۹.

عباسی‌نژاد، حسین(۱۳۸۵)، «تحلیل اثر افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی بر بخش‌های اقتصادی با استفاده از جدول داده-ستانده»، *فصلنامه‌ی پژوهش‌نامه بازرگانی*، شماره‌ی ۳۸: ۲۵-۱.

Aliyu, S., (2009), "Impact of Oil Price Shock and Exchange Rate Volatility on Economic Growth in Nigeria: An Empirical Investigation", Research Journal of International Studies, Vol.11:4-15.

Alotaibi, B., (2006), "Oil Price Fluctuations and the Gulf Cooperation Council (GCC) Countries, 1960-2004", Southern Illinois University Carbondale.

Berument, H. and N. B. Ceylan., (2005), "The impact of oil price shocks on the economic growth of the selected MENA countries", Conference Paper, ERF 12th Annual Conference: Reform – Made to last, Egypt, 19-21 December 2005.

Balke, N., S.Brown, and M.Yucel., (2009), "Oil Price Shocks and U.S Economic Activity: An International Perspective", The Energy Journal, Vol. 23:27-52.

Brooks, C. (2008), *Introductory econometrics for finance*, Cambridge University Press, Second Edition.

Brown, S.P.A. & Yucel, M.K,(2002), "Oil price shocks and the U.S. Economy: where does the asymmetry originate?", Energy journal, vol. 3, no. 23: 27-52.

Conado, J., Perez de Gracia, F,(2005), "Oil prices, economic activity and inflation: evidence for some Asian countries", The Quarterly Review of Economics and Finance, no. 45: 65-83.

Cologni, A. and M.Manera., (2009), "The asymmetric effects of oil shocks on output growth: A Markov–Switching analysis for the G-7 countries", Economic Modelling, 26 , 1–29.

Farzanegan, M. and G. Markwardt., (2007), "The Effect of Oil Price Shocks on Iranian Economy", "Energy Economics", Vol. 31:134-151.

Engle, R.F. and V. K. Ng (1993), "Testing the Impact of News and Volatility", Journal of Finance, 48:1749-1778.

Ferderer, J.P.,(1996), "Oil price volatility and the macroeconomy: A solution to the asymmetry puzzle", Journal of Macroeconomics, no. 18: 1-16.

Archive of SID

www.SID.ir

Hamilton, J.D (1989)," A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle", Econometrica, 57 , 357-384.
Hamilton, J.D (1990), "*Analysis of time series subject to changes in regime*", Journal of Econometrics, 45 :39–70.
Hamilton, J.D (1993), "Estimation, inference and forecasting of time series subject to changes in regime", Maddala, Rao, and Vinod (eds.), Handbook of Statistics, North-Holland, 11:231-260.
Hamilton, J.D (2008), Oil and the macroeconomy, In: Durlauf, S., Blume, L. (Eds.), The New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd Ed. Palgrave MacMilan Ltd.
Hamilton,J.D (1994*)*, Time Series Analysis, Princeton University Press.
Hamilton, J.D (2003), "What is an oil shock*?"* Journal of Econometrics, 113: 363–398.
Hamilton, J.D (1996), "Specification testing in Markov-switching time series models*",* Journal of Econometrics, 70: 127–157.
Hamilton, J.D Susmel, R., (1994), "Autoregressive conditional heteroscedasticity and changes in regime", Journal of Econometrics, 64:307–333.
Huson,J. A.A., Bashar, H.M.N., Wadud I.K.M.,(2012)," The transitory and permanent volatility of oil prices: What implications are there for the US industrial production?", Applied Energy, 92:447-455.
Jimenez-Rodriguez, Rebeca & Marcelo, Sanchez, (2005), "Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries", Applied Economics, no. 37: 201-228.
Kang, S.H., Kang, S.M. and Yoon, S.M.,(2009), "Forecasting volatility of crude oil markets", Energy Economics, no.31:119-125.
Kim, C.J. and Nelson, C.R (1999), "State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications", MIT Press.
Kim, C.J. and Nelson, C.R (1999), State-Space Models with Regime-Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications, MIT Press.
Krolzig H.-M (1997), Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis: Lecture Notes in Economics andMathematical Systems, Springer-Verlag.
Krolzig H.-M (2002), Econometric modeling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox, Discussion Paper, Department of Economics, University of Oxford.
Nelson, D. B. (1991). "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A new approach", Econometrica, 59(2): 347– 370.
Tsay, R.S;(1986),"Nonlinearity test for time series", Biometrika, 73: 461-466.
Tsay, R.S;(1986), "Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes", Journal of the Royal Statistical Society B, 84 (1989):231-240.

Tully, E., Lucey, B.M., (2007), "A power GARCH examination of the gold market". Res. Int. Bus. Finance, 21:316–325.

Archive of SID

www.SID.ir

Salisu, A.A., Fasanya. A.N., (2010), "Modelling oil price volatility with structural breaks", Energy Policy,25:125-156.
Smith, D. R;(2003), "Markov-Switching and Stochastic Volatility Diffusion Models of Short-Term Interest Rates", Journal of business & Economic Statistics, 20:183-197.
Reyes, R.G. & Raguindin, C.E.,(2005), The Efects of Oil Price Shocks on the Philippine Economy: A VAR Approach, Working Paper, University of the Philippines, School of Economics.
Zhang, Dayong ,(2008), "Oil shock and economic growth in Japan: Anonlinear approach", Energy Economics, no. 30: 2374-2390.

Archive of SID

www.SID.ir