پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران
سال سوم، شماره ۱۲، پاییز ۱۳۹۳، صفحات ۲۰۸- ۱۸۳

شوک‌های قیمتی پیش‌بینی نشده نفت و رشد اقتصادی در ایران: کاربردی از مدل‌های چرخشی مارکف

نادر مهرگان[۱]، یونس سلمانی[۲]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۲/۰۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۱/۱۳

چکیده

شوک‌های قیمتی نفت زمانی اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهند که شوکی مشابه به آن در نزدیک‌ترین دوره زمانی اخیر رخ نداده باشد و همچنین تغییرات ساختاری منجر به تحول رابطه بین شوک‌های قیمتی نفت و اقتصاد کشور شده باشد. بر این اساس در مطالعه حاضر تأثیر شوک‌های قیمتی پیش‌بینی نشده نفت بر رشد اقتصادی کشور طی دوره زمانی ۱۳۶۷,۱-۱۳۸۹,۴ با استفاده از مدل‌های چرخشی مارکف بررسی شده است. یافته‌های تحقیق نشان داد شوک‌های قیمتی پیش‌بینی نشده مثبت در مقایسه با شوک‌های منفی هم اندازه با تأثیر کمتر ولی با دوره دوام بیشتر، قادر به بهبود وضعیت رشد اقتصادی هستند اما چندان نمی‌توانند وضعیت بالای رشد اقتصادی کشور را تضمین کنند و در نهایت این شوک‌ها بتوانند اقتصاد را در وضعیت رشد اقتصادی متوسط به تعادل می‌رسانند. شوک‌های منفی نیز قادر نیستند اقتصاد کشور را در وضعیت رشد اقتصادی پایین نگه دارند اما می‌توانند مانع از دستیابی اقتصاد کشور به وضعیت رشد اقتصادی بالا شوند.

طبقه‌بندی *JEL*: *Q43*، *Q41*، *C22*، *E32*

واژه‌های کلیدی: قیمت سبد نفت خام اوپک، شوک‌های نفتی، رشد اقتصادی، عدم تقارن، انتقال رژیم، رگرسیون چرخشی مارکف

۲- دانشیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان / نویسنده مسئول
Email: mehregannader@yahoo.com
۱- دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس
Email: unes.salmani@gmail.com

۱- مقدمه

درآمدهای نفتی به‌عنوان منبع اصلی تأمین ارز برای نیازهای مصرفی و سرمایه‌ای بخش خصوصی و دولتی، محور اصلی اقتصاد ایران را تشکیل می‌دهد. در کنار این مسئله، برخورداری از منابع غنی انرژی و مخازن بزرگ نفتی سبب شده کشور ایران از مصادیق الگوی رشد با فشار بر منابع طبیعی[1] محسوب شود (آرمن و زارع، ۱۳۸۸: ۶۸). درآمدهای نفتی بر اساس میزان صادرات نفت و قیمت جهانی آن تعیین می‌شود. مقدار صادرات حداقل در کوتاه و میان‌مدت به دلیل محدودیت‌های سرمایه‌ای، تکنولوژیکی و همچنین سهمیه تعیین شده از طرف *OPEC*[2] مقداری ثابت بوده و در مقابل قیمت نفت و تغییرات ناگهانی آن تحت تأثیر تصمیمات و بحران‌های طبیعی و غیرطبیعی است. در نتیجه درآمدهای نفتی عمدتاً همراه با قیمت نفت نوسان می‌کنند و به دنبال آن اقتصاد کشور در معرض بی‌ثباتی قرار می‌گیرد.

اگر سیاست‌گذاران اقتصادی بتوانند پیش‌بینی دقیق‌تری از تغییرات و تحولات قیمتی نفت داشته باشند، قادر خواهند بود آثار نامطلوب نوسانات درآمدهای نفتی را به حداقل رسانند. اما از آنجا که اکثر شوک‌های قیمتی نفت ماهیت تصادفی دارند، امکان پیش‌بینی آنها چندان میسر نیست مگر اینکه پیش‌تر شوکی مشابه در نزدیک‌ترین دوره‌ی زمانی رخ داده باشد و عاملین و سیاست‌گذارن اقتصادی نسبت به رخداد شوک‌های شدیدتر هوشیار شده باشند. بر این اساس همیلتون[3] (۱۹۹۶) بیان می‌کند که برای اطلاع از تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر سطح کلی فعالیت‌های اقتصادی، باید قیمت جاری نفت با قیمت یک سال قبل آن (۴ فصل گذشته) مقایسه شود؛ اگر اختلاف بین سطح قیمت جاری و بیشینه (کمینه) قیمت در چهار فصل گذشته بیشتر (کمتر) از صفر باشد، افزایش (کاهش) خالص قیمت نفت[4] با همان شوک مثبت (منفی) قیمتی نفت رخ داده است. در واقع همیلتون شوکی را بر

1- Natural Resource-Based Economic Growth
2- Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)
3- Hamilton
4. Net Oil Price Increase

اقتصاد تأثیرگذار می‌داند که طی نزدیکترین دوره زمانی (چهار فصل گذشته) تجربه نشده باشد، چراکه در این صورت شوک‌ها پیش‌بینی نشده هستند. بر اساس همین تعریف، این مطالعه قصد دارد تأثیر شوک‌های پیش‌بینی نشده قیمتی نفت بر رشد اقتصادی ایران را طی دوره زمانی ۱۳۶۷,۱-۱۳۸۹,۴ بررسی کند. با درک نحوه تأثیرگذاری این شوک‌ها بر اقتصاد کشور می‌توان با تدوین سیاست‌های مناسب اثرات نامطلوب اقتصادی شوک‌ها را حداقل کرد.

در تأثیرگذاری شوک‌های قیمتی نفت بر اقتصاد کشور باید توجه داشت که در دهه‌های گذشته اقتصاد ایران شاهد بحران‌ها و تصمیمات اقتصادی و سیاسی مختلفی بوده است، این شرایط به عنوان یک شکست ساختاری بالقوه می‌توانند باعث تغییرات رژیمی در ارتباط بین متغیرهای اقتصادی ایران و بازارهای جهانی نفت شوند. مدل‌های رگرسیون چرخشی مارکف[1] از معدود مدل‌هایی هستند که قابلیت شناسایی رژیم‌ها و اعمال تغییر در نحوه ارتباط بین متغیرها را در رژیم‌های متفاوت دارند (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱، ۴).

در ادامه در بخش دوم و سوم به ترتیب مبانی نظری تحقیق و مطالعات انجام شده در خارج و داخل کشور مرور می‌شوند. در بخش چهارم، مدل‌های چرخشی مارکف معرفی می‌شوند. بخش پنجم به تصریح شوک‌ها و بحث داده‌ها و تبیین الگو اختصاص یافته است. در بخش ششم به برآورد الگو و تحلیل نتایج پرداخته شده و در پایان، نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

اقتصاد متعارف بیان می‌کند افزایش ذخیره‌ی دارایی‌های یک کشور باعث می‌شود آن کشور از توان رشد بلندمدت بالاتری برخوردار باشد. اما بر خلاف این ادعا، تعداد قابل توجهی از شواهد تجربی نشان می‌دهد منابع طبیعی نه تنها عامل رشد نبوده، بلکه سبب

1- Markov-Switching Regressions

کاهش آن نیز شده است. این موضوع به صورت یک معما در مقابل نظریات اقتصاددانان کلاسیک که معتقد بودند منابع از طریق انباشت سرمایه فرصتی برای رشد و توسعه فراهم می‌کند، قرار گرفته است و باعث خلق مفهوم «نفرین یا بلای منابع[1]» شده است (مهرآرا و کیخا، ۱۳۸۷، ۵۶). بدبینی در مورد توسعه اقتصادی بر پایه درآمدهای منابع طبیعی مربوط به نوسانات قیمت این منابع است (علمی و جهادی[2]، ۲۰۱۱، ۶۲۸) به طوری که با افزایش قیمت منابع طبیعی، رانت قابل توجهی از محل صادرات این منابع برای دولت‌های مربوطه ایجاد می‌شود.

رانت‌جویی گسترده می‌تواند موجب ایجاد فساد در دولت و البته در کسب و کار مردم و نیز موجب انحراف در تخصیص منابع شود که این امر سبب کاهش کارآیی اقتصادی و همچنین افزایش نابرابری‌های اجتماعی می‌شود. مشاهدات تجربی و تئوری اقتصادی نشان می‌دهد که حمایت‌های وارداتی مانند تعرفه و دیگر حمایت‌های مرسوم، امتیازهای تبعیض‌آور و فساد (که همگی از ویژگی‌های برجسته اکثر کشورهای دارای منابع طبیعی محسوب می‌شوند)، همه گرایش به تخریب رشد و کاهش کارآیی اقتصادی دارند (مائورو[3]، ۱۹۹۵، ۶۹۰). ساچ و وارنر[4] (۱۹۹۷) و گیلفاسون[5] (۲۰۰۱) بیان می‌کنند که دولت‌های برخوردار از رانت از سیاست‌های مبتنی بر تجارت آزاد استفاده نمی‌کنند و این عامل مهمی در کندی رشد آنهاست. پیامدهای منفی رفتارهای رانت‌جویانه در اقتصاد، اختلال در تخصیص بهینه منابع، افت بهره‌وری و اختلال در میان فعالیت‌های مولد از عوامل مهم رشد اقتصادی پایین هستند. لونی[6] (۱۹۹۰) بیان می‌کند که اصلاحات ساختاری در سیاست‌های دولت می‌توانند مانع از اثرات نامطلوب صادرات منابع طبیعی (نفت) شوند. وی این امر را در مورد رشد اقتصادی بخش‌های مختلف اقتصاد عربستان نشان می‌دهد.

1- Resource Curse
2- Elmi & Jahadi
3- Mauro
4- Sachs & Warner
5- Gylfason
6- Looney

رودریگوئز و ساچ[1] (۱۹۹۹) معتقدند افزایش درآمدهای حاصل از صادرات منابع طبیعی باعث می‌شود اقتصاد از سطح وضعیت پایدار[2] آن جهش کند، اما از آنجا که افزایش درآمدهای حاصل از صادرات منابع طبیعی دائمی نیستند، اقتصاد به سطح وضعیت پایدار اولیه افول می‌کند و در نتیجه رشد اقتصادی منفی می‌شود.

پالترویچ و همکاران[3] (۲۰۱۰) اعتقاد دارند، حتی در صورت کنترل قیمت منابع طبیعی این کشورها رشد اقتصادی کندی خواهند داشت، چراکه افزایش قیمت منابع طبیعی منجر به افزایش ارزش پول ملی، افزایش در قیمت نسبی کالاهای غیر قابل مبادله (تجارت) و افزایش دستمزدها می‌شود و این عوامل به نوبه خود منجر به کاهش رقابت‌پذیری و به تبع آن افزایش واردات می‌شود (علمی و جهادی، ۲۰۱۱، ۶۲۸). افزایش در قیمت نسبی کالاهای غیرقابل مبادله، منابع اقتصادی به سمت این کالاها و مخارج را نیز به سمت کالاهای قابل مبادله (که دارای قیمت کمتری هستند) سوق می‌دهد. با فرض اشتغال کامل، افزایش دستمزدها در بخش کالاهای غیرقابل مبادله، دستمزدها را در بخش کالاهای قابل مبادله افزایش می‌دهد. این امر منبع و ریشه کاهش رقابت‌پذیری و بروز رکود در این بخش اقتصادی در کشورهای صادرکننده منابع طبیعی است. اگر پیامدهای خارجی مثبتی از سوی انباشت سرمایه انسانی در بخش قابل تجارت وجود داشته باشد و نه در بخش منابع، آنگاه این افزایش در قیمت منابع ممکن است در بلندمدت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد (کاردون و نیری[4]، ۱۹۸۲؛ کروگمن[5]، ۱۹۸۷؛ پالتویچ و همکاران، ۲۰۱۰).

درآمدهای نفتی یکی از مهم‌ترین منابع بودجه در کشورهای صادرکننده نفت همچون ایران محسوب می‌شود، بنابراین مهم‌ترین کانال انتقال شوک‌های قیمتی نفت به اقتصاد این کشورها بودجه دولت است. از سوی دیگر، دولت در اقتصاد این کشورها، سهم قابل توجهی را به خود اختصاص داده است (جهادی و علمی، ۲۰۰۱، ۶۲۸) از این رو شوک‌های قیمتی

1- Rodriguez & Sachs
2- Steady State Level
3- Polterovich *et al*
4- Cordon & Neary
5- Krugman

نفت از طریق مخارج دولت به طور بالقوه قادر خواهند بود رشد اقتصادی این قبیل کشورها را تغییر داده و آن را از یک وضعیت به وضعیت دیگر انتقال دهند.

۳- پیشینه پژوهش

بررسی‌های تجربی زیادی در مورد رابطه بین قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصادی صورت گرفته است که در ادامه به مهم‌ترین این مطالعات اشاره می‌شود.

همیلتون (۱۹۸۳) درصد رشد قیمت‌های اسمی نفت را به‌عنوان شوک‌های نفتی در نظر گرفته و با استفاده از آن نشان داد که تغییر در قیمت نفت، علت تغییر در تولید ناخالص داخلی و بیکاری است و افزایش قیمت نفت باعث کاهش شدید تولید ناخالص داخلی در آمریکا می‌شود. وی سپس اثر قیمت‌های نفت را در یک مدل *VAR*[1] بررسی کرد و در نهایت به این نتیجه رسید که قیمت نفت بیشترین نقش را در بروز رکود اقتصادی داشته است. مورک[2] (۱۹۸۹) بیان می‌کند اگر تحلیل همیلتون در مورد افت قیمتی سال ۱۹۸۶ لحاظ شود، قیمت نفت قادر به توضیح متغیرهای کلان اقتصادی نخواهد بود. بر این اساس وی با تفکیک شوک‌های قیمتی مثبت (رشد افزایشی قیمت) و منفی (رشد کاهشی قیمت) نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت نتایج مطالعه همیلتون را به دنبال دارد، اما کاهش قیمت نفت در مقایسه با افزایش آن اثر کمتری بر تولید دارد. لی و همکاران[3] (۱۹۹۵) بر مقیاس نوسانات قیمت نفت در شدت تأثیرگذاری شوک‌های قیمتی نفت بر اقتصاد تأکید کردند. آنها بر این اساس تصریح جدیدی از شوک‌های منفی و مثبت نفت را بر اساس قیمت‌های واقعی نفت به‌صورت نرمالیزه شده[4] با استفاده از مدل ناهمسان واریانس شرطی[5] ارائه کردند سپس با استفاده از یک مدل *VAR* و تصریح‌های جدید، تأثیر نامتقارن شوک‌های نفتی را بر فعالیت‌های اقتصادی نشان دادند. در سال ۱۹۹۶، همیلتون در پاسخ

1- Vector Autoregression
2- Mork
3- Lee *et al*
4- Normalize
5- Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Model

به هوکر[1] (۱۹۹۶) که نشان داده بود پس از اولین شوک نفتی (۱۹۷۳) قیمت‌های نفت، علت گرنجری متغیرهای بیکاری، تولید ناخالص داخلی واقعی و اشتغال نیست، در مقاله خود بیان کرد برای اطلاع از تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر سطح کلی فعالیت‌های اقتصادی (مصرف، سرمایه‌گذاری و ...) باید قیمت جاری نفت با قیمت یک سال قبل آن (۴ فصل گذشته) مقایسه شود. بر این اساس، همیلتون شاخص افزایش خالص قیمت نفت[2] را به صورت اختلاف بین سطح قیمت جاری (به صورت اسمی) و بیشینه قیمت در چهار فصل (یک سال) گذشته تحت عنوان شوک مثبت تعریف می‌کند. وی با استفاده از یک مدل *VAR* ارتباط بین شوک‌های مثبت نفتی و فعالیت‌های اقتصادی را نشان داد. با ایجاد شاخص افزایش خالص قیمت نفت، رایموند و ریچ[3] (۱۹۹۷) با بهره‌گیری از این شاخص و مدل چرخشی دو رژیمی مارکف، نشان دادند که شوک‌های نفتی حالت روند رشد پایین را توضیح می‌دهند، اما تأثیر زیادی در رکود اقتصاد آمریکا ندارند. همیلتون (۲۰۰۳) در مطالعه جدید خود نشان داد عامل اصلی تورم در تجارت جهانی، شوک‌های مثبت نفتی است و افزایش قیمتی که بعد از یک دوره ثبات قیمت نفت رخ می‌دهد نسبت به افزایشی که بعد از یک دوره کاهش قیمت نفت صورت می‌پذیرد، اثر بزرگ‌تری بر اقتصاد دارد. جیمنز و سانچز[4] (۲۰۰۵) نشان دادند در همه کشورهای منتخب *OECD*[5] تغییرات قیمت نفت به طور مستقیم، تولید ناخالص داخلی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند بلکه به صورت غیرمستقیم و از طریق سایر متغیرهای اقتصادی (نرخ ارز مؤثر، قیمت نفت، دستمزد، تورم، نرخ بهره کوتاه و بلندمدت) تولید ناخالص داخلی را متأثر می‌کند. کلنی و مانرا[6] (۲۰۰۹) با استفاده از مدل‌های چرخشی مارکف نشان دادند که بحث عدم تقارن تأثیر شوک‌های نفتی در مورد رشد اقتصادی تمامی کشورهای *G7* صادق است اما به دلیل بهبود کارایی انرژی، همراه با رویکرد سیستماتیک خوبی که حاکمیت پولی و مالی این کشورها در

1- Hooker
2- Net Oil Price Increase
3- Raymond & Rich
4- Jimenez & Sanchez
4- Organisation for Economic Co-opertion and Development (OEDC)
6- Cologni & Manera

مواجهه با عرضه اضافی و شوک‌های تقاضا در پیش گرفته‌اند به مرور زمان از نقش شوک‌های نفتی در توضیح بحران‌های اقتصادی این کشورها کاسته شده است. فرزانگان و مارکوات[1] (۲۰۰۹) با استفاده از مدل *VAR* نشان دادند شوک‌های قیمت نفت در ایران به شدت تورم، تولید بخش صنعت و مخارج دولتی را به صورت نامتقارن تحت تأثیر قرار می‌دهند. آن دو بیان کردند نشانه‌های بیماری هلندی را در اقتصاد ایران می‌توان به وضوح در ارتباط بین نرخ ارز موثر و شوک‌های قیمتی نفت مشاهده کرد. پرسمن و روبیز[2] (۲۰۱۱) در مطالعه خود نشان دادند شوک نفتی که اثر منفی بر اقتصاد کشورهای واردکننده دارد بر اقتصاد کشورهای صادرکننده بی‌معنی است. وایمی و فاوو[3] (۲۰۱۱) با استفاده از تصریح نرمالیزه شده شوک‌ها و همچنین علیت گرنجر و مدل *VAR* نشان داد که شوک‌های مثبت قیمتی نفت علیت تولید، مخارج دولت، تورم و نرخ واقعی ازر در نیجریه نیست، اما شوک‌های منفی قیمتی نفت به صورت معنی‌داری تولید و نرخ واقعی ارز را تحت تأثیر قرار می‌دهند. رحمان و سرلیتز[4] (۲۰۱۲) با استفاده از مدل‌های *VARMA*[5]، *GARCH*[6] و *BEKK*[7] نشان دادند که فرآیند شرطی واریانس-کوواریانس[8] بین رشد تولید و تغییرات واقعی قیمت نفت به‌صورت غیر قطری و نامتقارن معنی‌دار است همچنین افزایش نااطمینانی قیمت نفت باعث رشد پایین فعالیت‌های اقتصادی در کانادا می‌شود. چن و هسو[9] (۲۰۱۲) با استفاده از داده‌های پانل مربوط به ۸۴ کشور جهان نشان دادند نوسانات قیمت نفت باعث کاهش تجارت بین‌الملل می‌شود.

1- Farzanegan & Markwardt
2- Peersman & Robays
3- Iwayemi & Fowowe
4- Rahman & Serletis
5-Vector Autoregressive Moving-Average
6- Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedastic
7- Baba-Engle-Kraft-Kroner (BEKK) Model
8- Conditional Variance–Covariance Process
9- Chen & Hsu

مهرآرا و نیکی اسکوئی (۱۳۸۵) با استفاده از روش محدودیت‌های بلندمدت بلانچارد و کواه[1] با شناسایی تکانه‌های ساختاری نشان دادند که درجه‌ی برونزایی قیمت نفت در عربستان و کویت نسبت به ایران و اندونزی پایین‌تر بوده و تکانه‌های نفتی مهم‌ترین عامل نوسانات تولید ناخالص داخلی در ایران و عربستان است. در حالی که به دلیل ساز و کارهای صحیح اقتصادی دو کشور کویت و اندونزی، «واردات» عامل اصلی نوسانات تولید در این دو کشور است. همچنین اثر شوک مثبت قیمت نفت بر واردات، تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت‌ها در همه کشورها مثبت بوده است. طیب‌نیا و قاسمی (۱۳۸۵) به این نتیجه رسیدند که تکانه‌های نفتی، ۲۵ درصد نوسانات تولید را توجیه می‌کنند و دوره‌های رونق و رکود در ایران با زمان‌هایی که قیمت نفت در مقایسه با دوره‌های قبل و بعد از خود حداکثر بوده، متقارن است. مطالعه ابریشمی و همکاران (۱۳۸۷) حاکی از آن است که شوک کاهش قیمت نفت تأثیر معنی‌داری بر تولید *OECD* و کشورهای عضو ندارد، اما شوک مثبت قیمت نفت بر تولید مؤثر است. یافته دیگر مطالعه آنان این است که شوک‌های نفتی و پولی مهم‌ترین منبع بی‌ثباتی رشد تولید محسوب می‌شوند. دلاوری و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از روش همگرایی نامتقارن نشان دادند که اثر منفی کاهش قیمت نفت بزرگ‌تر از اثر مثبت افزایش قیمت نفت است.

مطالعات صمدی و همکاران (۱۳۸۸) بیانگر آن است که اگر شوکی به قیمت نفت درجهت افزایش وارد شود تمام متغیرهای تولیدات بخش صنعت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، واردات و نرخ ارز نسبت به شوک وارده واکنش نشان می‌دهد. ابراهیمی و قنبری (۱۳۸۸) به منظور کاهش زیان‌های ناشی از نوسانات قیمت نفت بر اقتصاد کشور قراردادهای آتی را پیشنهاد کردند. جهادی و علمی (۱۳۹۰) با استفاده از فیلتر *HP*[2] تکانه‌های نفت را شناسایی کرده و سپس با استفاده از الگوی *VAR* به این نتیجه می‌رسند که امارات و ایران بیشترین وابستگی را به نفت دارند در حالی که اندونزی و اکوادر کمترین وابستگی را دارا هستند. مهرگان و همکاران (۱۳۹۱) با ارتقای شاخص شوک‌های نرمالیزه

1- Blanchard & Quah
2- Hodrick-Prescott Filtering

شده به وسیله مدل *EGARCH* [1] و مدل چرخشی مارکف سه رژیمی، نشان دادند نامتقارنی تأثیرگذاری شوک‌های قیمتی نفت در گروه کشورهای *OECD* [2] و میزان تأثیرپذیری از شوک‌های قیمتی نفت در گروه کشورهای *OPEC* بیشتر است. همچنین در این مطالعه بیان کردند اگر شوک‌های قیمتی نفت بعد از دوره ثبات قیمتی در بازار رخ دهند، اقتصاد هر دو گروه از کشورها را بیشتر تحت تأثیر قرار خواهند داد.

صرفنظر از شیوه تصریح شوک‌ها، مطالعات تجربی نشان می‌دهند اولاً؛ شوک‌های قیمتی مثبت (منفی) نفت تأثیر مثبت (منفی) بر اقتصاد کشورهای صادرکننده و تأثیر منفی (مثبت) بر اقتصاد کشور وارد کننده دارند. دوماً؛ این تأثیر به صورت نامتقارن است. سوماً؛ شوک‌های قیمتی نفت عاملی مهم در نوسان متغیرهای کلان اقتصادی محسوب می‌شود.

تفاوت مطالعه حاضر با مطالعات داخلی در «تأکید بر شوک‌های قیمتی پیش‌بینی نشده و تغییرات رژیمی» است. بر اساس این تأکید، انتظار بر این است بتوان مکانیزم تأثیرگذاری شوک‌های قیمتی پیش‌بینی نشده نفت بر رشد اقتصادی کشور و شیوه انتقال آن از یک وضعیت به وضعیت‌های دیگر را به صورت دقیق‌تر بررسی کرد. موضوعی که در مطالعات داخلی تا به حال مورد توجه واقع نشده است.

٤- مدل‌های چرخشی مارکف

مدل‌های چرخش مارکف الگوی رفتاری، دگرگونی (تغییر وضعیت) در طی زمان را برای داده‌ها به صورت درون‌زا مدل‌سازی می‌کنند. در این مدل‌ها بر خلاف مدل‌های سنتی (مدل‌هایی که برای نشان دادن تغییرات ساختاری از متغیرهای مجازی [3] استفاده می‌کنند) امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت‌کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین حال در این مدل به صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری تعیین می‌شوند (فلاحی و هاشمی، ۱۳۸۹،

1- Exponential GARCH (EGARCH)
2- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)
3- Dummy Variables

۱۴۰). تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به عنوان یکی از ویژگی‌های این مدل‌ها لحاظ شود. همچنین این مدل‌ها فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌کند و قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درونزا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان است (ابونوری و عرفانی، ۱۳۸۷، ۱۶۱-۱۶۲). در حالت کلی برای بررسی ارتباط بین دو متغیر بر اساس مدل‌های چرخشی مارکف می‌توان یک حالت تعمیمی به صورت رابطه (۱) تعریف کرد (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱، ۴):

(۱)

$$y_t = c(s_t) + \sum_i^q \beta(s_t) X_t - q + \varepsilon_t(s_t)$$

تمامی عناصر سمت راست رابطه (۱) تابعی از متغیر رژیم یا وضعیت (s_t) است. s_t یک متغیر تصادفی گسسته و غیرقابل مشاهده است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند و می‌تواند K حالت به خود بگیرید. در رابطه (۲) هر یک از اجزا رژیمی می‌توانند به صورت غیررژیمی نیز ظاهر شوند که در این صورت با چندین مدل چرخشی متفاوت مواجه خواهیم بود.

در مدل‌های چرخشی مارکف، متغیر s_t قابل مشاهده نیست بنابراین نمی‌توان دقیقاً مشخص کرد در زمان t دقیقاً در کدام رژیم یا وضعیت قرار داریم اما می‌توان گفت احتمال اینکه در رژیم s_t باشیم، چقدر است. تعیین وضعیت s_t به وسیله توابع احتمال انتقالی یک فرآیند محدود (متناهی) K وضعیتی مارکف با گسستگی زمانی صورت می‌گیرد به این مفهوم که بر اساس زنجیره K وضعیتی مارکف، متغیر گسسته s_t تابعی از مقادیر گذشته خودش است که برای سادگی، فرض می‌شود زنجیره مارکف از نوع مرتبه اول است. با پیگیری این زنجیره، فرآیند ایجاد داده[1] *(DGP)* در مورد متغیر رژیم تکمیل می‌شود (رابطه (۲)).

(۲)

1- Data Generating Process (DGP)

$$s_t, i, j \in \{1,2,...K\}, P(s_t = j \mid s_{t-1} = i, \Omega_{t-1}) = P(s_t = j \mid s_{t-1} = i) = P_{ij}$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $K*K$، ماتریس احتمال انتقالات (P) به دست می‌آید که هر عنصر آن (P_{ij}) احتمال انتقال از وضعیت i به وضعیت j را نشان می‌دهد (رابطه (۳)).

(۳)

$$\begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} & \cdots & P_{k1} \\ P_{12} & P_{22} & \cdots & P_{k2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{1k} & P_{2k} & \cdots & P_{kk} \end{bmatrix}, \sum_{j=1}^{k} P_{ij} = 1 \ \forall i, j \in \{1، 2،...،K\}, 0 \le P_{ij} \le 1$$

روش مرسوم برای برآورد پارامترهای تصادفی در مدل‌های چرخشی مارکف حداکثر کردن تابع لگاریتم درستنمایی ($logL$) احتمال مشترک بین وقوع y_t و تمام s_tها نسبت به پارامترهای تصادفی است (مینگ کوان[1]، ۲۰۰۲، ۸-۱۳).

۵- الگوی تحقیق

۵-۱- تصریح شوک‌های قیمتی

با توجه به اینکه در اقتصاد ایران حاکمیت اقتصادی در اختیار دولت قرار داشته و برنامه بودجه هم معمولاً بر اساس پیش‌بینی دولت از قیمت جهانی نفت تنظیم می‌شود و اساس اینگونه پیش‌بینی‌ها عمدتاً تغییرات قیمتی نفت در یک سال گذشته آن است بنابراین -همان‌طور که قبلاً ذکر شد- استفاده از تصریح افزایش خالص قیمت نفت[2] ($NOPI$) ارائه شده توسط همیلتون (۱۹۹۶) با هدف این مطالعه سازگارتر است، چراکه صرفاً تغییراتی را

1- Ming Kuan
2- Net Oil Price Increase

شوک فرض می‌کند که در یک سال (چهار فصل) گذشته آن تجربه نشده‌اند. به‌عبارت دیگر، اگر تصمیمات اقتصادی بر اساس پیش‌بینی‌های صورت گرفته طبق تغییرات قیمتی یک سال (چهار فصل) گذشته اتخاذ شود در صورت افزایش قیمت نفت به مقداری بیشتر از حداکثر قیمت‌ها در چهار فصل گذشته (وقوع شوک پیش‌بینی نشده)، بیشتر این تصمیمات در فرآیند اجرا، دچار تعدیلات اساسی خواهند شد (رابطه (۴)).

(۴)

$$NOPI_t = MAX(O\ ,(OILP_t - MAX(OILP_{t-1},...OILP_{t-4}))$$

بر اساس مطالعات تجربی در کشورهای صادرکننده نفت همچون ایران که وابستگی شدید به نفت دارند، برخلاف کشورهای واردکننده، شوک‌های کاهشی نفت بر اقتصاد به شدت اثر می‌گذارند بنابراین می‌توان با الهام از کار همیلتون، شاخص کاهش خالص قیمت نفت ($NOPD$) را به‌صورت رابطه (۵) تعریف کرد:

(۵)

$$NOPD_t = MIN(O\ ,(OILP_t - MIN(OILP_{t-1},...OILP_{t-4}))$$

با توجه به توضیحات فوق در این مطالعه، شاخص‌های کاهش و افزایش خالص قیمت نفت به ترتیب به‌عنوان شوک‌های پیش‌بینی نشده منفی و مثبت قیمتی نفت در نظر گرفته شدند.

۵-۲- داده‌ها و تبیین الگو

در این پژوهش از داده‌های فصلی تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ و قیمت‌های اسمی سبد نفتی اپک طی دوره زمانی ۱۳۶۷,۱-۱۳۸۹,۴ برای محاسبه رشد اقتصادی و شوک‌های قیمتی نفت استفاده شده است. نرخ رشد اقتصادی در این مطالعه به‌صورت رابطه (۶) محاسبه شده است:

(۶)

$$RY_t = LOG\,(GDP)_t - LOG\,(GOP_{t-1})$$

به پیروی از مطالعات تجربی مدلی که برای بررسی تأثیر انواع شوک‌ها بر تولید در نظر گرفته شده به‌صورت رابطه (۷) است:

(۷)

$$Ry_t = c(s_t) + \sum_i^q \alpha_i(s_t) Ry_{t-p} + \ldots + \sum_i^q \beta_j(s_t) X_{t-q} + \varepsilon_t(s_t)$$

که در آن؛ s_t ، X_t و Ry_t به ترتیب نشان‌دهنده متغیر وضعیت، متغیر مستقل (که به‌عنوان شوک‌های منفی و مثبت نظر گرفته می‌شود) و درصد رشد اقتصادی است.

با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده در این مطالعه فصلی است، برای آزمون ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد فصلی هجی[1] $(HEGY)$ استفاده شده است. حالت کلی معادله رگرسیونی این آزمون به صورت رابطه (۸) است:

(۸)

$$y_{۴t} = \sum_{i=۱}^{۴} \mu_i D_{it} + \gamma_t + \pi_۱ y_{۱,t-۱} + \pi_۲ y_{۲,t-۱} + \pi_۳ y_{۳,t-۲} + \pi_۳ y_{۳,t-۱} + \varepsilon_i \qquad t = ۱,۲,\ldots,T$$

که در آن؛ $y_{۱,t} = (۱ + L + L^۲ + L^۳) y_t$ ، $y_{۲,t} = (-۱ + L - L^۲ + L^۳) y_t$ ، $y_{۳,t} = (-۱ + L^۲) y_t$ ، $y_{۴,t} = \Delta_۴ y_t = y_t - y_{t-۴}$ (در این روابط L عملگر وقفه است)، t روند زمانی و D_{it} متغیر مجازی برای تفکیک فصول است (به عنوان مثال، مقدار D_{1t} در فصل اول برابر یک و برای بقیه فصول برابر صفر است). اگر در رابطه برآوردی فوق $\pi_1 = 0$ باشد، سری y_t دارای ریشه واحد غیرمتناوب[2]، اگر $\pi_۲ = ۰$ باشد سری y_t دارای ریشه واحد در تناوب نیم سالانه[3]، اگر $\pi_۳ = \pi_۴ = ۰$ باشد سری y_t دارای ریشه واحد در تناوب سالانه[4] (ریشه واحد مجازی[5]) و اگر $\pi_۲ = \pi_۳ = \pi_۴ = ۰$ باشد سری y_t

1- HEGY Seasonal Unit Root Tests (Hylleberg, Engle, Granger & Yoo (1990))
2- Unit Roots at the Zero Frequency ((Non Seasonal Unit Root))
3- Unit Roots at the Semi-Annual Frequency (Semi- Annual Unit Root)
4- Unit Roots at the Annual Frequency (Annual Unit Root))
5- Complex Unit Roots

دارای ریشه واحد فصلی[1] است. با توجه به اینکه برای نامانایی یکسری زمانی، وجود یک نوع ریشه واحد اعم از متناوب و غیر متناوب کافی است از این رو می‌توان به جای ۵ فرض یادشده ۳ فرض کلی زیر را در نظر گرفت:

۱- فرض کلی وجود ریشه واحد سالانه $\pi_3 = \pi_4 =$ ۰

۲- فرض کلی وجود ریشه واحد فصلی $\pi_2 = \pi_3 = \pi_4 =$ ۰

۳- فرض کلی وجود ریشه واحد فصلی و غیر متناوب $\pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 =$ ۰

جدول (۱)- نتایج آزمون ریشه واحد فصلی *HEGY*

متغیر	آزمون	F محاسباتی	F بحرانی	نتیجه
NOPI	$F_{1,2,3,4}$	۲۹/۱٤۲٦	٦/٤۷۰۰	عدم وجود ریشه واحد فصلی و غیر متناوب
	$F_{2,3,4}$	۳۲/۳٥۷٥	٥/۹۹۰۰	عدم وجود ریشه واحد فصلی
	$F_{3,4}$	۳۰/٤۳۰٥	٦/٦۰۰۰	عدم وجود ریشه واحد سالانه
NOPD	$F_{1,2,3,4}$	۲٦/۷٦۰۱	٦/٤۷۰۰	عدم وجود ریشه واحد فصلی و غیر متناوب
	$F_{2,3,4}$	۲۹/۱۳۰٦	٥/۹۹۰۰	عدم وجود ریشه واحد فصلی
	$F_{3,4}$	۲۳/۷٤۹۸	٦/٦۰۰۰	عدم وجود ریشه واحد سالانه
Ry	$F_{1,2,3,4}$	۲٤/۲۳۱٦	٦/٤۷۰۰	عدم وجود ریشه واحد فصلی و غیر متناوب
	$F_{2,3,4}$	۲٥/٥٤۰۷	٥/۹۹۰۰	عدم وجود ریشه واحد فصلی
	$F_{3,4}$	۲٤/٥۳۳٥	٦/٦۰۰۰	عدم وجود ریشه واحد سالانه

ملاحظات: آزمون ریشه واحد *HEGY* در حالت با عرض از مبدأ، متغیر مجازی فصلی و با متغیر روند در سطح معنی داری ۵ درصد صورت گرفته است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

اگر هر سه فرض یادشده رد شوند، سری زمانی مورد نظر (y_t) فاقد هرگونه ریشه واحد اعم از متناوب و غیر متناوب خواهد بود. البته اگر هر یک از این فروض پذیرفته شود، باز به راحتی می‌توان به نوع ریشه واحد سری زمانی پی برد. برای آزمون فروض فوق از آماره F استفاده می‌شود ولی آماره F محاسباتی بجای مقادیر بحرانی جدول توزیع F معمولی با

1- Unit Roots at the Seasonal Frequency (Seasonal Unit Root)

مقادیر بحرانی جدول آماره F آزمون $HEGY$ که توسط گیسلز و همکاران[1] (۱۹۹۴) ارائه شده است، مقایسه می‌گردد. بر اساس نتایج آزمون $HEGY$ در جدول (۳)، متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق فاقد هر گونه ریشه واحد متناوب و غیرمتناوب هستند.

٦- برآورد الگو و تحلیل نتایج

در مدل‌های چرخشی مارکف مهم‌ترین کار، تعیین تعداد بهینه رژیم‌هاست. برای تعیین تعداد بهینه رژیم‌ها در مدل چرخشی مارکف، با توجه به وجود پارامترهای مزاحم[2](احتمال انتقالات) در فرضیه صفر، آزمون LR دارای توزیع استاندارد نخواهد بود که این امر سبب می‌شود تا نتوان از این آزمون برای تعیین رژیم بهینه استفاده کرد (کرولزیگ[3]، ۱۹۹۷: ۱۴۴). برای حل این مشکل برخی از محققان مثل هانسن[4] (۱۹۹۶،۱۹۹۲) و گارسیا[5] (۱۹۹۸) نحوه تعیین نوع آزمون LR برای تعیین تعداد بهینه رژیم را در موارد خاصی از مدل چرخشی مارکف ارائه کرده‌اند، اما این روش‌ها قابلیت استفاده برای تمام موارد را ندارند (فلاحی وهاشمی دیزج، ۱۳۸۹: ۱۴۷) چراکه این آزمون نیازمند محاسبات بوده و تنها به صورت محدود در مورد توزیع مجانبی آزمون استاندارد LR ارائه شده است و برای سیستم‌های برداری نیز غیرعملی هستند. همچنین این آزمون‌ها در عمل گرایش به کمتر از اندازه محاسبه شدن داشته و از قدرت کم برخوردار هستند (کرولزینگ، ۲۰۰۱، ۳۵۷). علاوه بر آزمون LR، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی همچون AIC نیز برای تعیین تعداد رژیم‌ها استفاده کرد. مطالعه ساراداکیس و اسپاگنولو[6] (۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به اندازه 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 (برقی اسگویی و شهابززاده خیاوی، ۱۳۹۳، ۸۰). به طور خلاصه در عمل علاوه بر آزمون LR هانسن (۱۹۹۶،۱۹۹۲) و گارسیا (۱۹۹۸)، تعداد وقفه رژیم‌ها بر اساس معیار AIC و قضاوت محققان بر اساس آزمون‌های تشخیص و نمودارها مشخص

1- Ghysels *et al*
2- Nuisance Parameter
3- Krolzig
4- Hansen
5- Garcia
6- Saradakis and Spagnolo

می‌شود (فلاحی[1]، ۲۰۱۱، ۴۱۶۷). همچنین در مدل چرخشی مارکف برای انتخاب نوع مدل از معیار *AIC* و بررسی عدم وجود خود همبستگی و ناهمسانی واریانس به ترتیب از آزمون پورتمن[2] و *ARCH* استفاده می‌شود (مهرگان و همکاران، ۱۳۹۱، ۱۲). در این مطالعه، برای برآورد مدل چرخشی مارکف ابتدا تابع حداکثر درستنمایی بر اساس توزیع نرمال شکل گرفته و سپس از الگوریتم عددی *BFGS*[3] برای حداکثرسازی تابع لگاریتم درستنمایی *(logL)* نسبت به پارامترهای تابع استفاده شده است. بر اساس مطالب گفته شده، نتایج کلیه آزمون‌ها و برآوردهای مربوط به شوک‌های منفی و مثبت پیش‌بینی نشده در جدول (۲) آورده شده است.

در جدول (۲) بر اساس نتایج آزمون *LR* (گارسیا، ۱۹۹۸) در بررسی تأثیر شوک‌های قیمتی نفتی بر رشد اقتصادی، مدل‌های چرخشی مارکف بر مدل‌های خطی برتری داشته و مدل سه رژیمی بر مدل دو رژیمی ترجیح دارد. نتایج آزمون پورتمن نشان می‌دهد انتخاب وقفه‌ها بر اساس حداقل مقدار معیار *AIC* درست صورت گرفته است. در مجموع برآیند این آزمون‌ها؛ انتخاب مدل *MSI(3)-ARX(5,7)* برای شوک‌های مثبت ($X = NOPI_t$) و مدل *MSIH(3)-ARX(4,9)* برای شوک‌های منفی ($X = NOPD_t$) بود.

در جدول (۲)، تفاوت مقادیر متغیر وضعیت (عرض از مبدأ) در رژیم‌های مختلف نشان می‌دهد رشد اقتصادی در برخورد با شوک‌های پیش‌بینی نشده در یک سال قبل آن از سه الگوی رفتاری متفاوت پیروی می‌کند. در هر دو مدل برآورد شده بر اساس مقادیر عرض از مبدأ در رژیم‌های مختلف می‌توان گفت رژیم صفر، یک و دو به ترتیب نشان‌دهنده رشد اقتصادی پایین، متوسط و بالا هستند. همچنین براساس مجموع ضرایب شوک‌ها ($\sum_i^q \beta_j$)؛ شوک‌های مثبت قیمت نفت، تأثیر مثبت و شوک‌های منفی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارند. علاوه بر این، تأثیر شوک‌های منفی بیشتر از شوک‌های مثبت است به طوری که مجموع ضرایب مربوط به شوک‌های مثبت در معادله مربوط به $X = NOPI_t$ و شوک‌های منفی در معادله مربوط به $X = NOPD_t$ به ترتیب برابر با ۰/۰۰۲۸ و ۰/۰۰۳۳-است، این نشان می‌دهد شوک‌های خالص هم اندازه منفی و مثبت قیمت نفت اثرات نامتقارنی بر رشد اقتصادی کشور دارند.

جدول (۲)- نتایج آزمون‌ها و برآورد مدل‌ها

1- Fallahi
2- Portmanteau Test
3- Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS) Algorithm

متغیر مستقل		شوک‌های مثبت $(X = NOPI_t)$		شوک‌های منفی $(X = NOPD_t)$	
مدل		*MSI(3)-ARX(5,7)*		*MSIH(3)-ARX(4,9)*	
Log-likelihood		۱٦٤/۸٦۹۸		-۲۸۱/۲۹۹۳	
معیار *AIC*		-۳/٤٦٦۷		-۳/۳۸۹۱	
آزمون ها		آماره χ^2	سطح معنی داری	آماره χ^2	سطح معنی داری
خطی بودن (*LR*)		۲۵/۸۰۳	*۰/۰۰۰۰	۲۸/٦۵۰	*۰/۰۰۱٤
آزمون دو رژیمی در مقابل سه‌رژیمی		۲۸/٤۰۳	*۰/۰۰۰۰	۳٤/۹۳۵	*۰/۰۰۰۰
خودهمبستگی پورتمن		۹/۸۱۲۵	۰/۱۹۹٤	۱۰/۹۸۵٤	۰/۱۱٤۳
ناهمسانی واریانس *ARCH*		۰/۱۲٦٤	۰/۷۲۳٤	۰/۲۵۵۳	۰/٦۱۵٤
متغیرها		ضرایب	آماره *t*	ضرایب	آماره *t*
عرض از مبدأ	رژیم ۰	-۰/۱۱۸۲	*-۱۲/۷	-۰/۰۲۹٦	*-۳/۸۰
	رژیم ۱	۰/۰۰۱۸	۰/۲۰٦	۰/۰۲۰۹	*٤/۷۵
	رژیم ۲	۰/۰۵۷۲	*٦/۰۵	۰/۰۵۹٦	*۸/۰۵
انحراف معیار	رژیم ۰	۰/۰۱۷۱	*٦/٤۷	۰/۰۳۰۹	*۳/۸۷
	رژیم ۱			۰/۰۰۵۸	*۳/۷۷
	رژیم ۲			۰/۰۵۹٦	*٤/۸۹
Ry_{t-1}		-۰/۷۲۷۲	*-۷/۱۸	-۰/۲۲۷۹	*-۳/۵۱
Ry_{t-2}		-۰/۳۹۱٦	*-٤/۰۱	-۰/٤۰۰۷	*-۹/۹۵
Ry_{t-3}		-۰/۳۸۲۱	*-٤/۳۸	-۰/۲۷۲۷	*-٤/۰۵
Ry_{t-4}		۰/۵٤۷٦	*٦/۰۱٦	۰/۵۹۸۰	*۱۱/۹
Ry_{t-5}		۰/۳۱٦۵	*۳/٦٦		
X_{t-1}		-۰/۰۰۱۱	**-۲/۰۹	-۰/۰۰۱۰	*-۳/۳۰
X_{t-2}		-۰/۰۰۱۷	*-۳/٦۰	-۰/۰۰۰۹	-۰/٤٤۲
X_{t-3}		-۰/۰۰۰۵	-۰/۹٦٤	-۰/۰۰۰۱	-۰/۱۱۹
X_{t-4}		۰/۰۰٤۸	*۱۰/۵	۰/۰۰۱۹	*۸/۲۳
X_{t-5}		۰/۰۰۱٤	*۲/۷۱	-۰/۰۰۳٤	*-٤/۵۱
X_{t-6}		-۰/۰۰۰٤	-۰/۷۵۸	۰/۰۰۱٤	*۵/۳۹
X_{t-7}		۰/۰۰۰۳	۰/٦۳۵	-۰/۰۰۱۰	*-٤/٦۲
X_{t-8}				۰/۰۰۰۹	*۸/۵۰
X_{t-8}				-۰/۰۰۱۰	*-۳/٤۱
$\sum_{j}^{q}\beta_j$		۰/۰۰۲۸		-۰/۰۰۳۳	

ملاحظات: * و ** به ترتیب نشان‌دهنده‌ی سطح معنی‌داری در احتمال ۱٪، ۵ ٪ را نشان می‌دهند.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

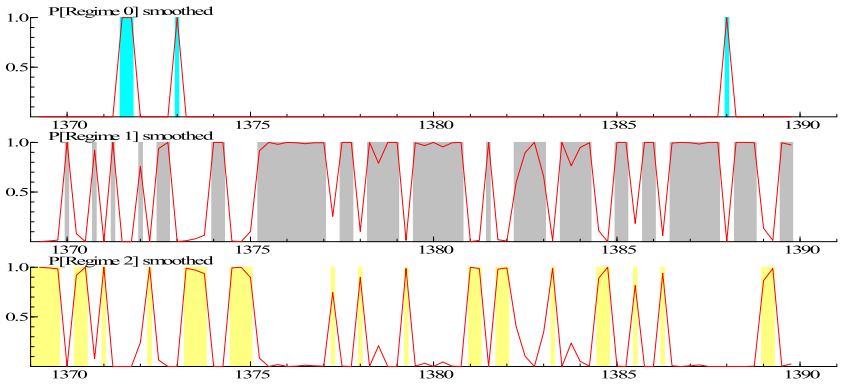
یکی از خروجی‌های مهم مدل‌های چرخشی مارکف، احتمال انتقالات بین رژیمی و ویژگی‌های رژیمی (دوام و احتمالات انباشته) است که اطلاعات مفیدی را در بررسی ارتباط بین متغیرها حاصل می‌کنند. احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیمی مربوط به مدل‌های براورد شده در تحقیق در جدول (۳) آورده شده است.

جدول (۳)- نتایج احتمال انتقالات و ویژگی‌های رژیمی مربوط به مدل‌های برآورد شده

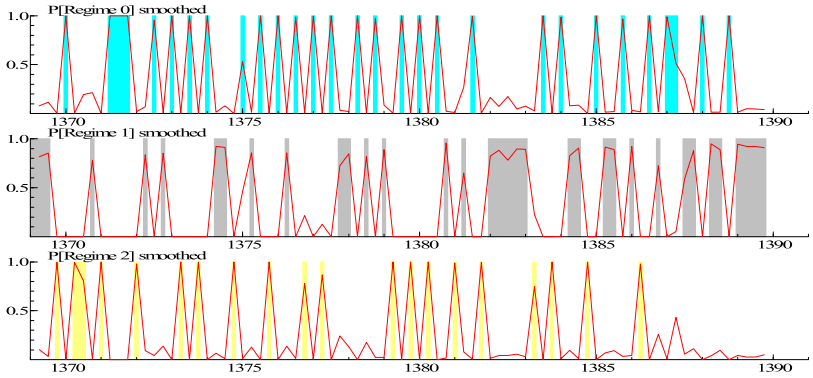
متغیر مستقل		شوک‌های مثبت $(X = NOPI_t)$			شوک‌های منفی $(X = NOPD_t)$		
مدل		*MSI(3)-ARX(5,7)*			*MSIH(3)-ARX(4,9)*		
احتمال انتقالات		زمان t			زمان t		
		رژیم ۰	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۰	رژیم ۱	رژیم ۲
زمان $t+1$	رژیم ۰	۰/۲۴۷۰	۰/۰۵۹۱	۰/۰۰۰۰	۰/۱۱۱۴	۰/۳۴۹۹	۰/۷۴۶۹
	رژیم ۱	۰/۴۳۵۱	۰/۶۵۷۴	۰/۵۶۶۵	۰/۴۵۵۷	۰/۳۹۰۴	۰/۱۹۹۵
	رژیم ۲	۰/۳۱۷۹	۰/۲۸۳۵	۰/۴۳۳۵	۰/۴۳۲۹	۰/۲۵۹۷	۰/۰۵۳۵
ویژگی رژیمی	متوسط دوام	۱/۳۳	۲/۸۹	۱/۶۹	۱/۱۲	۱/۷۰	۱/۰۵
	احتمال تجمعی	۰/۰۴۸۲	۰/۶۲۶۵	۰/۳۲۵۳	۰/۳۴۹۴	۰/۴۰۹۶	۰/۲۴۱۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نمودارهای (۱) و (۲) نشان‌دهنده احتمال وقوع رژیم‌های مختلف رشد اقتصادی طی زمان بر اثر وقوع شوک‌های مثبت و منفی قیمتی نفت هستند.



نمودار (۱) سری احتمال وقوع رژیم‌های مختلف رشد اقتصادی بر اثر وقوع شوک‌های مثبت قیمتی نفت



نمودار (۲) سری احتمال وقوع رژیم‌های مختلف رشد اقتصادی بر اثر وقوع شوک‌های منفی قیمتی نفت

احتمال انتقالات نشان می‌دهند در صورتی که در زمان t در رژیم i قرار بگیریم، احتمال اینکه در زمان $t+1$ در رژیم j قرار بگیریم، چقدر است. همچنین احتمالات تجمعی نشان می‌دهند هر رژیم چند درصد از دوره زمانی مورد مطالعه را شامل می‌شود. به عبارت دیگر، احتمالات تجمعی، احتمال حادث شدن هر یک از رژیم‌ها را در دوره جاری، قطع نظر از اینکه در دوره گذشته در رژیم صفر یا یک و یا دو باشیم را نشان می‌دهد. دوره دوام نیز نشان‌دهنده متوسط دوره‌ای است که طول می‌کشد تا از رژیمی به رژیم دیگر تغییر وضعیت دهیم (همان، ۱۳).

بر اساس ماتریس انتقال احتمالات مربوط به معادله $X=NOPI$ در جدول (۳)، اگر اقتصاد کشور در زمان t در شرایط رشد اقتصادی پایین قرار گیرد با وقوع یک شوک خالص مثبت قیمتی نفت به احتمال ۰/۲۴۷۰ در زمان $t+1$ در همان وضعیت قرار گیرد و به احتمال ۰/۴۳۵۱ در رشد اقتصادی متوسط و به احتمال ۰/۳۱۷۹ در وضعیت رشد اقتصادی بالا قرار خواهد گرفت. همچنین اگر اقتصاد در زمان t در رشد اقتصادی متوسط قرار گیرد با ایجاد یک شوک مثبت قیمتی نفت به احتمال ۰/۶۵۷۴ در زمان $t+1$ در همان وضعیت باقی می‌ماند و به احتمال ۰/۲۸۳۵ به وضعیت رشد اقتصادی بالا و تحت تأثیر سایر عوامل نامساعد به احتمال ۰/۰۵۹۱ به وضعیت رشد اقتصادی پایین چرخش می‌کند. نهایتاً اینکه اگر در زمان t اقتصاد

در وضعیت رشد اقتصادی بالا قرار گیرد به واسطه همین شوک‌ها در زمان $t+1$ فقط ۰/۴۳۳۵ احتمال دارد اقتصاد در همان وضعیت باقی بماند و به احتمال ۰/۵۶۶۵ تحت تأثیر سایر عوامل نامساعد به وضعیت رشد اقتصادی متوسط چرخش خواهد کرد. نکته دیگری که ماتریس انتقال احتمالات در مورد شوک‌های مثبت نفتی نشان می‌دهد، تمایل بیشتر اقتصاد برای انتقال از وضعیت‌های رژیم صفر و دو به وضعیت یک در مقایسه با تمایل به ثبات در رژیم صفر و دو است، اما تمایل به ثبات در رژیم یک (وضعیت رشد اقتصادی متوسط) نسبت به تمایل برای انتقال به وضعیت‌های دیگر بسیار بیشتر است. در واقع شوک‌های خالص مثبت قیمت نفت با تأثیری که بر رشد اقتصادی دارند (۰/۰۰۲۸)، می‌توانند رشد اقتصادی ایران را از وضعیت رشد اقتصادی پایین خارج ساخته و آنها را به وضعیت‌های رشد اقتصادی متوسط و بالا انتقال دهند ولی چندان قادر نیستند وضعیت رشد اقتصادی بالا را در اقتصاد ایران حفظ کنند و صرفاً تداوم وضعیت رشد اقتصادی متوسط را در ایران تضمین خواهند کرد. دوره دوام ۲/۸۹ فصلی این رژیم نسبت به دوره دوام ۱/۳۳ و ۱/۶۹ فصلی رژیم صفر و دو مؤید این مطلب است. ضمن اینکه بر اساس احتمالات انباشته در ۶۲/۶۵ درصد دوره‌ی مورد مطالعه این اتفاق رخ داده است در حالی که رژیم صفر و رژیم دو به ترتیب ۴/۱۲ و ۳۲/۵۳ درصد دوره موردنظر را شامل می‌شوند.

بر اساس ماتریس انتقال احتمالات مربوط به معادله $X=NOPD$ بر اساس جدول (۳) اگر اقتصاد کشور در زمان t در شرایط رشد اقتصادی بالا قرار گیرد با وقوع یک شوک خالص منفی قیمتی نفت، ۰/۰۵۳۵ احتمال دارد که در زمان $t+1$ اقتصاد وضعیت رشد اقتصادی بالای خود را حفظ کند، به احتمال ۰/۱۹۹۵ به وضعیت رشد اقتصادی متوسط و به احتمال ۰/۷۴۶۹در رشد اقتصادی پایین قرار خواهد گرفت. اگر در زمان t، اقتصاد در رشد اقتصادی متوسط قرار گیرد با ایجاد یک شوک منفی قیمتی نفت به احتمال ۰/۳۹۰۴در زمان $t+1$ در همان وضعیت باقی می‌ماند و به احتمال۰/۳۴۹۹ به وضعیت رشد اقتصادی پایین چرخش خواهد کرد. البته تحت سایر عوامل مساعد نیز ۰/۲۵۹۷ احتمال دارد اقتصاد ایران در وضعیت رشد اقتصادی بالا قرار گیرد. همچنین اگر اقتصاد در زمان t

در وضعیت رشد اقتصادی پایین قرار گیرد، شوک منفی به احتمال ۰/۱۱۱۴ در زمان $t+1$ اقتصاد را در همان وضعیت نگه خواهد داشت و به احتمال ۰/۴۵۵۷ و ۰/۴۳۲۹ تحت سایر عوامل به ترتیب اقتصاد در وضعیت‌های رشد اقتصادی متوسط و بالا قرار خواهد گرفت. به طور کلی بر اساس ماتریس احتمالات فوق می‌توان گفت به احتمال زیاد شوک‌های منفی قیمتی پیش‌بینی نشده نفت منجر به انتقال اقتصاد از وضعیت رشد اقتصادی بالا به پایین می‌شوند اما قادر نیستند اقتصاد ایران را بیشتر در شرایط رشد پایین نگه دارند. همچنین در وضعیت رشد اقتصادی متوسط این شوک‌ها به احتمال زیاد مانع از بهبود وضعیت رشد اقتصادی خواهند شد. در نتیجه اقتصاد در وضعیت رشد اقتصادی متوسط به تعادل می‌رسد. البته دوره دوام بیشتر رژیم یک (۱/۷ فصل) نسبت به رژیم صفر (۱/۱۲ فصل) و رژیم دو (۱/۰۵ فصل) گواه بر این موضوع است. از طرف دیگر به عنوان شاهد تجربی در ۴۰/۹۶ درصد دوره مورد مطالعه نیز چنین اتفاقی رخ داده است. در مقابل ۳۴/۹۴ درصد دوره مورد مطالعه مربوط به رژیم صفر و ۲۴/۱۰ درصد هم مربوط به رژیم دو است.

۷- نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

در این مطالعه بنا به نقش شوک‌های پیش‌بینی نشده قیمتی نفت در شکل‌گیری فرایند اقتصادی کشور و همچنین وجود تغییرات ساختاری متعدد در اقتصاد ایران و در نتیجه تحول ارتباط بین متغیرهای اقتصادی و تحولات بازارهای جهانی نفت در طی زمان، اثرات نامتقارن شوک‌های پیش‌بینی نشده قیمتی نفتی بر رشد اقتصادی کشور با رویکرد مدل‌های چرخشی مارکف دنبال شد به طوری که در این مطالعه برای تفکیک شوک‌ها از تصریحات شوک‌های خالص قیمت نفت ارائه شده توسط همیلتون (۱۹۹۶) استفاده شد.

نتایج حاصل از برآورد مدل‌های چرخشی مارکف نشان داد شوک‌های منفی و مثبت پیش‌بینی نشده قیمت نفت در طی زمان، تحت سه الگوی متفاوت رشد اقتصادی را متأثر می‌کند و تأثیر شوک‌های منفی قیمتی بیشتر از تأثیر شوک‌های مثبت هم اندازه است بنابراین تأثیر شوک‌های پیش‌بینی نشده قیمتی نفت بر رشد اقتصادی نامتقارن است.

همچنین بر اساس ماتریس احتمال انتقالات بین رژیمی و دوره دوام رژیم‌ها، بروز شوک‌های پیش‌بینی نشده مثبت قیمتی نفت باعث می‌شوند تمایل انتقال اقتصاد از وضعیت رشد اقتصادی پایین به وضعیت‌های دیگر در مقایسه با تمایل به ثبات در همان وضعیت بیشتر باشد ولی این شوک‌ها قادر نیستند وضعیت رشد اقتصادی بالا را حفظ کنند نهایتاً این شوک‌ها می‌توانند منجر به وضعیت رشد اقتصادی متوسط و تداوم آن شوند. در مقابل شوک‌های منفی پیش‌بینی نشده زیاد قادر نیستند در وضعیت رشد اقتصادی پایین مانع از بهبود وضعیت رشد اقتصادی شوند ولی می‌توانند مانع تداوم وضعیت رشد اقتصادی بالا و در نتیجه انتقال آن به وضعیت‌های رشد اقتصادی پایین شوند. با این حال اقتصاد ایران قادر است با وجود شوک‌های منفی قیمتی نفت در وضعیت رشد اقتصادی متوسط قرار گیرد و این وضعیت را نیز حفظ کند.

از آنجا که در تنظیم بودجه کشور معمولاً تحولات قیمتی نفت در یک سال گذشته مورد توجه قرار می‌گیرند به دنبال بروز شوک‌های منفی پیش‌بینی نشده، درآمدهای نفتی محقق نمی‌شوند و به دلیل عدم انعطاف‌پذیری هزینه‌های جاری برای کاهش، عمدتاً هزینه‌های عمرانی که به منزله تشکیل سرمایه در اقتصاد هستند، کاهش می‌یابند اما به دنبال بروز شوک‌های مثبت پیش‌بینی نشده و ایجاد مازاد درآمدهای نفتی معمولا هزینه‌های جاری دولت افزایش پیدا می‌کند که اثرات مثبت مقطعی در اقتصاد دارند. عمدتاً به این خاطر است که شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی تأثیر کمتری بر اقتصاد دارند. بنابراین با توجه به این امر که اقتصاد در هر لحظه از زمان در چه رژیمی قرار دارد، باید درآمدهای نفتی مازاد بر مقدار پیش‌بینی شده مدیریت شود به طوری که در رژیم رشد اقتصادی بالا، تاجایی که امکان دارد باید از تزریق درآمدهای نفتی مازاد بر مقدار پیش‌بینی شده بر اقتصاد خودداری شود. در عوض از این مازاد درآمدها در حالت رژیم رشد اقتصادی پایین برای تقویت اقتصاد و همچنین هنگام بروز شوک‌های منفی پیش‌بینی نشده، برای جبران مقدار تحقق نیافته درآمدها استفاده شود تا اثرات منفی شوک‌های منفی قیمتی نفت بر اقتصاد حداقل شود. در کنار همین امر قیمت‌های تعدیل شده‌تر و کمتری از قیمت نفت را در برنامه‌ریزی‌های خود لحاظ کند. با این سیاست، اندازه شوک‌های منفی برای دولت ایران

کوچک‌تر خواهد بود و اقتصاد کشور کمتر از اثرات این نوع شوک‌ها متضرر خواهد شد و متقابلاً اندازه شوک‌های مثبت برای کشور ایران افزایش خواهد داشت و اقتصاد بیشتر از اثرات مطلوب آنها برخوردار خواهد بود.

۸- منابع

الف) فارسی

۱- آرمن، سیدعزیز و زارع، روح‌الله(۱۳۸۸)، «مصرف انرژی در بخش‌های مختلف اقتصادی و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت براساس روش تودا و یاماموتو"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره۲۱، صص۶۷-۹۲.

۲- ابراهیمی، محسن و قنبری، علیرضا (۱۳۸۸)، «پوشش ریسک نوسانات درآمدهای نفتی با استفاده از قراردادهای آتی در ایران»، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۳ (پیاپی۳۴)، صص ۱۷۳-۲۰۴.

۳- ابریشمی حمید، مهرآرا محسن، غنیمی فرد حجت ا... و کشاورزیان، مریم (۱۳۸۷)، «اثرات نامتقارن قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای *OECD*»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۳، شماره ۴، صص ۱-۱۶.

۴- ابونوری، اسماعیل و عرفانی، علیرضا. (۱۳۸۷)، «الگوی چرخشی مارکف و پیش بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک»، *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۳، پیاپی ۳۰، صص۱۵۳-۱۷۴.

۵- اسگویی، محمدمهدی برقی و شهباززاده، اتابک. (۱۳۹۳)، «بررسی رابطه‌ی علی قیمت نفت خام و طلا؛ با تأکید بر رویکرد غیرخطی مارکوف سوئیچینگ»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، جلد ۱۰، شماره ۴۰ ، صص ۳۹-۶۴.

۶- جهادی، محبوبه، علمی، زهرا (۱۳۹۰)، «تکانه‌های قیمت نفت و رشد اقتصادی (شواهدی از کشورهای عضو اپک)»، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره دوم، صص۱۲-۴۰.

۷- دلاوری، مجید، شیرین‌بخش، شمس اله، دشت‌بزرگی، زهرا (۱۳۸۷)، «بررسی تاثیر قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از هم‌گرایی نامتقارن»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال پنجم، شماره ۱۸، صص ۶۵-۸۰

۸- صمدی، سعید، یحیی ابادی، ابوالفضل و معلمی، نوشین (۱۳۸۸)، «تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هفدهم، شماره ۵۲، صص ۵-۲۶..

۹- طیب نیا، علی و قاسمی، فاطمه (۱۳۸۵)، «نقش تکانه‌های نفتی در چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران»، *پژوهش‌نامه بازرگانی*، سال ششم، شماره ۲۳، صص ۴۹-۸۰.

۱۰- فلاحی، فیروز و هاشمی دیزجی، عبدالرحیم (۱۳۸۹)، «رابطه علیت بین *GDP* و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکف سوئیچینگ»، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هفتم، شماره ۲۶، صص ۱۳۱-۱۵۲.

۱۱- مهرآرا، محسن و کیخا، علیرضا (۱۳۸۷)، «نهادها، نفت و رشد اقتصادی در کشورهای متکی به نفت: روش پانل هم انباشتگی طی دوره ۱۹۷۵-۲۰۰۵»، *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۵، شماره ۴، صص ۵۵-۷۹..

۱۲- مهرآرا، محسن و نیکی اسکویی، کامران (۱۳۸۵)، «تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی»، *پژوهش‌نامه بازرگانی*، شماره ۴۰، صص ۳۲-۶۳..

۱۳- مهرگان، نادر، حقانی، محمود و سلمانی، یونس (۱۳۹۱)، «تأثیر نامتقارن شوک‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی گروه کشورهای *OECD* و *OPEC* با تاکید بر محیط شکل‌گیری شوک‌ها و تغییرات رژیمی»، *فصل‌نامه مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۱۹، صص ۱-۱۸.

ب) انگلیسی

1- Ang, A. & Bekaert, G. (2003), "How do Regimes Affect Asset Allocation?", NBER Working Papers 10080, National Bureau of Economic Research, Inc.

2- Chen, S.S. & Hsu, K.W. (2012), "Reverse globalization: Does high oil price volatility discourage international trade?", *Energy Economics*, vol. 34, Issue 5, pp 1634–1643.

3- Cologni, M. & Manera, M. (2009), "The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: a Markov-Switching Analysis for the G-7 Countries", *Economic Modelling*, vol.26, pp.1-29.
4- Elmi, Z., Jahadi, M. (2011), "Oil Price Shocks and Economic Growth: Evidence from OPEC and OECD", *Australian Journal of Basic and Applied Sciences*, vol. 5(6), pp. 627-635.
5- Fallahi, F. (2011) "Causal relationship between energy consumption (EC) and GDP:A Markov switching (MS) causality", *Journal of Energy*, vol. 35, pp. 4165-4170.
6- Farzanegan, M.R. & Markwardt, G. (2008), "the Effects of Oil Price Shocks on the Iranian Economy", *Eenergy Economics*, vol. 31, pp.134-151.
7- Garcia R. (1998), "Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models", *Journal of International Economic Review*, vol. 39, pp.763-88.
8- Ghysels, E. (1994), "On the Economics and Econometrics of Seasonality", *In Advances in Econometrics*, 6'th World Congress, vol. I, Edit. by C.A. Sims, Cambridge University Press.
9- Gylfason, T. (2001), "Natural Resourses, Education and Economic Development", *European Economic Review*, vol.45, pp.847-859.
10- Hamilton, J.D. (1983), "Oil and The Macroeconomy Since World War II", *Journal of Political Economy*, vol.91, pp.228–248.
11- Hamilton, J.D. (1996), "This is What Happened to the Oil Price-Macro Economy Relation Ship?", *Journal of Monetary Economics*, vol.38, pp.215-220.
12- Hamilton, J.D. (2003), "What Is an Oil Shock?", *Journal of Economics*, vol.113 , pp.363-398.
13- Hamilton, J.D. (2005), "Regime-Switching Models", Department of Economics, University of California, San Diego, La Jolla, CA 92093-0508, Prepared for: Palgrave Dictionary of Economics
14- Hansen, B. E. (1992), "The Likelihood Ratio Test Under Nonstandard Conditions: Testing Markov Switching Model of GNP", *Journal Applied Econometrics*, vol. 7, pp.S61-S82
15- Hansen, B. E. (1996), "Erratum: The Likelihood Ratio Test Under Non-Standard Conditions: Testing The Markov Switching Model of GNP", *Journal of Applied Econometrics*, vol.11, pp. 195–199.
16- Hooker, M.A. (1996), "What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship?", *Journal of Monetary Economics*, vol.38, pp.195–213.
17- Iwayemi, A., Fowowe, B. (2011), "Impact of Oil Price Shocks on Selected Macroeconomic Variables in Nigeria", *Energy Policy*, vol. 39, pp. 603–612.
18- Jimenez-Rodriguez, Rebeca & Marcelo, Sanchez (2005), "Oil price Shocks And Real GDP Growth: Empirical Evidence For Some OECD Countries", *Applied Economics*, vol. 37, pp. 201-228.

19- Krolzig H. M. (1997), "*Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*", Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Springer-Verlag.
20- Krolzig, H. M. (2001), "Business Cycle Measurement In The Presence of Structural Change: International Evidence", *International Journal of Forecasting*, Bol. 17, pp. 349–368.
21- Krugman, P.R. (1987), "The Narrow Moving Band, the Dutch Disease and the Competitive Consequences of Mrs. Teacher", *Journal of Development Economics*, vol.27, pp.41-55.
22- Lee, K., Ni, S. & Ratti, R.A. (1995), "Oil Shocks and the Macroeconomy: the Role of Price Volatility*", Energy Journal*, vol.16, pp.39–56.
23- Looney, R. (1990), "Oil Revenues and Dutch Diseases in Saudi Arabia: Differential Impact on Structural Growth", *Canadian Journal of Development Studies*, vol.6, pp.1.
Mauro, P. (1995), "Corruption and Growth", *Quarterly Journal Economic*, vol.110(3), pp. 681- 712.
24- Ming Kuan, Ch. (2002), "Lecture on The Markov Switching Model", Institute of Economics, Academia Sinica, Taipei 115, Taiwan; Site: www.sinica.edu.tw/as/ssrc/ckuan
25- Mork, K.A. (1989), "Oil Shocks and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: an Extension of Hamilton's Results", *Journal of Political Economy*, vol. 97, pp.740–744.
26- Peersman, G. & Robays, I.R. (2011), "Cross-Country Differences in the Effects of Oil Shocks", *Energy Economics*, doi:10.1016/j.eneco.2011.11.010
27- Polterovich, V., V. Popov & Tonis, A. (2010), "Resource Aboundance: A Curse or Blesing?", DESAWorking, vol.93, pp.1-21.
28- Psaradakis, Z & Spagnolo , N. (2003), "On the Determination of the Number of Regimes in Markov Switching Autoregressive Models", *Journal of Time Series Analysis*, vol. 24, pp 237-252.
29- Rahman, S. & Serletis, A. (2012), "Oil Price Uncertainty and the Canadian Economy: Evidence from a VARMA, GARCH-in-Mean, Asymmetric BEKK Model", *Energy Economics*, vol.34, pp.603–610.
30- Raymond, J.E. & Rich, R.W. (1997), "Oil and the Macroeconomy: a Markov State–Switching Approach", *Journal of Money*, *Credit and Banking*, vol.29, pp.193–213.
31- Rodriguez, F. and J. & Sachs, D. (1999), "Why Do Resource Aboundant Econimies Grow More Slowly? A New Explanation and an Application to Venezuela", *Journal of Economic Growth*, vol.4, pp.277-303.
32- Sachs, J.D. & Warner, A. (1997), "Natural Resource Abundance and Economic Growth", Center for International Development and Harvard University, M.A. Cambridge.