عوامل مؤثر بر انتقال نوسانات قیمت نفت خام به رشد بخش صنعت و معدن در ایران: رهیافتی از مدل‌های تبدیل مارکف

حسن حیدری [۱]، سحرناز بابایی بالدرلو [۲]

تاریخ دریافت مقاله:
۱۳۹۲/۰۴/۲۵
تاریخ پذیرش مقاله:
۱۳۹۲/۰۶/۰۴

چکیده:

مقاله حاضر عوامل انتقال دهنده نوسانات قیمت نفت خام را به رشد بخش صنعت و معدن، طی دوره زمانی ۱۳۶۷:۱- ۱۳۸۹:۴ مورد بررسی قرار می‌دهد. بدین منظور، بعد از به دست آوردن سری زمانی مربوط به همبستگی پویای قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن با استفاده از مدل DCC، متغیرهای کلان اقتصادی توضیح دهنده همبستگی پویای بین این دو متغیر بر اساس مدل MSIXH(2)-ARX(0,0) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاکی از آن است که برآیند اثرگذاری قیمت نفت خام از طریق متغیرهای مورد مطالعه بر رشد بخش صنعت و معدن مثبت است و با کنترل متغیرهای واردات واقعی، مخارج مصرفی واقعی دولت، تورم، نرخ ارز مؤثر واقعی و قیمت نفت، می‌توان از تغییرات قیمت نفت در جهت رشد هرچه بیشتر بخش صنعت بهره برد. لذا پیشنهاد می‌شود با افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای به همراه سیاست‌های ساختاری در جهت افزایش قدرت رقابتی محصولات داخلی و اجرای سیاست‌های توسعه صادرات غیر نفتی، کاهش مخارج مصرفی دولت و همچنین اجرای سیاست‌هایی در جهت تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها و مخارج مصرفی دولت در مقابل تغییرات قیمت نفت، در جهت افزایش رشد بیشتر بخش صنعت و معدن اقدام شود.

کلمات کلیدی:
قیمت نفت خام، رشد بخش صنعت و معدن، DCC، مدل‌های تبدیل مارکف، انتقال نوسانات

۱) دانشیار اقتصاد کلان سنجی دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه ارومیه h.heidari@urmia.ac.ir
۲) دانشجوی تحصیلات تکمیلی علوم اقتصادی دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول) st_s.babaeibalderlou@urmia.ac.ir

مقدمه

بازار نفت طی چند دهه اخیر شاهد نوسانات متعددی بوده است. تا پیش از دهه ۱۹۷۰ قیمت‌های نفت در بازه کوچکی نوسان داشتند که از مرز ۲ دلار در هر بشکه فراتر نمی‌رفت [۸]. پس از شوک نفتی سال ۱۹۷۳ و در پی تحریم نفتی کشورهای غربی حامی اسرائیل از سوی کشورهای عربی صادرکننده نفت، انرژی به عنوان یکی از مهم‌ترین نهاده‌های توسعه و از عوامل اصلی تولید مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفت [۴]. نفت خام نیز به عنوان مهم‌ترین منبع انرژی در سطح دنیا و یکی از نهاده‌های اساسی تولید، می‌تواند تأثیر فراوانی بر متغیرهای مالی و اقتصادی و تحولات اقتصاد جهانی داشته باشد و نوسانات آن از کانال‌های مختلفی بر متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار باشد.

بسته به ساختار اقتصادی و شدت وابستگی کشورها به نفت، تأثیر تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی نیز می‌تواند متفاوت باشد. دارا بودن ۱۱ درصد ذخایر نفتی جهان و دومین تولیدکننده بزرگ در بین کشورهای عضو سازمان کشورهای صادرکننده نفت[1]، همچنین تأمین ۸۰ الی ۹۰ درصد کل درآمد صادرات و ۴۰ الی ۵۰ درصد بودجه سالانه دولت از محل درآمدهای نفتی بیانگر وابستگی گسترده اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی است [16]. بدین ترتیب، اقتصاد ایران می‌تواند علاوه بر تأثیرپذیری از بازار نفت، بر بازارهای بین‌المللی نفت نیز اثرگذار باشد. بنابراین، به منظور جلوگیری از بروز بحران‌های اقتصادی، استفاده از فرصت‌های بالقوه بوجود آمده و همچنین حفظ ثبات اقتصادی، بررسی اثرات دقیق تغییرات قیمت جهانی نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران و طراحی سیاست‌های اقتصادی مناسب، ضروری می‌باشد.

در ادامه مقاله، در بخش دوم ادبیات موضوع ارائه می‌گردد. سپس، مدل تحقیق و تکنیک تخمین معرفی خواهد شد. بخش چهارم به ارائه نتایج و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق اختصاص یافته است. در نهایت، نتیجه‌گیری مباحث ارائه می‌شود.

ادبیات موضوع

در این بخش، ابتدا مبانی نظری و تجربی موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس رویکردهای مطرح در این پژوهش جهت تکمیل و رفع کاستی‌های مطالعات داخلی قبلی ارائه می‌گردد. مطالعات متعددی ارتباط بین تغییرات قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصادی را تأیید کرده است. بر اساس تئوری‌های اقتصادی، تغییرات قیمت نفت از کانال‌های مختلفی بر متغیرهای کلان اقتصادی اثر می‌گذارد. یکی از این کانال‌ها، کانال تراز واقعی و سیاست پولی است که بر اساس آن افزایش قیمت نفت باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده و کاهش تراز پولی واقعی نگهداری شده توسط خانوارها و بنگاه‌ها و در نهایت تقاضای کل را در پی دارد. کانال دیگر بر انتقال درآمد از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده نفت، ناشی از افزایش قیمت نفت، تأکید دارد که می‌توان گفت با سرازیر کردن این درآمد در اقتصاد، میزان

1) Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)

تقاضای کل اقتصاد افزایش می‌یابد که منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها خواهد شد. این امر به مفهوم افزایش سوددهی تولیدکنندگان برخی از بخش‌های اقتصادی است [۲و۳]. از سوی دیگر، افزایش در قیمت نفت با افزایش در هزینه‌ها و در مقیاس بزرگتر با کاهش سود تولیدکنندگان و سرمایه‌گذاران همراه خواهد بود [17]. همچنین با سرازیر شدن درآمد ناشی از افزایش قیمت نفت در صنایع مختلف، در صورت افزایش سطح واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای، میزان ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن افزایش خواهد یافت [۷].

از آنجایی که نفت یکی از مهم‌ترین منابع تأمین مالی بودجه کشورهای عضو اوپک می‌باشد، لذا یکی از مهم‌ترین کانال‌های اثرگذاری قیمت نفت بر اقتصاد نیز بودجه دولت‌هاست. همانگونه که مطرح شد، ساختار اقتصاد ایران نیز به گونه‌ای است که بشدت به درآمدهای نفتی وابسته است [۲]. با افزایش قیمت‌های نفت، ارزش پول داخلی کشورهای مورد بررسی نیز افزایش یافته و به تبع آن، توان رقابت‌پذیری آنها در تجارت بین‌الملل کاهش می‌یابد. این در حالی است که داشتن کیفیت نهادی بالاتر، از جمله کنترل فساد و حاکمیت قانون، باعث بهبود رقابت‌پذیری کشورها می‌شود و تأثیرپذیری نرخ واقعی ارز از تغییرات و نوسانات قیمت‌های نفت را کنترل و خنثی می‌کند [۵]. همچنین در پی افزایش تقاضای واردات حاصل از افزایش قیمت نفت، شاهد عرضه ارز و کاهش ارزش اسمی ارز خواهیم بود. این اثر در دوران رونق شدید می‌تواند با اثرگذاری کمتر بر سطح واردات، در جهت رفع کسری بودجه دولت عمل کند [۷].

پس از تشکیل حساب ذخیره ارزی و با توجه به ساختار قانونی مربوط به برداشت و هزینه از این حساب، انتظار می‌رفت تا حدی از اثرگذاری نوسانات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی نسبت به سال‌های قبل کاسته شود، ولی به علت باز بودن دست دولت در برداشت و هزینه از این حساب، نتایج مورد انتظار از این حساب حاصل نشد. در سال‌های اخیر نیز با تشکیل صندوق توسعه ملی و با بهره‌مندی از تجارب حساب ذخیره ارزی، انتظار می‌رود با اجرای دقیق اساس‌نامه این صندوق و مدیریت مناسب بر این صندوق، از صرف منابع آن در جهت رفع کسری بودجه دولت جلوگیری به عمل آید و بدین ترتیب، با بهره‌گیری از منابع صندوق، شاهد رشد بیشتر در بخش صنعت و معدن باشیم.

همانگونه که مشاهده می‌شود، کانال‌های اثرگذاری قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی متفاوت بوده و مستلزم مطالعه بیشتر در زمینه برآیند کنش‌ها و واکنش‌های اقتصاد در برابر تغییرات قیمت نفت می‌باشد. لذا در مطالعه حاضر، با بهره‌گیری از روش‌های اقتصادسنجی متناسب، اثرات نوسانات قیمت نفت بر رشد بخش صنعت و معدن و چگونگی روند این اثرات (به صورت مستقیم یا غیرمستقیم) در ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

مروری بر پژوهش‌های انجام شده

از جمله اولین محققانی که پس از اولین شوک نفتی سال ۱۹۷۳ اثرات افزایش قیمت نفت را بر درآمد واقعی امریکا و

کشورهای توسعه یافته مورد مطالعه قرار دادند، داربی[1] [13] و همیلتون[2] [18] بودند. با کاهش قیمت نفت در سال ۱۹۸۶ و اثرگذاری متفاوت از شوک افزایشی سال ۱۹۷۳ بر فعالیت‌های اقتصادی، حجم مطالعات انجام شده در این زمینه گسترش یافت و عدم تقارن در رابطه شوک‌های قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی توسط محققین مختلفی مورد مطالعه قرار گرفت. در این راستا، وجود اثرات نامتقارن به وسیله تاتوم[3] [25] معرفی شد و مورک[4] [24] با برآورد مدلی فرضیه تقارن را در امریکا آزمون کرد.

فرض اثر مستقیم شوک‌های قیمت نفت، به وسیله مطالعات متعددی رد شده است. از جمله، در مرجع [9] نشان داده می‌شود که طی سال‌های افزایش قیمت نفت، سیاست پولی انقباضی انجام شده به وسیله بانک مرکزی چهار کشور مورد مطالعه (آلمان، ژاپن، انگلیس و امریکا) منجر به کاهش بخشی از فعالیت‌های اقتصادی شده است. مرجع [10] نیز یافته‌های وی را تأیید می‌کند. بر اساس نتایج یافته‌های موجود در مرجع [10]، اگر بانک مرکزی امریکا، پس از یک شوک نفتی، نرخ بهره را افزایش ندهد، ممکن است تا حد زیادی از رکود اقتصادی در امریکا جلوگیری شود. مرجع [12] نیز بیان می‌کند که شوک‌های نفتی هم بر فعالیت‌های اقتصادی و هم بر شاخص قیمت مصرف کننده آثار چشمگیری دارند. نتایج موجود در مرجع [22]، حاکی از این است که در همه کشورهای مورد مطالعه تغییرات قیمت نفت به طور مستقیم تولید ناخالص داخلی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند، بلکه به صورت غیر مستقیم و از طریق سایر متغیرهای اقتصادی تولید ناخالص داخلی را متأثر می‌کند. مرجع [11]، به وسیله مدل‌های غیرخطی راه‌گزینی مارکف بیان می‌کند که نقش شوک‌های قیمت نفت در توضیح بحران‌های اقتصادی کشورهای G7 طی زمان کاهش یافته است که آن را به بهبود کارایی انرژی، استفاده از روش‌های بهتر در برون‌رفت از شوک‌های عرضه و تقاضای خارجی و افزایش کارایی سیاست‌های پولی و مالی نسبت داده‌اند. مرجع [26]، به مدل‌سازی پویای نوسانات قیمت انرژی با استفاده از مدل‌های GARCH تک متغیره[5] و چند متغیره[6] پرداخته و بیان می‌شود که رابطه بین نفت خام و بازار محصول می‌تواند با استفاده از همبستگی پویا توصیف شود. همچنین مدل‌های چند متغیره عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های تک متغیره دارند.

جمع‌بندی مطالعات داخلی: رویکردهایی جهت رفع ضعف‌های مطالعات داخلی

مطالعات متعددی پیرامون اثرات قیمت نفت و نوسانات آن بر رشد اقتصادی ایران صورت گرفته است. با ایـن وجـود،

---

1) Darby
2) Hamilton
3) Tatom
4) Mork
5) Univariate
6) Multivariate

چند ضعف عمده در این مطالعات قابل مشاهده است. لذا در این پژوهش سعی بر آن است که علاوه بر رفع این ضعف‌ها، در جهت تکمیل این مطالعات، از روش‌های اقتصادسنجی مناسب استفاده گردد.

اغلب مطالعات داخلی به بررسی و تحلیل رابطه خطی و مستقیم بین قیمت نفت و رشد اقتصادی و تأثیر نوسانات و شوک‌های نفتی در قالب مدل‌های خطی می‌پردازند. در میان مطالعات داخلی، مدل‌سازی و بررسی تأثیر مستقیم نااطمینانی قیمت نفت بر رشد اقتصادی و چگونگی انتقال نوسانات از قیمت نفت بر متغیرها کمتر مورد مطالعه قرار گرفته است. با توجه به مراجع [13] و [22] و آنچه در مبانی نظری مطرح شد، می‌توان اظهار داشت که تغییرات قیمت نفت، نه تنها به طور مستقیم بلکه به صورت غیرمستقیم و از طریق سایر متغیرهای اقتصادی نیز فعالیت‌های اقتصادی را متأثر می‌کند.

در بیشتر مطالعات انجام گرفته از مدل‌های VAR یا اشکال تعمیم یافته آن استفاده شده است و به طور ضمنی فرض می‌شود که پارامترهای این مدل در طول دوره مورد بررسی ثابت‌اند در حالی که در بیشتر موارد این فرض صادق نیست. همچنین نویسندگان متعددی در بسیاری از مطالعات خارجی مدل‌های خطی برآورد شده را برای تصریح روابط بین قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصادی گمراه کننده می‌دانند از جمله هوکر[1] [21]، مورک [24]، لی[2] و همکاران [23] و همیلتون[3] [20] ضعف در روابط خطی بین قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصادی را اذعان داشته و معتقد به تصریح غیرخطی رابطه بین قیمت نفت و متغیرهای اقتصادی هستند. با این وجود، در مطالعات داخلی کمتر به تصریح روابط غیرخطی بین متغیرها پرداخته‌اند. ضعف عمده دیگر قابل مشاهده در اغلب مطالعات داخلی، بررسی جمعی اثرات قیمت نفت بر روی رشد اقتصادی می‌باشد. با توجه به اینکه مدل‌سازی بر روی متغیرهای جمعی می‌تواند منجر به تورش جمعی‌سازی گردد و روابط صحیح شناسایی نشود، لذا در این پژوهش موضوع به صورت بخشی مورد مطالعه قرار می‌گیرد. بعلاوه، در میان مطالعات داخلی انتقال نوسانات در طی زمان و به صورت پویا مدل‌سازی نشده است.

با این اوصاف، مزیت تحقیق حاضر بر مطالعات قبلی از چند جنبه قابل توجه است؛ در مطالعه حاضر، در جهت تکمیل مطالعات قبلی، پس از انجام آزمون‌های ریشه واحد زیوت و اندروز[4] با لحاظ یک شکست ساختاری و لامزدین و پاپل[5] با لحاظ دو شکست ساختاری، رابطه بین قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن در ایران با بکارگیری مدل‌های DCC[6] که قابلیت مدل‌سازی پویای همبستگی بین دو متغیر را دارد، مدل‌سازی می‌شود. سپس برای بررسی چگونگی

1) Hooker
2) Lee
3) Hamilton
4) Zivot & Andrews Unit-Root test (ZA)
5) Lumsdaine & Papell Unit-Root test (LP)
6) Dynamic Conditional Correlation

انتقال نوسانات قیمت نفت خام به رشد بخش صنعت و معدن، به طور غیرمستقیم، از مدل غیرخطی تبدیل مارکف[1] استفاده می‌شود. لذا می‌توان گفت که نتایج حاصل می‌تواند در جهت سیاستگذاری‌های دقیق اقتصادی مفید واقع شود.

روش‌شناسی تحقیق

مدل‌های همبستگی شرطی پویا (DCC)

در ادبیات اقتصادسنجی سری‌های زمانی، به منظور بررسی همبستگی بین متغیرهای اقتصادی و مشاهده چگونگی اثرگذاری متقابل این متغیرها و نااطمینانی‌هایشان روی همدیگر به صورت پویا، مدل‌های چند متغیره ناهمسان واریانس شرطی پویا (DCC-MGARCH) مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مدل به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (۱)$$

$$D_t = diag\,(h_{11t}^{1/2},...,h_{NNt}^{1/2}) \quad (۲)$$

که هر h_{iit} با استفاده از مدل‌های ناهمسان واریانس شرطی تک متغیره[2] برآورد می‌شوند.

$$R_t = diag\,(q_{11t}^{1/2},...,q_{NNt}^{1/2})^{-1} Q_t\, diag\,(q_{11t}^{1/2},...,q_{NNt}^{1/2})^{-1} \quad (۳)$$

که در آن $Q_t=(q_{ijt})$ ماتریس متقارن مثبت معین از مرتبه $N\times N$ است که به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$Q_t = (1-\alpha-\beta)\bar{Q} + \alpha u_{t-1}u'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (۴)$$

در رابطه‌ی (۴)، $u_{it} = \varepsilon_{it} / \sqrt{h_{iit}}$ و α و β پارامترهای غیرمنفی قابل تخمین مدل **DCC** هستند که بایستی $\alpha+\beta<1$ باشد و $\bar{Q}$ ماتریس واریانس غیر شرطی $\mathbf{u_t}$ از مرتبه $\mathbf{N\times N}$ می‌باشد. مدل **DCC** در هر نقطه‌ای از زمان می‌تواند ماتریس کوواریانس را مثبت معین کند. این مدل‌ها از روش حداکثر راست نمایی با استفاده از تابع لگاریتم راست‌نمایی زیر تخمین زده می‌شوند:

$$L = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}(N\,\log(2\pi) + 2\log|D_t| + \log|R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1}\varepsilon_t) \quad (۵)$$

در این پژوهش، با استفاده از مدل **DCC** سعی می‌گردد رابطه پویای دو طرفه بین نرخ رشد بخش صنعت و معدن با متوسط قیمت نفت خام سبک و سنگین ایران مورد تحلیل قرار گیرد. مدل مورد تخمین این تحقیق به صورت زیر تبیین می‌گردد:

---

1) Markov Switching Models
2) Univariate-GARCH Models

$$\begin{cases} GVA \\ POil \end{cases} = \begin{cases} \mu_1 + \varepsilon_{1t} \\ \mu_2 + \varepsilon_{2t} \end{cases} \quad (۶)$$

که در آن **GVA** و **POil** به ترتیب نرخ رشد ارزش‌افزوده بخش صنعت و معدن و قیمت نفت خام و μ_1 و μ_2 مقدار مورد انتظار متغیرها (میانگین) را نشان می‌دهند که تابعی از وقفه‌های مختلف خود متغیرهاست و در واقع، دارای شکلی خودرگرسیونی است. همبستگی پویا بین این دو متغیر، با استانداردسازی پسماندهای ε_{1t} و ε_{2t} و بر اساس روابط (۳) و (۴) و حداکثرسازی تابع لگاریتم راست‌نمایی برآورد می‌گردد.

مدل‌های تبدیل مارکف

مدل‌های تبدیل مارکف برای اولین بار توسط همیلتون[1] [19] برای استخراج چرخه تجاری ایالات متحده آمریکا توسعه داده شد. در مدل‌های تبدیل مارکف اولاً، امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین حال، در این مدل به صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری تعیین می‌شوند [۶]، ثانیاً، تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به عنوان یکی از ویژگی‌های این مدل‌ها لحاظ شود و ثالثاً، این مدل فروض کمتری بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌نماید [۱].

کلی‌ترین حالت مدل‌های تبدیل مارکف در بررسی ارتباط بین دو متغیر به صورت رابطه (۷) می‌باشد که به مدل MSIAXH(k)-ARX(p,q) معروف است. 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.

$$y_t = c(s_t) + \sum_i^p a_i(s_t) y_{t-i} + \sum_j^q b_j(s_t) x_{t-j} + \varepsilon_t(s_t) \quad (۷)$$

در رابطه (۷)، y_t متغیر وابسته، ε_t جزء اخلال دارای توزیع مستقل و مشخص با میانگین صفر و واریانس ثابت $\sigma(s_t)$ و c عرض از مبدأ مدل می‌باشد. تمامی اجزاء تصادفی این مدل (تمامی پارامترها و جزء اخلال) تابعی از متغیر رژیم یا وضعیت s_t می‌باشند. s_t یک متغیر تصادفی گسسته و نهفته (غیر قابل مشاهده) است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند و می‌تواند k حالت به خود بگیرد. براساس زنجیره k وضعیتی مارکف، متغیر گسسته s_t تابعی از مقادیر گذشته خودش می‌باشد. برای سادگی فرض می‌شود که زنجیره مارکف از نوع مرتبه اول است. زنجیره مارکف در رابطه (۸) بیان شده است.

$$s_t \in \{1,2,\ldots,k\}, p(s_t = j \mid s_{t-1} = i, \xi_{t-1}) = p(s_t = j \mid s_{t-i} = i) = p_{ij}, \sum_{j=1}^k p_{ij} = 1 \quad (۸)$$

---

1) Hamilton

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.

یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج

هدف از مطالعه حاضر بررسی انتقال نوسانات قیمت نفت خام به رشد بخش صنعت و معدن در ایران برای بازه زمانی ۱۳۶۷:۱- ۱۳۸۹:۴ می‌باشد. از این رو، در مطالعه حاضر از مدل DCC استفاده می‌شود. از آنجایی که شناخت چگونگی و نحوه تأثیرگذاری نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در وضعیت‌های مختلف اقتصادی می‌تواند برای سیاستگذاری‌های اقتصادی مفید باشد، لذا در این مقاله بعد از به دست آوردن سری زمانی مربوط به همبستگی پویای قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن، متغیرهای کلان اقتصادی توضیح دهنده همبستگی پویای بین این دو متغیر مورد بررسی قرار می‌گیرد. بدین منظور، رابطه بین متغیرها و همبستگی پویای بین قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن با استفاده از مدل‌های تبدیل مارکف مدل‌سازی می‌شود. در مطالعه حاضر، برای بررسی رشد بخش صنعت و معدن از محاسبه رشد ارزش‌افزوده گروه صنعت و معدن، برای متغیر قیمت نفت خام از متوسط فصلی قیمت ماهانه نفت خام سبک و سنگین ایران، برای متغیرهای واردات واقعی و مخارج مصرفی واقعی دولت از نسبت مقادیر اسمی این متغیرها به شاخص قیمت مصرف کننده و برای متغیر نرخ ارز، از نرخ ارز مؤثر واقعی استفاده شده است. متغیر تورم از تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده محاسبه شده است. آمار مربوط به متغیرهای مورد مطالعه، به صورت سری زمانی فصلی، برای دوره زمانی ۱۳۶۷:۱- ۱۳۸۹:۴ از بانک اطلاعات سری‌های زمانی و حساب‌های ملی بانک مرکزی و لوح فشرده صندوق بین‌المللی پول (IFS, 2011) استخراج گردیده است.

بررسی مانایی متغیرها

در پژوهش حاضر، علاوه بر آزمون مانایی فیلیپس- پرون[1] و KPSS[2]، از آزمون ریشه واحد زیوت- اندروز و لامزدین-پاپل استفاده شده است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مورد مطالعه در جدول (۱) ارائه شده است. بر اساس جدول (۱)، مشاهده می‌شود که طبق آزمون‌های گزارش شده، تمام متغیرهای مورد استفاده در سطح مانا هستند.

1) Phillips-Perron (PP)
2) Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

جدول ۱) مقدار آماره محاسباتی در آزمون‌های ریشه واحد PP، KPSS، ZA و LP

متغیر	PP	KPSS	نتیجه بدون لحاظ شکست (سطح اطمینان ۹۹٪)	ZA			LP	نتیجه آزمون‌های مانایی در سطح
	ریشه واحد : H_0	مانایی : H_0		الگوی A	الگوی B	الگوی C		
GVA	−۳۰/۲۷***	۰/۰۸	I(0)	−۴/۱۹	−۴/۱۸*	−۴/۱۷	−۱۹/۱۲***	I(0)
POil	−۱/۸۹	۰/۳۰***	I(1)	−۳/۳۱	−۴/۱۳*	−۴/۱۲	−۶/۲۶	I(0)
MR	−۴/۱۱***	۰/۱۶**	I(0)	−۳/۸۵	−۲/۲۲	−۳/۴۵	−۴/۲۳	I(0)
GR	−۷/۹۶***	۰/۰۸	I(0)	−۲/۷۶	−۲/۶۶	−۳/۷۲	−۴/۵۰	I(0)
REER	−۳/۸۸***	۰/۴۱*	I(0)	−۶/۱۶***	−۵/۶۳***	−۵/۵۹***	−۹/۷۶***	I(0)
P	−۶/۸۶***	۰/۰۹	I(0)	−۳/۹۵	−۳/۴۶	−۵/۰۳*	−۷/۲۵**	I(0)
COR	−۲/۵۴	۰/۲۲***	I(1)	−۴/۱۹	−۴/۱۸*	−۴/۱۷	−۴/۹۷	I(0)

تذکر: در آماره محاسباتی ZA، الگوی A بیانگر تغییر در عرض از مبدأ، الگوی B بیانگر تغییر در شیب و الگوی C بیانگر تغییر در عرض از مبدأ و تغییر در شیب تابع روند است.

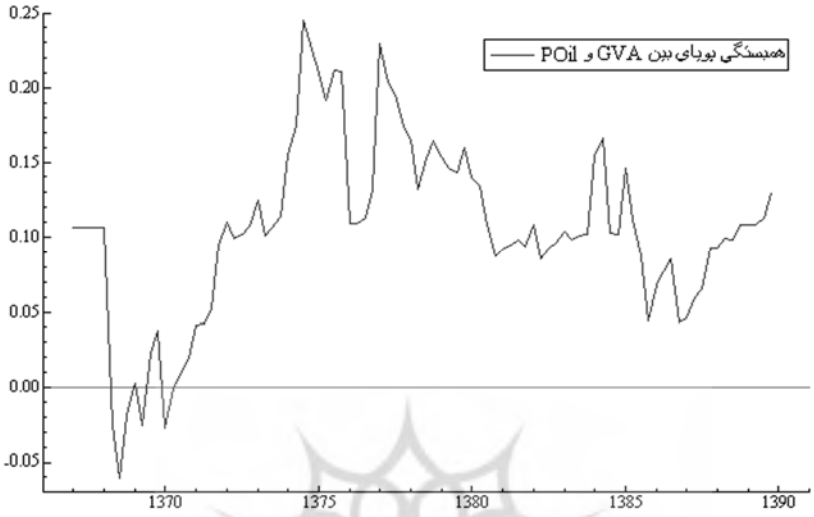
نرخ رشد بخش صنعت و معدن (GVA)، قیمت نفت خام (POil)، واردات واقعی (MR)، مخارج مصرفی واقعی دولت (GR)، نرخ ارز مؤثر واقعی (REER)، تورم (P)، همبستگی پویای بین رشد بخش صنعت و معدن و قیمت نفت خام (COR)

***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند.

مأخذ: محاسبات تحقیق (بسته نرم‌افزاری EViews 6.0)

ارائه و تفسیر نتایج حاصل از برآورد مدل DCC

در مطالعه حاضر، بعد از برآورد مدل خودرگرسیو بهینه، همبستگی پویای بین قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن ایران با استفاده از مدل DCC برآورد می‌شود. نمودار مربوط به ضرایب همبستگی پویای بدست آمده از رابطه(۴) بین رشد ارزش‌افزوده صنعت و معدن و قیمت نفت خام در نمودار (۱) گزارش شده است. همانگونه که مشاهده می‌شود، همبستگی بین دو متغیر مورد مطالعه در بازه ۰/۰۶− تا ۰/۲۵ در حال تغییر بوده و با وجود نوسانات متعدد، همبستگی بین دو متغیر در طی زمان در اثر شوک‌های نفتی، جز در دوره۷۰-۱۳۶۸ همواره مثبت بوده است.



نمودار ۱) همبستگی پویا بین رشد بخش صنعت و معدن و قیمت نفت خام محاسبه شده از مدل **DCC**

مدل‌سازی غیرخطی عوامل مؤثر بر همبستگی پویا

هدف از این مطالعه، بررسی تغییرات ممکن در همبستگی پویا ناشی از تغییر در شاخص‌های کلان اقتصادی است. بدین منظور، در این قسمت، رابطه همبستگی پویای برآوردی در مرحله قبل با متغیرهای کلان اقتصادی (واردات واقعی، مخارج مصرفی واقعی دولت، نرخ ارز مؤثر واقعی و تورم) مورد بررسی قرار می‌گیرد. لذا با توجه به متغیرهای توضیحی انتخاب شده، مدل برآوردی در این پژوهش می‌تواند به صورت زیر تصریح گردد:

$$cor_t = \beta_0^s + \beta_1^s X_{1,t} + ... + \beta_k^s X_{k,t} + \beta_{k+1} X_{k+1,t} + ... + \beta_j X_{j,t} + \varepsilon_t^S \qquad s_t = 1,2 \qquad (۹)$$

که در این رابطه cor_t سری همبستگی پویای بین قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن برآوردی از مدل DCC است. همچنین متغیرهای با پارامترهای $\beta_{l,t}^s$، متغیرهای تغییر رژیمی و متغیرهای با پارامترهای $\beta_{m,t}$، متغیرهای غیر رژیمی هستند. در تخمین این مدل، نوع مدل بر اساس کمترین مقدار AIC تعیین می‌شود. لزوم حضور متغیر وضعیت (رژیمی) نیز در مدل با استفاده از آزمون LR بررسی می‌گردد. پس از مقایسه انواع مختلف مدل‌های انتخاب شده بر اساس مقدار AIC، بر مبنای معیارهای ارزش تابع لگاریتم راست‌نمایی[1]، ارزش میانگین یا جمله ثابت تخمین زده شده در رژیم‌های اقتصادی متفاوت و ارتباط بین احتمالات تغییر رژیم و اصول اقتصاد کلان، مدل بهینه انتخاب می‌گردد. در

1) Log-Likelihood Function

مطالعه حاضر، بر اساس مقدار AIC، الگوی دو رژیمی بر الگوی سه رژیمی ارجحیت دارد و بر مبنای معیارهای مطرح شده مدل MSIXH(2)-ARX(0,0) برآورد می‌شود. نتایج حاصل از برآورد این مدل در جدول (۲) گزارش شده است. با توجه به نتایج تخمین، مشاهده می‌شود که ضرایب جمله ثابت در هر دو رژیم مدل برآوردی، در سطح اطمینان ۹۹٪ معنی‌دار هستند. لذا می‌توان گفت که مدل‌سازی فرآیند همبستگی بین دو متغیر با در نظر گرفتن تغییرات ساختاری امکان‌پذیر است.

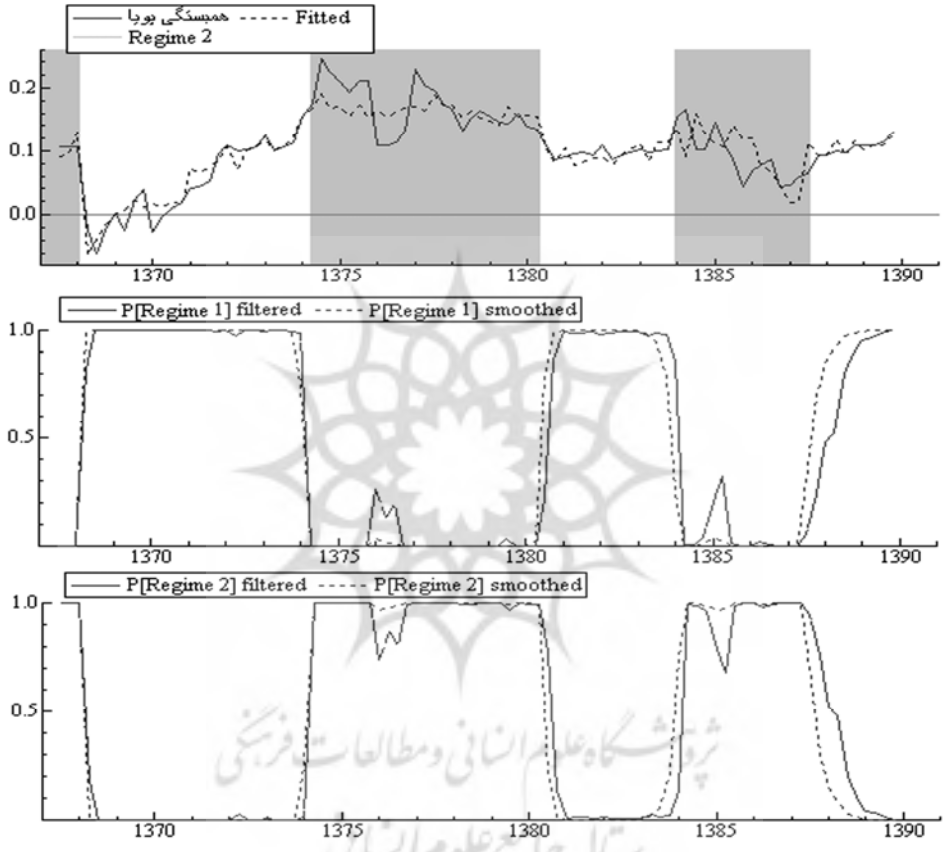
جدول۲) نتایج حاصل از تخمین مدل MSIXH(2)-ARX(0,0)

مدل		MSIXH(2)-ARX(0,0)			
Log-likelihood	۱۹۰/۶۸۶۹	AIC		−۳/۹۲۶۴	
آزمون‌ها		آماره‌ی χ^2		سطح معنی‌داری	
آزمون خطی بودن (LR)		۹۷/۱۷۵***		۰/۰۰۰۰	
آزمون عدم وجود خودهمبستگی (Portmanteau)		۷/۲۵۸۸		۰/۸۴۰۰	
آزمون وجود اثر ARCH		۳/۲۲۰۵*		۰/۰۷۶۸	
متغیرهای رژیمی		رژیم ۱		رژیم ۲	
		ضریب	انحراف معیار آماره‌ی t ( )	ضریب	انحراف معیار آماره‌ی t ( )
جمله ثابت		۰/۰۶۵۸	۰/۰۱۱۲ (۵/۸۷***)	۰/۱۵۷۱	۰/۰۱۳۶ (۱۱/۶***)
P		۰/۲۴۸۵	۰/۰۸۲۲ (۳/۰۲***)	۰/۲۱۸۲	۰/۲۶۳۰ (۰/۸۳)
Poil		۰/۰۰۰۶۶	۰/۰۰۰۱۷ (۳/۸۲***)	−۰/۰۰۱۷۱	۰/۰۰۰۸ (−۲/۱۵**)
REER		−۰/۰۰۰۵۲	۸/۵۰۲ e-۰۰۵ (−۶/۱۲***)	−۰/۰۰۰۱۲	۶/۲۷ e-۰۰۵ (−۱/۹۰*)
انحراف معیار		۰/۰۱۶۳	۰/۰۰۲۹ (−۵/۶۵***)	۰/۰۳۷۵	۰/۰۰۳۵ (۱۰/۷***)
متغیرهای بدون رژیم		ضریب		انحراف معیار آماره‌ی t ( )	
MR		−۱/۹۹۶۸ e-۰۰۵		۴/۰۱۹ e-۰۰۵ (۰/۴۹۷)	
GR		−۰/۰۰۰۱۴		۳/۱۶۱ e-۰۰۵ (−۴/۴۱***)	

تذکر: *، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند.**
مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول (۲)، آزمون بررسی حالت خطی بودن همبستگی پویا نیز ارائه شده است. بر مبنای نتیجه آزمون که فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن سری همبستگی پویا در سطح اطمینان ۹۹٪ رد می‌شود، می‌توان از مدل غیر خطی تبدیل مارکف برای تصریح رابطه بین متغیرهای مورد بررسی استفاده کرد. پیش از بررسی چگونگی اثرگذاری متغیرهای اقتصادی بر

همبستگی بین دو متغیر قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن، انتقال در دو رژیم، در نمودار (۲) ارائه می‌شود. با توجه به نمودار (۲)، مشاهده می‌شود که رژیم ۱ مربوط به همبستگی پایین و رژیم ۲ مربوط به همبستگی بالا بین دو متغیر قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن است.



نمودار ۲) احتمالات انتقال فیلتر شده و صاف شده در مدل MSIXH(2)-ARX(0,0)

بر اساس نتایج بدست آمده از برآورد مدل MSIXH(2)-ARX(0,0)، مشاهدات انتظاری، احتمالات انباشته و مدت تداوم در هر رژیم در جدول (۳) و ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در جدول (۴) گزارش می‌شود. با توجه به نتایج این دو جدول، رژیم غالب، رژیم اول (همبستگی پایین) است به نحوی که به احتمال ۰/۵۲۲۲ همبستگی بین دو متغیر قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن در فاز همبستگی پایین خواهد بود که می‌تواند ناشی از اثرات کاهش قدرت رقابت صنایع ناشی از افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی باشد. وضعیت همبستگی بالا نیز با احتمال ۰/۴۷۷۸ رژیم دوم برای همبستگی است. مدت تداوم وضعیت همبستگی پایین در دوره مورد مطالعه به مدت ۴۷ فصل، پایداری نسبی رژیم اول در همبستگی پویای بین قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن را نسبت به رژیم دوم به مدت ۴۳ فصل

نشان می‌دهد که به دلیل نزدیکی مدت زمان این دو رژیم به یکدیگر، به طور نسبی، رژیم دوم زودگذر تلقی می‌شود. پایداری رژیم اول (همبستگی پایین) می‌تواند ناشی از بهبود کارایی نفت خام در صنعت باشد.

جدول ۳) تعداد مشاهدات انتظاری، احتمالات انباشته و مدت تداوم هر رژیم در مدل MSIXH(2)-ARX(0,0)

	تعداد مشاهدات انتظاری	احتمالات انباشته	مدت تداوم
رژیم اول	۴۷	۰/۵۲۲۲	۱۵/۶۷
رژیم دوم	۴۳	۰/۴۷۷۸	۱۴/۳۳

جدول ٤) ماتریس احتمالات انتقال از یك رژیم به رژیم دیگر در مدل **MSIXH(2)-ARX(0,0)**

t / t+1	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم اول	۰/۹۵۲۵	۰/۰۶۹۶
رژیم دوم	۰/۰۴۷۵	۰/۹۳۰۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج ماتریس احتمالات انتقال که در جدول (۴) گزارش شده است نیز نتایج جدول (۳) را تأیید می‌کند و حاکی از آن است که احتمال انتقال همبستگی از یک وضعیت به وضعیت دیگر پایین است. مقدار احتمالات انباشته نیز مؤید این مطلب است که فراوانی نسبی حادث شدن هر دو رژیم در دوره زمانی مورد مطالعه، صرف نظر از اینکه در دوره گذشته در چه رژیمی بوده است، نسبتاً یکسان و به هم نزدیک است.

طبق نتایج ارائه شده در جدول (۲)، مشاهده می‌شود که متغیر تورم در هر دو رژیم دارای اثر مثبت بوده ولی در حالت همبستگی بالا اثر معنی‌دار ندارد و به عبارتی، فقط در حالت همبستگی پایین می‌تواند باعث افزایش همبستگی بین دو متغیر شود و با افزایش همبستگی بین دو متغیر از اثرگذاری تورم کاسته می‌شود. در واقع، افزایش قیمت نفت، با افزایش رشد بخش صنعت و معدن و واردات کالاهای مصرفی، منجر به افزایش عرضه داخلی می‌شود. در نتیجه این افزایش، نرخ تورم کاهش یافته و بدین ترتیب، قیمت نسبی کالاهای صنعتی نسبت به سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد که انگیزه‌ی تولید بخش صنعت نیز برای تأمین تقاضای داخلی افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در نتیجه افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی، قیمت نسبی کالاهای صنعتی نسبت به سطح عمومی قیمت‌ها کاسته می‌شود و در نتیجه، تولید بخش صنعت و معدن نیز کاهش می‌یابد. نرخ ارز مؤثر واقعی نیز در هر دو رژیم دارای اثر منفی می‌باشد. با افزایش نرخ ارز مؤثر واقعی در نتیجه افزایش ناگهانی قیمت نفت، قدرت رقابت‌پذیری تجاری صنایع داخلی کاهش می‌یابد که منجر به کاهش رشد بخش صنعت و معدن خواهد شد. همچنین در اثر افزایش قیمت نفت و در نتیجه، درآمدهای نفتی، مخارج مصرفی دولت افزایش می‌یابد که باعث کاهش رشد بخش صنعت خواهد شد. در صورت افزایش شدید سطح عمومی قیمت‌ها، در پی فشار تقاضای ناشی از افزایش درآمدهای نفتی، دولت برای مقابله با تورم، مخاج مصرفی خود را کاهش می‌دهد که این امر نیز منجر به افزایش تولید در بخش صنعت می‌شود.

به طور کلی، برایند اثرگذاری قیمت نفت از طریق متغیرهای مورد مطالعه بر رشد بخش صنعت و معدن مثبت است و متغیرهای واردات واقعی، مخارج مصرفی واقعی دولت، تورم، نرخ ارز مؤثر واقعی و قیمت نفت می‌توانند به عنوان متغیرهای انتقال دهنده نوسانات و شوک‌های نفتی به رشد بخش صنعت و معدن در نظر گرفته شوند.

نتیجه گیری

اهمیت بررسی دقیق اثرگذاری تغییرات قیمت انرژی و بویژه نفت بر متغیرهای اقتصادی در وضعیت‌های مختلف اقتصادی، منجر به گسترش روزافزون مطالعات در این زمینه شده است. پژوهش حاضر نیز عوامل انتقال دهنده نوسانات قیمت نفت خام را به رشد بخش صنعت و معدن، طی دوره زمانی ۱۳۶۷:۱– ۱۳۸۹:۴ مورد بررسی قرار داده است. بدین منظور، در این مقاله بعد از به دست آوردن سری زمانی مربوط به همبستگی پویای قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن با استفاده از مدل DCC، متغیرهای کلان اقتصادی توضیح دهنده همبستگی پویای بین این دو متغیر مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاصل از برآورد مدل همبستگی پویای شرطی نشان می‌دهد که نوسانات قیمت نفت رشد بخش صنعت و معدن را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد و عاملی برای نوسانات رشد بخش صنعت و معدن می‌باشد. همچنین با وجود نوسانات متعدد، همبستگی بین دو متغیر در طی زمان در اثر شوک‌های نفتی، جز در دوره۷۰–۱۳۶۸ همواره مثبت بوده است. در این مطالعه فرض می‌شود که سری همبستگی پویا تحت تأثیر متغیر تصادفی غیرقابل مشاهده حالت یا رژیم (s_t) قرار می‌گیرد. این رژیم‌ها بر مبنای اثرات متغیرهای توضیحی تعیین می‌شوند. در مطالعه حاضر، بر اساس مقدار AIC، مقدار تابع راست‌نمایی و بر مبنای ادبیات تحقیق، مدل MSIXH(2)-ARX(0,0) انتخاب و برآورد شد، به طوری که در این مدل، بر اساس احتمالات صاف شده و فیلتر شده، رژیم اول وضعیت همبستگی پایین و رژیم دوم وضعیت همبستگی بالا را تسخیر می‌کنند. نتایج حاصل از برآورد مدل فوق، حاکی از آن است که با تغییر در متغیرهای واردات واقعی، مخارج مصرفی واقعی دولت، تورم، نرخ ارز مؤثر واقعی و قیمت نفت، متأثر از تغییرات قیمت نفت خام، همبستگی بین دو متغیر قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن، بسته به اینکه در وضعیت همبستگی بالا قرار دارد یا پایین، تغییر می‌کند. به عبارت دیگر، متغیرهای واردات واقعی، مخارج مصرفی واقعی دولت، تورم، نرخ ارز مؤثر واقعی و قیمت نفت می‌توانند به عنوان متغیرهای انتقال دهنده نوسانات و شوک‌های نفتی به رشد بخش صنعت و معدن در نظر گرفته شوند. در نتیجه، با کنترل متغیرهای انتقالی می‌توان اثرگذاری قیمت نفت بر رشد بخش صنعت و معدن را نیز کنترل نمود. بنابراین، با افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای به همراه سیاست‌های ساختاری در جهت افزایش قدرت رقابتی محصولات داخلی و اجرای سیاست‌های توسعه صادرات غیر نفتی، کاهش مخارج مصرفی دولت و همچنین اجرای سیاست‌هایی در جهت تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها و مخارج مصرفی دولت در مقابل تغییرات قیمت نفت، می‌توان درآمدهای نفتی را درجهت افزایش رشد بخش صنعت و معدن کنترل نمود. لذا پیشنهاد می‌شود که دولت با جایگزینی تدریجی درآمدهای مالیاتی، بیشتر در جهت کاهش وابستگی به درآمد صادرات نفت خام اقدام نماید. همچنین با توجه به تشکیل صندوق توسعه ملی از سال ۱۳۸۹ و بهره‌مندی از تجارب حاصل از صندوق ذخیره ارزی، انتظار می‌رود در سال‌های آتی، با توجه به اعمال و اجرای قوانین و

مقررات متناسب جهت برداشت و هزینه از صندوق ذخیره درآمدهای نفتی و مدیریت مناسب بر این صندوق از منابع صندوق برای سرمایه‌گذاری در صنایع مختلف بهره برده و نوسانات قیمت نفت تثبیت شود و منجر به رشد هرچه بیشتر بخش‌های مختلف و بویژه بخش صنعت گردد. پیشنهاد می‌شود که منابع صندوق با در نظر گرفتن مزیت‌های نسبی در بخش‌های تولیدی مختلف (کشاورزی و صنایع مختلف) و به ترتیب اهمیت در رشد کشور تخصیص یابد. همچنین از تخصیص منابع این صندوق جهت رفع کسری بودجه دولت و یا مخارج جاری جلوگیری به عمل آید. بعلاوه، داشتن کیفیت نهادی بالاتر و کنترل فساد و حاکمیت قانون باعث بهبود رقابت‌پذیری صنایع کشور می‌شود و تأثیرپذیری نرخ واقعی ارز از تغییرات و نوسانات قیمت‌های نفت را کنترل و خنثی می‌کند. رویکرد توسعه صادرات و توجه به مزیت‌های نسبی اقتصاد کشور در بخش‌های تولیدی مختلف نیز می‌تواند در جهت نیل به اقتصادی پویا و فعال مفید واقع شود.

با توجه به اینکه واردات یکی از متغیرهای اثرگذار و تأثیرپذیر از قیمت نفت می‌باشد، عدم معنی‌داری متغیر واردات واقعی از لحاظ آماری می‌تواند ناشی از کاربرد جمعی آن باشد. لذا پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی، برای بررسی دقیق‌تر، اثرات واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای به تفکیک مورد مطالعه قرار گیرد. همچنین به چگونگی انتقال نوسانات قیمت نفت به سایر بخش‌های اقتصادی نیز پرداخته شود.

منابع

[۱] ابونوری، اسماعیل. عرفانی، علیرضا. (۱۳۸۷)، الگوی چرخشی مارکف و پیش‌بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک، پژوهشنامه اقتصادی، شماره سوم، ۱۵۳– ۱۷۴.

[۲] جهادی، محبوبه. علمی، زهرا (میلا). (۱۳۹۰)، تکانه‌های قیمت نفت و رشد اقتصادی (شواهدی از کشورهای عضو اوپک)، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره دوم، بهار ۱۳۹۰، ۱۱– ۳۰.

[۳] حیدری، حسن. بابائی بالدرلو، سحرناز. (۱۳۹۱)، تأثیر نوسانات قیمت نفت بر رشد بخش صنعت و معدن در ایران، نهمین همایش بین‌المللی انرژی ایران، تهران.

[۴] حیدری، حسن. سعیدپور، لسیان. (۱۳۹۰)، دلالت‌هایی بر آزادسازی قیمت فرآورده‌های نفتی در ایران، فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، سال هجدهم، شماره ۵۷، بهار ۱۳۹۰، ۳۰– ۵.

[۵] سلمانی، بهزاد. بهبودی، داود. سیاب، ممی‌پور. (۱۳۹۰)، نقش کیفیت نهادی در رابطه نرخ واقعی ارز با قیمت نفت مطالعه موردی: اقتصادهای نفتی، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۴، تابستان ۱۳۹۰، ۱۲۲– ۱۰۳.

[۶] فلاحی، فیروز و هاشمی دیزج، 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، ۱۳۱– ۱۵۲.

[۷] قنبری، علی. خضری، محسن. رسولی، احمد. (۱۳۹۰)، تشخیص اثرات نامتقارن شوک‌های نفت خام بر روی اقتصاد ایران در رژیم‌های اقتصادی: مدل راه‌گزینی مارکوف. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۷، زمستان ۱۳۹۰، ۱۱۹–۱۴۹.

[۸] مهرآرا، محسن. میری، اعظم‌السادات. (۱۳۸۹)، رابطه میان درآمدهای نفتی و ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی در کشورهای صادرکننده‌ی نفت: ایران، مکزیک و ونزوئلا، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۹۰، بهار ۱۳۸۹، ۲۰۶- ۱۸۳.

[9] Bohi, D.R. 1991. "On the Macroeconomic Effects of Energy Price Shocks", Resources and Energy 13, PP. 145- 162.

[10] Brnanke, B.S., Gertler, M. and Watson, M. 1997. "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks", Brookings Papers on Economic Activity 1, PP. 91-142.

[11] Cologni, A. and Manera, M. 2008. "Oil Prices, Inflation and Interest Rates in a Structural Cointegrated VAR Model for the G-7 Countries", Energy Economics, no. 30, PP. 856-888.

[12] Cunado, J. and 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, PP. 65-83.

[13] Darby, M.R. 1982. "The Price of Oil and World Inflation and Recession", American Economic Review, American Economic Association, Vol. 72(4), PP. 738-751.

[14] Engle, R.F. and Sheppard, K. 2001. "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH", National Bureau of Economic Research, NBER Working Papers with number 8554.

[15] Engle, F.R. 2002. "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models", Journal of Business and Economic Statistics, 20, PP. 339−350.

[16] Farzanegan, M.R. and Markwardt, G. 2009. "The Effects of Oil Price Shocks on the Iranian Economy", Energy Economics, Vol. 31, Issue 1, PP. 134–151.

[17] Filis, G., Degiannakis, S. and Floros, CH. 2011. "Dynamic Correlation between Stock Market and Oil Prices: The Case of Oil-Importing and Oil-Exporting Countries", International Review of Financial Analysis, 20, PP. 152– 164.

[18] Hamilton, J.D. 1983. "Oil and the Macroeconomy Since World War II", The Journal of Political Economy, 9, pp. 228−248.

[19] Hamilton, J.D. 1988. "A Neoclassical Model of Unemployment and the Business Cycle", Journal of Political Economy 96, PP. 593-617.

[20] Hamilton, J.D. 1996. "This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship", Journal of Monetary Economics, 38, pp. 215−220.

[21] Hooker, A.M. 1996. "What Happened to the Oil Price–Macroeconomy Relationship?", Journal of Monetary Economics, 38, PP. 195−213.

[22] Jimenez-Rodriguez, R. and Marcelo, S. 2005. "Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for Some OECD Countries", Applied Economics, no. 37, PP. 201-228.

[23] Lee, K., Ni, S., and Ratti, R.A. 1995. "Oil Shocks and the Macroeconomy: the Role of Price Variability", Energy Journal, 16(4), PP. 39−56.

[24] Mork, K.A. 1989. "Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results", Journal of Political Economy 91, PP. 740-744.

[25] Tatom, J. 1988. "Are the Macroeconomic Effects of Oil Price Changes Symmetric?", Carnegi-Rochester Conference Series in Public Policy 28, PP. 325-368.

[26] Wang, Y. and Wu, C. 2012. "Forecasting Energy Market Volatility Using GARCH Models: Can Multivariate Models Beat Univariate Models?", Energy Economics, Vol. 34, PP. 2167–2181.