فصلنامه پژوهش‌های سیاستگذاری و برنامه‌ریزی انرژی

سال دوم/ شماره ۲/ بهار ۱۳۹۵/ صفحات ۲۳۴-۱۹۵

بررسی اثرگذاری واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای در روند انتقال نوسانات قیمت نفت خام به بخش صنعت و معدن در ایران

حسن حیدری

دانشیار اقتصاد دانشگاه ارومیه

h.heidari@urmia.ac.ir

سحرناز بابائی بالدرلو

کارشناس ارشد علوم اقتصادی دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول مکاتبات)

st_s.babaeibalderlou@urmia.ac.ir

مهیار ابراهیمی‌ترکی

کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه علامه طباطبایی

mahyar_ebrahimi_torki@yahoo.com

در این تحقیق پس از به دست آوردن سری زمانی همبستگی پویای قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن با استفاده از مدل DCC، برای دوره زمانی (۱۳۹۲:۴- ۱۳۶۷:۱)، متغیرهای کلان اقتصادی توضیح دهنده‌همبستگی پویای بین این دو متغیر، به عنوان متغیرهای انتقال دهنده نوسانات، مورد بررسی قرار گرفته است. به طوری که متغیر واردات به واردات واقعی کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و واسطه‌ای تفکیک و اثرات متغیرهای انتقالی با برآورد مدل غیرخطی MSIXH(2)-ARX(0,0) بررسی شد. نتایج حاکی از آن است که متغیر واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای دارای رابطه مثبت و واردات کالاهای مصرفی دارای اثر منفی بر سری همبستگی پویا هستند. لذا، با افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، کاهش مخارج مصرفی دولت و همچنین، اجرای سیاست‌هایی در جهت تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها و مخارج مصرفی دولت در مقابل تغییرات قیمت نفت، می‌توان در جهت رشد هر چه بیشتر بخش صنعت و معدن اقدام نمود.

کلمات کلیدی: قیمت نفت خام، رشد بخش صنعت و معدن، واردات کالاهای مصرفی، واردات کالاهای واسطه‌ای، واردات کالاهای سرمایه‌ای، DCC-MGARCH، مدل تبدیل مارکف.

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۵/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۸/۱۲

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

۱. مقدمه

اغلب فعالیت‌های اقتصادی بر مبنای نفت خام قرار دارند و قیمت هر بشکه نفت خام بر سایر بازارهای انرژی نیز تأثیرگذار است. از این رو شوک‌های قیمت نفت خام نه تنها بازار انرژی، بلکه تمام بخش‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (گومز لاسکاس و همکاران[1]، ۲۰۱۲). همان‌گونه که ساختار صنایع در دهه ۱۹۷۰ تغییر کردند، بازار نفت نیز پیوسته رشد یافته است؛ به طوری که اکنون بزرگترین بازار کالای دنیا محسوب می‌شود. این بازار از یک فعالیت تولیدی ابتدایی به بازار مالی پیچیده‌ای گسترش یافته است. طی دهه گذشته بازارهای نفت خام به حدی رشد یافته‌اند که ریسک قیمتی این بازارها دامنه وسیعی، از جمله تولیدکنندگان نفت خام، سوداگران نفت خام، شرکت‌های نفتی و مصرف‌کنندگان نفت خام را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

ریسک قیمتی نفت خام می‌تواند در نتیجه تغییرات ناگهانی در تقاضای جهانی نفت، کاهش ظرفیت تولید و پالایش نفت خام، ذخیره احتیاطی نفت و محصولات نفتی، تغییر ظرفیت تولید توسط اوپک، بحران‌های اقتصادی جهانی و حتی منطقه‌ای و ریسک‌های جغرافیایی سیاسی رخ دهد (تانسوچت و همکاران[2]، ۲۰۱۰). 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 (حیدری و سعیدپور، ۱۳۹۰). 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. از این رو به منظور جلوگیری از بروز بحران‌های اقتصادی، استفاده از فرصت‌های بالقوه به وجود آمده و به منظور حفظ ثبات

1 . Gómez-Loscos et al.
2 . Tansuchat et al.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

اقتصادی، بررسی اثرات دقیق تغییرات قیمت جهانی نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران و طراحی سیاست‌های اقتصادی مناسب، ضروری می‌باشد.

هدف از مطالعه حاضر بررسی روند انتقال نوسانات[1] قیمت نفت خام به رشد بخش صنعت و معدن در ایران برای بازه زمانی (۱۳۹۲:۴- ۱۳۶۷:۱) می‌باشد. مطالعات متعددی در زمینه اثرات نوسانات و نااطمینانی قیمت نفت بر روی بخش واقعی اقتصاد صورت پذیرفته است. نوسانات شدید قیمت نفت در سال‌های اخیر نیز منجر به گسترش بیشتر این مطالعات گردیده است. با این وجود چگونگی وابستگی و انتقال نوسانات قیمت نفت خام به متغیرهای کلان اقتصادی کمتر مورد بررسی قرار گرفته است. از این رو در مطالعه حاضر برای بررسی انتقال نوسانات قیمت نفت خام به رشد بخش صنعت و معدن در ایران از مدل چند متغیره ناهمسان واریانس شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته[2] با رویکرد همبستگی شرطی پویا[3] استفاده می‌شود.

از آنجایی که شناخت 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 به‌همبستگی پویای قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن، متغیرهای کلان اقتصادی توضیح دهنده‌همبستگی پویای بین این دو متغیر مورد بررسی قرار می‌گیرد. بدین منظور با توجه به مطالعات تجربی، متغیرهای واردات واقعی به تفکیک کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای، نرخ ارز مؤثر واقعی، نرخ تورم و مخارج مصرفی واقعی دولت انتخاب شده و رابطه بین این متغیرها و همبستگی پویای بین قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن با استفاده از مدل‌های تبدیل مارکف[4] مدل‌سازی می‌شود.

1. Contagion
2.Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity(MGARCH)
3. Dynamic Conditional Correlation (DCC)
4. Markov Switching Models

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

برای بررسی رشد بخش صنعت و معدن از محاسبه رشد ارزش افزوده گروه صنعت و معدن، برای متغیر قیمت نفت خام[1] از متوسط فصلی قیمت ماهانه نفت خام سبک و سنگین ایران، برای متغیرهای واردات واقعی کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای و مخارج مصرفی واقعی دولت از نسبت مقادیر اسمی این متغیرها به شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شده است. آمار مربوط به متغیرهای مورد مطالعه، به صورت سری زمانی فصلی، برای دوره زمانی (۱۳۹۲:۴- ۱۳۶۷:۱) از بانک اطلاعات سری‌های زمانی و حساب‌های ملی بانک مرکزی و لوح فشرده صندوق بین‌المللی پول بخش داده‌های مالی (IFS) استخراج گردیده است. بازه زمانی مربوطه با توجه به داده‌های در دسترس و اشتراک دوره زمانی داده‌های مربوط به متغیرهای مورد بررسی انتخاب گردیده است.

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.

۲. ادبیات موضوع

در این بخش ابتدا وضعیت واردات ایران در بازه زمانی مورد بررسی و سپس مبانی نظری و تجربی موضوع مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه رویکردهای مطرح در این پژوهش جهت تکمیل و رفع کاستی‌های مطالعات داخلی قبلی ارائه می‌گردد.

۲-۱. بررسی وضعیت واردات در ایران

واردات کشور را می‌توان در سه گروه کالایی شامل کالاهای سرمایه‌ای، کالاهای واسطه‌ای و کالاهای مصرفی طبقه‌بندی کرد. کالاهای مصرفی که به طور عمده توسط مصرف‌کنندگان اقتصاد (خانوارها) مصرف می‌شوند، دسته‌ای از واردات کشور محسوب می‌شوند. این نوع واردات در واقع

۱. از آنجایی که نفت خام از طریق بخش سوخت، خود یکی از واحدهای شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌باشد، لذا به متغیر واقعی تبدیل نشده است.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

کالاهای نهایی هستند که می‌توان به مواد غذایی، مواد شیمیایی، مواد بهداشتی و... اشاره نمود. کالاهای واسطه‌ای که بیشترین حجم واردات کشور را تشکیل می‌دهند عبارتند از قطعات و لوازم ماشین‌آلات، مواد ساختمانی و سایر مواد اولیه مورد نیاز بخش‌های مختلف اقتصادی از جمله بخش صنعت، ساختمان، کشاورزی و... که در فرآیند تولید کالاهای دیگر به کار می‌روند. کالاهای سرمایه‌ای را می‌توان شامل کالاهای با دوام و ماشین‌آلات مورد نیاز بخش‌های تولیدی و صنعتی و وسایل نقلیه بخش‌های خدماتی اقتصاد تعریف کرد که برای تولید کالاها و خدمات دیگر از آن‌ها بهره گرفته می‌شود. بنابراین می‌توان گفت کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای در رشد بخش صنعت و معدن نقش مهمی ایفا می‌کنند.

واردات کل کشور در سال ۱۳۶۷ به مقدار ۸/۲ میلیارد دلار رسیده بود که پایین‌ترین مقدار آن نسبت به دوره ۱۵ ساله قبل می‌باشد. دلیل اصلی این کاهش و رسیدن به مقدار حداقل در سال ۱۳۶۷ تحریم‌های ناشی از جنگ تحمیلی بود که پس از سال ۱۳۶۸ مجدداً شاهد افزایش شدید واردات هستیم. به طوری که در سال ۱۳۷۰ به مقدار ۲۹/۷ میلیارد دلار افزایش یافت. بالاترین میزان واردات تا آن زمان را در سال‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۷۱ شاهد هستیم که معادل ارقام ۲۹/۷ و ۲۹/۸ میلیارد دلار است. طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۷۸ نوسانات متعددی در واردات کل مشاهده می‌شود که در نهایت از سال ۱۳۷۸ واردات در پی رونق بازار نفت و افزایش قیمت جهانی نفت مجدداً سیر صعودی را تجربه کرده است. همچنین آزادسازی فضای تجارت خارجی نیز منجر به روند افزایشی واردات در سال‌های اخیر شده است.

سهم واردات کالاهای واسطه‌ای در کل واردات که‌همواره بیشترین سهم را در واردات کل به خود اختصاص داده است، طی سال‌های پس از جنگ تا سال ۱۳۷۳ نوسانات مثبت و منفی متعددی داشته است. با این وجود این نوسانات چندان محسوس نیست و این سهم به طور متوسط ۶۰٪ از واردات کل را تشکیل می‌دهد. اما طی سال‌های بعد شاهد روند افزایشی در واردات کالاهای واسطه‌ای هستیم. به طوری که در سال ۱۳۷۴ سهم ۷۰ درصدی از واردات کل را به خود اختصاص داده است. این سهم در سال ۱۳۷۷ به حدود ۴۴ درصد کاهش یافته است. پس از سال ۱۳۸۰ این سهم

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

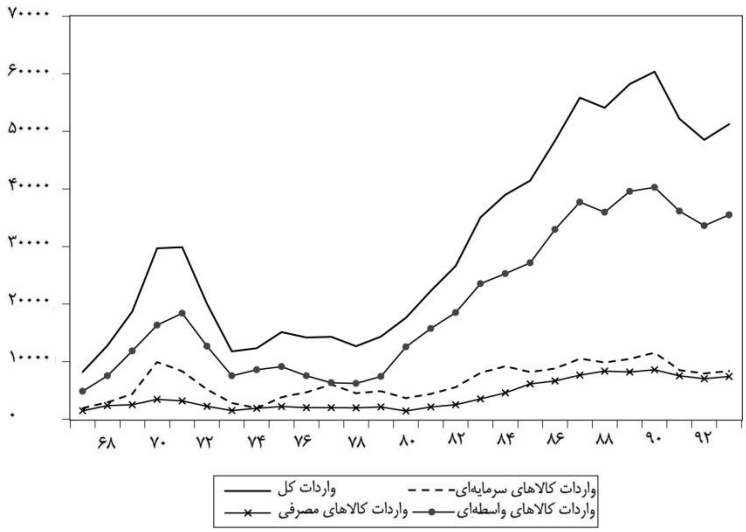
به حدود ۷۰ درصد رسیده است. با وجود افزایش واردات کل و نوسانات مثبت و منفی در سهم واردات کالاهای واسطه‌ای طی دوره مورد بررسی، این سهم پس از سال ۱۳۸۰ در حدود ۷۰ درصد بوده و تغییرات شدیدی نداشته است.

واردات کالاهای مصرفی سهمی‌در حدود ۱۸ درصد از واردات کل در سال ۱۳۶۸ داشته است که در سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۷۱ این سهم به ۱۰ درصد کاهش یافته است. پس از این دوره، سهم این نوع واردات افزایش داشته و در سال ۱۳۷۴ به حدود ۱۵ درصد رسیده است. طی سال‌های (۱۳۷۹-۱۳۷۴) نوسانات مثبت و منفی حول سهم ۱۵ درصدی را شاهد هستیم. این سهم پس از سال ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۸۴ سقوط به حدود ۹ درصد را تجربه کرده است و پس از آن مجدداً در سال ۱۳۸۵ به ۱۵ درصد افزایش یافته است. پس از آن نیز این سهم نوسان اندکی داشته است.

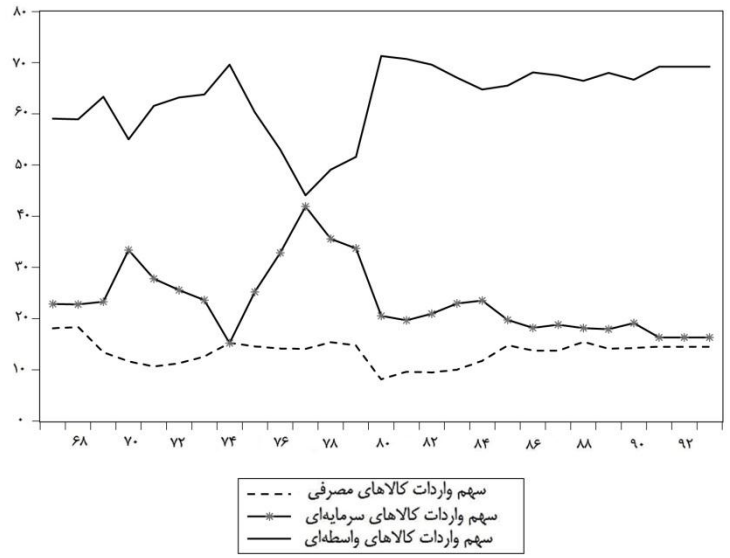
سهم کالاهای سرمایه‌ای از کل واردات در سال ۱۳۷۴ با حدود ۱۵ درصد کمترین مقدار و در سال ۱۳۷۷ با ۴۲ درصد بیشترین مقدار خود را طی دوره مورد بررسی داشته است. همزمان با افزایش شدید سهم واردات کالاهای سرمایه‌ای از ۱۵ درصد در سال ۱۳۷۴ به بیش از ۴۰ درصد در سال ۱۳۷۷، تقریباً به‌همان اندازه سهم واردات کالاهای واسطه‌ای کاهش داشته است. از سال ۱۳۷۷ مجدداً سهم واردات کالای سرمایه‌ای کاهش یافته است.

به طور کلی با بررسی نمودارهای۱ و ۲ مربوط به روند واردات کالا به تفکیک نوع کالاها و سهم واردات هر گروه از کالاها از واردات کل، مشخص است که طی دوره مورد بررسی واردات کالاهای سرمایه‌ای همواره بیش از میزان واردات کالاهای مصرفی بوده است (به استثنای سال ۱۳۷۴ که مقدار آن‌ها تقریباً برابر بوده است). علاوه بر این واردات کالاهای واسطه‌ای همواره سهم و میزان بیشتری نسبت به واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای را به خود اختصاص داده است. با توجه به نمودار ۱ مشاهده می‌شود که در سال‌های اخیر ضمن افزایش میزان واردات کل، میزان مطلق واردات کالاهای واسطه‌ای نیز روند افزایشی داشته است. از سوی دیگر واردات سرمایه‌ای و مصرفی طی سال‌های اخیر روند نسبتاً ثابتی داشته‌اند. این در حالی است که سهم واردات هر گروه از کالاها از واردات کل طی سال‌های اخیر نوسانات مثبت و منفی ولی به میزان اندک داشته‌اند.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]



نمودار ۱. روند واردات کالاها به تفکیک نوع کالاها (میلیارد دلار) (Total Imports، واردات کل؛ Consumption Goods، واردات کالاهای مصرفی؛ Capital Goods، واردات کالاهای سرمایه‌ای؛ Intermediate Goods، واردات کالاهای واسطه‌ای)



نمودار ۲. سهم واردات هر گروه از کالاها از واردات کل (درصد) (Consumption Goods Ratio، سهم واردات کالاهای مصرفی؛ Capital Goods Ratio، سهم واردات کالاهای سرمایه‌ای؛ Intermediate Goods Ratio، سهم واردات کالاهای واسطه‌ای)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

۲-۲. مبانی نظری

عدم وجود نظام رقابتی در تولید، توزیع و قیمت‌گذاری، تغییرات غیرمتعارف قیمت، تأثیرپذیری آن از عوامل غیراقتصادی و ارتباط تنگاتنگ با بازارهای دیگر و از همه مهم‌تر تجدیدناپذیری، خصوصیات منحصر به فردی است که کالای نفت به خود اختصاص داده است. بر این اساس اتخاذ هر نوع سیاست توسط دولت‌ها و سازمان‌های بین‌المللی در زمینه انرژی، بحران‌های بازارهای مالی، بحران‌های سیاسی و طبیعی، حتی تغییرات شدید جوی می‌تواند اثرات مستقیم و غیرمستقیمی بر روی عرضه و تقاضای نفت خام و در نتیجه قیمت این کالا بگذارد (بهرادمهر، ۱۳۸۷). وجود این ویژگی‌ها منجر به نااطمینانی در قیمت نفت خام خواهند شد.

از زمان رخداد شوک‌های نفتی بحث‌هایی پیرامون وجود رابطه بین شوک‌های نفتی و متغیرهای کلان اقتصادی درگرفت. به طور کلی تغییرات قیمتی نفت از عوامل اصلی اثرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت به شمار می‌رود. بر اساس تئوری‌های اقتصادی، تغییرات قیمت نفت از کانال‌های مختلفی بر متغیرهای کلان اقتصادی اثر می‌گذارد. کانال‌های اثرگذار را طبق مطالعات قبلی می‌توان به موارد زیر طبقه‌بندی کرد (کوردن و نیری[1] ۱۹۸۲، سیل[2] ۲۰۰۷، فرزانگان و مارکوارت[3] ۲۰۰۹، الدر و سرلتیس[4] ۲۰۱۰، تانگ و همکاران[5] ۲۰۱۰، فیلیس و همکاران[6] ۲۰۱۱، دهمرده و پورشهابی ۱۳۸۹، جهادی و علمی ۱۳۹۰، قنبری و همکاران ۱۳۹۰، سلمانی و همکاران، ۱۳۹۰، حیدری و بابائی بالدرلو ۱۳۹۲):

- کانال اثرات شوک‌های طرف عرضه: در این کانال نفت به عنوان نهاده تولیدی در نظر گرفته می‌شود. با افزایش قیمت نفت، هزینه‌های تولید افزایش می‌یابد. در نتیجه میزان تولیدات کاهش

1 . Corden and Neary
2 . Sill
3 . Farzanegan, M. R., and Markwardt
4 . Elder and Serletis
5 . Tang et al
6 . Filis et al

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

یافته و بیکاری افزایش می‌یابد. همچنین افزایش درآمد ناشی از افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت منجر به افزایش فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌شود که باعث افزایش تولید و کاهش بیکاری در این کشورها خواهد شد.

- کانال انتقال ثروت: این کانال به انتقال درآمد از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده نفت ناشی از افزایش قیمت نفت، تأکید دارد که با سرازیر شدن این درآمد در اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت میزان تقاضای کل اقتصاد افزایش می‌یابد.
- کانال تورم: شوک‌های نفتی باعث افزایش سطح عمومی قیمت‌ها و تورم در اقتصاد می‌شود. همان‌گونه که مطرح شد، شوک‌های نفتی باعث افزایش هزینه‌های تولید می‌شود که به عنوان شوک قیمتی در اقتصاد می‌باشد که منجر به تورم خواهد شد.
- کانال تراز واقعی و سیاست پولی: بر اساس این کانال، افزایش قیمت نفت با تأثیر بر تقاضای پول منجر به 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 تعدیلات بخشی: پس از وقوع شوک نفتی هزینه تعدیل و هماهنگی با این تغییرات در هر بخش از اقتصاد ممکن است منجر به رکود و یا کاهش رشد شود. بنابراین بخش‌هایی که مصرف انرژی بالا دارند کاهش یافته و بخش‌هایی که مصرف انرژی بهینه دارند توسعه می‌یابند.
- کانال رخدادهای غیرمنتظره (نااطمینانی‌ها): نااطمینانی‌ها بر تقاضای سرمایه‌گذاری هر دو گروه مصرف کننده و تولیدکننده اثرگذار است. در خصوص اثر نااطمینانی قیمت نفت خام عنوان می‌شود که افزایش نااطمینانی قیمت نفت خام منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی می‌گردد و در نتیجه آن، تقاضای انرژی توسط عاملان اقتصادی کاهش می‌یابد و دلیل آن نیز کاهش قدرت پیش‌بینی قیمت نفت خام می‌باشد. این موضوع، نااطمینانی در خصوص سطح قیمت آینده را افزایش می‌دهد و تصمیم‌گیری عاملان اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین نااطمینانی‌ها با تأثیر بر انتظارات از قیمت‌های نفت در آینده منجر به تأخیر در هزینه‌های سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران و کاهش تقاضای سرمایه‌گذاری می‌شوند.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

- کانال تخصیص نهاده‌ها (بیماری هلندی): افزایش تقاضای کل ناشی از درآمدهای نفتی به مفهوم افزایش سوددهی تولیدکنندگان برخی از بخش‌های اقتصادی است که گاهی موجب حرکت سرمایه و نیروی کار به بخش‌های غیرقابل مبادله نظیر ساختمان و خدمات و تضعیف بخش‌های قابل مبادله مانند کشاورزی می‌شود که از آن تحت عنوان بیماری هلندی[1] یاد می‌شود. این واقعیت به کاهش رقابت‌پذیری اقتصاد می‌انجامد و از این رو واردات افزایش می‌یابد.
- کانال تقویت زیرساخت‌های تولید: همان‌گونه که اشاره شد، افزایش در قیمت نفت با افزایش در هزینه‌ها و در مقیاس بزرگتر با کاهش سود تولیدکنندگان و سرمایه‌گذاران همراه خواهد بود. همچنین، با سرازیر شدن درآمد ناشی از افزایش قیمت نفت زمینه لازم برای واردات مهیا می‌شود که با هدایت این منابع در جهت واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای، زیرساخت‌های مورد نیاز بخش صنعت تقویت و منجر به رشد این بخش خواهد شد.
- کانال درآمد و مخارج دولت: از آنجایی که نفت یکی از مهم‌ترین منابع تأمین مالی بودجه کشورهای صادرکننده نفت می‌باشد، لذا یکی از مهم‌ترین کانال‌های اثرگذاری قیمت نفت بر اقتصاد نیز بودجه دولت‌هاست. نااطمینانی در بازارهای جهانی نفت، نه تنها نااطمینانی در سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی‌های اقتصادی در مسائل مربوط به قیمت نفت را منجر می‌شود، حتی باعث انحراف برنامه‌های اقتصادی از اهداف تعیین شده می‌گردد؛ به طوری که نااطمینانی از قیمت‌های آتی نفت در کشورهایی همچون ایران که ساختار اقتصادی آن بر اساس قیمت و درآمدهای نفتی شکل گرفته است، باعث می‌گردد دولت در پیش‌بینی درآمدهای نفتی در برنامه بودجه دقیق نباشد و عمدتاً با کسری و یا مازاد درآمدهای نفتی مواجه باشد. مسلماً این کسری یا مازاد تمامی برنامه‌های دولت را از روند برنامه‌ریزی شده خارج می‌سازد و همین امر منجر می‌شود تا اقتصاد کشور دائماً در حال نوسان باشد. این نوسانات نیز در اقتصاد داخلی به شدت به تولید و در نتیجه اشتغال آسیب می‌رساند. همچنین، بودجه دولت بخش قابل توجهی از تقاضای کل

1. Dutch Disease

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

اقتصاد را شکل می‌دهد. بنابراین، انتظار می‌رود نوسانات بازار نفت به واسطه بودجه دولت، فعالیت‌های اقتصادی و متغیرهای کلان اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد.

- کانال نرخ ارز و ارزش پول داخلی: با افزایش قیمت 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 شده و تأثیرپذیری نرخ واقعی ارز از تغییرات و نوسانات قیمت‌های نفت را کنترل و خنثی می‌کند. همچنین، در پی افزایش تقاضای واردات حاصل از افزایش قیمت نفت، شاهد عرضه ارز و کاهش ارزش اسمی ارز خواهیم بود.

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 مناسب، 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.

۲-۳. مروری بر پژوهش‌های انجام شده

رفتار دوره‌ای قیمت انرژی موضوع بسیاری از مطالعات بوده است. از آن جمله، همیلتون[1] (۱۹۸۳) بیان می‌کند که قیمت نفت پیش از ۱۹۷۲ ظرفیت پیشگویانه برای فعالیت بخش حقیقی اقتصاد دارد. هوکر[2] (۱۹۹۶) نیز معتقد است که روابط خطی تخمین زده شده بین قیمت نفت و فعالیت اقتصاد بعد از ۱۹۷۳ بسیار ضعیف‌تر شده است. نویسندگان متعددی این ضعف در تخمین‌های خطی را گمراه‌کننده می‌دانند و معتقدند که رابطه صحیح بین قیمت نفت و فعالیت اقتصاد تصریح غیرخطی این مدل‌هاست. برای مثال، مورک[3] (۱۹۸۹) نشان می‌دهد که پاسخ تولید نامتقارن است؛ به

1 . Hamilton
2 . Hooker
3 . Mork

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

عبارتی همبستگی بین افزایش قیمت نفت و تولید با همبستگی بین کاهش قیمت نفت و تولید متفاوت است. اغلب مطالعات انجام شده در زمینه اثرات قیمت نفت و نوسانات آن بر فعالیت‌های اقتصادی به صورت خطی بوده و همچنین، چگونگی انتقال نوسانات را مورد بررسی قرار نداده‌اند. در ادامه به طور اجمالی در چارچوب مباحث تحقیق حاضر و پیرامون اثرات نوسانات و شوک‌های نفتی بر متغیرهای اقتصادی به نتایج برخی از مهم‌ترین مطالعات اخیر انجام گرفته در داخل و خارج از کشور اشاره می‌شود.

فرزانگان و مارکوارت[1] (۲۰۰۹)، رابطه پویا بین شوک‌های نامتقارن قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی را با استفاده از رویکرد VAR برای داده‌های ایران مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از آن است که شوک‌های مثبت و منفی به طور معنی‌داری منجر به افزایش تورم می‌شوند. همچنین، آن‌ها به رابطه قوی مثبت و معنی‌داری بین تغییرات مثبت قیمت نفت و رشد تولیدات صنعتی دست می‌یابند. علاوه بر این، نشان می‌دهند که نوسانات قیمت نفت دارای اثرات نهایی بر روی مخارج واقعی دولت است. گومز لاسکاس و همکاران[2] (۲۰۱۲) بعد از برآورد ضرایب بلندمدت، نشان می‌دهند که پاسخ تولید و تورم به شوک‌های قیمت نفت در دهه ۱۹۷۰ بسیار بزرگ بوده که تا اواخر دهه ۱۹۹۰ ناپدید می‌شود. سپس، هر دو اثر و به ویژه تورم، در دهه اول قرن اخیر مجدداً قابل مشاهده است. با این وجود انتقال نوسانات قیمت نفت در مقایسه با دهه ۱۹۷۰ ضعیف‌تر است. دماچی[3] (۲۰۱۲)، در مطالعه خود اثر تغییرات در قیمت نفت بین‌المللی و تکانه‌های نفتی را بر اقتصاد کلان نیجریه، با استفاده از مدل VAR ساختاری بررسی می‌کند. بر مبنای نتایج به دست آمده در این تحقیق، نرخ ارز نیجریه علاوه بر قیمت نفت بین‌المللی، از نوسانات نفت نیز تأثیر می‌پذیرد. چن و هسو[4] (۲۰۱۲)، با استفاده از داده‌های تابلویی ۸۴ کشور جهان، نشان دادند که نوسانات قیمت

1 . Farzanegan and Markwardt
2 . Gómez-Loscos et al
3 . Demachi
4 . Chen and Hsu

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

نفت باعث کاهش تجارت بین‌الملل می‌شود. نتایج مطالعه رَن و وون[1] (۲۰۱۲) حاکی از آن است که شوک‌های نفتی اثر معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی واقعی این کشورها ندارد. در حالی که اثر معنی‌دار مثبتی بر بیکاری و شاخص قیمت مصرف‌کننده دارد. وانگ و وو (۲۰۱۲)، به مدل‌سازی پویای نوسانات قیمت انرژی با استفاده از مدل‌های GARCH تک متغیره[2] و چند متغیره[3] پرداخته و بیان می‌کنند که رابطه بین نفت خام و بازار محصول می‌تواند با استفاده از همبستگی زمان متغیر[4] توصیف شود. همچنین آن‌ها نشان می‌دهند که مدل‌های چند متغیره عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های تک متغیره دارند. موناداکا[5] (۲۰۱۳)، به بررسی رابطه بین نوسانات قیمت نفت و نرخ ارز بر اساس مدل‌های GARCH در کشورهای عربی می‌پردازد. نتایج مطالعه وی حاکی از آن است که شوک‌های نفتی منجر به انعطاف‌پذیری پایین نرخ ارز در این کشورها می‌شود. نیفار و الدوهیمن (۲۰۱۳) رابطه غیرخطی بین قیمت نفت، نرخ بهره و نرخ تورم را پیش از دوره بحران و طی دوره بحران مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعه آن‌ها حاکی از آن است که وابستگی ساختاری بین نرخ تورم و قیمت نفت خام نامتقارن است. به علاوه، وابستگی معنی‌دار و متقارنی بین قیمت نفت خام و نرخ بهره کوتاه‌مدت طی دوره بحران وجود دارد.

در زمینه اثرات قیمت نفت خام و نوسانات آن بر فعالیت‌ها و متغیرهای کلان اقتصادی، مطالعات داخلی متعددی صورت پذیرفته و همچنان در حال گسترش است. شیرین‌بخش و مقدس بیات (۱۳۸۹)، به بررسی اثرات متقارن و نامتقارن شوک‌های نفتی بر ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی و خدمات در ایران پرداخته‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها وجود بیماری هلندی در ایران را مورد تأیید قرار می‌دهد. جهادی و علمی (۱۳۹۰)، با استفاده از فیلتر هودریک- پرسکات[6] تکانه‌های نفت را شناسایی

1 . Ran and Voon
2. Univariate
3. Multivariate
4. Time-Varying Correlation
5 . Mundaca
6. Hodrick-Perescott Filtering (HP)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

کرده و سپس، با استفاده از الگوی VAR به بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب عضو اوپک پرداخته‌اند. نتایج مطالعه‌این دو حاکی از آن است که امارات و ایران بیشترین وابستگی را به نفت دارند؛ در حالی که‌اندونزی و اکوادور کمترین وابستگی را دارا می‌باشند. ابراهیمی (۱۳۹۰) اثر شوک‌های قیمت نفت و نوسانات نرخ ارز را بر رشد اقتصاد کشورهای الجزایر، ایران، عربستان و ونزوئلا برای دوره زمانی (۲۰۰۷ - ۱۹۸۰) با استفاده از روش VAR مورد بررسی قرار می‌دهد. بر اساس نتایج تخمین، در این کشورها رابطه بلندمدت بین قیمت نفت و رشد تولید مثبت و رابطه بلندمدت بین نرخ ارز و رشد تولید منفی است. بهرامی و نصیری (۱۳۹۰)، با استفاده از داده‌های ماهانه دوره (۲۰۰۷ – ۱۹۷۳) و با به کارگیری روش VAR ساختاری، شوک‌های ساختاری قیمت نفت را به پنج شوک تجزیه می‌کنند. سپس، با استفاده از معادلات رگرسیونی جداگانه و روش OLS بر مبنای داده‌های سالانه اقتصاد ایران، تأثیر هریک از شوک‌های ساختاری را بر متغیرهای اساسی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که نحوه تأثیرگذاری شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد ایران، تا حد بسیار زیادی به نحوه عملکرد دولت پس از ورود شوک‌های مزبور وابسته است. قنبری و همکاران (۱۳۹۰)، اثرات نامتقارن شوک‌های بازار نفت خام را بر روی اقتصاد ایران با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری راه‌گزینی مارکف[1] برای دوره زمانی (۱۳۸۶ - ۱۳۶۸) مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان‌دهنده رفتار نامتقارن متغیرهای مدل به نوسانات قیمت نفت واقعی در رژیم‌های متفاوت بخش صنعت ایران می‌باشد. به طوری که با حرکت از فاز رکود به فاز رونق شدید بخش صنعت، مکانیسم‌های اثرگذاری منفی افزایش قیمت نفت بر روی اقتصاد ایران افزایش می‌یابد. حیدری و بابائی بالدرلو (۱۳۹۲)، عوامل انتقال دهنده نوسانات قیمت نفت خام را به رشد بخش صنعت و معدن مورد بررسی قرار می‌دهند. 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،

1. Markov Switching-Vector Error Correction Model (MS-VECM)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

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. حیدری و بابائی بالدرلو (۱۳۹۳)، با استفاده از مدل‌های ناهمسان واریانس شرطی و تبدیل مارکف به بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت خام بر رشد بخش صنعت و معدن پرداخته‌اند. آنها نشان می‌دهند که در صورت عدم اطمینان از قیمت نفت خام، رشد بخش صنعت و معدن بیشتر به رشد متوسط و تداوم این وضعیت متمایل است. جمع‌بندی مطالعات صورت گرفته در اقتصاد ایران: رویکردهایی جهت رفع ضعف‌های مطالعات دارد.

مطالعات متعددی پیرامون اثرات قیمت نفت و نوسانات آن بر رشد اقتصادی ایران صورت گرفته است. حجم وسیع مطالعات صورت گرفته در این زمینه حاکی از اهمیت بالای اثرگذاری نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی است. با توجه به این مطالعات در زمینه بررسی تأثیر نوسانات و شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی، چند ضعف عمده در این مطالعات قابل مشاهده است.

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 مطالعه داربی[1] (۱۹۸۲) و جیمنز و مارسلو[2] (۲۰۰۵) و آنچه در مبانی نظری مطرح شد، می‌توان اظهار داشت که تغییرات قیمت نفت، نه فقط به طور مستقیم، که به صورت غیرمستقیم و از طریق سایر متغیرهای اقتصادی نیز، رشد اقتصادی را متأثر می‌کند.

علاوه بر این، 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 پرداخته‌اند. در بیشتر مطالعات انجام گرفته نیز 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 اقتصاد کشورهای جهان و به ویژه بخش انرژی در دهه‌های گذشته شاهد بحران‌های متعددی بوده است. این وقایع به عنوان یک شکست ساختاری بالقوه می‌تواند ارتباط بین متغیرهای اقتصادی را

1 . Darby
2 . Jimenez-Rodriguez and Marcelo

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

تحت تأثیر قرار دهد. به گونه‌ای که در برخی موارد میزان اثرگذاری متغیرها بر هم طی دوره‌های زمانی قبل و بعد از شکست تفاوت قابل ملاحظه‌ای با یکدیگر داشته باشد. با این وجود روش‌های اقتصادسنجی اندکی امکان لحاظ کردن این تغییرات را دارند؛ مگر در صورتی که اطلاعات کافی در مورد زمان دقیق تغییرات وجود داشته باشد. در برخی از مطالعات داخلی نیز بنا به اقتضای مدل‌های خطی مورد استفاده از یک یا دو متغیر مجازی (برون‌زا) برای سال‌های شکست استفاده می‌شود. علاوه بر این، نویسندگان متعددی در بسیاری از مطالعات خارجی مدل‌های خطی برآورد شده را برای تصریح روابط بین قیمت نفت و فعالیت‌های اقتصادی گمراه‌کننده می‌دانند. از جمله هوکر (۱۹۹۶)، مورک (۱۹۸۹) و همیلتون (۱۹۹۶) 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 مطالعات داخلی، بررسی تأثیر نوسانات به صورت جمعی بر روی رشد اقتصادی می‌باشد و در نتیجه روابط بین متغیرها به طور صحیحی شناسایی نمی‌شود. از این رو در مطالعه حاضر، به بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت خام بر رشد بخش صنعت و معدن پرداخته می‌شود. از جمله مطالعاتی که به بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی می‌پردازد، می‌توان به مطالعه بهبودی و همکاران (۱۳۸۸) و مهرگان و همکاران (۱۳۹۱- الف و ب) اشاره نمود. با این وجود در این مطالعات نیز تأثیر نااطمینانی قیمت نفت خام به صورت جمعی و بر تولید ناخالص داخلی مورد بررسی قرار می‌گیرد. از جمله مطالعاتی که به بررسی اثرات بخشی نااطمینانی قیمت نفت پرداخته‌اند، می‌توان به پاسبان (۱۳۸۳)، عباسیان و همکاران (۱۳۸۶)، شیرین‌بخش و مقدس بیات (۱۳۸۹)، قنبری و همکاران (۱۳۹۰) و حیدری و بابائی بالدرلو (۱۳۹۲ و ۱۳۹۳) اشاره نمود. در مطالعه پاسبان (۱۳۸۳)، شیرین‌بخش و مقدس بیات (۱۳۸۹) و قنبری و همکاران (۱۳۹۰) با وجود مطالعه بخشی، اثر مستقیم قیمت نفت مورد بررسی قرار گرفته است.

با توجه به مطالعات قبلی از جمله قنبری و همکاران (۱۳۹۰) بین قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن رابطه مثبت وجود دارد که آن را ناشی از افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای، به ویژه

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

در سال‌های اخیر، مطرح می‌کنند ولی تاکنون اثر متغیر واردات کالاهای واسطه‌ای با استفاده از روابط اقتصادسنجی مورد برآورد و بررسی قرار نگرفته است.

با این اوصاف مزیت تحقیق حاضر بر مطالعات قبلی در جهت رفع ضعف‌های یاد شده و در جهت تکمیل مطالعات قبلی از چند جنبه قابل توجه است:

- انجام آزمون‌های ریشه واحد زیوت ـ اندروز[1] (۱۹۹۲) با لحاظ یک شکست ساختاری درون‌زا و لامزدین ـ پاپل (۱۹۹۸) با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا در کنار آزمون‌های ریشه واحد استاندارد.
- از آنجایی که ضریب همبستگی فقط شدت همبستگی خطی بین دو متغیر تصادفی را اندازه‌گیری می‌کند (نوفرستی، ۱۳۸۳)، در مطالعه حاضر همبستگی پویای بین دو متغیر مدل‌سازی می‌شود.
- برای بررسی چگونگی انتقال نوسانات قیمت نفت خام به رشد بخش صنعت و معدن، به طور غیرمستقیم و از طریق سایر متغیرها، از مدل‌های غیرخطی مناسب استفاده می‌شود.
- برای بررسی دقیق اثرات واردات به عنوان یکی از متغیرهای اثرگذار و تأثیرپذیر از قیمت نفت خام و تأکید بر اثر واردات کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای در انتقال نوسانات قیمت نفت خام به رشد بخش صنعت و معدن، در مطالعه حاضر رابطه این متغیرها با همبستگی بین قیمت نفت و رشد بخش صنعت و معدن مورد بررسی قرار می‌گیرد.

لذا می‌توان گفت مطالعه حاضر به طور معنی‌داری به پیشینه و ادبیات این موضوع می‌افزاید و نتایج حاصل نیز می‌تواند در جهت سیاست‌گذاری‌های دقیق اقتصادی، مفید واقع شود.

۳- روش‌شناسی تحقیق

در این بخش به معرفی مدل ناهمسان واریانس شرطی چند متغیره با رویکرد همبستگی شرطی پویا[2] و مدل‌های غیرخطی تبدیل مارکف پرداخته شده است.

1 . Zivot - Andrews
2. DCC-MGARCH

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

۳-۱. 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 در طی زمان، مدل‌های چند متغیره ناهمسان واریانس شرطی پویا مورد استفاده قرار می‌گیرد. یکی از ویژگی‌های قابل توجه‌این مدل‌ها، تخمین پویای ماتریس واریانس- کوواریانس شرطی بین متغیرها و متعاقباً تخمین همبستگی پویای بین آنهاست. این مدل‌ها توسط انگل و شپارد[1] (۲۰۰۱) و همچنین، انگل (۲۰۰۲) معرفی شدند. مدل DCC به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$H_t = D_t R_t D_t \qquad (۱)$$

$$D_t = diag(h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{NN,t}^{1/2}) \qquad (۲)$$

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

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

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

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

در رابطه (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 u_t از مرتبه $N\times N$ می‌باشد. تعداد پارامترهای تخمینی در این مدل برابر $(N+1)\times(N+4)/2$ است که نسبت به مدل‌های BEKK بسیار کمتر است. با افزایش N برآورد مدل می‌تواند به روش‌های دو مرحله‌ای انجام گیرد که از پیچیدگی مدل می‌کاهد. به طور خلاصه، ابتدا واریانس شرطی برای هر متغیر با استفاده از مدل‌های ناهمسان واریانس شرطی تک متغیره و سپس، پارامترهای همبستگی شرطی برآورد می‌گردد. مدل DCC در

1 . Engle and Sheppard
2. Univariate-GARCH Models

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

هر نقطه‌ای از زمان می‌تواند ماتریس کوواریانس را مثبت معین کند. این مدل‌ها از روش حداکثر راست‌نمایی با استفاده از تابع لگاریتم راست‌نمایی زیر تخمین زده می‌شوند:

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

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:

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

که در آن GVA و POil به ترتیب نرخ رشد ارزش افزوده بخش صنعت و معدن و قیمت نفت خام و μ_1 و μ_2 مقدار مورد انتظار متغیرها (میانگین) را که تابعی از وقفه‌های مختلف خود متغیرها است و در واقع دارای شکلی خودرگرسیونی است، نشان می‌دهند. با استانداردسازی پسماندهای ε_{1t} و ε_{2t} و بر اساس روابط (۳) و (۴)، معادله واریانس و ماتریس پویای همبستگی بین رشد ارزش افزوده صنعت و معدن با قیمت نفت تصریح می‌گردد که $\mathrm{Q_{1t}} = \begin{bmatrix} Q_{11t} & \mathrm{Q_{12t}} \\ \mathrm{Q_{21t}} & \mathrm{Q_{22t}} \end{bmatrix}$ ماتریس پویای واریانس- کوواریانس بین متغیر نرخ رشد ارزش افزوده صنعت و معدن با قیمت نفت را نشان می‌دهد. همچنین سری‌های زمانی همبستگی پویای بین نرخ رشد ارزش افزوده صنعت و معدن با قیمت نفت در قالب معادله (۳) قابل تبیین است. روش برآورد مدل‌های دو متغیره DCC بین نرخ رشد ارزش افزوده صنعت و معدن و قیمت نفت، حداکثرسازی تابع لگاریتم راستنمایی و براساس رابطه(۵) می‌باشد.

۳-۲. مدل‌های تبدیل مارکف

روش رایج برای مطالعه رفتار پویای متغیرهای اقتصادی و مالی، استفاده از مدل‌های گوناگون سری زمانی می‌باشد. مدل‌های تبدیل مارکف از جمله مدل‌های سری زمانی غیرخطی، برای اولین بار توسط کوانت (۱۹۷۲) و گلدفلد و کوانت (۱۹۷۳) معرفی شد و سپس، از سوی همیلتون[1] (۱۹۸۹)

1 . Hamilton, J. D.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

برای استخراج چرخه تجاری ایالات متحده 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 (فلاحی و هاشمی‌دیزج، ۱۳۸۹). ثانیاً، تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به عنوان یکی از ویژگی‌های این مدل‌ها لحاظ شود. به عبارت دیگر، مدل تبدیل مارکف از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. ثالثاً، این مدل فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌نماید و همچنین قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (رژیم‌های مختلف) می‌باشد (ابونوری و عرفانی، ۱۳۸۷).

اگر رفتار سری زمانی y_t در طی زمان توأم با تغییرات رژیمی (وضعیت) باشد، در این صورت استفاده از مدل خطی با پارامترهای ثابت، نتایج تورش‌داری را به دنبال دارد. در چنین مواردی می‌توان از مدل MS به عنوان یک جایگزین مناسب برای مدل‌سازی و برآورد رفتار غیرخطی سری زمانی استفاده کرد که پارامترهای برآوردی به متغیر حالت (s_t) بستگی دارد. متغیر s_t قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. 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.

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

در رابطه (۷)، y_t متغیر وابسته، ε_t جزء اخلال دارای توزیع مستقل و مشخص با میانگین صفر و واریانس ثابت $\sigma_t(s_t)$ 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 (غیرقابل مشاهده) است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند و می‌تواند k حالت به خود بگیرد. همچنین فقط احتمال مربوط به‌هر حالت (رژیم) را می‌توان به دست

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

آورد. تعیین وضعیت s_t به وسیله توابع احتمال انتقال یک فرآیند محدود (متناهی) k وضعیتی مارکف با گسستگی زمانی صورت می‌گیرد. بدین مفهوم که براساس زنجیره k وضعیتی مارکف، متغیر گسسته s_t تابعی از مقادیر گذشته خودش می‌باشد. برای سادگی فرض می‌شود زنجیره مارکف از نوع مرتبه اول است. با پیگیری این زنجیره، فرآیند ایجاد داده[1] در مورد متغیر رژیم تکمیل می‌شود. زنجیره مارکف در رابطه (۸) بیان شده است.

(۸)

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

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس k×k، ماتریس احتمال انتقالات (P) به دست می‌آید که‌هر عنصر آن (pij) احتمال انتقال از وضعیت i به وضعیت j را نشان می‌دهد.

در مطالعه حاضر، 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. لذا، با توجه به متغیرهای توضیحی انتخاب شده، مدل برآوردی در این پژوهش به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$cor_t = \beta_0^S + \beta_1^S X_{1,t} + \cdots + \beta_k^S X_{k,t} + \beta_{k+1} X_{k+1,t} + \cdots + \beta_j X_{j,t} + \varepsilon_t^S \quad (۹)$$

St=1,2

که در آن، 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 غیررژیمی 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

1. Data Generating Process (DGP)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

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.

٤. یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج

هدف از مطالعه حاضر بررسی روند انتقال نوسانات قیمت نفت خام به رشد بخش صنعت و معدن در ایران از طریق متغیرهای کلان اقتصادی برای بازه زمانی (۱۳۹۲:۴- ۱۳۶۷:۱) می‌باشد. از این رو در مطالعه حاضر از مدل چندمتغیره ناهمسان واریانس شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته با رویکرد همبستگی شرطی پویا برای بدست آوردن همبستگی پویا بین قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن استفاده می‌شود. سپس متغیرهای کلان اقتصادی توضیح‌دهنده‌همبستگی 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.

٤-١. بررسی مانایی متغیرها

تغییرات و تحولات ناگهانی در بازارهای جهانی نفت و تغییرات ساختاری متعدد در اقتصاد ایران می‌تواند منجر به شکست ساختاری در متغیرهای مورد بررسی گردد. از آنجایی که وجود شکست ساختاری می‌تواند روابط بین متغیرها را تحت تأثیر قرار دهد و این امر در اغلب مطالعات داخلی نادیده گرفته شده است، لذا، در پژوهش حاضر، علاوه بر آزمون مانایی فیلیپس- پرون[2] و KPSS[3]، برای بررسی مانایی از آزمون ریشه واحد زیوت و اندروز[4] (۱۹۹۲) با لحاظ یک شکست ساختاری درون‌زا و آزمون ریشه واحد لامزدین و پاپل (۱۹۹۷) با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا استفاده شده است. مزیت آزمون‌های ZA و LP، تعیین نقطه شکست ساختاری و تغییر جهت در رابطه بین دو

1. log-Likelihood Function
2. Phillips-Perron (PP)
3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)
4 . Zivot - Andrews

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

متغیر به صورت درون‌زا است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مورد مطالعه در جدول(۱) ارائه شده است.

بر اساس نتایج ارائه شده در جدول (۱)، مشاهده می‌شود که تمام متغیرهای مورد استفاده در سطح اطمینان ۹۵ درصد مانا و جمعی از درجه صفر هستند. به طوری که متغیرهای واردات واقعی کالاهای مصرفی (RMC)، واردات واقعی کالاهای واسطه‌ای (RMB) و واردات واقعی کالاهای سرمایه‌ای (RMK) در سطح اطمینان ۹۵ درصد و با لحاظ دو شکست ساختاری درون‌زا، متغیرهای قیمت نفت (POil) و مخارج مصرفی واقعی دولت (GR) در سطح اطمینان ۹۵ درصد و با لحاظ یک شکست ساختاری درون‌زا و متغیرهای رشد بخش صنعت و معدن (GVA)، نرخ ارز مؤثر واقعی (REER)، تورم (P) و همبستگی پویا (COR) در سطح اطمینان ۹۵ درصد با هر دو آزمون PP و KPSS، در سطح مانا هستند. لذا می‌توان از سطح متغیرها و بدون تفاضل‌گیری در برآورد مدل‌ها استفاده کرد.

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

متغیر	PP	KPSS		ZA				LP	نتیجه آزمون‌های مانایی در سطح
	H_0: ریشه واحد	H_0: مانایی	نتیجه بدون لحاظ شکست	الگوی A	الگوی B	الگوی C			
GVA	-۴/۷۸***	۰/۱۲	I(0)	-۴/۵۴	-۴/۱۹*	-۵/۳۴**		-۵/۴۹	I(0)
POil	-۱/۰۰۴	۰/۱۹***	I(1)	-۴/۳۹	-۴/۵۶**	-۴/۶۷		-۶/۰۲	I(0)
RMB	-۱/۳۹	۰/۱۷**	I(1)	-۶/۴۲***	-۶/۹۸	-۷/۴۱***		-۱۰/۲۲***	I(0)
RMC	-۱/۳۱	۰/۷۵***	I(1)	-۵/۵۰***	-۶/۳۵***	-۷/۴۹***		-۹/۶۸***	I(0)
RMK	-۱/۵۵	۰/۱۳*	I(1)	-۵/۲۳**	-۴/۶۷**	-۸/۸۸***		-۱۰/۰۶***	I(0)
GR	-۶/۲۷***	۰/۴۷**	I(1)	-۶/۴۷***	-۵/۸۴***	-۶/۱۸***		-۶/۶۱*	I(0)
REER	-۲/۹۴***	۰/۲۹	I(0)	-۸/۴۰***	-۶/۰۵***	-۶/۰۳***		-۱۰/۴۱***	I(0)
P	-۳/۷۴***	۰/۰۹	I(0)	-۴/۲۵	-۴/۷۴**	-۵/۴۴**		-۵/۲۵	I(0)
COR	-۴/۱۱***	۰/۱۱	I(0)	-۴/۶۳*	-۴/۱۸*	-۵/۱۰**		-۵/۳۲	I(0)

مأخذ: محاسبات تحقیق

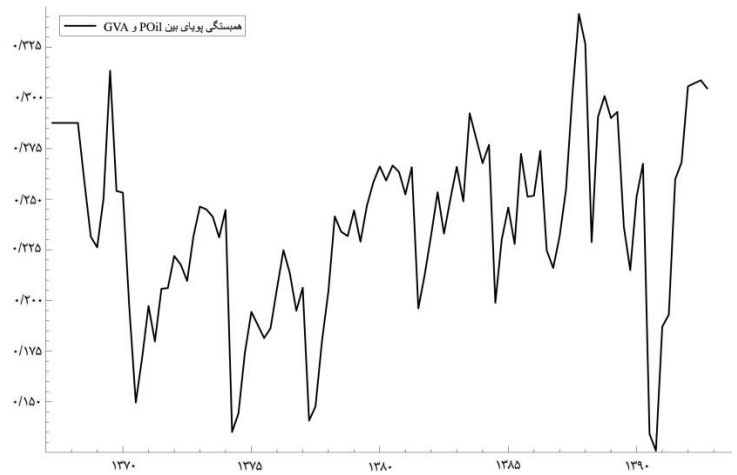
[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

تذکر ۱: الگوی A بیانگر تغییر در عرض از مبدأ، الگوی B بیانگر تغییر در شیب تابع روند و الگوی C بیانگر تغییر در عرض از مبدأ و تغییر در شیب تابع روند است.

تذکر ۲: ***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح احتمال ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ را نشان می‌دهند.

٤-۲. ارائه و تفسیر نتایج حاصل از برآورد مدل DCC-GARCH

همان‌گونه که مطرح شد، مدل‌های MGARCH با استفاده از روش حداکثر راست‌نمایی برآورد می‌گردند. در مطالعه حاضر، بعد از برآورد مدل خودرگرسیو بهینه، همبستگی پویای بین قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن با استفاده از مدل DCC مورد برآورد قرار می‌گیرد. نمودار مربوط به ضرایب همبستگی پویای به دست آمده از رابطه (۴) بین رشد ارزش‌افزوده صنعت و معدن و قیمت نفت خام در نمودار (۳) گزارش شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، همبستگی بین دو متغیر مورد مطالعه در بازه ۰/۱۲ تا ۰/۳۴ در حال تغییر بوده و با وجود نوسانات متعدد همبستگی بین دو متغیر در طی زمان در اثر شوک‌های نفتی، همواره مثبت بوده است. پویایی همبستگی رشد ارزش افزوده صنعت و معدن با قیمت نفت نشان می‌دهد که نوسانات قیمت نفت رشد بخش صنعت و معدن را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد و بنابراین عاملی برای نوسانات رشد بخش صنعت و معدن می‌باشد.



نمودار ۳. همبستگی پویا بین رشد بخش صنعت و معدن و قیمت نفت خام محاسبه شده از مدل DCC-GARCH

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

٤-۳. مدل‌سازی غیرخطی عوامل مؤثر بر همبستگی پویا

همانطور که عنوان شده، هدف از این مطالعه بررسی تغییرات ممکن در همبستگی پویا ناشی از تغییر در شاخص‌های کلان اقتصادی است. بدین منظور، در این قسمت، رابطه‌همبستگی پویای برآوردی در مرحله قبل با متغیرهای کلان اقتصادی (واردات واقعی کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای، مخارج مصرفی واقعی دولت، نرخ ارز مؤثر واقعی و تورم) مورد بررسی قرار می‌گیرد. با توجه به مزیت مدل‌های تغییر رژیمی مبنی بر تصریح غیرخطی رابطه بین متغیرها، یکی از روش‌هایی که برای برآورد این رابطه می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد، مدل تبدیل مارکف است.

در مطالعه حاضر، بر اساس مقدار AIC، الگوی دو رژیمی بر الگوی سه رژیمی ارجحیت دارد. لذا، معیارهای اطلاعات آکائیک برای انواع مختلف مدل‌های تبدیل مارکف دو رژیمی، به ازای حالت‌های مختلف متغیرهای واردات واقعی کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای، مخارج مصرفی واقعی دولت، تورم، نرخ ارز مؤثر واقعی و قیمت نفت خام برآورد می‌شود. سپس، طبق معیارهای مطرح شده در بخش قبل متغیرهای رژیمی و غیر رژیمی‌تعیین می‌شوند. در نهایت، مدل MSIXH(2)-ARX(0,0) انتخاب و برآورد می‌شود. نتایج حاصل از برآورد این مدل در جدول (۲) گزارش شده است.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد مدل MSIXH(2)-ARX(0,0) بعد از تفکیک متغیر واردات

مدل	MSIXH(2)-ARX(0,0)			
AIC	-۳/۸۸۰۱	Log-likelihood		۲۱۷/۸۲۷۴
متغیرهای رژیمی	رژیم ۱		رژیم ۲	
	ضریب	انحراف معیار آماره t ()	ضریب	انحراف معیار آماره t ()
جمله ثابت	۰/۲۹۵۳	۰/۰۲۲۴ (۱۳/۲***)	۰/۲۰۵۴	۰/۰۰۹۵ (۲۱/۵***)
P	۱/۸۸۶۳	۰/۳۷۱۹ (۵/۰۷***)	۰/۱۷۱۵	۰/۰۹۰۲ (۱/۹۰*)
GR	-۲/۳۵ e-۵	۱/۰۰۶ e-۵ (-۲/۳۳**)	-۱/۹۷ e-۵	۱/۱۰۹ e-۵ (-۱/۷۷*)
RMB	۰/۰۰۰۷۸	۵/۵۴ e-۵ (۱۴/۰***)	۰/۰۰۰۲۶	۸/۴۲ e-۵ (۳/۰۸***)
RMC	-۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۰۱۸ (-۱۰/۳***)	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۲۳ (-۰/۸۵)
RMK	۰/۰۰۰۵۸	۰/۰۰۰۱۱ (۵/۱۵***)	۰/۰۰۰۳۶	۰/۰۰۰۱۵ (۲/۳۶**)
انحراف معیار	۰/۰۲۰۶	۰/۰۰۳۴ (۶/۱۲***)	۰/۰۲۵۲۴	۰/۰۰۳۲ (۷/۸۳***)
متغیرهای بدون رژیم	ضریب		انحراف معیار آماره t ()	
REER	-۰/۰۰۰۴۲		۳/۸۹۹ e-۵ (-۱۰/۷***)	
Poil	-۰/۰۰۰۵۰۵		۰/۰۰۰۱۲ (-۴/۱۶***)	

مأخذ: محاسبات محقق

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

با توجه به نتایج تخمین زده شده، مشاهده می‌شود که ضرایب جمله ثابت در هر دو رژیم برآوردی، در سطح اطمینان ۹۹٪ معنی‌دار هستند. لذا می‌توان گفت، مدل‌سازی فرآیند همبستگی بین دو متغیر با در نظر گرفتن تغییرات ساختاری امکان‌پذیر است.

آزمون بررسی حالت خطی بودن همبستگی پویا و آزمون‌های تشخیصی مدل MSIXH(2)-ARX(0,0) در جدول (۳) ارائه شده است. آزمون LR، فرضیه صفر را مبنی بر خطی بودن سری همبستگی پویا، در مقابل فرضیه تصریح سری همبستگی پویا با مدل تبدیل مارکف آزمون می‌کند. بر مبنای نتیجه این آزمون فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۹٪ رد می‌شود. بنابراین، می‌توان از مدل غیرخطی تبدیل مارکف برای تصریح رابطه بین متغیرهای مورد بررسی استفاده کرد. نتایج

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

آزمون‌های تشخیصی ارائه شده در جدول (۳) حاکی از آن است که در الگوی برآورد شده در سطح اطمینان ۹۵٪ ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی وجود ندارد که بر صحت نتایج الگوی برآورد شده و عدم وجود خطای تصریح در آن دلالت دارد. به علاوه، طبق نتایج به دست آمده از آزمون نرمال بودن، پسماندهای حاصل از برآورد این مدل از توزیع نرمال برخوردارند.

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیصی مدل MSIXH(2)-ARX(0,0) بعد از تفکیک متغیر واردات

آزمون‌ها	آماره χ^2	سطح معنی‌داری
آزمون خطی بودن (LR)	۵۵/۵۱۳***	۰/۰۰۰۰
آزمون نرمال بودن	۱/۴۹۴۹	۰/۴۷۳۶
آزمون پورتمن	۸/۲۳۱۴	۰/۷۶۶۸
آزمون وجود اثر ARCH	۲/۷۰۷۴	۰/۱۲۱۶

مأخذ: محاسبات محقق

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

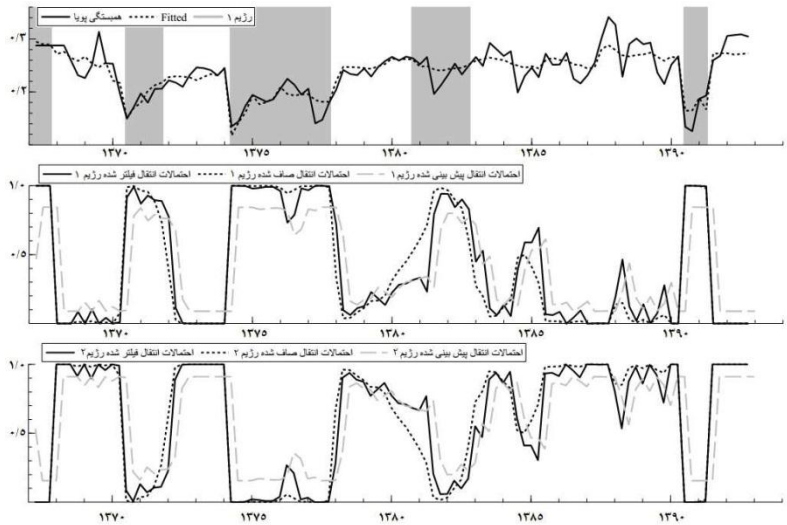
احتمالات انتقال در دو رژیم مدل MSIXH(2)-ARX(0,0)، در نمودار (۴) ارائه شده است. با توجه به نمودار (۴)، مشاهده می‌شود که رژیم یک مربوط به‌همبستگی پایین و رژیم دو مربوط به‌همبستگی بالا بین دو متغیر قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن است.

بر اساس نتایج ماتریس احتمالات انتقال ارائه شده در جدول (۴)، احتمالات انتقال ۰/۸۴۴۶ و ۰/۹۱۰۷ به ترتیب پایایی رژیم‌های یک و دو همبستگی پویا را نشان می‌دهند. به عبارتی، در صورتی که‌همبستگی بین متغیرهای قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت در وضعیت همبستگی پایین یا بالا قرار گیرد، به ترتیب با احتمالات ۰/۸۴۴۶ و ۰/۹۱۰۷ در همان وضعیت‌ها باقی خواهد ماند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، همبستگی بالا (رژیم دو) نسبت به‌همبستگی پایین (رژیم یک) پایدارتر است. همچنین، احتمال اینکه‌همبستگی بین دو متغیر بعد از همبستگی پایین وارد وضعیت همبستگی بالا شود ۰/۱۵۵۴ است که در مقایسه با احتمال اینکه بعد از همبستگی بالا وارد وضعیت همبستگی پایین شود (۰/۰۸۹۳) بیشتر است که نشان دهنده پایایی رژیم دو نسبت به رژیم یک است و نیز، ضعیف

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

بودن احتمال انتقال همبستگی از یک وضعیت به وضعیت دیگر را نشان می‌دهد. به عبارتی، هر دو رژیم پایدار بوده و با افزایش یا کاهش همبستگی بین دو متغیر اثرگذاری قیمت نفت خام بر رشد این بخش قابل کنترل خواهد بود.

مقدار احتمالات انباشته در جدول (۵) نیز همسو با ماتریس احتمالات انتقال بیان می‌کند که فراوانی نسبی حادث شدن وضعیت همبستگی بالا (رژیم دو) در دوره زمانی مورد مطالعه، صرف نظر از اینکه در دوره گذشته در چه رژیمی بوده است، نسبت به وضعیت همبستگی پایین (رژیم یک) بیشتر است. دوره دوام همبستگی بالا به میزان ۱۳/۲ فصل و همبستگی پایین ۷/۴ فصل خواهد بود. به عبارت دیگر، خارج شدن از وضعیت همبستگی بالا و انتقال به وضعیت همبستگی پایین، بعد از اثرگذاری متغیرهای نرخ ارز مؤثر واقعی، تورم، قیمت نفت خام، واردات کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی و مخارج مصرفی واقعی دولت، به طور متوسط ۱۳/۲ فصل طول می‌کشد و همبستگی پایین نیز به طور متوسط ۷/۴ فصل از متغیرهای مورد مطالعه اثر پذیرفته و وضعیت همبستگی پایین را می‌تواند حفظ کند.



نمودار ۴. احتمالات انتقال فیلتر شده، صاف شده و پیش‌بینی شده در مدل MSIXH(2)-ARX(0,0)

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

جدول ۴. ماتریس احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر در مدل MSIXH(2)-ARX(0,0)

t+1 / t	رژیم ۱	رژیم ۲
رژیم ۱	۰/۸۴۴۶	۰/۰۸۹۳
رژیم ۲	۰/۱۵۵۴	۰/۹۱۰۷

مأخذ: محاسبات محقق

جدول ۵. 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 یک	۳۷	۰/۳۵۹۲	۷/۴
رژیم دو	۶۶	۰/۶۴۰۸	۱۳/۲

مأخذ: محاسبات محقق

به طور کلی، نتایج احتمالات انتقال، مدت تداوم و فراوانی نسبی حادث شدن هر رژیم در هر دوره حاکی از آن است که‌همبستگی بالا بین قیمت نفت خام و رشد صنعت و معدن نسبت به‌همبستگی پایین پایدارتر بوده که با بهبود کارایی و بهره‌وری انرژی در بخش صنعت و معدن و بهبود سیاست‌های کلان اقتصادی می‌توان این همبستگی را کاهش داد و یا اثرات شدید نوسانات قیمتی نفت را کنترل کرد.

بعد از بررسی صحت اعتبار مدل به وسیله آزمون‌های تشخیصی و نحوه انتقال بین رژیم‌ها، به بررسی نحوه اثرگذاری متغیرهای کلان اقتصادی در قالب مدل MSIXH(2)-ARX(0,0) پرداخته می‌شود. طبق نتایج ارائه شده در جدول (۲)، مشاهده می‌شود که متغیر نرخ ارز مؤثر واقعی، بر همبستگی بین دو متغیر قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن دارای اثر منفی و معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۹٪ است. همان‌گونه که قبلاً اشاره شد، در پی افزایش ناگهانی قیمت نفت و در نتیجه افزایش نرخ ارز، قدرت رقابت‌پذیری تجاری صنایع داخلی کاهش می‌یابد که منجر به کاهش رشد بخش صنعت و معدن خواهد شد. همچنین، با افزایش ناگهانی قیمت نفت خام به عنوان یکی از نهاده‌های تولید، هزینه تولید افزایش می‌یابد که منجر به کاهش رشد بخش صنعت و معدن خواهد

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

شد. به عبارتی، رابطه منفی قیمت نفت خام با همبستگی بین دو متغیر می‌تواند ناشی از افزایش هزینه‌های تولید در بخش صنعت و کاهش تولید در این بخش باشد.

با توجه به ضرایب تورم در مدل فوق، مشاهده می‌شود که تورم در هر دو رژیم دارای اثر مثبت و معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۰٪ است. افزایش قیمت نفت، با افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، علاوه بر کاهش تورم، قیمت نسبی کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای به سطح عمومی قیمت‌ها را در نتیجه افزایش عرضه این کالاها کاهش می‌دهد. به عبارتی، این امر منجر به کاهش هزینه تولید و در نتیجه، افزایش انگیزه تولید در بخش صنعت می‌شود. علاوه بر این، افزایش واردات کالاهای مصرفی در پی افزایش قیمت نفت، منجر به افزایش عرضه داخلی، کاهش سطح عمومی قیمت‌ها و افزایش قیمت نسبی کالاهای صنعتی نسبت به سطح عمومی قیمت‌ها خواهد شد که افزایش رشد بخش صنعت را در پی خواهد داشت. 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. بنابراین، با توجه به ضرایب مثبت تورم برآورد شده در این مدل، کانال‌های اثرگذاری از طریق واردات اثر کاهشی تورم را خنثی می‌کند.

همان‌گونه که مشاهده می‌شود، ضریب تورم در وضعیت همبستگی بالا بیشتر از وضعیت همبستگی پایین است که نشان دهنده اثرگذاری بیشتر تورم در وضعیت همبستگی بالا است. در وضعیت همبستگی بالا، با افزایش قیمت نفت، بخش صنعت رشد بیشتری داشته و در نتیجه، اثرگذاری تورم از کانال افزایش واردات بر همبستگی بین دو متغیر نیز به دلیل بیشتر بودن انگیزه تولیدکنندگان، افزایش می‌یابد و اثر کاهشی در تولید بخش صنعت در پی افزایش سطح عمومی قیمت‌ها حذف خواهد شد. در حالی‌که، در وضعیت همبستگی پایین، رشد بخش صنعت و معدن در نتیجه افزایش قیمت نفت، افزایش جزئی خواهد داشت و در نتیجه امکان خنثی شدن اثر کاهشی رشد صنعت و معدن در پی افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، به وسیله کانال اثرگذاری افزایش واردات نیز کمتر خواهد بود.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

ضریب مخارج مصرفی واقعی دولت در هر دو وضعیت همبستگی پایین بالا دارای اثر منفی و معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۰٪ است. می‌توان گفت، افزایش قیمت نفت منجر به افزایش درآمدهای نفتی و در نتیجه افزایش مخارج مصرفی واقعی دولت خواهد شد که کاهش رشد بخش صنعت و معدن را در پی خواهد داشت. به علاوه، با افزایش درآمدهای نفتی، سطح عمومی قیمت‌ها در پی فشار تقاضا افزایش می‌یابد که دولت برای مقابله با تورم، مخارج مصرفی خود را کاهش می‌دهد که منجر به افزایش تولید در بخش صنعت خواهد شد. به عبارتی، در وضعیت همبستگی بالا که مخارج مصرفی واقعی دولت اثرات منفی بر همبستگی بین دو متغیر دارد، افزایش مخارج مصرفی واقعی دولت مانع از مقابله با تورم و کاهش مخارج خواهد شد که باعث کاهش تولید در بخش صنعت و معدن و مانع از افزایش همبستگی بین دو متغیر می‌شود.

با افزایش قیمت نفت و افزایش درآمدهای نفتی، واردات افزایش می‌یابد. در صورت افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، رشد بخش صنعت و معدن به دلیل افزایش عرضه این کالاها نیز افزایش می‌یابد. در صورتی که واردات کالاهای مصرفی افزایش یابد، در پی افزایش عرضه کالاهای مصرفی، قیمت این کالاها کاهش خواهد یافت. از سوی دیگر، به علت عدم امکان تولید توسط تولیدکنندگان داخلی به دلیل هزینه‌های تولید بالا و قیمت پایین محصولات، از رشد بخش صنعت و معدن کاسته خواهد شد.

همان‌گونه که در ضرایب برآورد شده این مدل نیز مشاهده می‌شود، واردات کالاهای واسطه‌ای در هر دو رژیم دارای اثر مثبت و معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۹٪ بر سری همبستگی بوده و در وضعیت همبستگی پایین مقدار آن بیشتر است که می‌تواند ناشی از بهره‌وری پایین عوامل تولید در وضعیت همبستگی بالا باشد. از سوی دیگر، در هر دو وضعیت همبستگی پایین و بالا، واردات کالاهای مصرفی، از افزایش رشد بخش صنعت ناشی از واردات کالاهای واسطه‌ای می‌کاهد. ضرایب واردات کالاهای مصرفی نیز در هر دو رژیم منفی بوده و بیانگر اثرگذاری منفی کالاهای مصرفی بر همبستگی بین دو متغیر می‌باشد. ضرایب واردات کالاهای سرمایه‌ای نیز دارای اثر مثبت و معنی‌دار در سطح اطمینان ۹۵٪ در هر دو رژیم است. همان‌گونه که اشاره شد با افزایش قیمت نفت و

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

درآمدهای نفتی و سپس افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای به میزان تولید در بخش صنعت افزوده خواهد شد. در صورتی که مجموع اثرات واردات کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و واسطه‌ای در هر دو رژیم یک و دو مورد بررسی قرار گیرد (رژیم یک: ۰/۰۰۰۵۵- = ۰/۰۰۰۵۸+۰/۰۰۱۹۱-۰/۰۰۰۷۸ و رژیم دو: ۰/۰۰۰۴۲= ۰/۰۰۰۳۶+۰/۰۰۰۲-۰/۰۰۰۲۶)، شاهد اثرگذاری منفی واردات کل در همبستگی پایین و اثرگذاری مثبت در همبستگی بالا خواهیم بود. بنابراین با توجه به وضعیت غالب همبستگی بالا و پایداری بیشتر این حالت و همچنین اثرگذاری مثبت واردات کل در این وضعیت می‌توان با استفاده از تغییرات لازم در واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای انتقال نوسانات قیمت نفت خام به بخش صنعت و معدن را تغییر داد.

به طور کلی، برآیند اثرگذاری قیمت نفت از طریق متغیرهای مورد مطالعه بر رشد بخش صنعت و معدن مثبت است که از برآورد مدل DCC به دست می‌آید و تغییرات موجود در همبستگی بین دو متغیر قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن ناشی از تغییرات ناگهانی قیمت نفت (شوک‌های نفتی) با تغییرات متغیرهای واردات کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و واسطه‌ای واقعی، مخارج مصرفی واقعی دولت، تورم، نرخ ارز مؤثر واقعی و قیمت نفت، متأثر از تغییرات قیمت نفت خام، قابل توضیح است. به عبارت دیگر، متغیرهای واردات کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و واسطه‌ای واقعی، مخارج مصرفی واقعی دولت، تورم، نرخ ارز مؤثر واقعی و قیمت نفت خام می‌توانند به عنوان متغیرهای انتقال دهنده نوسانات و شوک‌های نفتی به رشد بخش صنعت و معدن از طریق کانال‌های مطرح شده در نظر گرفته شوند.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

۵. نتیجه‌گیری

اهمیت بررسی دقیق اثرگذاری تغییرات قیمت انرژی و به ویژه نفت بر متغیرهای اقتصادی در وضعیت‌های مختلف اقتصادی، منجر به گسترش روزافزون مطالعات در این زمینه شده است. پژوهش حاضر نیز تأثیر نوسانات قیمت نفت خام بر رشد بخش صنعت و معدن و عوامل انتقال دهنده نوسانات قیمت نفت خام به بخش صنعت و معدن را طی دوره زمانی ۱۳۹۲:۴- ۱۳۶۷:۱ مورد بررسی قرار داده است. بدین منظور، در این تحقیق بعد از مدل‌سازی اثرات نوسانات و بدست آوردن سری زمانی مربوط به‌همبستگی پویای قیمت نفت خام و رشد بخش صنعت و معدن با استفاده از مدل DCC، متغیرهای کلان اقتصادی توضیح‌دهنده‌همبستگی پویای بین این دو متغیر مورد بررسی قرار گرفته است. داده‌ها به صورت فصلی برای متغیرهای قیمت نفت خام، رشد بخش صنعت و معدن، نرخ تورم، واردات واقعی کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای، مخارج مصرفی واقعی دولت و نرخ ارز مؤثر واقعی از بانک اطلاعات سری‌های زمانی و حساب‌های ملی بانک مرکزی و صندوق بین‌المللی پول بخش داده‌های مالی (IFS) استخراج شدند.

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. این تغییر در همبستگی بین دو متغیر مورد مطالعه می‌تواند ناشی از کانال‌های متفاوت اثرگذاری نوسانات قیمت نفت بر رشد بخش صنعت و معدن باشد. از جمله اینکه، با انتقال درآمدهای حاصل از نفت به کشورهای تولید کننده نفت، در صورت افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای، همبستگی مثبت بین قیمت نفت و رشد بخش صنعت و معدن را می‌توان توجیه نمود. همچنین، با افزایش عرضه ناشی از افزایش واردات، نسبت قیمت کالاهای صنعتی به سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد و منجر به افزایش انگیزه تولید در بخش صنعت و معدن می‌شود. از سوی دیگر، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در پی افزایش قیمت نفت، منجر به کاهش قیمت نسبی کالاهای صنعتی به سطح عمومی قیمت‌ها و در نتیجه کاهش رشد بخش صنعت خواهد شد. به ترتیبی که از

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

برآورد مدل DCC برمی‌آید، برآیند اثرگذاری قیمت نفت خام بر رشد بخش صنعت از طریق کانال‌های معرفی شده مثبت است و با وجود نوسانات متعدد طی دوره مورد بررسی، همبستگی بین دو متغیر در طی زمان در اثر شوک‌های نفتی 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. به علاوه، با توجه به اینکه واردات یکی از متغیرهای اثرگذار و تأثیرپذیر از قیمت نفت می‌باشد، به منظور بررسی دقیق‌تر و انتخاب سیاست‌های مناسب در جهت کاهش اثرات نوسانات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی، متغیر واردات به واردات واقعی کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و واسطه‌ای تفکیک شد و اثر هر یک مورد بررسی قرار گرفت. 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 یک وضعیت همبستگی پایین و رژیم دو وضعیت همبستگی بالا را تسخیر می‌کنند. نتایج حاصل از برآورد مدل فوق نشان می‌دهد که متغیر واردات کالاهای واسطه‌ای دارای رابطه مثبت با سری همبستگی و واردات کالاهای مصرفی دارای اثر منفی بر سری همبستگی هستند که با تئوری‌های اقتصادی سازگار است. چرا که با افزایش عرضه کالاهای مصرفی انگیزه تولیدکنندگان کاهش یافته و مانع از افزایش رشد در بخش صنعت و معدن خواهد شد. از سوی دیگر، افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای و افزایش عرضه این کالاها منجر به افزایش رشد در این بخش خواهد شد.

با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش، به نظر می‌رسد نوسانات قیمت نفت خام یکی از عوامل اصلی تأثیرگذار بر رشد بخش صنعت و معدن است که علاوه بر اثرات مستقیم قیمت نفت، از طریق یک سری متغیرهای کلان اقتصادی توضیح‌دهنده انتقال نوسانات قیمت نفت، دارای اثرات غیرمستقیم بر رشد بخش صنعت و معدن نیز می‌باشد. در نتیجه با کنترل متغیرهای انتقالی، می‌توان اثرگذاری قیمت نفت را در جهت رشد بیشتر بخش صنعت و معدن هدایت نمود. به طوری که با افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای به‌همراه سیاست‌های ساختاری در جهت افزایش قدرت رقابتی

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

محصولات داخلی و اجرای سیاست‌های توسعه صادرات غیرنفتی، کاهش مخارج مصرفی دولت و همچنین، اجرای سیاست‌هایی در جهت تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها و مخارج مصرفی دولت در مقابل تغییرات قیمت نفت، می‌توان در جهت رشد هر چه بیشتر بخش صنعت و معدن اقدام نمود. همچنین، با توجه به این واقعیت مهم که بی‌ثباتی قیمت نفت همانند یک متغیر برون‌زا در اقتصاد ایران عمل می‌نماید، لذا پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران و متولیان امر با استفاده از تجارب موفق سایر کشورها و نیز تجربه کسب شده از حساب ذخیره ارزی، نسبت به تأسیس نهادی همانند صندوق سرمایه‌گذاری اقدام نمایند و یا در اساس‌نامه و سازوکار صندوق توسعه ملی به آن توجه داشته باشند. همچنین، پیشنهاد می‌شود منابع صندوق با در نظر گرفتن مزیت‌های نسبی در بخش‌های تولیدی مختلف و به ترتیب اهمیت در رشد کشور تخصیص یابد و یا با رشد ظرفیت اقتصاد داخلی، این منابع به اقتصاد کشور تزریق شود. همچنین، از تخصیص منابع این صندوق جهت رفع کسری بودجه دولت و یا مخارج جاری جلوگیری به عمل آید. بدین ترتیب، می‌توان از اثرگذاری مستقیم شوک‌ها و نوسانات برون‌زا بر متغیرهای کلان اقتصادی جلوگیری کرد و بهره‌وری درآمدهای حاصل از صدور نفت را در جهت رشد بیشتر اقتصادی افزایش داد. بنابراین، افزایش رشد اقتصادی کشور و رشد بخش صنعت و معدن، مستلزم آن است که سیاست‌گذاران اقتصادی کشور در نهادهای تصمیم‌گیری، دولت‌مردان و نمایندگان مجلس در امر برنامه‌ریزی توسعه کشور به این واقعیات توجه ویژه داشته باشند. به علاوه، پیشنهاد می‌شود دولت با جایگزینی تدریجی درآمدهای مالیاتی، بیشتر در جهت کاهش وابستگی به درآمد صادرات نفت خام اقدام نماید. رویکرد توسعه صادرات غیرنفتی و توجه به مزیت‌های نسبی اقتصاد کشور در بخش‌های تولیدی مختلف، می‌تواند در جهت نیل به اقتصادی پویا و فعال مفید واقع شود. استفاده از قراردادهای آتی و حق اختیار معامله نیز می‌تواند به عنوان پوشش‌دهنده ریسک مورد بررسی قرار گیرد.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

منابع

ابراهیمی، س (۱۳۹۰)، "اثر شوک‌های قیمت نفت و نوسانات نرخ ارز و نااطمینانی حاصل از آن‌ها بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب نفتی"، *فصل‌نامه پژوهش‌نامه بازرگانی*، شماره ۵۹، صص ۸۳- ۱۰۵.

ابونوری، ا؛ عرفانی، ع (۱۳۸۷)، "الگوی چرخشی مارکف و پیش‌بینی احتمال وقوع بحران نقدینگی در کشورهای عضو اوپک"، *پژوهش‌نامه اقتصادی*، شماره سوم، صص ۱۵۳- ۱۷۴.

بهبودی، د؛ متفکرآزاد، م؛ رضازاده، ع (۱۳۸۸)، "اثرات بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ششم، شماره ۲۰، صص۱- ۳۳.

بهرادمهر، ن (۱۳۸۷)، "پیش‌بینی قیمت نفت خام با استفاده از هموارسازی موجک و شبکه عصبی مصنوعی"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال پنجم، شماره ۱۸، صص۸۱- ۹۸.

بهرامی، ج؛ نصیری، س (۱۳۹۰)، "شوک نفتی و بیماری هلندی؛ بررسی موردی ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*: سال شانزدهم، شماره ۴۸، پاییز ۱۳۹۰، صص ۲۵- ۴۵.

پاسبان، ف (۱۳۸۳)، "تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران (بیماری هلندی)"، *پژوهش‌نامه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۲، صص ۱۱۷- ۱۳۶.

جهادی، م؛ علمی، ز (۱۳۹۰)، "تکانه‌های قیمت نفت و رشد اقتصادی (شواهدی از کشورهای عضو اوپک)"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره ۲، صص ۱۱- ۳۰.

حیدری، ح؛ بابائی بالدرلو، س (۱۳۹۲)، "عوامل مؤثر بر انتقال نوسانات قیمت نفت خام به رشد بخش صنعت و معدن در ایران: رهیافتی از مدل‌های تبدیل مارکف"، *نشریه انرژی ایران*، جلد ۱۶، شماره ۳، صص ۱- ۱۶.

حیدری، ح؛ بابائی بالدرلو، س (۱۳۹۳)، "بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت خام بر رشد بخش صنعت و معدن در ایران: کاربردی از مدل‌های تبدیل مارکف"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، جلد ۱۰، شماره ۴۱، صص ۴۳- ۷۰.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

حیدری، ح؛ سعیدپور، ل (۱۳۹۰)، "دلالت‌هایی بر آزادسازی قیمت فرآورده‌های نفتی در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هجدهم، شماره ۵۷، بهار ۱۳۹۰، صص ۵- ۳۰.

دهمرده، ن؛ پورشهابی، ف (۱۳۸۹)، "مدل‌سازی بی‌ثباتی قیمت نفت خام سبک ایران"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هجدهم، شماره ۵۳، صص ۱۰۹- ۱۲۶.

سلمانی، ب؛ بهبودی، د؛ سیاب، م (۱۳۹۰)، "نقش کیفیت نهادی در رابطه نرخ واقعی ارز با قیمت نفت مطالعه موردی: اقتصادهای نفتی"، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۴، ، صص ۱۰۳- ۱۲۲.

شیرین‌بخش، ش؛ مقدس بیات، م (۱۳۸۹)، "بررسی اثرات متقارن و نامتقارن شوک‌های نفتی بر ارزش‌افزوده بخش‌های کشاورزی و خدمات ایران"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال هفتم، شماره ۲۶، صص ۲۰ – ۱.

عباسیان، ع؛ مرادپور اولادی، م؛ عباسیون، و (۱۳۸۶)، "تأثیر عدم‌اطمینان قیمت نفت بر بخش‌های صنعت، خدمات و ساختمان"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ششم، شماره ۲، صص ۱۰۹- ۱۲۱.

فلاحی، ف؛ هاشمی‌دیزج، ع (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.

قنبری، ع؛ خضری، م؛ رسولی، ا (۱۳۹۰)، "تشخیص اثرات نامتقارن شوک‌های نفت خام بر روی اقتصاد ایران در رژیم‌های اقتصادی: مدل راه‌گزینی مارکوف"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۷، زمستان ۱۳۹۰، صص ۱۱۹-۱۴۹.

مهرگان، ن؛ حقانی، م؛ محمدزاده، پ؛ سلمانی، ی (۱۳۹۱- الف)، "بررسی الگوی چند رفتاری رشد اقتصادی در واکنش به نوسانات قیمتی در بازارهای جهانی نفت: مطالعه موردی ایران"، *همایش ملی جهاد اقتصادی (با تأکید بر تولید ملی، حمایت از کار و سرمایه‌ایرانی)*، (۲۳ آبان ۱۳۹۱)، بابلسر، دانشگاه مازندران.

مهرگان، ن؛ حقانی، م؛ محمدزاده، پ؛ سلمانی، ی (۱۳۹۱- ب)، "تأثیر عدم اطمینان از قیمت نفت بر رشد اقتصادی ایران بر اساس الگوهای چند رفتاری"، *همایش ملی جهاد اقتصادی (با تأکید بر تولید ملی، حمایت از کار و سرمایه‌ایرانی)*، (۲۳ آبان ۱۳۹۱)، بابلسر، دانشگاه مازندران.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

نوفرستی، م (۱۳۸۳)، *آمار در اقتصاد و بازرگانی*، جلد دوم، چاپ یازدهم. تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

Chen, S. S., and Hsu, K. W. (2012), "Reverse Globalization: Does High Oil Price Volatility Discourage International Trade?", *Energy Economics*, Vol.34, Issue 5, pp.1634- 1643.

Corden, W. and Neary, J. (1982), "Booming Sector and De-industrialisation in a Small Open Economy", *Economic Journal*, 92(368), pp. 825-848.

Darby, M. R. (1982), "The Price of Oil and World Inflation and Recession", *American Economic Review*, American Economic Association, Vol. 72(4), pp.738-51.

Demachi, K. (2012), "The Effect of Crude Oil Price Change and Volatility on Nigerian Economy", *MPRA Paper*, No. 4141, unpublished [Online]. Available from: http://mpra.ub.uni-muenchen.de/41413/ .

Elder, J., and Serletis, A. (2010), "Oil Price Uncertainty", *Journal of Money*, Credit and Banking: Vol. 42, Issue 6, pp.1137–1159.

Engle, R. F. (2002), "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, No. 20, pp. 339−350.

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.

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.

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*, No.20, pp.152– 164.

Goldfeld, S. M., and Quandt, R. E. (1973), "A Markov Model for Switching Regressions", *Journal of Econometrics*, No. 1, pp. 3–16.

Gómez-Loscos, A., Dolores Gadea, M., and Montañés, A. (2012), "Economic Growth, Inflation and Oil Shocks: Are the 1970s Coming back?", *Applied Economics*, Vol. 44, No. 35, pp. 4575-4589.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

Hamilton, J. D. (1983), "Oil and the Macroeconomy since World War II", *The Journal of Political Economy*, No. 9, pp. 228−248.

Hamilton, J. D. (1989), "A new Approach to the Economic Analysis of Non-Stationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 57(2), pp. 357–384.

Hamilton, J. D. (1996), "This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship", *Journal of Monetary Economics*, No. 38, pp. 215−220.

Hooker, A. M. (1996), "What Happened to the Oil Price–Macroeconomy Relationship?", *Journal of Monetary Economics*, No. 38, pp.195−213.

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.

Lumsdaine, R. L., and. Papell, D. H. (1997), "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis", *Review of Economics and Statistics*, 79 (2), pp. 212-218.

Mork, K. A. (1989), "Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results", *Journal of Political Economy*, No. 91, pp. 740-744.

Mundaca, G. (2013), "Oil Prices and Exchange Rate Volatility in Arab Countries", *Applied Economics Letters*, 20(1), pp. 41-47.

Naifar, N., Al Dohaiman, M. S. (2013), "Nonlinear Analysis among Crude Oil Prices, Stock Markets' Return and Macroeconomic Variables", *International Review of Economics and Finance*, No. 27, pp. 416–431.

Quandt. R. E. (1972), "A New Approach to Estimating Switching Regressions", *Journal of the American Statistical Association*, No. 67, pp.306–310.

Ran, J. and Voon, J. P. (2012), "Does Oil Price Shock Affect Small Open Economies? Evidence from Hong Kong, Singapore, South Korea and Taiwan", *Applied Economics Letters*, 19(16), pp. 1599-1602.

Sill, K. (2007). "The macroeconomics of oil shocks", *Federal Reserve Bank of Philadelphia*, Business Review: 1(1), pp. 21-31.

Tang, W., Wu, L., and Zhang, Z.X. (2010), "Oil price shocks and their short- and long-term effects on the Chinese economy", *Energy Economics*, doi:10.1016/j.eneco.2010.01.002

Tansuchat, R., Chang, C. L., and McAleer, M. (2010), "Crude Oil Hedging Strategies Using Dynamic Multivariate GARCH", CIRJE Discussion Papers, CIRJE-F-704,

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]

Wang, Y., Wu, C. (2012), "Forecasting Energy Market Volatility Using GARCH Models: Can Multivariate Models Beat Univariate Models?", *Energy Economics*, Vol. 34, pp. 2167–2181.

Zivot E., Andrews D.W. K. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Journal of Business and Economic statistics*, No. 10, pp. 251-270.

http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/03research02dp.html.

[Downloaded from epprjournal.ir on 2026-10-31]