

مجله اقتصادی

شماره‌های ۷ و ۸، مهر و آبان ۱۳۹۸، صفحات ۶۵-۴۷

## مدل سازی و بررسی شوک‌های نفتی بر ادوار تجاری: رویکرد تصحیح خطای آستانه

ناهید بهاروند

دانشجوی دکتری دانشگاه سمنان

nahid\_baharvand@semnan.ac.ir

ایران از جمله کشورهای صادرکننده نفت به شمار می‌آید و درآمد حاصل از صادرات نفت خام مهم‌ترین منبع تأمین مالی در بودجه کشور است که فعالیت‌های اقتصادی دیگر را به طور چشمگیری تحت تأثیر قرار می‌دهد. هدف از انجام این پژوهش مدل‌سازی و بررسی شوک‌های نفتی بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از رویکرد پویای تصحیح خطای آستانه‌ای طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۴۰ است. نتایج این بررسی حاکی از آن است که شوک‌های قیمت نفت و دوره‌های رکود و رونق در اقتصاد ایران به صورت نامتقارن است و اثرات شوک‌های قیمتی نفت بر ادوار تجاری ایران غیرخطی است. همچنین، ضرایب شاخص قیمت مصرف‌کننده، نرخ ارز حقیقی و واردات صنعتی و شوک‌های قیمتی نفت از نظر آماری معنادار بوده و از عوامل مؤثر در ادوار تجاری اقتصاد ایران است. شوک‌های مثبت قیمت نفت به طور موقت باعث رشد و رونق ادوار تجاری و شوک‌های منفی قیمت نفت به طور موقت باعث افزایش رکود می‌شوند.

واژگان کلیدی: مدل‌سازی، شوک‌های نفتی، ادوار تجاری، ECM آستانه‌ای.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی  
پرتال جامع علوم انسانی

## ۱. مقدمه

کشورهای صادرکننده نفت طی سالیان متمادی استخراج و فروش نفت، به شدت به درآمدهای حاصل از این منبع طبیعی و نوسانات آن وابسته شده‌اند (کميجانی و همکاران، ۱۳۹۰). ایران از جمله کشورهای صادرکننده نفت به شمار می‌آید؛ به همین دلیل، برخوردار از درآمد حاصل از صادرات نفت است. از آنجا که درآمد حاصل از صدور نفت خام بخش قابل توجهی از بودجه عمومی دولت را تشکیل می‌دهد و به طور غیرمستقیم تأثیر چشمگیری بر دیگر فعالیت‌های اقتصادی دارد (شریفی رنانی و همکاران، ۱۳۹۲)؛ بنابراین این وابستگی در طی سالیان طولانی به طور گسترده‌ای در تمام تاروپود اقتصاد به وجود آمده است.

با این حال، افزایش قیمت جهانی نفت از دو کانال اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اول، درآمد حاصل از صادرات نفت ایران، همانند دیگر کشورهای عمده صادرکننده آن، منبع مهم درآمدهای ارزی محسوب می‌شود. افزایش درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت به علت هزینه کرد نادرست آن موجب پیدایش پدیده بیماری هلندی می‌شود که ثمرات آن کاهش توان رقابتی تولیدات داخل با خارج و در نتیجه کاهش فعالیت‌های اقتصاد بخش‌های تولید و افزایش قیمت‌ها است (صوفی مجیدپور و پورمهر، ۱۳۹۴).

رخداد شوک‌های عظیم نفتی و ظهور پدیده‌های مهم اقتصادی نظیر رکود جهانی، تورم داخلی و بیکاری بیش از پیش نگاه‌ها را به این موضوع معطوف کرده است (مخت‌فر، ۱۳۹۵). در این مطالعه با بهره‌گیری از یک مدل تصحیح خطا آستانه‌ای، به مدل‌سازی و بررسی شوک‌های قیمت نفت بر ادوار تجاری در ایران که یک کشور صادرکننده نفت است، پرداخته می‌شود. در ادامه، در بخش دوم این مقاله مبانی نظری و پیشینه پژوهش مورد بررسی قرار خواهد گرفت و سپس در بخش سوم به روش تحقیق اشاره خواهد شد. بخش چهارم، برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج برآورد را ارائه می‌دهد و در نهایت، در بخش پنجم به نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

## ۲. مبانی نظری و پیشینه پژوهش

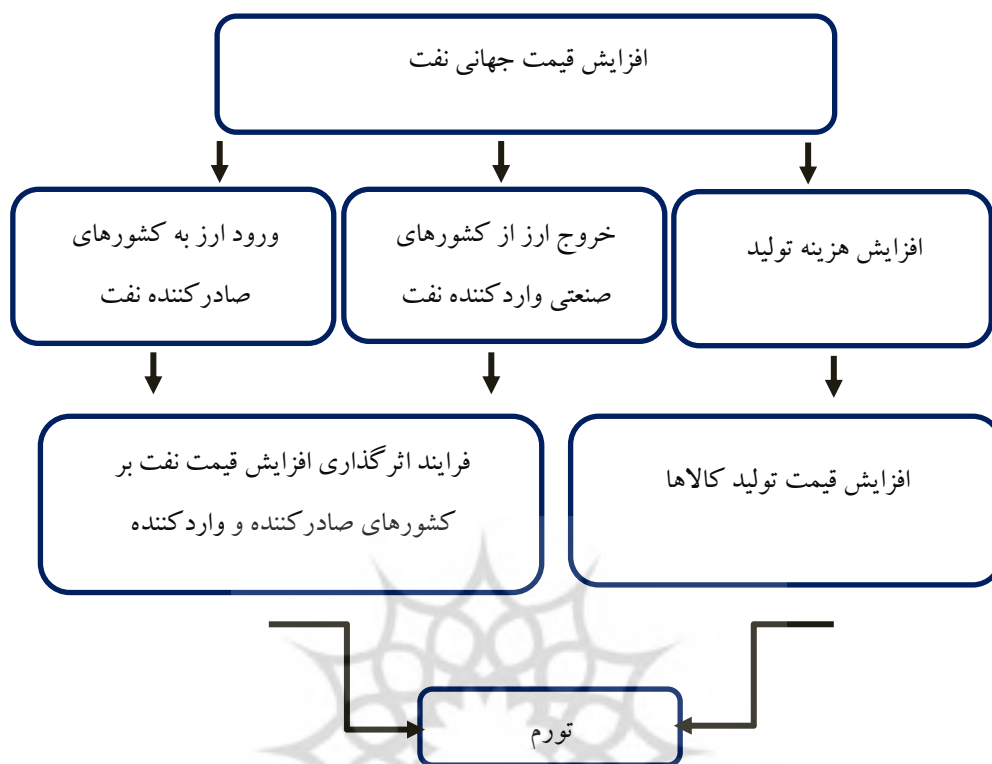
نقش مهم نفت خام در اقتصاد جهانی توجه سیاست‌مداران و اقتصاددانان را به تأثیر نوسانات قیمت آن جلب کرده است. اکثر کشورهای صادرکننده نفت، در بخش صادرات خود تقریباً

تک محصولی هستند. به عبارت دیگر در این کشورها درآمد حاصل از فروش نفت حداقل به عنوان مهم ترین منبع درآمد صادراتی مطرح می شود. از این رو اثرات تغییرات قیمت نفت در این کشورها دارای اهمیت بیشتری است (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۲).

علاوه بر این بخشی از درآمدهای نفتی که از طریق بودجه وارد اقتصاد می شود بایستی توسط بانک مرکزی در بازار ارز داخلی به فروش رسیده و به پول ملی تبدیل شود اما از آنجا که بخشی از این ارز در بازار ارز داخلی به فروش نمی رسد، خالص دارایی های خارجی بانک مرکزی افزایش خواهد یافت که منجر به افزایش منابع پایه پولی شده و متعاقب آن حجم نقدینگی در اقتصاد افزایش می یابد که این وضعیت مترادف با سیاست پولی انبساطی است. همچنین با افزایش درآمدهای ارزی حاصل از صدور نفت، ثروت کشورهای صادرکننده نفت افزایش می یابد که به موجب آن واردات آن ها نیز افزایش می یابد (بک و کمپ، ۲۰۰۹) یک عامل مؤثر دیگر در این زمینه افزایش ارزش پول ملی کشورهای صادرکننده نفت است که در نتیجه تزریق ارز حاصل از صادرات نفت به بازار ارز داخلی به وقوع می پیوندد.

افزایش قیمت نفت از دو کانال اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت را متأثر می کند. کانال اول، تورم وارداتی به این کشورها است. افزایش قیمت نفت به عنوان هزینه تولید در جهان، قیمت کالاهای جهانی را افزایش می دهد و با توجه به این که عمده کشورهای صادرکننده نفت وابستگی بالایی به کالاهای وارداتی اعم از مواد اولیه، کالاهای سرمایه ای و مصرفی دارند و از سوی دیگر به دلیل اینکه اقتصاد این کشورها نسبت به اقتصاد جهانی بسیار کوچک است، قادر به اثرگذاری بر قیمت جهانی کالاها نیستند؛ بنابراین با پدید آمدن تورم جهانی بر اثر افزایش قیمت نفت، قیمت کالاهای وارداتی به ارزش نرخ ارز وارداتی بالا می رود. کانال دیگر اثرگذاری افزایش قیمت نفت بر اقتصاد کلان کشورهای صادرکننده نفت به ساختار اقتصادی آن ها برمی گردد (صوفی مجیدپور و پور مهر، ۱۳۹۴).

شکل (۱)، فرایند اثرگذاری افزایش قیمت جهانی نفت بر شاخص قیمت مصرف کننده را نشان می دهد.



شکل ۱. اثر افزایش قیمت نفت بر اقتصاد

نفت و دولت متکی بر درآمدهای نفتی، دو محور اصلی در اقتصاد ایران است. در سال ۱۹۷۳، قیمت نفت به شدت افزایش یافت. از آن زمان به بعد، رشد واردات و وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی افزایش یافته است. دولت از لحاظ تاریخی و فرهنگی سال‌هاست که در اقتصاد کشور نقش مهمی داشته است، اما در بررسی جایگاه دولت در اقتصاد ایران می‌بایست به تأثیر نفت در ساختار دولت توجه ویژه‌ای داشت. نفت و درآمدهای نفتی به دلیل تأثیرپذیری زیاد از وضعیت بازار جهانی نفت، همواره در تحولات اقتصادی ایران اثرگذار بوده است و نقش بسیار مهمی در ساختار اقتصاد داخلی داشته است. بخش عمده مشکلات اقتصادی در ایران از این حقیقت ناشی می‌شود که نفت منبع درآمدی مطمئن و پایداری نبوده و منبعی پایان‌پذیر است. مشکل عمده دیگر اقتصاد ایران از این واقعیت سرچشمه می‌گیرد که قیمت نفت و به تبع آن درآمدهای نفتی تحت تأثیر اقتصاد جهانی قرار دارد و به این دلیل به طور مستمر در حال تغییر و نوسان است و اتکالی بودجه دولت و اقتصاد داخلی به این منبع به صورت اجتناب‌ناپذیری نوسانات شدیدی در متغیرهای کلان اقتصادی ایجاد می‌کند (بابکی و همکاران، ۱۳۹۶).

افزایش درآمدهای نفتی دست کشورهای صادرکننده نفت را برای انجام تغییرات اقتصادی و تخصیص بودجه به بخش های مختلف اقتصادی و صنعتی باز می گذارد، بنابراین تأثیر درآمدهای نفتی بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت از مباحث بحث برانگیز اقتصاد سیاسی است (اروی و همکاران<sup>۱</sup>، ۲۰۱۴).

در سالیان اخیر نیز در مطالعات متعدد، شواهد بسیاری در این راستا ارائه شده است که در ادامه به مرور برخی مطالعات انجام گرفته در داخل و خارج پرداخته خواهد شد.

صمدی و همکاران (۱۳۸۸)، به تحلیل تأثیر شوک های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۴۴ با استفاده از مدل اتو رگرسیون برداری پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که اگر شوکی به قیمت نفت در جهت افزایش وارد شود تمام متغیرهای موجود در مدل از جمله تولیدات بخش صنعت، شاخص قیمت مصرف کننده، واردات و نرخ ارز نسبت به شوک وارده واکنش نشان می دهد.

مهدوی عادل و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی اثر تغییرات نفت بر متغیرهای عمده کلان اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۰ با استفاده از الگوی اتو رگرسیون خودبرداری VAR پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که نوسانات قیمت نفت اثر مثبت بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی، حجم پول و تورم دارد. همچنین قیمت نفت در توضیح واریانس خطای پیش بینی تولید ناخالص داخلی نقش ثانویه و برای نرخ تورم و عرضه پول دارای نقش اولیه است.

التجائی و افضلی (۱۳۹۱) به بررسی اثر نامتقارن درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۷:۳-۱۳۶۹:۲ با استفاده از الگوهای GARCH و SVAR پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که اثرات شوک های منفی به صورت کاهش رشد اقتصادی به مراتب بیشتر از اثرات شوک های مثبت به صورت افزایش رشد اقتصادی بوده است. همچنین واکنش متغیر نرخ تورم و نرخ رشد مخارج جاری دولت نیز به تکانه های نفتی، به صورت عدم تقارن در جهت واکنش است. به گونه ای که هر دو این متغیرها هم در برابر شوک مثبت و هم در برابر شوک منفی نفت، افزایش می یابند.

صوفی مجیدپور و پورمهر (۱۳۹۴) به ارزیابی اثر افزایش قیمت جهانی نفت بر شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده در ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۰ با استفاده از روش داده و ستانده پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از سه سناریو ۱۰، ۲۰ و ۳۰ درصدی افزایش قیمت جهانی نفت است که نشان می‌دهد شاخص قیمت تولیدکننده به ترتیب ۱۱، ۲۱/۸ و ۳۲/۴ درصد و شاخص قیمت مصرف‌کننده به ترتیب ۹/۳، ۱۸/۵ و ۲۷/۴ درصد افزایش خواهد بود.

محنت‌فر (۱۳۹۵) به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۰ با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری VAR پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که با افزایش درآمد نفت، حجم پول افزایش یافته که این امر به میزان تورم افزوده است. همچنین هر شوک نفتی تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی در ایران دارد و اثر شوک به مرور زمان افزایش می‌یابد.

صیادی و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی تکانه‌های تصادفی و مدیریت درآمدهای نفتی در ایران با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۳ و به کارگیری رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا DSGE پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که با کاهش ناکارایی سرمایه‌گذاری دولتی، سرمایه‌گذاری درآمدهای نفتی می‌تواند باعث بروز پدیده ازدحام درونی و یا تقویت فعالیت بخش خصوصی شود. تکانه‌های بهره‌وری و پولی نیز نتایجی مطابق انتظارات تئوریک در مدل ایجاد کرده است.

بهاروند و همکاران (۱۳۹۷) به بررسی اثر شوک‌های نفتی بر ادوا تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت مارکوف-سوئیچینگ و به کارگیری داده‌های فصلی برای دوره زمانی ۲۰۱۴:۴-۱۹۸۸:۲ پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که شوک‌های قیمت نفت اثر مثبت در زمان رونق اقتصادی و اثر منفی در زمان رکود اقتصادی بر ادوار تجاری اقتصاد ایران داشته است و پایداری دو رژیم تقریباً مساوی و نزدیک به هم است. نتایج همچنین نشان می‌دهند که اقتصاد ایران در بازه زمانی مورد نظر ۵۲ فصل رکودی و ۵۰ فصل رونق را پشت سر گذاشته که به طور متوسط می‌توان گفت که طول دوره رکود و رونق برابر بوده است.

گازالی<sup>۱</sup> (۲۰۱۱) به بررسی تأثیر شوک های قیمتی نفت بر شاخص های کلیدی اقتصاد کلان در اندونزی طی سال های ۱۹۹۰-۲۰۰۸ و ۱۹۹۹-۲۰۰۸ با استفاده از روش خود رگرسیون برداری VAR پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که سطح قیمت نفت بر مخارج مصرف دولتی و سرمایه گذاری تأثیر معناداری دارد و قدرت توضیح دهندگی سطح قیمت ها بر سرمایه گذاری با توجه به نوسانات واقعی افزایش می یابد.

تیاگو و جالز<sup>۲</sup> (۲۰۱۳) به بررسی اثرات شوک های قیمتی نفت بر اقتصاد کلان در برزیل و آمریکا طی دوره زمانی ۱۹۷۸-۲۰۰۷ و با استفاده از تکنیک های اقتصادسنجی استاندارد مدل اتو رگرسیون برداری ساختاری SVAR<sup>۳</sup>، برای مطالعه واکنش تورم و رشد تولید در مقابل تغییر در قیمت نفت پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داده است که شوک های منفی نفت، مصرف و تقاضای کل را کاهش می دهند. در حالی که افزایش در قیمت ها فشار بالایی روی دستمزدها (کاهش اشتغال) می گذارد.

ابراهیم و همکاران<sup>۴</sup> (۲۰۱۴) به بررسی تأثیر شوک های نفتی بر رشد اقتصادی نیجریه در دوره زمانی ۱۹۸۱-۲۰۱۲ و با استفاده از روش GMM<sup>۵</sup> پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که شوک های قیمتی نفت به طور قابل توجهی رشد اقتصادی را به تأخیر می اندازد. اثر مثبت و معنادار شوک قیمت نفت بر رشد اقتصادی تأیید می کند که افزایش قیمت نفت به سود کشورهای صادرکننده نفت مثل نیجریه است. با این حال شوک نفتی اثر منفی هم دارد و آن ایجاد عدم اطمینان و تضعیف مدیریت مالی کارآمد بر درآمدهای نفت خام است.

ریمان و همکاران<sup>۶</sup> (۲۰۱۳)، به بررسی تأثیر نامتقارن شوک های قیمتی نفت بر نوسانات نرخ ارز و سرمایه گذاری داخلی طی دوره زمانی ۱۹۷۰-۲۰۱۰ و با استفاده از توابع واکنش آنی و روش تجزیه واریانس مبتنی بر مدل خود توضیح برداری برای کشور نیجریه پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که با وجود واکنش فوری و مثبت هزینه های دولتی به شوک قیمتی نفت، سرمایه گذاری عمومی، سرمایه گذاری خصوصی و تولیدات صنعتی واکنش منفی به این شوک از

1. Gozali  
2. Tiago Cavalcanti, Joao Tovar Jalles  
3. Structural Vector Autoregression  
4. Alley, Ibrahim, et al.  
5. General Methods of Moment  
6. Riman and et al

خود نشان دادند که این نتایج نشانه‌هایی از بیماری هلندی (پدیده ضد کشاورزی و ضد صنعتی) به شمار می‌روند. همچنین، نتایج تجزیه واریانس حاکی از تأثیرپذیری هزینه‌های دولتی، نرخ ارز و سرمایه‌گذاری داخلی از شوک‌های نفتی به‌ویژه در کوتاه‌مدت است.

تای هالی<sup>۱</sup> (۲۰۱۵)، به بررسی افزایش قیمت نفت و متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان و اثر آن بر بازار مسکن در کشور مالزی طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۰ با استفاده از مدل SVAR پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که در بلندمدت قیمت نفت و نیروی کار و نرخ تورم متغیرهای اصلی تعیین‌کننده قیمت مسکن هستند. همچنین نتایج دیگر نشان می‌دهد که شوک‌های قیمتی نفت و نیروی کار سهم قابل توجهی در توضیح نوسانات قیمت مسکن داشته است.

فرناندز و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۱۶)، به بررسی شوک‌های جهانی، قیمت‌های جهانی و ادوار تجاری در ۱۳۸ کشور در طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۶۰ با استفاده از پنل دیتا پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که شوک‌های جهانی به طور متوسط ۳۳ درصد کل نوسانات اقتصاد را تشکیل می‌دهند و برای از سال‌های ۲۰۰۰ به بعد این درصد دو برابر می‌شود. این افزایش به طور عمده به یک فرایند تغییر در سازوکار انتقال داخلی در برابر تغییر قیمت کالاهای جهانی منجر می‌شود همان‌طور که در ادبیات مربوط به مالیات بازارهای کالایی جهانی مطرح شده است.

روبود و آروری<sup>۳</sup> (۲۰۱۸)، به بررسی عدم اطمینان و تغییر رژیم بین قیمت نفت، نرخ ارز و بازار سهام در ایالات متحده با روش MS-VAR و با استفاده از داده‌های ماهیانه در طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۷۹ پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که روابط بین متغیرها غیرخطی بوده و از رژیمی به رژیم دیگر تغییر می‌کند. همچنین نفت نقش فعالی در انتقال شوک‌های نفت به نرخ ارز و بازار سهام دارد.

### ۳. روش تحقیق

هدف مطالعه حاضر به مدل‌سازی و بررسی شوک‌های نفتی بر ادوار تجاری اقتصاد ایران با الهام از مطالعات انجام شده و مطالعه صمدی و همکاران (۱۳۸۸)، مطالعات بهاروند (۱۳۹۶) و همچنین

1. Thai, Ha, Le  
2. Fernández et al  
3. Roubaud & Arourib



بهاروند و همکاران (۱۳۹۷) است که در این راه از داده های سری زمانی سالانه طی دوره زمانی ۱۳۴۰-۱۳۹۶ ایران استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده شامل تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (GDP)، قیمت نفت (POIL)، شاخص قیمت مصرف کننده به قیمت ثابت (CPI)، نرخ ارز (EXR) و واردات حقیقی (IMPORT) می باشند که از سایت بانک مرکزی<sup>۱</sup>، اوپک<sup>۲</sup> استخراج شده اند. در این راستا ابتدا ادوار تجاری با استفاده از فیلتر هادریک پرسکات<sup>۳</sup> (HP) استخراج شده و سپس وارد مدل شده اند.

#### ۴. مدل تصحیح خطا آستانه ای

مدل تصحیح خطا آستانه ای (TAR-ECM)، با تعمیم دهی معادله ECM و اضافه کردن مکانیسم خود همبسته آستانه ای (TAR) به ECM استاندارد به دست می آید. چنانچه بردار متغیرها را به صورت  $X = (x_1, x_2, \dots, x_m)$  و رژیم های مختلف بر اساس مقدار متغیر آستانه  $a$  تعریف می شود، یک مدل TAR-ECM دو رژیمی به شکل زیر تصریح می شود:

(۱)

$$\Delta X_{1t} = \left( \alpha \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta x_{1t-i} + \dots + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta x_{mt-i} \right) + I(a_t \leq \gamma) + \left( \alpha^* \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i^* \Delta x_{1t-i} + \dots + \sum_{i=0}^p \delta_i^* \Delta x_{mt-i} \right) I(a_t > \gamma) + e_t$$

که در رابطه بالا  $\hat{\varepsilon}_{t-1}$  جمله برآورد شده تصحیح خطا (باقی مانده های حاصل از رابطه بلندمدت)،  $\Delta x_1$  متغیر وابسته و  $\Delta x_1 \dots \Delta x_m$  به همراه وقفه هایشان، متغیرهای مستقل در الگوی تصحیح خطا هستند.  $P$  بیانگر طول وقفه و  $a_t$  متغیر آستانه و  $\gamma$  پارامتر آستانه است. باید توجه داشت از آنجایی که سری های اصلی نامانا هستند، متغیرهای آستانه نیز همان تفاضل مرتبه اول یکی از متغیرهای برونزا با جزء تصحیح خطا انتخاب می شوند (مهرآرا و مکی نیری، ۱۳۸۸).

1. <https://www.cbi.ir>

2. <https://www.opec.org>

3. Hodrick-Prescott filter

اندرس و سیکلوس<sup>۱</sup> (۲۰۰۱) و اندرس و گرنجر<sup>۲</sup> (۱۹۹۸) بیان می‌کنند که می‌توان شرایطی را انتخاب کرد که شاخص هوی ساید تابعی از تغییرات دوره قبلی  $\xi_{t-1}$  است. بنابراین تابع شاخص هوی ساید<sup>۳</sup> به صورت زیر است (بهاروند، ۱۳۹۶):

$$I_t = \begin{cases} 1 & \Delta \xi_{t-1} \geq a \\ 0 & \text{if } \Delta \xi_{t-1} < a \end{cases} \quad (۲)$$

سپس با استفاده از این تابع شاخص هوی ساید الگوی خود بازگشت آستانه‌ای آنی (M-TAR) برآورد می‌شود که به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\Delta \xi_t = I_t \rho_1 \xi_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \xi_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta \xi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (۳)$$

که در آن،  $\rho_1$  و  $\rho_2$  ضریب هستند و  $\varepsilon_t$  فرایند نوفه سفید<sup>۴</sup> و پسماند و  $I_t$  تابع شاخص هوی ساید است.

اندرس و گرنجر (۱۹۹۸) بیان می‌کنند که این مدل زمانی که تعدیل نامتقارن است مفید خواهد بود، زیرا سری شتاب بیشتری در یک سو نسبت به سوهای دیگر نشان می‌دهد. مدل M-TAR قادر به ضبط حرکات دارای سرازیری تند و حاد در یک دنباله است. زمانی که مقادیر یک دنباله دچار کاهش و یا افزایش ناگهانی می‌شوند مدل M-TAR رفتار این دنباله را بهتر می‌تواند توضیح دهد، در حالی که مدل‌های دیگری مانند مدل TAR می‌توانند یک فرایند سیکلی عمیق را که زمانی که انحراف‌های مثبت طولانی‌تر از انحراف منفی است ضبط کند؛ یعنی زمانی که مقادیر دنباله کاهش و افزایش ناگهانی نداشته باشند و به تدریج کم یا زیاد شوند. شرط لازم برای ایستا بودن  $\{\xi_t\}$  این است که  $0 < (\rho_1, \rho_2) < 2$  باشد. اگر واریانس  $\xi_t$  به قدر کافی بزرگ باشد این امکان وجود دارد که یک مقدار  $\rho_i$  بین صفر و ۲- باشد و مقادیر دیگر برابر صفر باشند.

بنابراین در صورتی که  $|\rho_1| < |\rho_2|$  باشد مدل M-TAR برای مقادیر مثبت  $\xi_{t-1}$  کاهش نسبتاً کمتری نسبت به مقادیر منفی  $\Delta \xi_{t-1}$  نشان می‌دهد و این مدل به شاخص هوی ساید اجازه می‌دهد که به نخستین اختلاف‌های متغیر بستگی داشته باشد.

1. Enders & Siklos  
2. Enders & Granger  
3. Heaviside Indicator Function  
4. White Noise

سیشل<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) بیان می کند که عمق منفی یک سری  $(|\rho_1| < |\rho_2|)$  دلالت بر نمایش چولگی منفی سری نسبت به میانگین یا روند دارد و یک عمق مثبت دلالت بر نمایش چولگی مثبت سری نسبت به میانگین دارد.

### ۵. برآورد مدل

نخستین گام در تحلیل متغیرهای سری زمانی، بررسی مانایی متغیرها است. چنانچه متغیرها مانا نباشند تحلیل های رگرسیونی با مشکل روبه رو می شوند. نتایج بررسی مانایی متغیرها در سطح با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ADF در جدول (۱) آورده شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی متغیرها

متغیر	در سطح		تفاضل مرتبه اول		نتیجه
	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	
LnGdp	-۲/۹۱۴۵۱۸	-۲/۹۱۵۵۲۲	-۳/۴۹۲۱۴۹	-۳/۴۹۳۶۹۲	I(1)
LnReer	-۲/۹۱۴۵۱۲	-۲/۹۱۵۵۵۰	-۳/۴۹۲۱۴۸	-۳/۴۹۴۲۲۹	I(1)
LnPoil	-۲/۹۱۵۵۱۷	-۲/۹۱۵۵۲۲	-۳/۴۹۲۱۴۹	-۳/۴۹۳۴۹	I(1)
LnCpi	-۲/۹۱۴۵۱۷	-۲/۵۵۷۴۷۲	-۳/۴۹۲۱۴۹	-۳/۴۹۵۲۹۵	I(1)
LnRimp	-۲/۵۹۵۰۳۳	-۲/۵۹۶۱۱۹	-۳/۱۷۴۸۰۲	-۳/۱۷۶۶۱۸	I(1)

مأخذ: محاسبات تحقیق (در سطح معناداری ۵ درصد)

نتایج آزمون مانایی جدول (۱) نشان می دهد، مرتبه جمعی بودن تمام متغیرهای فوق برابر یک است I(1) و برای مانا کردن سری زمانی به یک بار تفاضل گیری احتیاج است. برای تخمین سازگار وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها به بررسی وجود هم انباشتگی پرداخته می شود و چنانچه فرضیه صفر عدم وجود رابطه هم انباشتگی به طور کلی رد شود در گام بعد به بررسی عدم تقارن این رابطه پرداخته می شود. نتایج آزمون هم انباشتگی غیرمقارن در جدول (۲) نشان داده شده است:

1. Sichel

جدول ۲. آزمون هم‌انباشتگی غیرمتقارن

$(\rho_1)$ حد آستانه‌ای بالا	-۰/۴۷۲۸۸۰
$(\rho_2)$ حد آستانه‌ای پایین	-۰/۲۲۴۶۰۹
F-equal	۱/۱۷۰۴۵۱
T-max valiu	-۱/۱۳۸۹۶۴
F-joint(phi)	۱/۱۷۰۴۵۱
Threshold(tau)	۰/۰۰۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج جدول (۳) حاکی از وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها است چرا که آزمون T-max valiu برابر با  $-۱/۱۳۸۹۶۴$  است، بیان می‌دارد که فرضیه صفر مبنی بر وجود عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل رد می‌شود.

به منظور بررسی هم‌انباشتگی آزمون F-joint(Phi) در آن فرضیه‌ها به صورت زیر هستند:

$$\begin{cases} H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0 \\ H_1: \rho_1 = \rho_2 \neq 0 \end{cases} \quad (۴)$$

آزمون F-joint(Phi) در آن فرضیه صفر به صورت  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = 0$  بیان می‌دارد هیچ‌گونه هم‌انباشتگی چه برای مقادیر بالای مقدار آستانه و چه مقادیر پایین آستانه وجود ندارد. همان‌گونه که جدول (۲) نشان می‌دهد میزان این آماره برابر با  $۱/۱۷۰۴۵۱$  که در مقایسه با مقدار بحرانی اندرس-گرنجر در سطح معنی داری ۵ درصد بزرگ‌تر است، لذا فرضیه صفر رد می‌شود. بنابراین میان متغیرها هم‌انباشتگی وجود دارد. نتایج این آزمون رد فرضیه صفر است.

به منظور بررسی فرضیه عدم تقارن هم‌انباشتگی میان متغیرها از آزمون F-equal که در آن فرضیه صفر برابری ضرایب تعدیل دو رژیم یعنی  $H_0: \rho_1 = \rho_2$  در مقدار آستانه‌ای صفر است انجام گرفته است. این آزمون دارای توزیع F استاندارد است (زیرا هم‌انباشتگی میان متغیرها قبلاً تأیید شده است). نتایج این آزمون نیز نشان می‌دهد که هم‌انباشتگی در شرایط رونق و رکود به صورت نامتقارن صورت می‌پذیرد.

پس از اینکه هم‌انباشتگی غیرخطی در الگوردم شد بر اساس رویکرد اندرس-گرنجر (۱۹۹۸) حالت ECM غیرخطی بر اساس مدل Momentum-TAR به شکل رابطه (۵)، به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$\Delta LGDP_t = C + \alpha_0 \Delta LGDP_{t-2} + \alpha_1 \Delta LREER_t + \alpha_2 \Delta LRIMP_t + \alpha_3 \Delta LPOIL_t + \alpha_4 LCPI_t + I_t \rho_1 \xi_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \xi_{t-1} + \varepsilon_t$$

که در آن تابع شاخص  $I_t$  به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta \xi_{t-1} \geq a \\ 0 & \text{if } \Delta \xi_{t-1} < a \end{cases} \quad (6)$$

تابع شاخص فوق شوک های رونق و رکود را بر اساس تغییرات جمله خطای  $\xi_t$  حول مقدار آستانه‌ای  $a$  که از رابطه بلندمدت زیر به دست می‌آید تفکیک می‌کند:

$$\xi_t = LGDP_t - \hat{\beta}_1 LREER_t - \hat{\beta}_2 LRIMP_t - \hat{\beta}_3 LPOIL_t - \hat{\beta}_4 LCPI_t \quad (7)$$

نتایج حاصل از تخمین رابطه بلندمدت بالا ضرایب  $\beta$  در جدول (۳) نشان داده شده است:

جدول ۳. نتایج تخمین رابطه بلندمدت

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	Prob
عرض از مبدأ	۸/۸۶۰۲۰۵	۰/۴۰۴۶۶۵	۲۱/۸۹۵۱۵	۰/۰۰۰۰
Lngdp	۰/۲۴۳۳۰۹	۰/۰۴۳۲۰	۵/۶۳۲۱۲	۰/۰۰۰
Lncpi	۰/۴۲۰۳۱۹	۰/۰۹۴۲۴۷	۶/۷۹۹۶۵۱	۰/۰۰۰۰
Lnreer	-۵/۰۸۰۹	۵/۰۹۹۵	-۸/۵۵۸۷۵۹	۰/۰۰۰۰
Lnrinp	۰/۰۶۳۱۵۳	۰/۰۲۰۵۳۵	۳/۰۷۵۴۴۴	۰/۰۰۲۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۳)، شوک قیمت نفت (LnPOIL)، با ضریب مثبت ۰/۰۶۳۱۵۳ از لحاظ آماری معنادار است که این بدین معنا است که شوک های قیمتی نفت تأثیری مثبت و معنی دار در تمام سطوح متعارف معنی داری (یک درصد، پنج درصد و ده درصد) در بلندمدت بر ادوار تجاری (LnGDP) دارد. همچنین متغیر تورم (LCPI) و واردات صنعتی (LNRIMP) به ترتیب با ضرایب ۰/۴۲۰۳۱۹ و ۰/۰۶۳۱۵۳ نشان دهنده ارتباط مثبت و معنی دار این متغیرها بر ادوار تجاری در

بلندمدت بر اقتصاد ایران هستند و متغیر نرخ ارز حقیقی با ضریب  $0.08-0.095$  دارای رابطه منفی و معناداری با ادوار تجاری در اقتصاد ایران دارد.

پس از استخراج باقی مانده‌های فوق برای تخمین ECM غیرخطی ابتدا ۱۵ درصد مشاهدات بالا و ۱۵ درصد از مشاهدات پایین را حذف کرده و سپس برای تخمین مکانیسم رسیدن به تعادل در سیستم فوق یک سیستم تصحیح خطای غیرخطی ECM، از ۷۰ درصد مشاهدات باقی مانده استفاده می‌شود. نتایج تخمین قسمت پویای رابطه (۶) در جدول (۴) نشان داده شده است:

جدول ۴. نتایج مدل ECM غیرخطی بر اساس M-TAR

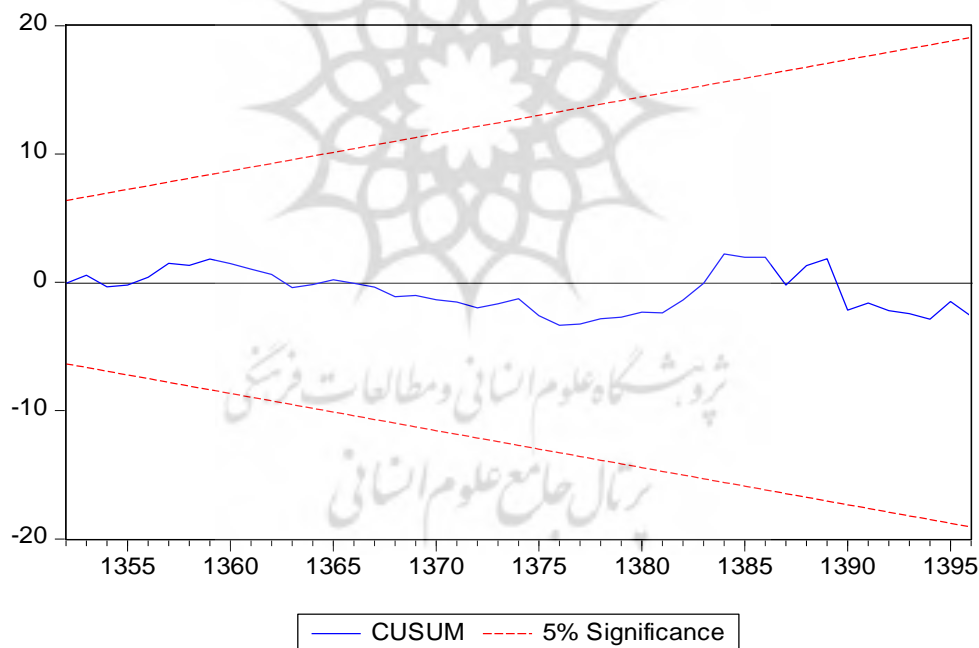
متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	Prob
عرض از مبدأ	۰/۳۸۳۷۴۷	۰/۱۹۹۵۱۵	۳/۱۴۲۵۹۰	۰/۰۰۲۲۲۸
DlnGDP(-2)	۰/۹۹۹۱۳۸	۰/۰۱۰۳۹۷	۹۶/۱۰۰۸۳	۰/۰۰۰۰
dLnPOIL	۰/۰۳۴۴۲۳	۰/۰۹۸۷۷۲	۲/۸۴۰۹۸۹	۰/۰۰۵۴۹۲
dLnreer	-۳۵/۷۹۲۰۸	۲/۳۰۲۴۲۲	-۱۵/۵۴۵۴۱	۰/۰۰۰۰
dLnrimp	۷/۰۴e-۱۱	۷۶۳e-۱۱	۱/۹۳۴۶۳۱	۰/۰۵۸۹
dlnncpi	۸/۴۶۵	۳۵۰/۰۱۷۴	۲۳/۰۰۰۱۹	۰/۰۰۰
ZMINUS	-۰/۱۱۷۴۳۶	۰/۰۱۰۷۳۲۲	-۲/۱۲۴۸۴۷	۰/۰۳۶۹
ZPLUS	-۰/۲۰۹۵۲۷	۰/۰۷۵۶۱۴	-۱/۹۵۲۳۱	۰/۰۵۷۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به شاخص هوی ساید می‌توان دوره‌های رکود و رونق اقتصادی را مشخص کرد. در واقع دوره‌های رکود و رونق اقتصادی را حول تغییرات باقی مانده‌های مدل بلندمدت حول مقدار آستانه‌ای صفر برآورد می‌کند؛ بنابراین زمانی که رونق اقتصادی وجود داشته باشد (بدین معنا که مقدار لگاریتم تولید ناخالص داخلی بیش از مقدار بلندمدت متناظر آن با مجموعه متغیرهای توضیحی مدل باشد) انحراف از حول مسیر بلندمدت با ضریب تعدیل  $20/95$  درصد در هر دوره و زمانی که اقتصاد در دوره رکود اقتصادی قرار داشته باشد، انحراف از حول مسیر بلندمدت با ضریب تعدیل  $11/74$  درصد در هر دوره خواهد بود به عبارت دیگر می‌توان بیان داشت زمانی که رونق اقتصادی وجود دارد  $79/05$  درصد آثار شوک‌های مثبت قیمت نفت بر اقتصاد ایران باقی خواهد ماند و زمانی که رکود اقتصادی حاکم بر اقتصاد است  $88/26$  درصد آثار شوک‌های منفی قیمت نفت بر اقتصاد خواهد ماند. بر این اساس زمانی که یک شوک مثبت به قیمت‌های نفت وارد می‌شود

با فرض ثبات سایر شرایط اقتصادی معادل با افزایش موقت در تولید ناخالص داخلی یا به عبارت دیگر منجر به رونق اقتصادی خواهد شد ( $\Delta \xi_{t-1} \geq a$ ). بنابراین زمانی که یک شوک منفی به قیمت های نفت وارد می شود با فرض ثبات سایر شرایط اقتصادی معادل با کاهش موقت در تولید ناخالص داخلی یا به عبارت دیگر منجر به رکود اقتصادی خواهد شد ( $\Delta \xi_{t-1} < a$ ). تولید ناخالص داخلی نیز در زمانی که رونق اقتصادی حاکم است سریع تر از زمانی است که رکود اقتصادی حاکم است. از آنجایی که قدر مطلق ضرایب تعدیل بین صفر و یک هستند آثار ناشی از شوک های منفی و مثبت قیمت نفت به صورت هموار در بلندمدت در دوره های رکود و رونق اقتصادی از بین می روند.

نمودار (۱) پایداری ضرایب مدل نشان می دهد که حاکی از وجود پایداری ثبات لازم ضرایب است و در طول زمان دچار تغییر و شکست نمی شوند.



مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار ۱. پایداری ضرایب

همچنین آزمون Q-BOX نشان می دهد که تصریح ECM به درستی صورت گرفته است؛ زیرا هیچ گونه خودهمبستگی در باقی مانده های رابطه (۷) دیده نمی شود.

## ۶. نتیجه‌گیری

ایران از جمله کشورهای صادرکننده نفت خام است. از آنجایی که درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام مهم‌ترین منبع مالی تأمین بودجه در کشور محسوب می‌شود، پس هر نوع نوسان در قیمت نفت بر تولید و سایر متغیرهای کلان اقتصاد ایران تأثیرگذار است. هدف این مطالعه، مدسازی و بررسی شوک‌های نفتی بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۴۰ و به کارگیری رویکرد پویای تصحیح خطا آستانه‌ای است.

نتایج آزمون هم‌انباشتگی غیرمقارن نشان می‌دهد هم‌انباشتگی در دوران رکود و رونق در اقتصاد ایران در دوره مورد مطالعه به صورت نامتقارن وجود دارد. پس از آن تخمین رابطه بلندمدت صورت گرفت که نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های قیمتی نفت دارای آثار معنادار و مثبتی با ادوار تجاری در اقتصاد ایران هستند، همچنین در بلندمدت تورم (LCPI) و واردات صنعتی (LNRIMP) هم دارای ارتباط مثبت و معنی‌دار بر ادوار تجاری اقتصاد ایران هستند و نوسانات نرخ ارز حقیقی دارای ارتباط منفی و معناداری با ادوار تجاری در اقتصاد ایران دارد.

همچنین نتایج تخمین مدل تصحیح خطا ECM بر اساس M-TAR نشان می‌دهد زمانی که رونق اقتصادی وجود دارد انحراف از مسیر بلندمدت با ضریب تعدیل  $20/95$  درصد در هر دوره زمانی وجود دارد که به عبارت دیگر می‌توان گفت  $79/05$  درصد آثار شوک‌های مثبت قیمت نفت در هر دوره باقی می‌ماند و شوک‌های مثبت قیمت نفت به طور موقت باعث رشد و رونق ادوار تجاری می‌شوند. زمانی که رکود در اقتصاد وجود دارد انحراف از مسیر بلندمدت با ضریب تعدیل  $11/74$  درصد در هر دوره زمانی وجود دارد که به عبارت دیگر می‌توان گفت  $88/26$  درصد آثار شوک‌های منفی قیمت نفت در هر دوره باقی می‌ماند و شوک‌های منفی قیمت نفت به طور موقت باعث افزایش رکود می‌شوند.

از این رو جهت اجرای بهتر سیاست‌های اقتصادی و کارایی بهتر آن‌ها به منظور کاهش رکود اقتصادی، توجه به ادوار تجاری و پیش‌بینی آن و عوامل مؤثر بر آن‌ها امری ضروری در اقتصاد ایران است. سیاست‌گذاران اقتصادی می‌بایست در جهت تقویت فرهنگ عمومی مبنی بر مصرف کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی تلاش کنند تا به هنگام شوک‌های مثبت نفتی واردات



کالاهای مصرفی خارجی افزایش نیابد و باشد که درآمد حاصل از افزایش قیمت نفت برای تقویت زیرساخت های صنایع تولیدی استفاده شود.

### منابع

- بابکی، روح اله؛ مهدوی عادل، محمد؛ همایونی فر، مسعود و مصطفی سلیمی فر (۱۳۹۶). «تأثیر شوک درآمدهای نفتی دولت و نااطمینانی های ناشی از آن بر سرمایه گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران (۱:۱۳۹۶-۴:۱۳۹۲)». فصلنامه پژوهش های سیاست گذاری و برنامه ریزی انرژی. سال سوم. شماره ۷. صص ۷۸-۴۳.
- بهاروند، ناهید (۱۳۹۶). «بررسی تأثیر شوک های قیمتی و درآمدی نفت بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران». پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه ولی عصر (عج).
- بهاروند، ناهید؛ فرزام، وحید و یونس نادمی (۱۳۹۷). «اثر شوک های نفتی بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت مارکوف- سوئیچینگ (۴:۲۰۱۴-۲:۱۹۸۸)». دوره ۱۴. شماره ۱.
- التجائی، ابراهیم و محمد ارباب افزلی (۱۳۹۱). «اثر نامتقارن درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: کاربردی از الگوهای GARCH و SVAR». فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی. شماره ۷. صص ۸۹-۱۱۰.
- شریفی رنالی، حسین؛ آخوندی، نادر؛ هنرور، نغمه و محمدرضا توکل نیا (۱۳۹۲). «تحلیل تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC) از تأثیرات شوک های نفتی بر شاخص های کلان اقتصادی در ایران». فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی. صص ۱۰۱-۷۵.
- صمدی، سعید؛ یحیی آبادی، ابوالفضل و نوشین معلمی (۱۳۸۸). «تحلیل تأثیر شوک های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران». فصلنامه پژوهش ها و سیاست های اقتصادی. سال هفدهم. شماره ۵۲. صص ۲۶-۵.

- صوفی مجیدپور، مسعود و مهدی پورمهر (۱۳۹۴). «ارزیابی اثر افزایش قیمت جهانی نفت بر شاخص‌های قیمت تولیدکننده و مصرف‌کننده در ایران با استفاده از روش داده و ستانده». فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی. سال نهم. شماره ۲. صص ۱۲۹-۱۱۱.
- صیادی، محمد؛ شاکری، عباس؛ محمدی، تیمور و جاوید بهرامی (۱۳۹۵). «تکانه‌های تصادفی و مدیریت درآمدهای نفتی در ایران؛ رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)». فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی. سال شانزدهم. شماره ۶۱. صص ۸۰-۳۳.
- فلاحی، فیروز؛ پورعبدالهان کویچ، محسن؛ بهبودی، داود و فخری سادات محسنی زنوزی (۱۳۹۲). «بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های درآمد نفتی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ». فصلنامه اقتصاد انرژی ایران. سال دوم. شماره ۷. صص ۱۲۷-۱۰۳.
- کمیجانی، اکبر؛ سبحانین، سید محمدهادی و سعید بیات (۱۳۹۱). «اثرات نامتقارن رشد درآمدهای نفتی بر تورم در ایران با استفاده از روش VECM». فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی. سال دوازدهم. شماره ۴۵. صص ۲۲۶-۲۰۱.
- محنت‌فر، یوسف (۱۳۹۵). «بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران (۱۳۹۰-۱۳۵۰)». فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران. سال پنجم. شماره ۱۷. صص ۲۴۲-۲۲۵.
- مهدوی عادل، محمد؛ قزلباش، اعظم و محمد دانش‌نیا (۱۳۹۱). «اثر تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای عمده کلان اقتصاد ایران». فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی. سال اول. شماره ۳. صص ۱۷۰-۱۳۱.
- مهرآرا، محسن و مجید مکی نیری (۱۳۸۸). «بررسی رابطه غیرخطی میان درآمدهای نفتی و رشد اقتصادی با استفاده از روش حد آستانه‌ای (مورد ایران)». فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی. شماره ۲۲. صص ۵۲-۲۹.
- Aroui, M. E. H, and Rault, C. (2014). "An Econometric Analysis of the Impact of Oil Prices on Stock Markets in Gulf Cooperation Countries". *Emerging Markets and the Global Economy*, PP. 161-178.
- Enders, W., and Granger, C. W. J. (1998). "Unit Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 16, PP. 304-311.

- **Enders, W., and Siklos, P.** (2001). "Co Integration and Threshold Adjustment", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 19, PP. 166–177.
- **Fernández, A., and Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M.** (2016). "World Shocks, World Prices, and Business Cycles: An Empirical Investigation", NBER Working Paper No. 22833.
- **Gozali, Marcel** (2011). "Macroeconomic Impacts Of Oil Price Levels And Volatility On Indonesia", *Undergraduate Economic Review*, Vol. 7, I. 1.
- **Ibrahim T., and Ahmet, S. Erk, H.** (2014). "A comparative analysis of the dynamic relationship between oil prices and exchange rates", *Int. Fin. Markets, Inst.* Vol. 32, PP. 397-414.
- **Riman, H, Akpan, E and Offiong, A.** (2013). "Asymetric E\_ect of Oil Price Shocks on Exchange Rate Volatility and Domestic Investment in Nigeria". *British Journal of Economics, Management & Trade*, NO. 4, PP. 513-532.
- **Thai,Ha,Le.** (2015). "Do soaring oil prices heat up the housing market? Evidence from Malaysia Economics:The Open-Assessment", *E-Journal*. NO. 8.

