مجله اقتصادی
شماره‌های ۷ و ۸، مهر و آبان ۱۳۹۸، صفحات ٦٥-٤٧

مدل‌سازی و بررسی شوک‌های نفتی بر ادوار تجاری: رویکرد تصحیح خطای آستانه

ناهید بهاروند
دانشجوی دکتری دانشگاه سمنان
nahid_baharvand@semnan.ac.ir

ایران ازجمله 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 ١٣٩٦-١٣٤٠ 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.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

۱. مقدمه

کشورهای صادرکننده نفت طی سالیان متمادی استخراج و فروش نفت، به‌شدت به درآمدهای حاصل از این منبع طبیعی و نوسانات آن وابسته شده‌اند (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۰). ایران ازجمله 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 درنتیجه 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 (محنت‌فر، 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 تجزیه‌وتحلیل نتایج برآورد را ارائه می‌دهد و درنهایت، 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

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

تک‌محصولی هستند. به عبارت دیگر در این کشورها درآمد حاصل از فروش نفت حداقل به عنوان مهم‌ترین منبع درآمد صادراتی مطرح می‌شود. از این رو اثرات تغییرات قیمت نفت در این کشورها دارای اهمیت بیشتری است (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۲).

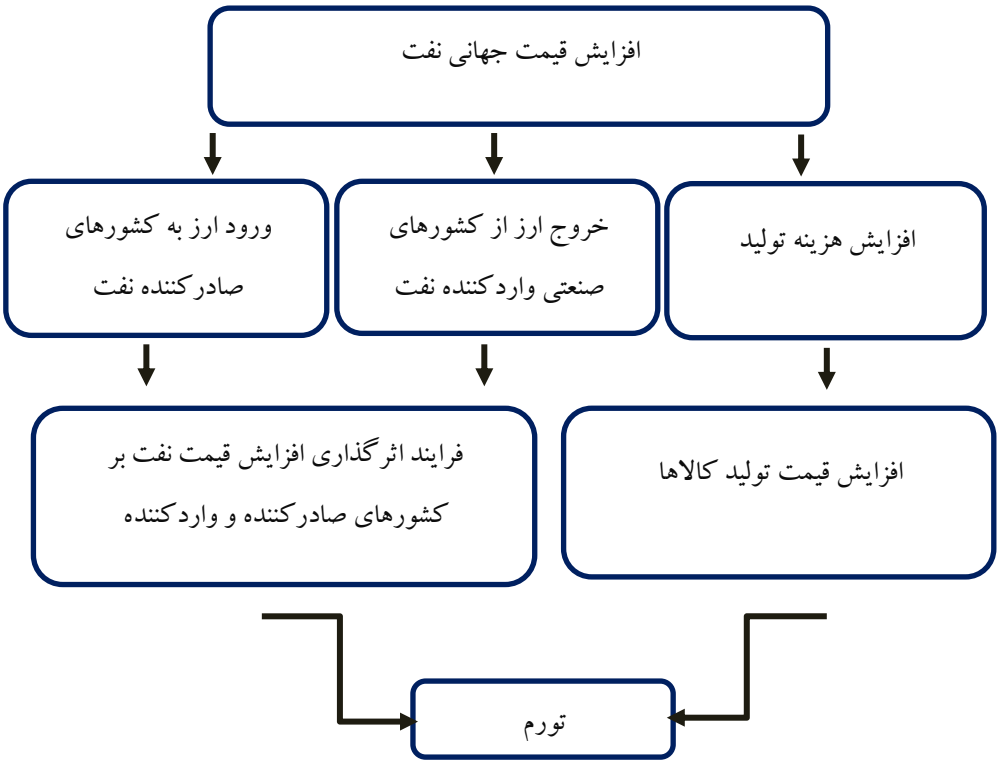
علاوه بر این بخشی از درآمدهای نفتی که از طریق بودجه وارد اقتصاد می‌شود بایستی توسط بانک مرکزی در بازار ارز داخلی به فروش رسیده و به پول ملی تبدیل شود اما از آنجا که بخشی از این ارز در بازار ارز داخلی به فروش نمی‌رسد، خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی افزایش خواهد یافت که منجر به افزایش منابع پایه پولی شده و متعاقب آن حجم نقدینگی در اقتصاد افزایش می‌یابد که این وضعیت مترادف با سیاست پولی انبساطی است. همچنین با افزایش درآمدهای ارزی حاصل از صدور نفت، ثروت کشورهای صادرکننده نفت افزایش می‌یابد که به موجب آن واردات آن‌ها نیزافزایش می‌یابد (بک و کمپ[1]، ۲۰۰۹) یک عامل مؤثر دیگر در این زمینه افزایش ارزش پول ملی کشورهای صادرکننده نفت است که درنتیجه تزریق ارز حاصل از صادرات نفت به بازار ارز داخلی به وقوع می‌پیوندد.

افزایش قیمت نفت از دو کانال اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت را متأثر می‌کند. کانال اول، تورم وارداتی به این کشورها است. افزایش قیمت نفت به عنوان هزینه تولید در جهان، قیمت کالاهای جهانی را افزایش می‌دهد و با توجه به این‌که عمده کشورهای صادرکننده نفت وابستگی بالایی به کالاهای وارداتی اعم از مواد اولیه، کالاهای سرمایه‌ای 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 می‌رود. کانال دیگر اثرگذاری افزایش قیمت نفت بر اقتصاد کلان کشورهای صادرکننده نفت به ساختار اقتصادی آن‌ها برمی‌گردد (صوفی مجیدپور و پور مهر، ۱۳۹۴).

شکل (۱)، فرایند اثرگذاری افزایش قیمت جهانی نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده را نشان می‌دهد.

1. Beck and Kamps

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]



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 به‌شدت افزایش یافت. از آن زمان به بعد، رشد واردات و وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی افزایش یافته است. دولت ازلحاظ 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 اتکای بودجه دولت و اقتصاد داخلی به این منبع به‌صورت اجتناب‌ناپذیری نوسانات شدیدی در متغیرهای کلان اقتصادی ایجاد می‌کند (بابکی و همکاران، ۱۳۹۶).

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

افزایش درآمدهای نفتی دست کشورهای صادرکننده نفت را برای انجام تغییرات اقتصادی و تخصیص بودجه به بخش‌های مختلف اقتصادی و صنعتی باز می‌گذارد، بنابراین تأثیر درآمدهای نفتی بر اقتصاد کشورهای صادرکننده نفت از مباحث بحث‌برانگیز اقتصاد سیاسی است (اروی و همکاران[1]، 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 شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۴۴ با استفاده از مدل اتو رگرسیون‌برداری پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که اگر شوکی به قیمت نفت در جهت افزایش وارد شود تمام متغیرهای موجود در مدل ازجمله تولیدات بخش صنعت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، واردات و نرخ ارز نسبت به شوک وارده واکنش نشان می‌دهد.

مهدوی عادلی 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 پیش‌بینی 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 شوک‌های منفی به‌صورت کاهش رشد اقتصادی به‌مراتب بیشتر از اثرات شوک‌های مثبت به صورت افزایش رشد اقتصادی بوده است. همچنین واکنش متغیر نرخ تورم و نرخ رشد مخارج جاری دولت نیز به تکانه‌های نفتی، به صورت عدم تقارن در جهت واکنش است. به گونه‌ای که هردوی این متغیرها هم در برابر شوک مثبت و هم در برابر شوک منفی نفت، افزایش می‌یابند.

1. Arouri et al

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

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 شوک های 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.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

گازالی[1] (۲۰۱۱) به بررسی تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر شاخص‌های کلیدی اقتصاد کلان در اندونزی طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۹۰ و ۲۰۰۸-۱۹۹۹ 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 سرمایه‌گذاری تأثیر معناداری دارد و قدرت توضیح‌دهندگی سطح قیمت‌ها بر سرمایه‌گذاری با توجه به نوسانات واقعی افزایش می‌یابد.

تیاگو و جالِز[2] (۲۰۱۳) به بررسی اثرات شوک‌های قیمتی نفت بر اقتصاد کلان در برزیل و آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۸ و با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی استاندارد مدل اتو رگرسیون‌برداری ساختاری SVAR[3]، برای مطالعه واکنش تورم و رشد تولید در مقابل تغییر در قیمت نفت پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داده است که شوک‌های منفی نفت، مصرف و تقاضای کل را کاهش می‌دهند. در حالی که افزایش در قیمت‌ها فشار بالایی روی دستمزدها (کاهش اشتغال) می‌گذارد.

ابراهیم و همکاران[4] (۲۰۱۴) به بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی نیجریه در دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۱ و با استفاده از روشGMM[5] پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که شوک‌های قیمتی نفت به طور قابل توجهی رشد اقتصادی را به تأخیر می‌اندازد. اثر مثبت و معنادار شوک قیمت نفت بر رشد اقتصادی تأیید می‌کند 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[6] (۲۰۱۳)، به بررسی تأثیر نامتقارن شوک‌های قیمتی نفت بر نوسانات نرخ ارز و سرمایه‌گذاری داخلی طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۰ و با استفاده از توابع واکنش آنی و روش تجزیه واریانس مبتنی بر مدل خودتوضیح‌برداری برای کشور نیجریه پرداختند. نتایج این بررسی حاکی از آن است که با وجود واکنش فوری و مثبت هزینه‌های دولتی به شوک قیمتی نفت، سرمایه‌گذاری عمومی، سرمایه‌گذاری 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

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

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 ها لی[1] (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[2] (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[3] (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 تغیر می‌کند. همچنین نفت نقش فعالی در انتقال شوک‌های نفت به نرخ ارز و بازار سهام دارد.

۳. روش تحقیق

هدف مطالعه حاضر به مدل سازی 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

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

بهاروند و همکاران (۱۳۹۷) است که در این راه از داده‌های سری زمانی سالانه طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۴۰ ایران استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده شامل تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت (GDP)، قیمت نفت (POIL)، شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت ثابت (CPI)، نرخ ارز (EXR) و واردات حقیقی (IMPORT) می‌باشند که از سایت بانک مرکزی[1]، اوپک[2] استخراج شده‌اند. در این راستا ابتدا ادوار تجاری با استفاده از فیلتر هادریک پرسکات[3] (HP) استخراج شده و سپس وارد مدل شده‌اند.

٤. مدل تصحیح خطا آستانه‌ای

مدل تصحیح خطا آستانه‌ای (TAR- ECM)، با تعمیم‌دهی معادله ECM و اضافه کردن مکانیسم خود همبسته آستانه‌ای (TAR) به ECM استاندارد به دست می‌آید. چنانچه بردار متغیرها را به‌صورت $X = (x_1, x_2, \dots, x_m)$ و رژیم‌های مختلف بر اساس مقدار متغیر آستانه a تعریف می‌شود، یک مدل TAR-ECM دو رژیمی به شکل زیر تصریح می‌شود:

(۱)

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

که در رابطه بالا $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ جمله برآورد شده تصحیح خطا (باقی‌مانده‌های حاصل از رابطه بلندمدت)، Δx_1 متغیر وابسته و $\Delta x_m \dots \dots \Delta x_1$ به همراه وقفه‌هایشان، متغیرهای مستقل در الگوی تصحیح خطا هستند. P بیانگر طول وقفه و a_t متغیر آستانه و γ پارامتر آستانه است. باید توجه داشت از آنجایی که سری‌های اصلی نامانا هستند، متغیرهای آستانه نیز همان تفاضل مرتبه اول یکی از متغیرهای برون‌زا با جزء تصحیح خطا انتخاب می‌شوند (مهرآرا و مکی نیری، ۱۳۸۸).

1. https://www.cbi.ir
2. https://www.opec.org
3. Hodrick-Prescott filter

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

اندرس و سیکلوس[1] (۲۰۰۱) و اندرس و گرنجر[2] (۱۹۹۸) بیان می‌کنند که می‌توان شرایطی را انتخاب کرد که شاخص هوی ساید تابعی از تغییرات دوره قبلی ξ_{t-1} است. بنابراین تابع شاخص هوی ساید[3] به‌صورت زیر است (بهاروند، ۱۳۹۶):

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

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

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

که در آن، ρ_1 و ρ_2 ضریب هستند و ε_t فرایند نوفه سفید[4] 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 به‌تدریج کم یا زیاد شوند. شرط لازم برای ایستا بودن $\{\xi_t\}$ این است که $0 < (\rho_1, \rho_2) < 2-$ باشد. اگر واریانس ξ_t به قدر کافی بزرگ باشد این امکان وجود دارد که یک مقدار ρ_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 $\Delta\ \xi_{t-1}$ 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

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

سیشل[1] (۱۹۹۳) بیان می‌کند 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 تحلیل‌های رگرسیونی با مشکل روبه‌رو می‌شوند. 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

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

مأخذ: محاسبات تحقیق (در سطح معناداری ۵ درصد)

نتایج آزمون مانایی جدول (۱) نشان می‌دهد، مرتبه جمعی بودن تمام متغیرهای فوق برابر یک است I(1) و برای مانا کردن سری زمانی به یک بار تفاضل‌گیری احتیاج است.

برای تخمین سازگار وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها به بررسی وجود هم‌انباشتگی پرداخته می‌شود و چنانچه فرضیه صفر عدم وجود رابطه هم‌انباشتگی به طور کلی رد شود در گام بعد به بررسی عدم تقارن این رابطه پرداخته می‌شود. نتایج آزمون هم‌انباشتگی غیرمتقارن در جدول (۲) نشان داده شده است:

1. Sichel

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

جدول ۲. آزمون هم انباشتگی غیرمتقارن

حد آستانه‌ای بالا (ρ_1)	-۰/۴۷۲۸۸۰
حد آستانه‌ای پایین (ρ_2)	-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 به‌صورت $H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0$ 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 هم انباشتگی 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 رزیم 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 می دهد که هم‌انباشتگی در شرایط رونق و رکود به صورت نامتقارن صورت می‌پذیرد.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

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

(۵)

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

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

$$I_t = \begin{cases} 1 & if\ \Delta\xi_{t-1} \geq a \\ 0 & if\ \Delta\xi_{t-1} < a \end{cases} \quad (۶)$$

تابع شاخص فوق شوک‌های رونق و رکود را بر اساس تغییرات جمله خطای ξ_t حول مقدار آستانه‌ای a که از رابطه بلندمدت زیر به دست می‌آید تفکیک می‌کند:

$$\xi_t = LGDP_t - \hat{\beta}_1 LREER_t - \hat{\beta}_2 LRIMP_t - \hat{\beta}_3 LPOIL_t - \hat{\beta}_4 LCPI_t \quad (۷)$$

نتایج حاصل از تخمین رابطه بلندمدت بالا ضرایب β 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	۰/۰۴۳۲.	۵/۶۳۲۱۲	۰/۰۰۰
Lncpi	۰/۴۲۰۳۱۹	۰/۰۹۴۲۴۷	۶/۷۹۹۶۵۱	۰/۰۰۰۰
Lnreer	-۵/۰۸۰۹	۵/۰۹۹۵	-۸/۵۵۸۷۵۹	۰/۰۰۰۰
Lnrimp	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 شوک‌های قیمتی نفت تأثیری مثبت و معنی‌دار در تمام سطوح متعارف معنی‌داری (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** نشان‌دهنده ارتباط مثبت و معنی‌دار این متغیرها بر ادوار تجاری در

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

بلندمدت بر اقتصاد ایران هستند و متغیر نرخ ارز حقیقی با ضریب ۵/۰۹e-۰۸- دارای رابطه منفی و معناداری با ادوار تجاری در اقتصاد ایران دارد.

پس از استخراج باقی‌مانده‌های 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 باقی‌مانده استفاده می‌شود. نتایج تخمین قسمت پویای رابطه (۶) در جدول (۴) نشان داده شده است:

جدول ٤. 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
dlncpi	۸/۴۶۵	۳۵۰/۰۱۷۴	۲۳/۰۰۰۱۹	۰/۰۰۰
ZMINUS	-۰/۱۱۷۴۳۶	۰/۱۰۷۳۲۲	-۲/۱۲۴۸۴۷	۰/۰۳۶۹
ZPLUS	-۰/۲۰۹۵۲۷	۰/۰۷۵۶۱۴	-۱/۹۵۲۳۱	۰/۰۵۷۱

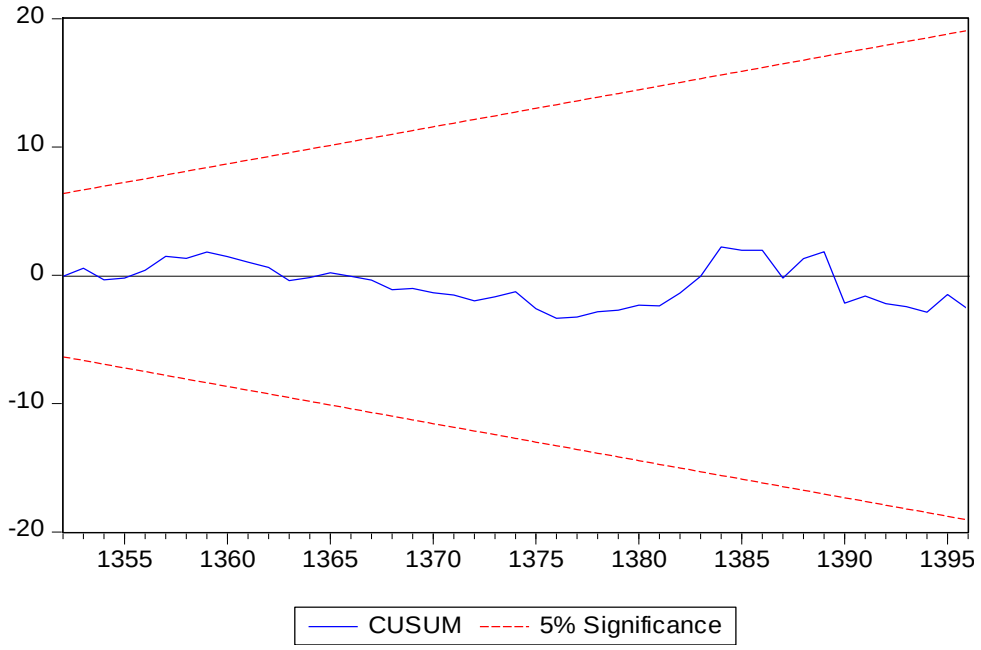
مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به شاخص هوی ساید می‌توان دوره‌های رکود و رونق اقتصادی را مشخص کرد. درواقع دوره‌های رکود و رونق اقتصادی را حول تغییرات باقی‌مانده‌های 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 ۲۰/۹۵ درصد در هر دوره و زمانی که اقتصاد در دوره رکود اقتصادی قرار داشته باشد، انحراف از حول مسیر بلندمدت با ضریب تعدیل ۱۱/۷۴ درصد در هر دوره خواهد بود به عبارت دیگر می‌توان بیان داشت زمانی که رونق اقتصادی وجود دارد ۷۹/۰۵ درصد آثار شوک‌های مثبت قیمت نفت بر اقتصاد ایران باقی خواهد ماند و زمانی که رکود اقتصادی حاکم بر اقتصاد است ۸۸/۲۶ درصد آثار شوک‌های منفی قیمت نفت بر اقتصاد خواهد ماند. بر این اساس زمانی که یک شوک مثبت به قیمت‌های نفت وارد می‌شود

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

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 قیمت‌های نفت وارد می‌شود 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 سریع‌تر از زمانی است که رکود اقتصادی حاکم است. از آنجایی که قدر مطلق ضرایب تعدیل بین صفر و یک هستند آثار ناشی از شوک‌های منفی و مثبت قیمت نفت به صورت هموار در بلندمدت در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی از بین می‌روند.

نمودار (۱) پایداری ضرایب مدل نشان می‌دهد که حاکی از وجود پایداری ثبات لازم ضرایب است و در طول زمان دچار تغییر و شکست نمی‌شوند.



مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار ۱. پایداری ضرایب

همچنین آزمون Q-BOX نشان می‌دهد که تصریح ECM به درستی صورت گرفته است؛ زیرا هیچ‌گونه خودهمبستگی در باقی‌مانده‌های رابطه (۷) دیده نمی‌شود.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

٦. نتیجه‌گیری

ایران ازجمله 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 غیرمتقارن نشان می‌دهد هم‌انباشتگی در دوران رکود و رونق در اقتصاد ایران در دوره مورد مطالعه به‌صورت 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 ۲۰/۹۵ درصد در هر دوره زمانی وجود دارد که به عبارت دیگر می‌توان گفت ۷۹/۰۵ 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 ۱۱/۷۴ درصد در هر دوره زمانی وجود دارد که به عبارت دیگر می‌توان گفت ۸۸/۲۶ 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

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

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

منابع

- **بابکی، روح‌اله؛ مهدوی عادلی، محمد؛ همایونی‌فر، مسعود و مصطفی سلیمی‌فر** (۱۳۹۶). «تأثیر شوک درآمدهای نفتی دولت و نااطمینانی‌های ناشی از آن بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران (۱۳۹۶:۱-۱۳۹۲:۴)». *فصلنامه پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی*. سال سوم. شماره ۷. صص ۷۸-۴۳.
- **بهاروند، ناهید** (۱۳۹۶). «بررسی تأثیر شوک‌های قیمتی و درآمدی نفت بر ادوار تجاری در اقتصاد ایران». *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*. دانشگاه ولی‌عصر (عج).
- **بهاروند، ناهید؛ فرزام، وحید و یونس نادمی** (۱۳۹۷). «اثر شوک‌های 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 افضلی** (۱۳۹۱). «اثر نامتقارن درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: کاربردی از الگوهای GARCH و SVAR». *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*. شماره ۷. صص ۱۱۰-۸۹.
- **شریفی رنانی، حسین؛ آخوندی، نادر؛ هنرور، نغمه و محمدرضا توکل‌نیا** (۱۳۹۲). «تحلیل تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC) از تأثیرات شوک‌های نفتی بر شاخص‌های کلان اقتصادی در ایران». *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*. صص ۱۰۱-۷۵.
- **صمدی، سعید؛ یحیی آبادی، ابوالفضل و نوشین معلمی** (۱۳۸۸). «تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران». *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. سال هفدهم. شماره ۵۲. صص ۲۶-۵.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

- **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؛ پورعبادالهان 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؛ سبحانیان، 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 عادلی، 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.
- **Arouri, 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.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]

- **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.

[Downloaded from ejip.ir on 2026-11-07]