

تحلیل تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC) از تأثیرات شوک‌های نفتی بر شاخص‌های کلان اقتصادی در ایران

حسین شریفی رنانی^۱ نادر آخوندی^۲ نغمه هنرور^۳ محمدرضا توکل نیا^۴
تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۰۳/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۰/۱۵

چکیده

هدف اصلی این تحقیق بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر سطح تولیدات داخلی، سطح عمومی قیمت‌ها، حجم پول و نرخ ارز با استفاده از رویکرد نوین تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC) مبتنی بر داده‌های آماری فصلی ۱۳۸۹Q۴-۱۳۵۹Q۱ ایران است. نتایج نشان می‌دهد که شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام تأثیر مثبت و معنادار در کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت بر روی GDP واقعی دارد. همچنین تأثیر شوک قیمت واقعی نفت خام روی قیمت‌های داخلی در کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت منفی و معنادار است، به گونه‌ای که ایجاد یک شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام، قیمت‌های داخلی را کاهش می‌دهد. به علاوه، شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام، تأثیر منفی و معنادار روی نرخ ارز در کوتاه مدت، میان مدت و بلندمدت دارد. با این حال، شوک قیمت نفت تأثیر دائمی بر نرخ ارز واقعی دارد. واردات کشور نیز به سبب افزایش ثروت و افزایش تقاضا برای

۱. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی اصفهان (خوراسگان)، (نویسنده مسئول)، Email: h.sharifi@khuisf.ac.ir

۲. دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه اصفهان، Email: n.akhoundi@yahoo.com

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان (اصفهان)، Email: naghmeh_honarvar@yahoo.com

۴. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه غیرانتفاعی رجا، قزوین، Email: tavakolnia@isu.ac.ir

تولیدات واسطه‌ای، افزایش خواهد یافت. از طرفی، یک شوک مثبت مانده حقیقی پول، در کوتاه‌مدت، سبب افزایش آنی در تولیدات واقعی می‌شود.

واژه‌های کلیدی: شوک‌های نفتی، شاخص‌های کلان اقتصادی، الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC)، توابع واکنش ضربه (IR)، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVD).

JEL: B21, C22

۱. مقدمه

اقتصاد جهان در سال‌های مختلف، نوسانات مثبت و منفی زیادی را در قیمت نفت خام تجربه کرده است. این نوسانات و تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در همه کشورهای تأثیر گذاشته و اقتصاد این کشورها را با چالشی جدی روبه‌رو کرده است و موجب شده تا آنها برای در امان ماندن از تأثیرات منفی ناشی از این شوک‌ها تدابیر، مختلفی بیندیشند؛ به طوری که کشورهای صادرکننده نفت، که در مقابل شوک‌های منفی قیمت نفت بسیار آسیب‌پذیرند، نهادهایی را برای ذخیره مازاد درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت خام به هنگام قیمت‌های بالای نفت، تأسیس کرده‌اند، تا هنگام بروز شوک‌های منفی قیمت نفت برای پیشبرد اهداف خود از آن استفاده کنند (هادیان و پارسا، ۱۳۸۵). درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران یکی از متغیرهای مهم و تأثیرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی هستند. بخش نفت نه تنها به‌عنوان یکی از ارکان مهم اقتصادی بر سایر متغیرهای اقتصادی تأثیر می‌گذارد، درآمدهای حاصل از آن نقش مهمی را به‌مثابه منبع مهم مالی دولت و درآمد ارزی کشور ایفا می‌کند. حال در چنین وضعیتی که اقتصاد ایران وابستگی بسیاری به درآمدهای نفتی دارد، تغییرات قیمت نفت که از تحولات برون‌زا سرچشمه می‌گیرد و از کنترل سیاست‌گذاران اقتصادی خارج است، درآمدهای نفتی کشور را با نوسانات زیادی مواجه می‌کند. این درآمدهای ناپایدار، به عامل اصلی انتقال مستقیم بی‌ثباتی‌ها و نااطمینانی به تولید ناخالص داخلی کشور تبدیل شده‌اند؛ به طوری که هرگونه تغییر در قیمت نفت موجب تغییر تولید ناخالص داخلی و در نتیجه بی‌ثباتی این متغیر مهم اقتصادی شده است. علاوه بر این، بودجه دولت نیز که زبان مالی اهداف و برنامه‌های اقتصادی است، بر این درآمدهای ناپایدار، نوسانی و ناشی از فروش سرمایه ملی متکی شده است. (ارسلانی، ۱۳۸۰)

ایران از جمله کشورهای صادرکننده نفت به‌شمار می‌آید؛ به همین دلیل، برخوردار از درآمد حاصل از صادرات نفت است. از آنجا که درآمد حاصل از صدور نفت خام بخش جالب توجهی از بودجه عمومی دولت را تشکیل می‌دهد و به‌طور غیرمستقیم تأثیر

چشمگیری بر دیگر فعالیت های اقتصادی دارد، به اعتقاد برخی کارشناسان اقتصادی، کلیدی ترین متغیر در عملکرد اقتصادی به شمار می آید (سرزعی، ۱۳۸۶). آمار و ارقام مربوط به درآمدهای نفتی نشان می دهند که ارزش صادرات نفت خام و فرآورده های نفتی طی سال های ۸۴ تا ۸۹ به ترتیب، ۵۵/۷۹، ۶۴/۶۷، ۸۴/۵۱، ۸۶/۶۲، ۶۹/۸۳ و ۸۶/۰۵ میلیارد دلار بوده است. (بانک اطلاعات سری های زمانی بانک مرکزی)

با توجه به اهمیت و جایگاه درآمدهای نفتی و تأثیر شوک های نفتی بر متغیرهای اقتصادی، هدف این تحقیق بررسی تأثیر شوک های نفتی بر متغیرهای اقتصادی در ایران، با استفاده از رویکرد الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC)^۱ است. رویکرد SVEC روشی است که در آن، در عین حال که روابط بین متغیرها را در فضای تصحیح خطا به طور سیستمی در نظر می گیرد، روابط اقتصادی را بر اساس تئوری های موجود نیز به طور ساختاری لحاظ می کند که برتری این روش را نسبت به رویکردهای صرفاً سیستمی یا صرفاً ساختاری نشان می دهد. نوآوری این مطالعه نیز در استفاده از این روش متفاوت است. بدین منظور، بعد از مقدمه، ابتدا مباحث نظری بیان می شود. سپس مدل و متدولوژی تحقیق ارائه و در نهایت، ضمن بررسی نتایج تجربی، به نتیجه گیری و پیشنهادات پرداخته خواهد شد.

۲. پیشینه پژوهش

در بیشتر مطالعات انجام شده در این زمینه برای کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت، بیماری هلندی به عنوان یکی از مهم ترین مبانی نظری این حوزه محسوب می شود. براساس پدیده بیماری هلندی، چنانچه اقتصاد با افزایش ناگهانی در قیمت صادراتی کالاهای اولیه، همانند نفت خام، روبه رو شود، این امر به افزایش درآمد و به دنبال آن، افزایش تقاضای داخلی می انجامد. واکنش اصلی اقتصاد در برابر این تکانه، افزایش تقاضای نیروی کار و به دنبال آن افزایش دستمزدهاست. با توجه به اینکه قیمت محصولات در

1- Structural Vector Error Correction

بخش قابل تجارت برونزا فرض می‌شود، تنها قیمت محصولات در بخش غیرقابل تجارت افزایش می‌یابد؛ بنابراین افزایش دستمزدها مؤلفه‌های سودبخش صادراتی را کاهش می‌دهد؛ در نهایت؛ تأثیر ناشی از تکانه ناگهانی قیمت نفت، به کاهش ارزش پول و افزایش نرخ ارز واقعی می‌انجامد. این امر کاهش رقابت‌پذیری کشور در عرصه بین‌الملل را به دنبال می‌آورد و سرانجام، سبب کاهش تولیدات در بخش‌های اقتصادی قابل تجارت می‌شود و ارزش افزوده در این بخش‌ها را کاهش می‌دهد. (Sinha, 1999)

بیماری هلندی زمانی رخ می‌دهد که درآمد یک کشور بر تأثیر عوامل فصلی به صورت ناگهانی افزایش می‌یابد و متولیان اقتصاد کلان (دولت) هم با تصور دائمی بودن این درآمد، آن را در جامعه تزریق می‌کنند. تا اینجای کار اتفاق خاصی رخ نداده است؛ درآمد کشور زیاد شده و پول هم به جامعه منتقل شده است، اما با افزایش درآمد، تقاضا هم افزایش پیدا می‌کند. اگر این افزایش تقاضا ناگهانی صورت دهد، عرضه جواب‌گویی تقاضا نخواهد بود و تعادل عرضه و تقاضا به هم می‌خورد، در نتیجه قیمت‌ها افزایش می‌یابد. در یک روند طبیعی، قیمت‌ها تا سقفی بالا می‌روند و با یک تأخیر زمانی، تولید افزایش پیدا می‌کند و در نهایت پس از مدتی عرضه و تقاضا به تعادل قبل برمی‌گردند. اما بیماری هلندی از زمانی رخ می‌دهد که دولت، به‌عنوان متولی اقتصاد کلان وارد کارزار می‌شود و سعی می‌کند به طور مصنوعی و از طریق غیر از افزایش تولید، قیمت‌ها را پایین نگه دارد. دولت به واردات کالاهای مصرفی ارزان متوسل می‌شود تا قیمت‌ها را مهار کند، در حالی که صنایع داخلی مجبورند با عوامل تولید گران، کالای گران را تولید و به قیمت ارزان بفروشند. نکته اینجاست که این سیاست نمی‌تواند جلوی تورم را بگیرد، بلکه آن را به بخش‌های دیگر اقتصادی منتقل می‌کند. (الحسینی، ۱۳۸۷)

با توجه به اهمیت درآمدهای نفتی و بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی، تحقیقات متعددی انجام شده است. در مطالعات خارجی، داربی^۱ (۱۹۸۲) از اولین محققانی است که تأثیر افزایش‌های قیمت نفت را روی درآمد واقعی در آمریکا و

1- Darby

کشورهای در حال توسعه تخمین زده است. وی رابطه معناداری میان تغییرات قیمت نفت و درآمد حقیقی پیدا نکرد، ولی به این نتیجه رسید که اگر تأثیر غیرمستقیم برخاسته از متغیرهایی مانند صادرات، نرخ‌های ارز و عرضه‌های پول در نظر گرفته شود، تأثیر معناداری از تغییرات قیمت نفت روی درآمد واقعی را می‌توان کشف کرد. همیلتون (۱۹۸۳) نیز با بررسی رابطه بین قیمت نفت و متغیرهای کلان اقتصادی، به‌ویژه تولید ناخالص داخلی، با استفاده از آزمون علیت گرنجر نشان داد که طی دوره مورد مطالعه، جهت علیت از سمت قیمت نفت به تولید ناخالص داخلی می‌باشد. هاریسون و بربریج^۱ (۱۹۸۴) در بررسی اثر تکانه قیمت نفت، به‌عنوان یک متغیر برون‌زا، بر متغیرهای کلان اقتصادی در کشورهای امریکا، کانادا، ژاپن، انگلیس و آلمان دریافتند تکانه قیمت نفت ابتدا موجب تغییر حجم پول و نرخ بهره در کوتاه مدت شده و سپس از طریق همین متغیرها روی شاخص قیمت مصرف‌کننده و محصولات صنعتی تأثیر گذاشته است. مورک^۲ (۱۹۸۹) به بررسی تأثیر قیمت نفت بر روی تولید ناخالص داخلی امریکا پرداخت و نشان داد که افزایش قیمت نفت تأثیر منفی بر رشد تولید ناخالص داخلی امریکا دارد، اما تأثیر کاهش قیمت نفت بر تولید از نظر قدر مطلق کمتر است. موری^۳ (۱۹۹۳) نیز با بررسی میزان تأثیر افزایش و کاهش قیمت نفت خام روی متغیرهای کلان اقتصادی امریکا، با استفاده از روش علیت گرنجری، نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت همبستگی بیشتری با متغیرهای کلان اقتصادی نسبت به کاهش قیمت نفت دارد. روتبرگ و وودفورد (۱۹۹۶) نیز با مطالعه تأثیر شوک‌های قیمت نفت، روی تولید و دستمزدهای واقعی، با فرض رقابت ناقص در بازار محصول، دریافتند که شوک‌های نفتی می‌توانند موجب کاهش تولید و دستمزدهای واقعی شوند. التونی^۴ (۲۰۰۰) در مطالعه نوسانات قیمت نفت و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی در کویت، با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری، نشان داد که تکانه‌های وارد شده بر مخارج دولت، بخش چشم‌گیری از واریانس واردات و شاخص قیمت‌ها را

1- Harrison & Burbridge

2- Mork

3- Mory

4- Eltony

توضیح می دهد.

همچنین بالاک و همکاران^۱ (۲۰۰۲)، بیان کردند که کاهش قیمت نفت در بهبود رشد اقتصادی نقش مهمی ندارد و یک ارتباط نامتقارن بین قیمت نفت و رشد اقتصادی وجود دارد. یوسل و براون^۲ (۲۰۰۲) اعتقاد داشتند که تغییرات قیمت نفت وضعیت تجاری کشور واردکننده را نیز دچار تغییر و تحول می کند؛ با این توضیح که افزایش ناگهانی قیمت نفت می تواند وخیم شدن و وضعیت تجاری کشورهای واردکننده نفت را به دنبال داشته باشد و موجب انتقال ثروت از کشورهای واردکننده نفت به کشورهای صادرکننده نفت شود. هم چنین افزایش قیمت نفت، افزایش تقاضای پول را در پی خواهد داشت و نرخ بهره، به دلیل شکست سیاست گذاران پولی در پاسخ به رشد تقاضای پولی از طریق افزایش عرضه تحت تأثیر قرار گرفته و موجب کند شدن رشد اقتصادی می شود. جمینز، رودریگوئز و سانچز^۳ (۲۰۰۴)، در مقاله ای، با بررسی تکانه های قیمت نفت و رشد تولید ناخالص داخلی در برخی از کشورهای OECD با استفاده از مدل های VAR خطی و غیرخطی نشان دادند که تأثیر افزایش قیمت نفت در کوتاه مدت موجب افزایش تورم و نرخ بهره در تمام کشورها می شود. کونادو و گراسیا^۴ (۲۰۰۵) با مطالعه تأثیر شوک های نفتی بر فعالیت های اقتصادی و شاخص قیمت مصرف کننده برای شش کشور آسیایی دریافتند که شوک های نفتی هم روی فعالیت های اقتصادی و هم روی شاخص های قیمت مصرف کننده آثار چشمگیر و نامتقارنی دارند. کولوگنی و مانرا^۵ (۲۰۰۸) در مطالعه ای، با بررسی ارتباط قیمت نفت، تورم و نرخ بهره با استفاده از یک الگوی خودرگرسیون ساختاری، نتیجه می گیرد که شوک های قیمت نفت تأثیرهای شدیدی بر روی تورم و نرخ ارز دارند.

در مطالعات داخلی، حسینی (۱۳۷۵) نشان داد که افزایش قیمت نفت تأثیر منفی بر رشد

-
- 1- Balak et al.
 - 2- Yucel & Brown
 - 3- Jimenez & Rodrigues & Sanchez
 - 4- Cunado. & Gracia
 - 5- Cologni & Manera

اقتصادی کشورهای منتخب OECD داشته است. صمدی امین‌آبادی (۱۳۷۸) تأثیر تکانه‌های نفتی روی متغیرهای کلان را با استفاده یک الگوی شبیه‌سازی متشکل از یک سیستم معادلات هم‌زمان مورد بررسی قرار می‌دهد. وی دریافت در مواقعی که دولت با افزایش درآمدهای نفتی روبه‌روست، صرف‌نظر از نوع سیاست‌های ارزی اعمال‌شده، هر چه حساسیت مخارج عمرانی دولت در مقایسه با مخارج کل دولت بالاتر باشد، شاخص‌های مهم اقتصادی مانند تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری بهبود نسبی یافته‌اند و به عکس، در زمانی که دولت با کاهش درآمدهای نفتی مواجه می‌شود و مخارج کل دولت کاهش می‌یابد، هر چه کاهش مخارج عمرانی دولت نسبت به مخارج کل کمتر باشد، شاخص‌های فوق‌روند بهتری را طی می‌کنند.

ارسلانی (۱۳۸۰) در مطالعه‌ای به بررسی نقش و اهمیت قیمت نفت و درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران و ارتباط آن با متغیرهای کلان طی سال‌های ۱۳۴۹ تا ۱۳۷۹ پرداخته است. وی نتیجه گرفت که تولید ناخالص ملی با افزایش و کاهش قیمت نفت تحت می‌گیرد؛ و به علاوه، درآمدهای ارزی و درآمد بودجه عمومی دولت نیز تابع نوسانات قیمت نفت است؛ طوری که با بالا رفتن قیمت نفت، درآمدهای ارزی ناشی از نفت و به تبع آن کل در یافتی‌های ارزی و همچنین درآمد بودجه عمومی دولت، افزایش می‌یابد و با کاهش قیمت نفت نیز درآمدهای عمومی بودجه کم می‌شود.

سرزعیم (۱۳۸۱) با بررسی تأثیرهای نوسانات قیمت نفت خام بر تولید ناخالص داخلی و تورم، دریافت که واکنش متغیر تولید ناخالص داخلی به تکانه‌های مثبت و منفی نامتقارن بوده و تورمزایی سیاست‌های پولی در تکانه‌های منفی بیش از تکانه‌های مثبت است. پاسبان (۱۳۸۳) نیز با استفاده از تحلیل‌های رگرسیونی، به بررسی تأثیر قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی در ایران پرداخته است. وی نشان می‌دهد که تأثیر شوک مثبت نفتی بر ارزش افزوده بخش کشاورزی، در طول زمان کاهش می‌یابد و از بین می‌رود.

هادیان و پارسا (۱۳۸۵) پس از بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر روند تعدادی از متغیرهای کلان اقتصادی، نشان می‌دهند که تکانه‌های قیمتی نفت یکی از منابع اصلی

نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی در ایران است. مهرآرا و نیکی اسکویی (۱۳۸۵) با استفاده از روش محدودیت‌های بلندمدت بلانچارد و کوا^۱، با شناسایی تکانه‌های ساختاری نشان دادند که درجه برون‌زایی، قیمت نفت در عربستان و کویت نسبت به ایران و اندونزی پایین‌تر است و تکانه‌های نفتی مهم‌ترین عامل نوسانات تولید ناخالص داخلی در ایران و عربستان است. تأثیر شوک مثبت قیمت نفت روی واردات، تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت‌ها در همه کشورهای مثبت بوده و سبب افزایش آنها شده است.

متوسلی و فولادی (۱۳۸۵) نیز در بررسی آثار افزایش قیمت جهانی نفت بر تولید ناخالص داخلی و اشتغال ایران، با استفاده از مدل تعادل عمومی، نشان دادند که افزایش قیمت نفت، افزایش تولید ناخالص داخلی را به همراه دارد، که این افزایش ناشی از افزایش تمامی اجزای تولید ناخالص داخلی است. فلاحی و پیغمبری (۱۳۸۶)، با بررسی تأثیرات دو طرفه نوسانات قیمت سبد نفتی اوپک و رشد اقتصادی نیز به این نتیجه رسیدند که تأثیر تغییر قیمت سبد نفتی اوپک بر سطح تولید ناخالص داخلی واقعی این کشورها، به کوتاه مدت محدود است.

بهبودی و تفکر آزاد (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با بررسی تأثیرات بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران، نشان دادند که تکانه قیمت نفت، تأثیر منفی بر تولید داشته و در کل دوره مورد بررسی آن را پایین‌تر از سطح دائمی خود قرار می‌دهد. همچنین صمدی و همکاران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با عنوان «تحلیل تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران»، با استفاده از الگوی VAR بیان می‌دارد که نوسان‌های قیمت نفت می‌تواند موجب بی‌ثباتی در متغیرهای کلان در هر دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت شود. نوسان‌های قیمت نفت می‌تواند به دلیل وابستگی زیاد آن به درآمدهای نفتی، آثار ویژه‌ای بر اقتصاد ایران داشته باشد. نتایج مطالعه ایشان نشان می‌دهد که اگر شوکی به قیمت نفت در جهت افزایش وارد شود، تمام متغیرهای موجود در مدل، از جمله تولیدات بخش صنعت، شاخص قیمت مصرف‌کننده، واردات و نرخ ارز،

1- Blanchard & Quah

به شوک وارده واکنش نشان می‌دهند.

بیات (۱۳۸۸) نیز نشان داد درآمدهای نفتی بخش عمده درآمدهای صادراتی کشورهای عضو اوپک را تشکیل می‌دهد. نفت منبع اصلی درآمد دولت‌هاست. افزایش درآمدهای نفتی، با گسترش اعتبارات عمرانی و جاری دولت همراه است. اگر مدیریت درآمد نفتی تحت چارچوب نهادی ساختاری با کیفیت نامناسب و با یک دولت رانتی با بروکراسی گسترده و ضعیف صورت گیرد، آن‌گاه نتایج ناگواری در زیر سیستم اقتصادی به بار می‌آید و رشد و توسعه اقتصادی را مختل می‌کند و به تورم می‌انجامد.

۳. متدولوژی و تصریح الگو

۳-۱. چارچوب عمومی الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری (SVEC)

یک مدل VEC نشان می‌دهد که چگونه انحراف از روابط بلندمدت، یک متغیر اقتصادی را در طول زمان تحت تأثیر قرار می‌دهد. این مدل‌ها امکان تحلیل واکنش ضربه را نیز فراهم می‌آورند؛ به این شکل که به خوبی می‌توانند واکنش یک متغیر را در طول زمان، به سبب شوک ایجادشده در اقتصاد، نشان دهند. براساس مدل VAR و با فرض هم‌گرایی درجه یک متغیرها، می‌توان مدل VEC عمومی را با رابطه هم‌جمعی به شکل زیر معرفی کرد:

$$\Gamma_0 \Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + B_0 x_t + \dots + B_q x_{t-q} + CD_t + u_t \quad (1)$$

در این رابطه α ماتریس $k \times r$ «ضریب سرعت تعدیل»^۱ است که سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد و β ماتریس $k \times r$ هم‌جمعی است که نشان‌دهنده بخش بلندمدت مدل است. Γ_j ماتریس $k \times k$ ضرایب کوتاه‌مدت، x_t بردار متغیرهای برونزا، CD_t بردار متغیرهای ازپیش‌تعیین‌شده و u_t نیز بردار اجزاء خطای اختلال خالص

1- loading coefficient

با $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ است^۱. برای تخمین رابطه (۱) اگر ماتریس Γ_0 یکه باشد و هیچ متغیر برونزایی نیز وجود نداشته باشد، از فرآیند تخمین «رتبه خلاصه شده یوهانسن (RR)»^۲ بر اساس مطالعه یوهانسن^۳ (۱۹۹۵) یا روش «دو مرحله‌ای ساده (S2S)»^۴ استفاده می‌شود. (Lutkepohn & Kratzing, 2004: 89)^۵

در اینجا نیز می‌توان با اعمال محدودیت ساختاری بر شکل خلاصه‌شده مدل VEC، اختلال‌ها و واکنش‌های ضربه مناسب را تشخیص داد که در این حالت، مدل‌های SVEC مطرح می‌شود. در این رویکرد، در بررسی تحلیل واکنش‌های ضربه، با اعمال محدودیت بر مدل VEC، شوک‌های ساختاری را می‌توان به دو جزء «شوک‌های دائمی»^۶ و «شوک‌های زودگذر»^۷ تفکیک کرد که شوک‌های ساختاری دائمی با اعمال محدودیت‌های بلندمدت و شوک‌های ساختاری زودگذر با اعمال محدودیت‌های کوتاه‌مدت بر مدل تشخیص داده می‌شوند.

واکنش‌های ضربه اغلب در بررسی روابط بین متغیرهای مدل پویا مورد استفاده قرار می‌گیرند. به ترتیبی که تأثیر نهایی ضربه وارد شده بر سیستم در طول زمان دنبال می‌شود. مدل SVEC برای شناسایی شوک‌هایی که در تحلیل واکنش ضربه مورد توجه واقع می‌گیرند، از طریق اعمال محدودیت‌هایی بر ماتریس اثرات بلندمدت شوک‌ها و ماتریس B اثرات همزمان شوک‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرند. در این چارچوب نیز ماتریس B رابطه بین اجزاء خطای ساختاری و اختلال‌های شکل خلاصه‌شده را به صورت $u_t = B\varepsilon_t$ معرفی می‌کند که در آن $\varepsilon_t \sim (0, I_K)$ است. اثرات بلندمدت شوک‌های وارد شده بر سیستم نیز

۲- به منظور تسهیل در تخمین می‌توان رابطه (۱) را به شکل ماتریسی $\Delta Y = \Pi Y_{t-1} + \Gamma \Delta X + U$ نوشت. که در آن $\Delta X_{t-1} = [\Delta y_{t-1} \dots \Delta y_{t-p+1}]$ ، $\Delta X = [\Delta X_0 \dots \Delta X_{T-1}]$ ، $\Gamma = [\Gamma_1 \dots \Gamma_{p-1}]$ ، $Y_{t-1} = [y_0 \dots y_{T-1}]$ ، $\Pi = \alpha\beta'$ ، $\Delta Y = [\Delta y_1 \dots \Delta y_T]$ و $U = [u_1 \dots u_T]$ است.

3- Johansen Reduced Rank

4- Johansen

5- simple two-step

۶ - برای مطالعه بیشتر (Ahn & Reinsel (1990)

6- permanent shocks

7- transitory shocks

از یک روند تصادفی برخوردارند. بر اساس تئوری گرنجر، که توسط یوهانسن (۱۹۹۵) بازگو شده است، تأثیرات بلندمدت اخلاص‌های ساختاری را با ΘB نشان می‌دهد که در آن Θ عبارتست از:

$$\Theta = \beta \perp \left(\alpha' \perp \left(I_k - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \right) \beta \perp \right)^{-1} \alpha' \perp \quad (2)$$

از آنجایی که این ماتریس دارای رتبه $k-r$ است، ΘB هم دارای همان رتبه و بنابراین حداکثر دارای r ستون صفر خواهد بود. به عبارت دیگر، حداکثر r تا از اخلاص‌های ساختاری می‌تواند دارای اثرات زودگذر (دارای تأثیرات بلندمدت صفر) و حداکثر $k^* = K - r$ تا از شوک‌ها مربوط به تأثیرهای دائمی است. با بررسی رتبه هم‌جمعی r ، می‌توان r تا شوک زودگذر را مشخص کرد و بر اساس آن r تا از ستون‌های ماتریس ΘB را صفر در نظر گرفت. از آنجایی که رتبه ماتریس به $k-r$ کاهش می‌یابد، و هر ستون صفر نشان‌دهنده $k-r$ قید مستقل است، بنابراین r شوک زودگذر، $(k-r)$ قید مستقل را در بر می‌گیرد. این تعداد از قیدها، بر اساس هم‌جمعی بین متغیرها تعیین شد، ولی برای تصریح واحد از ماتریس B ، مبانی تئوریک بیشتری برای اعمال قیود دیگر موردنیاز است. از آنجایی که $(k-r)$ قید از طریق بررسی هم‌جمعی بین متغیرها تعیین شد، برای شناسایی دقیق اخلاص‌های ساختاری به $r(k-r) - 1/2 k(k-1) - r(k-r)$ قید دیگر نیاز است. از این مقدار قید، $r(r-1)/2$ مربوط به شوک‌های زودگذر و $k^*(k^*-1)/2$ مربوط به شوک‌های دائمی است. این شوک‌های زودگذر ممکن است مستقیماً از طریق اعمال قیود صفر بر ماتریس B اعمال شود و در نتیجه آن شوک‌های معینی را که تأثیر آبی بر بعضی از متغیرها ندارند، مورد تصریح قرار دهند. در واقع، شوک‌های زودگذر را فقط می‌توان از طریق قیود برقرارشده بر ماتریس B شناسایی کرد؛ چراکه این شوک‌ها به ستون‌های صفر ماتریس ΘB مربوط می‌شوند. بنابراین $r(r-1)/2$ تا از قیدها مستقیماً بر ماتریس B اعمال

می شود^۱ (Lutkepohl, 2005: 369).

۲-۳. تصریح الگو

بعد از تخمین مدل SVEC می توان با در نظر گرفتن قیود اعمال شده بر سیستم به تحلیل واکنش ضربه و تجزیه واریانس خطای پیش بینی این مدل پرداخت. این مطالعه به دنبال بررسی نوسانات کلان اقتصادی بر مبنای یک مدل کلان با اقتصاد باز با استفاده از تصریح تجربی شوک های ساختاری از یک مدل تخمینی VEC است. این موضوع در مطالعات شاپیرو و واتسون (۱۹۸۸)، بلانچارد و کوا (۱۹۸۹)، گالی^۲ (۱۹۹۲) و احمد و پارک^۳ (۱۹۹۴) در خصوص نوسانات کلان اقتصادی و در مطالعه کلاریدا و گالی^۴ (۱۹۹۴) در خصوص نوسانات نرخ ارز نیز مورد بررسی قرار گرفته است.

مجموعه متغیرهای کلان اقتصادی در مدل، شامل تولید واقعی خارجی (RFGDP)، قیمت واقعی جهانی نفت خام (RWOP)، تولید ناخالص داخلی واقعی (RGDP)، نرخ ارز واقعی (RER)، مانده واقعی پول (RMB) و سطح قیمت های داخلی (DP) است. بنابراین در مدل SVEC، شوک های واقعی خارجی (ε_w)، شوک های قیمت نفت (ε_{OP})، شوک های عرضه کل (ε_{AS})، شوک های تراز خارجی (ε_{BP})، شوک های تقاضای کل (ε_{AD}) و شوک های عرضه پول (ε_{MS}) مورد توجه قرار می گیرد. الگوی کلی تصحیح خطای برداری متناسب با متغیرهای معرفی شده به شکل زیر است:

$$\begin{bmatrix} ARFGDP_t \\ ARWOP_t \\ ARGDP_t \\ ARER_t \\ ARMB_t \\ ADP_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{21} \\ a_{31} \\ a_{41} \\ a_{51} \\ a_{61} \end{bmatrix} EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} a_{i,11} & a_{i,12} & a_{i,13} & a_{i,14} & a_{i,15} & a_{i,16} \\ a_{i,21} & a_{i,22} & a_{i,23} & a_{i,24} & a_{i,25} & a_{i,26} \\ a_{i,31} & a_{i,32} & a_{i,33} & a_{i,34} & a_{i,35} & a_{i,36} \\ a_{i,41} & a_{i,42} & a_{i,43} & a_{i,44} & a_{i,45} & a_{i,46} \\ a_{i,51} & a_{i,52} & a_{i,53} & a_{i,54} & a_{i,55} & a_{i,56} \\ a_{i,61} & a_{i,62} & a_{i,63} & a_{i,64} & a_{i,65} & a_{i,66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} ARFGDP_{t-i} \\ ARWOP_{t-i} \\ ARGDP_{t-i} \\ ARER_{t-i} \\ ARMB_{t-i} \\ ADP_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} & c_{14} & c_{15} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} & c_{24} & c_{25} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} & c_{34} & c_{35} \\ c_{41} & c_{42} & c_{43} & c_{44} & c_{45} \\ c_{51} & c_{52} & c_{53} & c_{54} & c_{55} \\ c_{61} & c_{62} & c_{63} & c_{64} & c_{65} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ s_{1t} \\ s_{2t} \\ s_{3t} \\ s_{4t} \\ s_{5t} \\ s_{6t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{u}_{1t} \\ \hat{u}_{2t} \\ \hat{u}_{3t} \\ \hat{u}_{4t} \\ \hat{u}_{5t} \\ \hat{u}_{6t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

۱- برای اطلاعات بیشتر مطالعات (King, Plosser, Stock & Watson (1991), Gonzalo & Ng (2001) و Bruggemann (2004) مراجعه کنید.

2 - Gali

3 - Ahmed and Park

4 - Clarida and Gali

از آنجایی که اقتصاد کشور کوچک است، رشد تولید جهانی به طور برون‌زا ثابت در نظر گرفته می‌شود. این رابطه به شکل زیر است:

$$\Delta RFGDP_t = \varepsilon_t^w \quad (۴)$$

شوکه مثبت وارد شده به تولیدات خارجی معمولاً در قالب بهبود در تکنولوژی جهانی، افزایش مصرف جهانی نفت و افزایش نرخ بهره واقعی جهانی تفسیر شدنی است که موجب افزایش تقاضای نفت خواهد شد.

قیود وارد شده بر رابطه قیمت جهانی نفت، بر سازوکار بازار جهانی نفت و سیاست‌های اوپک مبتنی است؛ یعنی قیمت واقعی نفت احتمالاً از شوکه تولیدات جهانی و شوکه قیمت نفت متأثر خواهد بود:

$$\Delta RWOP_t = \alpha_1 \varepsilon_t^w + \varepsilon_t^{OP} \quad (۵)$$

نه تنها شوکه خارجی ممکن است تقاضای برای نفت ایران را تحت تأثیر قرار دهد، عرضه نفت کشورهای غیرعضو اوپک و سهم اعضای اوپک نیز بر سیاست‌های نفتی ایران تأثیرگذار است. بنابراین تقاضای جهانی نفت خام، به قیمت واقعی نفت و فعالیت‌های جهانی اقتصاد بستگی دارد.

از آنجایی که میزان تولید نفت خام ایران در بلندمدت ثابت است، می‌توان آن را از شوکه خارجی و شوکه قیمت جهانی نفت متأثر دانست. از طرفی، چون رابطه تولید نفت خام در مدل VAR وجود ندارد، از رابطه عرضه کل در مدل استفاده می‌کنیم؛ چراکه در کشورهای نفتی، تولید نفت سهم جالب توجهی در عرضه کل اقتصاد آن‌ها دارد. به عبارت دیگر، شوکه‌های وارد شده بر تولید نفت، مانند شوکه قیمت نفت و شوکه‌های خارجی، عرضه کل را نیز تحت تأثیر قرار می‌دهند. در نهایت می‌توان گفت که رابطه بلندمدت عرضه کل بر اساس شوکه‌های دائمی خارجی (تولیدات واقعی جهانی)، قیمت واقعی نفت خام و عرضه کل تعیین می‌شود:

$$\Delta RGDP = \alpha_2 \varepsilon_t^w + \alpha_3 \varepsilon_t^{OP} + \varepsilon_t^{AS} \quad (۶)$$

تا اینجا در رابطه‌های (۱)، (۲) و (۳) شوک‌های مربوط به بازار جهانی نفت که اقتصاد ایران را تحت تأثیر قرار می‌دهد، مورد توجه قرار گرفت. شوک‌های داخلی دیگری نیز وجود دارد که به نوساناتی در اقتصاد ایران می‌انجامد که عبارتند از: شوک تراز تجاری، شوک تقاضای کل و شوک پولی. با معرفی روابط مربوط به تراز تجاری، تقاضای کل و تقاضای پول و حل توأم آن‌ها، می‌توان قیود اعمالی مناسب بر آن‌ها را شناسایی کرد. این روابط عبارتند از:

$$\beta_1 RER_t - \beta_2 RGDP_t = BP_t \quad (7)$$

بر اساس مطالعه پراساد (۱۹۹۹)^۱ با فرض محدودیت در تحرک سرمایه، تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ ارز واقعی تعیین‌کننده تراز پرداخت‌ها است.

$$AD = AAD_t + \beta_t [DIR_t - E_t(p_{t-1} - p_t)] - \beta_4 BP_t \quad (8)$$

این رابطه تقاضای کل (IS) را نشان می‌دهد که به تقاضای کل مستقل، نرخ بهره داخلی، شکاف قیمت انتظاری و سطح معینی از تراز پرداخت‌ها بستگی دارد.

$$MD = p_t + RGDP_t - \beta_5 DIR_t \quad (9)$$

این رابطه نیز تقاضای پول با کشش درآمدی واحد را نشان می‌دهد. در وضعیت برقراری تعادل در بازار کالا و پول داریم: $MS = MD = RMB$ و $AS = AD = RGDP$ بر اساس مطالعات کلاریدا و گالی (۱۹۹۴) و پراساد (۱۹۹۹) فرض می‌شود که تراز تجاری و تقاضای کل، گام تصادفی ساده هستند و بر همین اساس، شوک‌های تراز تجاری و تقاضای کل همیشه دائمی‌اند. بنابراین با تفاضل‌گیری طرفین رابطه (۴) و در نظر گرفتن فرض گام تصادفی خواهیم داشت:

$$\Delta RER = \alpha_4 \varepsilon_t^w + \alpha_5 \varepsilon_t^{OP} + \alpha_6 \varepsilon_t^{AS} + \varepsilon_t^{BP} \quad (10)$$

این رابطه نشان می‌دهد که در بلندمدت نرخ ارز واقعی به وسیله شوک‌های دائمی

1 - Prasad (1999)

خارجی، قیمت نفت خام، عرضه کل و تراز تجاری تعیین می‌شود. با جای گذاری رابطه (۵) در رابطه (۶)، وجود وضعیت تعادلی در بازار، فرض رابطه خطی فیشر و متأثر شدن نرخ بهره واقعی از شوک‌های عرضه کل و شوک‌های خارجی، بر اساس مدل کینزین‌ها، تغییرات مانده واقعی پول به شکل زیر خواهد بود:

$$\Delta RMB = \alpha_7 \varepsilon_t^W + \alpha_8 \varepsilon_t^{OP} + \alpha_9 \varepsilon_t^{AS} + \alpha_{10} \varepsilon_t^{BP} + \varepsilon_t^{AD} \quad (11)$$

این رابطه نشان می‌دهد که در بلندمدت مانده واقعی پول به شوک‌های دائمی خارجی، عرضه کل، تراز تجاری و تقاضای کل بستگی دارد.

بر اساس مطالعات کلاریدا و گالی (۱۹۹۴)، پراساد (۱۹۹۹) و احمد و پارک (۱۹۹۴) قیمت‌های داخلی به شوک‌های دائمی خارجی، عرضه کل، تراز تجاری، تقاضای کل و عرضه پول بستگی دارد.

$$\Delta DP = \alpha_{11} \varepsilon_t^W + \alpha_{12} \varepsilon_t^{OP} + \alpha_{13} \varepsilon_t^{AS} + \alpha_{14} \varepsilon_t^{BP} + \alpha_{15} \varepsilon_t^{AD} + \varepsilon_t^{MS} \quad (12)$$

الگوی تخمینی در این بخش بر اساس یک فرآیند ساختاری از شش متغیر تشکیل شده است که در تأثیر شش شوک ساختاری خارجی، قیمت جهانی نفت خام، عرضه کل، تراز تجاری، تقاضای کل و عرضه پول از خود واکنش نشان می‌دهند.

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^W & \varepsilon_t^{OP} & \varepsilon_t^{AS} & \varepsilon_t^{BP} & \varepsilon_t^{AD} & \varepsilon_t^{MS} \end{bmatrix} \quad (13)$$

الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری بر اساس قیود معرفی شده بر اساس مبانی نظری بالا برای رابطه (۲) به قرار زیر خواهد بود:

$$\begin{bmatrix} \beta_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{21} & \beta_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{31} & \beta_{32} & \beta_{33} & 0 & 0 & 0 \\ \beta_{41} & \beta_{42} & \beta_{43} & \beta_{44} & 0 & 0 \\ \beta_{51} & \beta_{52} & \beta_{53} & \beta_{54} & \beta_{55} & 0 \\ \beta_{61} & \beta_{62} & \beta_{63} & \beta_{64} & \beta_{65} & \beta_{66} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{RFGDP} \\ u_{RWOP} \\ u_{RGDP} \\ u_{RER} \\ u_{RMB} \\ u_{DP} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^W \\ \varepsilon_t^{OP} \\ \varepsilon_t^{AS} \\ \varepsilon_t^{BP} \\ \varepsilon_t^{AD} \\ \varepsilon_t^{MS} \end{bmatrix} \quad (14)$$

مجموعه متغیرهای کلان اقتصادی در مدل شامل تولید واقعی خارجی (RFGDP)، قیمت واقعی جهانی نفت خام (RWOP)، تولید ناخالص داخلی واقعی (RGDP)، نرخ ارز واقعی (RER)، مانده واقعی پول (RMB) و سطح قیمت‌های داخلی (DP) است. بنابراین در مدل SVEC، شوک‌های واقعی خارجی (ε_w)، شوک‌های قیمت نفت (ε_{OP})، شوک‌های عرضه کل (ε_{AS})، شوک‌های تراز خارجی (ε_{BP})، شوک‌های تقاضای کل (ε_{AD}) و شوک‌های عرضه پول (ε_{MS}) مورد توجه قرار می‌گیرد.

۴. بررسی نتایج تجربی

این بخش به دنبال بحث و بررسی نتایج تجربی حاصل از تخمین روابط بین متغیرهای مربوطه، با استفاده از نرم افزار JMulTi 4 در قالب رویکرد SVEC مبتنی بر داده‌های آماری فصلی ۱۳۸۹Q۴ - ۱۳۵۹Q۱ می‌باشد. نتایج آزمون ریشه واحد بر اساس آزمون "دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF)"^۱ برای بررسی پایایی متغیرهای مدل در جدول (۱) گزارش شده است. نتایج نشان می‌دهند که همه متغیرها در سطح معناداری ۵٪ همگرایی درجه یک، $I(1)$ ، هستند.

1 - Augmented Dickey-Fuller

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

متغیرهای سطح	آماره آزمون	متغیرهای تفاضلی	آماره آزمون
LRFGDP	-۳/۲۱	Δ LRFGDP	-۲/۹۱
LRWOP	-۰/۹۰	Δ LRWOP	-۹/۲۱
LRGDP	-۱/۵۴	Δ LRGDP	-۵/۶۰
LRER	-۱/۰۱	Δ LRER	-۳/۶۹
LRMB	-۲/۱۵	Δ LRMB	-۲/۹۴
LDP	-۲/۴۱	Δ LDP	-۵/۳۵

میزان آماره آزمون در سطوح بحرانی براساس مطالعه دیویدسون و مکینون^۱ (۱۹۹۳)

- با جزء ثابت، متغیرهای مجازی فصلی و روند خطی ۱٪: (۰.۳) (-۹۶.۳) : ۵٪: (-۴۱.۳) (-۱۳.۳) : ۱۰٪: (-۵۷.۲)

- با جزء ثابت، متغیرهای مجازی فصلی و بدون روند خطی ۱٪: (۰.۳) (-۴۳.۳) : ۵٪: (-۸۶.۲) (-۱۰.۲) : ۱۰٪: (-۵۷.۲)

مأخذ: محاسبات تحقیق

تعیین وقفه بهینه در تصریح الگوی SVEC اهمیت بسیاری دارد. بدین منظور از «معیار اطلاعات آکائیک (AIC)^۲»، «معیار شوارز (SC)^۳»، «معیار حنان کوئین (HQC)^۴» و «خطای پیش‌بینی نهایی (FPE)^۵» استفاده می‌شود. براساس نتایج به دست آمده در جدول (۲)، هر یک از معیارها وقفه‌های ۴ و ۱ را پیشنهاد می‌کنند.

جدول ۲. تعداد وقفه‌های بهینه

۴	AIC
۴	FPE
۱	SC
۱	HQC

مأخذ: محاسبات تحقیق

- 1 - Davidson and MacKinnon
- 2 - Akaike Information Criterion
- 3 - Schwarz Criterion
- 4 - Hannan-Quinn Criterion
- 5 - Final Prediction Error

برای تعیین وقفه بهینه و ارزیابی مناسب بودن الگوی تخمینی از «آزمون پورتمن^۱» و «آزمون بروش-گادفری^۲» برای تشخیص خودهم بستگی اجزاء باقیمانده، «آزمون ژارکو-برا^۳» برای تشخیص غیرنرمال بودن و «آزمون ARCH-LM چندمتغیره» برای تشخیص واریانس ناهمسانی استفاده می‌کنیم. با توجه به نتایج جدول (۳)، آزمون‌های تشخیصی در الگوی با وقفه ۴ دلالت بر نبود وجود خودهم بستگی، نرمال بودن و عدم واریانس ناهمسانی اجزاء باقیمانده دارند؛ بنابراین وقفه ۴ انتخاب می‌شود.

جدول ۳. آزمون‌های تشخیصی

آزمون	Q _h		LM _h		LM _h		LJB _k		MARCH LM (q)	
	۴	۱	۴	۱	۴	۱	۴	۱	۴	۱
آماره	۶۰۰	۴۷۵	۵۲۸	۱۲۱	۵۲۸	۱۲۱	۵۲۸	۱۲۱	۹۹/۳	۳۴۳
آماره p	(۰/۰۱)	(۰/۰۶)	(۰/۱۸)	(۰/۹۹)	(۰/۱۸)	(۰/۳۲)	(۰/۱۸)	(۰/۳۲)	(۰/۱۰)	(۰/۰۰)

– فرضیه صفر (دال بر عدم خودهم بستگی، نرمال بودن و عدم واریانس ناهمسانی تنها وقتی رد می‌شود که آماره p کوچک‌تر از ۰/۱ یا ۰/۵ باشد. (Lutkepohl & Keratzig, 2004:47).

– Q_h: آزمون پورتمن برای تشخیص خودهم بستگی - LM_h: آزمون بروش-گادفری برای تشخیص خودهم بستگی

– LJB_k: آزمون ژارکو-برا برای تشخیص غیرنرمال بودن - MARCH LM (q): آزمون ARCH-LM چندمتغیره برای تشخیص واریانس ناهمسانی

مأخذ: محاسبات تحقیق

به منظور بررسی بردارهای هم جمعی آزمون‌های همجمعی یوهانسن (۱۹۹۵) و لوتکپل و سایکنن (۲۰۰۰) دو رابطه بلند مدت بین متغیرهای الگو در سطح معناداری ۰/۹۹ وجود دارد. این نتایج در جدول (۴) قابل مشاهده است.

بعد از آزمون ریشه واحد، تعیین وقفه بهینه، آزمون‌های تشخیصی و آزمون هم جمعی، مدل SVEC مورد تخمین قرار گرفت. در الگوهای SVEC توابع عکس‌العمل (IR) و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی (FEVD) هسته اصلی نتایج تخمین را نشان می‌دهند. بنابراین بحث اصلی روی این دو ابزار متمرکز خواهد شد.

1- portmanteau test
2- Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation
3- Jarque-Bera test

جدول ۴.۴. آزمون هم‌جمعی

هم‌جمعی لوتکیل و سایکن			هم‌جمعی یوهانسن			فرضیه صفر
سطح معناداری ۹۹٪	آماره p	LR	سطح معناداری ۹۹٪	آماره p	LR	
۹۲/۲۶	۰/۰۰	*۱۰۶/۸۹	۱۱۲/۸۸	۰/۰۰	*۱۴۴/۳۳	$r = 0$
۶۷/۲۴	۰/۰۰	*۶۷/۸۳	۸۴/۸۴	۰/۰۰	*۹۴/۶۷	$r \leq 1$
۴۶/۲۰	۰/۲۸	۳۱/۵۹	۶۰/۸۱	۰/۰۵	۵۴/۳۴	$r \leq 2$
۲۹/۱۱	۰/۲۱	۱۸/۷۸	۴۰/۷۸	۰/۱۶	۳۰/۱۰	$r \leq 4$
۱۶/۱۰	۰/۱۷	۸/۹۹	۲۴/۶۹	۰/۱۵	۱۶/۶۳	$r \leq 5$
۶/۹۳	۰/۳۸	۰/۹۳	۱۲/۵۳	۰/۱۸	۶/۲۷	$r \leq 3$

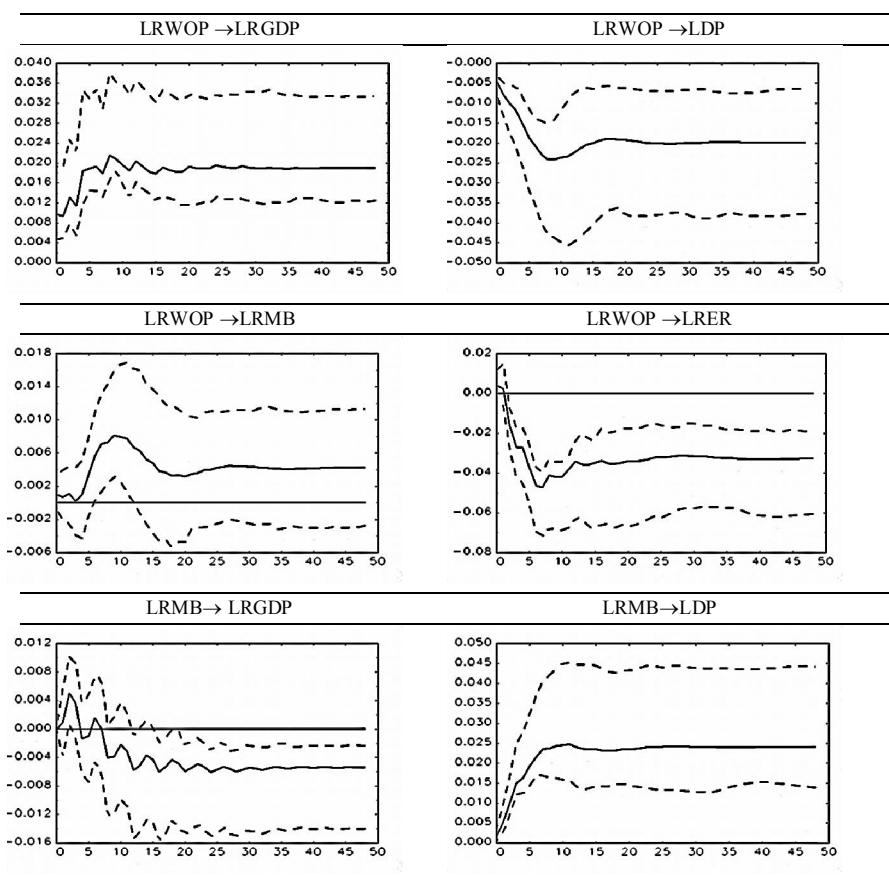
مأخذ: محاسبات تحقیق

توابع عکس‌العمل، رفتار پویای متغیرهای الگو را به هنگام ضربه یا تکانه واحد بر هر یک از متغیرها در طول زمان نشان می‌دهد. نمودار (۱) نتایج تحلیل واکنش ضربه را با استفاده از روش هال (۱۹۹۲) در سطح معناداری ۹۵٪ با تعداد انعکاس بوتسترپ^۱ ۵۰۰ نشان می‌دهد. این نمودار به خوبی در راستای نتایج فوق‌الذکر مشخص است که: شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام تأثیر مثبت و معنادار در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت روی GDP واقعی دارد؛ یعنی همان طور که قیمت واقعی نفت خام افزایش می‌یابد، GDP واقعی افزایش یافته و سپس بعد از گذشت مدتی GDP جهانی به سمت تعادل بلندمدت خود گرایش پیدا می‌کند. علت این امر را می‌توان به وسیله این حقیقت که افزایش قیمت واقعی نفت خام باعث افزایش GDP به حد کافی در بخش نفت می‌شود را توضیح داد. اثر شوک قیمت واقعی نفت خام روی قیمت‌های داخلی در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت منفی و معنادار است؛ به گونه‌ای که ایجاد یک شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام، قیمت‌های داخلی را کاهش می‌دهد. این شوک همچنین مانده واقعی پول را افزایش می‌دهد و سپس بعد از مدتی مانده واقعی پول به سمت تعادل بلندمدت خود تثبیت می‌یابد. شوک مثبت قیمت واقعی نفت خام، تأثیر منفی و معنادار روی نرخ ارز در کوتاه‌مدت،

1- Bootstrap

میان مدت و بلندمدت دارد. با این حال شوک قیمت نفت تأثیر دائمی بر نرخ ارز واقعی دارد. درحقیقت، شوک قیمت واقعی نفت خام نمایانگر شرایط شوک تجاری در اقتصاد است. بنابراین شوک مثبت تجاری به افزایش در تولیدات و صادرات به طور هم زمان می‌انجامد. واردات کشور نیز به علت افزایش در ثروت و افزایش تقاضا برای تولیدات واسطه‌ای، افزایش خواهد یافت.

نمودار ۱. تحلیل واکنش ضربه (IRF)



مأخذ: محاسبات تحقیق

یک شوک مثبت مانده حقیقی پول، باعث افزایش آنی در تولیدات واقعی در کوتاه‌مدت می‌شود. افزایش مانده واقعی پول می‌تواند سبب تغییر تولیدات داخلی در کوتاه‌مدت شود که این تغییرات را می‌توان به پایین بودن تعدیل قیمت‌ها در طول زمان نسبت داد. اما شوک مثبت مانده واقعی پول در میان‌مدت و بلندمدت تأثیر منفی بر GDP واقعی دارد و GDP واقعی بعد از مدتی به سمت تعادل بلندمدت خود گرایش پیدا می‌کنند. با مطرح شدن مانده واقعی پول، یک شوک مثبت این متغیر، می‌تواند تورم را در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت افزایش دهد. بعد از آن، پس از گذشت مدت زمانی، تورم تثبیت می‌شود.

جدول (۵) و (۶) نیز سهم هر یک از متغیرها را در شوک ایجادشده در نرخ ارز در قالب تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد. مطابق جدول (۶) سهم شوک قیمت نفت در واریانس عرضه کل، تقاضای کل، تراز خارجی و تقاضای پول در کوتاه‌مدت به ترتیب، ۰/۱۰، ۰/۰۷، ۰/۱۱، ۰/۰۱ و ۰/۰۱، در میان‌مدت، ۰/۳۲، ۰/۱۹، ۰/۴۳ و ۰/۰۲، در بلندمدت، ۰/۸۰، ۰/۱۷، ۰/۲۶ و ۰/۰۱ است. همچنین سهم شوک تقاضای پول در واریانس عرضه کل و تقاضای کل در کوتاه‌مدت به ترتیب، ۰/۰۰۵ و ۰/۸۰، در میان‌مدت، ۰/۰۱ و ۰/۲۰ و در بلندمدت ۰/۲۵ و ۰/۲۲ است. با توجه به نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی مشخص می‌شود که شوک قیمت نفت بیشترین تأثیر خود را در واریانس عرضه کل در بلندمدت بر جای می‌گذارد، یعنی یک شوک مثبت قیمت نفت، موجب ۸۰٪ افزایش در عرضه کل بلندمدت می‌شود، ولی سهم این شوک در واریانس سایر متغیرهای تقاضای کل، تراز خارجی و تقاضای پول، به میان‌مدت مربوط است و شوک مثبت قیمت نفت در میان‌مدت موجب افزایش به ترتیب ۱۹٪، ۴۳٪ و ۲٪ در تقاضای کل، تراز خارجی و تقاضای پول می‌شود.

جدول ۵. تجزیه واریانس خطای پیش بینی (FEVD)

سهام ϵ^{AD} در ϵ^{MD}	سهام ϵ^{AS} در ϵ^{MD}	سهام ϵ^{MD} در ϵ^{OP}	سهام ϵ^{BP} در ϵ^{OP}	سهام ϵ^{AD} در ϵ^{OP}	سهام ϵ^{AS} در ϵ^{OP}	
۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۱۰	۰/۰۵	۱
۰/۱۵	۰/۰۱	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۱۳	۰/۱۶	۴
۰/۲۰	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۴۱	۰/۱۸	۰/۲۹	۸
۰/۲۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۴۵	۰/۲۰	۰/۳۵	۱۲
۰/۲۲	۰/۰۲	۰/۰۱	۰/۲۹	۰/۱۸	۰/۳۹	۲۴
۰/۲۲	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۲۴	۰/۱۷	۰/۴۱	۴۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

همچنین بیشترین سهم شوک تقاضای پول در واریانس عرضه کل و تقاضای کل مربوط به بلندمدت است؛ به گونه‌ای که شوک مثبت تقاضای پول موجب افزایش ۲/۵٪ در عرضه کل و ۲۲٪ در تقاضای کل در بلندمدت می‌شود. به طور کلی نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی حاکی از آن است که شوک قیمت نفت مهم ترین عامل در بین شوک‌های ساختاری به حساب می‌آید و قیمت نفت بیشترین تأثیر را بر تولیدات نفتی خام دارد. این نتایج و یافته‌ها محتمل می‌باشند، زیرا ایران یکی از کشورهای صادرکننده نفت جهان و از بهره‌مندان زمین ارزان و ذخایر اثبات شده است.

جدول ۶. تجزیه واریانس خطای پیش بینی (FEVD)

سهام ϵ^{AD} در ϵ^{MD}	سهام ϵ^{AS} در ϵ^{MD}	سهام ϵ^{MD} در ϵ^{OP}	سهام ϵ^{OP} در ϵ^{BP}	سهام ϵ^{AD} در ϵ^{OP}	سهام ϵ^{AS} در ϵ^{OP}	
۰/۰۸	۰/۰۰۵	۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۱۱	۰/۱۰	کوتاه‌مدت
۰/۲	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۴۳	۰/۱۹	۰/۳۲	میان‌مدت
۰/۲۲	۰/۰۲۵	۰/۰۱	۰/۲۶	۰/۱۷	۰/۸	بلندمدت

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات

هدف اصلی این تحقیق بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر سطح شاخص‌های کلان اقتصادی در اقتصادهای نفتی، با استفاده از رویکرد تصحیح خطای برداری ساختاری در

ایران بود. برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرها، ابتدا پایایی و ناپایایی سری زمانی متغیرها مورد آزمون قرار گرفت. بدین منظور، از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده و مشخص شد که تمام متغیرها، با استفاده از آزمون ذکرشده، در تفاضل مرتبه اول در سطح معناداری ۵٪ پایا هستند. سپس آزمون‌های تشخیصی به کار گرفته شد که مطابق با این آزمون‌ها، وقفه ۴ در الگو به عنوان وقفه بهینه جهت تخمین الگوهای مورد نظر مشخص شد. در ادامه، برقراری یا نبود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو بررسی شد؛ بدین منظور، از آزمون یوهانسن، لوتکپل و سایکن بهره گرفته شد. نتایج نشان می‌داد که در سطح معناداری ۹۹٪، ۲ رابطه بلندمدت وجود دارد.

با استفاده از نتایج تحلیل واکنش ضربه مشخص شد که شوک مثبت قیمت نفت موجب افزایش تولیدات داخلی می‌شود، زیرا با افزایش درآمد نفتی، زمینه واردات کالاهای سرمایه‌ای در کشور ایجاد می‌شود که خود زمینه‌ساز تولید صنعتی می‌شود و میزان تولیدات داخلی در کشور افزایش می‌یابد. همچنین شوک مثبت قیمت نفت به کاهش سطح عمومی قیمت‌ها می‌انجامد، زیرا با افزایش قیمت نفت در ایران، واردات کالاها افزایش می‌یابد و شاخص قیمت‌ها در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد، اما در بلندمدت، با توجه به تاثیر نامطلوب افزایش درآمدهای نفتی، استفاده نابجا از درآمدهای نفتی در ایران برای ایجاد زیرساخت‌های اقتصادی و افزایش عرضه پول، تقاضا افزایش می‌یابد که در مجموع، موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها در ایران می‌شود. شوک مثبت قیمت نفت نیز حجم نقدینگی را افزایش می‌دهد، زیرا با افزایش قیمت نفت، درآمدهای ارزی افزایش می‌یابد و با توجه به ظرفیت‌های اقتصادی کشور که توان جذب این مازاد را ندارند، افزایش قابل ملاحظه درآمدهای نفتی، افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی را به دنبال خواهد داشت و رشد این خالص نیز موجب رشد پایه پولی و حجم نقدینگی می‌شود.

نتایج تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی حاکی از آن است که شوک قیمت نفت مهم‌ترین عامل در بین شوک‌های ساختاری به حساب می‌آید و قیمت نفت بیشترین تأثیر را بر تولید ناخالص داخلی دارد. به طور کلی، نتایج تحقیق نشان می‌دهد که طبق مبانی نظری

ارائه شده رابطه برگشت ناپذیری بین قیمت واقعی نفت خام و تولید ناخالص واقعی در ایران وجود دارد و افزایش قیمت واقعی نفت خام، به افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی در کشور می‌انجامد بنابراین افزایش قیمت واقعی نفت خام، موجب رونق فعالیت‌های اقتصادی می‌شود.

از مقایسه مطالعه حاضر با برخی از پیشینه‌های ذکر شده، می‌توان دریافت که نتایج این مطالعه، با نتایج مطالعات سرزیم (۱۳۸۱)، هادیان و پارسا (۱۳۸۵)، مهرآرا و نیکویی اسکویی (۱۳۸۵) کاملاً موافق و هم‌سوست و متوسلی و فولادی (۱۳۸۵) که نشان داد: واکنش متغیر GDP واقعی نسبت به تکانه‌های قیمت واقعی نفت خام نامتقارن است؛ و تکانه‌های قیمت نفت بیشترین سهم را در شکل‌گیری نوسانات اقتصادی به خود اختصاص می‌دهد و یکی از منابع اصلی نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی در ایران است؛ افزایش قیمت واقعی نفت خام موجب رونق می‌شود و این افزایش، افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی را به همراه دارد که ناشی از افزایش تمامی اجزای تولید ناخالص داخلی است. کاملاً موافق و همسو است، همچنین با توجه به وابستگی بسیار اقتصاد ایران به نفت، طبیعی است که افزایش قیمت نفت، تأثیر مثبت بر تولید ناخالص داخلی در ایران داشته باشد.

با توجه به اینکه اقتصاد ایران به نفت است، توصیه می‌شود درآمدهای نفتی در جهت‌ی صرف شود که موجب به تنوع تولید و صادرات شود و درآمدهای فروش این ثروت ملی به دارایی‌هایی تبدیل شود که خود مولد درآمد باشد تا در زمان کاهش قیمت نفت یا پایان‌پذیری منابع نفتی، اقتصاد کشور دچار تکانه شدید نگردد. همچنین، از آنجا که عوامل دیگری به جز نفت، روی تولید تأثیر دارد، لازم است این عوامل شناسایی و با مدیریت علمی آنها در آینده شاهد رونق بیشتر تولید باشیم. همچنین پیشنهاد می‌شود سیاست و ابزارهای اجرایی مناسب از طرف دولت طراحی و اجرا شود تا با مدیریت صحیح و کارآمد، درآمدهای حاصل از نفت در مسیر توسعه فعالیت‌های اقتصادی در جامعه قرار گیرد. حفظ و استفاده درست از منابع صندوق توسعه ملی، توزیع مناسب درآمدهای نفتی بین بخش‌های مختلف اقتصاد و اخذ مالیات متناسب از آنها و در نهایت صرف درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت برای طرح‌های تولیدی دارای توجیه فنی، اقتصادی و زیست‌محیطی از جمله این سیاست‌ها و ابزارهاست.

منابع و مآخذ

- ارسلائی، علی. (۱۳۸۰). تأثیر قیمت نفت بر متغیرهای کلان ایران طی ۱۳۴۲ الی ۱۳۷۹؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- بهبودی، داوود و محمدعلی متفکر آزاد و علی رضازاده. (۱۳۸۸). «تأثیرات بی‌ثباتی قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی در ایران»، *مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۲۰(۶)، ص ۳۳-۱.
- بیات، سعید. (۱۳۸۸)؛ تأثیرات غیرخطی درآمدهای نفتی بر تورم کشورهای عضو اوپک؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تهران.
- پاسبان، فاطمه. (۱۳۸۳)، «تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید بخش کشاورزی ایران (بیماری هلندی)»، *پژوهش‌نامه اقتصادی*، شماره ۱۲(۴)، ص ۱۳۶-۱۱۷.
- حسینی منجزی، فریدون. (۱۳۷۵)؛ بررسی رابطه قیمت نفت و رشد اقتصادی در کشورهای OECD؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد: دانشگاه تهران.
- سرزعی، علی. (۱۳۸۱)؛ تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای اقتصادی؛ پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد: مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی.
- سرزعی، علی. (۱۳۸۶). «بررسی اثرات تکانه‌های قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی در یک مدل VAR»، *مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۴(۱۲)، ص ۵۱-۲۷.
- فلاحی، محمدعلی و سعید پیغمبری سرمزده. (۱۳۸۶). «بررسی آثار متقابل میان نرخ رشد قیمت سبد نفتی OPEC و رشد اقتصادی کشورهای عمده OECD»، *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه مازندران*، شماره ۲۴(۷)، ص ۱۲۶-۹۷.
- متوسلی، محمود و معصومه فولادی. (۱۳۸۵). «بررسی آثار افزایش قیمت جهانی نفت بر تولید ناخالص داخلی و اشتغال در ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌ای»، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۶، ص ۷۶-۵۱.
- مهرآرا، محسن و کامران نیکی اسکویی. (۱۳۸۵). «تکانه‌های نفتی و اثرات پویای آن بر متغیرهای کلان اقتصادی»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۰، ص ۳۲-۱.
- هادیان، ابراهیم و حجت پارسا. (۱۳۸۵). «بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر عملکرد اقتصاد کلان در ایران»، *پژوهشنامه علوم انسانی و اجتماعی*، شماره ۲۲(۶)، ص ۱۳۲-۱۱۱.

- Cologni, A. and M. Manera, 2008. Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries. *Energy Economics*, 30: 856-88.
- Cunado, J. and F. Perez de Gracia, 2005. Oil Prices, Economic Activity and Inflation: Evidence for Some Asian Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 45: 65-83.
- Darby, Michael R. 1989. The Price of Oil and World Inflation and Recession, *The American Economic Review (AER)*, 72(4): 738 – 51.
- Eltony, M.N and M. Al-Awadi, 2001. Oil Price Fluctuations and their impact on the macroeconomic variables of Kuwait: a case study using a VAR model, *International Journal of Energy Research*, 25(11): 939-959.
- Engle, Robert F., Granger, Clive W. J. 1987, Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55(2): 251-276.
- Hamilton, James D., 1983. Oil and the Macroeconomy Since World War II, *Journal of Political Economy*, 91: 228-248.
- Jimenez-Rodriguez, Rebecca and Marcelo Sanchez, 2005. Oil price shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for some OECD Countries, *Applied Economics*, 37(2): 201-28.
- Lutkepohl, H. and Kratzig, M., 2004. **Applied Time Series Econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 323 pages.
- Lutkepohl, H., 2005. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**. Springer Verlag, Berlin, 764 pages.
- Mork, K.A, 1989. Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton's Results, *Journal of Political Economy*, 97(3): 740-744.
- Mory, Javier F., 1993. Oil Prices and Economic Activity: Is the Relationship Symmetric?, *The Energy Journal*, 14(4): 151-161.
- Rotemberg, Julio J., and Woodford, Michael, 1996. Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity, *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 28(4), pages 550-77.
- Sinha, Dipendra, 1999. Do Exports Promote Savings in African Countries?, *Economia Internazionale/International Economics, Camera di Commercio di Genova*, vol. 52(3), pages 383-395.