فصل‌نامه مطالعات اقتصاد انرژی/ سال پانزدهم / شماره ۶۳/ زمستان ۱۳۹۸/ صفحات ۹۸-۵۷

اثرات شوک قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت در اقتصاد جهانی: رهیافت Global VAR[1]

تیمور محمدی
دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، atmahamadi@gmail.com

عبدالرسول قاسمی
دانشیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، ghasemi.a@hotmail.com

مرتضی خورسندی
استادیار اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران، mkhorsandi57@yahoo.com

صباح باقری[2]
دانشجوی دکتری اقتصاد انرژی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران،
sabahbagheri67@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۴/۲۰

چکیده

مقاله حاضر اثرات شوک افزایش قیمت نفت بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی و تورم کشورهای منتخب صادرکننده و واردکننده نفت را با استفاده از رهیافت Global VAR، بررسی می‌کند. در این مقاله از ۴۷ کشور استفاده کرده‌ایم که با گروه‌بندی آن‌ها در مناطق مختلف، تعداد ۲۱ کشور/ منطقه در دوره ۲۰۱۵-۱۹۷۹ بررسی شده است. نتایج پژوهش حاکی از آن است که اولاً، واکنش تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای صادرکننده نفت، بسته به بیشتر بودن ذخایر اثبات‌شده نفت و نسبت ذخایر به تولید نفت آن‌ها، متفاوت است. برای آن گروه از کشورهای صادرکننده نفت که نسبت ذخایر به تولید نفت بالاتری دارند، اثر افزایش قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی قوی‌تر بوده؛ زیرا افزایش تولید و درآمدهای نفت، اثر مثبت و مستقیمی بر اقتصاد آن‌ها داشته است. ثانیاً، آن گروه از کشورهای واردکننده نفت که شرکای اصلی تجاری کشورهای صادرکننده نفت بوده‌اند، کمتر تحت تأثیر شوک افزایش قیمت نفت قرار گرفته‌اند. ثالثاً، واکنش تورم به افزایش قیمت نفت در کشورهای واردکننده نفت، نسبتاً قوی بوده اما ماندگاری این اثرات، با توجه به اثرات ثانویه تورم، وضع سیاست‌های پولی و انعطاف‌پذیری بازار کار، متفاوت بوده است. از سوی دیگر، واکنش تورم به افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت، ناچیز یا حتی منفی بوده است که می‌تواند ناشی از واکنش نرخ‌های ارز این کشورها بوده باشد.

طبقه‌بندی JEL: C32،C51، E17، O53، Q43

کلید واژه‌ها: شوک افزایش قیمت نفت، وزن‌های تجاری، متغیرهای جهانی، Global VAR

---

۱. مقاله حاضر از رساله دکتری صباح باقری با عنوان «ارزیابی اثرات شوک‌های قیمت نفت بر عملکرد کلان اقتصادی کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت (با تأکید بر اقتصاد ایران): رهیافت Global VAR» به‌راهنمایی دکتر تیمور محمدی در دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی استخراج شده است.

۲. نویسنده مسئول

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

۱- مقدمه

نفت، نقش مهمی در اقتصاد کشورهای صادرکننده و واردکننده آن، ایفا می‌کند. در تعدادی از کشورهای صادرکننده نفت، مانند اوپک، درآمد ملی به‌طور قابل‌توجهی به صادرات نفت‌خام وابسته است. لذا نوسانات قیمت نفت می‌تواند تأثیر زیادی بر شاخص‌های اقتصاد کلان همچون درآمدها، پس‌اندازها و موازنه حساب جاری، داشته باشد (کیسوانی و نوسیر[1]، ۲۰۱۳). این موضوع زمینه‌ساز مطالعات بسیاری شده است که هر یک به‌نوعی تلاش می‌کنند تا رابطه علی بین شوک‌های نفتی و فعالیت‌های کلان اقتصادی را ترسیم نمایند (ایوایمی و فاووی[2]، ۲۰۱۱)؛ بنابراین با توجه به اهمیت نفت، مطالعات بی‌شماری درباره نقش شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی همانند تولید ناخالص داخلی، اشتغال، تورم، نرخ های ارز، بازارهای مالی و...، انجام شده است (جامازی و آلوی[3]، ۲۰۱۲). بدون در نظر گرفتن ماهیت پیچیده و درهم تنیده روابط بین اقتصاد کشورها، هر مطالعه‌ای که در زمینه بررسی اثرات شوک قیمت نفت بر اقتصاد کشورها انجام شود، ناقص خواهد بود؛ زیرا در بررسی این اثرات، وابستگی های تجاری و مالی موجود بین کشورها نادیده گرفته می‌شود. تحلیل سیاست کلان اقتصاد و مدیریت ریسک نیازمند در نظر گرفتن وابستگی‌های متقابل فزاینده‌ای است که میان بازار و اقتصاد وجود دارد. بررسی مسائل اقتصاد ملی علاوه بر دیدگاه داخلی به دیدگاه جهانی نیز نیاز دارد. این موضوع بدان معنی است که همواره بایستی بسیاری از کانال‌های مختلف انتقال شوک در نظر گرفته شود. این کانال‌ها می‌توانند معمولاً عوامل جهانی مشاهده‌شده یا مشاهده نشده مانند قیمت نفت یا مواد غذایی، تحولات سیاسی یا تکنولوژیکی و یا عوامل خاص مربوط به کشوری خاص، باشند. حتی پس از پذیرفتن چنین اثراتی، هنوز می‌بایست وابستگی‌های متقابل باقیمانده، با توجه به وجود اثرات سرریز تجارت یا سیاست، در نظر گرفته شوند. با پذیرش تمامی این کانال‌های تعاملات در پیش‌بینی و تحلیل سیاست، اکنون با کار چالش‌برانگیز مدل‌سازی یک سیستم پیچیده با ابعاد گسترده مواجه هستیم (دی مارو و پسران[4]، ۲۰۱۳). پس از کار سیمز[5]

1. Kisswani and Nusair
2. Iwayemi and Fowowe
3. Jammazi and Aloui
4. Pesaran and Di Mauro
5. Christopher A. Sims

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

(۱۹۸۰) درباره مدل‌های VAR، محبوبیت استفاده از این مدل‌ها به‌ویژه در مطالعات تجربی اقتصاد کلان، افزایش یافته است. با این حال، مدل مذکور تنها می‌تواند تعداد نسبتاً کمی از متغیرها را بررسی کند و غالباً با استفاده از داده‌ها برای یک واحد سطح مقطعی برآورد می‌شود، بنابراین روابط بین‌المللی موجود را نادیده می‌گیرد. هنگامی‌که روابط بین‌المللی در مدل VAR وارد شود، آنگاه این مدل یا دربرگیرنده وقفه‌های زمانی مرتبه بالاتر و یا تعداد زیادی از متغیرهای داخلی خواهد شد، به‌طوری‌که روابط پیچیده بین‌المللی را در بر می‌گیرد. به‌علاوه، برآورد ضرایب مدل، تفسیر مشابهی مانند یک مدل اقتصاد بسته نخواهد داشت؛ زیرا در حال حاضر تمامی اقتصادها باز هستند و لذا تأثیر متغیرهای خارجی بایستی در نظر گرفته شود. در یک مدل VAR استاندارد، هر متغیر مُجاز است تا اثر مستقلی بر متغیرهای وابسته داشته باشد. مدل‌های Panel VAR نیز به‌منظور ساخت مدل‌های چند کشوری استفاده می‌شوند. این مدل‌ها، ضرایب چند VAR را ترکیب و فرض می‌کنند که رگرسورها هیچ متغیر درون‌زای هم‌زمانی را در بر نمی‌گیرند و بنابراین آن‌ها نیز از همان انتقادهایی که متوجه VAR است، رنج می‌برند (چاکیر و کابوندی[1]، ۲۰۱۳). علاوه بر این، طی دهه‌های گذشته از سوی متخصصان اقتصادسنجی نیز مدل‌سازی‌های کلان سنجی زیادی در ابعاد گسترده به‌منظور پیش‌بینی و کمّی کردن اثرات سیاستی اقتصاد جهانی اتخاذ شده توسط کشورهای مختلف، استفاده شده است[2] (چن و همکاران[3]، ۲۰۱۰). چنین مدل‌هایی با داده‌های سالانه برآورد یا کالیبره می‌شوند و مدل‌هایی هستند که گرایش به بزرگ شدن دارند و برای استفاده در تحلیل شبیه‌سازی نیز دشوار هستند. مدل‌های موجود غالباً ناقص نیز هستند و یک سیستم جهانی بسته را ارائه نمی‌دهند (دی مارو و پسران، ۲۰۱۳).

به‌منظور پاسخ به این کم‌وکاستی‌ها، پسران و همکاران[4] (۲۰۰۴) و دیز و همکاران[5] (۲۰۰۷)، مدل Global VAR را جهت بررسی تعاملات جهانی و ساده‌سازی تحلیل شوک‌های کشور بر اقتصاد دنیا، توسعه دادند (چاکیر و کابوندی، ۲۰۱۳). GVAR، در

1. Çakir and Kabundi

۲. از جمله این مدل‌سازی‌ها می‌توان به Project LINK، NIESR، NiGEM و مدل جهانی هیئت مدیره فدرال رزرو، اشاره کرد.

3. Chen et. al
4. Pesaran et. al
5. Dées et. al

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

اصل در دوران پس از بحران مالی ۱۹۹۷ شرق آسیا به‌منظور کمّی سازی اثرات تغییر شرایط کلان اقتصاد (در سطوح ملی و جهانی) بر توزیع زیان پرتفوی وام‌های نگهداری شده توسط بانک‌های بزرگ و دیگر مؤسسات مالی، توسعه داده شد. در آن زمان، رویکرد صنعت مالی به مدل‌سازی ریسک اعتباری اولیه، بر توزیع زیان اعتباری قطعی متمرکز بود و برای پاسخ به سؤالات خلاف واقعی که در پرتو بحران آسیا مطرح می‌شد، مناسب نبودند (دی مارو و پسران، ۲۰۱۳)؛ بنابراین در دهه اخیر، پسران و همکاران (۲۰۰۴)، دیز و همکاران (۲۰۰۷)، چند مدل VAR را ترکیب و یک روش تا حدودی متفاوت را با در نظر گرفتن ضرایب نامحدود برای متغیرهای داخلی ارائه کردند و متغیرهای خارجی خاص آن کشور[1] را برای استفاده در هر مدل جداگانه خاص هر کشور ایجاد نمودند. هنگامی‌که مدل هر یک از کشورها تخمین زده می‌شود، با متغیرهای خارجی خاص هر کشور به‌عنوان متغیرهای برون‌زای ضعیف[2] رفتار می‌شود. سپس مدل‌های خاص هر کشور ترکیب می‌شوند تا به‌طور هم‌زمان توابع ضربه- واکنش[3] را برای تمامی متغیرهای استفاده شده در اقتصاد جهانی، ایجاد کنند. رهیافت Global VAR همچنین وابستگی‌های متقابل بین کشورها و یا مناطق در سطوح مختلف را به شیوه‌ای شفاف که بتوان از نظر تجربی ارزیابی شوند، ازجمله روابط بلندمدت سازگار با تئوری و داده‌ها، در نظر می‌گیرد (چاکیر و کابونـدی، ۲۰۱۳). در شرایطی که روابط متقابل بین کشورها و نیز تأثیرپذیری شاخص‌های کلان اقتصادی از این روابط وجود داشته باشد و عوامل خارجی بر رفتار این شاخص‌ها مؤثر هستند، استفاده از مدل‌هایی که قابلیت نشان دادن اثر شوک‌های خارجی بر متغیرهای درون‌زای مدل را داشته باشند، مناسب‌تر است؛ بنابراین می‌توان جهت تبیین این عوامل، از مدل GVAR استفاده نمود (اسمیت و گالسی، ۲۰۱۴).

بنابراین، با توجه به مزایا و عملکرد مناسب رهیافت GVAR در بررسی شوک‌های جهانی، مقاله حاضر در تلاش است تا این رهیافت را برای ارزیابی اثرات شوک افزایش قیمت نفت در یک چارچوب جهانی، استفاده و تعاملات بین کشور یا مناطق موردنظر در مطالعه را تحلیل نماید. به‌علاوه، در نظر گرفتن چنین موضوعی با این چارچوب، درک

1. country-specific
2. weakly exogenous
3. Impulse response function

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

خوبی از اثرات شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد ایران فراهم می‌کند که می‌تواند پاسخ‌های سیاستی در راستای کم کردن این اثرات را نیز به‌خوبی ارائه دهد. لذا، مقاله حاضر اولین تلاش کاربردی داخلی جهت بررسی اثرات شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد ایران در قالب یک مدل جهانی و با استفاده از رهیافت GVAR است. در بخش دوم مقاله، به بررسی پیشینه پژوهش در مطالعات داخلی و خارجی می‌پردازیم. بخش سوم مقاله به بررسی چارچوب مدل Global VAR می‌پردازد. در بخش چهارم، به توصیف مدل GVAR استفاده شده در مقاله می‌پردازیم. بخش پنجم مقاله، تجزیه‌وتحلیل نتایج را در بر می‌گیرد و در نهایت بخش پایانی خلاصه و نتیجه‌گیری مقاله را شامل می‌شود.

۲- پیشینه پژوهش

حاج امینی (۱۳۹۷)، در مقاله‌ای به تحلیل نقش شرکای وارداتی در آسیب‌پذیری تورمی اقتصاد ایران، پرداخته است. وی در این پژوهش از یک مدل تصحیح خطای برداری جهانی (GVECM) نموده وی اذعان می‌کند که تورم ایران نه‌تنها به‌طور مستقیم از تکانه‌های قیمت نفت و غذا تأثیر می‌پذیرد، بلکه از تورم شرکای تجاری نیز تأثیر می‌پذیرد. از جمله نتایج این تحقیق می‌توان به این موارد اشاره کرد: ۱- تأثیر اولیه تکانه نفت تا حدودی از طریق تورم شرکای تجاری خنثی می‌شود، اما آثار سرریز تکانه قیمت غذا موجب افزایش بیشتر تورم ایران می‌شود و ۲- تنوع شرکای وارداتی ایران از اواسط دهه ۱۳۸۰ به نفع تمرکز بر کشورهای در حال توسعه و آسیب‌پذیرتر تغییر کرده است. در نهایت، حاج امینی بیان می‌کند به دلیل کاهش تنوع شرکای وارداتی ایران و تغییر الگوی تجاری به سمت کشورهای در حال توسعه به‌جای کشورهای توسعه یافته، الگوی تجاری کشور به سمت آسیب‌پذیری بیشتر تغییر کرده است.

نجفی و همکاران (۱۳۹۵)، در پژوهشی به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت‌های صادراتی کشورهای عمده صادرکننده پسته با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری جهانی پرداخته‌اند. آنها در این مقاله از متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم، نرخ ارز واقعی و قیمت صادراتی پسته و از متغیر جهانی قیمت نفت استفاده کرده‌اند. از جمله مهم‌ترین نتایج پژوهش این بود که شوک مثبت نرخ ارز ایران در کوتاه‌مدت بیشترین تأثیر را بر قیمت صادراتی پسته سوریه و کمترین تأثیر را بر قیمت صادراتی

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

پسته ایالات‌متحده دارد. ایشان همچنین اذعان کردند که شوک قیمت جهانی نفت در کوتاه‌مدت و بلندمدت بیشترین تأثیر را بر قیمت صادراتی پسته چین داشته است.

خیابانی و امیری (۱۳۹۳)، در مطالعه‌ای تأثیر شوک‌های قیمت و تولید نفت‌خام بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران را در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) اقتصاد باز بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که شوک‌های نفتی بر تولید، سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه تأثیر منفی دارد و تورم، مصرف و هزینه نهایی را افزایش می‌دهد. ایشان همچنین نتیجه می‌گیرند که شوک‌های نفتی بر مخارج دولت و حجم پول اثر مثبت دارد و لذا فرضیه نفرین منابع در اقتصاد ایران را تأیید می‌کنند.

عرفانی و چرم‌گر (۱۳۹۳)، در پژوهشی به بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران با استفاده از روش گارچ چند متغیره با تصریح بک (BEKK) پرداختند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که نااطمینانی قیمت نفت به‌طور همزمان در بلندمدت با متغیر تولید ناخالص داخلی، تورم، شاخص بورس اوراق بهادار تهران و در کوتاه‌مدت با نرخ ارز، رابطه‌ای منفی دارد و افزایش این نااطمینانی باعث کاهش این چهار متغیر می‌شود.

محدث و پسران (۲۰۱۶)، در پژوهشی به بررسی پیامدهای اقتصاد کلان جهانی شوک‌های عرضه نفت خاص یک کشور پرداختند. ایشان مدلی را برای بازار جهانی نفت توسعه دادند و این مدل را با یک مدل اقتصاد جهانی جهت شناسایی شوک‌های عرضه نفت خاص یک کشور، ادغام کردند. نتایج نشان داد که پیامدهای اقتصاد جهانی شوک‌های عرضه نفت بسته به اینکه آن کشور در معرض شوک است، به‌طور قابل‌توجهی متفاوت است. ایشان همچنین معتقدند که شوک منفی تولید نفت ایران از نظر تأثیر بر اقتصاد جهانی، عمدتاً به دلیل افزایش تولید نفت عربستان، خنثی می‌شود و در مقابل شوک منفی به عرضه نفت عربستان منجر به افزایش آنی و دائمی در قیمت‌های نفت می‌شود.

آلگریت و همکاران[1] (۲۰۱۵)، در مقاله‌ای به بررسی شوک‌های قیمت نفت و عدم توازن جهانی پرداختند. آنها در این مقاله از مدل GVAR و متغیرهای تولید ناخالص

1. Allegret et. al

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

داخلی واقعی، نرخ ارز واقعی، قیمت‌های واقعی سهام، حساب‌جاری، قیمت جهانی نفت و تولید جهانی نفت استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که ماهیت شوک (عرضه یا تقاضا محور) در درک اثرات شوک‌های قیمت نفت بر عدم توازن جهانی تأثیر دارد. ایشان همچنین تصریح می‌کنند که درک کامل اثرات شوک‌های نفتی بر تعادل جهانی نیازمند بررسی هردو کانال‌های تجاری و جریان بین‌المللی سرمایه است.

کاشین و همکاران[1] (۲۰۱۴)، در مطالعه‌ای به بررسی اثرات مختلف شوک‌های نفتی عرضه و تقاضا بر اقتصاد جهانی پرداختند. در تحقیق آنها مدل GVAR و متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی، قیمت‌های واقعی سهام، نرخ مؤثر ارز واقعی، نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت و قیمت جهانی نفت و تولید جهانی نفت استفاده شده است. ایشان با اعمال قیود علامت و قیود اثرات آنی بر کشش‌های قیمتی عرضه و تقاضای نفت‌خام، تابع ضربه- واکنش را برای متغیرهای کلان اقتصادی به دست آوردند. مهم‌ترین نتیجه‌گیری که ایشان ذکر می‌کنند این است که اثرات کلان اقتصادی شوک‌های عرضه محور بازار نفت نسبت به شوک‌های تقاضا محور این بازار، بسیار متفاوت هستند.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود تاکنون در داخل کشور اثرات شوک‌های قیمت نفت بر شاخص‌های کلان اقتصادی ایران با استفاده از مدل Global VAR بررسی نشده است که از این جهت، پژوهش حاضر اولین تلاش در این راستا محسوب می‌شود.

۳- چارچوب مدل Global VAR

هدف ما این است که تعدادی از متغیرهای کلان اقتصادی خاص هر کشور، مانند تولید ناخالص داخلی واقعی، تورم، نرخ‌های ارز و ...، گردآوری‌شده در بردار X_{it} در طول زمان $t=1,2,\ldots,T$ و در میان $N+1$ کشور را مدل‌سازی کنیم. با توجه به ماهیت کلی روابط متقابلی که ممکن است در اقتصاد جهانی وجود داشته باشد، مطلوب است که تمامی متغیرهای X_{it}، $i=0,1,\ldots,N$، خاص هر کشور و عوامل جهانی مشاهده‌شده (از قبیل قیمت نفت)، به‌طور درون‌زا در نظر گرفته شوند. با این وجود، تلاش برای انجام این کار، برآورد تجربی را غیرعملی می‌سازد، که معمولاً با عنوان مشکل چندبُعدی

1. Cashin et. al

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

شناخته می‌شود. به‌منظور رفع این مشکل، چارچوب GVAR بر متغیرهای خارجی خاص هر کشور و متغیرهای جهانی، شرط برون‌زایی ضعیف را تحمیل می‌کند (که از نظر تجربی آزمون‌پذیر است)؛ یعنی فرض می‌کنیم که کشورهای منفرد (به‌استثنای مناطق یا کشورهای مرجع[1])، نسبت به بقیه دنیا واقعاً یک اقتصاد کوچک هستند (دی مارو و پسران، ۲۰۱۳)[2]. به‌طورکلی، رهیافت GVAR از دو مرحله اصلی تشکیل شده است. در مرحله اول، مدل‌های سری زمانی جداگانه‌ای برای هر کشور (مدل‌های خاص هر کشور) تخمین زده می‌شود و در مرحله دوم، مدل‌های برآوردی مرحله اول جهت ارائه یک مدل جهانی، با یکدیگر ترکیب می‌شوند.

هر کشور مجموعه‌ای از متغیرهای داخلی[3]، خارجی[4] و نیز جهانی[5] را شامل می‌شود که تعدادی از آن‌ها می‌توانند در میان کشورها متفاوت باشند. برای سادگی بحث، ساختار VARX*(2,2) را برای کشور i در نظر می‌گیریم که توسط (۱) ارائه شده است:

$$X_{it} = a_{i.} + a_{i1}t + \Phi_{i1}X_{i,t-1} + \Phi_{i2}X_{i,t-2} + \Lambda_{i.}X^{*}_{it} + \Lambda_{i1}X^{*}_{i,t-1} + \Lambda_{i2}X^{*}_{i,t-2} + u_{it} \quad (1)$$

که X_{it} یک بردار $k_i \times 1$ از متغیرهای داخلی، X^{*}_{it} یک بردار $k^{*}_i \times 1$ از متغیرهای خارجی، u_{it} به‌طور سریالی ناهمبسته و فرآیند بین مقطعی وابسته ضعیفی است. متغیرهای خارجی به‌عنوان میانگین وزنی متناظر متغیرهای داخلی تمامی کشورها، با وزن‌های هر کشور خاص، محاسبه می‌شوند؛ به‌عبارت‌دیگر $X^{*}_{it} = \sum_{j=.}^{N} w_{ij}X_{jt}$ که در آن، $j=0,1,\ldots,N$ و w_{ij} مجموعه‌ای از وزن‌ها است، با این توصیف که $w_{ii}=0$ و $\sum_{j=.}^{N} w_{ij}=1$. این وزن‌ها از قبل تعیین‌شده هستند و اهمیت کشور j برای iاُمین اقتصاد را نشان می‌دهند. برای مثال این وزن‌ها بسته به هدف مدل‌سازی، ممکن است روابط مالی یا تجاری را منعکس کنند. لازم به ذکر است که تخمین با در نظر گرفتن

1. Reference country/region

۲. به‌عبارت‌دیگر، فرض می‌شود که متغیرهای خارجی به‌طور هم‌زمان متغیرهای داخلی را تحت تأثیر قرار می‌دهند و می‌توانند توسط تغییرات وقفه‌دار متغیرهای داخلی و خارجی تحت تأثیر قرار بگیرند، اما توسط عدم تعادل بلندمدت اقتصاد داخلی تحت تأثیر قرار نمی‌گیرند.

3. domestic (endogenous) variables
4. foreign (weakly exogenous) variables
5. global variables

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

خصوصیات هم انباشتگی سری‌ها انجام می‌شود. این موضوع به ما اجازه می‌دهد تا بین روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت تمایز قائل شویم و روابط بلندمدت را به‌عنوان هم انباشته تفسیر کنیم. فرم تصحیح خطا، VECMX*، به‌صورت (۲) نوشته می‌شود:

$$\Delta X_{it.} = c_{i.} - \alpha_i \beta_i' [z_{i,t-1} - \gamma_i (t-1)] + \Lambda_{i.} \Delta X_{it}^* + \Gamma_i \Delta z_{i,t-1} + u_{it} \quad (۲)$$

که در آن، $z_{it} = (X_{it}', X_{it}')'$ و α_i یک ماتریس $k_i \times r_i$ از مرتبه r_i و β_i یک ماتریس $(k_i + k_i^*) \times r_i$ از مرتبه r_i است. با افرازبندی β_i به‌صورت $\beta_i = (\beta_{ix}', \beta_{ix^*}')'$ که با z_{it} منطبق می‌شود، r_i جمله تصحیح خطای تعریف‌شده توسط معادله بالا می‌تواند به‌صورت (۳) نوشته شود:

$$\beta_i' (z_{it} - \gamma_i t) = \beta_{ix}' X_{it} + \beta_{ix^*}' - (\beta_i' \gamma_i) t \quad (۳)$$

که احتمال هم انباشتگی هر دوی داخل X_{it} و بین X_{it} و X_{it}^* و در نتیجه در میان X_{it} و X_{jt} $(i \neq j)$ را در نظر می‌گیرد. مدل‌های VECMX* به‌طور جداگانه برای هر کشور مشروط به X_{it}^* تخمین زده می‌شوند. با X_{it}^* به‌عنوان long-run forcing یا I(۱) برون‌زای ضعیف نسبت به پارامترهای مدل شرطی (۲) رفتار می‌شود. برآورد مبتنی بر رگرسیون مرتبه کاهش‌یافته، احتمال هم انباشتگی هر دوی داخل X_{it} و بین X_{it} و X_{it}^* را در نظر می‌گیرد؛ بنابراین، تعداد روابط هم انباشته، r_i، سرعت تعدیل ضرایب، α_i و بردار هم انباشتگی، β_i، برای مدل هر کشور به دست می‌آید (دی مارو و پسران، ۲۰۱۳).

معرفی تکنیک مورد استفاده در تخمین مدل

برای تخمین مدل از جعبه ابزار[1] GVAR که توسط وانیسا اسمیت[2] و آلساندرو گالِسی[3] ارائه‌شده است، استفاده می‌کنیم. هرچند تخمین بر مبنای کشور به کشور انجام می‌شود، مدل GVAR برای جهان به‌عنوان یک کل حل می‌شود (برحسب $k_i \times 1$ بردار متغیر جهانی، $k = \sum_{i=.}^{N} k_i$)، این موضوع، این واقعیت را در نظر می‌گیرد که تمامی

1. Toolbox
2. Vanessa Smith
3. Alessandro Galesi

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

متغیرها، برای سیستم به‌عنوان یک کل، درون‌زا هستند. مدل‌های منفرد کشورها برای دوره مورد بررسی، فرمول‌بندی و تخمین زده می‌شوند. قدم بعد، انتخاب طول وقفه، p_i و q_i، مدل‌های VARX کشورهای انفرادی است که به ترتیب متناظر با طول وقفه متغیرهای داخلی و خارجی می‌باشد. این وقفه‌ها از طریق معیار اطلاعاتی آکائیک[1] انتخاب می‌شوند. هر متغیر موجود در مدل برای وجود ریشه واحد توسط ADF متقارن وزنی آزمون می‌شود. رتبه مدل‌های VARX بر مبنای آماره اثر جوهانسن[2] تخمین زده می‌شوند. برای تحلیل ویژگی‌های پویای مدل جهانی، با پیروی از پسران و همکاران (۲۰۰۴)، از توابع ضربه- واکنش تعمیم‌یافته (GIRF)[3] استفاده می‌کنیم. در واقع GIRF که توسط کوپ و همکاران[4] (۱۹۹۶) معرفی شد، روش جایگزینی برای توابع ضربه- واکنش متعامد (OIRF)[5] است که توسط سیمز (۱۹۸۰) در ادبیات VAR مطرح شد. GIRF، شوک به خطا و ادغام اثرات دیگر شوک‌ها مبتنی بر توزیع‌های گذشته کلیه خطاها را بررسی می‌کند؛ بنابراین، با شروع از مدل‌های VARX(2,2) خاص هر کشور، داریم:

$$X_{it} = a_{i.} + a_{i1}t + \Phi_{i1}X_{i,t-1} + \Phi_{i2}X_{i,t-2} + \Lambda_{i.}X^{*}_{it} + \Lambda_{i1}X^{*}_{i,t-1} + \Lambda_{i2}X^{*}_{i,t-2} + u_{it} \quad (۴)$$

با تعریف $z_{it} = (X'_{it}, X^{*\prime}_{it})'$ و با نوشتن (۴) برای هر اقتصاد داریم:

$$A_{i.}z_{it} = a_{i.} + a_{i1}t + A_{i1}z_{i,t-1} + A_{i2}z_{i,t-2} + u_{it} \quad (۵)$$

که در آن:

$$A_{i.} = (I_{ki} - \Lambda_{i.}), \qquad A_{i1} = (\Phi_{i1}, \Lambda_{i1}), \qquad A_{i2} = (\Phi_{i2}, \Lambda_{i2})$$

سپس می‌توانیم از ماتریس‌های ربطی W_i استفاده کنیم که توسط وزن‌های تجاری خاص هر کشور w_{ij} به‌منظور به دست آوردن (۶) استفاده می‌شود:

$$z_{it} = W_i X_t \quad (۶)$$

1. Akaike information criterion
2. Johansen's trace statistic
3. generalized impulse response functions
4. Koop et. al
5. Orthogonalized impulse response functions

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

که در آن $X_t=(X'_{.t},X'_{1t},\ldots,X'_{Nt})'$ یک بردار $k\times 1$ است که تمامی متغیرهای داخلی سیستم را گردآوری می‌کند و W_i یک ماتریس $k\times(k_i\times k_i^*)$ است. با استفاده از تعریف داده‌شده توسط (۶)، معادله به شکل (۷) نوشته می‌شود:

$$A_{i.}W_iX_t=a_{i.}+a_{i1}t+A_{i1}W_iX_{t-1}+A_{i2}W_iX_{t-2}+u_{it} \quad \text{for} \quad i=0,1,2,\ldots,N \qquad (۷)$$

و سپس مدل‌های انفرادی آن‌ها برای ارائه مدلی برای X_t در همدیگر ادغام می‌شوند:

$$G_{.}X_t=a_{.}+a_1t+G_1X_{t-1}+G_2X_{t-2}+u_t \qquad (۸)$$

که در آن:

$$G_{.}=\begin{pmatrix}A_{..}W_{.}\\A_{1.}W_1\\\vdots\\A_{N.}W_N\end{pmatrix},\quad G_1=\begin{pmatrix}A_{.1}W_{.}\\A_{11}W_1\\\vdots\\A_{N1}W_N\end{pmatrix},\quad G_2=\begin{pmatrix}A_{.2}W_{.}\\A_{12}W_1\\\vdots\\A_{N2}W_N\end{pmatrix}$$

$$a_{.}=\begin{pmatrix}a_{..}\\a_{1.}\\\vdots\\a_{N.}\end{pmatrix},\quad a_1=\begin{pmatrix}a_{.1}\\a_{11}\\\vdots\\a_{N1}\end{pmatrix},\quad u_t=\begin{pmatrix}u_{.t}\\u_{1t}\\\vdots\\u_{Nt}\end{pmatrix}$$

از آنجایی که $G_{.}$ به‌عنوان یک ماتریس غیر منفرد شناخته می‌شود که به وزن‌های تجاری و پارامترهای تخمینی بستگی دارد، با پیش‌ضرب $G_{.}^{-1}$ در معادله (۸)، مدل GVAR(2) به شکل (۹) حاصل می‌شود:

$$X_t=b_{.}+b_1t+F_1X_{t-1}+F_2X_{t-2}+\varepsilon_t \qquad (۹)$$

که در آن:

$$F_1=G_{.}^{-1}G_1,\quad F_2=G_{.}^{-1}G_2$$

$$b_{.}=G_{.}^{-1}a_{.},\quad b_1=G_{.}^{-1}a_1,\quad \varepsilon_t=G_{.}^{-1}u_t$$

معادله (۹) می‌تواند به‌طور برگشتی (عطفی)، حل و برای اهداف متنوعی استفاده شود که معمولاً از تحلیل‌های ضربه- واکنش و تجزیه واریانس استفاده می‌شود. لذا، با داشتن تخمین مدل‌های ملی جداگانه در فُرم (۱)، مدل جهانی در معادله (۹) می‌تواند به‌صورت بازگشتی روبه‌جلو به‌منظور به دست آوردن مقادیر آینده تمامی متغیرهای

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

درون‌زای مدل جهانی (x_t)، جهت پیش‌بینی چند گام به جلو، حل شود تا عکس‌العمل پویای اقتصاد جهانی به شوک‌ها و تحلیل تعاملات بین‌المللی، بررسی شود؛ بنابراین مدل GVAR تعاملات میان اقتصادهای مختلف را از طریق سه کانال متمایز در نظر می‌گیرد: ۱- وابستگی متقابل متغیرهای داخلی، X_{it} ، به متغیرهای خاص خارجی، X_{it}^{*} و وقفه‌های آن‌ها، ۲- وابستگی متقابل متغیرهای داخلی بر متغیرهای برون‌زای (ضعیف) جهانی، d_t، همانند قیمت نفت‌خام و ۳- وابستگی هم‌زمان شوک‌های کشور i بر شوک‌های کشور j، بر اساس کوواریانس‌های بین کشوری (دی مارو و پسران، ۲۰۱۳).

۴- تخمین و آزمون مدل

در این مقاله از داده‌های فصلی دوره ۱۹۷۹q۲ تا ۲۰۱۵q۴ برای ۴۷ کشور استفاده شده است. کشورها و گروه‌بندی آن‌ها در جدول ۱ ارائه شده است. کشورهای موجود در این مقاله در سال ۲۰۱۵ حدود ۸۸ درصد تولید ناخالص داخلی، ۷۷ درصد مصرف نفت، ۷۲ درصد تولید نفت و ۸۰ درصد ذخایر نفت اثبات‌شده دنیا را به خود اختصاص داده‌اند؛ بنابراین نمونه ما تا حد زیادی جامع است. نمونه حاضر طیف مختلفی از کشورها، شامل کشورهای عضو اوپک و غیر اوپک، کشورهایی با رژیم‌های ارزی متفاوت، کشورهای توسعه یافته، در حال توسعه و در حال ظهور و کشورهایی با درجه‌های متفاوتی از توسعه مالی را در بر می‌گیرد. برای تحلیل آسانتر نتایج تجربی، دو منطقه ایجاد شده است: منطقه یورو؛ (شامل ۸ کشور[۱] از ۱۱ کشوری است که در اول ژانویه ۱۹۹۹ به عضویت این حوزه درآمدند) و منطقه دیگر، کشورهای عضو شورای همکاری خلیج فارس (GCC) (شامل کشورهای بحرین، کویت، عمان، قطر، عربستان و امارات)، است. بنابراین مقاله حاضر شامل ۲۱ کشور/ منطقه است.[۲]

۱. اتریش، بلژیک، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، هلند و اسپانیا.

۲. به دلیل در دسترس نبودن داده‌های فصلی مناسب برای کشورهای عراق و روسیه، این دو کشور بزرگ صادرکننده نفت وارد مدل نشده‌اند.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

جدول ۱. کشورها و مناطق لحاظ شده در مدل GVAR

کشورهای عمده صادرکننده نفت:	کشورهای عمده واردکننده نفت:	
GCC	ایالات‌متحده	
الجزایر	چین	
ایران	ژاپن	
اندونزی	هند	
لیبی	منطقه یورو	
نیجریه	منطقه مِنا	
ونزوئلا	آمریکای لاتین	
اکوادور	کشورهای آسیایی در حال ظهور	
کانادا	سایر کشورها	
مکزیک		
نروژ		
انگلستان		
شورای همکاری خلیج فارس (GCC):	**کشورهای آسیایی در حال ظهور:**	**منطقه یورو:**
بحرین	کره	اتریش
کویت	مالزی	بلژیک
عمان	فیلیپین	فنلاند
قطر	سنگاپور	فرانسه
عربستان سعودی	تایلند	آلمان
امارات متحده عربی	**سایر کشورها:**	ایتالیا
آمریکای لاتین:	استرالیا	هلند
آرژانتین	نیوزیلند	اسپانیا
برزیل	آفریقای جنوبی	**منطقه مِنا:**
شیلی	سوئد	مصر
پرو	سوئیس	اردن
	ترکیه	مراکش

متغیرها

در مدل‌های VARX* مربوط به هر کشور خاص، حداکثر ۵ متغیر داخلی (درون‌زا) و ۴ متغیر خارجی (برون‌زا) وجود دارد. به‌علاوه، دو متغیر جهانی نیز وجود دارد که هر یک از آن‌ها تنها برای یک کشور درون‌زا و برای سایر کشورها برون‌زای ضعیف است. متغیرهای موجود در مدل و تبدیلات آن‌ها به شرح ذیل است:

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

- متغیرهای داخلی

تولید ناخالص داخلی واقعی ($rgdp_{it}$)، نرخ تورم (dp_{it})، نرخ ارز واقعی (ep_{it})، نرخ بهره کوتاه‌مدت ($rshort_{it}$) و نرخ بهره بلندمدت ($rlong_{it}$)، پنج متغیر داخلی گنجانده شده در مدل ما هستند. این متغیرها به تبعیت از کار دیز و همکاران (۲۰۰۵)، به شکل زیر ایجاد شده‌اند:

$$rgdp_{it} = \ln(GDP_{it}), \quad dp_{it} = p_{it} - p_{it-1}, \quad p_{it} = \ln(CPI_{it}),$$
$$ep_{it} = \ln(EP_{it}) - \ln(CPI_{it}),$$
$$rshort_{it} = 0.25\ln(1 + R^{S}_{it}/100), \quad rlong_{it} = 0.25 \times \ln(1 + R^{L}_{it}/100)$$

که در آن، ln لگاریتم طبیعی، GDP_{it} تولید ناخالص داخلی واقعی کشور i در زمان t، CPI_{it} شاخص قیمت مصرف‌کننده، EP_{it} نرخ ارز اسمی، R^{S}_{it} نرخ بهره کوتاه‌مدت و R^{L}_{it} نرخ بهره بلندمدت است.

متغیرهای خارجی

در این مدل چهار متغیر خارجی استفاده می‌شود. برای تمامی متغیرهای داخلی، به‌جز متغیر نرخ ارز واقعی، متغیرهای خارجی متناظر آن‌ها نیز درنظر گرفته می‌شود. همان‌طور که قبلاً بیان شد، متغیرهای خارجی به‌صورت فرمول ۱۰، یعنی به‌عنوان میانگین وزنی متغیرهای داخلی متناظر تمامی کشورها و توسط وزن‌های خاص هر کشور، محاسبه می‌شوند:

$$X^{*}_{it} = \sum_{j=0}^{N} w_{ij} X_{jt} \qquad (10)$$

که در آن، $j = 0,1,\ldots,N$ بوده و w_{ij} مجموعه‌ای از وزن‌ها است، با این توصیف که $w_{ii} = 0$ و $\sum_{j=0}^{N} w_{ij} = 1$ است. این وزن‌ها از قبل تعیین‌شده هستند و اهمیت کشور j برای i اُمین اقتصاد را نشان می‌دهند. به بیان دقیق‌تر، نحوه محاسبه این متغیرها به شکل ذیل است:

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

$$rgdp^{*} = \sum_{j=0}^{35} w_{ij} rgdp_{jt},\ dp^{*}_{it} = p^{*}_{it} - p^{*}_{it-1},\ rshort^{*}_{it} = \sum_{j=0}^{35} w_{ij} rshort_{jt},$$

$$rlong^{*}_{it} = \sum_{j=0}^{35} w_{ij} rlong_{jt}$$

بنابراین، وزن‌های تجاری، w_{ij}، همان‌طور که در فرمول ۱۱ نشان داده شده است، به‌عنوان متوسط دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۰ ساخته می‌شوند:

$$w_{ij} = \frac{T_{ij,1980} + \cdots + T_{ij,2015}}{T_{i,1980} + \cdots + T_{i,2015}} \qquad (11)$$

که در آن $T_{ij,t}$ تجارت دوسویه کشور i با کشور j در طول سال t است و به‌عنوان متوسط صادرات و واردات[1] کشور i با کشور j محاسبه می‌شود. T_{it} کل تجارت کشور i برای سال t است. سهم‌های تجاری استفاده شده برای ساخت متغیرهای خارجی، در یک ماتریس ۲۱*۲۱ در جدول ۲ ارائه شده است.

- متغیرهای جهانی

با توجه به هدف مطالعه که بررسی اثرات کلان اقتصادی شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد جهان می‌باشد، می بایست دو متغیر قیمت‌های اسمی نفت به دلار (prioil) و تولید جهانی نفت (pruoil) نیز در مدل وارد شود. نحوه رفتار با این دو متغیر و نحوه ورود آن‌ها به مدل Global VRA دارای اهمیت است. در واقع بایستی مشخص شود که این دو متغیر برای کدام کشورها/ مناطق، درون‌زا است. با توجه به موضوع پژوهش حاضر، ابتدا آمار مصرف، تولید، صادرات و ذخایر اثبات‌شده نفت را برای دوره موردنظر بررسی می‌کنیم. سپس با توجه به این بررسی، کشور یا منطقه‌ای که دارای مصرف نفت بیشتر و کشور/ منطقه‌ای که دارای تولید، صادرات و ذخایر اثبات‌شده نفت بیشتری باشد، به ترتیب قیمت نفت و تولید نفت در مدل $VARX^{*}$ آن کشور یا منطقه به‌عنوان متغیر درون‌زا لحاظ می‌شود و برای سایر کشورها/ مناطق به‌عنوان متغیر برون‌زای ضعیف وارد مدل خواهد شد. بنابراین از یک‌سو، ایالات‌متحده با مصرف ۲۲ درصد از نفت جهان، بیشترین مصرف را در بین کشورها و حتی سایر مناطق موجود در مدل به

۱. آمار صادرات و واردات کشورهای وارد شده در مدل از بانک اطلاعاتی Direction of Trade (DOTS) Statistics استخراج شده است.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

خود اختصاص داده، لذا متغیر قیمت نفت به‌عنوان یک متغیر جهانی و به‌صورت درون‌زا وارد مدل VARX ایالات‌متحده می‌شود و به‌عنوان متغیر برون‌زای ضعیف وارد مدل VARX* سایر کشورها خواهد شد. از سوی دیگر، منطقه GCC، نقش کلیدی در تولید نفت دارد. این منطقه در حدود ۳۴ درصد ذخایر اثبات‌شده دنیا، ۱۷.۵ درصد از تولید جهانی نفت و در حدود ۳۰ درصد از صادرات نفت دنیا[1] را به خود اختصاص داده است. از دلایل استفاده از این منطقه به‌عنوان یک بلوک مرجع در این مقاله، می‌توان به موارد ذیل اشاره کرد: همگونی نسبتاً زیاد اقتصاد کشورهای این منطقه، نقش ممتاز عربستان سعودی به‌عنوان بزرگ‌ترین تولیدکننده نفت دنیا، ظرفیت مازاد قابل توجه این کشور که می‌تواند آن را به‌عنوان یک تولیدکننده شناور جهانی و متوازن‌کننده بازار جهانی نفت معرفی کند. بنابراین، لگاریتم تولید جهانی نفت به‌عنوان یک متغیر درون‌زا در مدل VARX* منطقه GCC وارد می‌شود و برای سایر کشورها به‌عنوان متغیر برون‌زای ضعیف در نظر گرفته خواهد شد.

تصریح مدل

در این مقاله با توجه به بخش معرفی متغیرها، سه مجموعه مختلف از مدل‌های خاص هر کشور در نظر گرفته می‌شوند. اولین مدل برای تمامی کشورها، به‌جز ایالات‌متحده و منطقه GCC، مشترک است. لذا، مدل‌های VARX* برای ۱۹ کشور/ منطقه؛ شامل پنج متغیر درون‌زا (در صورت در دسترس بودن آمار)، چهار متغیر برون‌زا و دو متغیر جهانی است که به‌عنوان متغیرهای برون‌زای ضعیف در نظر گرفته خواهند شد (جدول ۳). دومین تصریح مدل صرفاً به منطقه GCC مربوط می‌شود. در مدل VARX* این منطقه، علاوه بر پنج متغیر درون‌زا (در صورت در دسترس بودن آمار)، متغیر جهانی تولید نفت نیز به‌عنوان درون‌زا در این مدل وارد شده و علاوه بر متغیرهای برون‌زا، قیمت جهانی نفت نیز به‌عنوان متغیر برون‌زای ضعیف در مدل لحاظ می‌شود. به‌دلیل اهمیت ایالات‌متحده در اقتصاد جهانی، تصریح مدل این کشور با سایر مدل‌ها متفاوت است. متغیر قیمت جهانی نفت در مدل این کشور به‌عنوان متغیری درون‌زا در

1 .British Petroleum Statistical Review of World Energy، OPEC Annual Statistical Bulletin.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

نظر گرفته می‌شود. به‌علاوه، با توجه به اهمیت متغیرهای مالی این کشور در مناسبات جهانی، نرخ بهره بلندمدت به‌عنوان برون‌زای ضعیف وارد مدل ایالات‌متحده نمی‌شوند[۱].

جدول ۳. تصریح متغیرها برای مدل‌های $VARX^*$ مربوط به هر کشور/ منطقه

مدل ایالات‌متحده		مدل منطقه GCC		مدل سایر کشورها	
متغیر درون‌زا	متغیر برون‌زا	متغیر درون‌زا	متغیر برون‌زا	متغیر درون‌زا	متغیر برون‌زا
$rgdp_{US,t}$	$rgdp^*_{US,t}$	$rgdp_{GCC,t}$	$rgdp^*_{GCC,t}$	$rgdp_{it}$	$rgdp^*_{it}$
$dp_{US,t}$	$dp^*_{US,t}$	$dp_{GCC,t}$	$dp^*_{GCC,t}$	dp_{it}	dp^*_{it}
$rshort_{US,t}$	$rshort^*_{US,t}$	$rshort_{GCC,t}$	$rshort^*_{GCC,t}$	$rshort_{it}$	$rshort^*_{it}$
$rlong_{US,t}$	-	$rlong_{GCC,t}$	$rlong^*_{GCC,t}$	$rlong_{it}$	$rlong^*_{it}$
-	$ep^*_{US,t}$	$ep_{GCC,t}$	-	ep_{it}	-
$prioil_t$	-	-	$prioil_t$	-	$prioil_t$
-	$pruoil_t$	$pruoil_t$	-	-	$pruoil_t$

۵- یافته‌های تحقیق[۲]

آزمون‌ها و برآوردهای خاص هر کشور[۳]

آزمون‌ها و برآوردهای اولیه مدل‌های $VARX^*(s_i,s_i^*)$ خاص هر کشور، تحت این فرض که متغیرهای جهانی و خارجی برون‌زای ضعیف و همجمعی از مرتبه یک، I(1) و پارامترهای مدل در طول زمان پایدار هستند، انجام شده است. به دلیل اینکه که هر دو فرض برای ساخت و اجرای مدل GVAR مورد نیاز است، آزمون‌ها و سایر نکات مورد نیاز را در این قسمت تشریح می‌کنیم.

۱. نتایج آزمون برون‌زای ضعیف این متغیر، این موضوع را تأیید می‌کند.

۲. تأکید ما در این مطالعه بر تأثیر شوک افزایش قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ تورم است، بنابراین نتایج آزمون‌ها و تحلیل‌های این مطالعه، بر این دو متغیر متمرکز است و نتایج سایر متغیرهای وارد شده در مدل محل بحث نیست.

۳. لازم به ذکر است که به دلیل محدودیت فضا، در این مقاله خلاصه نتایج ارائه شده و در صورت نیاز، نتایج مفصل‌تر کلیه آزمون‌ها قابل ارائه است.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

- آزمون ریشه واحد

برای تفسیر روابط بلندمدت و همچنین حصول اطمینان از اینکه با ترکیبی از متغیرهای I(1) و I(2) مواجه نیستیم، بایستی قبل از تخمین VECMX* کشورها، آزمون ریشه واحد را برای هر یک از متغیرهای وارد شده به مدل‌ها را بررسی کنیم. اگر متغیرهای داخلی X_{it}، متغیر خارجی X_{it}^{*} و متغیر جهانی d_t لحاظ شده در مدل‌های خاص هر کشور همجمعی از مرتبه یک باشند، نمی‌توانیم بین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت تمایز قائل شویم، بلکه روابط بلندمدت به‌عنوان هم انباشته تفسیر می‌شوند. در این پژوهش از دو آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون متقارن وزنی[1] دیکی فولر (ADF-WS) پارک و فولر (۱۹۹۵) بر روی سطح و تفاضل اول تمامی متغیرها استفاده شده است، اما به دلیل اینکه آزمون متقارن وزنی دیکی فولر از برگشت‌پذیری زمان فرآیندهای خود رگرسیون مانا به‌منظور افزایش عملکرد توان خود استفاده می‌کند، این آزمون به آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته ارجحیت دارد. در این رابطه لایبورن و همکاران (۲۰۰۵)[2] و پانتولا و همکاران (۱۹۹۵)[3]، شواهدی از عملکرد عالی آماره آزمون متقارن وزنی در مقایسه با آزمون دیکی فولر استاندارد یا آزمون GLS-ADF ایلیوت و همکاران (۱۹۹۶)[4]، ارائه داده‌اند. طول وقفه در نظر گرفته شده در آزمون ریشه واحد WS از طریق معیارهای اطلاعاتی شوارتز بیزین (SBC) یا آکائیک (AIC)، انتخاب می‌شود که در این مقاله از معیار اطلاعاتی آکائیک با حداکثر تعداد وقفه ۴ استفاده شده است. نتایج آزمون WS برای سطح (رگرسیون با عرض از مبدأ و روند و رگرسیون با عرض از مبدأ و بدون روند) و تفاضل اول تمامی متغیرهای داخلی، خارجی و جهانی کلیه کشورها/ مناطق در پیوست ۱ ارائه شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که تقریباً تمامی متغیرهای تحت بررسی دارای ریشه واحد I(1) هستند.

انتخاب مرتبه وقفه و روابط هم انباشتگی

پس از انجام آزمون مانایی متغیرها و اطمینان از هم انباشتگی آن‌ها، در مرحله بعد بایستی مرتبه وقفه متغیرهای داخلی و خارجی تعیین شود. به این منظور، از معیار

1. Weighted symmetric
2. Leybourne, Kim and Newbold
3. Pantula, Gonzalez Farias and Fuller
4. Elliot, Rothenberg and Stock

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

آکائیک (AIC) استفاده شده است. با توجه به محدودیت داده‌ای، ماکزیمم مرتبه وقفه برای متغیرهای داخلی و خارجی را ۲ در نظر گرفته‌ایم ($s_{max}=2$ و $s^*_{max}=2$). مرتبه انتخاب شده برای $VARX^*$ در پیوست ۲ (جدول ۲-۱) ارائه شده است، همان‌طور که از این جدول مشخص است، ۷ کشور دارای $VARX^*(2,1)$، ۱۰ کشور دارای $VARX^*(2,2)$، ۲ کشور دارای $VARX^*(1,2)$ و ۲ کشور دارای $VARX^*(1,1)$ هستند. با داشتن مرتبه وقفه مدل‌ها، اکنون برای تعیین تعداد روابط بلندمدت اقدام می‌کنیم. آزمون هم انباشتگی با فرضیه صفر، عدم وجود هم انباشتگی، یک رابطه هم انباشته و ...، با استفاده از معیارهای حداکثر مقدار ویژه و آماره‌ی اثر مبتنی بر روش یوهانسون پسران و همکاران (۲۰۰۰)، برای مدل‌های با رگرسورهای ضعیف برون‌زای I(1)، با عرض از مبدأ نامقید و ضریب روند مقید انجام می‌شود. با توجه به بهتر بودن خصوصیات نمونه کوچک نسبت به آزمون حداکثر مقدار ویژه، تعداد روابط بلندمدت را بر مبنای آماره اثر (با مقادیر بحرانی شبیه‌سازی شده و مجانبی) با استفاده از مقادیر بحرانی ۹۵ درصد انجام شده توسط مک کینون (۱۹۹۱)[1]، انتخاب می‌کنیم.

- آزمون فرض برون‌زای ضعیف[2]

متغیر برون‌زای ضعیف می‌تواند به‌عنوان متغیری تعریف شود که مقدار آن مستقل از مقادیر هم‌زمان متغیرهای درون‌زا می‌باشد اما ممکن است با مقادیر وقفه دار این متغیرها وابسته باشد. به‌عبارت دیگر، برون‌زای ضعیف بودن x^* به این معنی است که x (متغیرهای داخلی) نمی‌تواند در بلندمدت x^* (متغیرهای خارجی) را تحت تأثیر قرار دهد و لذا گفته می‌شود که متغیر x^* یک long-run forcing متغیر x است. این فرض، شناسایی مناسب روابط هم انباشته را مُیسر می‌سازد. برون‌زای ضعیف بودن متغیرهای خارجی خاص هر کشور و متغیرهای جهانی با توجه به پارامترهای بلندمدت مدل شرطی برای ساخت و اجرای مدل GVAR، امری حیاتی است. ما این فرضیه را بر اساس روش یوهانسن (۱۹۹۲) و هاربو و همکاران (۱۹۹۸)، انجام می‌دهیم. برای این

1. MacKinnon
2. Weak exogeneity

این آزمون در خلال فعالیت یوهانسن (۱۹۹۲) و هاربو و همکاران (۱۹۹۸) ارائه شد که شامل آزمون معناداری مشترک جمله تصحیح خطای برآورد شده در معادله کمکی برای متغیرهای خارجی خاص هر کشور است.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

هدف، ابتدا مدل‌های $VARX^{*}(p,q)$ برای ۲۱ کشور را جداگانه تحت این فرض که متغیرهای خارجی و جهانی برون‌زای ضعیف هستند، برآورد می‌کنیم. سپس رگرسیون زیر را برای هر lاُمین عنصر از X_{it}^{*}اجرا می‌کنیم:

$$\Delta x_{it,l}^{*} = \mu_{il} + \sum_{j=1}^{r_i} \gamma_{ij,l} ECM_{i,t-1}^{j} + \sum_{k=1}^{s_i} \phi_{ik,l} \Delta X_{i,t-k} + \sum_{m=1}^{n_i} \vartheta_{im,l} \Delta \tilde{X}_{i,t-m}^{*} + \varepsilon_{it,l}$$

که در آن $ECM_{i,t-1}^{j}, j=1,2,\ldots,r_i$ (جملات تصحیح خطای برآوردی متناظر با روابط بلندمدت r_i به‌دست‌آمده برای lاُمین مدل هر کشور)، n=2 (اگرچه می‌تواند برابر با s_i^{*} باشد) و $\Delta \tilde{X}_{it}^{*}$ (متغیرهای خارجی و جهانی) هستند. بر اساس فرض صفر که بیان‌کننده برون‌زای ضعیف بودن متغیرها است، جمله تصحیح خطا نبایستی معنی‌دار شود.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

جدول ۲. ماتریس وزنی (متوسط وزن تجاری برای دوره ۲۰۱۵- ۱۹۸۰)

	الجزایر	کانادا	چین	اکوادور	کشورهای آسیایی در حال ظهور	منطقه یورو	شورای همکاری خلیج فارس	اندونزی	هند	ایران	ژاپن	آمریکای لاتین	لیبی	منطقه مِنا	مکزیک	نیجریه	نروژ	سایر کشورها	ایالات‌متحده	انگلستان	ونزوئلا
الجزایر	۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰
کانادا	۰.۰۴	۰	۰.۰۲	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۳	۰.۰۱	۰.۰۳	۰.۰۱	۰.۲۱	۰.۰۲	۰.۰۲
چین	۰.۰۵	۰.۰۵	۰	۰.۰۶	۰.۱۷	۰.۱۰	۰.۱۰	۰.۱۱	۰.۱۰	۰.۱۶	۰.۱۷	۰.۱۵	۰.۰۵	۰.۰۷	۰.۰۶	۰.۰۷	۰.۰۴	۰.۰۹	۰.۱۲	۰.۰۵	۰.۰۸
اکوادور	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱
کشورهای آسیایی در حال ظهور	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۲۰	۰.۰۴	۰	۰.۰۶	۰.۱۷	۰.۲۹	۰.۱۰	۰.۱۰	۰.۱۸	۰.۰۷	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۰۳	۰.۰۸	۰.۰۹	۰.۰۴	۰.۰۳
منطقه یورو	۰.۵۵	۰.۰۶	۰.۱۶	۰.۱۴	۰.۱۲	۰	۰.۱۶	۰.۱۰	۰.۱۵	۰.۲۳	۰.۱۱	۰.۲۴	۰.۶۷	۰.۴۰	۰.۰۷	۰.۳۰	۰.۴۴	۰.۴۲	۰.۱۵	۰.۵۰	۰.۱۲
شورای همکاری خلیج فارس	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۵	۰.۰۰	۰.۰۹	۰.۰۴	۰	۰.۰۴	۰.۲۰	۰.۱۵	۰.۱۰	۰.۰۳	۰.۰۱	۰.۱۱	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۰۰
اندونزی	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۰۶	۰.۰۱	۰.۰۱	۰	۰.۰۳	۰.۰۱	۰.۰۴	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰
هند	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۲	۰.۰۱	۰.۰۳	۰.۰۲	۰.۱۰	۰.۰۴	۰	۰.۰۷	۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۰۱	۰.۰۴	۰.۰۱	۰.۰۹	۰.۰۰	۰.۰۲	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۵
ایران	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۰۳	۰	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰
ژاپن	۰.۰۲	۰.۰۴	۰.۱۵	۰.۰۴	۰.۱۸	۰.۰۵	۰.۱۸	۰.۲۰	۰.۰۴	۰.۱۱	۰	۰.۰۶	۰.۰۱	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۰۲	۰.۰۸	۰.۱۰	۰.۰۳	۰.۰۲
آمریکای لاتین	۰.۰۵	۰.۰۱	۰.۰۵	۰.۱۷	۰.۰۲	۰.۰۴	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۲	۰	۰.۰۱	۰.۰۴	۰.۰۳	۰.۰۷	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۳	۰.۰۱	۰.۰۹
لیبی	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰
منطقه مِنا	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۲	۰.۰۲	۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۲	۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰
مکزیک	۰.۰۰	۰.۰۳	۰.۰۱	۰.۰۳	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۳	۰.۰۰	۰.۰۰	۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۱۳	۰.۰۰	۰.۰۲
نیجریه	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۰۰
نروژ	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۳	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰	۰.۰۳	۰.۰۰	۰.۰۳	۰.۰۰
سایر کشورها	۰.۰۶	۰.۰۲	۰.۰۸	۰.۰۱	۰.۰۷	۰.۲۰	۰.۰۶	۰.۱۰	۰.۱۲	۰.۰۷	۰.۰۷	۰.۰۵	۰.۰۸	۰.۰۸	۰.۰۱	۰.۰۵	۰.۱۴	۰	۰.۰۵	۰.۱۰	۰.۰۲
انگلستان	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۰۳	۰.۰۱	۰.۰۳	۰.۱۹	۰.۰۴	۰.۰۲	۰.۰۴	۰.۰۳	۰.۰۲	۰.۰۳	۰.۰۴	۰.۰۴	۰.۰۱	۰.۰۵	۰.۲۱	۰.۰۸	۰.۰۴	۰	۰.۰۱
ایالات‌متحده	۰.۱۵	۰.۷۲	۰.۱۹	۰.۴۴	۰.۱۹	۰.۱۷	۰.۱۲	۰.۱۱	۰.۱۲	۰.۰۱	۰.۲۳	۰.۲۲	۰.۰۶	۰.۱۰	۰.۷۲	۰.۲۶	۰.۰۷	۰.۱۱	۰	۰.۱۴	۰.۵۲
ونزوئلا	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۴	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۲	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۰	۰.۰۲	۰.۰۰	۰

منبع: Direction of Trade Statistics database و یافته‌های تحقیق

توجه: جمع هر ستون برابر یک است. از این ماتریس مشخص می‌شود که مثلاً یک کشور در طول دوره موردنظر، بیشترین حجم تجارت را با کدام کشور یا کشورها داشته است. برای مثال ایران در طول این دوره بیشترین حجم تجارت را به ترتیب با منطقه یورو (۲۳ درصد از کل حجم تجارت ایران)، چین (با ۱۶ درصد)، GCC (۱۵ درصد) و سایر کشورها (۱۲ درصد) داشته است.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

لذا آزمون رسمی برای برون‌زای ضعیف، آزمون فرضیه مشترک فیشر است که در آن $\gamma_{ij,l}=۰$ برای هر $j=۱,۲,\ldots,r_i$ است. نتایج آزمون به همراه مقادیر بحرانی ۹۵ درصد در پیوست ۳ گزارش شده است. از این جدول ملاحظه می‌شود که نمی‌توان فرض برون‌زای ضعیف را برای اکثر کشورها رد کرد. در واقع تنها ۴ مورد از ۱۲۴ آزمون برون‌زای انجام شده، در سطح ۵ درصد معنادار بوده است. به‌طور جزئی‌تر، برحسب متغیرهای خارجی، تنها برون‌زای ضعیف بودن متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی (کانادا)، نرخ بهره بلندمدت (چین)، نرخ بهره بلندمدت (منطقه یورو) و تولید نفت (ایالات‌متحده) رد شده است. با این وجود، بررسی سطح معنادار فرض شده در اینجا، حتی اگر فرض برون‌زای ضعیف همیشه برقرار باشد، می‌توان انتظار داشت که ۶ مورد از ۱۲۴ مورد در سطح ۵ درصد رد شود؛ بنابراین، به‌طورکلی شواهد موجود در این پیوست، از برون‌زای ضعیف بودن متغیرهای خارجی و جهانی لحاظ شده در مدل‌های VARX* پشتیبانی می‌کند.

- آزمون شکست ساختاری

احتمال وجود شکست ساختاری یکی از مشکلات اساسی در مدل‌سازی اقتصادسنجی است. باوجود افزایش تحقیقات در این حوزه، شناخت اندکی پیرامون نحوه شناسایی شکست مدل‌ها، وجود دارد، لذا مدل GVAR نیز از این مسئله مستثنا نیست. با این وجود، دیز و همکاران (۲۰۰۷) معتقدند که تصریح مدل‌های خاص هر کشور موجود در چارچوب GVAR که به متغیرهای خارجی مشروط می‌شوند بایستی تا حدودی این مشکل ساختاری را رفع نمایند، زیرا مدل GVAR می‌تواند با شکست ساختاری هم‌زمان[1] در میان کشورها تطبیق یابد، بنابراین ممکن است احتمال بروز شکست‌های ساختاری در مدل‌های VARX در مقایسه با مدل‌های حل‌شده تک معادله، شدیدتر باشد (ملچیوا، ۲۰۱۳)[2]. برای تشخیص احتمال وجود شکست‌ها، تعدادی از آزمون‌های ثبات ساختاری مشابه آنچه توسط ستاک و واتسون (۱۹۹۶) بررسی شد، محاسبه می‌شوند. از این آزمون‌ها می‌توان به مجموع تجمعی خطاهای بازگشتی OLS[3] پولوبرگر و کرامر[4] (۱۹۹۲) (PK_{sup}) و مجموع مجذور تجمعی خطاهای بازگشتی (PK_{msq}) اشاره کرد.

1. co-breaking
2. Stanimira Milcheva
3. maximal OLS cumulative sum(CUSUM)
4. Ploberger and Krämer

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

آماره PK_{sup} مشابه آزمون CUSUM پیشنهاد شده توسط برون و همکاران[1] (۱۹۷۵) است، هرچند این آزمون نسبت به آزمون اول به‌جای اتکا به باقیمانده‌های OLS، بر باقیمانده‌های بازگشتی متکی است. آزمون دیگری که در این بخش بررسی می‌شود با ثبات پارامترها در طول زمان در مقابل آزمون‌های جایگزین نامانا که توسط نیبلوم[2] (۱۹۸۹) (NY) ارائه شده، مرتبط است. به‌علاوه، آزمون‌های دیگری از آماره متوالی والد بررسی می‌شوند که عبارت‌اند از: آماره ترتیبی والد[3] که تغییر ساختاری در یک زمان را در یک نقطه تغییر نامشخص بررسی می‌کند، آماره میانگین والد (MW) ارائه شده توسط هانسن (۱۹۹۲)، آماره نسبت درستنمایی فرم والد (QLR) ارائه شده توسط کوانت (۱۹۶۰) و آماره والد مبتنی بر متوسط نمایی (APW) ارائه شده توسط آندروز و پولوبرگر (۱۹۹۴). سرانجام، نسخه قوی واریانس ناهمسانی آماره‌های NY، MW، QLR و APW را نیز بررسی می‌کنیم. نتایج این آزمون‌ها و نتایج واریانس ناهمسانی آن‌ها در جدول ۴-۱ (پیوست ۴) ارائه شده است. مقادیر بحرانی این آزمون‌ها (با فرض صفر ثبات پارامتر) با استفاده از غربال نمونه‌های خود راه‌انداز به‌دست‌آمده از حل مدل GVAR، محاسبه می‌شوند. جدول ۴-۱، تعداد فرضیه صفر رد شده برای سازگاری پارامتر برای هر متغیر را در میان مدل‌های خاص هر کشور در سطح معناداری ۵ درصد نشان می‌دهد. به‌طورکلی، به نظر می‌رسد بیشتر ضرایب رگرسیون‌ها باثبات هستند هر چند نتایج در میان آزمون‌های مختلف تا حدودی متفاوت است. در مورد دو آزمون PK، فرضیه صفر، ۰.۰۴ درصد بار رد شده است. از سوی دیگر برای آزمون‌های NY، MW، QLR و APW نرخ رد شدن بیشتر شده است (بین ۱۷ تا ۲۰ درصد)؛ به‌عنوان مثال نرخ رد فرضیه صفر برای آزمون NY، ۱۶ مورد از ۹۶ مورد بوده است. با این وجود، با نگاه به نسخه تقویت شده این آزمون‌ها، متوجه می‌شویم که نرخ رد به‌طور قابل‌توجهی کاهش یافته است (بین ۱۰ تا ۱۴.۶). لذا، اگرچه به برخی شواهد برای شکست ساختاری دست یافتیم، اما همان‌طور که کاشین و همکاران (۲۰۱۴)، اذعان کرده‌اند به نظر می‌رسد دلیل اصلی این موضوع، امکان تغییر خطای واریانس نسبت به ضرایب پارامترها بوده است.

1. Brown, Durbin and Evans
2. Nyblom
3. Sequential Wald

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

تحلیل توابع ضربه- واکنش تعمیم‌یافته متغیرها[1]

در این بخش تحلیل پویای مدل GVAR را با استفاده از توابع ضربه- واکنش تعمیم‌یافته (GIRFs) که توسط کوپ و همکاران (۱۹۹۶) برای مدل‌های غیرخطی مطرح و بعداً توسط پسران و شین (۱۹۹۸) برای مدل‌های تصحیح خطای برداری، توسعه داده شد، انجام می‌شود.

روش‌شناسی توابع ضربه- واکنش تعمیم‌یافته نسبت به توابع ضربه- واکنش متعامد (OIRFs) توسعه داده توسط سیمز (۱۹۸۰)، به دلایل زیر متفاوت است: ۱- توابع ضربه- واکنش تعمیم‌یافته نیاز به هیچ چگونه قیود از پیش تعریف‌شده توسط نظریات اقتصادی ندارد و نتایج آن برای رتبه‌بندی متغیرهای موجود در مدل یکسان است، از آنجایی که پسماندهای سیستم، متعامدسازی نمی‌شوند، همبستگی‌های گذشته میان متغیرهای خلاصه‌شده توسط ماتریس واریانس- کوواریانس برآوردی را در نظر می‌گیرد. ۲- از آنجایی که شوک‌ها شناسایی نمی‌شوند، توابع ضربه- واکنش تعمیم‌یافته نمی‌توانند اطلاعاتی درباره روابط علی بین متغیرها ارائه کنند. با این وجود، روش‌شناسی توابع ضربه- واکنش تعمیم‌یافته نسبت به توابع ضربه- واکنش متعامد سنتی در بستر چارچوب‌های چند کشوری همچون مدل GVAR از یک مزیت برخوردار است. این روش‌شناسی می‌تواند با کشف ارتباطات بالقوه موجود میان اقتصادهای مختلف ملی، بینش‌هایی پیرامون نحوه انتشار شوک‌های بین‌المللی ارائه دهد. به‌علاوه، استفاده از توابع ضربه- واکنش متعامد سنتی در یک چارچوب GVAR واقعاً کار دشواری است، زیرا هیچ روش منطقی جهت رتبه‌بندی کشورهای موجود در مدل وجود ندارد (کوکوریتاکیس و همکاران)[2]. پیوست ۵، توابع ضربه- واکنش تعمیم‌یافته یک شوک مثبت به قیمت نفت را برای تولید ناخالص داخلی واقعی و تورم، ۱۵ کشور منتخب صادرکننده و واردکننده نفت نشان می‌دهد.[3] مطابق مبانی نظری انتظار داریم وقتی‌که قیمت نفت افزایش می‌یابد، تولید ناخالص داخلی کشورهای صادرکننده نفت نیز افزایش

---

۱. همان‌طور که قبلاً بیان شد، در این مقاله صرفاً نتایج متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی و شاخص قیمت مصرف‌کننده (تورم)، بررسی شده است.

2. Koukouritakis et al.

۳. یک انحراف معیار افزایش در قیمت‌های نفت معادل افزایش حدود ۱۱ درصدی در قیمت نفت است. عکس‌العمل متغیرهای تولید ناخالص داخلی و تورم، به درصد بیان شده است.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

یابد، اما این نتایج برای برخی از این کشورها با انتظارات ما متفاوت است. جهت تحلیل بهتر این وضعیت، کشورهای صادرکننده نفت را به دو زیر بخش تقسیم کرده‌ایم. در آن گروه از کشورهای صادرکننده نفت که مقدار قابل‌توجهی از ذخایر اثبات‌شده نفت را در اختیار داشته و نسبت ذخایر به تولید نفت بالایی دارند، همچون ایران (بیش از ۱۰۰)[۱]، لیبی (بیش از ۱۰۰)، نیجریه (۴۳)، کانادا (بیش از ۱۰۰) و ونزوئلا (بیش از ۱۰۰)، شوک افزایش قیمت نفت به‌طور دائم تولید آن‌ها را افزایش داده است؛ بنابراین، افزایش تولید و درآمدهای نفت، اثر مثبت و مستقیمی بر اقتصاد آن‌ها داشته است. البته این اثر برای ونزوئلا نسبت به ایران و نیجریه بسیار کمتر است که دلیل آن را می‌توان کاهش صادرات نفت این کشور و همچنین واکنش شرکای تجاری ونزوئلا (ایالات‌متحده و منطقه اروپا) به افزایش قیمت نفت و در نتیجه کاهش تولید این کشور بیان کرد. به‌علاوه، ونزوئلا روند کاهشی در تولید نفت خود را از سال ۱۹۹۸ تجربه کرده که ناشی از ناکارآمدی‌های نهادی (فساد مالی و ...) و سرمایه‌گذاری ناکافی در بخش انرژی است؛ به عبارت دیگر، ونزوئلا تحت تأثیر نفرین منابع قرار گرفته است. اثر افزایش قیمت نفت برای کانادا نیز در کوتاه‌مدت افزایش اما در میان‌مدت و بلندمدت، کاهش می‌یابد. دلیل این موضوع می‌تواند در واکنش سایر متغیرهای موجود در مدل (نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت و نرخ ارز) باشد؛ زیرا این متغیرها در واکنش به افزایش قیمت نفت، افزایش یافته‌اند. لذا می‌توان گفت که افزایش قیمت نفت باعث افزایش نرخ بهره کوتاه‌مدت و بلندمدت و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری شده است و در نهایت تولید ناخالص داخلی کانادا در بلندمدت کاهش یافته است. تحت تأثیر قرار گرفتن شرکای تجاری این کشور از افزایش قیمت نفت نیز می‌تواند از جمله دلایل واکنش تولید ناخالص داخلی کانادا به افزایش قیمت نفت، باشد. همان‌طور که از جدول ۲ ملاحظه می‌شود ایالات‌متحده، اتحادیه اروپا و چین شرکای تجاری اصلی کانادا هستند. با افزایش قیمت نفت، اقتصاد این کشورها با رکود مواجه شده و در نتیجه تقاضا برای کالاهای کانادا توسط این کشورها کاهش می‌یابد. لذا افزایش قیمت نفت، صادرات کانادا را کاهش می‌دهد و در بلندمدت اثر کاهشی بر اقتصاد این کشور دارد. از سوی دیگر در آن گروه از کشورهای صادرکننده نفت که دارای محدودیت ذخایر نفت و نسبت ذخیره به

۱. عدد داخل پرانتز بر حسب سال است. نسبت ذخایر به تولید از تقسیم ذخایر اثبات‌شده نفت به تولید نفت سال ۲۰۱۵ کشورها به‌دست‌آمده است. این آمار از BP statistical review of world energy استخراج شده است.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

تولید پایین هستند، اثر افزایش قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی آن‌ها، به‌مرور از بین می‌رود. لذا، الجزایر (۲۱) و مکزیک (۸)، با افزایش موقت در تولید واقعی مواجه هستند؛ درحالی‌که برای نروژ (۱۱)، یک کاهش دائمی در تولید را شاهد هستیم. در پایان سال ۲۰۱۵، سهم الجزایر از ذخایر اثبات‌شده نفت کل دنیا تنها در حدود ۱ درصد بوده و در حدود ۸۴ درصد از صادرات نفت الجزایر به اروپا بوده است و با توجه به کاهش اعمال‌شده در منطقه یورو در واکنش به شوک افزایش قیمت نفت، تقاضا برای نفت این کشور از سوی اروپا کاهش می‌یابد؛ بنابراین الجزایر، کاهش درآمدهای نفتی را تجربه می‌کند که در بلندمدت اثری مستقیم و منفی بر اقتصاد این کشور داشته است. از سوی دیگر برای نروژ، نسبت ذخایر به تولید تنها ۱۱ سال است و صادرات نفت نروژ با کاهش قابل‌توجهی در ۶ سال گذشته (از سال ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۵) مواجه بوده است (بیش از ۲۳درصد).

برای کشورهای منطقه GCC، اثر درآمدی شوک عرضه نفت در ابتدا مثبت است، اما این اثر در بلندمدت منفی می‌شود. با توجه به نقش ویژه عربستان سعودی در بازار نفت به دلیل داشتن ظرفیت اضافی و عمل کردن این کشور به‌عنوان یک تولیدکننده شناور، این منطقه تحت تأثیر بازار انرژی قرار می‌گیرد. همان‌طور که کاشین و همکاران (۲۰۱۴) اذعان کرده‌اند، در سال ۲۰۱۱، به دنبال کسری صادرات نفت ایران و لیبی، عربستان سعودی صادرات نفت خود را ۱۵ درصد افزایش داد. لذا، به دنبال افزایش قیمت نفت، منطقه GCC در ابتدا افزایش کوتاه‌مدتی در تولید ناخالص داخلی خود تجربه می‌کند (هر دو به‌دلیل افزایش مقدار صادرات نفت و قیمت نفت) اما در میان‌مدت و با عادی شدن جریانات تولید، صادرات و تولید نفت منطقه GCC، کاهش می‌یابد. همچنین همان‌طور که آرزیکی و نابلی[1] (۲۰۱۲)، بیان کرده‌اند، واکنش منفی تولید ناخالص داخلی واقعی منطقه GCC در بلندمدت، می‌تواند به دلیل سطوح بالای نوسانات اقتصاد کلان، ساختار اقتصادی نامولد و عدم کارایی در تولید کشورهای این منطقه باشد. اثر شوک افزایش قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی انگلستان، منفی است. این موضوع می‌تواند به دلیل کاهش صادرات نفت انگلستان از سال ۱۹۹۹ و در نتیجه تبدیل شدن این کشور به یک واردکننده اصلی نفت (از سال ۲۰۰۶) باشد؛ بنابراین واکنش تولید ناخالص داخلی این کشور نسبت به افزایش قیمت نفت قابل درک است. از

1. Arezki and Nabli

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

سوی دیگر، واکنش تولید ناخالص داخلی واقعی اندونزی نیز در بلندمدت، منفی است. تولید نفت اندونزی در نیمه دهه ۱۹۹۰ به اوج خود رسید و سهم صادرات نفت در تولید ناخالص داخلی این کشور به‌طور پیوسته در طول سه دهه گذشته در حال کاهش بوده است، بنابراین تأثیر این شوک بر تولید ناخالص داخلی اندونزی تقریباً مشابه انگلستان است. لذا، واکنش منفی تولید ناخالص داخلی واقعی اندونزی و انگلستان به دو عامل وابسته است: کاهش روند تولید نفت (اندونزی از سال ۱۹۹۰ و انگلستان از سال ۱۹۹۹) و تغییر موضع از صادرکننده اصلی نفت به واردکننده اصلی نفت (اندونزی از سال ۲۰۰۳ و انگلستان از سال ۲۰۰۶).

منطقه اروپا و ایالات‌متحده (دو کشور اصلی واردکننده نفت)، پس از یک شوک افزایش قیمت نفت، کاهشی بلندمدت را در فعالیت اقتصادی خود تجربه کرده‌اند؛ درحالی‌که واکنش تولید ناخالص داخلی چین و ژاپن به شوک افزایش قیمت نفت، مثبت بوده است. وابستگی بالای چین به زغال‌سنگ در مقایسه با نفت، برای نیازهای مصرف انرژی و ترکیب سبد صادراتی خود، ممکن است این نتیجه‌گیری ما را توجیه کند. در سال ۲۰۱۵، ایالات‌متحده و منطقه اروپا به ترتیب ۳۷.۵ درصد و ۳۸ درصد از نیازهای انرژی اولیه خود را از نفت و ۱۷ درصد و ۱۳درصد از نیازهای انرژی اولیه خود را از زغال‌سنگ تأمین کرده‌اند. در مقابل، در سال ۲۰۱۵، زغال‌سنگ ۶۳.۶ درصد از نیازهای انرژی اولیه چین و نفت ۱۸.۷درصد از کل نیازهای انرژی این کشور را به خود اختصاص داده است. در واقع، چین بیش از ۵۰ درصد مصرف جهانی زغال‌سنگ را به خود اختصاص داده است و مصرف زغال‌سنگ این کشور در طول رونق نفتی اخیر (۲۰۰۸-۲۰۰۲) حدود دو برابر و از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵، بیش از دو و نیم برابر شده است[1]. با توجه به تسلط زغال‌سنگ (در مقایسه به نفت) در اقتصاد چین و تأمین حجم بالایی از مصرف زغال‌سنگ خود از تولید داخلی، اختلالات عرضه نفت (که ممکن است قیمت‌های جهانی زغال‌سنگ را نیز افزایش دهد) نسبتاً تأثیر کمی بر اقتصاد چین داشته است. به‌علاوه، با توجه به پرتفوی صادرات چین (که عمدتاً متشکل از کالاهای سرمایه‌گذاری و مصرفی است) و حجم مناسب تجارت چین با کشورهای عمده صادرکننده نفت (که بیش از ۱۳درصد از کل تجارت این کشور را شامل می‌شود (جدول ۲))، واردات بسیاری از کشورهای صادرکننده نفت به‌خوبی با صادرات چین

1. BP statistical review of world energy, June 2017.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

متناسب شده است، لذا صادرکنندگان نفت به دلیل افزایش تولید ناخالص داخلی واقعی خود پس از جهش قیمت نفت، تقاضای واردات بیشتری (به دلیل اثرات درآمدی) از چین خواهند داشت که این امر باعث بازیافت دلارهای نفتی[1] می‌شود؛ بنابراین ممکن است اثر منفی یک شوک افزایش قیمت نفت بر تولید داخلی چین، ضرورتاً خود را نشان ندهد. اثر مثبت افزایش قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی ژاپن می‌تواند با توضیحات مشابه آنچه برای چین گفته شد، تبیین شود؛ زیرا ژاپن بیش از ۲۰ درصد از تجارت خود را با کشورهای عمده صادرکننده نفت انجام می‌دهد (جدول ۲). ژاپن به‌عنوان کشوری پیشرو در بهره‌وری انرژی کشورهای عضو OECD، به‌ویژه در بخش‌های صنعتی، مسکونی و حمل‌ونقل جاده‌ای، شناخته می‌شود. این کشور از فناوری‌های تولید پربازده منتفع می‌شود. ژاپن همچنین شدت انرژی تولید خود را در طول زمان کاهش داده است (از ۱۹ درصد در سال ۱۹۷۱ به ۱۰ درصد در سال ۲۰۱۵)[2]، درحالی‌که پیک مصرف نفت در سال ۱۹۹۶، ۵۸۰۲ میلیون بشکه در روز بوده، این رقم در سال ۲۰۱۵ به ۴۱۳۹ میلیون بشکه در روز کاهش یافته است و بنابراین به میزان ۲۸.۷ درصد تنزل یافته است. این کاهش زمانی قابل توجه است که با بقیه تقاضای جهانی نفت که ۳۲ درصد افزایش یافته و تقاضای OECD که تنها ۱.۱ درصد در طول دوره مشابه کاهش داشته است، مقایسه شود. همچنین این کشور سیاست‌های مناسبی جهت استفاده از منابع انرژی جایگزینی اتخاذ کرده است که به تنوع سبد مصرف انرژی این کشور کمک کرده است.[3]

نتایج ما همسو با نتایج آلگریت و همکاران (۲۰۱۵)، کاشین و همکاران (۲۰۱۴) است که اذعان کردند کشورهای آسیایی از افزایش صادرات به کشورهای اصلی صادرکننده نفت منتفع می‌شوند. همچنین نتایج به‌دست آمده در این پژوهش با یافته‌های موجود در فصل ۳ چشم‌انداز جهانی اقتصاد صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۱) که در آن تأکید شده که به دنبال افزایش قیمت نفت و کاهش نرخ تولید جهانی نفت، تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای آسیایی در حال ظهور (چین، هنگ‌کنگ، هند،

1. petrodollar recycling
2. OECD Factbook, Economic, Environmental and Social Statistics (2015-2016).
۳. سبد مصرف انرژی ژاپن در سال ۲۰۱۵، به‌قرار زیر است: ۴۲ درصد نفت، ۲۲.۹ گاز طبیعی، ۲۷ زغال‌سنگ، ۴.۵ درصد برق آبی، ۳.۵ درصد انرژی‌های تجدیدپذیر و انرژی هسته‌ای در حدود ۳ دهم درصد (BP statistical review of world energy, June 2017).

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

اندونزی، کره، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند) و ژاپن افـزایش یافتـه اسـت، مطابقـت دارد. به‌طور جزئی‌تر، متعاقـب یـک کـاهش در تولیـد جهـانی نفـت، شـبیه‌سـازی‌هـای چشم‌انداز جهانی اقتصاد صندوق بین‌المللی پـول (۲۰۱۱) نشـان مـی‌دهنـد کـه تولیـد ناخالص داخلی واقعی ژاپن و چین بـرای چنـد فصـل افـزایش خواهنـد یافـت؛ بنـابراین ترکیب جغرافیایی تجارت و تأثیر عمده قیمت نفت بر قیمت‌های سایر کالاها نیز بایستی در نظر گرفته شوند؛ زیرا ممکن است روابط تجـاری در حقیقـت واکـنش مثبـت تولیـد ناخالص داخلی واقعی در چین و ژاپن به شوک افزایش قیمت نفت را توضیح دهـد. ایـن موضوع همچنین توسط ماتریس تجاری تأیید می‌شود که نشان مـی‌دهـد ایـن کشـورها ارتباط تنگاتنگ تجاری با بسیاری از کشورهای اصلی صادرکننده نفت دارند. در واقع، در این دو کشور، شوک افزایش قیمت نفت منجر به افزایش تولید ناخـالص داخلـی واقعـی شده و چنین واکنشی ریشه در حرکت هم‌زمان قیمت کالاهای غیر انرژی با قیمـت‌هـای انرژی دارد.

همان‌طور که دمیری و همکاران (۱۳۹۶) اذعان کرده‌اند، تأثیر تکانـه نفـت بـر تـورم دارای اثرات اولیه و ثانویه است. اثر اولیه آن منعکس کننده تغییر در هزینه تولید کالاهـا و خدماتی است که از نفت در تولید استفاده می‌کنند. لذا قیمت کالاهـای نهـایی تغییـر می‌کند. اثر ثانویه شوک قیمت نفت بر تورم از طریـق انتظـارات تـورمی روی مـی‌دهـد؛ یعنی اثر اولیه شوک قیمت نفت باعث ایجاد انتظارات تورمی می‌شود کـه ایـن انتظـارات تورمی سبب تغییر در قیمت کالاهای نهایی از طریق چانه‌زنی دستمزد می‌شود؛ بنابراین از یک‌سو، اثر تورم برای کشورهای واردکننده نفت، نسبتاً قوی بوده است، امـا مانـدگاری این اثرات، با بزرگی اثرات ثانویه تورم (ناشی از فشارهای فشار هزینه یا تقاضای دستمزد بالاتر)، وضع سیاست‌های پولی و انعطاف‌پذیری بازار کار، متفاوت بوده اسـت. بـا بررسـی واکنش نرخ بهره کشورهای واردکننده نفـت موجـود در مـدل، متوجـه شـدیم کـه ایـن کشورها نرخ بهره خود را جهت مبارزه با فشارهای تورمی ناشی از شوک افـزایش قیمـت نفت، افزایش داده‌اند. لذا در تمامی کشورهای واردکننده نفت، تورم افزایش یافته اسـت؛ لذا در این کشورها، شوک قیمت نفت ابتدا باعث افزایش تورم مـی‌شـود و پـس از چنـد دوره به سطح تعادلی خود باز می‌گردد. در واقع سیاست‌گذار پولی در مواجه بـا افـزایش تورم، سیاست انقباضی پولی را به‌کار می‌گیرد که در نتیجه آن نرخ تورم روندی کاهشـی را شروع می‌کند. از سوی دیگر، فشارهای تورمی بر کشورهای صادرکننده نفت، ناچیز یـا

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

حتی منفی بوده است. واکنش معکوس تورم به افزایش قیمت نفت برای برخی کشورهای صادرکننده نفت در حال توسعه (از جمله ایران)، احتمالاً به این دلیل بوده است که دولت این کشورها با افزایش قیمت نفت، کمتر به استقراض از بانک مرکزی روی آورده و از طریق واردات کالاها مانع افزایش شدید قیمت کالاهای تجاری شده‌اند که این امر می‌تواند سبب کاهش تورم گردد. همچنین تفاوت اثر شوک افزایش قیمت نفت بر تورم کشورهای صادرکننده نفت، احتمالاً به دلیل واکنش نرخ‌های ارز بوده است که در کشورهای صادرکننده، نرخ ارز تمایل به افزایش دارد که باعث اِعمال یک اثر کاهشی بر تورم می‌شود. نرخ ارز واقعی در اکثر کشورهای صادرکننده نفت، تمایل به افزایش دارد که این امر، احتمالاً اثرات انتقال قیمت‌های نفت بالاتر به بازارهای داخلی (و تورم) را محدود می‌سازد.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله به دنبال بررسی و تحلیل اثرات وقوع یک شوک مثبت قیمت نفت بر متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی و تورم کشورهای صادرکننده و واردکننده اصلی نفت در یک چارچوب جهانی، با استفاده از رهیافت GVAR، بودیم. استفاده از این مدل جهانی می‌تواند تعاملات بین کشورها یا مناطق موردنظر در مطالعه را به‌خوبی تحلیل نماید؛ بنابراین تحلیل‌های این مدل می‌تواند تا حدود زیادی با تحلیل‌های منتج شده از مدل‌های VAR محض، متفاوت باشند. به‌علاوه، در نظر گرفتن چنین چارچوبی، درک خوبی از اثرات شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد ایران فراهم می‌کند و می‌تواند پاسخ‌های سیاستی در راستای کم کردن این اثرات را نیز ارائه دهد. از این منظر، مقاله حاضر اولین تلاش کاربردی داخلی جهت بررسی اثرات شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد ایران در قالب یک مدل جهانی و با استفاده از رهیافت GVAR است. کشورهای موجود در این مقاله حدود ۸۸ درصد تولید ناخالص داخلی، ۷۷ درصد مصرف نفت، ۷۲ درصد تولید نفت و ۸۰ درصد ذخایر نفت اثبات‌شده دنیا در سال ۲۰۱۵ را به خود اختصاص داده‌اند؛ بنابراین نمونه ما تا حد زیادی جامع است. نمونه حاضر طیف مختلفی از کشورها، شامل کشورهای عضو اوپک و غیر اوپک، کشورهایی با رژیم‌های ارزی متفاوت، کشورهای توسعه یافته، در حال توسعه و در حال ظهور و کشورهایی با درجه‌های متفاوتی از توسعه مالی را در بر می‌گیرد. از یک‌سو، برای آن گروه از کشورهای

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

صادرکننده نفت که مقدار قابل‌توجهی از ذخایر اثبات‌شده نفت را در اختیار و نسبت ذخایر به تولید نفت بالایی داشتند (همانند ایران)، شوک افزایش قیمت نفت به‌طور دائم تولید آن‌ها را افزایش داده است. در مقابل، آن گروه از کشورهای صادرکننده نفت که دارای محدودیت ذخایر نفت و نسبت ذخیره به تولید پایین بودند، اثر افزایش قیمت نفت بر تولید ناخالص داخلی آن‌ها، به‌مرور از بین رفته است. برای کشورهای واردکننده‌ای که تعاملات تجاری زیادی با کشورهای صادرکننده نفت داشته‌اند، شوک افزایش قیمت نفت، اثرات کمتری بر تولید این کشورها داشته و چه بسا برای بعضی از آن‌ها (ژاپن و چین) این اثرات حتی مثبت بوده است؛ یعنی با توجه به متکی بودن کشورهای صادرکننده نفت به واردات از کشورهای واردکننده نفت، این کشورها توانسته‌اند با صادرات محصولات خود به کشورهای صادرکننده نفت، از اثرات شوک افزایش قیمت نفت بر اقتصاد خود بکاهند. از سوی دیگر، اثرات تورم بر کشورهای واردکننده نفت، نسبتاً قوی بوده است، اما ماندگاری این اثرات، با بزرگی اثرات ثانویه تورم (ناشی از فشارهای فشار هزینه یا تقاضای دستمزد بالاتر)، وضع سیاست‌های پولی و انعطاف‌پذیری بازار کار، متفاوت بوده است. واکنش تورم به افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت، ناچیز یا حتی منفی بوده است. واکنش معکوس تورم به افزایش قیمت نفت برای برخی کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت (از جمله ایران)، احتمالاً به این دلیل بوده است که دولت این کشورها با افزایش قیمت نفت، کمتر به استقراض از بانک مرکزی روی آورده و از طریق واردات کالاها مانع افزایش شدید قیمت کالاهای تجاری شده‌اند که این امر می‌تواند سبب کاهش تورم گردد. همچنین تفاوت اثر شوک افزایش قیمت نفت بر تورم کشورهای صادرکننده نفت، احتمالاً به دلیل واکنش نرخ‌های ارز بوده است که در کشورهای صادرکننده، نرخ ارز تمایل به افزایش دارد که باعث اِعمال یک اثر کاهشی بر تورم می‌شود.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

پیوست

پیوست ۱. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای داخلی، خارجی و جهانی

جدول ۱-۱- آزمون ریشه واحد در سطح و تفاضل مرتبه اول برای متغیر داخلی

متغیر	متغیر تولید ناخالص داخلی			متغیر نرخ تورم		
	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	تفاضل مرتبه اول متغیر	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	تفاضل مرتبه اول متغیر
آماره	WS	WS	WS	WS	WS	WS
مقادیر بحرانی	**-۳.۲۴**	**-۲.۵۵**	**-۲.۵۵**	**-۳.۲۴**	**-۲.۵۵**	**-۲.۵۵**
ALGERIA	-۰.۸۷	۰.۷۵	-۴.۰۳	*-۳.۴۶	*-۳.۰۸	-۹.۱۹
CANADA	-۲.۲۷	۱.۲۲	-۵.۳۷	-۲.۵۱	-۱.۲۹	-۸.۳۶
ECUADOR	-۰.۸۲	*۳.۳۵	-۴.۶۷	*-۳.۶۵	*-۳.۱۲	-۱۰.۹۲
EMERGING ASIA	-۰.۹۸	۱.۱۳	-۵.۸۷	-۳.۲۱	-۱.۹۰	-۸.۰۹
EURO	-۱.۱۴	۱.۲۲	-۴.۷۳	-۲.۱۱	-۰.۵۷	-۷.۴۳
GCC	-۰.۴۵	۱.۴۶	-۲.۸۷	*-۴.۵۱	*-۴.۷۳	-۸.۴۹
INDONESIA	-۱.۹۲	*۳.۰۷	-۷.۶۵	*-۶.۴۳	*-۶.۳۲	-۷.۸۴
INDIA	-۲.۳۲	۱.۸۶	-۸.۶۶	*-۵.۴۸	*-۵.۳۰	-۹.۸۵
IRAN	-۱.۰۶	۰.۲۸	-۲.۸۸	*-۴.۰۷	*-۴.۰۸	-۱۲.۳۱
JAPAN	-۰.۳۵	۱.۴۹	-۵.۶۵	-۳.۲۱	-۲.۱۹	-۸.۱۲
LATIN AMERICA	-۲.۰۷	۱.۲۱	-۴.۷۴	-۲.۶۸	-۲.۳۲	-۸.۷۲
LIBYA	-۰.۵۱	-۰.۴۶	-۴.۷۴	-۲.۸۸	-۲.۸۲	-۱۲.۱۱
MENA	-۰.۶۴	*۲.۷۵	-۳.۸۳	*-۳.۹۲	*-۳.۳۲	-۹.۹۹
MEXICO	*-۳.۵۴	۱.۴۳	-۶.۵۸	*-۴.۰۲	*-۲.۹۰	-۶.۳۰
NIGERIA	-۱.۵۸	۰.۶۷	-۳.۶۲	*-۳.۵۹	*-۳.۴۵	-۸.۵۹
NORWAY	-۰.۷	۲.۱۹	-۶.۱۳	-۳.۱۱	-۲.۱۴	-۸.۸۶
REST OF THE WORLD	-۲.۷۹	۱.۹۳	-۸.۱۹	-۲.۹۸	-۰.۹۶	-۸.۳۳
UNITED KINGDOM	-۲.۳۲	-۰.۳۵	-۳.۶۶	-۲.۳۸	-۰.۸۵	-۸.۸۸
UNITED STATES	-۱.۵۹	۱.۰۳	-۴.۹۰	-۱.۴۸	۰.۰۸	-۱۰.۶۳
VENEZUELA	-۱.۸۷	-۰.۳۱	-۴.۰۱	-۲.۷۳	-۲.۴۷	-۱۰.۷۵

* نشان‌دهنده رد شدن فرضیه ریشه واحد در سطح معنی‌داری ۵ درصد است.

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

جدول ۱-۲- آزمون ریشه واحد در سطح و تفاضل مرتبه اول برای متغیر خارجی

متغیر	متغیر تولید ناخالص داخلی			متغیر نرخ تورم		
	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	تفاضل مرتبه اول متغیر	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	تفاضل مرتبه اول متغیر
آماره	WS	WS	WS	WS	WS	WS
مقادیر بحرانی	**-۳.۲۴**	**-۲.۵۵**	**-۲.۵۵**	**-۳.۲۴**	**-۲.۵۵**	**-۲.۵۵**
ALGERIA	-۱.۶۲	۱.۳۴	-۵.۳۰	*-۳.۴۴	-۲۰.۰۲	-۸.۴۲
CANADA	-۱.۴۸	۱.۵۰	-۴.۹۸	-۲.۵۶	-۰.۲۹	-۹.۹۷
CHINA	-۱.۱۶	۱.۱۱	-۶.۱۳	*-۳.۴۷	-۱.۶۶	-۸.۳۵
ECUADOR	-۲.۱۳	۱.۴۴	-۵.۳۳	-۳.۰۳	-۲.۵۱	-۸.۸۳
EMERGING ASIA	-۲.۹۶	۱.۵۳	-۵.۶۴	-۲.۸۰	-۱.۳۹	-۸.۲۲
EURO	-۳.۰۶	۰.۹۱	-۶.۱۶	-۲.۹۱	-۱.۶۲	-۷.۹۷
GCC	-۱.۴۲	۱.۴۸	-۵.۵۷	-۲.۶۲	-۰.۹۴	-۸.۴۲
INDONESIA	-۱.۳۶	۱.۰۲	-۵.۸۷	-۲.۸۳	-۱.۱۵	-۷.۷۹
INDIA	-۱.۸۲	۱.۲۰	-۶.۴۶	-۲.۸۸	-۱.۷۷	-۸.۰۱
IRAN	-۲.۹۶	۱.۰۰	-۵.۹۳	-۲.۷۳	-۱.۴۴	-۷.۷۸
JAPAN	-۲.۶۸	۰.۹۸	-۵.۶۹	-۲.۸۲	-۱.۲۲	-۸.۲۰
LATIN AMERICA	-۲.۰۹	۱.۲۸	-۵.۲۰	-۲.۸۵	-۱.۰۵	-۹.۰۹
LIBYA	-۱.۵۰	۱.۴۳	-۵.۳۱	-۲.۸۱	-۰.۵۶	-۸.۰۲
MENA	-۳.۱۳	۱.۱۷	-۲۶-۶	*-۳.۳۳	-۲.۰۴	-۱۰.۴۷
MEXICO	-۱.۴۱	۱.۴۹	-۴.۸۶	-۲.۷۷	-۱.۱۳	-۸.۸۲
NIGERIA	-۱.۹۷	۱.۴۰	-۵.۴۲	*-۳.۲۷	-۲.۲۸	-۸.۶۰
NORWAY	-۱.۷۹	۱.۱۵	-۵.۴۰	-۲.۹۶	-۰.۴۱	-۷.۳۰
REST OF THE WORLD	-۱.۵۴	۱.۳۰	-۵.۲۱	-۲.۷۳	-۱.۰۱	-۷.۸۷
UNITED KINGDOM	-۱.۶۸	۱.۴۷	-۵.۶۴	*-۳.۲۷	-۰.۴	-۸.۱۷
UNITED STATES	-۲.۷۹	۱.۵۱	-۶.۳۰	-۲.۲۹	-۱.۴۲	-۶.۸۰
VENEZUELA	-۱.۸۹	۱.۴۵	-۵.۳۰	-۳.۲۲	-۲.۳۱	-۸.۷۳

* نشان‌دهنده سطح معنی‌داری ۵ درصد است.

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

جدول ۱-۳- آزمون ریشه واحد در سطح و تفاضل مرتبه اول برای متغیرهای خارجی (قیمت نفت و تولید نفت)

متغیرهای جهانی	با عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ و بدون روند	تفاضل مرتبه اول متغیر
آماره	WS	WS	WS
مقادیر بحرانی	-۳.۲۴	-۲.۵۵	-۲.۵۵
قیمت نفت (prioil)	-۱.۶۴	-۱.۵۷	-۶.۵۲
تولید نفت (pruoil)	۰.۷۶	۰.۸۴	-۲.۸۱

منبع: یافته‌های تحقیق

پیوست ۲. مرتبه وقفه مدل‌های $\mathrm{VARX}^*(s_i,s_i^*)$ هر یک از کشورها به همراه تعداد روابط هم انباشته آن‌ها

جدول ۲-۱- مرتبه وقفه مدل‌های $\mathrm{VARX}^*(s_i,s_i^*)$ هر کشور و تعداد روابط هم انباشته آن‌ها

کشور/ منطقه	مرتبه $\mathrm{VARX}^*(s_i,s_i^*)$		تعداد بردار هم انباشته
	s_i	s_i^*	r_i
ALGERIA	۲	۲	۳
CANADA	۱	۲	۳
CHINA	۱	۱	۲
ECUADOR	۲	۲	۱
EMERGING ASIA	۲	۲	۳
EURO	۲	۱	۲
GCC	۲	۱	۳
INDONESIA	۲	۱	۳
INDIA	۱	۱	۲
IRAN	۲	۱	۱
JAPAN	۲	۲	۳
LATIN AMERICA	۲	۲	۱
LIBYA	۲	۲	۲
MENA	۲	۲	۱
MEXICO	۱	۲	۲
NIGERIA	۲	۱	۲
NORWAY	۲	۱	۲
REST OF THE WORLD	۲	۲	۱
UNITED KINGDOM	۲	۲	۲
UNITED STATES	۲	۱	۲
VENEZUELA	۲	۲	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

پیوست ۳. آزمون برون‌زای ضعیف متغیرهای خارجی و جهانی

کشور	F test	مقادیر بحرانی	rgdps	dps	exs	rshorts	rlongs	prioil	pruoil
ALGERIA	F(۳,۱۲۳)	۲.۶۸	۱.۸۴	۰.۷۶		۰.۱۷	۰.۲۶	۰.۵۶	۰.۶۰
CANADA	F(۳,۱۲۲)	۲.۶۸	۵.۳۹*	۱.۴۳		۲.۴۷	۰.۳۰	۰.۱۴	۱.۱۹
HINA	F(۲,۱۲۰)	۳.۰۷	۰.۱۵	۱.۵۴		۰.۹۵	۳.۱۳*	۰.۹۵	۰.۹۷
ECUADOR	F(۱,۱۲۳)	۳.۹۲	۰.۱۱	۰.۸۱		۱.۷۸	۰.۱۸	۰.۰۳	۲.۰۷
EMERGING ASIA	F(۳,۱۲۲)	۲.۶۸	۲.۴۶	۱.۳۹		۱.۷۰	۲.۱۵	۱.۰۱	۰.۹۲
EURO	F(۲,۱۲۳)	۳.۰۷	۰.۱۲	۱.۲۹		۰.۱۷	۴.۰۲*	۰.۶۱	۱.۵۳
GCC	F(۳,۱۲۹)	۲.۶۷	۰.۰۶	۲.۱۶		۱.۲۹	۲.۶۷	۱.۰۳	–
INDONESIA	F(۳,۱۲۳)	۲.۶۸	۰.۸۴	۰.۶۷		۰.۱۵	۱.۵۹	۰.۲۸	۰.۸۸
INDIA	F(۲,۱۳۰)	۳.۰۷	۰.۳۱	۰.۰۱		۰.۴۲	۰.۴۹	۰.۴۸	۰.۳۰
IRAN	F(۱,۱۲۴)	۳.۹۲	۰.۳۳	۰.۲۲		۰.۷۱	۰.۰۰	۱.۰۵	۰.۸۵
JAPAN	F(۳,۱۲۹)	۲.۶۷	۲.۲۳	۱.۴۶		۰.۱۱	۱.۱۳	۱.۳۴	۱.۳۲
LATIN AMERICA	F(۱,۱۲۵)	۳.۹۲	۱.۹۶	۰.۷۲		۳.۶۹	۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۱۴
LIBYA	F(۲,۱۳۱)	۳.۰۷	۱.۲۰	۱.۴۴		۰.۶۱	۰.۱۶	۰.۱۱	۱.۴۷
MENA	F(۱,۱۱۹)	۳.۹۲	۰.۱۸	۰.۷۳		۰.۳۵	۰.۰۷	۱.۲۶	۰.۰۶
MEXICO	F(۲,۱۳۱)	۳.۰۷	۲.۰۲	۰.۲۱		۰.۵۲	۰.۲۱	۰.۸۸	۰.۴۷
NIGERIA	F(۲,۱۱۸)	۳.۰۷	۰.۷۶	۰.۹۹		۱.۷۴	۲.۱۶	۱.۱۶	۱.۲۴
NORWAY	F(۲,۱۳۰)	۳.۰۷	۳.۰۰	۰.۹۱		۰.۲۵	۱.۹۶	۰.۲۳	۱.۰۱
REST OF THE WORLD	F(۱,۱۳۱)	۳.۹۱	۳.۰۳	۰.۰۰		۲.۳۰	۰.۱۰	۱.۷۹	۲.۵۸
UNITED KINGDOM	F(۲,۱۲۳)	۳.۰۷	۱.۱۷	۰.۴۱		۰.۲۵	۲.۸۵	۱.۸۹	۱.۲۳
UNITED STATES	F(۲,۱۳۱)	۳.۰۷	۱.۳۶	۰.۹۴	۰.۱۴	۰.۲۲	–	–	۳.۴۰*
VENEZUELA	F(۱,۱۲۵)	۳.۹۲	۱.۹۱	۰.۳۸		۲.۲۴	۱.۱۲	۰.۷۱	۰.۱۴

* نشان‌دهنده سطح معنی‌داری ۵ درصد است.

منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

پیوست ۴. آزمون‌های شکست ساختاری

جدول ۴-۱- تعداد رد شدن فرضیه صفر ثابت بودن پارامتر هر متغیر در میان مدل‌های خاص هر کشور در سطح ۵٪ معنی‌داری

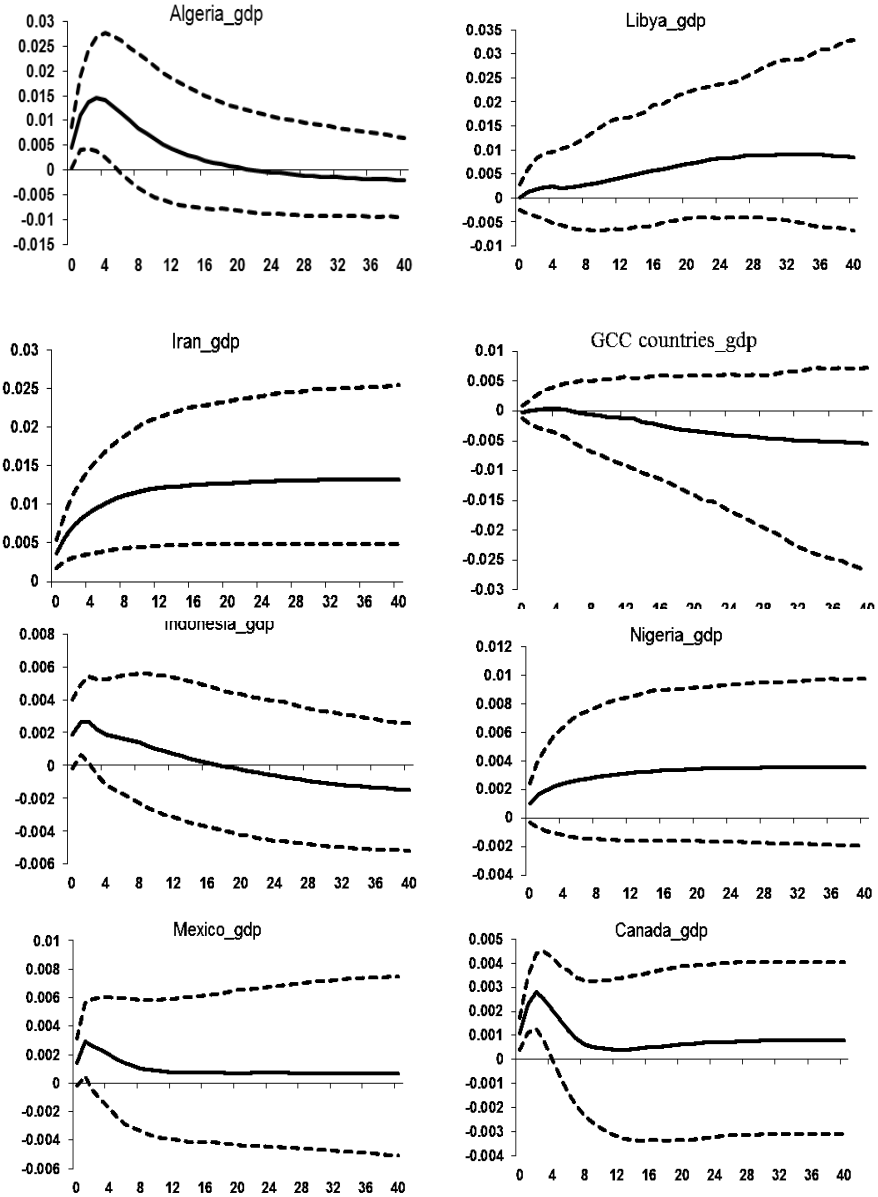
آزمون	rgdp	dp	ex	rshort	rlong	Total
PK_{sup}	۰	۳	۰	۱	۰	۴ (۰.۰۴)
PK_{msq}	۰	۳	۰	۱	۰	۴ (۰.۰۴)
NY	۲	۴	۳	۲	۵	۱۶ (۰.۱۷)
NY-Robust	۱	۴	۱	۲	۲	۱۰ (۰.۱۰)
QLR	۸	۳	۴	۲	۰	۱۷ (۰.۱۷.۷)
Robust-QLR	۵	۵	۲	۰	۱	۱۳ (۰.۱۳.۵)
MW	۶	۴	۳	۴	۲	۱۹ (۰.۲۰)
Robust-MW	۵	۵	۰	۲	۲	۱۴ (۰.۱۴.۶)
APW	۷	۴	۴	۳	۱	۱۷ (۰.۱۷.۷)
Robust-APW	۴	۳	۲	۳	۰	۱۲ (۰.۱۲.۵)

کلیه آزمون‌ها در سطح ۵٪ معنی‌داری انجام شده‌اند. عدد داخل پرانتزها بیانگر درصد رد شدن فرضیه صفر است.

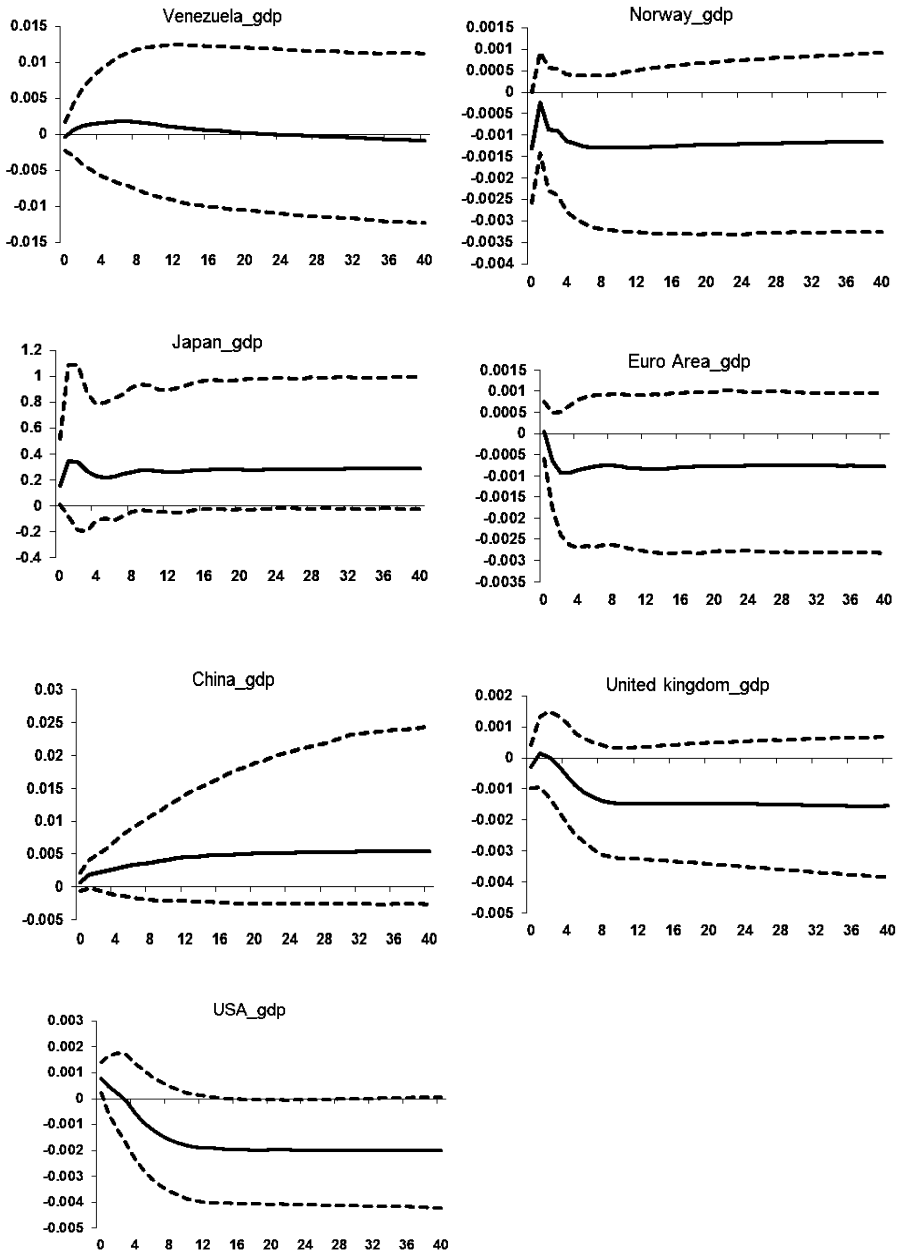
منبع: یافته‌های تحقیق

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

پیوست ۵. توابع ضربه- واکنش تعمیم‌یافته متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی و نرخ تورم

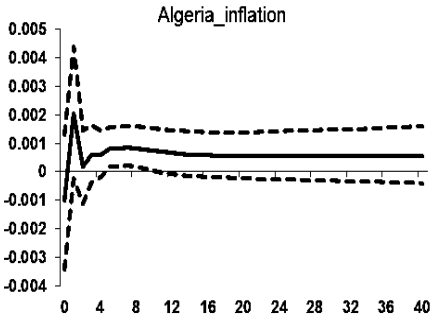


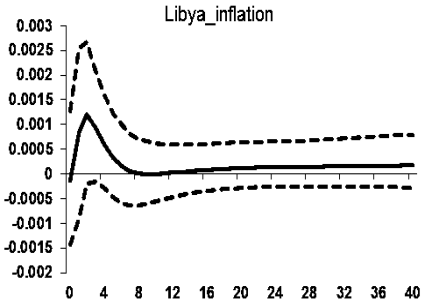
[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

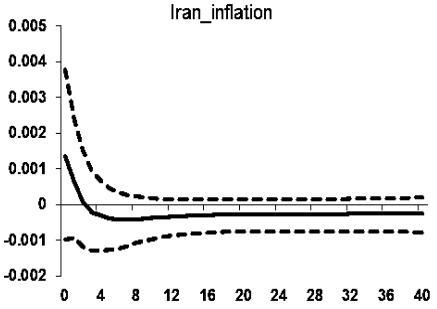


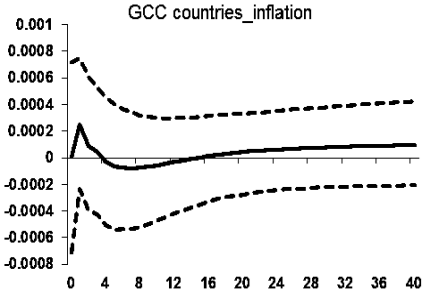
شکل ۵-۱- توابع ضربه- واکنش تعمیم‌یافته تولید ناخالص داخلی واقعی کشورهای منتخب نسبت به یک شوک مثبت قیمت نفت

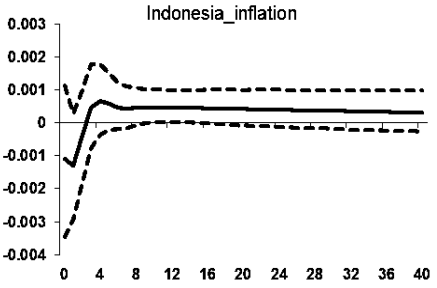
[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

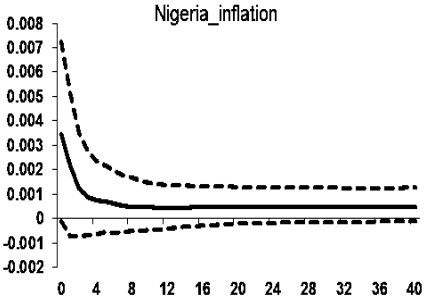


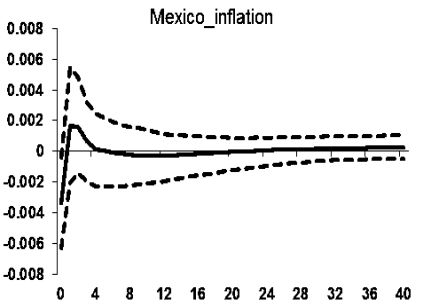


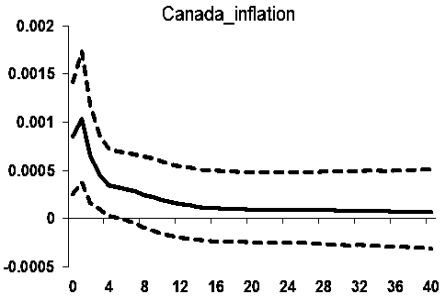




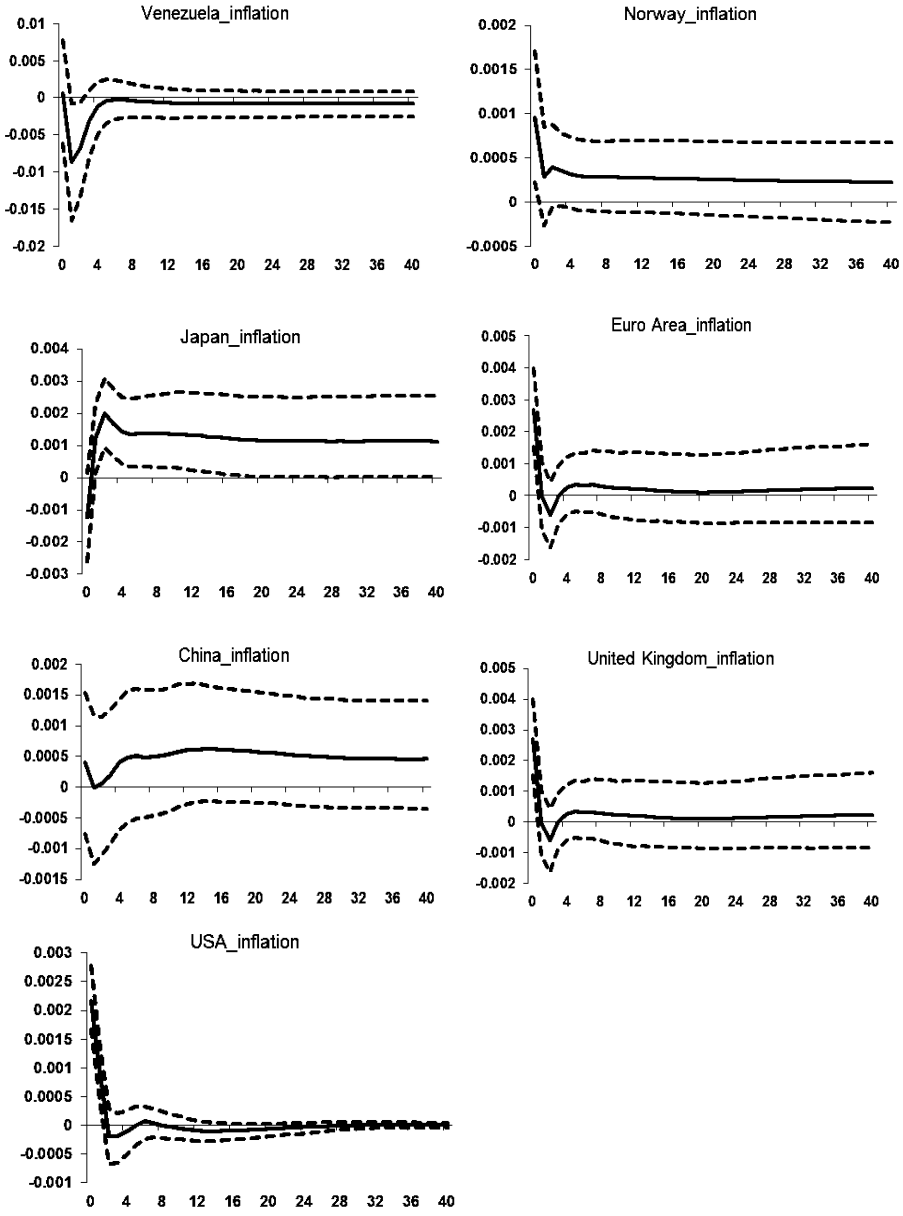








[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]



شکل ۵-۲- توابع ضربه- واکنش تعمیم‌یافته نرخ تورم کشورهای منتخب نسبت به یک شوک مثبت قیمت نفت

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

منابع

امامی، کریم؛ شهریاری، سمانه و دربانی، سمن (۱۳۹۰). "اثر شوک‌های نفتی بر رشد اقتصادی برخی کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت". فصلنامه علوم اقتصادی، سال پنجم، شماره ۱۶، ص ۶۲-۲۷.

دمیری، فاطمه؛ اسلاملوییان، کریم؛ هادیان، ابراهیم و اکبریان، رضا (۱۳۹۶). "تأثیر تکانه نفتی بر تراز تجاری و متغیرهای کلان اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". فصلنامه مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران، سال ششم، شماره ۲۳، ص ۶۰-۳۵.

شریفی رنانی، حسین؛ آخوندی، نادر؛ هنرور، نغمه و توکل نیا، محمدرضا (۱۳۹۳). "تحلیل تصحیح خطای برداری ساختاری از تأثیرات شوک‌های نفتی بر شاخص‌های کلان اقتصادی در ایران". فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۱۶، ص ۱۰۲-۷۵.

حاج امینی، مهدی (۱۳۹۷). "تحلیل نقش شرکای وارداتی در آسیب‌پذیری تورمی اقتصاد ایران: ارزیابی بر اساس یک مدل تصحیح خطای برداری جهانی (GVECM)". فصلنامه مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران، سال هفتم، شماره ۲۵، ص ۱۵۴-۱۳۱.

خیابانی، ناصر و امیری، حسین (۱۳۹۱). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی اقتصاد باز جهت بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی". فصلنامه اقتصاد مقداری، دوره ۹، شماره ۳، ص ۵۹-۲۵.

صامتی، مجید؛ تیموری، بهاره؛ شجری، هوشنگ و سامتی، مرتضی (۱۳۹۰). "بررسی اثرات پویای تکانه‌های اقتصادی در قالب الگوی اقتصادسنجی بلندمدت ساختاری ایران در بستر جهانی". مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۴۶، شماره ۲، ص ۱۳۰-۱۰۳.

عرفانی علیرضا، چرم گر اکرم. "بررسی تأثیر نااطمینانی قیمت نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران: روش گارچ چندمتغیره با تصریح BEKK". فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی. ۱۳۹۳; ۱۰ (۴۰): ۱۲۹-۱۴۷.

نجفی، ایمان؛ مقدسی، رضا و زراعت کیش، سید یعقوب (۱۳۹۵). "بررسی عوامل مؤثر بر قیمت‌های صادراتی کشورهای عمده صادرکننده پسته با استفاده از الگوی خود

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

رگرسیون برداری جهانی". تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۸، شماره ۳، ص ۲۱۶-۱۹۳.

Allegret, Jean-Pierre., Mignon, Valérie., Sallenave, Audrey., (2015), Oil price shocks and global imbalances: Lessons from a model with trade and financial interdependencies, 49, 232–247.

BP Statistical Review of World Energy, 2017.

Cashin, Paul., Mohaddes, Kamiar., Raissi, Maziar., Raissi, Mehdi., (2014), The differential effects of oil demand and supply shocks on the global economy, *Energy Economics*, 44, 113-134.

Dees, Stephane., Holly, Sean., Pesaran, M. Hashem., Smith, L. Vanessa., (2007), Long Run Macroeconomic Relations in the Global Economy. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 1, 1-58.

Dées, Stéphane., di Mauro, Filippo., Pesaran, M. Hashem., Smith, L. Vanessa., (2005), Exploring the international linkages of the EURO area: A Global VAR analysis, European Central Bank working paper series, No 568.

di Mauro, Filippo., Pesaran, M. Hashem., (2013), *The GVAR handbook*, OXFORD University Press.

Garratt, Anthony., Lee, Kevin., Pesaran, M. Hashem., Shin, Yongcheol., (2006), Global and National Macroeconometric Modeling: A Long-Run Structural Approach, OXFORD University Press.

Koukouritakis, M., Papadopoulos, A., Yannopoulos, A., (2015), Linkages between the Eurozone and the South-Eastern European countries: A global VAR analysis, *Economic Modelling*, Vol 48, pp 129–154.

Milcheva, S., (2013), Cross-country effects of regulatory capital arbitrage, *Journal of Banking & Finance*, Vol 37, pp 5329–5345.

OECD Factbook., (2015-2016), Economic, Environmental and Social Statistics.

Pesaran, M. Hashem., Schuermann, Til., Weiner, Scott., (2004), Modeling Regional Interdependencies using a Global Error-Correcting Macroeconometric Model, Center for Financial Institutions Working Papers 01-38, Wharton School Center for Financial Institutions, University of Pennsylvania.

Smith, L. Vanessa., Galesi, Alessandro., (2014), GVAR Toolbox 2.0 User Guide.

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]

Impacts of Oil Price Shocks on Macroeconomic Variables of Oil Exporting and Importing Countries: A Global VAR Approach

Teymour Mohammadi
Associate Professor in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Iran, atmahamadi@gmail.com

Abdolrasool Ghasemi
Associate Professor in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Iran, ghasemi.a@hotmail.com

Morteza khorsandi
Assistant Professor in Economics, Faculty of Economics, Allameh Tabataba'i University, Iran, mkhorsandi57@yahoo.com

Sabah bagheri[1]
Ph.D Student of Energy Economics, Allameh Tabataba'i University, Iran, sabahbagheri67@yahoo.com
Received: 2018/02/10 Accepted: 2019/06/12

Abstract

This paper investigates the effects of oil price shocks on real GDP and inflation in selected oil exporting and importing countries using the Global VAR approach. We have used the data for 47 countries over the 38 years from 1979 to 2015 in this research. We have grouped the countries into 21 regions. Our results indicate that firstly that the impact of shocks on the real GDP of oil-exporting countries varies, depending on the volume of proven oil reserves and the ratio of reserves to oil production. For those oil-exporting countries that have a higher ratio of reserves to oil production, the effect of rising oil prices on their gross domestic product has been stronger, due to their greater ability to increase production in response to rising prices. Secondly, those oil-importing countries that have been major trading partners of oil-exporting countries are less affected by the shock of rising oil prices. Thirdly, the inflationary impact of rising oil prices has been relatively strong in oil-importing countries, but the persistence of these effects has varied depending on choice of monetary policy and flexibility of labor markets. On the other hand, inflationary impact of rising oil prices in oil-exporting countries has been negligible or even negative, possibly due to the appreciation of the exchange rates of these countries.

JEL Classification: C32, C51, E17, O53, Q43

Keywords: shock of rising oil price, trade weights, global variables, Global VAR

1. Corresponding Author

[Downloaded from iiesj.ir on 2026-11-26]