نشریه علمی پژوهشهای اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)
مقاله پژوهشی/ سال بیست و پنجم، شماره اول، بهار ۱۴۰۴، صص: ۱۳۹-۱۵۸

بررسی تأثیر قیمت نفت، فلزات و مواد اولیهٔ کشاورزی در بازار جهانی بر اقتصاد ایران با استفاده از مدل GVAR*

سیمین اکبری دهباغی[۱]
سید عزیز آرمن[۲]
عبدالمجید آهنگری[۳]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۱/۷ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۲/۱۹

چکیده

در دهه‌های اخیر، تحولات ساختاریِ اقتصاد جهانی، سبب وابستگی هرچه بیشتر اقتصادها و تأثیرپذیری آن‌ها از یکدیگر شده است. همکاری‌های اقتصادی می‌تواند با گسترش مبادلات تجاری، منجر به افزایش صرفه‌های ناشی از مقیاس، انتقال تکنولوژی و درنتیجه، بهبود رفاه اقتصادی شود. یکی از برجسته‌ترین ویژگی‌های چرخه‌های تولید و تجارت در کشورها، الگوهای حرکت هم‌زمان تولید، تورم، نرخ بهره و قیمت دارایی‌های واقعی است. در همین راستا، تأثیر شوک‌های متغیرهای جهانی در قیمت‌های جهانی نفت، فلزات و مواد خام کشاورزی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران ازجمله: نرخ واقعی ارز، تورم، نرخ بهره و تولید واقعی در قالب یک مدل جهانی، مورد بررسی قرار گرفته است. در پژوهش حاضر، مدل‌سازی جهانی اقتصاد ایران با استفاده از داده‌های فصلی اقتصاد ایران و شرکای تجاری آن از جمله: چین، هند، روسیه، کره جنوبی، ترکیه و اتحادیه اروپا (اتریش، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا و هلند) از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۲ و مدل خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR) انجام شده است. نتایج، حاکی از تأثیرات تورمی تکانه‌های مثبت در متغیرهای جهانی و خارجی بر تورم ایران و کاهش نرخ واقعی ارز است. تنها تکانه‌های قیمت فلزات اساسی بر تولید واقعی، تأثیر مثبت و معناداری داشت، درحالی که برای سایر متغیرها، تأثیر معنی‌داری مشاهده نشد. درنهایت، مشخص شد که سیاست‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، فراتر از درآمدهای ارزی افزایش یافته است و درنتیجه، افزایش قیمت جهانی نامتقارن بود، که افزایش درآمدهای نفتی، منجر به سیاست کنترل تورم شد، درحالی‌که افزایش سایر درآمدها، منجر به سیاست توسعهٔ رشد اقتصادی گردید.

واژگان کلیدی: مدل GVAR، شوک‌های جهانی، رشد اقتصادی
طبقه‌بندی JEL: E42, E44, E65, E31, E52, F42, F47

۱-* این مقاله بخشی از رسالهٔ دکتری سیمین اکبری دهباغی، استادیار، گروه مدیریت بازرگانی، واحد صحنه، دانشگاه آزاد اسلامی، صحنه، ایران (شماره تلفن: ۰۹۱۸۸۳۲۱۹۰۱) می‌باشد (نویسندهٔ مسئول). Simin.akbari59@iau.ac.ir، simin.akbari1980@gmail.com

۲. استاد، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
saarman2@yahoo.com

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکدهٔ اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
a_m_ahangari@yahoo.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

۱. مقدمه

گستردگی روابط متقابل اقتصاد جهانی در پی از بین بردن موانع تجاری کشورها به‌دلیل توافقات تجاری چندجانبه، منجر به تسریع انتقال شوک‌ها در سراسر جهان شده است.

کورهونن و لدیاوا (۲۰۱۰)[1]، دریافتند که شوک‌های قیمت نفت، تأثیر مثبت و قوی بر رشد تولید ناخالص داخلی در یک کشور صادرکننده نفت دارد. همچنین کشورهایی که تجارت بیشتری با کشورهای تولیدکننده نفت دارند، درآمد غیرمستقیم بیشتری از طریق کانال‌های تقاضای کشورهای تولیدکننده نفت دارند. همچنین ممکن است که تأثیرات شوک‌های قیمتی بسته به تأثیرات غیرمستقیم آن بر متغیرهای سیاسی داخلی، نقش‌های دیگری نیز داشته باشد. به‌عنوان مثال، سیاست‌های ثبات داخلی برای مقابله با چنین شوک‌هایی تدوین شده است. به‌ویژه، سیاست پولی می‌تواند در سطح پایینی نگه‌داشته شود و نرخ تورم را تثبیت کند (میشکین و اشمیت-هبل، ۲۰۰۷)[2].

بنابراین، بررسی اثرات شوک‌های مالی داخلی (به‌عنوان مثال، شوک‌های نرخ بهره)، می‌تواند مفید باشد، زیرا تغییر در ماهیت شوک‌های قیمتی، می‌تواند متضمن استراتژی اتخاذ شده توسط بانک مرکزی برای تعدیل نرخ بهره کوتاه‌مدت خود در پاسخ به شوک‌های جهانی، به‌عنوان مثال در قیمت‌ها، باشد. علاوه بر این، این تأثیرات برای تحقق توسعه سیاست‌های مناسب در اقتصادهایی که از طریق کانال‌های تجاری به هم مرتبط‌اند، مهم هستند.

سایبو و اولادجی (۲۰۰۸)[3]، نشان دادند که آزادسازی تجارت باید با دقت بیشتری در نیجریه انجام شود، زیرا اقتصاد نیجریه آنقدر ضعیف است که نمی‌تواند یکپارچگی اقتصادی عظیم را تحمل کند. پیشنهاد شد که درک اثرات شوک‌های قیمتی جهانی و شوک‌های مالی، مستلزم تحقق روابط تجاری است و اتخاذ روش‌های مناسب برای تلفیق این روابط، ضروری می‌باشد.

اگرچه تعدادی از مطالعات، شوک‌های قیمت نفت را با فرض روابط متقابل کشورها بررسی کردند (کاشین و همکاران، ۲۰۱۴؛ محدث و پسران، ۲۰۱۶)[4]، اما مطالعه‌ای در مورد تأثیر شوک‌های قیمت نفت بر اقتصاد ایران با فرض روابط متقابل ایران با شرکای تجاری خود انجام نشده است. علاوه بر این، تعداد زیادی از مطالعات، اثرات شوک‌های قیمت نفت را بررسی کردند (فلمینگ، ۱۹۸۲؛ بالک و همکاران، ۲۰۰۲؛ چن و همکاران،۲۰۱۶ ؛ دهقان منشادی و همکاران، ۱۳۹۹)[5]، اما تأثیر قیمت سایر کالاها بر اقتصاد ایران و سایر کشورها بررسی نشده است.

ازاین‌رو، در پژوهش حاضر، اثرات شوک‌های قیمت نفت، فلزات و مواد خام کشاورزی در بازار جهانی بر اقتصاد داخلی ایران بررسی می‌شود. مدل خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR) پسران

1. Korhonen and Ledyaeva (2010)
2. Mishkin and Schmidt-Hebbel (2007)
3. Oladeji (2008)
4. Cashin et al. (2014); Mohaddes and Pesaran (2016)
5. Flemming (1982); Balke et al. (2002); Chen et al.(2016)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

و همکاران (۲۰۰۴)[1] برای مدل‌سازی جهانی اقتصاد ایران و شرکای تجاری‌اش، به منظور درک تأثیر شوک‌ها در متغیرهای جهانی از جمله: قیمت نفت، فلزات و مواد خام کشاورزی بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله: نرخ ارز واقعی، تورم، نرخ بهره و تولید واقعی، در ایران اتخاذ شده است.

ادامهٔ مقاله، به شرح ذیل سازماندهی شده است: بخش دوم، مروری بر ادبیات موضوع دارد. بخش سوم، روش‌شناسی در مدل‌سازی جهانی اقتصاد ایران را تشریح می‌کند. بخش چهارم، نتایج را مورد بحث قرار می‌دهد و بخش پنجم به‌عنوان قسمت پایانی کار، به جمع بندی اختصاص دارد.

۲. مبانی نظری

GVAR به‌عنوان یک روش قوی توسط پسران و همکاران (۲۰۰۴)، برای تجزیه و تحلیل سیستم‌های پیچیده و چند بعدی در یک مدل بسته، معرفی شد. اگرچه آنها تنها افرادی نبودند که یک تکنیک تحلیل جهانی را از طریق یک چهارچوب بزرگ اقتصاد کلان جهانی، توسعه دادند؛ اما توانایی آنها در برخورد اصولی با پیچیدگی‌های مدل جهانی، مزیت مدل آنان نسبت به مدل‌های جایگزین است.

دیس و همکاران (۲۰۰۷)[2]، کار قبلی خود را به‌روز نمودند و از تکنیک های GVAR برای اهداف تحلیل اقتصاد کلان استفاده کردند. با گسترش حجم نمونه از ۲۶ به ۳۳ کشور، هدف آنها شناسایی کانال‌های انتقال شوک‌های اقتصادی و مالی خاص با تمرکز بر واکنش‌های منطقه یورو بود. نتایج نشان داد که شوک‌های مالی، با سرعت بیشتری گسترش پیدا کرده و با نرخ بالاتری نسبت به شوک‌های کلان افزایش یافته‌اند. آنها به این نتیجه رسیدند که ارزش سهام و قیمت نفت ایالات متحده، تأثیرات شدیدی بر نرخ بازده یورو، تورم و نرخ بهره داشته است، درحالی‌که شوک‌های نرخ بهره ایالات متحده، تأثیری بر متغیرهای منطقه یورو نداشته است.

برای شناسایی سهم شوک‌ها در قیمت‌های نسبی و عوامل ساختاری بر نرخ تورم جهانی، اندرتون و همکاران (۲۰۱۰)[3]، مدل GVAR از اقتصاد جهانی را توسعه دادند. آن‌ها شوک‌های جهانی در قیمت‌های مواد غذایی و نفت را شبیه‌سازی، و پاسخ‌ها را در یک افق زمانی دو ساله با کنترل تورم نقطه‌ای و کل، تولید صنعتی، نرخ بهره کوتاه‌مدت و نرخ ارز اسمی مؤثر برآورد کردند. با تمرکز بر ایالات متحده و منطقه یورو، شوک‌های قیمت نفت، تأثیرات کوتاه‌مدت قابل‌توجهی بر نرخ تورم کل دارند. با این حال، هیچ اثر قابل‌توجهی بر نرخ کل اصلی یافت نشد. علاوه بر این، به‌دلیل شوک‌های قیمت نفت، تولیدات صنعتی به‌طور قابل‌توجهی در منطقه یورو و ایالات متحده کاهش یافت.

گورارا و نکیوب (۲۰۱۳)[4]، از یک مدل GVAR برای ۴۶ کشور آفریقایی و ۳۰ کشور خارجی استفاده کردند که ۹۰ درصد از تولید ناخالص داخلی جهانی (GDP) را به خود اختصاص داده‌اند، تا اثرات سرریز رشد منطقه یورو و اعضای BRIC را بررسی کنند. نتایج پاسخ آنی مدل GVAR نشان

1. Pesaran et al. (2004)
2. Dees et al. (2007)
3. Anderton et al. (2010)
4. Gurara and Ncube (2013)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

داد که سرریزهای رشد منطقه یورو و اعضای BRIC، تأثیرات قابل توجهی بر اقتصادهای آفریقا داشته است. اثرات سرریز با ویژگی‌های اقتصاد کشورها متفاوت است. همچنین شوک‌های رشد منفی به دلیل ماهیت چنین اقتصادهایی، تأثیرات بزرگ‌تری بر کشورهای ضعیف و کشورهای صادرکننده نفت نسبت به سایر کشورهای آفریقایی دارند.

کشین و همکاران (۲۰۱۴)[1]، از چهارچوب GVAR برای شناسایی شوک‌های تقاضا و عرضه برای قیمت نفت در نمونه‌ای از ۳۸ کشور استفاده کردند. آنها دریافتند که مقادیر و کانال‌های انتقال شوک قیمت نفت در سمت عرضه به طور قابل‌توجهی با سمت تقاضا متفاوت است. آنها متغیرهای واقعی اقتصادی و مالی را برای ردیابی اثرات شوک‌های نفتی در کشورها ادغام کردند. نتایج نشان داد که واکنش‌های تکانه‌ای به تولید و تورم، بسته به اینکه کشوری نفت وارد یا صادر می‌کند، متفاوت است. کشورهای واردکننده، در حالی که افزایش تولید خود را صادر می‌کنند، پس از شوک قیمت نفت در سمت عرضه، کاهش تولید را تجربه می‌کنند. از سوی دیگر، افزایش قیمت نفت از طرف تقاضا باعث افزایش نرخ تورم در بلندمدت و افزایش تولید در کوتاه‌مدت برای تقریباً همه کشورها شد.

با تمرکز بر کانال‌های تجاری و قیمت کالاها، لودویک و ریبیلارد (۲۰۱۵)[2] از نمونهٔ ۳۶ کشور و تکنیک GVAR برای ارزیابی اثرات کاهش رشد اقتصادی در چین بر سایر کشورها استفاده کردند. آنها به طور جداگانه، بازارهای فلز و نفت را مدل‌سازی کردند تا اختلافات در تفاوت الگوهای مصرف نهایی و شدت مصرف در چین را در نظر بگیرند و سه کانال انتقال صادرات واقعی، اثرات درآمد (در رابطه با قیمت کالاها) و سرمایه‌گذاری (کاهش قیمت تولید، انگیزه سرمایه‌گذاری در بخش‌های معدن و انرژی را افزایش می‌دهد) را برای صادرکنندگان خالص شناسایی کنند. تخمین زده شد که ۷/۵ درصد از رشد انباشته چین پس از پنج سال به اقتصادهای نوظهور، به‌ویژه کشورهای جنوب شرقی آسیا و مناطق صادراتی مانند آمریکای لاتین، آسیب جدی وارد می‌کند. اقتصادهای پیشرفته تأثیرات کمتری خواهند داشت و شکاف رشد بین اقتصادهای نوظهور و پیشرفته به میزان قابل‌توجهی کاهش خواهد یافت.

نگوین و همکاران (۲۰۱۷)[3]، همگرایی تورم در کشورهای آفریقای شرقی (EACs) و نتایج آن برای ایجاد یک اتحادیه پولی در منطقه را مورد بحث قرار دادند. آنها از GVAR برای بررسی وجود رفتار بازگرداننده نرخ تورم و علل همگرایی (یا واگرایی) در تورم استفاده کردند. نتایج حمایت گسترده از همگرایی تورم در EACs در دوره پس از معاهده را نشان داد. آزمایش‌های ریشه واحد پانل، نشان داد که تفاوت‌های تورم در پنج EAC ثابت نیست، که نشان‌دهندهٔ نرخ‌های تورم همگرا در این کشورها است. چنین همگرایی نرخ تورم را می‌توان بر اساس نتایج مدل GVAR با شباهت در ماهیت اقتصادی شوک‌ها و مشارکت بیشتر عوامل خارجی نسبت به عوامل داخلی در تغییرات تورم توضیح داد.

1. Cashin et al. (2014)
2. Ludovic and Rebillard (2015)
3. Nguyen et al. (2017)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

وی و لاهیری (۲۰۱۹)[1]، اثرات قیمت کالا و شوک‌های پولی را در منطقه توافقنامه تجارت آزاد آمریکای شمالی (NAFTA) با استفاده از مدل GVAR مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد که شوک در قیمت کالاها، از جمله نفت و فلزات، تأثیر بیشتری بر اقتصاد واقعی پس از نفتا داشته است. قیمت فلزات تأثیر کمی بالاتر از قیمت نفت بر تولید داشت. همچنین، سیاست‌های پولی ایالات متحده که در شوک‌های نرخ بهره کوتاه‌مدت منعکس شده بود، تأثیر کمتری در دوره پس از نفتا داشت. به‌طورکلی، شوک‌های قیمت جهانی و کالاها تأثیرات بیشتری نسبت به شوک‌های پولی داخلی در منطقه در دوره پس از NAFTA داشتند.

بررسی متون، حاکی از آن است که هیچ مطالعه‌ای در مورد تأثیر فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران، انجام نشده است. ادبیات موضوع، فقط شامل مطالعاتی بود که از GVAR استفاده کرده‌اند.

۳. رویکرد VAR جهانی (GVAR)

به‌تازگی مدل‌های فاکتور مشاهده نشده[2] با شمار زیادی از متغیرهای اقتصاد کلان، با کار استوک و واتسون (۲۰۰۲)، محبوبیت کسب کرده است. یک کار مرتبط با مدل‌های فاکتور دینامیک نیز توسط فورنی و رایشلین[3] (۱۹۹۸) و فورنی و همکاران[4] (۲۰۰۳)، توسعه داده شده است. این مدل‌های فاکتور که با استفاده از مؤلفه‌های اصلی برآورد می‌شوند، به‌طورکلی با مجموعه کوچکی از ضرایب برای جمع‌بندی مقدار تجربی شمار زیادی از متغیرها مورد استفاده قرار گرفته است. هرچند مدل‌های فاکتور مشاهده نشده، کاربردهای مهمی در پیش بینی دارند، اما تعیین ضرایب، اغلب مشکل است، خصوصاً زمانی که قرار است تفسیری اقتصادی از آنها وجود داشته باشد.

اخیراً برنانکه، بواوین و الیاسز[5] (۲۰۰۵)، اتورگرسیون‌های بردار فاکتور افزوده شده[6] ($FAVAR$) را برای اندازه‌گیری اثرات سیاست پولی در ایالات متحده بررسی کردند که در آن، فاکتورها نوعاً به وسیله میانگین تحلیل مؤلفه‌های اصلی[7] برآورد می‌شود. درحالی‌که $FAVAR$ می‌تواند به صورت رویکردی جایگزین برای مدل‌سازی $VARX^*$ کشورهای مختلف لحاظ شود، شمار ضرایب برآورد شده مورد استفاده قرار گرفته در رویکرد قبلی برای کشورهای مختلف، متفاوت است و روشن نیست که در آرایش جهانی چگونه به هم مرتبط می‌شوند. مضافاً، آزمایشات مونته کارلو که توسط کاپتانیوس و پسران[8] (۲۰۰۵)، گزارش شده، نشان می‌دهد که برآوردکننده‌های تأثیرات همبستگی مشترک که از

1. Wei and Lahiri (2019)
2. Unobserved factor models
3. Forni and Reichlin (1998)
4. Forni et al. (2003)
5. Bernanke, Boivin and Eliasz (2005)
6. factor augmented vector autoregressions (FAVAR)
7. principal components analysis
8. Kapetanios and Pesaran (2005)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]
[DOI: 10.22034/25.1.139]

میانگین‌های مقطعی استفاده می‌کند (متغیرهای ستاره‌دار در مدل $VARX^*$) بسیار بهتر از برآوردکننده‌های متناظر مبتنی بر مؤلفه‌های اصلی عمل می‌کند.

از این گذشته، استفاده‌های جدید از رویکرد $FAVAR$ در اقتصاد بریتانیا توسط لاگانا و ماونتفورد[1] (۲۰۰۵)، نشان می‌دهد که گرچه متغیرهای اضافی موجود در فاکتور در حل معمای قیمت[2]، کمک‌رسان هستند؛ اما افزایش فاکتور منجر به معمای جدید مربوط به اثرات متضاد تغییرات نرخ بهره بر قیمت خانه‌ها، دارایی و نرخ ارز می‌شود. همچنین احتمال دارد حتی هنگامی که تمام فاکتورهای «مشترک» به حساب آورده شوند، وابستگی‌های متقابل باقی‌ماندهٔ مهمی، نظر به سیاست و تأثیرات سرریز تجارت که نیاز به توضیح دارد، وجود داشته باشد.

مدل توسعه یافته توسط پسران و همکاران (۲۰۰۴)، با مدل‌های خاص کشور آغاز می‌شود. هدف مدل‌سازی تعدادی از متغیرهای کلان اقتصادی کشور است که در بردار xit، در طول زمان، $t = 1,2,\dots,T$ و در سراسر کشورهای N+1 جمع‌آوری شده‌اند و فرض می‌کنیم که N+1 کشور در اقتصاد جهانی با شاخص $i = 0,1,\dots,N$. چهارچوب GVAR توسعه یافته در PSW از وزن‌های خاص کشور wij استفاده می‌کند. به‌طورخاص، به جای استفاده از x_t^* یکسان در تمام مدل‌های کشور PSW استفاده می‌شود:

$$x_{it}^* = \sum_{j=0}^{N} w_{ij}\, x_{jt}, \text{ with } w_{ii} = 0 \qquad (۱)$$

وزن‌ها، w_{ij}، $j = 0,1,\dots,N$ اثر سرریز اقتصاد خارجی j را بر اقتصاد داخلی i نشان می‌دهد. همچنین w_{ij} اهمیت نسبی اقتصاد j را نسبت به اقتصاد i اندازه‌گیری می‌کند. از این رو، مدل مؤلفه‌های اقتصادی GVAR به‌صورت $VARX^*(p_i, q_i)$ ارائه می‌شود:

$$\Phi_i(L,p_i)x_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \Upsilon_i(L,q_i)d_t + \Lambda_i(L,q_i)x_{it}^* + u_{it} \qquad (۲)$$

برای $i = 0,1,\dots,N$، که در آن، برای اهداف تخمین $\Upsilon_i(L,q_i)$، $\Phi_i(L,p_i)$و $\Lambda_i(L,q_i)$ را می‌توان نامحدود در نظر گرفت که dt عامل جهانی مشاهده شده است. برای اجرای تجربی که در ادامه خواهد آمد، برای مدل هر کشور، حداکثر یک مشخصات $VARX^*(2,2)$ را در نظر می‌گیریم که در فرم تصحیح خطا می‌تواند به صورت زیر نوشته شود:

$$\Delta x_{it} = c_{i0} - \alpha_i\beta_i'\left[\zeta_{i,t-1} - \gamma_i(t-1)\right] + \Upsilon_{i0}\Delta d_t + \Lambda_{i0}\Delta x_{it}^* + \Upsilon_{i1}\Delta d_{t-1} + \Gamma_i \Delta z_{i,t-1} + u_{it}, \qquad (۳)$$

که $z_{it} = (x_{it}', x_{it}^{*\prime})'$، $\zeta_{i,t-1} = (z_{i,t-1}', d_{t-1}')'$ یک $k_i \times r_i$ و ماتریس رتبه ri است و β_i یک ماتریس $(k_i + k_i^* + m_d) \times r_i$ با رتبه ri می‌باشد. با جزء بندی βi به‌صورت $\beta_i = (\beta_{ix}', \beta_{ix*}', \beta_{id}')'$ مطابق با $\zeta_{it} = (X_{it}', X_{it}^{*\prime}, d_d')'$، اصطلاحات تصحیح خطا تعریف شده توسط (۳) اکنون می‌توانند به‌صورت ذیل نوشته شوند:

$$\beta_i'(\zeta_{it} - \gamma_i t) = \beta_{ix}'x_{it} + \beta_{ix*}'x_{it}^* + \beta_{id}'d_t + (\beta_i'\gamma_i)t \qquad (۴)$$

1. Lagan· and Mountford (2005)
2. Price Puzzle

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

پس از تخمین مدل‌های هر کشور، همهٔ متغیرهای درونزای $k = \sum_{i=0}^{N} k_i$ در اقتصاد جهانی، در بردار $k\times1$ متغیر $x_t = (x'_{0t}, x'_{1t}, \dots, x)'$، باید به‌طور هم‌زمان حل شود. PSW نشان می‌دهد که چگونه می‌توان این کار را در مورد جایی که $p^i = q^i = 1$ انجام داد. در زمینه کلی‌تر کنونی، ابتدا (۲) بدین صورت بازنویسی می‌گردد:

$$A_i(L, p_i, q_i)z_{it} = \varphi_{it}, \text{ برای } i = 0,1,2, \dots N, \quad (۵)$$

$$A_i(L, p_i, q_i) = [\Phi_i(L, p_i), -\Lambda_i(L, q_i)], z_{it} = \begin{pmatrix} x_{it} \\ x^*_{it} \end{pmatrix},$$

$$\varphi_{it} = a_{i0} + a_{i1}t + \gamma_i(L, q_i)d_t + u_{it}.$$

که

$$p = \max(p_o, p_1, \dots, p_N, q_0, q_1, \dots, q_N)$$

از $A_i(L, p)$ از $A_i(L, p_i, q_i)$ با افزایش $p - p_i$ یا $p - q_i$ ساخته می‌شود. عبارت اضافی بر حسب توان L در صفر قید می‌گردد . همچنین توجه شود که:

$$z_{it} = W_i x_t, \qquad i = 0,1,2, \dots, N \quad (۶)$$

در اینجا، Wi یک ماتریس $(k_i + k_i^*) \times k$ است که با وزن‌های خاص کشور، wij تعریف می‌شود. نمادهای فوق (۵) را می‌توان به‌صورت معادل ذیل نوشت:

$$A_i(L, p)W_i x_t = \varphi_{it}, \quad i = 0,1, \dots, N,$$

و سپس برای ایجاد مدل $VAR(p)$ برای X_t جمع می‌شود:

$$G(L, p)x_t = \varphi_t \quad (۷)$$

که

$$G(L, p) = \begin{pmatrix} A_0(L, p)W_0 \\ A_1(L, p)W_1 \\ \vdots \\ A_N(L, p)W_N \end{pmatrix}, \phi_t = \begin{pmatrix} \varphi_{0t} \\ \varphi_{1t} \\ \vdots \\ \varphi_{Nt} \end{pmatrix} \quad (۸)$$

مدل $GVAR(p)$، مدل (۷)، اکنون می‌تواند به‌وسیله رگرسیون بازگشتی حل شده و از آن، جهت اهداف پیش‌بینی یا محاسبه تابع واکنش آنی در جهت بررسی ارتباط بین متغیرهای مدل استفاده شود.

۴. برآورد مدل و تحلیل نتایج

۴-۱. معرفی متغیرهای تحقیق

کار حاضر از داده‌های فصلی ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۲ ایران و شرکای تجاری آن از جمله: چین، هند، روسیه، اتحادیه اروپا (یعنی اتریش، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا و هلند)، ترکیه و کره جنوبی استفاده کرده است. از آنجایی که داده‌های فصلی همهٔ شرکای تجاری ایران در دسترس نبود، تنها این کشورها در مدل گنجانده شده‌اند. متغیرها براساس مدل پسران و همکاران انتخاب شده‌اند.

متغیرهای داخلی تحقیق حاضر شامل لگاریتم تولید واقعی y، تورم Δp، لگاریتم نرخ بهره کوتاه مدت ρ^s و لگاریتم نرخ ارز واقعی $(e - p)$ است. همچنین ماتریس وزن wij با استفاده از صادرات

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

و واردات مجزای کشورها برای سال ۲۰۲۲-۲۰۰۱ با محاسبهٔ متغیرهای خارجی شامل لگاریتم تولید واقعی y^*، تورم Δp^* لگاریتم نرخ سود کوتاه مدت ρ^{*s}، لگاریتم صادرات محصولات و خدمات ex^* و لگاریتم واردات محصولات و خدمات im^* به‌دست می‌آید. سهم نسبی کشورها در اقتصاد ایران با استفاده از کانال بخش تجاری اقتصاد حاصل شده است.

ماتریس وزن کشورها بر اساس مدل GVAR با استفاده از نسبت کل صادرات و واردات هر کشور از ایران، به مجموع صادرات و واردات ایران محاسبه شد تا سهم نسبی کشورها در کسب و کار ایران را در این بخش معرفی کند. متغیرهای جهانی پژوهش حاضر، شامل شوک‌های قیمت جهانی کالاها از جمله: لگاریتم قیمت نفت، فلزات و مواد خام کشاورزی بود. داده‌ها از صندوق بین‌المللی پول و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده است.

۴-۲. آزمون ریشه واحد

آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) برای بررسی پایایی متغیرهای داخلی، خارجی و جهانی انجام شد. جداول ۱ تا ۳ نتایج آزمون ریشه واحد را برای حالت‌های تفاوت روند، غیرروند و مرتبه اول متغیرها گزارش می‌کنند.

جدول ۱: نتایج آزمون ADF متغیرهای داخلی

	چین	هند	ایران	روسیه
تولید حقیقی				
With trend	-۱/۵۷	-۱/۸۴	-۰/۰۴	-۱/۲۷
No trend	-۰/۹۳	-۰/۵۲	-۱/۷۳	-۱/۱۸
First differences	-۱/۷۶	-۵/۴۶	-۶/۶۰	-۴/۵۷
تورم				
With trend	-۴/۵۲	-۵/۱۳	-۳/۴۱	-۵/۶۱
No trend	-۳/۹۸	-۵/۰۳	-۳/۳۷	-۵/۰۲
First differences	-۷/۰۲	-۷/۸۹	-۷/۶۷	-۷/۱۰
نرخ ارز حقیقی				
With trend	-۲/۴۳	-۲/۰۶	-۲/۰۳	-۱/۵۲
No trend	-۰/۵۲	-۰/۱۸	-۲/۰۲	-۱/۱۲
First differences	-۲/۸۵	-۵/۸۰	-۶/۰۹	-۶/۰۱
نرخ بهره کوتاه‌مدت				
With trend	-۲/۹۰	-۳/۴۰	-۲/۰۱	-۴/۲۹
No trend	-۳/۰۷	-۳/۹۵	-۱/۱۶	-۳/۴۷
First differences	-۶/۴۱	-۵/۳۳	-۷/۰۴	-۶/۰۲

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

	اتحادیه اروپا	کره جنوبی	ترکیه	ارزش بحرانی
تولید حقیقی				
With trend	-۲/۲۹	-۲/۴۱	-۳/۷۵	-۳/۴۵
No trend	-۲/۰۲	-۱/۰۸	-۱/۱۴	-۲/۸۹
First differences	-۳/۷۲	-۵/۵۶	-۵/۰۰	-۲/۸۹
تورم				
With trend	-۳/۹۰	-۵/۵۱	-۱/۱۰	-۳/۴۵
No trend	-۳/۶۶	-۴/۹۶	-۱/۵۴	-۲/۸۹
First differences	-۱۰/۵۱	-۱۰/۰۵	-۶/۷۳	-۲/۸۹
نرخ ارز حقیقی				
With trend	-۱/۹۲	-۳/۰۹	-۱/۴۱	-۳/۴۵
No trend	-۱/۲۶	-۱/۲۸	-۱/۳۹	-۲/۸۹
First differences	-۳/۱۰	-۶/۸۷	-۶/۴۰	-۲/۸۹
نرخ بهره کوتاه‌مدت				
With trend	-۳/۵۸	-۱/۹۱	-۱/۶۶	-۳/۴۵
No trend	-۱/۷۷	-۱/۷۶	-۱/۲۴	-۲/۸۹
First differences	-۴/۵۵	-۳/۹۱	-۷/۲۳	-۲/۸۹
(مأخذ: نتایج برآورد مدل)				

جدول ۲: نتایج آزمون ADF برای متغیرهای خارجی

	چین	هند	ایران	روسیه
تولید حقیقی				
With trend	-۱/۲۷	-۱/۰۰	-۰/۶۸	-۱/۷۳
No trend	-۱/۶۷	-۱/۵۰	-۱/۶۱	-۲/۰۱
First differences	-۳/۸۷	-۴/۵۳	-۳/۰۹	-۴/۳۵
تورم				
With trend	-۶/۲۱	-۵/۳۸	-۳/۵۳	-۵/۰۵
No trend	-۴/۶۸	-۵/۱۰	-۲/۳۶	-۲/۱۴
First differences	-۷/۳۴	-۷/۰۰	-۱۰/۲۹	-۶/۹۰
نرخ ارز حقیقی				
With trend	-۱/۹۴	-۱/۸۹	-۱/۸۵	-۱/۴۹
No trend	-۰/۸۸	-۰/۷۰	-۰/۷۴	-۰/۷۹
First differences	-۵/۹۷	-۵/۵۹	-۲/۷۳	-۲/۷۹
نرخ بهره کوتاه‌مدت				
With trend	-۲/۳۳	-۲/۴۵	-۲/۸۲	-۳/۰۹
No trend	-۲/۰۹	-۲/۳۹	-۲/۰۱	-۱/۲۶
First differences	-۴/۹۰	-۵/۰۵	-۵/۷۸	-۵/۶۵

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

	اتحادیه اروپا	کره جنوبی	ترکیه	ارزش بحرانی
تولید حقیقی				
With trend	-۱/۱۱	-۰/۵۳	-۱/۳۴	-۳/۴۵
No trend	-۱/۶۴	-۱/۵۹	-۱/۶۸	-۲/۸۹
First differences	-۳/۹۷	-۲/۷۰	-۴/۰۸	-۲/۸۹
تورم				
With trend	-۵/۳۰	-۵/۶۳	-۵/۶۹	-۳/۴۵
No trend	-۲/۷۳	-۵/۶۴	-۵/۰۴	-۲/۸۹
First differences	-۶/۸۸	-۶/۶۲	-۶/۸۵	-۲/۸۹
نرخ ارز حقیقی				
With trend	-۱/۴۴	-۱/۸۷	-۱/۵۵	-۳/۴۵
No trend	-۰/۶۶	-۰/۴۹	-۰/۹۴	-۲/۸۹
First differences	-۳/۷۱	-۴/۵۴	-۵/۵۶	-۲/۸۹
نرخ بهره کوتاه‌مدت				
With trend	-۲/۹۵	-۲/۹۹	-۴/۰۶	-۳/۴۵
No trend	-۲/۴۹	-۲/۹۱	-۳/۳۹	-۲/۸۹
First differences	-۶/۳۸	-۵/۵۱	-۶/۱۰	-۲/۸۹
(مأخذ: نتایج برآورد مدل)				

جدول ۳: نتایج آزمون ADF متغیرهای جهانی

	ارزش بحرانی	آماره
	قیمت نفت	
With trend	-۳/۴۵	-۲/۰۱
No trend	-۲/۸۹	-۱/۳۵
First differences	-۲/۸۹	-۶/۴۵
	شاخص قیمت فلزات	
With trend	-۳/۴۵	-۱/۴۹
No trend	-۲/۸۹	-۱/۳۰
First differences	-۲/۸۹	-۵/۳۹
	شاخص قیمت مواد خام کشاورزی	
With trend	-۳/۴۵	-۳/۱۰
No trend	-۲/۸۹	-۱/۸۹
First differences	-۲/۸۹	-۶/۳۲
(مأخذ: نتایج برآورد مدل)		

براساس جداول ۱ تا ۳، متغیرهای مدل بجز تورم در برخی کشورها ناپایدار بوده، با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند. استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی برای ایجاد روابط بلندمدت بین متغیرها

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

الزامی است. هنگامی که بردارهای هم‌انباشتگی متغیرها وجود دارد، به جای مدل VAR از مدل تصحیح خطای برداری (VECMX) استفاده می‌شود. VECMX بردارهای هم‌انباشتگی را تخمین زده، پویایی کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها مرتبط می‌کند.

۴-۳. تخمین VECMX

برای تخمین VECMX*(pi,qi)، باید pi، درجهٔ وقفه متغیرهای داخلی و qi، و مرتبهٔ وقفهٔ متغیرهای خارجی و جهانی براساس معیار اطلاعات آکائیک تنظیم شوند. جدول ۴ مرتبهٔ وقفهٔ بهینه را ارائه می‌دهد.

جدول ۴: وقفه بهینه

کشورها	p	q
چین	۲	۲
هند	۲	۲
ایران	۲	۲
روسیه	۲	۲
اتحادیه اروپا	۲	۲
کره جنوبی	۲	۱
ترکیه	۲	۱

۴-۴. اثرات همزمان متغیرهای خارجی بر متغیرهای داخلی

جدول ۵، اثرات همزمان متغیرهای خارجی را بر همتاهای داخلی آن‌ها برای نسبت‌های t نشان می‌دهد که با استفاده از تخمین زننده واریانس ناهمسانی- سازگار وایت محاسبه شده است. این مقادیر را می‌توان به عنوان کشش‌های اثرگذاری بین متغیرهای داخلی و خارجی تفسیر کرد. این کشش برای ایران و ترکیه ناچیز بود. با این حال، بسیاری از مقادیر کشش‌ها قابل‌توجه‌اند. کشش ناچیز، نشان می‌دهد که متغیرهای داخلی تحت تأثیر متغیرهای خارجی قرار نمی‌گیرند، که نشان‌دهنده ساختار اقتصادی بسته کشور مربوطه است. با تمرکز بر اتحادیه اروپا، می‌توان دریافت که یک درصد تغییر در تولید واقعی خارجی در یک فصل معین، تولید واقعی را ۰/۴ درصد در همان فصل افزایش می‌دهد.

مقدار کشش اتحادیه اروپا بالاتر از کشورهای دیگر است. آنها اطلاعاتی در مورد پیوندهای بین‌المللی بین متغیرهای خارجی و داخلی در این کشورها ارائه می‌دهند. نتایج نشان می‌دهد که

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

سیاست‌های پولی چین و کشورهای اتحادیه اروپا، به‌شدت تحت تأثیر سیاست‌های پولی سایر کشورها هستند.

جدول ۵: اثرات همزمان متغیرهای خارجی بر متغیرهای داخلی متناظر

		y_t	p_t	in_t
چین	Coefficient	۰/۱۹	-۰/۰۱	۰/۴۴
	t-value	۰/۸۶	-۰/۰۴	۵/۰۷
هند	Coefficient	۰/۲۴	۱/۵۰	۰/۳۳
	t-value	۰/۳۹	۳/۴۹	۱/۳۳
ایران	Coefficient	-۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۰۶
	t-value	-۰/۰۵	۰/۲۲	۰/۳۸
روسیه	Coefficient	۰/۲۵	۰/۸۸	۱/۷۵
	t-value	۰/۹۰	۰/۹۸	۱/۱۲
اتحادیه اروپا	Coefficient	۰/۴۰	۰/۱۰	۰/۱۱
	t-value	۴/۶۱	۲/۳۵	۳/۷۰
کره جنوبی	Coefficient	-۰/۰۴	۰/۴۵	-۰/۰۶
	t-value	-۰/۲۰	۴/۱۷	-۰/۱۶
ترکیه	Coefficient	۱/۲۶	۰/۷۳	۰/۴۷
	t-value	۱/۲۱	۲/۰۲	۱/۱۶

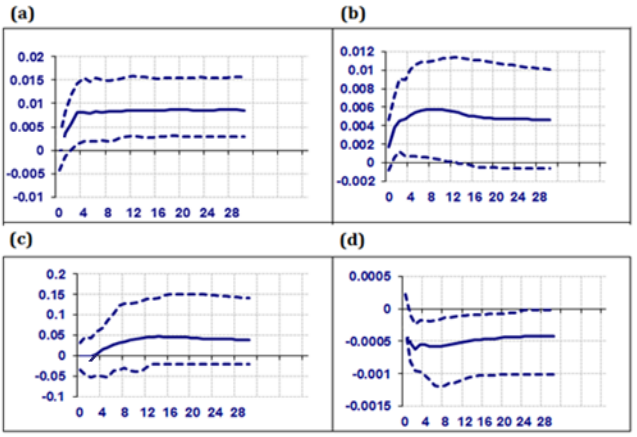
(مأخذ: نتایج برآورد مدل)

۴-۵. اثرات شوک‌ها در متغیرهای جهانی

نمودارهای ۱ تا ۳، واکنش‌های آنی متغیرهای کلان اقتصادی ایران به شوک قیمت‌های فلزات اساسی، نفت و مواد خام کشاورزی را نشان می‌دهند. برای مقایسهٔ اثرات قیمت‌های جهانی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران، اثرات شوک‌های قیمت جهانی بر هر یک از متغیرهای کلان اقتصادی ایران به‌طور مستقل مورد بررسی قرار گرفته است.

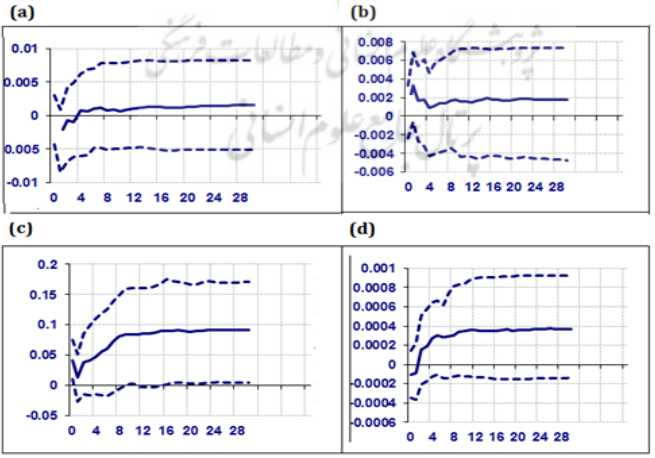
[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]



نمودار ۱: واکنش‌های آنی: (a) تولید واقعی، (b) تورم، (c) نرخ ارز واقعی، (d) نرخ بهره ایران به شوک در قیمت فلزات اساسی

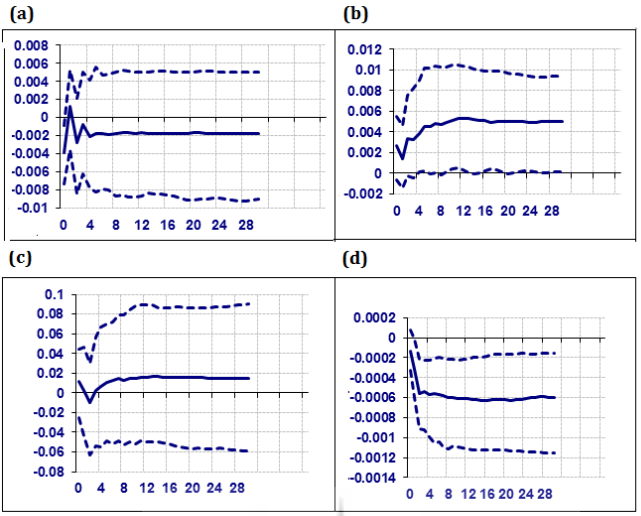
با توجه به نتایج واکنش‌های آنی، شوک‌های قیمت فلزات اساسی و قیمت نفت، تأثیرات مثبتی بر رشد اقتصادی ایران دارند. با این حال، شوک‌ها در قیمت فلزات اساسی تأثیرات قابل‌توجهی دارند، درحالی‌که اثرات شوک‌های قیمت نفت ناچیزند. همچنین شوک‌های موجود در قیمت مواد خام کشاورزی، تأثیر منفی و ناچیز بر رشد اقتصادی ایران داشته اند. تکانه‌های قیمت‌های جهانی، تأثیر مثبتی بر تورم در ایران دارند. با این حال، تنها تأثیر قیمت فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی قابل‌توجه بوده و قیمت نفت، تأثیر معناداری بر تورم در ایران نداشته است.



نمودار ۲: واکنش‌های آنی: (a) تولید واقعی، (b) تورم، (c) نرخ ارز واقعی، (d) نرخ بهره در ایران به شوک‌های قیمت نفت

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]



نمودار۳: واکنش‌های آنی متغیرهای (a) تولید واقعی، (b) تورم، (c) نرخ ارز واقعی، (d) نرخ بهره ایران به شوک‌های قیمت مواد خام کشاورزی

هر سه قیمت جهانی، اثرات مثبتی بر نرخ واقعی ارز دارند. با این حال، اثرات قیمت نفت قابل‌توجه‌تر و اثرات قیمت فلزات اساسی کمتر، قابل‌توجه است. اثرات شوک مثبت قیمت مواد خام کشاورزی بر نرخ ارز ایران، معنی‌دار نیست. در نهایت، نرخ بهره در ایران به شوک‌های قیمت فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی، واکنش‌های آنی مثبت و معناداری و به شوک‌های قیمتی نفت، واکنش‌های آنی منفی دارد؛ یعنی دولت در واکنش به افزایش قیمت فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی، یک سیاست پولی انبساطی (کاهش نرخ بهره)، و در پاسخ به افزایش قیمت نفت، یک سیاست پولی انقباضی (افزایش نرخ بهره)، اتخاذ می‌کند.

۵. جمع‌بندی

مطالعهٔ حاضر از داده‌های فصلی ایران و شرکای تجاری آن از جمله: چین، روسیه، اتحادیه اروپا (اتریش، فنلاند، فرانسه، آلمان، ایتالیا، اسپانیا و هلند)، کره جنوبی و ترکیه در طی سال‌های ۲۰۰۱ تا ۲۰۲۲ استفاده نموده و مدل GVAR را برای انجام مدل‌سازی جهانی اقتصاد ایران و شرکای تجاری آن به‌کار گرفته است. هدف، درک تأثیر شوک‌ها در متغیرهای خارجی (برای مثال تولید واقعی چین) و متغیرهای جهانی (قیمت جهانی نفت، فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی) بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران (نرخ ارز واقعی، تورم، نرخ بهره و تولید واقعی) بود.

با توجه به اثرات افزایش قیمت‌های جهانی بر متغیرهای کلان اقتصادی داخلی، می‌توان گفت که اگر این کالاها به‌عنوان اقلام مصرفی داخلی برای تولید تلقی شوند، چنین افزایش قیمتی می‌تواند باعث افزایش قیمت تمام شدهٔ نهایی محصولات داخلی و افزایش تورم از کانال فشار هزینه شود که

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]
[DOI: 10.22034/25.1.139]

به شکل تأثیرات مثبت قیمت‌های جهانی بر تورم داخلی در توابع واکنش آنی منعکس می‌شود. با این حال، این اثرات را می‌توان از منظر تقاضا بررسی کرد.

از آنجا که ایران نفت، فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی صادر می‌کند، افزایش قیمت جهانی این کالاها باعث افزایش درآمدهای خارجی ایران می‌شود. همچنین با وجود ساختار مبادلات ارزی نسبتاً ثابت در ایران، منابع ارزی در بانک مرکزی افزایش می‌یابد و باعث افزایش نقدینگی و تورم می‌شود. در چنین حالتی، بانک مرکزی ایران برای حمایت از تولید داخلی این کالاها، نرخ ارز (یعنی سیاست پولی انبساطی) را به دلیل افزایش درآمدهای ناشی از افزایش قیمت فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی، کاهش می‌دهد. این سیاست باعث افزایش اثرات تورمی قیمت فلزات اساسی و مواد اولیهٔ کشاورزی در ایران شده است. در حالی که درآمدهای نفتی افزایش می‌یابد، سیاست پولی انبساطی برای کاهش اثرات تورمی اولیه اتخاذ می‌شود.

در نتیجه، اثرات مثبت اولیهٔ افزایش قیمت نفت بر تورم و تولید واقعی داخلی ناچیز می‌شود. از این منظر، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در قبال افزایش درآمدهای ناشی از افزایش قیمت جهانی کالاها، سیاست مشابهی را اتخاذ نمی‌کند. می‌توان گفت که بانک مرکزی ایران در واکنش به افزایش درآمد صادرات فلزات اساسی و مواد خام کشاورزی و افزایش تولید واقعی در چین، سیاست کنترل تورم را برای افزایش درآمدهای صادرات نفت و سیاست افزایش رشد اقتصادی اتخاذ می‌کند. این سیاست‌ها را می‌توان با درآمدهای نسبتاً برونزای حاصل از صادرات نفت توضیح داد، زیرا درآمدهای نفتی، درآمدهای درونزای ناشی از ساختارهای تولید در اقتصاد نیستند.

علاوه بر این، از آنجایی که درآمدهای نفتی بیشتر از سایر منابع درآمدی است، اثرات تورمی نفت می‌تواند قوی‌تر باشد. در نتیجه، بانک مرکزی باید سیاست کنترل تورم را اتخاذ کند. زمانی که قیمت جهانی کالاها و درآمدهای ارز خارجی افزایش می‌یابد (که باعث کاهش نرخ ارز در سیستم مبادله شناور می‌شود) و تورم را القا می‌کند، انتظار می‌رود نرخ واقعی ارز کاهش یابد. با این حال، نتایج حاکی از افزایش نرخ ارز واقعی و در نتیجه افزایش نرخ ارز اسمی به دلیل قانون مبادلهٔ ارز شناور مدیریت شدهٔ مجلس ایران در سال ۲۰۰۳ بود. این قانون برای جلوگیری از بیماری هلندی تصویب شد. بر اساس این قانون، نرخ ارز باید هر سال با تفاوت تورم خارجی و داخلی افزایش یابد. در نتیجه، به دلیل اثرات تورمی افزایش قیمت‌های جهانی و ساختار سیاستی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، افزایش درآمدهای ارزی و تورم، باعث تضعیف پول ایران و افزایش نرخ واقعی ارز می‌شود.

در انتها پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی به بررسی دقیق کانال‌های اثرگذاری سیاست های مالی و پولی سایر شرکای ایران به‌خصوص کشورهای حاشیه خلیج فارس، پرداخته شود. همچنین می‌توان به بررسی اثر شوک‌های قیمتی مواد اولیه وارداتی صنایع داخلی در جهان بر روی متغیرهای کلان اقتصادی پرداخت.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

References

Anderton, R., Galesi, A., Lombardi, M., & di Mauro, F. (2010). Key elements of global inflation. *RBA Annual Conference Volume*, in Fry R., Jones, C., & Kent, C. (eds.), Inflation in an Era of Relative Price Shocks, Canberra: Reserve Bank of Australia.

Balke, N. S., Brown, S. P. A., & Yücel, M. K. (2002). Oil Price Shocks and the U.S. Economy: Where Does the Asymmetry Originate?. *The Energy Journal*, *23*(3), 27-52.

Bernanke, B., Boivin, J. and Eliasz, P. (2005). Measuring monetary policy: A Factor Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) approach. *Quarterly Journal of Economics*, 120, 387-422.

Cashin, P., Mohaddes, K., Raissi, M., & Raissi, M. (2014). The differential effects of oil demand and supply shocks on the global economy. *Energy Economics*, 44, 113-134.

Chen, H., Liu, L., Wang, Y., & Zhu, Y. (2016). Oil price shocks and US dollar exchange rates. *Energy*, 112, 1036-1048.

Dees, S., Mauro, F. D., Pesaran, M. H., & Smith, L. V. (2007). Exploring the international linkages of the euro area: A global VAR analysis. *Journal of Applied Econometrics*, *22*(1), 1-38.

Dehghan Manshadi, M., Eslamloueyan, K., Hadian, E. and Dehghan Shabani, Z. (2020). Oil Shocks, Institutional Quality Change and Macroeconomic Dynamics in Iran. *Quarterly Journal of The Economic Research*, QJER 2020, 20(3): 111-144.(in Persian)

Flemming, J. S. (1982). U.K. macro-policy response to oil price shocks of 1974-75 and 1979- 80. *European Economic Review*, *18*(2), 223-234.

Forni, M. and Reichlin, L. (1998). Let's get real: A Factor Analytical approach to disaggregated business cycle dynamics. *Review of Economic Studies*, 65, 453-473.

Forni, M., Lippi, M. and Reichlin, L. (2003). Opening the black box: Structural Factor models versus structural VARs. *CEPR Discussion. Paper*, No. 4133.

Gurara, D.Z., & Ncube, M. (2013). Global economic spillovers to Africa: A GVAR approach. *Working Paper Series*, 981, African Development Bank.

Harbo, I., Johansen, S., Nielsen, B. and Rahbek, A. (1998). Asymptotic inference on cointegrating rank in partial systems. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, 388-399.

Johansen, S. (1992). Cointegration in partial systems and the efficiency of Single-Equation Analysis. *Journal of Econometrics*, 52, 231-254.

Kapetanios, G. and Pesaran, M.H. (2005). Alternative approaches to estimation and inference in Large Multifactor Panels: Small sample results with an application to modelling of asset returns. Faculty of Economics, University of Cambridge, *Working Paper*, No. 0520, forthcoming in Garry Phillips and Elias Tzavalis (eds.), The reþnement of econometric estimation and test procedures: Finite sample and Asymptotic Analysis, Cambridge University Press, Cambridge.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

Korhonen, I., & Ledyaeva, S. (2010). Trade linkages and macroeconomic effects of the price of oil. *Energy Economics*, 32(4), 848-856.

Ludovic, G., & Rebillard, C. (2015). Towards recoupling? Assessing the global impact of a Chinese hard landing through trade and commodity price channels. *Working Paper*, 562, París: Banque de France.

Mishkin, F., & Schmidt-Hebbel, K. (2007). Does inflation targeting make a difference?. *NBER Working Paper Series*, 12876.

Nguyen, A.D.M., Dridi, J., Unsal, F. D., & Williams, O.H. (2017). On the drivers of inflation in Sub-Saharan Africa. *International Economics*, *151*(3), 71-84.

Pesaran, M.H., Schuermann, T., & Weiner, S.M. (2004). Modelling interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 22, 129-162.

Mohaddes, K., & Pesaran, M. H. (2016). Country-specific oil supply shocks and the global economy: A counterfactual analysis. *Energy Economics*, 59, 382-399.

Saibu, M. O., & Oladeji, S. I. (2008). Openness and the effects of fiscal and monetary policy shocks on real output in Nigeria (1960-2003). *African Development Review Revue Africaine De Developpement*, *20*(3), 529-548.

Wei, H., Lahiri. (2019). The impact of commodity price shocks in the presence of a trading relationship: A GVAR analysis of the NAFTA. *Energy Economics*, Elsevier, Vol. *80*(C), 553-569.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

Quarterly Journal of The Economic Research (Sustainable Growth and Development)
Original Research Article/ Vol.25, No.1, Spring 2025, pp: 139-158

Oil, Metal, and Agricultural Raw Material Prices in Global Markets and the Iranian Economy A GVAR Model

Simin Akbari[1*]
Seyed aziz Arman[2]
A. Majid Ahangri[3]

Received: 2024/1/27 Accepted: 2024/3/9

Aim and Introduction

The international exchanges of business cycles influence the domestic economy through channels. Such exchanges can arise from global shocks (e.g., in oil prices), unobserved global factors (e.g. technological advancement or regional political development), or even national shocks in a particular country. To understand the impacts of such shocks on domestic economy, it is required to model the economy in the form of a global model. The global modeling of countries and the study of the relative importance of different movement sources of macroeconomic variables in the global economy to understand the impacts of global shocks on the domestic economy of Iran have been overlooked. However, a number of studies investigated shocks in oil prices by assuming interrelations of countries, no study has been conducted on the impacts of oil price shocks on the economy of Iran by assuming interrelations of Iran with its business partners. Although, a large number of studies have explored the impacts of oil price shocks , however, the impacts of the prices of other commodities on the economy in Iran or other countries have not been studied. Therefore, the aim is to investigate the effects of global changes on Iran's macroeconomic changes, including the real exchange rate, inflation, interest rate and real production.

Methodology

The present work employed the seasonal data of Iran and its business partners, including China, India, Russia, EU (i.e. Austria, Finland, France, Germany, Italy, Spain, and the Netherlands), Turkey, and South Korea from 2001 to 2022. The variables were selected based on model of Pesaran et al. (2004). The internal variables of the present study included the real production , inflation , short-term interest rate , and real currency exchange rate . The weight matrix was obtained by using the separate exports and imports of the countries for 2001-2022, calculating the external variables. The relative contributions of the countries to

* 1. Assistant Professor, Department of Business Management, Sahneh Branch, Islamic Azad University, Sahneh, Iran. (phone number: 09188321901). Simin.akbari59@iau.ac.ir [This paper is Derived from Ph. D. Dissertation, (Corresponding Author). E-mail: simin.akbari1980@gmail.com)]

2. Professor of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. E-mail: saarman2@yahoo.com

3. Associate Professor of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. E-mail: a_m_ahamgari@yahoo.com

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

the economy of Iran were obtained using the channel of the business sector of the economy. The weight matrixes of the countries were calculated based on the GVAR model by using the ratio of the total of each country's exports and imports from Iran to the total of Iran's exports and imports to introduce the relative contributions of the countries to Iranian business into the model. The global variables of the present study included global commodity price shocks, including the logarithmic prices of oil, metals, and agricultural raw materials. The data were collected from the International Monetary Fund and the Central Bank of the Islamic Republic of Iran.

Findings

All three global prices have positive effects on the real currency exchange rate; however, the effects of oil prices are more significant, and those of basic metal prices are less significant. The positive shock effects of agricultural raw material prices on the currency exchange rate of Iran are not significant. Finally, the interest rate in Iran has positive and significant impulse responses to shocks in the prices of basic metals and agricultural raw materials and negative impulse responses to the price shocks of oil. That is, the government adopts an expansionary monetary policy (i.e. reducing the interest rate) in response to rising basic metal and agricultural raw material prices and a restrictive monetary policy (i.e. increasing the interest rate) in response to rises in the oil prices.

Discussion and Conclusion

Concerning the effects of increased global prices on the internal macroeconomic variables, it can be said that such price rises could increase the final cost of domestic products and raise inflation through the cost pressure channel if these commodities are seen as internal consuming items for production. This is reflected in the form of the positive impacts of global prices on internal inflation in the impulse response functions. However, these effects can be investigated from the demand perspective. Since Iran exports oil, basic metals, and agricultural raw materials, a rise in the global prices of these commodities raises the foreign revenues of Iran. As Iran has a relatively constant currency exchange structure, the foreign currency resources of Iran in the Central Bank rise, increasing liquidity and inflation. In such a case, the Central Bank reduces the currency exchange rate (i.e. the expansionary monetary policy) due to increased revenues of basic metal and agricultural raw material prices to support the domestic production of these commodities. This policy has increased the inflationary impacts of the prices of basic metals and agricultural raw materials within Iran. While oil revenues rise, the expansionary monetary policy is adopted to alleviate the initial inflationary effects. As a result, the initial positive effects of increased oil prices on inflation and domestic real production become insignificant. From this perspective, the Central Bank of the Islamic Republic of Iran does not adopt the same policy in response to increased revenues arising from increased global commodity prices.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]

It can be said that the Central Bank of Iran adopts an inflation control policy for increased revenues of oil exports and an economic growth enhancement policy in response to the increased revenues of exporting basic metals and agricultural raw materials and increased real production in China. These policies can be explained by the relatively exogenous revenues of oil exports since oil revenues are not endogenous incomes arising from production structures in the economy. Moreover, since oil revenues are higher than other revenue sources, the inflationary effects of oil could be stronger. As a result, the Central Bank would have to adopt an inflation control policy. When global commodity prices and foreign currency revenues rise (which reduces the currency exchange rate in a floating exchange system) and induce inflation, the real exchange rate is expected to reduce. The results, however, revealed increased real exchange rate and, therefore, increased nominal currency exchange rate due to the Iran Parliament's Managed Floating Currency Exchange Act of 2003. This act was in fact passed to avoid Dutch disease with the Iranian economy. According to the act, the currency exchange rate should be increased by the external-internal inflation difference every year. As a result, due to the inflationary effects of increased global prices and the policy structure of the Central Bank, increased foreign currency revenues and inflation weaken the Iranian currency and raise the real currency exchange rate.

Keywords: GVAR Model, Global Shocks, Economic Growth
JEL Classification: E42, E44, E65, E31,E52, F42, F47

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2025-04-29]

[DOI: 10.22034/25.1.139]