

The Effects of Exchange Rate Shocks of Iran's Trading Partners on the Export of Petrochemical Products

Fatemeh Piriniarag², MirHossein Mousavi³, Jahangir Ghorbanzad⁴

Received: 2023/09/12

Accepted: 2023/11/10

Abstract

Many researchers believe that increasing exports leads to economic growth. Several factors affect non-oil exports; the most important is the exchange rate variable. Iran's economy is related to the world economy and is affected by the currency shocks of major economies, including the United States. In this article, the spillover effects of foreign exchange shocks of Iran's trading partners on the exports of petrochemical products have been investigated through the Global Vector Autoregression (GVAR) approach using seasonal data between 1995 and 2020. By introducing a positive US currency shock to the countries, the estimation results and bootstraps show that the US exports have increased and had a spillover effect on the exports of other countries and their increase, which indicates the strengthening of the dollar against all the currencies of these countries. On the other hand, considering that the exports of America's trading partners, including China, to the United States are increasing, and China has a direct relationship with Iran, increasing its demand from Iran will increase the volume of the country's exports. However, the currency shock of China and the European Union does not affect the country's exports because their currency is weakened and cannot affect the global economy.

Keywords: Currency Shock Overflow, Business Partners, Export, Export of Petrochemical Products.

JEL Classification: Q32, F10, F31

1. DOI: 10.22051/IEDA.2024.44957.1370

2. Graduated from the Field of Economic Sciences, Majoring in Energy, Faculty of Social Sciences and Economics, AlZahra University, Tehran, Iran, Email:Piry.fatemeh@gmail.com

3. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, AlZahra University, Tehran, Iran. Corresponding Author). Email:hmousavi@alzahra.ac.ir

4. Instructor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, AlZahra University, Tehran, Iran. Email: jahangirghorbanzad@semnan.ac.ir

مقاله پژوهشی

اثرات سرریز شوک‌های شرکای تجاری ایران بر صادرات محصولات پتروشیمی^۱

فاطمه پیری نیارق^۲، میرحسین موسوی^۳ و جهانگیر قربانزاد^۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۸/۱۹

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۶/۲۱

چکیده

بسیاری از محققین معتقدند که افزایش صادرات موجب رشد اقتصادی می‌شود. عوامل متعددی بر صادرات محصولات پتروشیمی تأثیر دارند که یکی از مهم‌ترین آن‌ها نرخ ارز است. با توجه به این موضوع که اقتصاد ایران با اقتصاد جهانی در ارتباط است و متأثر از شوک‌های ارزی اقتصادهای بزرگ از جمله آمریکا است، در این مقاله اثرات سرریز شوک‌های ارزی شرکای تجاری ایران بر صادرات محصولات پتروشیمی از طریق رهیافت خودرگرسیون برداری جهانی^۵ (GVAR) و با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۵ مورد بررسی قرار گرفته است. با وارد کردن شوک ارزی آمریکا بر کشورها نتایج تخمین و بوت‌استرپ‌ها نشان‌دهنده این است که صادرات آمریکا افزایش پیدا کرده است و اثر سرریز بر صادرات کشورهای دیگر دارد و در نتیجه موجب رشد صادرات آن‌ها گردیده است. این موضوع نشان‌دهنده تقویت دلار در مقابل ارزهای این کشورها است. از طرفی با توجه به این که صادرات شرکای تجاری آمریکا، از جمله چین، به آمریکا افزایش می‌یابد و چین رابطه مستقیم با ایران دارد؛ لذا با افزایش تقاضای خود از ایران باعث بالا رفتن حجم صادرات کشور می‌شود. ولی شوک ارزی چین و اتحادیه اروپا تأثیری بر صادرات کشورها ندارد؛ زیرا ارز آن‌ها تضعیف شده است و نمی‌تواند تأثیری بر اقتصاد جهانی داشته باشد.

واژگان کلیدی: سرریز شوک ارزی، شرکای تجاری، صادرات محصولات پتروشیمی.

طبقه‌بندی موضوعی: Q32, F10, F31

۱. کد DOI مقاله: 10.22051/IEDA.2024.44957.1370

۲. دانش آموخته اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. Email: Piry.fatemeh@gmail.com

۳. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. نویسنده مسئول. Email: hmousavi@alzahra.ac.ir

۴. مدرس، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران. Email: jahangirghorbansad@semnan.ac.ir

5. Global Vector Autoregressive

مقدمه

صادرات مهم‌ترین روش نفوذ به بازارهای جهانی است. امروزه ثابت شده است که رابطه تنگاتنگی بین رشد اقتصادی و صادرات هر کشور وجود دارد. صادرات مزایای بسیاری از جمله تأمین درآمد ارزی برای سرمایه‌گذاری‌های جدید، افزایش اشتغال، تولید انبوه، کاهش قیمت محصولات تولیدی، ارتقای کیفیت تولیدات و حضور در بازارهای جهانی که منجر به نزدیک‌شدن به استانداردهای جهانی می‌شود را دارد. برای دستیابی به این مزایا باید بخش صادرات را تقویت کرد. ایران در نقشه انرژی جهان یک نقطه استراتژیک محسوب می‌شود و به‌عنوان سومین کشور تولیدکننده نفت خام و دومین کشور تولیدکننده گاز زمینه رشد و توسعه صنعت پتروشیمی را دارد. صنعت پتروشیمی مقام اول را در صادرات غیرنفتی کشور دارد و با افزایش صادرات محصولات آن دستیابی به رشد اقتصادی محقق می‌شود. ۷۰ درصد محصولات نهایی صنعت پتروشیمی، صادراتی است که ۳۰ درصد آن در داخل مصرف می‌شود. صنعت پتروشیمی دارای طولانی‌ترین زنجیره تولید محصولات است و این بیانگر اهمیت این صنعت است. قیمت پایین و فراوانی مواد اولیه، انتقال فناوری‌های پیشرفته، ایجاد فرصت‌های شغلی جدید و از همه مهم‌تر ارزش افزوده بسیار بالا باعث توجه به این صنعت شده و احداث مجتمع‌های پتروشیمی اولویت یافته است. کشور ایران با داشتن منابع بزرگ نفت و گاز، در توسعه صنایع پایین‌دستی پتروشیمی مزایای بسیاری دارد. از جمله سرمایه‌گذاری و فعالیت کمتر، ارزش افزوده بیشتر، اشتغال‌زایی بالاتر، تنوع محصولات و داشتن مخاطرات کمتر نسبت به صنایع بالادستی پتروشیمی (کریمی، ۱۳۹۶).

براساس اطلاعات فروش سال ۲۰۲۰، گروه پتروشیمی خلیج فارس موفق به فروش ۸ میلیارد و ۴۲۵ میلیون دلار محصول شده و سود عملیاتی این گروه با ۴۴٫۱ درصد افزایش به سه میلیارد و ۱۳۴ میلیون دلار رسیده است. آمارهای رسمی صنعت پتروشیمی جهان نشان می‌دهد قیمت متوسط فروش محصولات پتروشیمی (هر تن به دلار) در کشورهای آلمان، کره جنوبی، عربستان و ایران به ترتیب ۴۹۰۰، ۱۰۰، ۶۳۰، ۴۶۰ است (خداپرست، ۱۴۰۰). پایین بودن این رقم برای ایران بیانگر این مطلب است که حجم عمده صادرات پتروشیمی کشورمان، صادرات محصولات پایه و تکمیل نشده با ارزش افزوده پایین از جمله متانول، آمونیاک، اوره و پلی‌اتیلن است. شرکای تجاری ایران کشورهای نظیر چین، ترکیه، هند، ژاپن، اتحادیه اروپا هستند که سهم کشور چین نسبت به سایر مشتریان قابل توجه است و عمده صادرات ایران به چین پلی‌اتیلن و متانول است. بخش عمده‌ای از درآمدهای ارزی ایران وابسته به صادرات نفت

می‌باشد و با نوسانات آن دچار بحران می‌شود. یکی از این نوسانات کاهش صادرات نفتی به دلیل تحریم است. این مسئله باعث جلب توجه به سمت صادرات محصولات پتروشیمی شده است. از این رو بررسی عوامل مؤثر بر صادرات این محصولات ضرورت می‌یابد. تاکنون عوامل بسیاری از جمله تحریم، بازاریابی، نرخ گاز طبیعی تحویلی به صنایع پتروشیمی و نوسانات نرخ ارز ایران مورد بررسی قرار گرفته است و عامل بسیار مهم سرریز شوک‌های ارزی شرکای تجاری کمتر مورد بررسی قرار گرفته است. نرخ ارز بر سایر متغیرهای اقتصادی یک کشور مانند صادرات، تولید، قیمت کالاهای خارجی و غیره تأثیر می‌گذارد. بسیاری از کشورهای در حال توسعه با مشکل کاهش ارزش پول و نوسان‌های شدید و متناوب ارزش پول داخلی مواجه هستند که دلایل مختلف اقتصادی و سیاسی است. بنابراین با تنزل ارزش پول رایج کشور، قیمت کالای داخلی نسبت به کالای خارجی ارزانتر می‌شود و باعث بهبود رقابت‌پذیری بین‌المللی می‌شود.

مبانی نظری

مدل ماندل - فلمینگ^۱

یکی از مباحث اساسی اقتصاد کلان فرضیه کسری دوگانه است که بیانگر تأثیرپذیری کسری حساب‌جاری از کسری بودجه دولت می‌باشد و با کسری قابل توجه حساب‌جاری آمریکا که ناشی از کسری بودجه شدید دولت فدرال بود مطرح شد. این مسئله در کشورهای در حال توسعه که بخش خصوصی کارآمد دارند بیشتر دیده می‌شود؛ زیرا سهم دولت در اقتصاد بالاست و از طرفی هم هزینه‌های دولت قابل توجه است و اغلب دارای منابع درآمدی کافی برای پوشش این مخارج نمی‌باشند. در این شرایط دولت ناچار است کسری بودجه خود از منابع بانکی تأمین نماید که این امر رشد تقاضای کل را به همراه خواهد داشت. این در حالی است که افزایش مخارج دولت در سمت عرضه کشور به دلیل بی‌کشش بودن عرضه کل، باعث افزایش چندانی در میزان عرضه نشده و تورم به وجود می‌آید. در چنین وضعیتی واردات کالا افزایش و صادرات کالا کاهش می‌یابد. در نتیجه عدم تعادل در بودجه دولت به بخش خارج منتقل شده و باعث بروز کسری حساب‌جاری در این کشورها می‌شود. با مدل ماندل-فلمینگ می‌توان به توضیح رابطه میان کسری بودجه و کسری حساب‌جاری پرداخت. براساس مدل ماندل-فلمینگ می‌توان استدلال نمود که افزایش کسری بودجه موجب افزایش نرخ بهره، ورود جریان‌های سرمایه و افزایش ارزش پول داخلی و به دنبال آن افزایش کسری حساب‌جاری می‌شود (کواسی و همکاران، ۲۰۰۴)

1. Mundell-Fleming
2. Kouassi *et al.*

سرریز مستقیم در برابر غیرمستقیم: انتقال سرریز مستقیم از طریق ارتباطات تجاری است ولی انتقال سرریز غیرمستقیم از طریق نرخ بهره مشترک و نرخ ارز می‌باشد. برای مثال سیاست مالی انبساطی توسط یک کشور باعث افزایش نرخ بهره و نرخ ارز شده که اقتصاد همه کشورهای شریک را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

پیشینه موضوع

در طی چند دهه اخیر مطالعات زیادی با مدل VAR انجام شده است که صرفاً متغیرهای داخلی کشورها را لحاظ می‌کند و کمتر اثرات سرریز سیاست‌های اقتصادی کشورها بر روی سایر کشورها را مورد بررسی قرار داده است. این در حالی است که اقتصاد کشور ایران به شدت تحت تأثیر نوسانات قیمت‌های جهانی و رشد اقتصادی کشورهایی که شرکای تجاری محسوب می‌شوند، می‌باشد. در ادامه به مرور برخی از مهم‌ترین مطالعات مرتبط با موضوع مورد مطالعه می‌پردازیم (علیزاده جانویزلو و شرافتیان جهرمی، ۲۰۱۹). پژوهش خود به بررسی اثرات شوک‌های خارجی در اقتصادهای نوپا و کوچک انتخابی در جنوب شرق آسیا با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (GVAR) شامل ۳۳ کشور در بازه زمانی ۲۰۱۳-۱۹۷۹ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از این است که کشورهای هدف به دلیل وابستگی زیاد به صادرات و جهانی شدن در امور مالی، تحت تأثیر شوک‌های خارجی و قیمت نفت قرار می‌گیرند. مهم‌ترین عوامل انتقال شوک‌ها به اقتصاد داخلی قیمت سهام، تولید واقعی و نرخ ارز هستند. آلن و همکاران (۲۰۱۷) به بررسی آثار سرریز و سانات در کشورهای شریک تجاری استرالیا با استفاده از خودرگرسیون برداری با داده‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۴ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از این است که بازارهای آمریکا و هنگ‌کنگ بیشترین تأثیر را بر نوسانات استرالیا گذاشته‌اند. ایموگل و اسماعیلی (۲۰۱۵) به بررسی تأثیر نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی نیجریه طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۸۶ پرداخته‌اند و با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون به این نتیجه رسیدند که نرخ ارز مؤثر، عرضه پول، اعتبارات اعطاشده به بخش خصوصی و عملکرد اقتصادی تأثیر معناداری بر رشد صادرات غیرنفتی دارند و افزایش نرخ ارز تأثیر منفی بر صادرات غیرنفتی کشور نیجریه طی دوره مورد مطالعه داشته است. آکینلو و آدجومو (۲۰۱۴) به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی کشور نیجریه طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۸۶ پرداخته‌اند و از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته (برای بررسی مانایی داده‌ها) و از فیلپس-پرون و آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون برای تخمین مدل و برای بررسی عوامل تأثیرگذار بر صادرات غیرنفتی از مدل تصحیح خطای برداری ECM استفاده نمودند. سپس به این نتیجه

1. Vector Auto Regressive
2. Alizadeh Janvisloo & Sherafatian-Jahromi
3. Allen *et al.*
4. Imoughele & Ismaeila
5. Augmented dickey fuller
6. Johansson
7. Akinlo & Adejumo
8. Phillips- Pron
9. Error correction model

رسیدند که نرخ ارز، نوسانات نرخ ارز و درآمد خارجی اثرات مثبت بر صادرات غیرنفتی در بلندمدت دارند درحالی که واردات دارای اثرات معکوس بر صادرات در بلندمدت است. نتایج مربوط به تخمین مدل به روش تصحیح خطای برداری (ECM) نیز نشان داد که در کوتاه‌مدت درآمد خارجی وقفه‌دار تأثیر مثبتی بر صادرات غیرنفتی کشور نیجریه دارد، ضریب مربوط به متغیر واردات در کوتاه‌مدت مثبت است که نشان می‌دهد واردات در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر صادرات غیرنفتی دارد و بالاخره در کوتاه‌مدت تأثیر نوسانات نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی معنادار نیست. حسن‌اف (۲۰۱۳) به بررسی اثر نرخ ارز واقعی روی صادرات غیرنفتی در کشور آذربایجان به روش تصحیح خطای نامتقارن پرداخته است و از روش اتورگرسیون‌آستانه‌ای (MTAR) و روش اتورگرسیون آستانه‌ای (TAR) در چارچوب هم‌جمعی و تعدیل نامتقارن و داده‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۰ به صورت فصلی استفاده نموده است و به این نتیجه رسیده است که یک رابطه معنادار بین صادرات غیرنفتی، حجم معاملات تجاری غیرنفتی بر مبنای نرخ ارز واقعی و درآمد خارجی وجود دارد اما فرآیند تعدیل نسبت به سطح تعادل، نامتقارن نیست. ساندو و گیبا (۲۰۱۱) در پژوهش خود به بررسی رابطه بین نرخ ارز و صادرات در رومانی با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پرداخته‌اند و از داده‌های فصلی دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۳ استفاده کردند. آنها به این نتیجه رسیدند که افزایش نرخ ارز منجر به کاهش میزان صادرات می‌شود. همچنین توابع عکس‌العمل آنی نیز نشان داده‌اند که شوک ارزی پس از دو دوره، تأثیر معنادار روی صادرات می‌گذارد. کیت و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های تابلویی برای ۵۲ سال، رابطه بین ناطلمینانی نرخ ارز و صادرات را در ۲ کشور آسیای شرقی مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی پانل دیتا و تکنیک هم‌انباشتگی در داده‌های پانل به این نتیجه رسیدند که تأثیر ناطلمینانی نرخ ارز بر صادرات این کشورها منفی و قوی بوده است. سوریچ (۲۰۰۷) در پژوهش خود با استفاده از داده‌های سری زمانی ماهانه ۲۰۰۶-۱۹۹۶ به بررسی ناطلمینانی نرخ ارز بر صادرات کشور کرواسی پرداخته است. شاخص ناطلمینانی نرخ ارز با استفاده از مدل ARCH^۶ محاسبه شده و سپس با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی یوهانسن و مدل تصحیح خطا، رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها را برآورد نموده و به این نتیجه رسیده است که بین ناطلمینانی نرخ ارز و صادرات، یک رابطه بلندمدت منفی و ضعیف موجود بوده است. وره‌رامی و فکور (۱۴۰۰) به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات محصولات پتروشیمی متانول و اوره به مقاصد صادراتی امارات، ترکیه، چین و هند با استفاده از مدل پنل در بازه زمانی ۱۳۹۸-۱۳۸۰ پرداخته است و به این نتیجه رسیده است که متغیرهای تولید ناخالص داخلی ایران، رابطه مبادله و نرخ ارز حقیقی تأثیر مثبت و معناداری بر صادرات در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته است ولی تأثیر سایر متغیرها از جمله نوسانات نرخ ارز و تحریم بر صادرات ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت منفی و معنادار بوده است. بهادران (۱۳۹۹) به بررسی تأثیر تحریم‌های بین‌المللی بر صنعت پتروشیمی

1. Hasanov
2. Threshold autoregressive error-correction
3. Sandu & Ghiba
4. Chit *et al.*
5. Soric
6. Autoregressive conditional heteroscedasticity



ایران با تاکید بر صادرات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداخته است. روش تحقیق نوع توصیفی و تحلیلی بوده و از روش خودرگرسیون برداری (ARDL) برای بررسی هم‌انباشتگی و روابط بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است. نتایج حاکی از این است که تأثیر متغیر نسبت صادرات به حجم تولید مجتمع‌های پتروشیمی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در صنعت پتروشیمی مثبت و از لحاظ آماری معنادار است. جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر مثبت و معناداری بر تولید کل مجتمع‌های پتروشیمی بر در طول دوره زمانی تحقیق دارد. تأثیر متغیر سود نیز بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این صنعت مثبت و معنادار است و هرچه جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر باشد، تأثیر مثبت و معناداری بر صادرات محصولات پتروشیمی خواهد داشت. خلفی (۱۳۹۴) به بررسی اثرات شوک‌های ارزی بر صادرات غیرنفتی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۸-۱۳۹۱ با استفاده از مدل مارکوف-سوئیچینگ پرداخته است و به این نتیجه رسیده است که شوک مثبت ارزی تأثیر مثبت بر صادرات غیرنفتی داشته و تأثیر شوک منفی بر صادرات به شکل معکوس بوده است. همچنین در بلندمدت، رابطه مبادله تأثیر منفی بر صادرات غیرنفتی داشته و اثر شاخص رقابت‌پذیری بر این متغیر مثبت است. علاوه بر این موارد نتیجه آزمون لاگرانژ نیز تأثیر نامتقارن شوک‌های ارزی بر صادرات غیرنفتی را تأیید نموده است. به عبارت دیگر تأثیر شوک مثبت ارزی بر صادرات غیرنفتی در ایران بزرگتر از شوک‌های منفی ارزی است. مطالعات ذکر شده به بررسی عوامل داخلی مختلفی که بر صادرات محصولات پتروشیمی مؤثرند، پرداخته‌اند. نتایج نشان داده‌اند که عواملی از جمله نوسانات ارزی کشور، تولید ناخالص داخلی، تحریم و ... بر صادرات پتروشیمی تأثیر مثبت یا منفی می‌گذارند و عواملی داخلی کشورهایی که می‌توانند بر صادرات این محصولات تأثیرگذار باشند، بررسی نشده است. در این پژوهش عوامل داخلی شرکا (شوک ارزی آن‌ها) و تأثیر سرریز آن بر میزان صادرات پتروشیمی کشور مورد بررسی قرار گرفته است. مدل مورد استفاده در پژوهش GVAR می‌باشد که به صورت یک مدل جهانی عمل می‌کند و در ایران تعداد محدودی از پژوهش‌ها از این روش برای تخمین مدل مورد مطالعه خود استفاده کرده‌اند. بررسی سرریز شوک‌های ارزی شرکای تجاری بر صادرات محصولات پتروشیمی ایران موضوع جدیدی می‌باشد.

مدل GVAR

روش GVAR توسط پسران و همکاران^۳ (۲۰۰۴) معرفی شده است که روشی نسبتاً ساده و درعین حال بسیار مؤثر برای مدل‌سازی اقتصاد جهانی امروزی می‌باشد که در آن هر کشور و عوامل مختلف اقتصاد کلان در داخل کشورها به هم مرتبط می‌باشند و روی هم تأثیر می‌گذارند. این رویکرد اثرات انتقال شوک‌ها بین کشورها را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. عمده کاربرد این مدل بررسی کانال‌های انتقال شوک‌ها بین کشورها و ارزیابی میزان سرریز مالی است. مدل‌سازی GVAR دو مرحله دارد که در مرحله اول VARX*^۴ مختص هر کشور به صورت جداگانه تخمین زده می‌شود و در مرحله دوم VARX*

1. Autoregressive distributed lag
2. Markov - Switching
3. Pesaran *et al.*
4. Vector Auto Regressive with exogenous input

کشورها کنار هم قرار می‌گیرند و با استفاده از ماتریس وزنی کشورها (W) به هم پیوسته و یک مدل GVAR به صورت هم‌زمان برآورد می‌شود. در نتیجه با این مدل می‌توانیم ارتباط بین متغیرهای داخلی و متغیرهای همتای خارجی و متغیرهای جهانی را به صورت هم‌زمان بررسی کنیم و ارتباط شوک‌های بین کشورها را نشان دهیم.

تصریح مدل، داده‌ها و یافته‌های پژوهش

برای این که مدل GVAR کاربرد مطلوبی داشته باشد و نتایج مناسبی را ارائه دهد، لزوماً باید بخش قابل توجهی از اقتصاد جهان را در بر بگیرد. بر همین اساس کشورهای مورد مطالعه ما که شامل آمریکا، اتحادیه اروپا، انگلیس، چین، ژاپن و ایران است. براساس هر دو معیار رایج (دلار ثابت و برابری قدرت خرید) حدود ۶۰٪ تولید ناخالص داخلی جهان را در اختیار داشته‌اند. متغیرهای مدل شامل متغیرهای داخلی X_{it} و متغیرهای همتای شرکای خارجی X^*_{it} متغیر جهانی $Poil_{it}$ به شرح ذیل است.

$$X_{it} = [Y_{it}, Dp_{it}, EP_{it}, Sr_{it}, Lr_{it}, Exp_{it}] \quad (1)$$

$$X^*_{it} = [Y^*_{it}, Dp^*_{it}, Ep^*_{it}, Sr^*_{it}, Lr^*_{it}, Exp^*_{it}, Poil_{it}]$$

Y_{it} تولید ناخالص داخلی حقیقی، Dp_{it} شاخص قیمتی مصرف‌کننده (شاخص تورم، EP_{it} شاخص نرخ ارز واقعی، Sr_{it} نرخ بهره کوتاه‌مدت، Lr_{it} نرخ بهره بلندمدت و Exp_{it} صادرات پتروشیمی، $Poil_{it}$ شاخص قیمت نفت است. (انتخاب متغیرهای تولید ناخالص داخلی، تورم و نرخ ارز به دلیل تأثیر آن‌ها بر میزان صادرات بر طبق مطالعاتی که تاکنون انجام شده است، می‌باشد و بر طبق مدل GVAR برای هر کدام از این متغیرها، متغیرهای همتای خارجی در نظر گرفتیم و شاخص قیمت نفت نیز به‌عنوان متغیر جهانی در نظر گرفته شده است).
مقیاس اقتصاد کشور آمریکا در اقتصاد جهانی قابل توجه است، به این دلیل اقتصاد آمریکا به‌عنوان اقتصاد مرجع و دلار آمریکا به‌عنوان نرخ مرجع در نظر گرفته می‌شود. تخمین مدل به صورت فصلی در طول دوره ۲۰۲۰-۱۹۹۵ انجام می‌شود. منابع اصلی داده‌های این پژوهش، صندوق بین‌المللی پول، بانک جهانی^۱، مرکز آمار و پایگاه داده‌های آماری گمرک جمهوری اسلامی ایران^۲، آمارهای بانک مرکزی^۳ هستند.

ماتریس وزنی تجارت

برای تخمین سهم وزنی تجارت بین کشورها روش‌های مختلفی موجود است. در این پژوهش برای محاسبه این سهم روش دیز و همکاران (۲۰۰۷) مورد استفاده قرار می‌گیرد که فرمول آن به شرح زیر است:

۱. نرخ بهره بلندمدت و کوتاه مدت
۲. تولید ناخالص داخلی
۳. صادرات پتروشیمی
۴. نرخ ارز

$$TW_{i,j} = \frac{X_{i,j} + M_{i,j}}{TT_{i,j}} \quad (2)$$

$TW_{i,j}$: سهم تجارت بین دو کشور i, j

$X_{i,j}$: صادرات بین دو کشور i, j

$M_{i,j}$: واردات بین دو کشور i, j

$TT_{i,j}$: ارزش کلی تجارت خارجی کشور i با تمامی شرکای تجاری (شامل کشور i)

جدول ۱. ماتریس وزنی تجارت

کشور	چین	اتحادیه اروپا	ایران	ژاپن	انگلستان	آمریکا
چین	۰/۰۰	۰/۲۸۸	۰/۶۸۶	۰/۴۷۷	۰/۱۲۸	۰/۴۳۰
اتحادیه اروپا	۰/۳۰۰	۰/۰۰	۰/۲۶۵	۰/۱۶۸	۰/۶۶۶	۰/۳۴۳
ایران	۰/۰۱۴	۰/۰۰۵	۰/۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۰۰
ژاپن	۰/۲۲۴	۰/۰۷۲	۰/۰۱۳	۰/۰۰	۰/۰۲۶	۰/۱۴۶
انگلستان	۰/۰۵۶	۰/۳۱۴	۰/۰۲۹	۰/۰۲۸	۰/۰۰	۰/۰۷۹
آمریکا	۰/۴۰۳	۰/۳۱۹	۰/۰۰۵	۰/۳۲۵	۰/۱۷۷	۰/۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۱) سهم تجاری هر کشور با شرکای تجاری اش را نشان می‌دهد. اثرات همسایه‌ای می‌تواند تجارت بین دو کشور را تحت تأثیر قرار دهد. شرکای تجاری اصلی کشور چین شامل کشورهای آمریکا، اتحادیه اروپا و ژاپن هستند. سهم اتحادیه اروپا که شریک تجاری اصلی انگلستان می‌باشد ۳۱ درصد بوده است، در صورتی که سهم تجاری کشور آمریکا از تجارت خارجی انگلستان کمتر از ۸ درصد است. اصلی‌ترین شریک تجاری ایران در سال‌های اخیر که درگیر تحریم‌های آمریکا بوده‌ایم، کشور چین است که سهم آن حدود ۶۹ درصد بوده و این سهم با اتحادیه اروپا حدود ۲۷ درصد و با سایر کشورها حدود ۴ درصد است.

یافته‌های الگوی GVAR

مانایی، تعداد وقفه‌های بهینه و تعداد روابط هم‌انباشتی

آزمون مانایی (ریشه واحد) اولین آزمونی است که در تخمین انجام می‌شود. داده‌ای مانا است که در طول زمان میانگین، واریانس و کوواریانس آن متغیر در طول وقفه‌های یکسان برابر باشند. در

نتیجه برای اعتبار بخشیدن به نتایج بدست آمده می‌بایست مانایی متغیرها در مدل GVAR مورد بررسی قرارگیرد. نتایج آزمون نشان می‌دهد که تمام متغیرهای داخلی و خارجی نامانا هستند اما در تفاضل مرتبه اول مانا هستند. بنابراین می‌توان روابط هم‌انباشتگی استاندارد بین متغیرها را برآورد نمود.

جدول ۲. تعداد وقفه‌های $VARX(p_i, q_i)$ و تعداد روابط هم‌انباشتگی بین کشورها

کشور	تعداد وقفه‌های متغیرهای داخلی P	تعداد وقفه‌های متغیرهای خارجی q	تعداد روابط هم‌انباشتگی بین کشورها
چین	۱	۱	۴
اتحادیه اروپا	۱	۱	۱
ایران	۲	۱	۲
ژاپن	۲	۱	۴
انگلستان	۲	۱	۴
آمریکا	۲	۱	۲

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) نشان‌دهنده تعداد وقفه‌های $VARX(p_i, q_i)$ و تعداد روابط هم‌انباشتگی میان کشورها است. تعداد وقفه‌های متغیرهای داخلی و خارجی براساس معیار آکائیک^۱ (AIC) تعیین شده‌اند. ساختار مدل GVAR اجازه نمی‌دهد که بیش از دو وقفه برای متغیرهای خارجی و داخلی در نظر بگیریم (دیز و همکاران، ۲۰۰۷).

آزمون برون‌زایی ضعیف متغیرهای خارجی

جدول (۳) نشان‌دهنده نتایج آزمون برون‌زایی ضعیف است. با توجه به نتایج بدست آمده فرضیه صفر برون‌زایی ضعیف برای متغیر تورم و قیمت نفت کشور انگلستان و همچنین نرخ بهره کوتاه‌مدت ژاپن رد می‌شود ولی تمامی متغیرهای دیگر برای سایر کشورها در مدل VARX خاص کشورها فرضیه صفر را رد نکرده و به عنوان متغیر برون‌زایی ضعیف در نظر گرفته می‌شوند. در مورد کشور آمریکا به دلیل تأثیر معناداری که بر اقتصاد جهانی دارد، رد کردن فرض برون‌زایی ضعیف متغیرها دشوار است.

1. Akaike information criterion



جدول ۳. آزمون برونزایی ضعیف متغیرها در سطح ۵٪

کشور	آماره F بحرانی ۵٪	تولید ناخالص داخلی حقیقی خارجی	تورم خارجی	نرخ ارز واقعی خارجی	نرخ بهره کوتاه مدت خارجی	نرخ بهره بلندمدت خارجی	صادرات پتروشیمی	تغییرات قیمت نفت
چین	۲/۵۰۶	۰/۳۴۴	۰/۷۰۶	۱/۶۷۶	۰/۶۷۶	۰/۱۳۲	۰/۸۳۷	۰/۸۰۲
اتحادیه اروپا	۳/۹۷۷	۰/۳۲۶	۰/۰۴۷	۰/۱۴۷	۳/۵۴۹	۰/۰۷۸	۱/۲۹۱	۰/۸۲۶
ایران	۳/۱۲۹	۰/۰۲۸	۰/۹۳۶	۰/۳۷۰	۰/۲۰۵	۲/۱۴۲	۱/۸۷۵	۰/۴۲۴
ژاپن	۲/۵۰۸	۰/۸۳۲	۰/۷۱۱	۰/۲۲۸	۲/۵۲۱	۱/۳۹۴	۱/۵۰۵	۰/۵۳۵
انگلستان	۲/۵۰۸	۰/۲۵۶	۴/۴۹۹	۰/۸۰۴	۱/۴۷۲	۱/۴۱۹	۱/۸۸۸	۲/۸۳۸
آمریکا	۳/۱۲۵	۰/۹۸۶	۰/۳۴۰	۳/۰۷۴	۰/۵۷۸	۰/۱۸۰	۱/۸۵۹	۰/۸۰۳

منبع: یافته‌های پژوهش

همبستگی‌های جفت‌های متقابل

یکی از مزایای منحصربه‌فرد روش GVAR توانایی این روش در آزمون جهانی عوامل مشترک در تمامی کشورها است. باتوجه به این که تخمین تمامی مدل‌های VARX خاص کشورها براساس شرط برونزایی ضعیف متغیرهای خارجی انجام می‌شود. براساس شرط مدل‌های خاص کشور روی متغیرهای خارجی برونزای ضعیف، می‌تواند به عنوان معیاری برای عوامل جهانی مشترک در نظر گرفته شود. می‌توان انتظار داشت که میزان همبستگی شوک‌های باقیمانده در تمامی کشورها کوچک خواهد بود.

جدول ۴. نتایج آزمون میانگین همبستگی جفت‌های متقابل در سطح و تفاضل اول برای متغیرهای

درون زا و پسماندها

کشورها	تولید ناخالص داخلی حقیقی		صادرات محصولات پتروشیمی		تورم	
	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول
چین	۰/۹۰۶	۰/۱۹۰	۰/۵۸۶	۰/۰۰۹	۰/۲۴۰	۰/۰۶۱
اتحادیه اروپا	۰/۹۱۲	۰/۴۴۷	۰/۵۴۵	۰/۰۷۱	۰/۳۹۴	۰/۲۹۲
ایران	۰/۷۰۰	۰/۰۳۶	۰/۲۲۰	۰/۰۹۴	۰/۱۹۹	۰/۰۸۲
ژاپن	۰/۸۷۱	۰/۳۳۴	۰/۴۰۳	۰/۰۶۸	۰/۱۳۴	۰/۱۰۲
انگلستان	۰/۹۰۸	۰/۴۱۶	۰/۳۶۱	۰/۰۵۲	۰/۳۲۵	۰/۲۶۴
آمریکا	۰/۹۱۹	۰/۳۴۱	۰/۵۱۴	۰/۰۵۹	۰/۳۸۷	۰/۳۵۰

کشورها	سطح	تفاضل مرتبه اول	پسماندهای VECMX*	سطح	تفاضل مرتبه اول	پسماندهای VECMX*	سطح	تفاضل مرتبه اول	پسماندهای VECMX*
	تولید ناخالص داخلی حقیقی			صادرات محصولات پتروشیمی			تورم		
میانگین	۰/۸۶۹	۰/۲۹۴	-۰/۰۵۵	۰/۴۳۸	۰/۰۲۷	-۰/۰۷۳	۰/۲۷۹	۰/۱۹۱	-۰/۱۴۲
	نرخ ارز واقعی			نرخ بهره کوتاه‌مدت			نرخ بهره بلندمدت		
چین	۰/۷۷۱	۰/۲۰۲	-۰/۰۹۶	۰/۴۴۳	۰/۲۳۳	-۰/۰۴۰	---	---	---
اتحادیه اروپا	۰/۷۰۹	۰/۳۴۹	-۰/۰۵۰	۰/۴۸۲	۰/۳۹۴	-۰/۰۶۴	۰/۵۲۷	۰/۴۳۶	-۰/۲۲۶
ایران	۰/۷۵۶	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۴	-۰/۳۸۷	۰/۰۱۴	۰/۰۲۰	-۰/۵۶۶	۰/۰۱۹	۰/۰۳۱
ژاپن	۰/۴۷۹	۰/۰۴۲	-۰/۰۷۷	۰/۴۷۵	۰/۳۳۷	۰/۰۵۶	۰/۵۰۴	۰/۲۸۹	-۰/۰۹۶
انگلستان	۰/۷۲۰	۰/۳۰۶	-۰/۱۹۸	۰/۴۴۸	۰/۴۲۴	۰/۰۳۵	۰/۵۲۹	۰/۴۵۵	-۰/۰۲۳
آمریکا	۰/۷۹۵	۰/۲۲۵	-۰/۱۲۳	۰/۴۵۱	۰/۲۴۲	۰/۰۱۶	۰/۵۰۳	۰/۴۷۸	-۰/۰۴۸
میانگین	۰/۷۰۵	۰/۱۸۵	-۰/۰۹۳	۰/۳۱۸	۰/۲۹۰	۰/۰۰۳	۰/۲۹۹	۰/۳۳۵	-۰/۰۷۲

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج جدول (۴) بیانگر این موضوع است که به طور کلی متوسط همبستگی متقاطع متغیرهای درونزا در سطح بالاتر و در تفاضل مرتبه اول پایین‌تر می‌باشد، اشاره به این دارد که همبستگی متقاطع بین متغیرها در تفاضل مرتبه اول با محدودیت همراه است. همچنین با توجه به این که همبستگی متقاطع بین پسماندهای مدل VARX که شامل متغیرهای داخلی و خارجی است بسیار ناچیز است، در نتیجه می‌توان گفت که مدل در اندازه‌گیری روند عمومی و اثرات سرریزها در بین متغیرها و در بین کشورها موفق بوده است و نتایج ما مشابه نتایج دیز و همکاران است و ساختار تصریح مدل GVAR ما مورد تأیید است.

آزمون پایداری پارامترها

در مدل‌های VAR با مشکل پایداری پارامترهای تخمین زده شده مواجه هستیم و این مشکل بیشتر برای کشورهای نوظهور رخ می‌دهد و در مدل ما چین تنها کشور نوظهور است؛ اما تغییرات ساختاری پایداری دارد. با آگاهی به این مسئله و برای اطمینان از پایداری پارامترها از آزمون Nyblom استفاده

می‌کنیم



جدول ۵. نتایج محاسبه شده آزمون پایداری پارامترهای Nyblom و توان ناهمسانی واریانس های متغیرها

متغیرها	تولید ناخالص داخلی	تورم	نرخ ارز واقعی	نرخ بهره کوتاه مدت	صادرات پتروشیمی	نرخ بهره بلندمدت
چین - Nyblom	۱/۵۱۷	۱/۴۲۰	۱/۲۹۳	۲/۲۰۴	۱/۳۹۴	-
	۲/۰۲۳	۱/۹۶۷	۱/۹۲۱	۲/۰۲۸	۱/۹۰۸	-
چین - Robust Nyblom	۱/۵۰۰	۱/۸۷۰	۱/۸۵۴	۲/۶۰۷	۱/۳۵۶	-
	۲/۴۲۷	۲/۲۲۷	۲/۴۹۴	۲/۴۳۴	۲/۳۵۴	-
اتحادیه اروپا - Nyblom	۲/۳۲۰	۱/۳۱۲	۱/۹۸۹	۱/۴۲۰	۰/۸۱۷	۱/۵۵۵
	۱/۵۰۸	۱/۷۸۱	۱/۵۲۹	۱/۳۶۱	۱/۴۷۱	۱/۴۹۱
اتحادیه اروپا - Robust Nyblom	۱/۷۴۴	۱/۲۰۲	۲/۰۲۶	۱/۸۵۲	۱/۱۰۱	۱/۴۹۹
	۱/۶۶۹	۱/۹۵۵	۱/۷۰۳	۱/۷۳۱	۱/۶۹۳	۱/۹۱۳
ایران - Nyblom	۱/۷۵۴	۲/۱۳۰	۱/۶۳۰	۲/۱۳۴	۱/۰۹۲	۲/۹۰۳
	۲/۳۶۴	۲/۳۶۸	۲/۳۰۹	۲/۲۸۸	۲/۵۷۳	۲/۲۳۶
ایران - Nyblom Robust	۳/۲۵۸	۲/۶۹۸	۳/۱۰۳	۴/۲۹۵	۱/۷۷۳	۳/۸۱۸
	۳/۱۲۶	۳/۱۰۷	۳/۱۲۰	۳/۱۱۵	۳/۱۵۲	۲/۹۰۲
ژاپن - Nyblom	۲/۴۱۷	۱/۶۷۲	۲/۲۷۷	۱/۸۰۷	۲/۱۲۰	۲/۸۶۳
	۲/۵۲۷	۲/۳۶۴	۲/۶۱۴	۲/۹۸۲	۲/۷۹۳	۲/۷۹۶
ژاپن - Robust Nyblom	۳/۳۴۴	۲/۳۷۵	۳/۶۸۷	۲/۳۱۵	۳/۰۲۶	۳/۰۵۰
	۳/۳۰۴	۳/۲۱۵	۳/۵۵۸	۳/۶۴۳	۳/۶۳۶	۳/۵۳۱
انگلستان - Nyblom	۱/۴۸۶	۲/۲۶۲	۲/۲۱۶	۲/۶۰۹	۲/۰۵۴	۲/۶۹۴
	۲/۶۷۰	۲/۵۴۹	۲/۷۱۳	۲/۵۲۹	۲/۴۶۷	۲/۵۱۶
انگلستان - Robust Nyblom	۲/۴۱۱	۳/۵۱۴	۳/۰۲۳	۲/۸۲۱	۲/۵۱۱	۳/۶۰۷
	۲/۳۸۳	۲/۵۵۸	۳/۳۹۵	۳/۴۹۱	۳/۳۰۰	۲/۴۳۷
آمریکا - Nyblom	۲/۱۴۲	۱/۶۱۰	۱/۶۱۰	۱/۹۰۴	۱/۵۳۸	۱/۱۶۸
	۲/۳۱۰	۲/۴۸۷	۲/۴۵۵	۲/۷۳۴	۲/۶۵۵	۲/۴۵۷
آمریکا - Robust Nyblom	۲/۰۷۵	۲/۱۵۱	۲/۱۵۱	۲/۸۱۴	۲/۵۳۹	۲/۵۷۱
	۳/۱۸۹	۳/۰۳۲	۳/۳۲۱	۳/۲۶۳	۳/۳۲۲	۳/۰۴۶

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه به جدول (۵) هر دو آزمون Nyblom و Robust پایداری پارامتر صادرات پتروشیمی برای تمامی کشورها را تأیید می‌نمایند. پارامتر نرخ ارز واقعی برای اتحادیه اروپا در هر دو آزمون ناپایدار است و برای کشور ژاپن نیز فقط آزمون Roubust ناپایداری را نشان می‌دهد. در مورد تولید ناخالص داخلی نتایج آزمون‌ها بر ناپایداری اتحادیه اروپا تأکید دارد و برای کشور ایران و ژاپن آزمون Roubust ناپایداری را نشان می‌دهد.

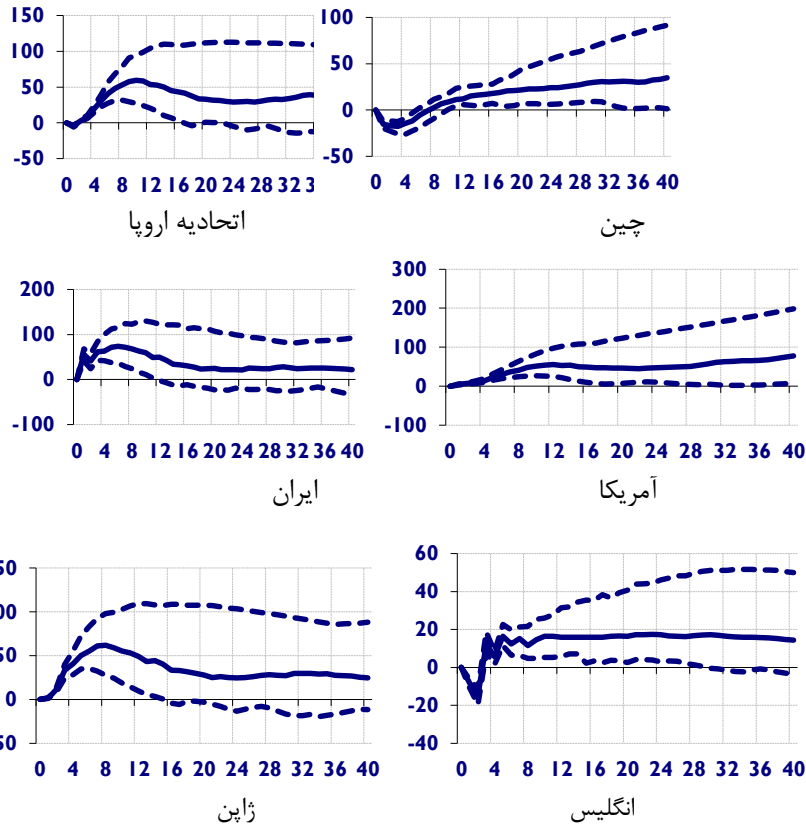
تجزیه و تحلیل پویا، تابع کنش و واکنش تعمیم‌یافته

برای تحلیل تابع کنش واکنش تعمیم‌یافته را که کوپ و همکاران (۱۹۹۶) پیشنهاد داده‌اند و توسط پسران و شین (۱۹۹۸) توسعه داده شده است، مورد استفاده قرار می‌دهیم. این روش جایگزینی برای توابع کنش واکنش تعامدی (OIR) پیشنهاد سیمز می‌باشد. تعامدی در توابع کنش واکنش به این صورت است که شوک‌های تحمیل شده متغیرها در سیستم همبستگی ندارند و به طور ضمنی ماتریس وارینانس-کواریانس آن‌ها صفر است. بنابراین می‌توان اثرات هم‌زمان شوک‌های مختلف در سیستم را مورد بررسی قرار داد. برخلاف روش OIR، روش GIRF شوک‌های تحمیل شده به خطای فردی را با فیلتر کردن اثرات دیگر شوک‌های و مشاهده توزیع تمامی شوک‌ها بررسی می‌کند. روش GIRF چگونگی تغییرات یک متغیر روی متغیرهای دیگر را در طول زمان بدون در نظر گرفتن منبع شوک در مدل GVAR نشان می‌دهد. بنابراین بر خلاف مدل OIR در روش GIRF نیازی به مشخص شدن منشأ نیست. به هر حال زمانی که ساختار مدل GVAR براساس فرض برونزای ضعیف شرطی باشد، ارتباط شوک‌ها مشکلی ایجاد نمی‌کند. آن‌ها می‌توانند پویایی را در مدل‌های سری زمانی به وسیله ترسیم واکنش‌های متغیر به شوک حاصل از یک انحراف معیار استاندارد خطای معادله ارائه دهند. علاوه بر این GIRF حساسیتی به ترتیب متغیرها و کشورها در مدل GVAR ندارد که این یک مزیت برای این مدل‌ها می‌باشد.

حال از طریق نمودار کنش-واکنش تعمیم‌یافته، اثرات داخلی و سرریز حاصل از شوک وارده به اندازه یک انحراف معیار بر شوک مثبت ارزی آمریکا، چین، اتحادیه اروپا بر روی صادرات محصولات پتروشیمی شرکای تجاری ایران بررسی می‌شود.

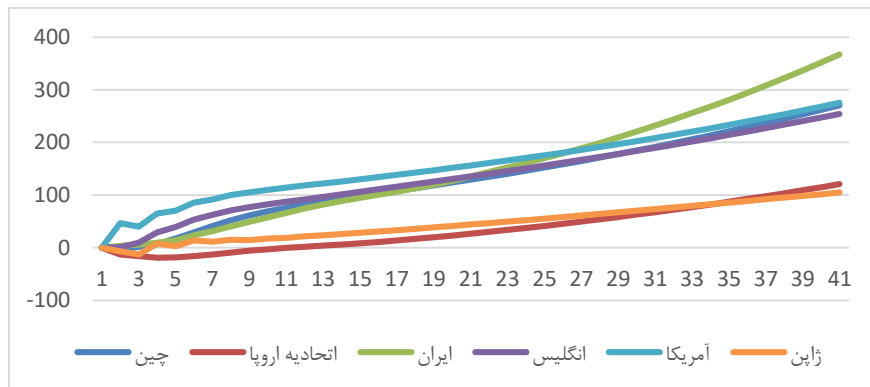
1. Koop *et al.*
2. Pesaran & Shin
3. Orthogonalized Impulse Responses
4. Sims





نمودار ۱. اثرات سرریز شوک ارزی آمریکا بر شاخص صادرات محصولات پتروشیمی

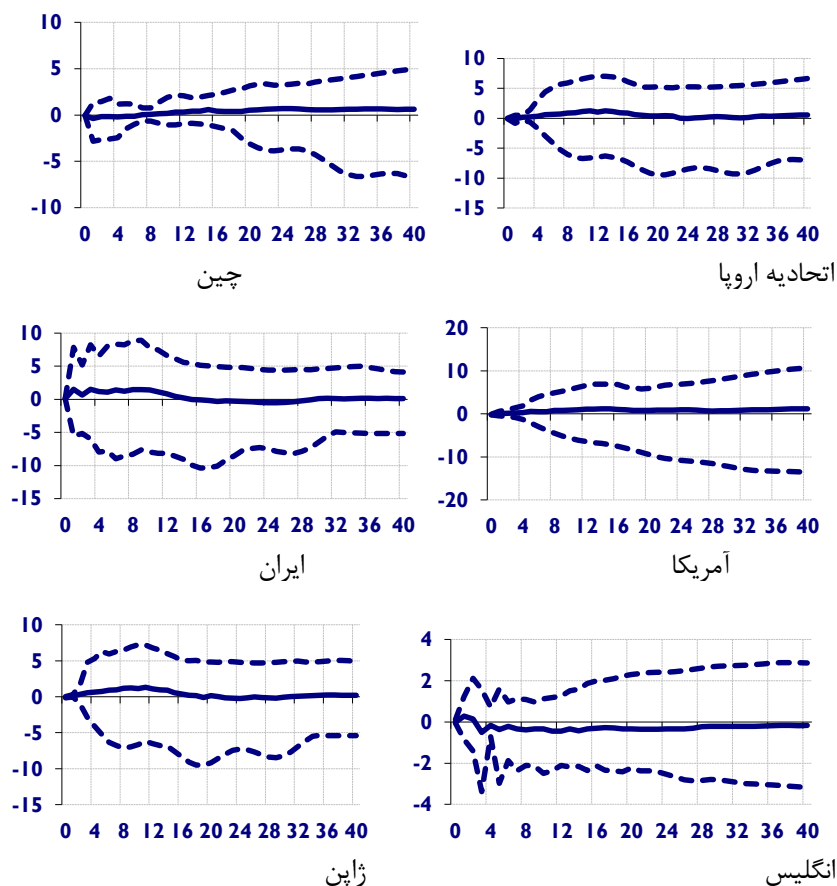
منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار ۲. روند صادرات محصولات پتروشیمی در واکنش به شوک ارزی آمریکا

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۱) پاسخ شوک ارزی آمریکا بر صادرات پتروشیمی کشورهای مورد مطالعه و نمودار (۲) روند صادرات محصولات پتروشیمی آن کشورها در واکنش به شوک ارزی آمریکا را نشان می‌دهد. همان طور که از نمودارهای بالا مشخص است، نتایج نشان‌دهنده این است که با وارد کردن شوک مثبت ارزی آمریکا، شاهد افزایش صادرات این کشور که بیانگر تقویت دلار است، هستیم. از طرفی این افزایش نرخ ارز اثر سرریز به سایر کشورهای مورد مطالعه دارد و منجر به افزایش صادرات آن کشورها شده است از طرفی با توجه به این که صادرات شرکای تجاری آمریکا از جمله چین به آمریکا و دیگر کشورها افزایش می‌یابد و چین رابطه مستقیم با ایران دارد با افزایش تقاضای خود از ایران باعث بالا رفتن حجم صادرات کشور می‌شود.

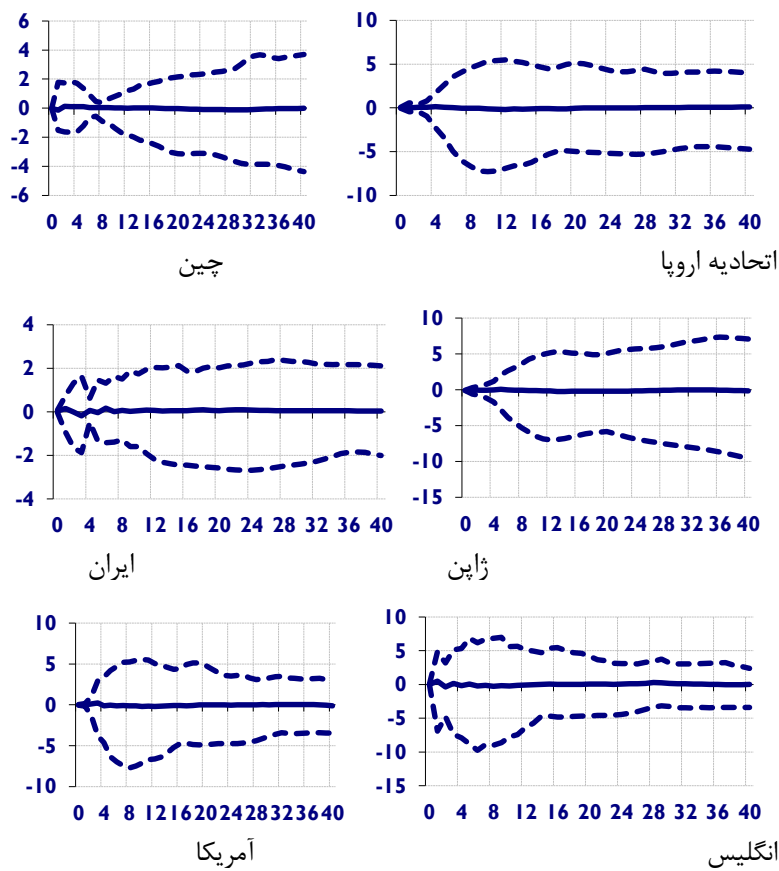


نمودار ۳. اثرات سرریز شوک ارزی اتحادیه اروپا بر شاخص صادرات محصولات پتروشیمی

منبع: یافته‌های پژوهش



نمودار (۳) نشان دهنده اثر سرریز شوک ارزی اتحادیه اروپا بر صادرات محصولات پتروشیمی کشورهای مورد مطالعه می باشد. باتوجه به نتایج بوت استرپها اثر شوک ارزی اتحادیه اروپا (که در این پژوهش ۸ کشور از آن در نظر گرفته شده است و آلمان بزرگترین کشور از لحاظ تولید ناخالص داخلی است) بر صادرات پتروشیمی کشورهای مورد بررسی معنادار نیست، زیرا یورو تضعیف شده است و تأثیری بر اقتصاد جهانی ندارد. در نتیجه شوک ارزی اتحادیه اروپا بر صادرات محصولات پتروشیمی کشورها اثری ندارد و دارای اثرات سرریز خارجی بر این کشورها نیست.



نمودار ۴. اثرات سرریز شوک ارزی چین بر شاخص صادرات محصولات پتروشیمی

منبع: یافته‌های پژوهش

نمودار (۴) نشان دهنده اثر سرریز شوک ارزی چین بر صادرات پتروشیمی کشورهای مورد مطالعه است. با توجه به بوت استرپها اثر شوک ارزی چین بر صادرات پتروشیمی کشورها معنادار نیست. دلیل این

امر نیز تضعیف یوان بوده است و نمی‌تواند تأثیری بر اقتصاد جهانی داشته باشد. در نتیجه شوک ارزی چین نیز بر صادرات محصولات پتروشیمی کشورها اثری نداشته است و دارای اثرات سرریز خارجی بر کشورها نیز نیست. با توجه به این که اقتصاد ایران یک اقتصاد نفتی می‌باشد و چون صادرات نفتی ایران باید در اثر افزایش تقاضای آن از طریق شرکای تجاری از جمله چین به منظور افزایش تولید باشد، اما نتایج نشان داد شوک ارزی این کشور تأثیری بر میزان تقاضایش از محصولات پتروشیمی کشور نداشته است.

بحث و نتیجه‌گیری

کشورها از نظر اقتصادی به یکدیگر وابسته هستند و باتوجه به این که آثار سرریز سیاست‌های اقتصادی‌های بزرگ به یکدیگر منتقل می‌شود. از آنجایی که اقتصاد ایران یک اقتصاد کوچک باز^۱ و تحت تأثیر شوک‌های داخلی و خارجی می‌باشد و در اکثر مطالعات انجام شده اثر شوک‌های داخلی و شوک نفتی مورد بررسی قرار گرفته است و به تأثیر شوک‌های خارجی توجهی نشده است؛ بنابراین باتوجه به اهمیت موضوع در این پژوهش، اقتصاد ایران را از طریق رهیافت خودرگرسیون برداری جهانی (GVAR) و با استفاده از داده‌های فصلی ۲۰۲۰-۱۹۹۵ در بستر جهانی مدل‌سازی نموده و به بررسی اثر سرریز شوک‌های ارزی شرکای تجاری ایران بر صادرات محصولات پتروشیمی پرداخته شد. باتوجه به بوت‌استرپ‌ها به این نتیجه رسیدیم که شوک ارزی کشور آمریکا به دلیل تقویت دلار و تأثیر بر اقتصاد جهانی منجر به افزایش صادرات پتروشیمی کشورها می‌گردد. اما شوک ارزی دیگر شرکای تجاری تأثیر معناداری بر میزان صادرات ایران نداشته است. مشاهده شده است که شوک ارزی ایالات متحده آمریکا علی‌رغم داشتن اثرات داخلی، دارای اثرات سرریز به سایر اقتصادها بوده به طوری که شاخص‌های اقتصادی این کشورها و همچنین قیمت نفت از این شوک متأثر شده و اقتصاد ایران نیز نظر تحت تأثیر قرار گرفته است؛ لذا پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران اقتصادی به منظور ایمن‌سازی اقتصاد ایران از شوک‌ها و تکان‌های خارجی به سیاست‌های اقتصادی سایر کشورها توجه نموده و سیاست‌های بهینه‌ای اعمال نمایند تا در زمان شوک‌های منفی با کاهش اثرات منفی آن‌ها و در دوران رونق با تقویت آثار مثبت سرریزها باعث رشد و شکوفایی اقتصاد ایران گردند.

ملاحظات اخلاقی

حامی مالی: مقاله حامی مالی ندارد.

مشارکت نویسندگان: تمام نویسندگان در آماده‌سازی مقاله مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع: بنا بر اظهار نویسندگان در این مقاله هیچ‌گونه تعارض منافی وجود ندارد.

تعهد کپی‌رایت: طبق تعهد نویسندگان حق کپی‌رایت رعایت شده است.

۱. اقتصادی که در تجارت بین‌الملل شرکت می‌کند ولی نسبت به سایر کشورها تأثیری بر قیمت‌های جهانی، نرخ بهره جهانی یا درآمد جهانی ندارد و در نتیجه قیمت پذیراست.



منابع

- بهادران، فاطمه. (۱۳۹۹). تأثیر تحریم های بین المللی بر صنعت پتروشیمی ایران با تأکید بر صادرات و سرمایه گذاری مستقیم خارجی. دومین کنفرانس حسابداری و مدیریت. خدایپرست، یونس. (۱۴۰۰). راهبردهای صادراتی و شرکای تجاری هدف محصولات پتروشیمی ایران. ماهنامه امنیت اقتصادی، ۹(۴): ۴-۱۲.
- خلفی، رباب. (۱۳۹۴). بررسی اثر شوک های ارزی بر صادرات غیرنفتی در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد علوم اقتصادی، دانشگاه پیام نور.
- غفاری، هادی؛ جلویی، مهدی و چنگی آشتیانی، علی. (۱۳۹۲). بررسی و پیش بینی آثار افزایش نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش های عمده اقتصاد. پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی، ۳(۱۰): ۴۱-۵۸.
- کریمی، هانیه. (۱۳۹۶). بررسی نقش صنعت پتروشیمی در توسعه اقتصادی ایران، دومین کنفرانس سالانه اقتصاد، مدیریت و حسابداری.
- ورهرامی، ویدا و فکور، علی. (۱۴۰۰). تعیین و تخمین عوامل موثر بر عرضه صادرات محصول پتروشیمیایی متانول به مقاصد صادراتی (امارات، ترکیه، چین و هند) با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه توزیعی (ARDL). راهبرد اقتصادی، ۱۰(۳۶): ۱۴۴-۱۰۹.

References

- Akinlo, A. E., & Adejumo, V. A. (2014). Exchange rate volatility and non-oil exports in Nigeria: 1986-2008. *International Business and Management*, 9(2), 70-79.
- Alizadeh Janvisloo, M. R., & Sherafatian-Jahromi, R. (2019). Macroeconomic, international linkage and effects of external shocks in Southeast Asian Emerging Economies. *Journal of Money and Economy*, 14(2), 205-230.
- Allen, D. E., McAleer, M., Powell, R. J., & Singh, A. K. (2017). Volatility Spillovers from Australia's major trading partners across the GFC. *International Review of Economics & Finance*, 47, 159-175.
- Bahadran, F. (2020). The impact of international sanctions on Iran's petrochemical industry with an emphasis on exports and foreign direct investment. *The Second Accounting and Management Conference*. (in Persian)
- Chit, M. M., Rizov, M., & Willenbockel, D. (2010). Exchange rate volatility and exports: New empirical evidence from the emerging East Asian economies. *World Economy*, 33(2), 239-263.
- 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.
- European Commission (2014). Quarterly report on the Euro area. 13(4), Brussels.
- Ghaffari, H., Jaloli, M., & Changi Ashtiani, A. (2013). Investigation and forecasting of the effects of exchange rate increase on economic growth of major economic sectors of Iran (1976-2014). *Economic Growth and Development Research*, 3(10), 41-58. (in Persian).

Hasanov, F. (2013). The impact of the real exchange rate on non-oil exports. Is there an asymmetric adjustment towards the equilibrium?. *Актуальні проблеми економіки*, (6), 487-502

Imoughele, L. E., & Ismaila, M. (2015). The impact of exchange rate on Nigeria non-oil exports. *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, 5(1), 190-198.

Karimi, H. (2017). Investigating the role of the petrochemical industry in the economic development of Iran. *The Second Annual Conference on Economics, Management and Accounting* (in Persian).

Khodaparast, Y. (2021). Export strategies and target trading partners of Iran's petrochemical products. *Economic Security*, 9(4), 4-12. (in Persian).

Kholfi, R. (2015). Investigating the effect of currency shocks on non-oil exports in Iran. Master's Thesis of Economic Sciences, Payam Noor University. (in Persian)

Koop, G., Pesaran, M. H., & Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147.

Kouassi, E., Mougoue, M., & Kymn, K. O. (2004). Causality tests of the relationship between the twin deficits. *Empirical Economics*, 29, 503-525.

Pesaran, H. H., & Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics letters*, 58(1), 17-29.

Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(2), 129-162.

Sandu, C., & Ghiba, N. (2011). The relationship between exchange rate and exports in Romania using a vector autoregressive model. *Annales Universitatis Apulensis: Series Oeconomica*, 13(2), 476.

Soric, P. (2007). The impact of Kuna exchange rate volatility on Croatian exports. *Financial Theory and Practice*, 31(4), 353-369.

Varahrami, V., & Fakour, A. (2021). Determining and estimating the factors affecting the export supply of methanol petrochemical product to export destinations (UAE, Turkey, China and India) using vector Autoregression Model with Distributed Lags (ARDL). *Economic Strategy*, 10(36), 109-144. (in Persian).

Weyerstrass, K., Jaenicke, J., Neck, R., Haber, G., van Aarle, B., Schoors, K., ... & Claeys, P. (2006). *Economic spillover and policy coordination in the Euro Area* (No. 246). Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.

COPYRIGHTS



©2022 Alzahra University, Tehran, Iran. This license allows others to download the works and share them with others as long as they credit them, but they can't change them in any way or use them commercially.

