

## تحلیل نقش شرکای وارداتی در آسیب پذیری تورمی اقتصاد ایران: ارزیابی بر اساس یک مدل تصحیح خطای برداری جهانی (GVECM)

مهدی حاج امینی\*

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۲/۰۷

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۶/۰۸

### چکیده

اقتصاد ایران به دلیل وابستگی به صادرات نفت، واردات غذا و سهم بالای غذا و انرژی در سبد کالایی، آسیب پذیری تورمی زیادی دارد. بر این اساس، تورم ایران نه تنها به طور مستقیم از تکانه های قیمت نفت و غذا آسیب می بیند، بلکه از تورم شرکای تجاری اش - به دلیل تأثیر پذیری آنها از تکانه های جهانی - تأثیر می پذیرد که آثار سرریز نامیده می شود. پژوهش حاضر با برآورد مدل تصحیح خطای برداری جهانی (GVECM) شامل ۳۴ کشور برای دوره ۱۹۸۸Q۴-۲۰۱۳Q۱ این سرریزهای تورمی را بررسی می کند. یافته ها بدین شرح است. (۱) آثار سرریز تکانه نفت مخالف تأثیر مستقیم آن است، به طوری که تأثیر اولیه تا حدودی از طریق تورم شرکای تجاری خنثی می شود؛ اما آثار سرریز تکانه قیمت غذا موجب افزایش بیشتر تورم ایران می شود. (۲) تورم های چین و آمریکای لاتین بیشترین حساسیت را نسبت به تکانه قیمت نفت و غذا داشته و از طرف دیگر، تورم ایران بیشترین تأثیر را از تکانه های تورمی آنها می پذیرد. پس این کشورها می توانند آثار سرریز قابل توجهی بر اقتصاد ایران تحمیل کنند. (۳) کشورهای توسعه یافته (اروپا، ژاپن و کره جنوبی) به طور معمول تکانه های تورمی نفت و غذا را مهار کرده و آن را به شرکای تجاری شان منتقل نمی کنند. (۴) تنوع شرکای وارداتی ایران از اواسط دهه ۱۳۸۰ به نفع تمرکز بر کشورهای در حال توسعه و آسیب پذیرتر تغییر کرده است؛ بنابراین پراکنده کردن تجارت خارجی در میان کشورهای توسعه یافته و نوظهور می تواند مصونیت اقتصاد ایران را در برابر تکانه های تورمی آینده بهبود بخشد.

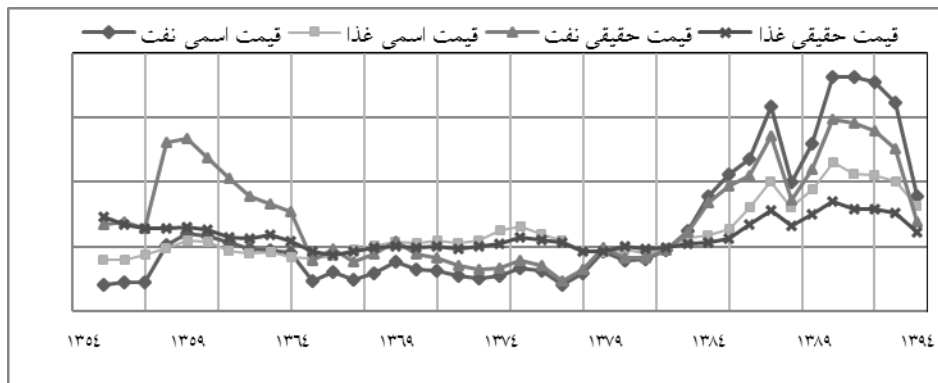
**کلیدواژه ها:** تورم، سرریز، شرکای تجاری، تصحیح خطای برداری جهانی (GVECM).

طبقه بندی JEL: F10, F41

## ۱. مقدمه

کالاهای جهانی مانند نفت و غذا، مواد اولیه و واسطه تولیدی مهمی محسوب می‌شوند که قیمت‌های آن‌ها نقش مهمی در سیکل‌های تجاری و دوره‌های تورمی ایفا می‌کنند. نفت در ابتدای زنجیره تولید قرار دارد و غذا هم سهم قابل توجهی از سبد کالایی اکثر مردم جهان را تشکیل می‌دهد. در نتیجه تکانه‌های قیمتی این کالاها آغازگر و پیشران سطح عمومی قیمت‌ها محسوب می‌شوند. در این میان، کشورهای درحال توسعه به دلایل وابستگی به نفت و غذا و سهم بالاتر غذا و انرژی در سبد کالایی، آسیب‌پذیری تورمی بیشتری دارند.

طی سال‌های اخیر این مخاطرات قیمتی و تورمی اهمیت بیشتری یافته و مکرراً در مورد آن‌ها هشدار داده شده است (گزارش‌های مجمع جهانی اقتصاد<sup>۱</sup>، ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۵). نمودار ۱ افزایش تکانه‌های قیمت‌های حقیقی و اسمی این کالاها را در سال‌های اخیر به خوبی نشان می‌دهد.



نمودار ۱: شاخص قیمت جهانی نفت و غذا

منبع: قیمت نفت از شرکت بی‌پی (BP)، قیمت غذا از فائو (FAO) و شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا از بانک جهانی استخراج شده است.

به هر حال اندازه‌گیری آثار تورمی شوک‌های قیمتی نفت و غذا مشکل است، زیرا می‌باید اقتصاد ملی یک کشور در سطح جهانی مدل‌سازی شود تا امکان بررسی آثار تکانه‌های خارجی و سرریزهای تورمی وجود داشته باشد. در همین راستا در پژوهش حاضر تلاش می‌شود با تکیه بر مدل تصحیح خطای برداری جهانی<sup>۲</sup> (GVECM) چارچوبی برای بررسی مسیر انتقال تکانه‌ها خارجی به اقتصاد ایران و چگونگی اعمال سیاست‌های منطقه‌ای ضدتورمی ارائه شود. تا به حال پژوهش‌های داخلی به این مسئله نپرداخته‌اند که از این جهت پژوهش حاضر متمایز است.

1. World economic forum  
2. Global vector error corection model

در بخش دوم ادبیات موضوع و در بخش سوم روش پژوهش بیان می‌شود. در بخش چهارم صحت مدل برآوردی بررسی می‌شود. بخش پنجم به ارزیابی آثار سرریز تکنانه‌های قیمتی نفت و غذا بر تورم اقتصاد ایران اختصاص دارد. سرانجام نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی ارائه می‌شود.

## ۲. ادبیات موضوع

غذا یک کالای ضروری است و از این جهت کشش قیمتی و درآمدی تقاضای آن پایین (و به احتمال زیاد کوچکتر از یک) است. عرضه غذا نیز به دلیل محدودیت‌های فنی و فصلی کشت، کم‌کشش بوده و با تأخیر به تقاضا پاسخ می‌دهد<sup>۱</sup> (گالسی و لامبوردا، ۲۰۱۳: ۷۲). به همین ترتیب، تقاضای نفت خام به دلیل این که جانشین نزدیک ندارد، کم‌کشش بوده و از طرف دیگر، به علت آن که تولید و عرضه آن به شرایط ویژه‌ای بستگی دارد، منحنی عرضه آن کم‌کشش است (نادری و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۴۱). از آنجایی که عرضه و تقاضای نفت و غذا کم‌کشش هستند، هرگونه شوک به این بازارها به سرعت و به‌طور قابل توجهی در قیمت‌ها-نسبت به مقدار- منعکس شده و در نتیجه پیشران سطح قیمت‌ها می‌شوند (سینر<sup>۳</sup>، ۲۰۱۱: ۲۲۹).

شوک‌های قیمتی نفت و غذا آثار مختلفی دارند. در ابتدا با افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی و قیمت محصولات اساسی (مانند گندم، برنج و ذرت) هزینه خرید سبد کالایی مصرف‌کننده افزایش می‌یابد که تأثیر مستقیم و اولیه<sup>۴</sup> نامیده می‌شود. در ادامه، آثار القایی<sup>۵</sup> نیز شروع می‌شوند. از یک سو، هزینه تولید محصولات انرژی‌بر به‌طور نسبی افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، با افزایش هزینه زندگی مکانیسم‌های حفظ دستمزد حقیقی (چانه‌زنی اتحادیه‌های کارگران، نظریه دستمزد-کارایی و سیاست‌های حداقل دستمزد) فعال می‌شوند که ممکن است با ایجاد مارپیچ قیمت-دستمزد به تورم شتابان بینجامد (چیونگ<sup>۶</sup>، ۲۰۰۹: ۲-۴؛ گالسی و لامبوردا، ۲۰۱۳: ۷۲).

آثار شوک‌های قیمتی نفت و غذا به آثار مستقیم فوق محدود نمی‌شود، بلکه این شوک‌ها از طریق شرکای تجاری نیز بر دوره‌های تورمی کشورها تأثیر می‌گذارند که آثار سرریز نامیده می‌شود و هدف پژوهش حاضر است.

فرض کنید قیمت نفت به دلایلی از قبیل تنش‌ها و نگرانی‌های ژئوپلیتیک در منطقه خاورمیانه، خروج از بحران جهانی، محرک‌ها و مشوق‌های بانک‌های مرکزی آمریکا، ژاپن یا منطقه یورو و ...

۱. برای مثال، یافته‌های کرباسی و نقوی (۱۳۹۲) نشان می‌دهد که کشش قیمتی عرضه محصولات کشاورزی در کشورهای آسیایی به‌طور قابل توجهی کوچکتر از یک است (ذرت ۰/۵۳، برنج ۰/۱۲ و گندم ۰/۰۲).

2. Galesi and Lombardi

3. Ciner

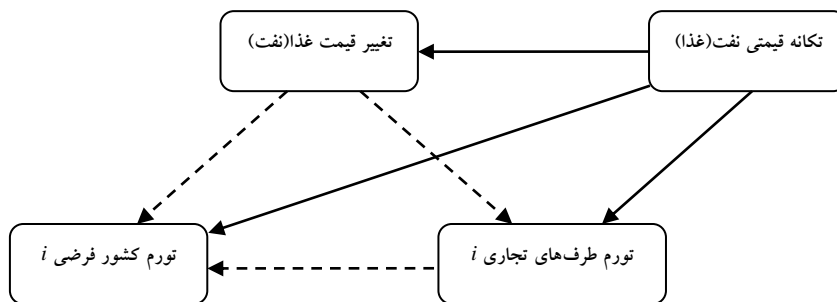
4. Direct or first-round effect

5. Second round effect

6. Cheung

افزایش یابد. از یک سو، ممکن است قیمت غذا در سطح جهانی تغییر می‌یابد<sup>۱</sup>. از سوی دیگر، افزایش قیمت نفت - و متعاقباً تغییر قیمت غذا - موجب تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها در کشورها می‌شود؛ بنابراین تورم کشور فرضی  $i$  (مثلاً ایران) نه تنها از افزایش قیمت نفت بلکه از تغییرات ایجاد شده در تورم شرکای تجاری‌اش نیز تأثیر می‌پذیرد که آثار سرریز تغییرات قیمت نفت بر تورم کشور  $i$  نامیده می‌شود. این موضوع در شکل ۱ نشان داده شده است.

به همین ترتیب، این آثار سرریز برای تکانه قیمت غذا نیز اتفاق می‌افتد. هنگامی که قیمت غذا به دلیل افزایش تقاضای چین و هند<sup>۲</sup> یا خشکسالی افزایش می‌یابد، تورم در اغلب کشورها بالا می‌رود؛ بنابراین تورم کشور فرضی  $i$  نه تنها از افزایش قیمت غذا بلکه از تغییرات ایجاد شده در تورم شرکای تجاری‌اش تأثیر می‌پذیرد.



شکل ۱: آثار مستقیم و سرریز تکانه‌های قیمت جهانی نفت

توضیحات: خط ممتد نشان‌دهنده تأثیر مستقیم و خط چین‌ها نشان‌دهنده آثار سرریز هستند.

منبع: طبقه‌بندی پژوهش

شوکه‌های قیمتی نفت و غذا از کانال‌های متعددی بر اقتصاد تأثیر می‌گذارند که اگرچه هدف پژوهش حاضر نیستند اما به تحلیل یافته‌ها و درک واقع‌بینانه‌تر از آثار آن‌ها کمک می‌کنند. لذا این کانال‌ها به صورت زیر تفکیک و توصیف می‌شوند:

▪ تجارت خارجی: هنگامی که یک شوک مثبت اتفاق می‌افتد، تجارت کشورهای واردکننده نفت (غذا) کاهش یافته و تجارت کشورهای صادرکننده آن افزایش می‌یابد. در نتیجه توزیع درآمد

۱. یکی از دلایل این مسئله، قابلیت تولید انرژی از محصولات کشاورزی است. افزایش قیمت نفت به معنای افزایش تقاضای تولید انرژی از محصولات کشاورزی است که با افزایش قیمت این محصولات همراه خواهد شد. برای مثال در برزیل، ۵۰ درصد نیشکر تولیدی صرف تولید سوخت گیاهی می‌شود. همچنین در آمریکا ۲۰ درصد و در اروپا ۵۰ درصد غلات تولید شده در کارخانه‌های تولید سوخت گیاهی مورد استفاده قرار می‌گیرد (گزارش «کمبود غذا در جهان: سفره‌های گران»، ۱۳۸۷).

۲. اقتصادهای چین و هند با سرعت قابل توجهی در حال رشد هستند و قدرت خرید جمعیت آن‌ها که بیش از یک-سوم جمعیت جهان را تشکیل می‌دهند، سریعاً در حال افزایش است. به هر حال، عرضه بخش کشاورزی حداقل در کوتاه‌مدت متناسب با این شرایط رشد نمی‌کند، در نتیجه قیمت غذا در سطح جهانی شروع به افزایش می‌یابد.

حقیقی به نفع کشورهای صادرکننده تغییر می‌کند. به همین صورت نیز تقاضای کشورهای مصرف‌کننده نفت (غذا) کاهش می‌یابد و در مقابل تقاضا در کشورهای تولیدکننده آن افزایش می‌یابد، بنابراین توزیع درآمد به نفع کشورهای تولیدکننده عوض می‌شود. به طور معکوس هنگامی که یک شوک منفی قیمتی نفت یا غذا تجربه می‌شود، توزیع درآمد به نفع کشورهای واردکننده و مصرف‌کننده نفت و غذا تغییر می‌کند (گالسی و لامبور، ۲۰۱۳: ۷۲).

▪ هزینه بالاتر تولید: شوک‌های قیمتی نفت موجب تغییر هزینه تولید می‌شوند. به هر حال در میان مدت امکان جایگزینی با نهاده‌های انرژی ارزانتر وجود دارد و بنابراین آثار شوک می‌تواند خنثی شده یا خفیف‌تر شود (رومرو<sup>۱</sup>، ۲۰۰۸: ۲-۳).

▪ سبب کالا: محصولات نفت محور بخش مهمی از شاخص قیمت مصرف‌کننده را تشکیل می‌دهند (برای مثال پوشاک، لوازم منزل، تجهیزات ساختمانی و ...). غذا نیز سهم قابل توجهی در سبب کالا دارد؛ بنابراین افزایش قیمت نفت یا غذا به طور مستقیم موجب افزایش تورم می‌شود. پایداری تأثیر این شوک‌ها و تأثیر آن‌ها بر تورم، به سایر کانال‌ها و فعل و انفعالات بعد از شوک بستگی دارد (دوما<sup>۲</sup>، ۲۰۰۸: ۱؛ گالسی و لامبور، ۲۰۱۳: ۷۲).

▪ دارایی‌های مالی: تحقیقات متعدد نشان داده‌اند که به طور معمول، افزایش قیمت نفت و یا کالاهای اساسی (مانند فلزات) موجب افزایش قیمت دارایی‌های مالی و نرخ ارز می‌شود و بالعکس. بدین ترتیب تقاضای جهانی تحت تأثیر قرار گرفته و دوره‌های تورمی تغییر می‌کند (چیونگ، ۲۰۰۹: ۲-۴؛ گالسی و لامبور، ۲۰۱۳: ۷۲).

▪ انتظارات و عامل روانشناختی<sup>۳</sup>: عدم اطمینان زیاد در مورد قیمت نفت یا سایر کالاهای اساسی موجب می‌شود که مصرف‌کنندگان خرید کالاهای مرتبط با آن محصول را به تعویق بیندازند و در نتیجه مصرف کاهش می‌یابد (گالسی و لامبور، ۲۰۱۳: ۷۲).

بر اساس آنچه بیان شد، آثار جهانی قیمت نفت و غذا بر تورم مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته؛ که سیر صعودی پژوهش‌ها افزایش اهمیت و ضرورت این موضوع در سال‌های اخیر را به خوبی نشان می‌دهد. خلاصه‌ای از این پژوهش‌ها در جدول ۱ منعکس شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود تا به حال پژوهش‌های داخلی به مدل‌سازی جهانی و تحلیل آثار سرریز تکنانه‌های خارجی بر اقتصاد ایران نپرداخته‌اند که از این جهت پژوهش حاضر متمایز است.

---

1. Romero  
2. Duma  
3. Psychological effect

جدول ۱: پژوهش‌ها در مورد تأثیر قیمت نفت یا غذا بر تورم ایران

پژوهش	انتشار	دوره زمانی	روش	نتیجه
مک‌کارتی <sup>۱</sup>	۲۰۰۷	۱۹۷۶Q۱-۱۹۹۸Q۴	VAR	تأیید تأثیر قیمت نفت بر تورم کشورهای توسعه‌یافته
دوما	۲۰۰۸	۲۰۰۳-۲۰۰۷	SVAR	تأیید تأثیر قیمت نفت و تورم وارداتی بر تورم سری لانکا
چن <sup>۲</sup>	۲۰۰۹	۱۹۷۰-۲۰۰۶	VECM	تأیید تأثیر قیمت نفت بر تورم در کشورهای توسعه‌یافته
شیوجی و اجینو <sup>۳</sup>	۲۰۱۰	۱۹۸۰-۲۰۰۷	VAR	تأیید تأثیر قیمت نفت بر تورم ژاپن
اصفهان‌ی و همکاران <sup>۴</sup>	۲۰۱۲	۱۹۷۹Q۱-۲۰۰۶Q۴	VECMX	تأیید تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر تورم ایران
گالسی و لومباردی	۲۰۱۳	-	GVAR	تأیید تأثیر قیمت نفت و غذا بر تورم کشورها
دی مائورو و اسمیت	۲۰۱۳	۱۹۷۹Q۱-۲۰۱۱Q۲	GVAR	تأیید تأثیر قیمت نفت و غذا بر تورم در توسعه‌یافته‌ها
اوسوریو و یونسال <sup>۵</sup>	۲۰۱۳	۱۹۶۸Q۱-۲۰۱۰Q۱	SVAR GVAR	شوک‌های قیمتی نفت توضیح‌دهنده ۳۳٪ تورم آسیا
موهانتی و جان <sup>۶</sup>	۲۰۱۵	۱۹۹۶Q۱-۲۰۱۴Q۳	SVAR	تأیید تأثیر قیمت نفت بر شاخص عمده‌فروشی هند
منظور و توکل‌نیا	۱۳۸۱	۱۹۸۶Q۱-۲۰۰۱Q۴	VECM	تأیید علیت یک‌طرفه از قیمت نفت به تورم
سرزعی	۱۳۸۶	۱۳۵۰Q۱-۱۳۷۸Q۴	VAR	درآمد نفت ← مخارج دولت ← حجم پول ← تورم
همتی و مباشرپور	۱۳۸۸	۱۳۶۷Q۱-۱۳۸۶Q۴	SVAR	قیمت نفت ← تقاضای کل ← تورم
مهرآرا	۱۳۹۱	۱۳۳۸-۱۳۸۷	STAR	تأیید تأثیر تکانه‌های نفتی بر تورم
مهدوی و همکاران	۱۳۹۱	۱۳۵۰-۱۳۸۶	VAR	نوسانات قیمت نفت مهمترین عامل نوسانات تورم
مقدم و سزاوار	۱۳۹۱	-	VAR SVAR	تکانه‌های قیمت نفت منبع اصلی نوسانات تورم
محمدزاده و توکلی	۱۳۹۲	۱۳۵۲-۱۳۸۵	سیستم دینامیک	تأیید تأثیر قیمت نفت بر سطح قیمت‌ها
ربیع همدانی و پدram	۱۳۹۳	-	DSGE	تأیید تأثیر قیمت نفت بر هزینه تولید
پیش‌بهار و باغستانی	۱۳۹۳	۱۳۸۰M۱-۱۳۹۰M۱۲	SVAR	تأیید تأثیر شوک‌های قیمتی نفت و غذا بر نوسانات تورم
نادری و همکاران	۱۳۹۳	۱۳۸۰M۱-۱۳۹۲M۰۱	VECM	تأیید تأثیر قیمت نفت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده
اثنی‌عشری و همکاران	۱۳۹۵	۱۳۴۰M۱-۱۳۹۰M۱۲	VAR	تأیید تأثیر مثبت تکانه‌های قیمتی نفت بر تورم
رجبی و کریمی	۱۳۹۵	۱۳۶۹-۱۳۹۲	SVAR	تأیید تأثیر مثبت تکانه‌های قیمتی نفت بر تورم
آرمن و همکاران	۱۳۹۶	۱۳۵۲-۱۳۹۴	VARX	تأیید تأثیر مثبت تکانه‌های صادراتی نفت بر تورم
دمیری و همکاران	۱۳۹۶	-	DSGE	تأیید تأثیر مثبت تکانه‌های نفت بر تورم

منبع: طبقه‌بندی پژوهش

1. McCarthy
2. Chen
3. Shioji and Uchino
4. Salehi Esfahani, Mohaddes, and Pesaran
5. Osorio and Unsal
6. Mohanty and John

### ۳. روش پژوهش

#### ۳-۱. داده‌های پژوهش

این پژوهش از مجموعه داده‌های فصلی در دسترس ۳۳ کشور مهم طرف تجاری ایران طی دوره ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۳ بهره می‌گیرد. بر اساس محاسبات پژوهش، این کشورها بیش از ۸۰ درصد تولید جهانی را بر حسب هر دو معیار رایج (دلار ثابت و برابری قدرت خرید) در اختیار داشته‌اند.<sup>۱</sup>

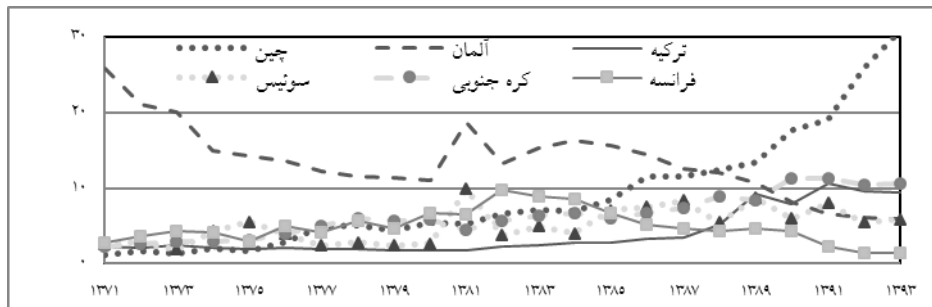
مهمتر آن که با محاسبه سهم شرکای تجاری ایران مشخص می‌شود که در طول سه دهه اخیر بیش از ۸۵ درصد واردات ایران از ۳۳ کشور مدل انجام می‌گرفته است.<sup>۲</sup> این مسئله از آنجا اهمیت دارد که گالسی و لامبوردا (۲۰۱۳) و دی‌ماتورو و پسران<sup>۳</sup> (۲۰۱۳) بیان می‌کنند که فشارهای تورمی از طریق واردات بین کشورها منتقل می‌شود. پس کانال‌های انتقال شوک‌های جهانی و منطقه‌ای به خوبی در برآورد مدل لحاظ شده و نمونه کفایت لازم را دارد.

در ادامه تغییرات در سهم طرف‌های وارداتی ایران تجزیه و تحلیل می‌شود. ۳۳ طرف تجاری به پنج گروه تقسیم شده و سهم آن‌ها در صادرات به ایران در نمودارهای ۲ تا ۶ آورده شده است. این مسئله برای انتخاب وزن‌های تجاری در برآورد مدل و تحلیل‌ها یافته‌ها حائز اهمیت است. لازم به ذکر است که همه ۳۳ کشور مدل در تمامی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۳ به ایران صادرات داشته‌اند، به جز عدم صادرات شیلی در سال ۱۳۷۳ و آفریقای جنوبی در سال‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۷۲.

شش کشور نمودار ۲ در مجموع ۴۲ درصد از واردات ایران را به خود اختصاص داده‌اند. اساسی‌ترین تغییر در شرکای وارداتی ایران به دو کشور آلمان و چین مربوط می‌شود. واردات از آلمان از ۲۵ درصد سال ۱۳۷۱ به ۶ درصد در سال ۱۳۹۳ کاهش یافته است. در مقابل واردات از چین از یک درصد به بیش از ۳۰ درصد در سال گذشته رسیده که افزایش ۳۰ برابری داشته است. همچنین در این دوره ترکیه و کره جنوبی سهم خود را از ۲ درصد به ۱۰ درصد رسانده‌اند. سهم واردات از سوئیس به دو برابر افزایش یافته است. سهم واردات از فرانسه تا اواخر دهه ۱۳۸۰ به ۹ درصد افزایش یافته، اما بعد از آن شروع به کاهش یافته و اکنون تقریباً یک و نیم درصد است.

۱. محاسبات بر اساس داده‌های تولید ناخالص داخلی حقیقی (GDP) مستخرج از بانک جهانی انجام گرفته است.

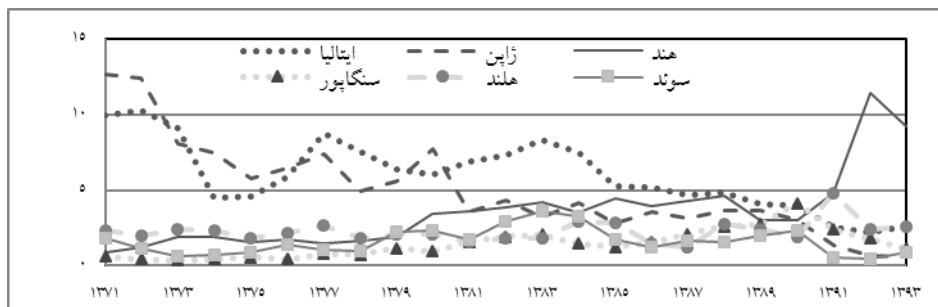
۲. این یافته‌ها بر اساس داده‌های واردات ایران به تفکیک طرف‌های تجاری که از گمرک استخراج شده، بدست آمده است. لازم به ذکر است که امارات متحده عربی مستثنی شده است. این کشور در سال‌های اخیر یکی از مهمترین شرکای تجاری ایران شده، اما داده‌های مربوط به آن در دسترس نبوده است. این مسئله موجب کاستی مدل نمی‌شود چرا که امارات بیشتر نقش واسطه تجاری ایران را ایفا کرده و لحاظ کشورهای اروپایی غربی آن را پوشش می‌دهد.



نمودار ۲: گروه اول کشورهای صادرکننده به ایران

منبع: محاسبات پژوهش (بر اساس داده‌های گمرک ایران)

شش کشور نمودار ۳ تقریباً ۲۰ درصد از واردات ایران را در اختیار داشته و سهم‌های تجاری آن‌ها نسبت به گروه قبلی تغییر و تحولات کمی داشته است. سهم سنگاپور، هلند و سوئد تقریباً کمتر از ۲ درصد واردات ایران است و تغییر قابل توجهی نکرده است. سهم هند تا سال ۱۳۹۱ کمتر از ۵ درصد و نسبتاً ثابت بوده، اما در سال‌های ۹۳-۱۳۹۲ به ۱۰ درصد جهش کرده است. همچنین سهم اقتصاد ایتالیا از ۹ درصد به ۱ درصد و سهم اقتصاد ژاپن از ۱۲ درصد به کمتر از یک درصد کاهش یافته‌اند.

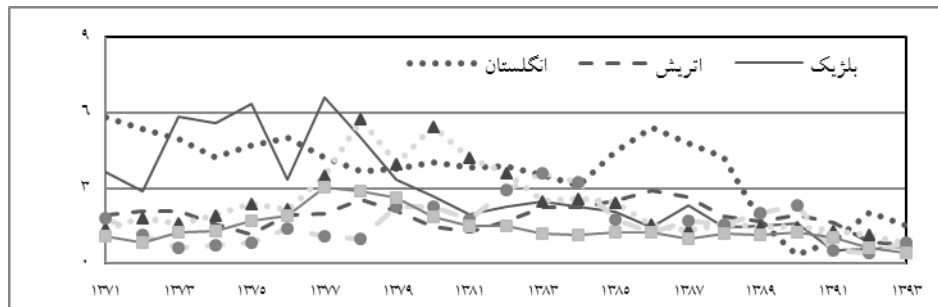


نمودار ۳: گروه دوم کشورهای صادرکننده به ایران

منبع: محاسبات پژوهش (بر اساس داده‌های گمرک ایران)

سهم واردات ایران از شش کشور انگلستان، اسپانیا، اتریش، بلژیک، برزیل و مالزی از ابتدای دهه ۱۳۷۰ تاکنون کاهش یافته است (نمودار ۴). سهم واردات از انگلستان و بلژیک کاهش قابل توجهی داشته است. سهم‌های برزیل و مالزی پس از یک دوره افزایش در ابتدای دهه ۱۳۸۰، رو به کاهش گذاشته‌اند. کشورهای اسپانیا و اتریش نیز کاهش تدریجی و خفیفی را تجربه کرده‌اند. کشورهای این گروه در دهه‌های ۱۳۷۰ و ۱۳۸۰ تقریباً ۱۵ درصد واردات ایران را تأمین کرده‌اند، اما در دوره ۹۴-۱۳۹۰ سهم آن‌ها به ۶ درصد کاهش یافته است.



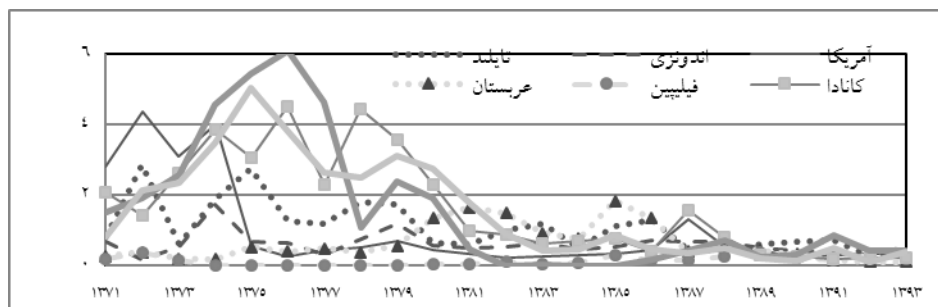


نمودار ۴: گروه سوم کشورهای صادرکننده به ایران

منبع: محاسبات پژوهش (بر اساس داده‌های گمرک ایران)

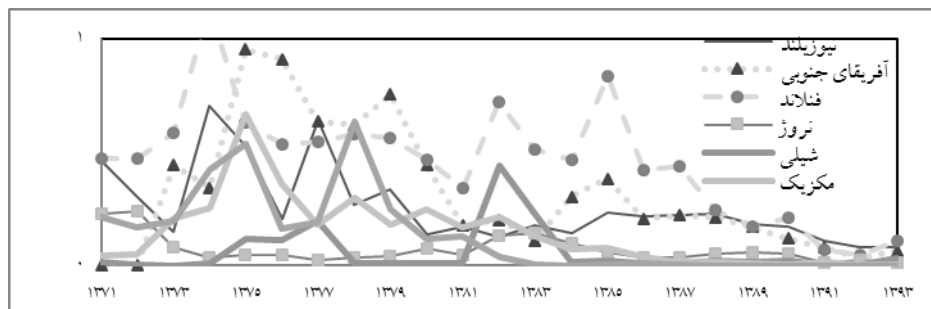
سه‌م هر یک از کشورهای منعکس در نمودار ۵ در دهه ۱۳۷۰ به‌طور متوسط ۱/۸ درصد و سه‌م کل گروه آن‌ها ۱۴ درصد بوده که قابل توجه است. متوسط سه‌م این کشورها در دهه ۱۳۸۰ به ۰/۷ و سه‌م کل گروه به ۵/۳ کاهش یافته است. این روند ادامه یافته به طوری که در ابتدای دهه ۱۳۹۰ به مقادیر بسیار ناچیز سه‌م متوسط ۰/۳ و مجموع سه‌م ۲/۶ رسیده است. سرانجام شش کشور نمودار ۶ در کل دوره مورد پژوهش سه‌می کمتر از یک درصد داشته‌اند.

بنابراین به نظر می‌رسد دو گروه اخیر (شامل ۱۵ کشور از ۳۳ کشور) اهمیت مستقیمی برای انتقال تکنانه‌های توری به ایران ندارند؛ اما این کشورها سه‌م قابل توجهی در تولید و تجارت جهانی دارند و بنابراین می‌توانند اقتصاد ایران را به‌طور غیرمستقیم تحت تأثیر قرار دهند. در واقع شوک‌های حاصل از این اقتصادهای بزرگ از طریق تأثیر بر کشورهای عمده طرف تجاری ایران (چین، هند و ...) و همچنین از طریق تأثیر بر بازارهای جهانی نفت و غذا موجب انتقال فشارهای توری خواهد شد؛ بنابراین مدل جهانی بدون لحاظ اقتصادهای یاد شده، نتایج گمراه‌کننده‌ای خواهد داشت.



نمودار ۵: گروه چهارم کشورهای صادرکننده به ایران

منبع: محاسبات پژوهش (بر اساس داده‌های گمرک ایران)



نمودار ۶: گروه پنجم کشورهای صادرکننده به ایران

منبع: محاسبات پژوهش (بر اساس داده‌های گمرک ایران)

### ۳-۲. مدل تصحیح خطای برداری جهانی

همان‌طور که دی‌مائورو و پسران (۲۰۱۳) بیان می‌کنند، مدل‌های تصحیح خطای برداری (VECM) در یک مقیاس محدود ملی با مجموعه کوچکی از متغیرهای هدف به کار گرفته می‌شوند. در همین راستا، مدل‌های جهانی چندکشوری<sup>۱</sup> به نام GVECM (یا GVAR) معرفی شدند که برخلاف مدل‌های معمولی VECM محدودیت در تعداد متغیر ندارند. این مدل‌ها ابتدا توسط پسران و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۰۴) ارائه و سپس توسط دی‌مائورو و همکاران (۲۰۰۷) گسترش یافت.

مهمترین مزیت مدل‌های GVECM، لحاظ وابستگی‌های متقابل کشورها در سطح جهانی است. این در هم‌تیدگی فعل و انفعالات اقتصادهای ملی به سه صورت زیر در نظر گرفته می‌شوند: (۱) امکان وابستگی متقابل متغیرهای داخلی به متغیرهای خارجی و وقفه‌های آن‌ها؛ (۲) امکان وابستگی متقابل متغیرهای داخلی به تکانه‌های جهانی از قبیل تغییرات قیمت نفت یا غذا؛ (۳) امکان وابستگی متقابل تکانه‌ها در کشور  $i$  به تکانه‌ها در کشور  $j$ . بر این اساس، تکانه‌ها نه تنها به طور مستقیم بلکه از طریق تأثیر بر شرکای تجاری منتقل می‌شوند و آثار سرریز را بوجود می‌آورند. برای نمونه، شوک به اقتصاد آمریکا از طریق چین که طرف تجاری-مالی ایران است، بر اقتصاد ایران فشار تورمی وارد می‌کند (دی‌مائورو و پسران، ۲۰۱۳: ۳).

اکنون مراحل اساسی ساخت و برآورد مدل بیان می‌شود:

**۱- تعیین مدل پایه:** مجموع کشورهایی که پس از رتبه‌بندی عمده تولید جهان را در اختیار دارند در نظر گرفته شده و سپس کشور مورد نظر - در صورتی که جزئی از آن‌ها نباشد - به آن‌ها اضافه می‌شود (چودیک و اسمیت<sup>۳</sup>، ۲۰۱۳: ۱۵-۱۶). نتایج در بخش ۳-۱ توضیح داده شد.

**۲- ساخت متغیرهای منطقه‌ای و خارجی:** تبدیل کشورها به یک منطقه بر اساس یک وجه مشترک (مثلاً واحد پولی مشترک منطقه یورو) و یا بر اساس سهم بسیار ناچیز یک گروه کشور

1. Multi-country global model  
2. Pesaran, Schuermann and Weiner  
3. Chudik and Smith

غیرهدف انجام می‌گیرد. برای ساخت متغیرهای منطقه‌ای از میانگین سهم تولید ناخالص داخلی بر حسب برابری قدرت خرید استفاده می‌شود. سپس برای ساخت متغیرهای خارجی، هر یک از متغیرهای طرف‌های تجاری با استفاده از وزن‌های تجاری به یک متغیر واحد تبدیل شوند.

**۳- ریشه واحدها و همگرایی بلندمدت:** از آزمون‌های ریشه واحد فصلی هیلبرگ و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۹۳) برای همه متغیرهای داخلی، جهانی و خارجی استفاده می‌شود. سپس وجود رابطه همگرایی بلندمدت با استفاده از روش یوهانسن<sup>۲</sup> (۱۹۸۸) آزمون می‌شود. مدل GVECM شامل متغیرهای برونزای خارجی و جهانی است، بنابراین مقادیر بحرانی یوهانسن قابل استفاده نیستند. در این حالت، از مقادیر بحرانی مک‌کینون و همکاران<sup>۳</sup> (۱۹۹۹) استفاده می‌شود.

در این راستا، پسران و همکاران (۲۰۰۹) و دی مائورو و پسران (۲۰۱۳) مدل تصحیح خطای برداری برای کشور  $i$  را به صورت زیر ارائه کردند:

$$\Delta X_{it} = c_i - \alpha_i (\beta_{xi}' X_{i,t-1} + \beta_{x^*i}' X_{i,t-1}^*) + \Phi_i(L, p_i) \Delta X_{it} + \Psi_i(L, q_i) \Delta X_{it}^* + \Lambda_i(L, s_i) d_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

که در آن بردار متغیرهای داخلی شامل نرخ تورم، شکاف تولید و نرخ ارز است.  $X_i^*$  بردار متغیرهای خارجی است که نرخ تورم شرکای تجاری، شکاف تولید شرکای تجاری و نرخ برابری ارز آن‌ها را نشان می‌دهد.  $d_t$  بردار متغیرهای جهانی است که تغییرات قیمت نفت و غذا را در برمی‌گیرد.  $c_i$  بردار مقادیر ثابت است.  $L$  عملگر وقفه است.  $p_i, q_i, s_i$  به ترتیب تعداد وقفه‌های متغیرهای داخلی، خارجی و جهانی را در مدل کشور  $i$  نشان می‌دهند.  $\alpha_i$  ماتریس ضرایب تصحیح خطا و  $(\beta_{xi}', \beta_{x^*i}')$  ماتریس روابط همگرایی بلندمدت برای کشور  $i$  هستند.  $\varepsilon_{it}$  بردار جزء خطا است که فرض می‌شود همبستگی سریالی ندارد اگرچه می‌تواند همبستگی ضعیف مقطعی<sup>۴</sup> داشته باشد (پسران و همکاران، ۲۰۰۹: ۶۴۸؛ دی مائورو و پسران، ۲۰۱۳: ۱۴).

انتظار این است که وقفه‌های متغیرهای داخلی از متغیرهای خارجی و جهانی بیشتر باشد؛ به عبارت دیگر، پویایی‌های داخلی بیشتر تحت تأثیر اقتصاد داخلی استمرار می‌یابد، اگرچه ممکن است منشأ تکانه اولیه از اقتصاد خارجی باشد. با توجه به ماهیت فصلی داده‌ها، حداکثر وقفه چهار در نظر گرفته می‌شود و سپس تعداد وقفه‌های بهینه بر اساس معیارهای آکاتیک و یا شوارتز تعیین می‌شوند.

**۴- آزمون برونزایی ضعیف و تصریح مدل:** مدل‌های GVECM با فرض برونزایی ضعیف متغیرهای خارجی ( $X_i^*$ ) و جهانی ( $d_t$ ) برآورد می‌شوند. اگر متغیر درونزایی به صورت برونزا در نظر گرفته شود، موجب تورش در برآوردها می‌شود؛ و اگر متغیر برونزایی به عنوان درونزا فرض شود، موجب از دست رفتن کارایی می‌شود؛ بنابراین باید تلاش شود که با انتخاب صحیح درونزایی و

1. Hylleberg, Engle, Granger, and Yoo

2. Johansen

3. MacKinnon, Haug, and Michelis

4. Cross-sectionally dependent process

برونزایی متغیرها، هر دو کارایی و سازگاری تأمین شود. برای آزمون فرضیه برونزایی ضعیف از آزمون برونزایی یوهانسن (۱۹۹۲) و هاربو و همکاران<sup>۱</sup> (۱۹۹۸) استفاده می‌شود.

**۵- آزمون پایداری مدل:** مدل GVECM باید ثبات جهانی<sup>۲</sup> داشته باشد، بدین معنا که اگر سیستم از وضعیت تعادل خارج شد، همگرایی میان متغیرها از بین نرفته و سیستم به مرور زمان به وضعیت اولیه بازگردد. این مسئله با روش لی و پسران<sup>۳</sup> (۱۹۹۳) بررسی می‌شود.

**۶- پویایی‌های کوتاه‌مدت:** برای بررسی پویایی‌های مدل از توابع واکنش آنی استفاده می‌شود. رویه‌ی کلی استخراج توابع واکنش در مدل‌های GVECM شبیه به مدل‌های VECM است. بدین منظور رابطه (۱) بر اساس  $Z_{it} = w_i X_t$  به صورت کلی  $A(L)X_t = B(L)X_t + \varepsilon_t$  ارائه می‌شود که در آن متغیرهای جهانی نیز در بردار  $X_t$  جای گرفته‌اند. اگر این مدل دارای ریشه‌های خارج از دایره واحد باشد،  $A(L)$  معکوس‌پذیر بوده و مدل به صورت میانگین متحرک  $X_t = A(L)^{-1}B(L)X_t + A(L)^{-1}\varepsilon_t$  قابل تبدیل است که توابع واکنش آنی از آن استخراج می‌شوند (دی‌ماتورو و پسران، ۲۰۱۳: ۱۶-۱۷).

البته در GVECM به جای استفاده از خطاهای متعامد<sup>۴</sup> از خطاهای تعمیم‌یافته<sup>۵</sup> استفاده می‌شود. دی‌ماتورو و اسمیت (۲۰۱۳) و گارات و همکاران (۲۰۰۶) بیان می‌کنند که اطلاعات از پیش تعیین شده مورد قبولی برای شناسایی آثار شوک‌ها در دسترس نیست. به علاوه، در تجزیه چولسکی ترتیب متغیرها اهمیت دارد و در مدل‌های جهانی که تعداد متغیرها زیاد است، حالت‌های بسیار مختلفی رخ می‌دهد که انتخاب میان آن‌ها ممکن نخواهد بود. بر همین اساس، از روش تکانه منفرد و تعمیم‌یافته استفاده می‌شود. برای برآورد مدل از نرم‌افزار Matlab 2015 استفاده شده است.

#### ۴. برآورد و سنجش مدل GVECM

در این بخش صحت آماری مدل GVECM بررسی می‌شود. ضرایب تعیین تعدیل‌یافته متغیرهای تورم، شکاف تولید و نرخ ارز در جدول ۲ گزارش شده‌اند. ضرایب تعیین معادله تورم برای آرژانتین، آمریکا، بلژیک، پرو و فرانسه بیش از ۷۰ درصد و برای کشورهای اتریش، اسپانیا، استرالیا، اندونزی، ایران، برزیل، بلژیک، تایلند، ژاپن، سوئد، کره جنوبی، کانادا، نروژ و نیوزلند بین ۵۰ تا ۷۰ درصد به دست آمده است؛ بنابراین مدل برآوردی به خوبی تغییرات تورم در کشورهای مدل را توضیح می‌دهد.<sup>۶</sup>

1. Harbo, Johansen, Nielsen, and Rahbek
2. Globally stable
3. Lee and Pesaran
4. Orthogonalized
5. Generalized

۶. نتایج آزمون‌های ریشه واحد و روابط همگرایی بلندمدت به سبب اختصار آورده نشده است.

۷. ضرایب تعیین معادله شکاف تولید و نرخ ارز کمتر بوده که منطقی به نظر می‌رسد. چرا که این متغیرها، متغیرهای توضیحی دیگری دارند که هدف پژوهش نبوده و بنابراین در مدل حضور ندارند.

در مرحله بعد، ۱۰۲ آزمون برونزایی انجام گرفته که نتایج در جدول ۳ مشاهده می‌شود. بر این اساس تنها در مورد تورم خارجی برای چین و آرژانتین فرض برونزایی نقض شده که قابل اغماض است؛ بنابراین فرض برونزایی ضعیف برای متغیرهای خارجی و جهانی پذیرفته شده و صحت و کارایی برآوردها از نظر آماری قابل تأیید است.

جدول ۲: قدرت برازش معادلات

کشور	نرخ تورم	شکاف تولید	نرخ ارز	کشور	نرخ تورم	شکاف تولید	نرخ ارز	کشور	نرخ تورم	شکاف تولید	نرخ ارز
اتریش	۰/۵۸	۰/۱۲	۰/۲۱	بلژیک	۰/۶۲	۰/۱۵	۰/۲۰	فرانسه	۰/۷۱	۰/۳۰	۰/۵۴
اسپانیا	۰/۵۸	۰/۴۴	۰/۳۱	پرو	۰/۸۵	۰/۵۱	۰/۸۴	فنلاند	۰/۳۷	۰/۰۸	۰/۲۶
استرالیا	۰/۵۶	۰/۱۵	۰/۲۷	تایلند	۰/۵۱	۰/۰۱	۰/۱۸	فیلیپین	۰/۴۴	۰/۰۱	۰/۱۱
اندونزی	۰/۵۴	۰/۳۴	۰/۵۳	ترکیه	۰/۴۳	۰/۲۳	۰/۳۵	کره جنوبی	۰/۵۰	۰/۲۵	۰/۲۲
انگلستان	۰/۲۴	۰/۱۹	۰/۵۰	چین	۰/۳۶	۰/۳۷	۰/۵۶	کانادا	۰/۵۲	۰/۳۷	۰/۴۶
ایتالیا	۰/۴۶	۰/۲۳	۰/۴۴	ژاپن	۰/۵۲	۰/۰۱	۰/۱۷	مالزی	۰/۳۹	۰/۲۱	۰/۰۷
آرژانتین	۰/۹۶	۰/۴۸	۰/۷۱	سنگاپور	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۶۴	مکزیک	۰/۶۸	۰/۵۱	۰/۴۷
آفریقای جنوبی	۰/۳۳	۰/۴۳	۰/۵۳	سوئد	۰/۵۲	۰/۲۲	۰/۵۸	نروژ	۰/۵۸	۰/۰۵	۰/۳۰
آلمان	۰/۳۹	۰/۰۴	۰/۳۳	سوئیس	۰/۲۹	۰/۱۴	۰/۵۳	نیوزلند	۰/۵۷	۰/۰۲	۰/۱۹
آمریکا	۰/۷۶	۰/۱۷	—	شیلی	۰/۳۲	۰/۱۹	۰/۶۲	هلند	۰/۱۹	۰/۱۵	۰/۳۸
برزیل	۰/۵۷	۰/۵۰۲	۰/۴۲	عربستان	۰/۲۵	۰/۳۶	۰/۶۷	هند	۰/۳۰	۰/۰۰	۰/۴۱
<b>ایران</b>	<b>۰/۵۲</b>	<b>۰/۱۱</b>	<b>۰/۴۳</b>								

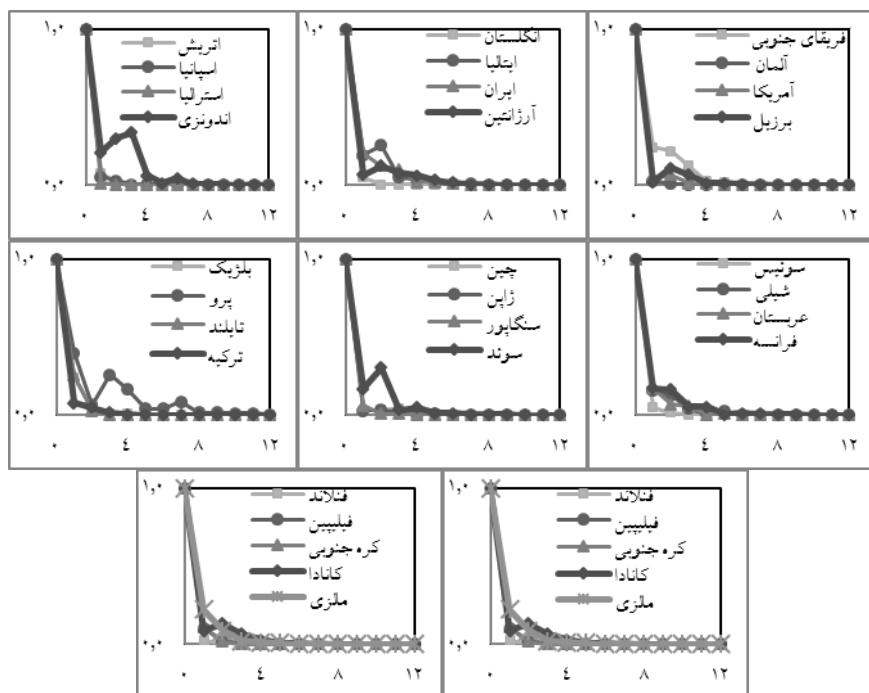
منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۳: آزمون‌های برونزایی ضعیف متغیرهای خارجی و جهانی

کشور	تورم خارجی	قیمت نفت	قیمت غذا	کشور	تورم خارجی	قیمت نفت	قیمت غذا	کشور	تورم خارجی	قیمت نفت	قیمت غذا
اتریش	۰/۳۱	۰/۲۲	۱/۴۳	بلژیک	۰/۴۸	۰/۰۹	۰/۳۱	فرانسه	۰/۹۸	۰/۵۸	۰/۴۸
اسپانیا	۰/۸۵	۰/۲۴	۰/۰۹	پرو	۰/۷۲	۰/۲۷	۰/۰۱	فنلاند	۱/۵۹	۰/۶۲	۰/۶۳
استرالیا	۰/۸۹	۰/۷۱	۰/۹۷	تایلند	۰/۲۵	۰/۵۶	۰/۰۸	فیلیپین	۰/۲۶	۰/۰۱	۰/۶۶
اندونزی	۰/۰۵	۱/۷۵	۰/۰۱	ترکیه	۰/۰۹	۰/۶۶	۱/۳۷	کره جنوبی	۰/۴۵	۰/۷۶	۰/۰۱
انگلستان	۰/۵۴	۰/۲۱	۱/۰۷	چین	۳۶/۵*	۱/۶۱	۳/۴۲	کانادا	۰/۶۸	۱/۰۳	۲/۸۳
ایتالیا	۲/۴۰	۱/۲۹	۰/۹۵	ژاپن	۱/۲۹	۰/۰۶	۰/۱۲	مالزی	۱/۹۱	۱/۱۹	۰/۰۱
آرژانتین	۳۳/۷*	۰/۰۳	۰/۸۳	سنگاپور	۲/۳۱	۰/۴۵	۲/۶۲	مکزیک	۰/۷۹	۱/۵۱	۱/۳۷
آفریقای جنوبی	۱/۴۰	۰/۰۷	۲/۴۸	سوئد	۰/۸۱	۰/۱۳	۰/۸۱	نروژ	۱/۱۴	۳/۱۶	۰/۱۳
آلمان	۰/۱۸	۰/۶۷	۲/۰۶	سوئیس	۰/۰۱	۳/۷۷	۰/۸۵	نیوزلند	۰/۸۲	۰/۰۶	۰/۰۷
آمریکا	۱/۲۱	۰/۱۳	۰/۳۸	شیلی	۰/۹۱	۱/۸۳	۰/۴۲	هلند	۱/۲۵	۱/۶۹	۰/۰۹
برزیل	۲/۴۴	۱/۱۲	۰/۲۶	عربستان	۰/۹۵	۲/۹۴	۰/۵۸	هند	۲/۲۴	۰/۰۱	۱/۰۵
<b>ایران</b>	<b>۰/۱۴</b>	<b>۱/۳۷</b>	<b>۰/۰۱</b>								

منبع: محاسبات تحقیق

سرانجام، ثبات جهانی مدل ارزیابی می‌شود که نتایج در نمودارهای ۷ آورده شده است. با وقوع یک تکانه فراگیر روابط بلندمدت طی یک الی دو سال به سمت صفر همگرا می‌شوند. پس روابط همگرایی بلندمدت به میانگین‌شان برگشت‌پذیر هستند و مدل دارای ثبات جهانی است.



نمودار ۷: دوام روابط همگرایی بلندمدت در مقابل تکانه فراگیر

منبع: محاسبات پژوهش

## ۵. یافته‌های پژوهش: تحلیل آثار سرریز

هدف این پژوهش ارزیابی آثار سرریز تکانه‌های جهانی قیمت نفت و غذا بر تورم ایران است. بدین منظور بر اساس شکل ۱ ارائه شده در مبانی نظری، باید دو سؤال زیر پاسخ داده شود: اولاً تکانه‌های جهانی قیمت نفت و غذا چه میزان بر تورم کشورها و مناطق طرف تجاری ایران تأثیر می‌گذارند؟ ثانیاً تکانه‌های تورمی کشورها و مناطق طرف تجاری ایران چه میزان بر تورم ایران تأثیر می‌گذارند؟

۳۳ کشور طرف تجاری ایران بر اساس سهم صادراتشان به ایران دسته‌بندی شدند که در جدول ۴ گزارش شده است. پنج کشور چین، ترکیه، هند، آلمان و سوئیس به ترتیب مهم‌ترین شرکای تجاری ایران بوده‌اند<sup>۱</sup>. سهم واردات ایران از این پنج کشور از ۳۶ درصد در دهه ۱۳۷۰ به ۵۵ درصد در نیمه

۱. علی‌رغم آن که واردات ایران از آمریکا قابل توجه نیست، به دلیل اهمیت‌اش در اقتصاد جهانی به صورت مستقل در نظر گرفته شد.

اول دهه اخیر رسیده است. سایر کشورها که سهم کمتری از واردات ایران را در اختیار داشته‌اند، به شش منطقه جغرافیایی دسته‌بندی شدند.

شرق آسیا (ژاپن و کره جنوبی) مهمترین منطقه طرف تجاری ایران محسوب می‌شود که در طول سه دهه اخیر به طور متوسط ۱۲ درصد واردات ایران را تأمین کرده است. رتبه دوم را کشورهای منطقه یورو در اختیار دارند که سهم آن‌ها در صادرات به ایران از ۲۲ درصد در دهه ۱۳۷۰ به کمتر از ۱۲ درصد در دهه ۱۳۹۰ کاهش یافته است. سایر مناطق در طول دوره پژوهش، سهم کم و رو به افولی داشته‌اند. مثلاً سهم کشورهای آمریکایی از ۱۰ درصد در دهه ۱۳۷۰ به کمتر از ۲ درصد در دهه جاری کاهش یافته است.

در کل سهم مناطق شش‌گانه یاد شده از ۵۸ درصد در دهه ۱۳۷۰ به ۳۳ درصد در نیمه اول دهه ۱۳۹۰ نزول پیدا کرده و در مقابل سهم سه اقتصاد چین، ترکیه و هند به شدت افزایش یافته است. این تنوع کمتر به معنای آسیب‌پذیری بیشتر ایران از نظر تجاری و تکانه‌های جهانی خواهد بود. در ادامه به بررسی آثار سرریز تکانه‌های نفت و غذا بر تورم ایران از کانال کشورها و مناطق یاد شده پرداخته می‌شود.

جدول ۴: سهم تجارت خارجی ایران با کشورهای مدل

کشور	۱۳۷۱	۱۳۸۰	۱۳۹۰	منطقه	۱۳۷۱	۱۳۸۰	۱۳۹۰
چین	۲/۷۹	۸/۸۸	۲۳/۳۵	شرق آسیا (ژاپن و کره جنوبی)	۱۱/۷۰	۱۰/۶۲	۱۲/۳۳
ترکیه	۲/۰۷	۳/۵۱	۹/۳۹	یورو	۲۲/۹۱	۲۰/۵۴	۱۱/۲۱
هند	۱/۵۸	۳/۸۷	۷/۱۳	جنوب شرق آسیا و اقیانوسیه	۷/۰۱	۵/۵۵	۴/۹۴
آلمان	۱۶/۱۲	۱۳/۹۹	۶/۷۲	سایر کشورهای اروپای غربی	۵/۹۳	۶/۱۶	۲/۲۴
سوئیس	۳/۱۹	۶/۲۳	۶/۳۱	قاره آمریکا	۹/۷۹	۴/۲۱	۱/۹۴
آمریکا	۹/۷۹	۴/۲۱	۱/۹۴	سایر کشورها	۰/۹۰	۱/۳۳	۰/۲۵
جمع	۳۵/۵۴	۴۰/۶۹	۵۴/۸۴	جمع	۵۸/۲۴	۴۸/۴۱	۳۳/۹۱

توضیحات: مناطق شامل کشورهای طرف راست نمی‌شوند.

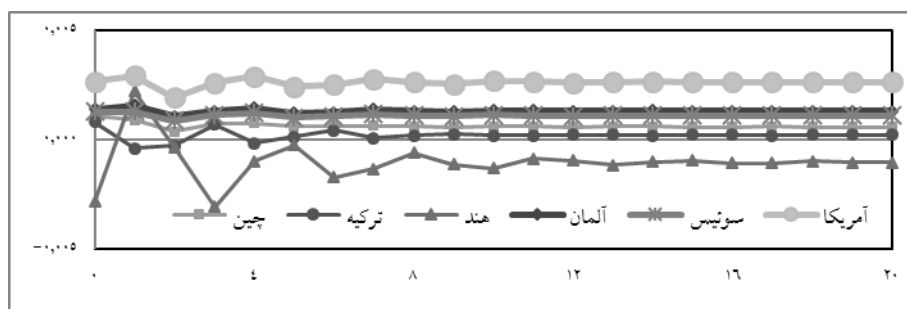
منبع: محاسبات پژوهش

### ۵-۱. آثار سرریز تکانه‌های جهانی قیمت نفت بر تورم

آثار تکانه مثبت قیمت نفت بر تورم کشورهای اصلی طرف تجاری ایران و همچنین آثار تورم این کشورها بر تورم ایران به ترتیب در نمودارهای ۸ و ۹ قابل مشاهده است. طبق نمودار ۸، سه اقتصاد آلمان، سوئیس و چین بیشترین حساسیت را به تکانه قیمت نفت داشته و تورم آن‌ها به‌طور قابل توجهی افزایش می‌یابد. هند و ترکیه طی دو سال نوسانات توری را تجربه می‌کنند؛ سرانجام تورم ترکیه به سطح اولیه باز می‌گردد و تورم هند در سطح پایین‌تری نسبت به قبل از تکانه باقی می‌ماند.

طبق نمودار ۹ تورم اقتصاد ایران بیشترین تأثیر را از تورم‌های چین و ترکیه می‌پذیرد که در حال حاضر بزرگترین شرکای تجاری ایران در واردات کالاها و خدمات هستند. با توجه به این که به‌طور متوسط ۲۵ درصد واردات ایران در سال‌های اخیر از چین تأمین می‌شده است و قیمت کالاها در اقتصاد چین به شدت نسبت به افزایش قیمت نفت حساس بوده، آثار سرریز قابل توجهی از طریق این کشور بر اقتصاد ایران تحمیل می‌شود. تکانه مثبت قیمت نفت، تورم هند را کاهش می‌دهد، اما این کاهش موجب افزایش تورم اقتصاد ایران می‌شود چرا که بین تورم هند و تورم ایران رابطه معکوس وجود دارد. اقتصادهای آلمان و سوئیس نیز از تکانه‌های قیمتی نفت آسیب دیده و دچار تورم می‌شوند، اما تورم وارداتی محسوسی برای ایران ایجاد نمی‌کنند که این مسئله احتمالاً به ترکیب و نوع محصولات واردات بستگی دارد.

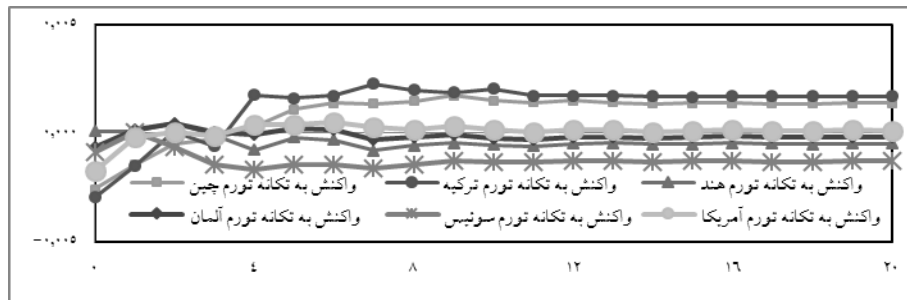
تکانه تورمی این کشورها تا یکسال موجب کاهش تورم ایران می‌شود منتها به تدریج به سطوح اولیه و یا حتی بالاتر از مقدار قبل از تکانه برمی‌گردد. کاهش اولیه تورم می‌تواند ناشی از افزایش موقت مزیت صادراتی باشد؛ اما با توجه به وابستگی ساختار صنعت ایران به واردات مواد اولیه و واسطه‌ای (طی سه دهه اخیر تقریباً ۷۰ درصد واردات ایران، واردات واسطه‌ای بوده است)؛ هنگامی که مواد اولیه گرانتر جدید برای تولید محصولات به کار گرفته می‌شود این مزیت صادراتی از دست می‌رود و تورم شروع به افزایش می‌یابد.



نمودار ۸: واکنش‌های آنی تورم کشورهای اصلی طرف تجاری ایران به تکانه تغییرات قیمت نفت

منبع: محاسبات پژوهش





نمودار ۹: واکنش‌های آنی تورم ایران به تکانه تورمی کشورهای اصلی طرف تجاری

منبع: محاسبات پژوهش

طبق نمودار ۱۰ با وقوع تکانه نفتی، مناطق شرق آسیا، جنوب شرق آسیا و اقیانوسیه و کشورهای منطقه یورو که عمده‌ترین شرکای وارداتی ایران در میان مناطق محسوب می‌شوند، افزایش پایدار تورم را تجربه کرده‌اند. تورم در کشورهای قاره آمریکا ابتدا کاهش یافته اما در کمتر از یکسال به شدت افزایش می‌یابد. از آن جایی که کشورهای این منطقه عمدتاً صادرکننده خالص نفت و غذا هستند و به علاوه افزایش قیمت نفت معمولاً با افزایش قیمت مواد غذایی در سطح جهانی همراه است؛ کاهش اولیه تورم با منافع صادراتی زودگذر قابل توجیه به نظر می‌رسد.

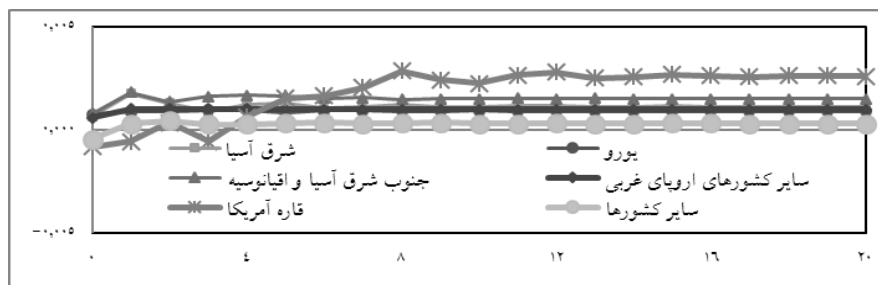
طبق نمودار ۱۱ مشخص می‌شود که تورم ایران بیشترین حساسیت را به تورم کشورهای آمریکایی و سپس به تورم جنوب شرق آسیا و اقیانوسیه داشته است. این شواهد با نکات زیر قابل تحلیل است. اولاً، عمده واردات ایران از کشورهای حوزه آمریکا (به ویژه آرژانتین، برزیل و کانادا) مواد غذایی است<sup>۱</sup> که سهم قابل توجهی از سبد کالای خانوار را تشکیل می‌دهند؛ بنابراین منطقی است که واردات از این کشورها علی‌رغم سهم کم، تأثیر قابل توجهی بر تورم ایران داشته باشد. در این راستا لازم است سیاست تجاری مناسب برای تنوع‌بخشی در واردات این گونه کالاها فراهم شود.

ثانیاً تلاش برای تبادل تجاری بیشتر با کشورهای اروپایی (منطقه یورو و سایر کشورهای غیرعضو) آسیب‌پذیری تورمی ایران را کاهش می‌دهد چرا که هم تأثیرپذیری این کشورها از تکانه‌های نفتی و هم تأثیرپذیری ایران از تورم این کشورها کوچک است؛ به عبارت دیگر، این کشورها آثار سرریز تورمی کمی را بر اقتصاد ایران تحمیل می‌کنند.

پس مشخص می‌شود که آثار سرریز تکانه مثبت قیمت نفت می‌تواند آثار کاهش مستقیم تورم ناشی از تکانه مثبت قیمت نفت را خنثی کرده و تبعات تورمی به همراه آورد. در مقابل هنگامی که تکانه منفی قیمت نفت رخ می‌دهد و تورم ایران شروع به افزایش می‌یابد، آثار سرریز به‌طور معکوس عمل می‌کنند. در این حالت، با کاهش تورم کشورها و مناطق طرف تجاری ایران، تورم وارداتی

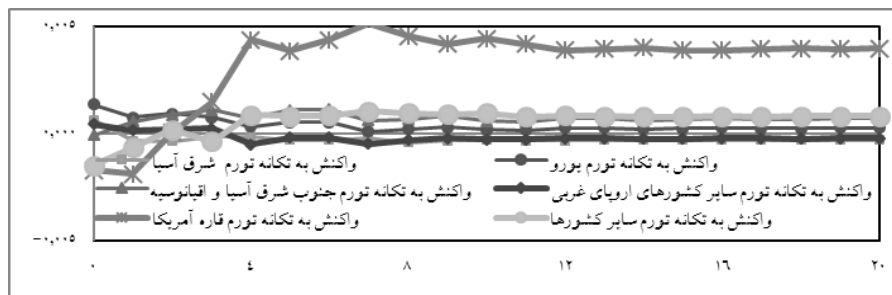
۱. بر اساس اطلاعات واردات و صادرات اتاق بازرگانی تهران.

کاهش یافته و تورم رو به افزایش ایران، شروع به کاهش می‌یابد؛ به عبارت دیگر، آثار سرریز ضدتورمی بخشی از آثار تورمی اثر مستقیم کاهش قیمت نفت بر تورم ایران را خنثی می‌کند.



نمودار ۱۰: واکنش‌های آنی تورم مناطق به تکانه تغییرات قیمت نفت

منبع: محاسبات پژوهش



نمودار ۱۱: واکنش‌های آنی تورم ایران به تکانه تورم مناطق

منبع: محاسبات پژوهش

## ۵-۲. آثار سرریز تکانه‌های جهانی قیمت غذا بر تورم

نتایج بخش قبل نشان داد که تکانه‌های نفتی آثار سرریز تورمی قابل توجهی از طریق کشورها و مناطق طرف تجاری بر ایران تحمیل می‌کنند و بدین صورت آسیب‌پذیری تورمی ایران را شدت می‌بخشند. این آثار سرریز برای تکانه قیمت غذا نیز می‌تواند اتفاق افتد.

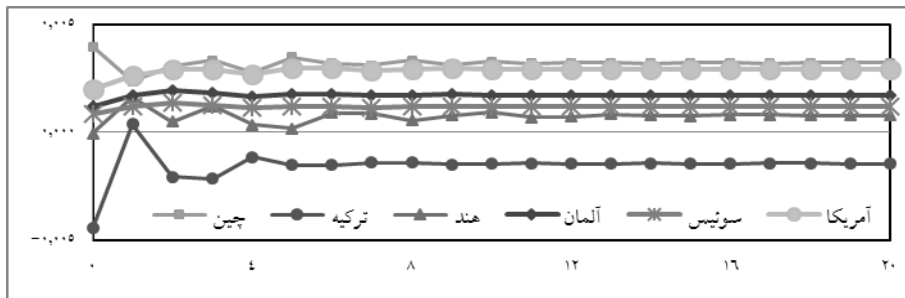
نتایج تکانه مثبت قیمت غذا بر کشورهای اصلی طرف تجاری ایران در نمودار ۱۲ مشاهده می‌شود. بر این اساس، این تکانه بیشترین تبعات تورمی را در چین و سپس در آلمان و سوئیس به همراه داشته است. در اثر وقوع این تکانه، تورم هند طی دو سال دائماً در نوسان بوده و سپس در سطحی بالاتر از قبل از وقوع تکانه ثابت می‌شود؛ اما در مقابل، تورم ترکیه کاهش یافته است.

همان‌طور که قبلاً در نمودار ۹ شرح داده شد، تورم ایران در برابر تکانه‌های تورمی چین و سایر کشورها (به جز ترکیه) تا یکسال کاهش می‌یابد (به دلیل منافع صادراتی) و سپس شروع به افزایش می‌یابد. درحالی‌که کاهش تورم در ترکیه موجب افزایش تورم در ایران می‌شود. پس در میان‌مدت تورم چین (ناشی از تکانه قیمت غذا) تورم ایران را شدت می‌بخشد درحالی‌که کاهش تورم ترکیه از

تبعات تورمی تکانه در ایران می‌کاهد؛ بنابراین به نظر می‌رسد آثار سرریز تورمی تکانه‌های غذا ضد و نقیض بوده و اثر نهایی آن مشخص نیست.

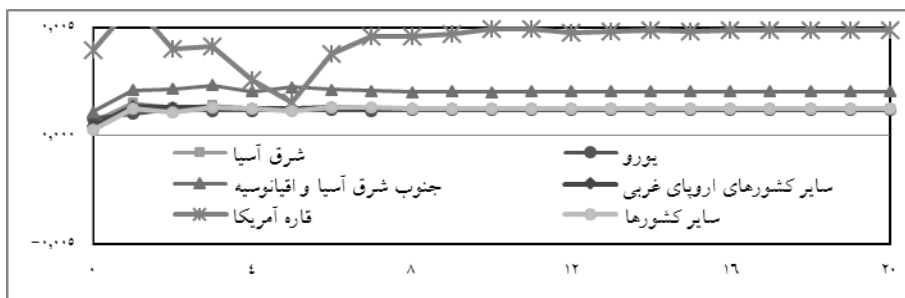
آثار تکانه غذا بر مناطق طرف تجاری ایران در نمودار ۱۳ آورده شده است. بیشترین آسیب‌پذیری را منطقه آمریکای جنوبی و سپس منطقه جنوب شرق آسیا و اقیانوسیه داشته است. سایر مناطق نیز افزایش تورم به نسبت کمتر اما پایدار - را تجربه کرده‌اند. در همین راستا طبق نمودار ۱۰ (در زیربخش قبل)، مشخص می‌شود که تورم ایران بیشترین حساسیت را به تورم کشورهای آمریکایی و سپس به تورم جنوب شرق آسیا و اقیانوسیه داشته است.

در مجموع نتیجه گرفته می‌شود که تکانه قیمتی غذا نه تنها به‌طور مستقیم تبعات تورمی به همراه دارد بلکه آثار سرریز آن بر شدت تبعات تورمی می‌افزاید؛ بنابراین تلاش برای تبادل تجاری بیشتر با کشورهای اروپایی (منطقه یورو و سایر کشورهای غیرعضو) و همچنین کشورهای شرق آسیا می‌تواند آسیب‌پذیری تورمی کمتری برای ایران داشته باشد. تأثیرپذیری کشورهای اروپایی و شرق آسیا (صرفاً کره جنوبی و ژاپن و نه چین) از تکانه‌های غذا کم بوده و همچنین تأثیرپذیری ایران از تورم این کشورها نیز کوچک است و در نتیجه این کشورها آثار سرریز تورمی کمی بر اقتصاد ایران تحمیل می‌کنند.



نمودار ۱۲: واکنش‌های آنی تورم کشورهای اصلی طرف تجاری ایران به تکانه تغییرات قیمت غذا

منبع: محاسبات پژوهش



نمودار ۱۳: واکنش‌های آنی تورم مناطق به تکانه تغییرات قیمت غذا

منبع: محاسبات پژوهش

## ۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات سیاستی

نفت و غذا، مواد اولیه و واسطه تولیدی مهمی محسوب می‌شوند که تکانه‌های قیمتی آن‌ها معمولاً آغازگر و پیشران سطح عمومی قیمت‌ها است. این مسئله در کشورهای درحال توسعه به دلایل وابستگی به نفت و غذا و سهم بالاتر غذا و انرژی در سبد کالایی مشهودتر است. در همین راستا در پژوهش حاضر تلاش شد آثار سرریز حاصل از تکانه‌های قیمتی نفت و غذا تجزیه و تحلیل شود. بدین منظور دو سؤال زیر طرح و با بهره‌گیری از مدل تصحیح خطای برداری جهانی (GVECM) به آن‌ها پاسخ داده شد. اولاً تکانه‌های جهانی قیمت نفت و غذا چه میزان بر تورم کشورها و مناطق طرف تجاری ایران تأثیر می‌گذارند؟ ثانیاً تکانه‌های تورمی کشورها و مناطق طرف تجاری ایران چه میزان بر تورم ایران تأثیر می‌گذارند؟ یافته‌های پژوهش به صورت زیر ارائه می‌شود.

اقتصاد چین بیشترین حساسیت را نسبت به تکانه قیمت نفت و غذا داشته و از سوی دیگر، تورم اقتصاد ایران بیشترین تأثیر را از تورم‌های چین و ترکیه می‌پذیرد که بزرگترین شرکای تجاری ایران در واردات کالاها و خدمات هستند؛ بنابراین با توجه به سهم ۲۵ درصدی چین در واردات ایران، آثار سرریز قابل توجهی بر اقتصاد ایران تحمیل می‌شود. همچنین از میان مناطق تجاری، تورم ایران بیشترین حساسیت را نسبت به تکانه‌های تورمی کشورهای آمریکایی و جنوب شرق آسیا و اقیانوسیه داشته است. از آن جایی که آسیب‌پذیری مناطق یاد شده در برابر تکانه‌های نفتی و غذا زیاد است، این گروه کشورها نیز آثار سرریز قابل توجهی به تورم ایران منتقل می‌کنند.

در مقابل کشورهای منطقه یورو و همچنین سایر کشورهای توسعه‌یافته (مانند سوئیس، ژاپن و کره جنوبی) تأثیرپذیری کمتری از تکانه‌های قیمتی نفت و غذا دارند و حتی در صورت تأثیرپذیری از این تکانه‌ها، تورم وارداتی محسوس برای ایران ایجاد نمی‌کنند؛ به عبارت دیگر، کشورهای توسعه‌یافته به‌طورمعمول تکانه‌های تورمی را مهار و آن را به اقتصاد خود و اقتصاد شرکای تجاری‌شان منتقل نمی‌کنند.

در ادامه به راهکارهای مصونیت‌سازی اقتصاد ایران در برابر آثار سرریز تکانه‌ها پرداخته می‌شود. طی سه دهه اخیر، پنج کشور چین، ترکیه، هند، آلمان و سوئیس به ترتیب مهم‌ترین شرکای تجاری ایران بوده‌اند. سهم واردات ایران از این پنج کشور از ۳۶ درصد در دهه ۱۳۷۰ به ۵۵ درصد در نیمه اول دهه اخیر رسیده است. واردات از چین از یک درصد به بیش از ۳۰ درصد رسیده است. ترکیه و کره جنوبی سهم خود را از ۲ درصد به ۱۰ درصد رسانده‌اند. سهم هند تا سال ۱۳۹۱ کمتر از ۵ درصد بوده، اما پس از آن به ۱۰ درصد جهش کرده است.

در مقابل، سهم واردات از آلمان از ۲۵ درصد به ۶ درصد، سهم واردات از فرانسه و ایتالیا از ۹ درصد به تقریباً یک درصد و سهم ژاپن از ۱۲ درصد به کمتر از یک درصد کاهش یافته است. سهم واردات از کشورهای انگلستان، بلژیک، اسپانیا، اتریش، برزیل و مالزی از تقریباً ۱۵ درصد به ۶ درصد سقوط کرده است. به‌طور خلاصه، سهم مناطق تجاری شامل کشورهای توسعه‌یافته از ۵۸ درصد در

دهه ۱۳۷۰ به ۳۳ درصد در نیمه اول دهه ۱۳۹۰ تنزل پیدا کرده و در مقابل سهم کشورهای درحال توسعه ترکیه، هند و چین شدیداً افزایش داشته است.

بنابراین الگوی تجاری ایران به سمت آسیب‌پذیری بیشتر تغییر کرده است. اولاً تنوع شرکای وارداتی ایران کاهش یافته، ثانیاً الگوی تجاری به‌جای تنوع در کشورهای توسعه‌یافته و صنعتی و در حال ظهور به سمت تمرکز در کشورهای درحال توسعه پیش رفته است. در واقع، الگوی وارداتی ایران به شدت معطوف به کشورهای درحال توسعه و به ویژه آسیایی شده است که تکانه‌های نفت و غذا آثار سرریز تورمی قابل توجهی از طریق آن‌ها بر اقتصاد ایران تحمیل می‌کنند.

بر همین اساس توصیه می‌شود که از طریق پراکنده کردن تجارت خارجی در میان کشورها و مناطق تجاری مختلف، مصونیت اقتصاد در برابر تکانه‌های تورمی آینده تا حدودی بهبود یابد. تبادل تجاری بیشتر با کشورهای توسعه‌یافته و صنعتی و نوظهور (منطقه یورو و سایر کشورها مانند سوئیس، کره جنوبی و ژاپن) آسیب‌پذیری تورمی ایران را کاهش می‌دهد؛ چرا که تأثیرپذیری این کشورها از تکانه‌های قیمتی نفت و غذا کم بوده و بنابراین تکانه‌های تورمی کمتری را متحمل شده و آن را به شرکای تجاری‌شان منتقل نمی‌کنند.

## منابع

- اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران، آمار واردات و صادرات، <http://www.tccim.ir>.
- اثنی‌عشری، ابوالقاسم؛ ندری، کامران؛ ابوالحسنی، اصغر؛ مهرگان، نادر و بابایی سمیرمی، محمدرضا (۱۳۹۵). «تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و پول، مطالعه موردی ایران»، *پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۶(۲۲): ۸۵-۱۰۲.
- آرمن، سید عزیز؛ قربان‌نژاد، مجتبی و کفیلی، وحید (۱۳۹۶). «نگاهی دوباره به تورم ایران: رویکرد VARX»، *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶(۲۲): ۹۹-۱۲۱.
- پیش‌بهار، اسماعیل و باغستانی، مریم (۱۳۹۳). «بررسی اثرات اقتصادی شوک‌های قیمتی نفت و مواد غذایی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران»، *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۴(۳): ۴۵-۶۴.
- دمیری، فاطمه؛ اسلامولویان، 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»، *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۶(۲۳): ۳۵-۶۰.
- ربیع همدانی، هستی و پدرام، مهدی (۱۳۹۳). «اثر ثروت و فشار هزینه ناشی از شوک قیمت نفت در اقتصاد ایران: یک رویکرد نوکینزی»، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۲(۷۰): ۲۴۶-۲۲۳.
- رجبی، مصطفی و کریمی، محدثه (۱۳۹۵). «تحلیل اثرات تکانه‌های قیمت نفت بر فعالیتهای اقتصادی و سیاستهای پولی در اقتصاد ایران (۱۳۹۲-۱۳۶۹) رویکرد الگوی خود توضیح برداری ساختاری»، *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۵(۲۰): ۲۵۳-۲۷۴.
- سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. داده‌های سری زمانی و گزارشات اقتصادی سالیانه.
- سرزعی، علی (۱۳۸۶). «بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی در یک مدل VAR»، *مطالعات انرژی*، ۴(۱۲): ۲۷-۵۱.
- کرباسی، علیرضا و نقوی، سمیه (۱۳۹۲). «حساسیت عرضه به تغییر قیمت محصولات کشاورزی در کشورهای منتخب آسیایی»، *اقتصاد کشاورزی*، ۷(۱): ۱-۱۴.
- گزارش «کمبود غذا در جهان: سفره‌های گران». مجله اقتصاد ایران، خرداد ۱۳۸۷.
- گمرک جمهوری اسلامی ایران، آمار سالیانه <http://www.irica.gov.ir/Portal/home/?4599>
- محمدرزاده، اعظم و توکلی، اکبر (۱۳۹۲). «بررسی اثر سیاست‌های اقتصادی دولت بر شاخص قیمت مصرف‌کننده- به‌عنوان یک شاخص ثبات اقتصادی کشور- با رویکرد سیستم دینامیکی»، *راهبرد اقتصادی*، ۲(۷): ۱۳۱-۱۵۱.
- مقدم، محمدرضا و سزاوار، محمدرضا (۱۳۹۱). «بررسی تأثیر قیمت‌های جهانی نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران»، *پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی-ایرانی)*، ۱۲(۴۷): ۱۹۷-۲۱۶.
- منظور، داود و توکل‌نیا، محمدرضا (۱۳۸۱). «تأثیر نوسانات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: رویکرد مدل‌های خودرگرسیون برداری»، *فصلنامه پژوهشی دانشگاه امام صادق(ع)*، ۱۶: ۱۴۷-۱۷۳.
- مهدوی عادل، محمدحسین؛ قزلباش، اعظم و دانش‌نیا، محمد (۱۳۹۱). «اثر تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای عمده کلان اقتصاد ایران»، *اقتصاد محیط‌زیست و انرژی*، ۱(۳): ۱۳۱-۱۷۰.
- مهرآرا، محسن؛ طیب‌نیا، علی و دهنوی، جلال (۱۳۹۱). «بررسی عوامل تأثیرگذار بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی سری زمانی غیرخطی نوع STR»، *تحقیقات اقتصادی*، ۴(۴): ۲۲۱-۲۴۲.

- نادری، اسماعیل؛ گندلی علیخانی، نادیا و امیری، اشکان (۱۳۹۳). «آیا قیمت نفت از نرخ تورم در ایران عبور می‌کند؟»، *انرژی ایران*، ۱۷(۲): ۱۳۹-۱۵۸.
- همتی، عبدالناصر و مباشرپور، علیرضا (۱۳۸۸). «شناسه تکانه‌های قیمت نفت، عرضه و تقاضای کل در اقتصاد ایران با استفاده از VAR ساختاری»، *مطالعات انرژی*، ۳۳: ۷۱-۹۰.
- British Petroleum Company. BP Statistical Review of World Energy. <http://www.bp.com/statisticalreview>.
- Chen, S. S. (2009). "Oil price pass-through into inflation", *Energy Economics*, 31: 126-133.
- Cheung, C. (2009). *Are commodity prices useful leading indicators of inflation?*, Bank of Canada Discussion Paper 2009-5.
- Chudik, A. and Smith, A. (2013). *The GVAR approach and the dominance of the US economy*. Federal Reserve Bank of Dallas Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper No. 136.
- Ciner, C. (2011). "Commodity prices and inflation: Testing in the frequency Domain". *Research in International Business and Finance*, 25: 229-237.
- di Mauro, F. and Pesaran, M.H. (2013). *The GVAR Handbook: Structure and applications of a macro model of the global economy for policy analysis*, S. OUP Catalogue, Oxford University Press.
- di Mauro, F.; Smith, L.V.; Dees, S. and Pesaran, M.H. (2007). "Exploring the international linkages of the euro area: a global VAR analysis". *Journal of Applied Econometrics*, 22(1): 1-38.
- Duma, N., (2008). *Pass-Through of external shocks to inflation in Sri Lanka*. IMF Working Paper, WP/08/78.
- Food and Agriculture Organization, <http://www.fao.org/faostat/en/#data>.
- Galesi, A. and Lombardi, M.J. (2013). *External shocks and international inflation linkages. Chapter 5 in The GVAR Handbook: Structure and applications of a macro model of the global economy for policy analysis*. OUP Catalogue, Oxford University Press.
- Garratt, A.; Lee, K.C.; Pesaran, M.H. and Shin, Y. (2006). *Global and national macroeconomic modelling: A long-run structural approach*. OUP Catalogue, Oxford University Press.
- 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.
- Hylleberg, S.; Engle, R.F.; Granger, C.W.J. and Yoo, B.S. (1990). "Seasonal integration and cointegration". *Journal of Econometrics*, 44: 215-238.
- Johansen, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3): 231-254.
- Johansen, S. (1992). "Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data". *Journal of Policy Modeling*, 14(3): 313-334.
- Lee, K. and Pesaran, M.H. (1993). "Persistence profiles and business cycle fluctuations in a disaggregated model of UK output growth". *Ricerche Economiche*, 47: 293-322.

- MacKinnon, J.G.; Haug, A.A. and Michelis, L. (1999). "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration". *Journal of Applied Econometrics*, 14(5): 563-577.
- McCarthy, J. (2007). "Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies". *Eastern Economic Journal*, 33(4): 511-537.
- Mohanty, D. and John, J. (2015). "Determinants of inflation in India". *Journal of Asian Economic*, 36: 86-96.
- Osorio, C. and Unsal, D.F. (2013). "Inflation dynamics in Asia: Causes, changes, and spillovers from China". *Journal of Asian Economics*, 24: 26-40.
- Pesaran, M.H.; Schuermann, T. and Smith, L.V. (2009). "Forecasting economic and financial variables with global VARs". *International Journal of Forecasting*, 25: 642-675.
- Pesaran, M.H.; Schuermann, T. and Weiner, S.M. (2004). "Modelling regional interdependencies using a global errorcorrecting macroeconomic model". *Journal of Business and Economic Statistics*, 22: 129-162.
- Romero, R. (2008). *Monetary Policy in Oil-Producing Economies*. Mimeo, Princeton University.
- Salehi Esfahani, H.; Mohaddes, K. and Pesaran, M.H. (2012). "Oil exports and the Iranian economy". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 53(3): 221-237.
- Shioji, E., Uchino, T., (2010). *Pass-through of oil prices to Japanese domestic prices*. NBER working paper No. 15888.
- World Bank, <https://data.worldbank.org>.
- World Economic Forum, (2005-2015). Global Risks Report.