فصلنامه اقتصاد دفاع
دانشگاه و پژوهشگاه عالی دفاع ملی و تحقیقات راهبردی- گروه منابع و اقتصاد دفاع
سال اول، شماره دوم، زمستان ۱۳۹۵، صص ۴۸-۱۱

آثار اقتصادی– امنیتی تکانه‌های قیمتی جهانی نفت و غذا بر تورم در ایران در قالب الگوی خودبازگشت‌برداری جهانی (GVAR)

مهدی حاج امینی نجف آبادی[۱]
محسن مهرآرا[۲]

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۰/۰۲ تاریخ پذیرش: ۹۵/۱۱/۲۹

چکیده

مدیریت فشارهای تورمی که منشأ خارجی دارند، یکی از ضرورت‌های سیاستگذاری امنیت اقتصادی در کشورهاست. در همین راستا، پژوهش حاضر یک الگوی خودبازگشت برداری جهانی (**GVAR**) برای دوره ۲۰۱۳-۱۹۸۸ برآورد می‌کند که ۳۴ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه را شامل می‌شود. این کشورها در دوره مورد مطالعه بیش از ۸۰ درصد تولید جهانی را در اختیار داشته و همچنین ۸۰ درصد واردات ایران را تأمین می‌کرده‌اند. یافته‌های پژوهش حاضر به این شرح است.

۱) تکانه‌های قیمت نفت به شکل معکوس و تکانه‌های غذا به شکل مستقیم موجب افزایش تورم ایران می‌شوند.

۲) آسیب‌پذیری تورمی ایران در مواجهه با تکانه‌های نفت و غذا نسبت به سایر کشورها بسیار بیشتر است. این آسیب‌پذیری در بلندمدت نیز بیشتر از کوتاه‌مدت است.

۳) یک هم‌روندی افزایشی و هم‌حرکتی میان قیمت نفت و غذا وجود دارد.

به هر حال، تأثیر تکانه‌های قیمت غذا در کوتاه‌مدت و بلندمدت بزرگ‌تر از تأثیر تکانه‌های قیمت نفت است، به گونه‌ای که به ازای ۱۰ درصد افزایش همزمان این قیمت‌ها، تورم ایران ۱ تا ۱/۵ درصد افزایش می‌یابد.

واژگان کلیدی: تورم، تکانه قیمت نفت، تکانه قیمت غذا، الگوی خودبازگشت‌برداری جهانی.

---

۱. عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه یزد (hajamini.mehdi@yazd.ac.ir)
۲. عضو هیئت علمی دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران (mmehrara@ut.ac.ir)

مقدمه

از دهه اول قرن و بیست و یکم پژوهش‌های بسیاری به بررسی آثار تکانه‌های قیمتی خارجی و آسیب‌پذیری تورمی در کشورها پرداخته‌اند. آنها مجموعهٔ وسیعی از کشورهای توسعه‌یافته در اروپا و آمریکای شمالی، کشورهای تازه توسعه‌یافته جنوب شرقی آسیا، کشورهای در حال توسعه آمریکای جنوبی و آسیا (به‌ویژه چین، هند، پاکستان) را شامل می‌شوند. بیشتر این پژوهش‌ها نتیجه گرفته‌اند که تکانه‌های قیمتی خارجی نقش نسبتاً با اهمیتی (همانند عوامل داخلی) در نوسانات سطح عمومی قیمت‌ها داشته‌اند. همچنین شواهد این تحقیقات نشان می‌دهد که شدت آسیب‌پذیری تورم در کشورهای آسیایی و در حال توسعه بسیار بیشتر است.

این یافته‌ها اهمیت روزافزون مخاطره‌های تورمی آینده به علت شوک‌های جهانی نفت و غذا را تأیید می‌کنند. در واقع، تورم تنها یک متغیر اقتصادی تحت واپایش عوامل داخلی طرف تقاضا (پولی و مالی) نخواهد بود، بلکه ممکن است تحت تأثیر فشارهای خارجی و عرضه محور، نوسان قابل توجهی را تجربه کند. بر همین اساس تحقیق حاضر به بررسی تأثیر تکانه‌های تورمی کشورهای خارجی، قیمت نفت و قیمت غذا بر تورم ج.ا. ایران می‌پردازد. به این منظور از یک الگوی خودبازگشت برداری جهانی (GVAR) استفاده می‌شود که در مطالعات داخلی تا به حال مورد استفاده قرار نگرفته است. مزیت اصلی به‌کارگیری الگوی GVAR این است که پویایی‌های تورم کشورها همزمان مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند و به‌این ترتیب امکان بررسی تأثیر تکانه‌های خارجی و جهانی بر تورم داخلی به شکل دقیق فراهم می‌شود.

۱. پیشینهٔ پژوهش

۱-۱. پژوهش‌های خارجی

همان‌گونه که گالسی و لامبورد (۲۰۱۳) بیان می‌کنند، اندازه‌گیری آثار تورمی شوک‌های جهانی قیمت‌های نفت و غذا مشکل است؛ زیرا این شوک‌ها از مجاری بسیار زیاد و

متنوعی بر اقتصادها اثر می‌گذارند. به هر حال از ۲۰۰۰ به بعد مطالعات بسیاری در این زمینه انجام گرفته که در ادامه به آنها پرداخته می‌شود.

اولین مطالعه توسط مک‌کارتی[1] (۱۹۹۹، ۲۰۰۷) انجام گرفت. وی ارتباط قیمت نفت و تورم را در خلال دوره زمانی ۱۹۷۶Q۱ تا ۱۹۹۸Q۴ در کشورهای توسعه‌یافته آمریکا، آلمان، انگلیس، بلژیک، ژاپن، سوئد، سوئیس، فرانسه و هلند در قالب یک الگوی VAR با ساختار عطفی مورد بررسی قرار می‌دهد. این مطالعه نتیجه می‌گیرد که شوک‌های قیمتی خارجی تقریباً نیمی از کاهش تورم در دهۀ ۱۹۹۰ را توضیح می‌دهند.

هوکر[2] (۲۰۰۲) تأثیر قیمت نفت بر تورم آمریکا را در دو دورۀ زمانی ۱۹۷۹Q۴-۱۹۶۲Q۲ و ۲۰۰۰Q۴-۱۹۸۰Q۱ برآورد می‌کند. نتایج تحقیقات وی نشان می‌دهد که در دهه‌های ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ میلادی قیمت نفت تأثیر قابل توجهی بر تورم داشته، اما تأثیر آن در دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ کاهش یافته است. سپس لبمن و چین[3] (۲۰۰۴) نتایج مشابهی را برای پنج کشور آمریکا، آلمان، انگلستان، ژاپن و فرانسه به‌دست می‌آورند. البته طبق یافته‌های آنها، کاهش اثرگذاری قیمت نفت بر تورم در آمریکا کمتر از کشورهای اروپایی بوده است. در ادامه، بلنچارد و گالی[4] (۲۰۰۷) با استفاده از الگوی خودبازگشت برداری غلتان و برای شش اقتصاد صنعتی آمریکا، آلمان، ایتالیا، انگلستان، ژاپن و فرانسه، کاهش تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر تورم داخلی را دوباره تأیید می‌کنند.

در یک مطالعه جامع‌تر، گریگوری و همکاران[5] (۲۰۰۷) ارتباط تورم با شوک‌های قیمتی نفت را در ۳۴ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه در خلال دوره زمانی ۱۹۶۵Q۱ تا ۲۰۰۵Q۱ بررسی می‌کنند. آنها نتیجه می‌گیرند که اولاً تأثیر تورمی شوک‌های نفتی برای عمده کشورها تأیید می‌شود؛ ثانیاً تأثیر تورمی شوک‌های قیمتی نفت روند کاهشی داشته

1. J. McCarthy
2. Mark A. Hooker
3. Michael LeBlanc and Menzie D. Chinn
4. Olivier J. Blanchard and Jordi Gali
5. J.D. Gregorio, O. Landerretche, C. Neilson

است. نورد و اندر[1] (۲۰۰۷) نیز به همین نتایج برای شوک‌های انرژی در آمریکا و منطقه اروپا برای دوره زمانی ۱۹۷۰Q۲ تا ۲۰۰۶Q۳ دست پیدا می‌کنند.

دوما[2] (۲۰۰۸) با استفاده از الگوی خودبازگشت برداری ساختاری (SVAR) به بررسی تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم در سریلانکا می‌پردازد. یافته‌های دوما نشان می‌دهد که شوک‌های خارجی حدود ۲۵ درصد از تغییرات شاخص قیمت مصرف‌کننده را توضیح می‌دهد. همچنین در طول زنجیره ارزش تأثیر شوک‌های قیمتی خارجی کاهش می‌یابد و حتی گاهی معکوس می‌شود.

چن[3] (۲۰۰۹) آثار تکانه‌های قیمت نفت بر تورم را در ۱۹ کشور توسعه‌یافته بررسی کرده و به نتایج زیر دست یافته است: ۱) متوسط ضریب تأثیر قیمت نفت بر نرخ تورم در بلندمدت ۰/۱۷ درصد و در کوتاه‌مدت ۰/۰۰۵ درصد است. همچنین تأثیر کوتاه‌مدت برای سه کشور ژاپن با ۱/۲ درصد، ایتالیا با ۰/۹ درصد و فرانسه با ۰/۵ درصد بسیار شدید است. ۲) تأثیر شوک‌های قیمتی نفت حدود ۷۰ درصد کاهش یافته است. این کاهش برای کشورهای آلمان، انگلستان، بلژیک، دانمارک، ژاپن، فنلاند، فرانسه و کانادا قابل توجه و در مقابل برای کشورهای آمریکا، استرالیا، سوئد، نروژ و هلند بسیار کم بوده است.

جانگوانیچ و پارک[4] (۲۰۰۹) با استفاده از یک الگوی SVAR به بررسی نقش تکانه‌های قیمتی نفت و غذا بر تورم کشورهای شرق آسیا در دهه‌های ۱۹۹۰ و ۲۰۰۰ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج این مطالعه، تورم منطقه شرق آسیا همواره به فشارهای تورمی ناشی از تکانه‌های داخلی (به ویژه افزایش تقاضا و انتظارات قیمتی) مربوط می‌شود.

شیوجی و اجینو[5] (۲۰۱۰) فرضیهٔ کاهش انتقال شوک‌های نفتی به تورم را در ژاپن بررسی می‌کنند. آنها از یک الگوی خودبازگشت برداری با مؤلفه‌های متغیر در طول زمان

1. Paul van den Noord and Christophe André
2. Nombulelo Duma
3. Shiu-Sheng Chen
4. Juthathip Jongwanich and Donghyun Park
5. Etsuro Shioji and Taisuke Uchino

استفاده می‌کنند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر تورمِ ژاپن تا سال ۲۰۰۰ کاهش یافته و پس از آن شروع به افزایش نموده است.

اصفهانی و همکاران[1] (۱۳۹۱، ۲۰۱۲) آثار تکانه‌های صادراتی نفت بر اقتصاد ایران را در خلال دوره ۱۹۷۹Q۱ تا ۲۰۰۶Q۴ با بهره‌گیری از الگوی VARX* (یا VECMX*) برآورد می‌کنند. آنها تأثیر مثبت شوک‌های قیمتی نفت بر افزایش قیمت‌های داخلی را تأیید می‌کنند. گالسی و لومباردی[2] (۲۰۰۹ و ۲۰۱۳) با برآورد یک الگوی GVAR درخلال دوره ژانویه ۱۹۹۹ تا دسامبر ۲۰۰۷ نشان می‌دهند که تکانه‌های قیمت نفت خام در کشورهای توسعه‌یافته بیشتر موجب تورم می‌شود؛ اما تأثیر قابل توجهی بر اقتصادهای در حال ظهور ندارد. در مقابل تکانه‌های قیمت غذا تأثیر معناداری بر تورم اقتصادهای در حال ظهور می‌گذارد.

واکارکل و موهار[3] (۲۰۱۳) با استفاده از الگوی خودبازگشت برداری بیزین (BVAR) تأثیر شوک‌های قیمتی نفت بر تورم آمریکا را درخلال دوره ۱۹۴۸Q۱-۲۰۱۱Q۲ برآورد می‌کنند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که تأثیر شوک‌های نفتی از دهۀ ۱۹۸۰ میلادی به بعد کاهش یافته است. اوسوریو و یونسال[4] (۲۰۱۳) با مطالعه ۳۳ کشور درخلال دوره زمانی ۱۹۶۸Q۱-۲۰۱۰Q۱ نتیجه گرفتند که یک درصد افزایش در قیمت کالاهای اساسی به شکل متوسط ۰/۰۵ درصد افزایش در تورم را به همراه خواهد داشت که تا دو سال به ۰/۱۵ می‌رسد. این اثر برای واردکنندگان عمده کالاهای اساسی به ۰/۲۵ می‌رسد (به استثنای مالزی) و در مقابل برای اقتصادهای پیشرفته ژاپن، استرالیا و نیوزلند تنها ۰/۰۱ درصد در هر فصل است.

1. Hadi Salehi Esfahani, Kamiar Mohaddes, and M. Hashem Pesaran
2. Alessandro Galesi and Marco J. Lombardi
3. Victor J. Valcarcel and Mark E. Wohar
4. Carolina Osorio and D. Filiz Unsal

ددوگلو و کویا[1] (۲۰۱۴) سازوکار تأثیر تکانه‌های قیمتی نفت بر تورم ترکیه را در چارچوب الگوی SVAR و با استفاده از اطلاعات ماهانه ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۲ مورد بررسی قرار می‌دهند. آنها نتیجه می‌گیرند که تأثیر شوک‌های نفتی بر تورم ترکیه در سال‌های اخیر افزایش یافته است. موهانتی و جان[2] (۲۰۱۵) نیز با بهره‌گیری از یک الگوی SVAR و برآورد آن درخلال دوره ۱۹۹۶Q۱ تا ۲۰۱۴Q۳ برای اقتصاد هند نشان می‌دهند که عوامل خارجی به اندازه عوامل داخلی در نوسانات قیمت دخیل بوده‌اند. همچنین مشخص می‌شود که یک درصد افزایش قیمت نفت خام موجب ۰/۰۷ درصد افزایش شاخص قیمت عمده‌فروشی و ۰/۰۴ درصد افزایش شاخص ضمنی قیمت می‌شود.

۲-۱. پژوهش‌های داخلی

پژوهش‌های متعددی به بررسی آثار نوسانات قیمت نفت و یا غذا بر تورم در ایران پرداخته‌اند:

منظور و توکل‌نیا (۱۳۸۱) یک الگوی تصحیح خطای برداری را برای دوره زمانی ۱۹۸۶Q۱-۲۰۰۱Q۴ برآورد می‌کنند. آنا نتیجه می‌گیرند که یک علیت یک‌طرفه از تغییرات قیمت نفت به تورم وجود دارد. پرمه (۱۳۸۴) با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی، آثار افزایش قیمت کالاهای اساسی خانوارها (آرد، روغن و قند) بر تورم را ارزیابی می‌کند. وی نتیجه می‌گیرد که با افزایش ۵۰ درصدی قیمت کالاهای اساسی، تورم ۱۰ درصد افزایش می‌یابد.

سرزعیم (۱۳۸۶) در قالب الگوی VAR و با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۵۰Q۱-۱۳۷۸Q۴، تأثیر نوسانات قیمت نفت بر تولید و تورم را بررسی می‌کند. طبق یافته‌های این پژوهش، تکانه‌های قیمتی نفت فی‌نفسه عامل تعیین‌کننده تورم نیستند، بلکه در پی افزایش درآمدهای نفت، مخارج دولت و حجم پول افزایش می‌یابد که به تورم می‌انجامد. همچنین گرجی و اقبالی (۱۳۸۶) یک منحنی فیلیپس تعمیم‌یافته را برای دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۱

1. Dinçer Dedeoğlu and Hüseyin Kaya
2. Deepak Mohanty and Joice John

برآورد می‌کنند. برآوردهای آنها نشان می‌دهد که نرخ تورم وارداتی و اختلاف نرخ تورم محصولات خوراکی از نرخ تورم مصرف‌کننده، تأثیر معناداری بر تورم نداشته‌اند.

همتی و مباشرپور (۱۳۸۸) با برآورد الگوی SVAR برای دوره زمانی ۱۳۶۷Q۱ تا ۱۳۸۶Q۴ تأثیر شوک‌های قیمتی نفت را بر تولید و تورم ارزیابی می‌کنند. آنها نتیجه می‌گیرند که شوک‌های نفتی به شکل مستقل اثر معناداری بر تورم ندارند (البته تأثیر این شوک‌ها از دریچه تأثیر بر تقاضای کل تأیید می‌شود). در مقابل، مهرآرا و همکاران (۱۳۹۱) یک الگوی خودبازگشت با انتقال یکنواخت[1] (STAR) را برای تورم ایران درخلال دورهٔ زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۷ برآورد می‌کنند. این مطالعه نه تنها تأثیر تکانه‌های نفتی بر تورم را تأیید کرده، بلکه نشان می‌دهد تأثیر سایر متغیرها به درآمدهای نفتی بستگی دارد.

مهدوی و همکاران (۱۳۹۱) با برآورد یک الگوی VAR برای دوره زمانی ۱۳۵۰-۱۳۸۶ نشان می‌دهند که نوسانات قیمت نفت مهم‌ترین عامل توضیح‌دهنده نوسانات تورم و عرضه پول در اقتصاد ایران است. مقدم و سزاوار (۱۳۹۱) تأثیر شوک‌های قیمتی نفت را با به‌کارگیری دو الگوی VAR و SVAR تجزیه و تحلیل می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که تکانه‌های قیمت نفت، منبع اصلی نوسانات تورم در ایران است. همچنین محمدزاده و توکلی (۱۳۹۲) با استفاده از یک الگوی کلان برای دوره ۱۳۵۲-۱۳۸۵ تغییرات برونزا مانند قیمت نفت را شبیه‌سازی می‌کنند. نتایج آنها تأیید می‌کند که در اقتصاد ایران افزایش/کاهش قیمت نفت موجب افزایش/کاهش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود.

صمدی و بهپور (۱۳۹۲) با استفاده از اطلاعات دوره زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۰ یک الگوی VAR را برآورده کرده و نتیجه می‌گیرند که در کوتاه‌مدت و بلندمدت هیچ نوع ارتباط معناداری میان قیمت‌های نفت و غذا وجود ندارد. ربیع همدانی و پدرام (۱۳۹۳) با کالیبره و حل کردن یک الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) برای اقتصاد ایران، نشان می‌دهند که شوک قیمتی نفت از هر دو مجرای هزینه/عرضه و ثروت/تقاضا بر تورمِ اقتصاد ایران تأثیر می‌گذارد. البته تأثیر این شوک‌ها از مجرای فشار تقاضا بیشتر است.

1. Smooth transition autoregressive

فریدزاد و همکاران (۱۳۹۳) با تکیه بر ماتریس حسابداری اجتماعیِ عرضه محور به بررسی تأثیر تغییرات مقداری و قیمتی فرآورده‌های نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی می‌پردازند. یافته‌ها نشان می‌دهد که افزایش قیمت فرآورده‌های نفتی بیشترین افزایش شاخص قیمت تولیدکننده را به ترتیب در بخش‌های خدمات، صنعت و کشاورزی به همراه خواهد داشت. پیش‌بهار و باغستانی (۱۳۹۳) با به‌کارگیری یک الگوی SVAR برای فروردین ۱۳۸۰ تا اسفند ۱۳۹۰ نتیجه می‌گیرند که شوک‌های قیمتی نفت و غذا تقریباً ۵ درصد از نوسانات تورم ایران را توضیح می‌دهند.

نادری و همکاران (۱۳۹۳) نیز با استفاده از داده‌های ماهانه فروردین ۱۳۸۰ الی فروردین ۱۳۹۲ و الگوی VECM نشان می‌دهند که تأثیر قیمت نفت بر تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت قابل توجه نیست. اثنی‌عشری و همکاران (۱۳۹۵) آثار تغییرات ناگهانی قیمت نفت بر تورم را مطالعه می‌کنند. آنها نتیجه می‌گیرند که به استثنای سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۸۵، در سایر دوره‌ها تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم مثبت بوده و تورم‌زا بودن تکانه‌های نفتی تأیید می‌شود.

۲. روش تحقیق

از دهه اول قرن بیست و یکم، الگوی خودبازگشت برداری جهانی[1] (GVAR) توسط مطالعات پسران[2] و همکاران (۲۰۰۴، ۲۰۰۶، ۲۰۰۷، ۲۰۰۹، ۲۰۱۳) ارائه و گسترش یافت. این الگوی از یکسو بر خلاف الگوهای پانل مبتنی بر فرض غیرواقع‌بینانه همگنی کشورها نیست و از سوی دیگر، برخلاف تجزیه و تحلیل‌های سری زمانی، روابط متقابل میان کشورها را در نظر می‌گیرد. بر همین اساس، پژوهش حاضر در قالب الگوی GVAR و با استفاده از داده‌های فصلی کشورهای اثرگذار جهان درخلال دوره ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۳ انجام می‌گیرد.

1. Global vector autoregression
2. M. Hashem Pesaran

برای آنکه الگوی GVAR کاربرد مطلوبی داشته و نتایج مناسبی ارائه دهد، لازم است بخش قابل توجهی از اقتصاد جهانی را دربرگیرد. محاسبات نشان می‌دهد که کشورهای الگوی بیش از ۸۰ درصد تولید جهانی را بر حسب هر دو معیار رایج (دلار ثابت و برابری قدرت خرید) در اختیار داشته‌اند (جدول شماره ۱).

جدول شمارهٔ (۱) سهم تولید کشورهای الگوی GVAR از تولید جهانی

منطقه	سهم از تولید[1]	منطقه	سهم از تولید	منطقه	سهم از تولید
اتریش	۰/۶۹	بلژیک	۰/۸۶	فرانسه	۴/۸۶
اسپانیا	۲/۳۹	پرو	۰/۱۸	فنلاند	۰/۴۲
استرالیا	۱/۴۸	تایلند	۰/۳۷	فیلیپین	۰/۲۲
اندونزی	۰/۶۳	ترکیه	۱/۰۰	کانادا	۱/۷۰
انگلستان	۴/۹۱	چین	۴/۲۴	کره جنوبی	۲/۴۴
ایتالیا	۴/۱۸	ژاپن	۱۰/۹۱	مالزی	۰/۲۹
آرژانتین	۰/۳۱	سنگاپور	۰/۲۵	مکزیک	۱/۸۶
آفریقای جنوبی	۰/۵۴	سوئد	۰/۸۱	نروژ	۰/۶۶
آلمان	۶/۶۴	سوئیس	۰/۹۲	نیوزلند	۰/۲۴
آمریکا	۲۶/۷۹	شیلی	۰/۲۵	هلند	۱/۴۳
برزیل	۲/۰۰	عربستان	۰/۶۶	هند	۱/۶۶
ایران	۰/۳۹	۳۳ کشور خارجی	۸۶/۷۱	۳۴ کشور الگوی	۸۷/۱۰

توضیح: [1]: سهم تولید کشورها بر اساس داده‌های بانک جهانی و به صورت میانگین برای دوره ۱۹۸۹-۲۰۱۳ محاسبه شده است.

منبع: محاسبات پژوهش

برای برآورد الگوی داده‌های زیر نیاز است: شاخص قیمت ۳۴ کشور برای محاسبه نرخ تورم، تولید ناخالص داخلی ۳۴ کشور برای محاسبه شکاف تولید، نرخ برابری ارز ۳۳ کشور بر حسب دلار (به استثنای آمریکا) برای محاسبه تغییرات نرخ ارز، ارزش واردات هر یک از ۳۴ کشور به تفکیک طرف‌های تجاری (ماتریس واردات ۳۴ کشور الگو)، برای محاسبه سهم‌های وارداتی، قیمت‌های جهانی نفت خام و غذا برای محاسبه نوسانات آن‌ها. در ادامه الگوی GVAR شرح داده می‌شود:

فرض کنید همه متغیرها دارای یک ریشه واحد باشند؛ همچنین فرض کنید اقتصاد جهانی شامل N اقتصاد است که هر یک با اندیس i نشان داده می‌شوند. گرنجر و نیوبلد[1] (۱۹۷۴) و فیلیپس[2] (۱۹۸۶) بر اساس ایده اولیه یول[3] (۱۹۲۶) نشان دادند که متغیرهای مستقل ناپایا ممکن است یک رگرسیون معنی‌دارِ کاذب را نتیجه دهند اما اگر وجود رابطه همگرایی بلندمدت تأیید شود، رگرسیون متغیرهای ناپایا نیز قابل اتکا خواهد بود.

در همین راستا، گرنجر (۱۹۸۱، ۱۹۸۶) و انگل[4] و گرنجر (۱۹۸۷) با بهره‌گیری از الگوی تصحیح خطای سارگان[5] (۱۹۶۴) استخراج روابط کوتاه‌مدت از روابط بلندمدت را مطرح کردند. در ادامه، پسران و اسچرمن و اسمیت (۲۰۰۹) و دی مائورو و پسران (۲۰۱۳) الگوی تصحیح خطای برداری برای کشور i را به صورت الگوی کوتاه‌مدت زیر (که الگوی بلندمدت را در خود جای داده است) ارائه کردند:

$$\Delta X_{it} = c_i - \alpha_i\left(\beta_{xi}{}' X_{i,t-1} + \beta_{x^*i}{}' X^*_{i,t-1}\right) + \Phi_i(L,p_i)\Delta X_{it} + \Psi_i(L,q_i)\Delta X^*_{it} + \Lambda_i(L,s_i)d_t + \varepsilon_{it}, \quad (۱)$$

که در آن X_{it}، X^*_{it} و d_t به ترتیب بردار متغیرهای داخلی کشور i، بردار متغیرهای خارجی کشور i و بردار متغیرهای جهانی هستند. C_i بردار مقادیر ثابت است. L اپراتور وقفه است. p_i، q_i و s_i به ترتیب تعداد وقفه‌های متغیرهای داخلی، خارجی و جهانی را در الگوی کشور i نشان می‌دهند. انتظار این است که $p_i \geq q_i, s_i$ باشد. α_i ماتریس ضرایب تصحیح خطا و $(\beta_{xi}{}', \beta_{x^*i}{}')$ ماتریس روابط همگرایی بلندمدت برای کشور i هستند. ε_{it} بردار جزء خطا است که فرض می‌شود همبستگی سریالی ندارد، اگرچه می‌تواند همبستگی ضعیف مقطعی[6] داشته باشد.

به هر یک از N الگوی (۱) اصطلاحاً VECMX* گفته می‌شود. این الگوها در ساده‌ترین حالت با فرض N=2 به صورت زیر نوشته می‌شوند:

1. Clive W.J. Granger and Paul Newbold
2. Peter C. B. Phillips
3. G. UdnyYule
4. Robert F. Engle
5. John Denis Sargan
6. Cross-sectionally dependent process

$$\begin{pmatrix} I & \Gamma_0^{XX^*} \\ 0 & I \end{pmatrix}\begin{pmatrix} \Delta X_t \\ \Delta X_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_X \\ a_{X^*} \end{pmatrix} - \Pi\begin{pmatrix} X_{t-1} \\ X_{t-1}^* \end{pmatrix} + \sum_{m=1}^{p-1}\begin{pmatrix} \Gamma_m^{XX} & \Gamma_m^{XX^*} \\ \Gamma_m^{X^*X} & \Gamma_m^{X^*X^*} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} \Delta X_{t-m} \\ \Delta X_{t-m}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^X \\ \varepsilon_t^{X^*} \end{pmatrix},$$

$$\Pi = \begin{pmatrix} \alpha^{XX} & \alpha^{XX^*} \\ \alpha^{X^*X} & \alpha^{X^*X^*} \end{pmatrix}\beta'. \qquad (۲)$$

سطر اول که به متغیرهای داخلی ΔX_t اختصاص دارد، الگوی شردرخلال[1] و سطر دوم که دربردارنده متغیرهای خارجی ΔX_t^* است، الگوی حاشیه‌ای[2] نامیده می‌شود. آن چنان که مشاهده می‌شود، متغیرهای خارجی می‌توانند در روابط بلندمدت سایر متغیرها حضور یابند، اما به شکل همزمان از سایر متغیرها تأثیر نمی‌پذیرند. افزون بر این متغیرها در فرایند تعدیل انحراف از همگرایی‌های بلندمدت شرکت نمی‌کنند ($\alpha^{X^*X} = \alpha^{X^*X^*} = 0$) که به همین دلیل به آنها برونزای ضعیف گفته می‌شود.

آنچه در این مرحله اهمیت دارد، تفکیک متغیرها به گروه‌های شردرخلال و حاشیه‌ای است. 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 برونزایی متغیرها، هر دو کارایی و سازگاری تأمین شود. الگوهای انفرادی GVAR با فرض برونزایی ضعیف متغیرهای خارجی (X_i^*) و جهانی (d_t) برآورد می‌شوند. سپس فرضیه برونزایی بر اساس روش یوهانسن[3] (۱۹۹۲) و هاربو و همکاران[4] (۱۹۹۸) به صورت زیر آزمون می‌شود. ابتدا رگرسیون کمکی زیر برای l مین متغیر از بردار متغیرهای خارجی X_i^* برآورد می‌شود:

$$\Delta x_{it}^{l*} = \tilde{a}_{il} + \sum_{r=1}^{r_i}\delta_{ir}^l \xi_{ir,t-1} + \sum_{m=1}^{m_{i1}}\lambda_{im}^l \Delta X_{i,t-m} + \sum_{m=1}^{m_{i2}}\gamma_{im}^l \Delta X_{i,t-m}^* + \sum_{m=1}^{m_{i3}}\sigma_{im}^l d_{t-m} + \epsilon_{it}^l. \qquad (۳)$$

1. Conditional model (Conditional error correction model)
2. Marginal model
3. Soren Johansen
4. Ingrid Harbo, Soren Johansen, Bent Nielsen, and Anders Rahbek

سپس معناداری همزمان ضرایب خطاهای حاصل از همگرایی‌های بلندمدت کشور i (δ_{ir}^{l}) با استفاده از آمار F که توزیع استاندارد خواهد داشت، آزمون می‌شود. در صورت رد فرض $H_0: \delta_{i1} = \cdots = \delta_{ir_i} = 0$ متغیر خارجی x_i^{l*} برای کشور i برونزای ضعیف نیست.

الگوی GVAR باید پایدار یا به اصطلاح ثبات جهانی[1] داشته باشد. در الگوهای GVAR این مسئله با استفاده از توابع واکنش روابط همگرایی‌های بلندمدت در برابر تکانه فراگیر[2] برگرفته از لی[3] و پسران (۱۹۹۳) انجام می‌گیرد. اگر روابط همگرایی بلندمدت در برابر یک تکانه فراگیر به سمت صفر برگشت‌پذیر باشند، الگو باثبات خواهد بود.

سرانجام برای بررسی پویایی‌های الگوی از توابع واکنش به ضربه استفاده می‌شود. رویهٔ کلی استخراج توابع واکنش شبیه الگوهای معمولی VAR است؛ منتها در الگوهای GVAR به جای استفاده از خطاهای متعامد[4] سیمز (۱۹۸۰) از خطاهای تعمیم‌یافته[5] استفاده می‌شود. دی‌مائورو و اسمیت (۲۰۱۳) معتقدند که خطاهای متعامد دو عیب اساسی دارند. اولاً تأثیر یک واحد خطای متعامد بررسی می‌شود و بنابراین خطاهای اصلی الگوی مبنا نیستند. ثانیاً به دلیل محدودیت‌های بازگشت‌پذیری[6]، ترتیب متغیرها اهمیت دارد و تغییر ترتیب متغیرها در الگوی، توابع واکنش متفاوتی را ارائه می‌دهد. در الگوهای GVAR که تعداد متغیرها زیاد است، حالت‌های بسیار مختلفی رخ می‌دهد که انتخاب میان آنها ممکن نخواهد بود.

۳. یافته‌های الگوی GVAR

الگوی شامل سه متغیر درونزای نرخ تورم داخلی، شکاف تولید داخلی و تغییرات نرخ ارز و سه متغیر برونزای ضعیف نرخ تورم خارجی، تغییرات قیمت نفت و تغییرات قیمت غذا است. داده‌های تحقیق فصلی بوده و بنابراین حداکثر وقفه، چهار در نظر گرفته شده

1. Globally stable
2. System-wide shock
3. Kevin C. Lee
4. Orthogonalized
5. Generalized
6. Recursiveness

است. وقفه‌های بهینه بر اساس معیار اطلاعات آکائیک تعیین شده و آزمون‌های ریشه واحد و همگرایی بلندمدت برای هر ۳۴ کشور انجام گرفته است که در عمده کشورها وجود یک رابطه همگرایی بلندمدت تأیید می‌شود (نتایج به دلیل اختصار آورده نشده است).

اکنون صحت الگوی برآوردی GVAR از حیث برونزایی ضعیف متغیرهای خارجی ارزیابی می‌شود. همان گونه که دی‌مائورو و پسران (۲۰۱۳) بیان می‌کنند، بیشتر اقتصادها سهم کمی از اقتصاد جهانی را در اختیار دارند و در نتیجه انتظار می‌رود که نرخ تورم خارجی و قیمت‌های نفت و غذا برونزای ضعیف باشند. آزمون برونزایی ضعیف متغیرهای خارجی و جهانی انجام گرفت که نتایج در جدول ۲ نشان داده شده است. از میان ۱۰۲ آزمون انجام گرفته، در دو مورد این فرض (تورم خارجی برای چین و آرژانتین) نقض می‌شود که قابل اغماض است. همچنین آزمون نبود همبستگی میان خطاها برای تمامی رگرسیون‌های کمکی انجام گرفت. نتایج حاکی از برقراری فرض استقلال خطاها در رگرسیون‌های کمکی است (۲۲ مورد نقض از میان ۱۰۲ رگرسیون کمکی).

جدول شمارهٔ (۲) آزمون‌های برونزایی ضعیف متغیرهای خارجی و جهانی

آزمون	تورم خارجی	تغییرات قیمت نفت	تغییرات قیمت غذا	F بحرانی ٪۵	(p,q^*)	تورم خارجی	تغییرات قیمت نفت	تغییرات قیمت غذا	F بحرانی ٪۵	(p,q^*)
	اتریش					اسپانیا				
برونزایی ضعیف	۰/۳۱۴	۰/۲۲۰	۱/۴۳۱	۳/۹۵۹	(۱و۲)	۰/۸۵۲	۰/۲۳۶	۰/۰۹۵	۳/۹۷۲	(۱و۲)
همبستگی خطاها	۱/۱۶۶	۲/۴۱۶	۱/۶۱۹	۲/۴۸۹		۲/۰۳۱	۲/۰۳۲	۱/۹۷۶	۲/۵۰۳	
	استرالیا					اندونزی				
برونزایی ضعیف	۰/۸۹۴	۰/۷۰۶	۰/۹۶۷	۳/۹۵۹	(۱و۲)	۰/۰۴۶	۱/۷۵۴	۰/۰۰۱	۳/۹۷۲	(۱و۲)
همبستگی خطاها	۲/۳۰۱	۲/۸۹۷*	۱/۳۶۴	۲/۴۸۹		۲/۳۵۹	۴/۲۰۲*	۰/۶۷۴	۲/۵۰۳	

ادامهٔ جدول شمارهٔ (۲)

آزمون	تورم خارجی	تغییرات قیمت نفت	تغییرات قیمت غذا	F بحرانی ٪۵	(p_*q_*)	تورم خارجی	تغییرات قیمت نفت	تغییرات قیمت غذا	F بحرانی ٪۵	(p_*q_*)
	انگلستان					ایتالیا				
برونزایی ضعیف	۰/۵۴۲	۰/۲۱۳	۱/۰۷۲	۳/۹۵۹	(۱و۲)	۲/۳۹۷	۱/۲۹۱	۰/۹۵۰	۳/۹۷۰	(۲و۳)
همبستگی خطاها	۰/۱۱۹	۲/۳۹۸	۲/۵۰۶*	۲/۴۸۹		۲/۴۶۰	۲/۰۶۳	۱/۴۳۴	۲/۵۰۱	
	ایران					آرژانتین				
برونزایی ضعیف	۰/۱۴۴	۱۰/۳۷۰	۰/۰۰۳	۳/۹۵۹	(۱و۲)	۳۳/۷۲۳*	۰/۰۳۰	۰/۲۸۳	۳/۹۵۹	(۱و۲)
همبستگی خطاها	۰/۸۳۴	۱/۰۵۸	۱/۸۲۶	۲/۴۸۹		۰/۸۰۲	۱/۷۹۶	۲/۲۰۶	۲/۴۸۹	
	آفریقای جنوبی					آلمان				
برونزایی ضعیف	۱/۳۹۸	۰/۰۶۹	۲/۴۸۱	۳/۹۸۵	(۳و۴)	۰/۱۷۸	۰/۶۶۶	۲/۰۶۳	۳/۹۵۹	(۱و۲)
همبستگی خطاها	۰/۲۹۴	۱/۹۹۲	۰/۵۴۷	۲/۵۱۵		۰/۳۷۴	۳/۰۳۴*	۱/۷۱۶	۲/۵۰۹	
	آمریکا					برزیل				
برونزایی ضعیف	۱/۲۰۸	۰/۱۲۷	۰/۳۸۵	۳/۹۷۴	(۲و۴)	۲/۴۳۹	۱/۱۲۲	۰/۲۶۴	۳/۹۷۲	(۱و۴)
همبستگی خطاها	۰/۱۸۵	۲/۵۸۸*	۰/۸۱۲	۲/۵۰۵		۷/۳۸۲*	۲/۳۷۸	۱/۰۱۴	۲/۵۰۳	
	بلژیک					پرو				
برونزایی ضعیف	۰/۴۷۸	۰/۰۹۸	۰/۳۱۴	۳/۹۵۹	(۱و۲)	۰/۷۱۶	۰/۲۷۳	۰/۰۰۰	۳/۹۷۲	(۱و۴)
همبستگی خطاها	۰/۳۶۰	۲/۵۶۶*	۱/۷۰۲	۲/۴۸۹		۳/۱۶۶*	۱/۰۵۵	۰/۵۴۷	۲/۵۰۳	
	تایلند					ترکیه				
برونزایی ضعیف	۰/۲۴۷	۰/۵۵۹	۰/۰۸۱	۳/۹۷۰	(۳و۲)	۰/۰۸۹	۰/۶۵۶	۱/۳۷۳	۳/۹۷۰	(۳و۲)
همبستگی خطاها	۲/۰۴۴	۱/۹۰۰	۱/۴۷۸	۲/۵۰۱		۲/۸۹۶*	۳/۵۸۲*	۱/۶۱۴	۲/۵۰۱	

ادامهٔ جدول شمارهٔ (۲)

آزمون	تورم خارجی	تغییرات قیمت نفت	تغییرات قیمت غذا	F بحرانی ٪۵	(p_*,q_*)	تورم خارجی	تغییرات قیمت نفت	تغییرات قیمت غذا	F بحرانی ٪۵	(p_*,q_*)
	چین					ژاپن				
برونزایی ضعیف	۳۶/۴۸۹*	۱/۶۱۰	۳/۴۱۷	۳/۹۷۸	(۴و۲)	۱/۲۹۲	۰/۱۰۵۹	۰/۱۱۸	۳/۹۶۳	(۲و۲)
همبستگی خطاها	۱/۵۳۲	۱/۲۶۲	۱/۲۹۹	۲/۵۰۹		۰/۶۲۶	۲/۸۸۶*	۳/۵۷۵*	۲/۴۹۴	
	سنگاپور					سوئد				
برونزایی ضعیف	۲/۳۱۱	۰/۴۴۹	۲/۶۲۳	۳/۹۵۹	(۱و۲)	۰/۸۰۷	۰/۱۳۰	۰/۸۱۱	۳/۹۵۹	(۱و۲)
همبستگی خطاها	۰/۷۸۱	۲/۲۴۴	۱/۹۹۰	۲/۴۸۹		۰/۵۶۸	۲/۴۸۲	۲/۶۴۱*	۲/۴۸۹	
	سوئیس					شیلی				
برونزایی ضعیف	۰/۱۰۰۵	۳/۷۶۸	۰/۸۵۲	۳/۹۵۹	(۱و۲)	۰/۹۰۷	۱/۸۳۳	۰/۴۱۹	۳/۹۷۲	(۱و۴)
همبستگی خطاها	۰/۳۳۷	۳/۳۹۲*	۲/۲۵۸	۲/۴۸۹		۳/۰۵۰*	۱/۱۱۸	۱/۸۲۲	۲/۵۰۳	
	عربستان					فرانسه				
برونزایی ضعیف	۰/۹۴۶	۲/۹۳۵	۰/۵۷۶	۳/۹۹۱	(۴و۴)	۰/۹۸۱	۰/۵۷۷	۰/۴۸۱	۳/۹۵۹	(۱و۲)
همبستگی خطاها	۲/۲۴۱	۰/۸۰۸	۱/۲۳۴	۲/۵۲۳		۰/۳۰۵	۲/۵۳۴*	۲/۴۴۱	۲/۴۸۹	
	فنلاند					فیلیپین				
برونزایی ضعیف	۱/۵۹۴	۰/۶۲۵	۰/۶۲۹	۳/۹۸۴	(۴و۳)	۰/۲۶۴	۰/۱۰۰۹	۰/۶۶۵	۳/۹۶۳	(۲و۲)
همبستگی خطاها	۱/۷۹۸	۲/۴۱۲	۱/۴۲۷	۲/۵۱۵		۳/۳۹۴	۳/۷۳۶*	۱/۴۹۹	۲/۴۹۴	
	کره جنوبی					کانادا				
برونزایی ضعیف	۰/۴۵۱	۰/۷۶۱	۰/۱۰۰۱	۳/۹۷۲	(۱و۴)	۰/۶۷۵	۱/۰۳۰	۲/۸۲۶	۳/۹۷۰	(۲و۳)
همبستگی خطاها	۰/۳۴۳	۱/۷۹۱	۱/۲۵۱	۲/۵۰۳		۴/۴۹۲*	۲/۵۹۸*	۲/۱۰۵۴	۲/۵۰۱	

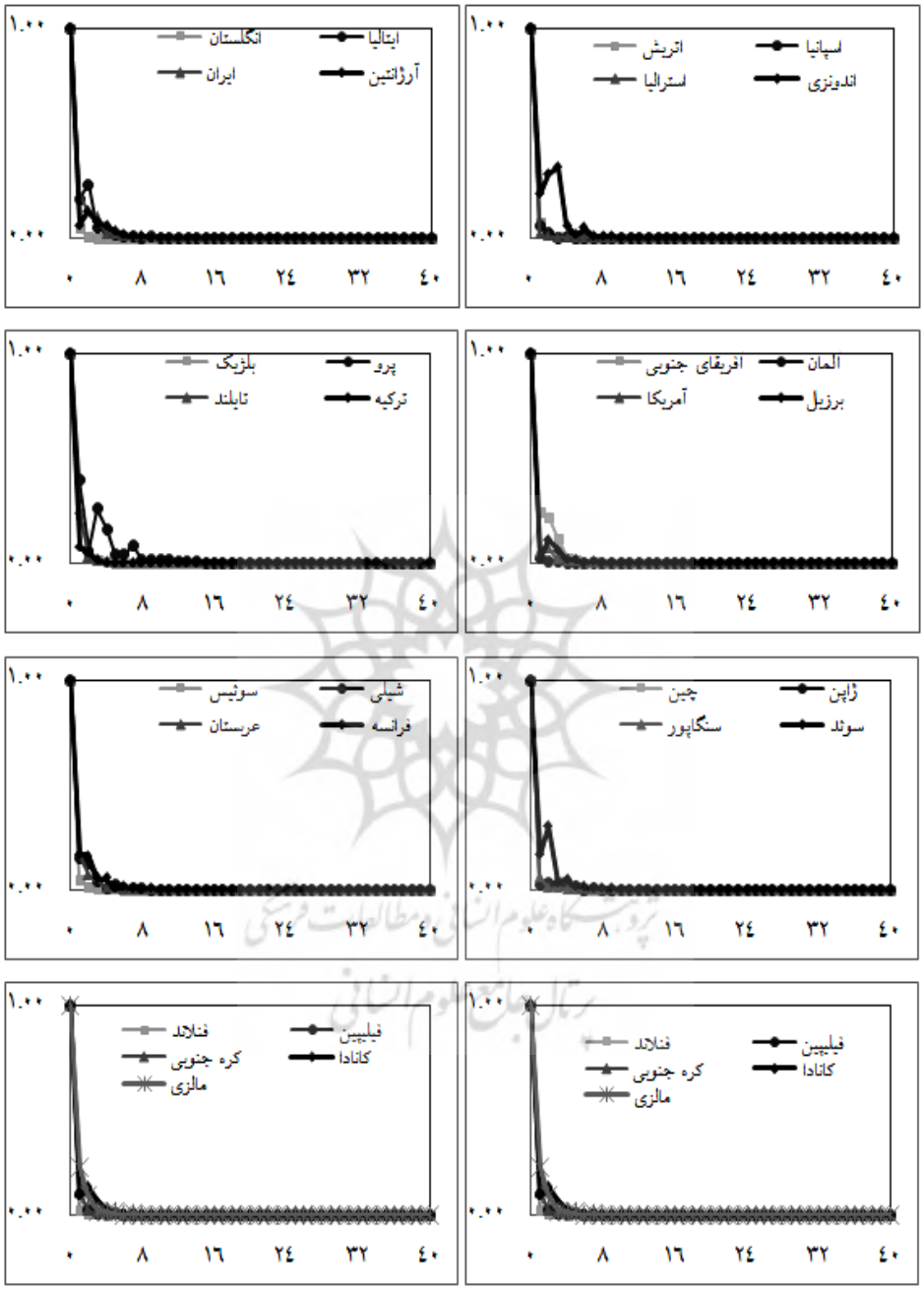
ادامهٔ جدول شمارهٔ (۲)

آزمون	تورم خارجی	تغییرات قیمت نفت	تغییرات قیمت غذا	F بحرانی ٪۵	(p_*,q_*)	تورم خارجی	تغییرات قیمت نفت	تغییرات قیمت غذا	F بحرانی ٪۵	(p_*,q_*)
	مالزی					مکزیک				
برونزایی ضعیف	۱/۹۱۲	۱/۱۹۱	۰/۰۰۸	۳/۹۷۸	(۴و۲)	۰/۷۹۱	۱/۵۱۲	۱/۳۶۸	۳/۹۵۹	(۱و۲)
همبستگی خطاها	۱/۳۷۵	۲/۳۶۱	۲/۱۰۱	۲/۵۰۹		۰/۳۴۰	۴/۰۸۳*	۰/۹۷۰	۲/۴۸۹	
	نروژ					نیوزلند				
برونزایی ضعیف	۱/۱۴۴	۳/۱۶۱	۰/۱۳۵	۳/۹۷۲	(۱و۴)	۰/۸۲۳	۰/۰۶۵	۰/۰۷۵	۳/۹۵۹	(۱و۲)
همبستگی خطاها	۴/۳۲۸*	۳/۷۹۵*	۰/۸۹۰	۲/۵۰۳		۰/۶۶۸	۲/۳۹۵	۱/۵۹۶	۲/۴۸۹	
	هلند					هند				
برونزایی ضعیف	۱/۲۴۹	۱/۶۹۱	۰/۰۸۶	۳/۹۷۲	(۱و۴)	۰/۲۴۲	۰/۰۰۲	۱/۰۵۴	۳/۹۷۲	(۱و۴)
همبستگی خطاها	۱/۷۲۶	۲/۱۰۴	۰/۳۲۷	۲/۵۰۳		۱/۴۳۳	۱/۹۸۱	۰/۵۷۲	۲/۵۰۳	

توضیحات: * نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۵ درصد است.

منبع: محاسبات پژوهش

همان گونه که بیان شد، الگوی GVAR باید ثبات جهانی داشته باشد، یعنی روابط همگرایی بلندمدت به میانگین‌شان برگشت‌پذیر باشند. در همین راستا، واکنش روابط همگرایی بلندمدت در مواجهه با تکانه فراگیر در نمودارهای شمارهٔ ۱ آورده شده است. با وقوع یک تکانه فراگیر همه روابط بلندمدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد به شکل معناداری از محور افقی فاصله گرفته و سپس در کمتر از یک سال به سمت صفر همگرا می‌شوند که تعدیل سریع رابطه بلندمدت در برابر تکانه‌ها را نشان می‌دهد (فاصله اطمینان‌ها به جهت اختصار و ادغام نمودارها نشان داده نشده‌اند).



نمودار شمارهٔ (۱) دوام روابط همگرایی بلندمدت در مقابل تکانه فراگیر

البته کشورهای اندونزی، ایران، ایتالیا، آرژانتین، آفریقای جنوبی، برزیل، پرو، شیلی، عربستان، سوئد، مالزی، کانادا، هند و مکزیک افق زمانی تعدیل طولانی‌تری دارند و حداقل دو سال طول می‌کشد تا به سطح بلندمدت خود نزدیک شوند. این شواهد نشان می‌دهد که در بیشتر کشورهای در حال توسعه و کشورهای با آسیب‌پذیری بیشتر، سرعت تعدیل در برابر تکانه‌ها کمتر است که با شواهد اقتصاد جهانی و نتایج آیندهٔ تحقیق همخوانی دارد. در مجموع بر اساس شواهد به‌دست آمده، به نظر می‌رسد الگوی برآوردی به خوبی تصریح شده و صحت آن از نظر آماری مورد تأیید است.

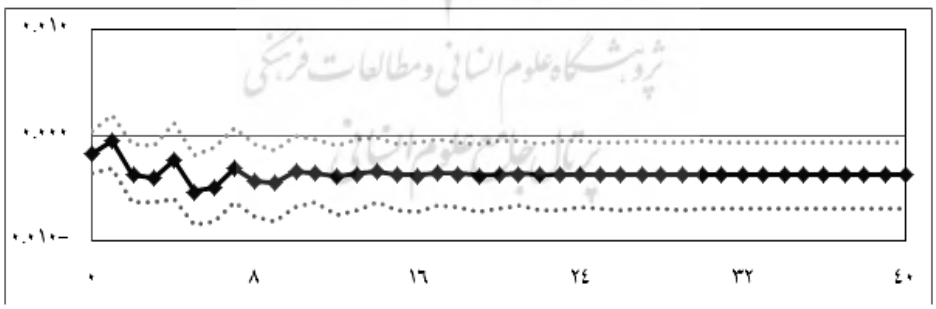
۱-۳. تأثیر تکانه‌های جهانی قیمت نفت بر تورم ایران

ابتدا به منظور درک بهتر از تکانه‌های قیمتی نفت، به چندین مورد از مهم‌ترین آنها درخلال سال‌های اخیر اشاره می‌شود. میانگین بهای سبد نفتی اوپک در سال ۲۰۱۰، تقریباً ۷۷ دلار به ازای هر بشکه بوده که در سال ۲۰۱۱ ناگهان به ۱۰۷ دلار صعود کرده است. بهای سایر انواع نفت خام نیز تغییرات مشابهی داشته است. بنابراین اقتصاد جهانی در سال ۲۰۱۱ با تکانه مثبت و شدید ۴۰ درصدی قیمت نفت مواجهه شده است. عوامل مختلفی در وقوع این تکانه شدید دخیل بوده‌اند که مهم‌ترین آنها عبارتند از: عدم عرضه نفت لیبی، فاجعه نیروگاه اتمی فوکوشیمای ژاپن، بارش برف و سرمای بی سابقه در اروپا، سیل‌های ویرانگر در استرالیا، کاهش ارزش دلار در برابر یورو، تنش‌های غرب آسیا و احتمال قطع صادرات نفت خام ایران (خلاصه تحولات اقتصادی کشور، بانک مرکزی).

در سال ۲۰۱۴ یک تکانه منفی قابل توجه رخ داده است. قیمت نفت که تا ماه ژوئن (خرداد) افزایش می‌یافت، به یکباره نزولی شد و میانگین بهای سبد نفتی اوپک با ۹ درصد کاهش از ۱۰۶ دلار در سال ۲۰۱۳ به ۹۶ دلار سقوط کرد. افزایش تولید نفت و مازاد عرضه نفت در بازارهای جهانی، افزایش میزان تولید و ذخیره‌سازی نفت خام در آمریکا، کند شدن آهنگ رشد اقتصادی جهان، کاهش تنش در روابط ایران و غرب و افزایش ارزش دلار در برابر یورو ازجمله مهم‌ترین دلایل این تکانه منفی محسوب می‌شوند(خلاصه تحولات اقتصادی کشور، بانک مرکزی).

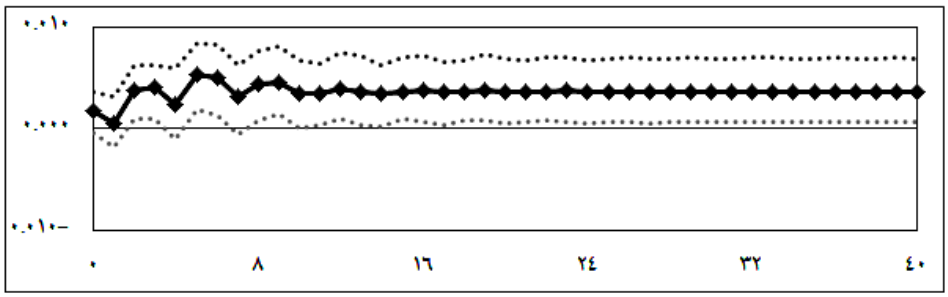
یک تکانه منفی خفیف‌تر در سال ۲۰۱۳ تجربه شد که بر اساس آن قیمت نفت خام اوپک ۳/۲ درصد کاهش یافت. تداوم بحران مالی و اقتصادی در اروپا، افزایش تولید نفت خام کشورهای غیر اوپک، کاهش تنش در روابط ایران و غرب، بازگشت لیبی به بازار نفت و افزایش میزان تولید و ذخیره سازی نفت خام در آمریکا، از جمله عوامل کاهنده قیمت نفت در این سال بوده‌اند. سال ۲۰۱۲ با ۱/۹ درصد افزایش قیمت نفت خام، سال باثباتی بوده است. (خلاصه تحولات اقتصادی کشور، بانک مرکزی).

با توجه به نمونه‌های مختصری که در مورد تکانه‌های قیمت نفت و دلایل آنها ارائه شد، به بررسی آثار این تکانه‌های کوتاه‌مدت بر تورم ایران می‌پردازیم: ضریب تأثیر بلندمدت تغییرات قیمت نفت بر تورم ایران تقریباً ۰/۱- درصد برآورد شده است؛ بنابراین به ازای هر ۱۰ درصد کاهش دائمی قیمت نفت، تورم ایران در بلندمدت یک درصد افزایش می‌یابد و در مقابل با یک تکانه مثبت ۱۰ درصدی انتظار این است که نرخ تورم بلندمدت یک درصد کاهش یابد. تأثیر کوتاه‌مدت تکانه‌های قیمت نفت بر اقتصاد ایران در نمودارهای شمارهٔ ۲ و ۳ آورده شده است. با وقوع یک تکانه مثبت در قیمت نفت خام (نمودار شمارهٔ ۲)، تورم ایران درخلال دو سال شروع به کاهش می‌یابد و سپس در همان سطح باقی می‌ماند.



نمودار شمارهٔ (۲) واکنش‌های تعمیم‌یافته تورم ایران به تکانه مثبت قیمت نفت

توضیح: تکانه مثبت یک انحراف معیار قیمت نفت که برابر ۰/۱۴ بوده است. خط‌چین‌ها فاصله اطمینان ۹۵ درصد است.



نمودار شمارهٔ (۳) واکنش‌های تعمیم‌یافته تورم ایران به تکانه منفی قیمت نفت

توضیح: تکانه منفی یک انحراف معیار قیمت نفت که برابر ۰/۱۴- بوده است. خط‌چین‌ها فاصله اطمینان ۹۵ درصد است.

طبق نمودارهای شمارهٔ ۲ و ۳، به ازای یک تکانه ۰/۱۵ واحدی قیمت نفت، تورم درخلال پنج فصل تا ۰/۰۰۵ واحد تغییر می‌یابد. بر این اساس، ۱۰ درصد کاهش در قیمت نفت خام تورم را در کوتاه‌مدت ۰/۳۳ درصد افزایش می‌دهد. بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که تأثیر تورمی تکانه‌های قیمت نفت خام در کوتاه‌مدت تقریباً یک سوم تأثیر بلندمدت است. دلایل این تفاوت در ادامه توضیح داده می‌شود.

نفت یک نهاده تولیدی انرژی‌زا است، بنابراین تکانه‌های قیمتی مثبت/منفی آن موجب افزایش/کاهش هزینه تولید و متعاقباً قیمت‌ها می‌شود. به هر حال در میان‌مدت امکان جایگزینی نهاده‌های انرژی‌زا وجود دارد و بنابراین آثار هزینه‌ای تکانه‌های نفتی خنثی شده یا خفیف‌تر می‌شود. برای مثال، با افزایش قیمت نفت، مصرف‌کنندگان (به ویژه در کشورهای واردکننده خالص نفت) به جایگزینی نهاده‌های انرژی ارزان‌تر و بهره‌برداری از منابع نفتی گران‌تر روی می‌آورند؛ در نتیجه با کاهش تقاضای نفت از سوی این کشورها، منافع اثر تجارت خارجی نفت برای کشورهای صادرکننده خالص مانند ایران کاهش می‌یابد. پس انتظار می‌رود تأثیر تکانه‌های نفتی در بلندمدت کمتر باشد؛ اما یافته‌های تحقیق، تأثیر بلندمدت بزرگ‌تر را تأیید می‌کند که نشان‌دهندهٔ قوی‌تر بودن سایر آثار نسبت به اثر جایگزینی انرژی است.

برای مثال، تکانه‌های نفتی مکرر با ایجاد نااطمینانی بیشتر موجب می‌شوند که مصرف‌کنندگان نفت، خرید نفت و فرآورده‌های آن را به تعویق بیندازند و در نتیجه منافع اثر تجارت خارجی برای کشورهای صادرکننده نفت موقتاً به تأخیر افتد. به عبارت دیگر، در تکانه‌های مثبت، کشورهای واردکننده پس از یک دوره تعویق ناچار به تقاضا و خرید نفت هستند، و در تکانه‌های منفی، کشورهای صادرکننده خالص نفت (از آن رو که اقتصاد آن‌ها وابسته به نفت است) پس از قطع یا کاهش موقت صادرات مجبور به عرضه نفت خود هستند. بنابراین تأثیر نفت بر تورم از طریق اثر تجارت خارجی به تدریج در بلندمدت به وقوع می‌پیوندد.

البته انتظار نظری این است که تکانه نفتی از مجرای طرف تقاضا تأثیر مثبت بر تورم بگذارد. هرگاه تکانه‌های مثبت قیمت نفت منجر به افزایش درآمدهای نفتی شود، متعاقباً حساب ذخایر خارجی بانک مرکزی افزایش می‌یابد. افزایش ذخایر بانک مرکزی افزایش پایه پولی و نقدینگی را به همراه دارد که آن نیز تقاضای کل اقتصاد را افزایش می‌دهد. در نتیجه انتظار می‌رود تکانه‌های مثبت نفت از مجرای طرف تقاضا تأثیر تورمی داشته باشد.

اما برخی پژوهش‌های داخلی (همانند تحقیق حاضر) به تأثیر ضدتورمی افزایش قیمت‌های نفت دست یافته‌اند. آنها بیان کرده‌اند که تکانه‌های نفتی از مجاری مختلفی بر شاخص قیمت‌ها تأثیر می‌گذارند. برای مثال، افزایش درآمدهای نفتی موجب افزایش تقاضای کل و متعاقباً افزایش واردات می‌شود، اما دولت با تکیه بر منابع جدید ارزی، به واپایش بیشتر نرخ ارز، پایین نگاه داشتن اختلاف نرخ ارز دولتی و آزاد، تسهیل واردات مصرفی و واسطه‌ای و پرداخت سوبسیدهای غیرمستقیم روی می‌آورد، به گونه‌ای که فشارهای تورمی کاهش می‌یابد. بنابراین تکانه‌های نفتی ممکن است از برخی مجاری، افزایش‌های اولیه قیمت را خنثی کنند(سرزعیم، ۱۳۸۶؛ مقدم و سزاوار، ۱۳۹۱).

در مقابل هنگامی که قیمت نفت کاهش می‌یابد، از یکسو کسری بودجه دولت افزایش می‌یابد که با افزایش نقدینگی و تقاضای کل اقتصاد همراه خواهد شد؛ از سوی دیگر، منابع

ارزی و درآمدی دولت با محدودیت روبه‌رو می‌شود و با محدودیت در واردات یک تکانه منفی عرضه اتفاق می‌افتد. در نتیجه فشارهای تورمی شروع و افزایش می‌یابد (سرزعیم، ۱۳۸۶؛ مقدم و سزاوار، ۱۳۹۱).

همچنین اثر تجارت خارجی گالسی و لامبورد (۲۰۰۹ و ۲۰۱۳) نیز مؤید تأثیر منفی قیمت نفت بر تورم در کشورهای صادرکننده خالص نفت است. طبق این اثر، هنگامی که یک تکانه مثبت اتفاق می‌افتد، تجارت خارجی و تقاضای کشورهای واردکننده خالص نفت کاهش و تجارت خارجی و تقاضا در کشورهای صادرکننده خالص نفت افزایش می‌یابد. در نتیجه توزیع درآمد حقیقی جهانی به نفع کشورهایی مانند ایران تغییر می‌کند و انتظار می‌رود تورم این کشورها کاهش یابد. بر عکس هنگامی که تکانه منفی در بازارهای جهانی نفت رخ می‌دهد، توزیع به نفع کشورهای واردکنندهٔ خالص نفت تغییر کرده و این کشورها کاهش نرخ تورم را تجربه می‌کنند.

افزون براین، رابطه مستقیم تورم نفت درخلال شوک نفتی اوایل دهه ۱۹۷۰ (۱۳۵۰) تا اندازه‌ای مبرهن و قابل استناد است؛ اما باید توجه داشت که دوره مورد مطالعه پژوهش حاضر (۱۹۸۸-۲۰۱۳) این شوک را پوشش نمی‌دهد. بر اساس آن چه در بالا بیان شد، از لحاظ نظری بعید نیست که تکانه‌های نفتی در اقتصادهای صادرکننده خالص نفت تأثیر منفی بگذارند. مطالعه‌های تجربی سرزعیم (۱۳۸۶)، مقدم و سزاوار (۱۳۹۱) مهدوی عادلی و همکاران (۱۳۹۱) و همچنین برخی پژوهش‌های خارجی این یافته را به ویژه برای اقتصادهای صادرکننده خالص نفت (ایران، نروژ، مالزی، مکزیک و عربستان سعودی) تأیید کرده‌اند.

در پاسخ به این سؤال که تکانه‌های جهانی قیمت نفت چه میزان بر تورم ایران تأثیر می‌گذارند، یافته‌های زیر ارائه می‌شوند: ۱) تکانه‌های مثبت قیمت نفت در کوتاه‌مدت و بلندمدت به شکل مستقیم موجب کاهش تورم می‌شوند، در حالی که تکانه‌های منفی نفت، نرخ تورم بالاتر را به همراه خواهند داشت. این مسئله نشان می‌دهد که نفت در ایجاد تکانه‌های طرف عرضه نیز نقش دارد؛ ۲) مشخص می‌شود که تأثیر بلندمدت نفت بر تورم ایران بزرگ‌تر از تأثیر کوتاه‌مدت آن است.

۲-۳. تأثیر مستقیم تکانه‌های غذا بر تورم ایران

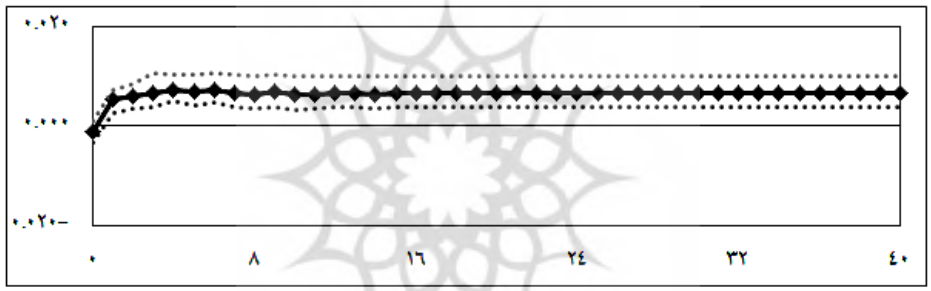
اکنون که تأثیر تکانه‌های قیمتی نفت خام تعیین شد، به بررسی تبعات تورمی و ضدتورمی تکانه‌های قیمت غذا پرداخته می‌شود. قبل از تحلیل یافته‌ها، به چندین مورد از مهم‌ترین تکانه‌های قیمتی غذا درخلال سال‌های اخیر اشاره می‌شود.

قیمت مواد غذایی تا سال ۲۰۰۹ به تدریج در حال افزایش بود. رونق اقتصاد جهانی، افزایش روزافزون تقاضا در اقتصادهای بزرگ در حال ظهور (چین و هند) و استفاده از محصولات کشاورزی برای تولید سوخت گیاهی از مهم‌ترین عوامل این افزایش مداوم محسوب می‌شوند. برای مثال در برزیل، ۵۰ درصد نیشکر تولیدی صرف تولید سوخت گیاهی می‌شود. همچنین در آمریکا و اروپا به ترتیب ۲۰ درصد و ۵۰ درصد غلات تولید شده در کارخانه‌های تولید سوخت گیاهی مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مسئله موجب کاهش شدید عرضه محصولات غذایی شده که افزایش قیمت مواد غذایی را به همراه داشته است (گزارش کمبود غذا در جهان).

در سال ۲۰۰۹ با همه‌گیر شدن بحران مالی و کاهش تقاضای جهانی، قیمت غذا به یکباره ۲۳ درصد کاهش یافت. این شاخص دوباره در سال‌های ۲۰۱۰ و ۲۰۱۱ به ترتیب ۱۶ درصد و ۲۰ درصد افزایش یافت، اما پس از آن درخلال دوره ۲۰۱۲-۲۰۱۴ اندکی شروع به کاهش کرد. رشد اقتصادی پایین جهانی و به ویژه کاهش سریع‌تر از انتظار رشد تولید در اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه آسیایی (چین، هند و کشورهای جنوب شرق) ازجمله مهم‌ترین عوامل کاهش قیمت مواد اولیه و غذا در این دوره بوده‌اند. قیمت جهانی غذا در ۲۰۱۵ به شکل ناگهانی ۲۱ درصد کاهش پیدا کرد که افول بیشتر اقتصاد چین و افزایش عرضه عمده‌ترین دلایل آن بوده‌اند (گزارش سال ۲۰۱۵ سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد و گزارش خلاصه تحولات اقتصادی کشور بانک مرکزی).

با تجزیه و تحلیل آثار تکانه‌های جهانی غذا بر تورم ایران، ضریب تأثیر تغییرات قیمت جهانی غذا ۰/۲۵ درصد به‌دست آمده، بنابراین به ازای هر ۱۰ درصد افزایش دائمی قیمت جهانی غذا، تورمِ بلندمدت ایران ۲/۵ درصد افزایش می‌یابد. همچنین پویایی‌های

کوتاه‌مدت اقتصاد ایران در مواجهه با تکانه‌های جهانی قیمت غذا در نمودارهای شمارهٔ ۴ و ۵ مشاهده می‌شود. با وقوع یک تکانه مثبت، ابتدا تورم به مقدار بسیار ناچیزی کاهش می‌یابد، سپس درخلال یک فصل جهش کرده و این افزایش تا یکسال ادامه می‌یابد. درنهایت تورم بعد از پنج فصل در سطحی بالاتر از قبل از تکانه تثبیت می‌شود. در عوض با کاهش دائمی قیمت جهانی غذا، تورم شروع به کاهش می‌یابد. در کوتاه‌مدت به ازای یک تکانه مثبت ۰/۰۵ واحد در قیمت جهانی غذا، تورم درخلال یکسال تا ۰/۰۰۷ واحد افزایش می‌یابد. بر این اساس، ۱۰ درصد جهش قیمت جهانی غذا، تورم را در کوتاه‌مدت ۱/۴ درصد افزایش می‌دهد. بنابراین نتیجه گرفته می‌شود که تأثیر تکانه‌های غذا در کوتاه‌مدت حدود یک درصد کمتر از بلندمدت است (۱/۴ درصد در مقابل ۲/۵ درصد).



نمودار شمارهٔ (۴) واکنش‌های تعمیم‌یافته تورم ایران به تکانه مثبت قیمت غذا

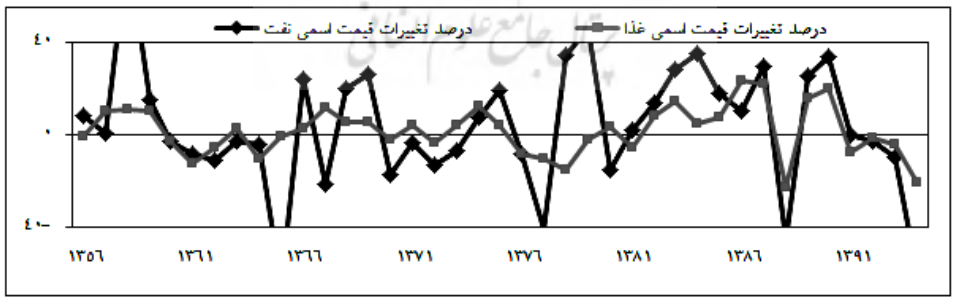
توضیح: تکانه مثبت یک انحراف معیار قیمت غذا که برابر ۰/۰۵ بوده است. خط‌چین‌ها فاصله اطمینان ۹۵ درصد است.

نمودار شمارهٔ (۵) واکنش‌های تعمیم‌یافته تورم ایران به تکانه منفی قیمت غذا

توضیح: تکانه مثبت یک انحراف معیار قیمت غذا که برابر ۰/۰۵- بوده است. خط‌چین‌ها فاصله اطمینان ۹۵ درصد است.

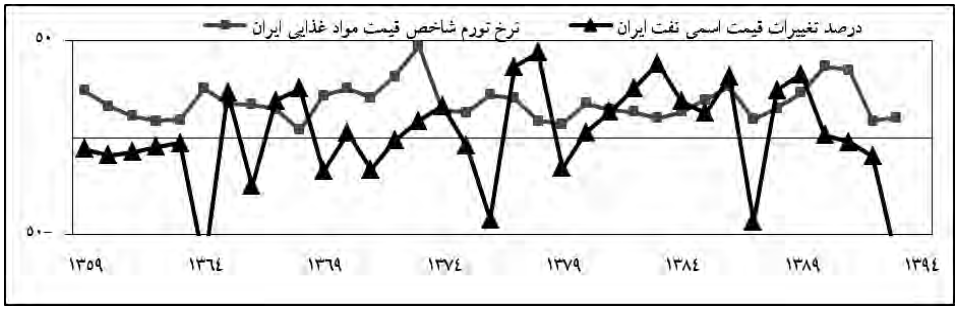
تأثیر بیشتر تکانه‌های غذا در بلندمدت در مقایسه با کوتاه‌مدت احتمالاً به دو دلیل زیر مربوط می‌شود: اولاً، غذا سهم قابل توجهی در سبد کالا به ویژه برای دهک‌های پایین درآمدی دارد. بنابراین افزایش قیمت مواد غذایی موجب افزایش تورم غیرهسته می‌شود. افزایش تورم با شکل‌دهی انتظارات تورمی و تقاضای دستمزدهای بالاتر موجب تداوم روند صعودی تورم در میان‌مدت و بلندمدت می‌شود.

ثانیاً، تکانه‌های غذا موجب نااطمینانی و به تعویق انداختن تقاضا (تکانه مثبت) یا عرضه (تکانه منفی) محصولات کشاورزی و غذایی می‌شوند. در شرایطی که قیمت غذا افزایش می‌یابد، به امید کاهش قیمت، مصرف‌کنندگان خرید محصولات را به تعویق می‌اندازند تا از تبعات تورمی افزایش قیمت‌های غذا فرار کنند. به هر حال در بلندمدت، کشورهای واردکننده مجبور به تأمین مواد غذایی مورد نیاز کشور بوده و در نتیجه حتی با وقوع تکانه‌های شدید قیمتی، اقدام به خرید می‌کنند. همچنین در شرایطی که تکانه‌های قیمتی منفی رخ می‌دهد، کشورهای صادرکننده خالص غذا ترجیح می‌دهند به امید افزایش دوباره قیمت، محصولات خود را به بازار جهانی عرضه نکنند. به هر حال امکان فساد و هزینه بالای نگهداری غذا، درنهایت آنها را به عرضه محصولات وا می‌دارد. بنابراین تأثیر غذا بر تورم از طریق اثر تجارت خارجی با یک تأخیر اتفاق می‌افتد. مسئله دیگری که حایز اهمیت است، این است که بین تغییرات قیمت نفت و غذا در سطح جهانی و ملی هم‌جهتی وجود دارد. این ارتباط در نمودارهای شمارهٔ ۶ و ۷ به خوبی قابل مشاهده است.



نمودار شمارهٔ (۶) نرخ تغییرات قیمت‌های جهانی نفت و غذا

منبع: محاسبات پژوهش



نمودار شمارهٔ (۷) نرخ تغییرات قیمت نفت ایران و قیمت مواد غذایی در ایران

یکی از دلایل آن، قابلیت تولید انرژی از محصولات کشاورزی است. با توجه به پیشرفت و گسترش فناوری تولید انرژی از محصولات کشاورزی، هرگونه افزایش قیمت نفت به معنای افزایش تقاضای تولید انرژی از روش‌های جایگزین خواهد بود که با افزایش قیمت محصولات کشاورزی 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»، ۱۳۸۷).

برای اطمینان از رابطه آماری میان قیمت‌های نفت و غذا، آزمون‌های آماری نیز انجام گرفته‌اند که نتایج در جدول شمارهٔ ۳ گزارش شده است. بر این اساس، فرضیه صفر عدم همبستگی قیمت‌های نفت و غذا در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود. همچنین در سطح اطمینان ۹۹ درصد یک علیت دوطرفه بین این دو متغیر تأیید می‌شود.

جدول شمارهٔ (۳) رابطه تغییرات جهانی قیمت‌های نفت و غذا

فرضیه صفر	آماره آزمون	نتیجه
عدم همبستگی قیمت نفت و غذا	۳/۸۰***	تغییرات قیمت نفت و غذا همبستگی دارند.
قیمت نفت ← قیمت غذا	۴/۶۵***	تغییرات قیمت نفت علت تغییرات قیمت غذا است.
قیمت غذا ← قیمت نفت	۹/۳۱***	تغییرات قیمت غذا علت تغییرات قیمت نفت است.

توضیحات: آزمون همبستگی با آماره t-استیودنت و آزمون علیت با آماره والد (wald) انجام گرفته است. در آزمون علیت وقفه بر اساس معیا اطلاعات آکائیک، ۳ تعیین شده است.

بر اساس آنچه در بالا بیان شد، این موضوع اهمیت می‌یابد که تکانه‌های همزمان قیمت‌های نفت وغذا چه تأثیری بر تورم ایران خواهد گذاشت؟ با مقایسه شدت اثرگذاری تکانه‌های نفت و غذا بر تورم مشخص می‌شود که تأثیر تکانه‌های غذا نسبت به نفت بسیار بیشتر است. در بلندمدت ضریب تأثیر تغییرات قیمت نفت بر تورم تقریباً ۰/۱- درصد و ضریب تأثیر تغییرات غذا ۰/۲۵ درصد است، بنابراین تأثیر خالص تکانه‌های همزمان قیمت نفت و غذا بر تورم ایران میزان مثبت ۰/۱۵ است. یعنی به ازای ۱۰ درصد افزایش جهانی قیمت‌های نفت و غذا، نرخ تورم ایران در بلندمدت ۱/۵ درصد افزایش می‌یابد.

تأثیر خالص تکانه‌های همزمان قیمت نفت خام و غذا بر تورم ایران در کوتاه‌مدت نیز مثبت است. به ازای ده درصد افزایش قیمت‌های جهانی، تکانه‌های نفت تورم را ۰/۳۳ درصد کاهش و در مقابل تکانه‌های غذا تورم را ۱/۴ درصد افزایش می‌دهد. در نتیجه در مجموع تورم در کوتاه‌مدت تقریباً ۱/۱ درصد افزایش می‌یابد (نمودارهای شمارهٔ ۲ تا ۵).

بنابراین مشخص می‌شود که در کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات ناشی از تکانه‌های قیمتی غذا نسبت به نفت بسیار بزرگ‌تر است. این یافته به این دلیل می‌تواند باشد که غذا یک کالای ضروری و با کشش قیمتی و درآمدی پایین (و به احتمال زیاد کوچک‌تر از یک) است. پس میزان تقاضای غذا حساسیت چندانی به تغییرات قیمت و درآمد ندارد. همچنین کشش قیمتی عرضه نیز بسیار پایین است. برای مثال، کرباسی و نقوی (۱۳۹۲) حساسیت عرضه محصولات کشاورزی را در کشورهای آسیایی برآورد کرده؛ که نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد کشش قیمتی این کالاها به شکل قابل توجهی کوچک‌تر از یک است (ذرت ۰/۵۳، برنج ۰/۱۲ و گندم ۰/۰۲).

بنابراین با وقوع هر تکانه در بازارهای جهانی غذا، مقادیر عرضه و تقاضا به نسبت کمتر تغییر می‌کنند و در نتیجه تسویه بازار بیشتر با تغییرات قیمت انجام می‌گیرد. به عبارت دیگر، برای هر تغییر مشخص در مقدار تعادلی بازار غذا لازم است تغییرات قیمت بیشتری صورت گیرد تا بازار به وضعیت تعادلی باز گردد. افزون براین، امکان تغییر الگوی غذایی

نسبت به امکان جایگزینی نفت با سایر انرژی‌ها و مواد اولیه کمتر است. به همین دلیل تکانه‌های غذا بر تورم تأثیر قابل توجه‌تری دارند.

در پاسخ به این سؤال که تکانه‌های جهانی قیمت غذا چه میزان بر تورم ایران تأثیر می‌گذارند، یافته‌های زیر به‌دست آمده است:

۱) افزایش جهانی قیمت غذا در کوتاه‌مدت و بلندمدت به شکل مستقیم موجب افزایش تورم می‌شود، در حالی که کاهش آن، نرخ تورم پایین‌تری را به همراه دارد؛

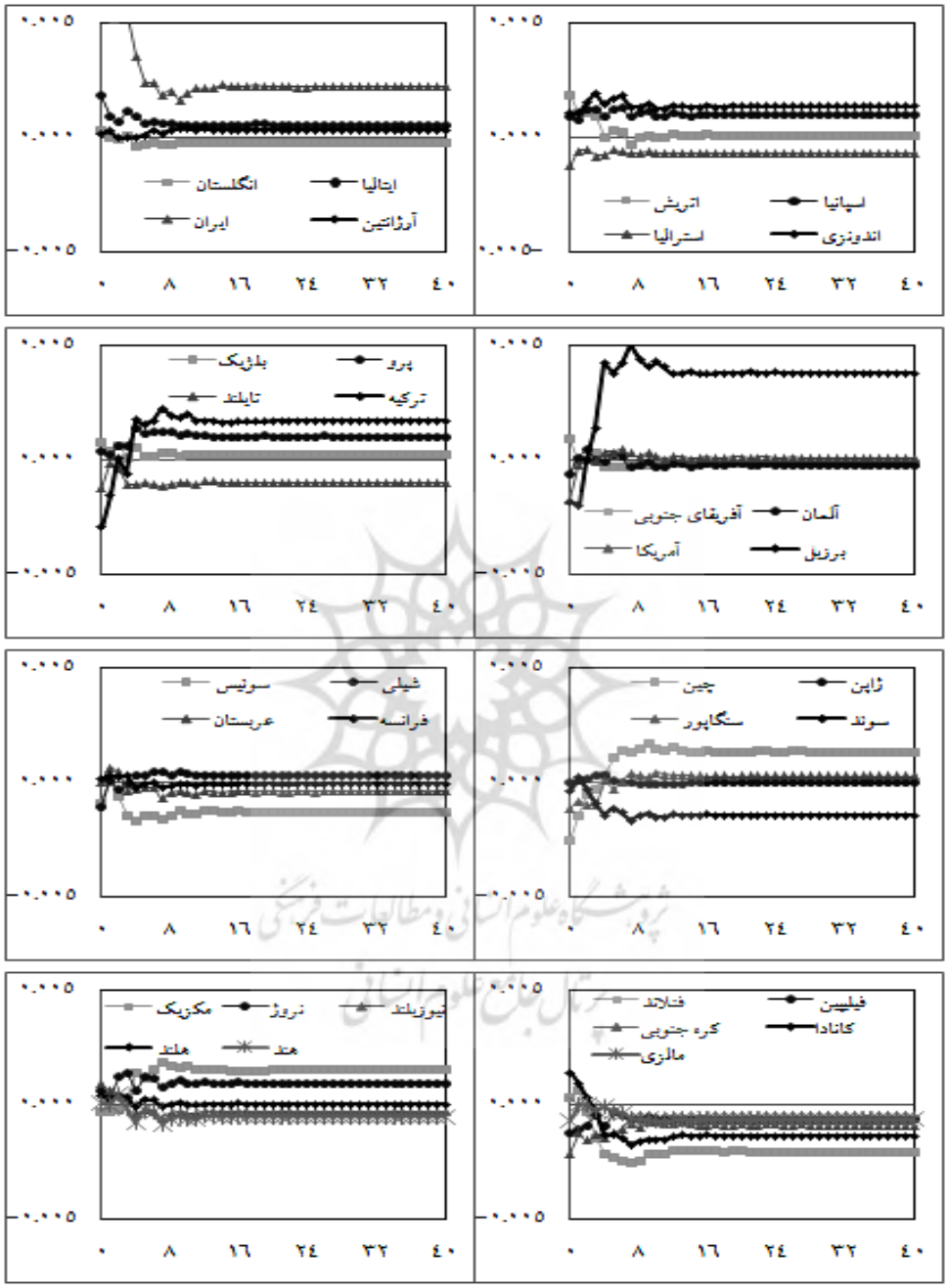
۲) تأثیر تورمی تکانه‌های قیمتی غذا در بلندمدت شدت می‌یابد؛

۳) تأثیر تکانه‌های غذا در کوتاه‌مدت و بلندمدت از تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بزرگ‌تر است، به گونه‌ای که به ازای هر ۱۰ درصد افزایش همزمان قیمت‌های نفت و غذا، تورم ایران بین ۱ تا ۱/۵ درصد افزایش می‌یابد.

۳-۳. تأثیر مستقیم تکانه‌های تورم سایر کشورها بر تورم ایران

تأثیر تکانه‌های تورمی ۳۳ کشور الگو بر تورم ایران در نمودارهای شمارهٔ ۸ آورده شده است. تکانه‌های تورمی کشورهای توسعه‌یافته و صنعتی تأثیرهای متفاوتی بر تورم ایران دارند.

تغییرات تورم در انگلستان، آمریکا، آلمان، آفریقای جنوبی، ژاپن، فرانسه و هلند تأثیری بر نرخ تورم ایران ندارد. تأثیرپذیری تورم ایران از تکانه‌های اتریش و بلژیک درخلال یکسال به صفر می‌رسد. تکانه‌های تورمی استرالیا، سوئد، سنگاپور، سوئیس، فنلاند، کانادا، کره جنوبی و نیوزلند تأثیر معکوسی بر تورم ایران دارند؛ به عبارت دیگر، تکانه‌های تورمی در این کشورها آثار ضدتورمی به همراه دارد. بنابراین صرفاً تکانه‌های تورمی اسپانیا، ایتالیا و نروژ تأثیر مثبت و محسوسی بر تورم ایران می‌گذارند. از میان کشورهای یاد شده، آلمان و سوئیس جزو پنج شریک تجاری ایران در واردات کالا درخلال سه دههٔ اخیر بوده‌اند. تورم آلمان تأثیر خاصی بر تورم ایران ندارد و تورم سوئیس نیز اثر معکوس می‌گذارد.



نمودار شمارهٔ (۸) واکنش‌های تعمیم‌یافته تورم ایران به تکانه‌های تورمی کشورهای الگوی GVAR

توضیح: تکانه، مثبت یک انحراف معیار تورم در نظر گرفته شده است.

در مورد کشورهای در حال توسعه نیز نتایج متفاوت است. تکانه‌های تورمی اندونزی، آرژانتین، پرو، ترکیه، چین، شیلی و مکزیک در فصول اولیه موجب کاهش یا افزایش‌های خفیف تورمِ ایران شده، اما تأثیر آنها درخلال دو سال به مقدار قابل توجهی افزایش می‌یابد. در مقابل تکانه‌های تورمی کشورهای تایلند، عربستان، فیلیپین، مالزی و هند تبعات ضدتورمی دارند.

۴. نتیجه‌گیری

پژوهش‌های اخیر نشان می‌دهند که عمده کشورها در برابر تکانه‌های قیمت‌های نفت و غذا، آسیب‌پذیری قابل توجهی دارند. این شواهد برای کشورهای آسیایی و در حال توسعه بسیار قوی‌تر است. بر این اساس، تورم تنها یک متغیر اقتصادی مرتبط با ثبات اقتصاد کلان و تحت واپایش عوامل داخلی طرف تقاضا (پولی و مالی) نیست، بلکه ممکن است به شدت تحت تأثیر فشارهای خارجی و عرضه محور باشد. این مسئله با افزایش نارضایتی عمومی از یکسو و ضعف اقتصادِ ملی در مقابل رقبای خارجی از سوی دیگر، تهدیدهای امنیتی داخلی و خارجی را تشدید می‌کند.

در همین راستا در پژوهش حاضر با بهره‌گیری از الگوی خودبازگشت برداری جهانی (GVAR) به بررسی تأثیر تکانه‌های قیمتی نفت و غذا بر تورم در اقتصاد ایران پرداخته شده است. این الگوی ۳۴ کشور را درخلال دوره زمانی ۱۹۸۹ تا ۲۰۱۳ شامل می‌شود که بیش از ۸۰ درصد تولید جهانی و همچنین ۸۰ درصد واردات ایران را پوشش می‌دهند. در ادامه یافته‌های پژوهش ارائه می‌شود.

۱) آسیب‌پذیری مستقیم از تکانهٔ قیمتی نفت: تکانه‌های قیمت نفت خام در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأثیر معکوس و به نسبت شدیدی بر نرخ تورمِ ایران می‌گذارند. با افزایش قیمت نفت انتظار می‌رود تورم شروع به کاهش یابد، چرا که توزیع درآمد حقیقی جهانی به نفع ایران تغییر می‌کند، در نتیجه منابع ارزی جدید امکان واپایش بیشتر نرخ ارز، اختلاف کمتر نرخ ارز دولتی و آزاد، واردات بی‌رویه و ارزان و پرداخت یارانه‌های غیرمستقیم را فراهم می‌آورد. به‌این ترتیب سرکوب قیمت‌ها بیشتر و تورم کمتر می‌شود، اما هنگامی که قیمت نفت کاهش می‌یابد، با تغییر توزیع درآمد حقیقی جهانی به ضرر ایران،

منابع ارزی و درآمدی دولت برای واپایش قیمت‌ها محدود شده و در نتیجه «تورمِ انباشته‌شده و قیمت‌های سرکوب‌شده» رها می‌شوند.

یافته‌ها نشان می‌دهد که اقتصاد ایران از لحاظ آسیب‌پذیری تورمی از تکانه‌های قیمت نفت در میان کشورهای الگو، رتبه دوم را دارد. همچنین آسیب‌پذیری مستقیم از نفت در بلندمدت، بسیار بیشتر از کوتاه‌مدت است.

تکانه‌های نفتی مکرر، نااطمینانی بیشتری ایجاد می‌کنند. در تکانه‌های مثبت، کشورهای واردکننده پس از یک دوره تعویق ناچار به تقاضا و خرید نفت هستند و در تکانه‌های منفی، کشورهای صادرکننده خالص نفت (از آن رو که اقتصاد آنها وابسته به نفت است) پس از قطع یا کاهش موقت صادرات مجبور به عرضه نفت خود هستند. بنابراین اثر تجارت خارجی و تبعات تورمی و ضدتورمی مربوط به آن، با وقفه و در بلندمدت اتفاق می‌افتند.

۲) آسیب‌پذیری مستقیم از تکانه‌های قیمتی غذا: افزایش جهانی قیمت غذا در کوتاه‌مدت و بلندمدت به شکل مستقیم موجب افزایش تورم ایران می‌شود. به عبارت دیگر، تکانه‌های مثبت قیمت غذا، توزیع درآمد را به ضرر کشورهای واردکننده خالص مواد غذایی مانند ایران تغییر داده و در نتیجه تورم این کشورها را افزایش می‌دهد. آسیب‌پذیری تورمی ایران در مواجهه با تکانه‌های قیمتی غذا در مقایسه با سایر کشورها بسیار قابل توجه است به گونه‌ای که در میان کشورهای نمونه چهارمین اقتصاد آسیب‌پذیر به حساب می‌آید.

آسیب‌پذیری تورمی ایران از تکانه‌های قیمت غذا در بلندمدت شدت می‌یابد. غذا سهم قابل توجهی در سبد کالا به ویژه برای دهک‌های پایین درآمدی دارد. بنابراین افزایش قیمت مواد غذایی با شکل‌دهی انتظارات تورمی و تقاضای دستمزدهای بالاتر موجب تداوم روند صعودی تورم در بلندمدت می‌شود. همچنین تکانه‌های غذا موجب نااطمینانی بیشتر و به تعویق انداختن تقاضا (تکانه مثبت) یا عرضه (تکانه منفی) محصولات کشاورزی و غذایی می‌شوند که این مسئله به تشدید آسیب‌پذیری تورمی در بلندمدت کمک می‌کند.

در شرایطی که قیمت غذا افزایش می‌یابد، مصرف‌کنندگان خرید محصولات را به امید کاهش قیمت به تعویق می‌اندازند تا از تبعات تورمی آن در امان باشند. به هر حال در بلندمدت، کشورهای واردکننده مانند ایران مجبور به تأمین مواد غذایی مورد نیاز بوده و حتی با وقوع تکانه‌های شدید قیمتی، اقدام به خرید می‌کنند. در شرایطی که هم تکانه‌های قیمتی منفی رخ می‌دهد، کشورهای صادرکننده خالص غذا ترجیح می‌دهند به امید افزایش دوباره قیمت، محصولات خود را به بازار جهانی عرضه نکنند. اما امکان فساد و هزینهٔ بالای نگهداری غذا، درنهایت آنها را به عرضهٔ محصولات وا می‌دارد. بنابراین تأثیر تکانه‌های قیمتی غذا بر تورم با تأخیر اتفاق می‌افتد.

۳) آسیب‌پذیری از تکانه‌های همزمان قیمت نفت و غذا: آسیب‌پذیری‌های تورمی قبلی در شرایطی بود که تکانه‌های نفت و غذا مستقل از یکدیگر اتفاق می‌افتند. اما در عمل یک هم‌روندی افزایشی، هم‌حرکتی و هم‌جهتی میان قیمت نفت و قیمت غذا در دنیای واقعی مشاهده می‌شود، به گونه‌ای که تکانهٔ مثبت یکی از کالاهای جهانی، سبب افزایش قیمت دیگری می‌شود. بر این اساس، مشخص می‌شود که اقتصاد ایران از لحاظ سومی نیز آسیب‌پذیری تورمی دارد. تأثیر تکانه‌های غذا در کوتاه‌مدت و بلندمدت از تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بزرگ‌تر است، به شکلی که به ازای هر ۱۰ درصد افزایش همزمان قیمت‌های نفت و غذا، تورم ایران به شکل خالص ۱ تا ۱/۵ درصد افزایش می‌یابد.

در مجموع شواهد نظری و تجربی پژوهش حاضر تأیید کرد که مخاطره‌های ناشی از تکانه‌های نفت و غذا برای اقتصاد ایران بااهمیت بوده و به مرور نیز در حال افزایش است. این مسئله با افزایش نارضایتی عمومی و همچنین ضعف اقتصادِ ملی در مقابل رقبای خارجی، تهدیدهای امنیتی داخلی و خارجی را تشدید می‌کند. بر همین اساس تحقیق حاضر می‌تواند سیاستگذاران و دست‌اندرکاران دولتی را در ساماندهی سازوکارهایی برای مقاوم‌سازی اقتصاد راهنمایی کند. انتظار می‌رود مقاوم‌سازی اقتصاد در برابر تکانه‌های نفت و غذا موجب ثبات اقتصادی بیشتر شده و احتمال وقوعِ تهدیدها و مخاطره‌های اقتصادی

را کاهش دهد که در نتیجه با افزایش قدرت جمهوری اسلامی ایران در دو بعد داخلی و خارجی همراه خواهد شد.

ایران یک کشور صادرکنندهٔ خالص نفت و واردکنندهٔ خالص غذا است. بر این اساس، صرفنظر از سیاست‌های ساختاری که در بلندمدت موجب بهبود توان بخش کشاورزی و قدرت تاب‌آوری اقتصاد ایران در برابر تکانه‌های خارجی می‌شوند، می‌توان از سیاست‌هایی که به سرعت قابل اجرا بوده و بدون نیاز به تحول در ساختارهای اقتصادی کشور، آثار تکانه‌های نفت و غذا را در کوتاه‌مدت تا اندازه‌ای خنثی می‌کنند، استفاده کرد.

برای مثال، به سازمان‌های متولی واپایش بازار محصولات کشاورزی و واردکنندگان توصیه می‌شود که به قیمت‌های نفت به عنوان یکی از عوامل تعیین‌کننده زمان مناسب برای واردات مواد غذایی توجه کنند. این سازمان‌ها می‌توانند با الگوسازی و پیش‌بینی صحیح قیمت نفت و متعاقباً واردات سریع و به موقع، صرفه‌جویی‌های ارزی قابل توجهی را نصیب کشور کنند. در واقع، واردات نباید صرفاً بر اساس کمبود عرضه داخلی و تکانه‌های قیمتی بازارهای داخلی انجام گیرد، بلکه برنامه‌ریزی زمانی برای واردات و تنظیم و ذخیره‌سازی آن برای تأمین یکنواخت تقاضای داخل بایستی متکی بر پیش‌بینی مجموعه‌ای از متغیرها از جمله قیمت جهانی نفت باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع و یادداشت‌ها

الف. منابع فارسی

(۱) اثنی‌عشری، ابوالقاسم، کامران ندری، اصغر ابوالحسنی، نادر مهرگان و محمدرضا بابایی‌سمیرمی، (۱۳۹۵)، تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و پول: مطالعه موردی ایران، ***پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی***، دوره ۶، شمارهٔ ۲۲.

(۲) بانک مرکزی ج.ا.ایران، گزارش‌های سالانهٔ خلاصه تحولات اقتصادی کشور.

(۳) پرمه، زورار، (۱۳۸۴)، آثار افزایش قیمت کالاهای اساسی بر سطوح قیمت‌ها با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی، ***پژوهش‌های اقتصادی***، شمارهٔ ۱۵.

(۴) پسران، محمدهاشم، هادی صالحی‌اصفهانی و کامیار محدث، (۱۳۹۱)، صادرات نفت و اقتصاد ایران، ***پژوهش‌های پولی و بانکی***، شمارهٔ ۱۲.

(۵) پیش‌بهار، اسماعیل و مریم باغستانی، (۱۳۹۳)، بررسی اثرات اقتصادی شوک‌های قیمتی نفت و مواد غذایی بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران، ***پژوهشهای اقتصادی***، دورهٔ ۱۴، شمارهٔ ۳.

(۶) ربیع‌همدانی، هستی و مهدی پدرام، (۱۳۹۳)، اثر ثروت و فشار هزینه ناشی از شوک قیمت نفت در اقتصاد ایران: یک رویکرد نوکینزی، ***پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی***، دورهٔ ۲۲، شمارهٔ ۷۰.

(۷) ۵. سرزعیم، علی، (۱۳۸۶)، بررسی اثر تکانه‌های قیمت نفت بر متغیرهای اقتصادی در یک الگوی *VAR*، ***مطالعات انرژی***، دورهٔ ۴، شمارهٔ ۱۲.

(۸) صمدی، علی‌حسین و سجاد بهپور، (۱۳۹۲)، بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران، ***پژوهش‌های اقتصادی کاربردی***، دورهٔ ۱، شمارهٔ ۲.

(۹) فریدزاد، علی، علی‌اصغر بانویی، فرشاد مؤمنی و حمید آماده، (۱۳۹۳)، تحلیل سیاستی آثار و تبعات قیمتی محدودیت عرضه فرآورده‌های نفتی با استفاده از الگوی اصلاح شده ماتریس حسابداری اجتماعی عرضه‌محور، ***مجلس و راهبرد***، دورهٔ ۲۱، شمارهٔ ۷۹.

(۱۰) کرباسی، علیرضا و سمیه نقوی، (۱۳۹۲)، حساسیت عرضه به تغییر قیمت محصولات کشاورزی در کشورهای منتخب آسیایی، ***اقتصاد کشاورزی***، دورهٔ ۷، شمارهٔ ۱.

(۱۱) گرجی، ابراهیم و علیرضا اقبالی، (۱۳۸۶)، برآورد منحنی فیلیپس در ایران (با رویکردی به انتظارات تطبیقی و انتظارات عقلایی)، ***تحقیقات اقتصادی***، شمارهٔ ۸۰.

(۱۲) گزارش کمبود غذا در جهان: سفره‌های گران، ***مجله اقتصاد ایران***، خرداد ۱۳۸۷.

(۱۳) محمدزاده، اعظم و اکبر توکلی، (۱۳۹۲)، بررسی اثر سیاست‌های اقتصادی دولت بر شاخص قیمت مصرف کننده به‌عنوان یک شاخص ثبات اقتصادی کشور با رویکرد سیستم دینامیکی، ***راهبرد اقتصادی***، دورهٔ ۲، شمارهٔ ۷.

(۱۴) مقدم، محمدرضا و محمدرضا سزاوار، (۱۳۹۱)، بررسی تأثیر قیمت‌های جهانی نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران، ***پژوهشنامه اقتصادی***، دورهٔ ۱۲، شمارهٔ ۴۷.

(۱۵) منظور، داوود و محمدرضا توکل‌نیا، (۱۳۸۱)، تأثیر نوسانات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: رویکرد الگوهای خودرگرسیو برداری، ***فصلنامه پژوهشی دانشگاه امام صادق (ع)***، شمارهٔ ۱۶.

(۱۶) مهدوی عادلی، محمدحسین، اعظم قزلباش و محمد دانش‌نیا، (۱۳۹۱)، اثر تغییرات قیمت نفت بر متغیرهای عمدهٔ کلان اقتصاد ایران، ***اقتصاد محیط زیست و انرژی***، دورهٔ ۱، شمارهٔ ۳.

(۱۷) مهرآرا، محسن، علی درخلالب‌نیا و جلال دهنوی، (۱۳۹۱)، بررسی عوامل تأثیرگذار بر تورم در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی سری زمانی غیر درخلال نوع *STR*، ***تحقیقات اقتصادی***، دورهٔ ۴۷، شمارهٔ ۴.

(۱۸) نادری، اسماعیل، نادیا گندلی‌علیخانی و اشکان امیری، (۱۳۹۳)، آیا قیمت نفت از نرخ تورم در ایران عبور می‌کند؟ ***انرژی ایران***، دورهٔ ۱۷، شمارهٔ ۲.

(۱۹) همتی، عبدالناصر و علیرضا مباشرپور، (۱۳۸۸)، شناسه تکانه‌های قیمت نفت، عرضه و تقاضای کل در اقتصاد ایران با استفاده از *VAR* ساختاری، ***مطالعات انرژی***، شمارهٔ ۲۳.

ب. منابع لاتین

(1) Blanchard, Olivier. J., Gali, Jordi, (2007), the macroeconomic effects of oil price shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s? NBER Working Papers No. 13368.

(2) Chen, Shiu-Sheng, (2009), Oil price pass-through into inflation. Energy Economics, 31.

(3) Dedeoğlu, Dincer, Kaya, Hüseyin, (2014), Pass-through of oil prices to domestic prices: Evidence from an oil-hungry but oil-poor emerging market, Economic Modelling, 43(C).

(4) di Mauro, Filippo, Pesaran, M. Hashem, (2013), The GVAR Handbook: Structure and applications of a macro model of the global economy for policy analysis. OUP Catalogue, Oxford University Press.

(5) Duma, Nombulelo, (2008), Pass-Through of external shocks to inflation in Sri Lanka. IMF Working Paper, WP/08/78.

(6) Galesi, Alessandro, Lombardi, Marco, (2009), External shocks and international inflation linkages a global VAR analysis. European Central Bank working paper No. 1062.
(7) Galesi, Alessandro, Lombardi, Marco, (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.
(8) Garratt, Anthony, Lee, Kevin, Pesaran, M. Hashem, Shin, Yongcheol, (2006), Global and national macroeconometric modelling: A long-run structural approach. OUP Catalogue, Oxford University Press.
(9) Granger, Clive W.J, (1981), Some properties of time series data and their use in econometric model specification. Journal of Econometrics, 16(1).
(10) Granger, Clive W.J, (1986), Developments in the study of cointegrated economic variables. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 48(3).
(11) Granger, Clive W.J., Newbold, Paul, (1974), Spurious regressions in econometrics. Journal of Econometrics, 2(2).
(12) Gregorio, Jose de, Landerretche, Oscar, Neilson, Christopher, (2007), Another Pass-Through Bites the Dust? Oil Prices and Inflation. Economia Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association, 7(2).
(13) Harbo, Ingrid, Johansen, Soren, Nielsen, Bent, Rahbek, Anders, (1998), Asymptotic inference on cointegrating rank in partial systems. Journal of Business & Economic Statistics, 16.
(14) Hooker, Mark A, (2002), Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime. Journal of Money, Credit and Banking, 34(2).
(15) Johansen, Soren, (1992), Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data. Journal of Policy Modeling, 14(3).
(16) Jongwanich, Juthathip, Park, Donghyun, (2009), Inflation in developing Asia. Journal of Asian Economics, 20.
(17) LeBlanc, Michael, Chinn, Menzie D, (2004), Do high oil prices presage inflation? The evidence from G-5 countries. SSRN Working paper No. 509262.
(18) Lee, Kevin, Pesaran, M. Hashem, (1993), Persistence profiles and business cycle fluctuations in a disaggregated model of UK output growth. Ricerche Economiche, 47.
(19) Lee, Kevin, Pesaran, M. Hashem, (1993), Persistence profiles and business cycle fluctuations in a disaggregated model of UK output growth. Ricerche Economiche, 47.
(20) Mandal, Kumarjit, Bhattacharyya, Indranil, Bhoi, Binod B, (2012), Is the oil price pass-through in India any different? Journal of Policy Modeling, 34.

(21) McCarthy, Jonathan, (1999), Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialised economies. BIS Working papers No. 79.
(22) McCarthy, Jonathan, (2007), Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. Eastern Economic Journal, 33(4).
(23) Mohanty, Deepak, John, Joice, (2015), Determinants of inflation in India. Journal of Asian Economic, 36.
(24) Noord, Paul van den, André, Christophe, (2007), Why has core inflation remained so muted in the face of the oil shock? OECD Economics Department Working Papers No. 551.
(25) Osorio, Carolina, Unsal, D. Filiz, (2013), Inflation dynamics in Asia: Causes, changes, and spillovers from China. Journal of Asian Economics, 24.
(26) Pesaran, M. Hashem, Schuermann, Til, Weiner, Scott M, (2004), Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconomic model. The Wharton Financial Institutions Center Working paper No. 01-38-B.
(27) Pesaran, M. Hashem, Schuermannd, Til, Smith, L. Vanessa, (2009), Forecasting economic and financial variables with global VARs. International Journal of Forecasting, 25.
(28) Pesaran, M. Hashem, Smith, Ron, (2006), Macroeconometric modelling with a global perspective. Manchester School, University of Manchester, 74(s1).
(29) Phillips, Peter C.B, (1986), Understanding spurious regressions in econometrics. Journal of Econometrics, 33.
(30) Salehi Esfahani, Hadi, Mohaddes, Kamiar, Pesaran, M. Hashem, (2012), Oil exports and the Iranian economy. The Quarterly Review of Economics and Finance, 53(3).
(31) Sargan, John Denis, (1964), Wages and prices in the united kingdom: A study in econometric methodology. In P. E. Hart, G. Mills and J. K. Whitaker (eds.), Econometric Analysis for National Economic Planning. Butterworth: London.
(32) Shioji, Etsuro, Uchino, Taisuke, (2010), Pass-through of oil prices to Japanese domestic prices. NBER working paper No. 15888.
(33) Sims, Christopher A, (1980), Macroeconomics and reality. Econometrica, 48(1)
(34) Smith, Ron, Pesaran, M. Hashem, (2007), Monetary policy transmission and the Phillips curve in a global context. Kiel Working Paper No 1366
(35) Valcarcel, Victor J., Wohar, Mark E, (2013), Changes in the oil price-inflation pass-through, Journal of Economics and Business, 68
(36) Yule, G. Udny, (1926), Why do we sometimes get nonsense-correlations between time-series? A study in sampling and the nature of time-series. Journal of the Royal Statistical Society, 89 (1)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی