

Investigating the effect of global food price on the inflation of Iran economy

Bagher Adabi Firouzjaee*

Ahmad Gholami**

Abstract

The main purpose of the study is to investigate the effect of global food price fluctuations on Iran's domestic inflation using structural VAR models and dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model based on seasonal data of 1380-1400. The results of the research based on the structural VAR model indicate that the global food price is the Granger causality of Iran's domestic food price and also the wholesale price index (inflation index). Also, based on the impulse response functions of the DSGE model, the above conclusion and transmission effect is confirmed. In other word, the changes in the global food prices are transmitted to Iran's inflation after a break of about three months (one season). Therefore, a large part of inflation changes in the country is caused by supply pressure shocks and global food price shocks. In this case, in order to reduce the impact of global price shocks on domestic inflation, the negative effects of global shocks on the real sector can be reduced in the short term program through policies to encourage food production and reduce food imports.

Keywords: global food price, inflation, DSGE model, VARX model.

JEL classification: D58, F01, E31, Q02.

* Assistant Professor of Economics, Department of Administrative Sciences and Economics, Gonbad Kavos University (Corresponding Author), b.adabi@gonbad.ac.ir

** PhD of economics, Tehran University, Tehran, Iran, ahmad.gholami39@gmail.com

Date received: 01/01/2024, Date of acceptance: 03/03/2024



بررسی اثر قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم اقتصاد ایران

باقر ادبی فیروزجائی*

احمد غلامی**

چکیده

هدف اصلی مطالعه بررسی تاثیر نوسانات قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم داخلی ایران با استفاده از مدل‌های VAR ساختاری و مدل تعادل عمومی پویای تصادفی بر اساس داده‌های فصلی ۱۳۸۰-۱۴۰۰ است. نتایج تحقیق بر اساس مدل VAR ساختاری حاکی از آن بوده که قیمت جهانی مواد غذایی علیت گرنجری قیمت مواد غذایی داخلی ایران و نیز شاخص قیمت عمده فروشی (شاخصی از تورم) است. همچنین توابع واکنش آنی الگوی DSGE اثر انتقالی مذکور را تایید کرده و نشان می‌دهد که تغییرات قیمت جهانی مواد غذایی پس از وقفه حدود سه ماهه (یک فصل) به تورم ایران منتقل می‌شود. بنابراین بخش زیادی از تغییرات تورم در کشور ناشی از شوک‌های فشار عرضه و شوک‌های قیمت جهانی مواد غذایی می‌باشد. در این صورت جهت کاهش تاثیرپذیری تورم داخلی از شوک قیمت جهانی می‌توان در کوتاه مدت، از طریق سیاست‌های تشویق تولید مواد غذایی و کاهش واردات مواد غذایی اثرات منفی ناشی از شوک‌های جهانی بر بخش حقیقی را کاهش داد.

کلیدواژه‌ها: قیمت جهانی مواد غذایی، تورم، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، مدل VARX.

طبقه‌بندی JEL: D58, F01, E31, Q02.

* استادیار اقتصاد، گروه علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه گنبد کاووس (نویسنده مسئول)، b.adabi@gonbad.ac.ir

** دکترای اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی، دانشگاه تهران، ahmad.gholami39@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۱۰/۱۱، تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۱۱/۱۳



۱. مقدمه

تغییرات و نوسانات پویا در برخی از متغیرهای اقتصادی به ویژه در سطح جهانی تأثیر بسزایی بر ساختار اقتصاد کلان کشورهای توسعه یافته دارد و در نتیجه باعث نگرانی و توجه سیاستگذاران می‌شود. یکی از مهمترین این نوسانات مربوط به افزایش قیمت جهانی کالاهای است که چالش‌های بسیاری را در اکثر کشورها ایجاد کرده است. نوسانات در قیمت جهانی نظیر نفت و مواد غذایی بر کل پویایی اقتصادی تأثیر می‌گذارد. نفت خام و شوک‌های قیمت جهانی غذا به دلیل اهمیت منحصربه‌فردشان در چشم‌انداز توسعه یک کشور و به‌طور خاص تقاضای نسبتاً بی‌کشش آنها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (بات و همکاران (Bhat et al.، ۲۰۱۸: ۶۷). اهمیت توجه به اثرگذاری قیمت‌های جهانی از این جهت است که مطابق با شاخص قیمت کامودیتی‌های بانک جهانی، قیمت‌های انرژی از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۸ نزدیک به ۴۱۸ درصد افزایش یافته و در همین دوره قیمت کامودیتی‌های غیرانرژی، ۱۶۱ درصد رشد داشته است. حتی بعد از بحران مالی ۲۰۰۸ نوسانات زیاد در بازار جهانی این نوع کالاهای نیز قابل مشاهده است (سکینه و تیشوراگا (Sekine and Tsuruga)، ۲۰۱۸: ۱۱۱۳).

شواهد و بررسی‌ها به استناد گزارش‌های معتبر بین‌المللی از سال ۲۰۲۰ به بعد گویای این حقیقت است که بیشترین عوامل تأثیرگذار بر شکل‌گیری تورم به ویژه تورم بالای مواد غذایی در کشورهای نظیر ایران که در آنها تا حد زیادی وابسته به تامین کالاهای اساسی از محل واردات است به همه‌گیری کووید ۱۹ و اثرات جنگ اوکراین و روسیه بر بازار غلات و دانه‌های روغنی و در نهایت افزایش سطح میانگین بلندمدت قیمت جهانی کالاهای مذکور بوده است (پایگاه داده قیمت کامودیتی بانک جهانی) (World Bank commodity price data). به عبارت دقیق‌تر اهمیت اثرگذاری رخدادهای جهانی و تغییرات قیمت در بازارهای جهانی بر تورم داخلی و تورم مواد غذایی کشور به حدی است که بر اساس گزارش مرکز پژوهش‌های اتاق بازرگانی ایران (۱۴۰۱)، طیفی از کشورهای آسیایی و خاورمیانه بیشترین وابستگی را به گندم وارداتی از اوکراین و روسیه دارند. هر چند اقتصاد ایران مستقیماً به هیچ کدام از اقلام صادرات و وارداتی از اوکراین وابستگی بالایی ندارد، با این وجود با توجه به نقش کلیدی این کشور در کنار روسیه در بازار جهانی ذرت، گندم و دانه‌های روغنی، این درگیری حساسیت‌های ویژه‌ای را برای تامین کالاهای اساسی مورد نیاز کشور و نیز تغییرات قیمتی آنها ایجاد خواهد کرد.

بر اساس آمار و اطلاعات تجارت ایران در سال ۱۴۰۱، از مجموع کل واردات کشور (۵۹.۶ میلیارد دلار)، واردات بخش صنایع غذایی (۳.۸ میلیارد دلار) و کشاورزی (۱۴.۱ میلیارد

دلار) سهم ۳۰ درصدی را به خود اختصاص داده است ضمن اینکه از ۲۰ اقلام عمده وارداتی کشور در سال ۱۴۰۱، بالغ بر ۱۲ قلم آن مربوط به محصولات غذایی بوده است و در این میان واردات ذرت دامی در رتبه نخست قرار داشت و به استثنای گوشتی موبایل که در رتبه دوم بوده، پنج کالای وارداتی بعدی شامل برنج، گندم معمولی، دانه سویا، روغن دانه آفتابگردان و جو بوده است که به ترتیب در جایگاه سوم تا هفتم بودند (سازمان توسعه تجارت ایران، ۱۴۰۱). از طرفی بر اساس اطلاعات مرکز آمار ایران، مواد غذایی در سبد مصرفی خانوارها دارای سهم بالغ بر ۲۵ درصد است از اینرو با توجه به وابستگی وارداتی به مواد غذایی و نیز سهم قابل ملاحظه شاخص قیمت مواد غذایی در شاخص قیمت کل، می‌توان بیان کرد اقتصاد ایران در معرض آسیب‌پذیری تورمی از افزایش قیمت جهانی مواد غذایی قرار دارد.

بنابراین تاثیر قیمت‌های جهانی بر افزایش قیمت‌های داخلی و تورم داخلی بیش از پیش مورد توجه سیاستگذاران در حوزه اجرا و پژوهشگران در زمینه مطالعات نظری و تجربی قرار گرفته است و در همین ارتباط موضوعی تحت عنوان، «فرضیه جهانی شدن تورم» (globalisation of inflation hypothesis) مطرح شده است بدین معنی که فاکتورهای مؤثر بر پویایی تورم به طور فزاینده‌ای مربوط به عوامل جهانی می‌شوند. در سال‌های اخیر، اقتصاددانان شروع به ارزیابی مجدد قدرت پیش‌بینی مدل‌های تورم استاندارد (مانند منحنی فیلیپس) کرده‌اند و به طور فزاینده‌ای به عوامل جهانی و تغییرات قیمت کامودیتی‌ها در بازارهای جهانی به‌عنوان توضیح احتمالی در پس کاهش حساسیت تورم به عوامل تعیین‌کننده داخلی نگاه می‌کنند. بر این اساس، علاوه بر معیارهای داخلی، مدل‌های استاندارد تورم باید نقش عوامل جهانی را از طریق قیمت‌های وارداتی در نظر بگیرند (آتیناسی و بالاتی (Attinasi and Mirco Balatti) (۲۰۲۱)، و بوریو و فیلاردو (Borio, and Filardo) (۲۰۱۷)، ۲۰۱۸: ۱۱۱۳).

دو دیدگاه رقیب در مورد تاثیر جهانی شدن بر تورم داخلی وجود دارد. یک دیدگاه این است که مولفه جهانی تورم صرفاً منعکس‌کننده نوسانات قیمت در بازارهای انرژی و کالا است و جهانی شدن هرچند ممکن است بر تورم تاثیر بگذارد، اما این تأثیرات از نظر اقتصادی ناچیز ارزیابی می‌شود (آتیناسی و بالاتی (۲۰۲۱)، کامبر و وانگ (Kamber and Wong) (۲۰۲۰)). دیدگاه جایگزین این است که اقتصاد جهانی برای تورم داخلی مهم است و جهانی شدن ممکن است حساسیت تورم به عوامل داخلی (را که در قالب منحنی فیلیپس تبیین می‌شود) را کاهش دهد (فوربس (Forbes) (۲۰۱۹) و بوریو و فیلاردو (۲۰۱۷)). از اینرو سوال اساسی تحقیق این است که تورم در ایران تا چه اندازه تحت تاثیر قیمت جهانی به ویژه قیمت مواد غذایی قرار

دارد. با این توضیح هدف اصلی این مقاله، برآورد اثرات شوک قیمتی مواد غذایی بر تورم داخلی با تاکید بر تورم بخش مواد غذایی در اقتصاد ایران در چارچوب مدل کینزی جدید برای دوره ۱۴۰۰-۱۳۸۰ با استفاده مدل تعادل عمومی پویای تصادفی است. ساختار این مطالعه در پنج بخش تنظیم شده است. بخش دوم به مبانی نظری و پیشینه تحقیق اختصاص دارد. در بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق و الگوی پژوهش ارائه شده است. بخش چهارم یافته‌های تحقیق و تحلیل نتایج تشریح شده است. در بخش پایانی جمع‌بندی و پیشنهادات بیان شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

۱.۲ مبانی نظری

تأثیر عوامل جهانی بر نرخ تورم داخلی در سال‌های اخیر توجه فزاینده‌ای را به خود جلب کرده است. جهانی شدن و یکپارچگی اقتصادی از طریق کانال‌های مختلف بر تورم تأثیر می‌گذارد. از یک سو، به دلیل جهانی شدن، تورم نسبت به عوامل داخلی حساسیت کمتری را نشان می‌دهد و بدان معناست که رشد ناگهانی تقاضا می‌تواند واردات را افزایش دهد. از سوی دیگر، یکپارچگی اقتصادی رقابت جهانی را افزایش می‌دهد که از این طریق ارتباط قیمتی بین کشورها و به تبع آن تأثیرپذیری تورم داخلی را افزایش می‌دهد (گورریری و همکاران (Guerrieri et al.)، ۲۰۱۰: ۲۴۹). چگونگی سرایت شوک‌های قیمتی کالاها به قیمت سایر کالاها و خدمات مختلف را می‌توان از دو منظر تفسیر کرد. از یک منظر، شوک‌های قیمت کالا از طریق تغییرات در قیمت همان کالا بر قیمت‌های مصرف‌کننده تأثیر می‌گذارد (اثر اولیه) اما این اثر ممکن است از طریق تأثیر بر هزینه‌های تولید یا تعیین قیمت شرکت‌ها به قیمت سایر کالاها و خدمات منتقل شود (اثر ثانویه). اگر این تأثیر بر تورم برای دوره‌های طولانی (مثلاً بیش از یک سال) ادامه یابد، این موضوع مطرح می‌شود که سیاستگذاران با اتخاذ چه نوع سیاست پولی باید به شوک‌های قیمتی کالاها واکنش نشان دهند. برای مثال یلن (Yellen) (۲۰۱۱)، استدلال کرد که شوک‌های قیمتی کالاها فقط تأثیرات ملایم و گذرا بر تورم ایالات متحده دارد و نوسانات قیمت کالاها در طول دهه ۲۰۰۰ هیچ تغییر اساسی در موضع سیاست پولی را تضمین نمی‌کند. در مقابل، دراگی (Draghi) (۲۰۱۵)، ابراز نگرانی کرد که نوسانات در بازارهای کالا ممکن است تأثیر ماندگاری بر چشم‌انداز قیمت‌ها داشته باشد.

تا قبل از بحران مالی جهت تبیین عوامل تورم تاکید بیشتر بر فاکتورهای داخلی بوده و در چارچوب منحنی فیلیپس سنتی مورد بررسی قرار می‌گرفت این در حالی است که منحنی سنتی فیلیپس نشان دهنده ارتباط بین تورم و رکود اقتصادی داخلی است و منعکس کننده عوامل جهانی نیست، به طوری که اثر تورمی محیط اقتصادی خارجی تنها به صورت غیرمستقیم ظاهر می‌شود و چنین مدل‌های سنتی برای کشورهای خاص قابل کاربرد هستند. با توجه به گسترش فزاینده جهانی شدن، عوامل مشترک باید مستقیماً در نظر گرفته شوند. منحنی های فیلیپس به سبک جدید، منحنی هایی هستند که با عوامل خارجی تقویت شده اند تا اثرات رکود اقتصادی جهانی را اندازه گیری کنند (نگی و تنگلی (Nagy and Tengely)، ۲۰۱۹: ۷۱). بررسی های جدید از منحنی فیلیپس نشان می‌دهد که عوامل مشترک نه تنها دارای اثرات تورمی بیشتری هستند، بلکه همبستگی بین نرخ تورم در کشورهای مختلف را افزایش می‌دهند. این موضوع عمدتاً مربوط به تاثیر قیمت کالاهای مختلف به ویژه قیمت نفت خام و محصولات غذایی است. نقش عوامل جهانی در تحولات تورم عمدتاً پس از بحران مالی افزایش یافت، اما برآوردهای پیش از بحران نیز وجود دارد که حاکی از اهمیت عوامل مشترک حتی قبل از بحران به ویژه در مورد کشورهای توسعه یافته است (ممتاز و ساریکو (Mumtaz and Surico) ۲۰۰۹) و برنانکی (Bernanke) ۲۰۰۷). علاوه بر این، بوریو و فیلاردو (۲۰۰۷) منحنی فیلیپس را برای ۱۶ کشور توسعه یافته تخمین زدند که علاوه بر شکاف تولید داخلی، شکاف تولید جهانی، قیمت نفت و قیمت واردات برای اندازه‌گیری تغییر در فرآیندهای تورم در نظر گرفته شد.

در دوره پس از بحران مالی، ادبیات با تاکید بر نقش عوامل جهانی بر تورم بیشتر افزایش یافت (پولوز (Poloz)، ۲۰۱۶: ۲۲۸). در واقع آنهایی که تئوری جهانی شدن تورم را تایید می‌کنند به نقش زنجیره جهانی ارزش اشاره می‌کنند (اوئر و همکاران (Auer et al.) ۲۰۱۷) و بوریو و همکاران (۲۰۱۷). زنجیره‌های جهانی ارزش به تقویت حرکت مشترک نرخ‌های تورم کمک می‌کنند، زیرا ارتباط همزمان بین کشورها در مبادله نهاده‌ها و محصولات در سطح بین‌المللی نه تنها نرخ‌های تورم ملی را با یکدیگر، بلکه با فرآیندهای جهانی نیز مطابقت می‌دهد. بر اساس فرضیه جهانی شدن تورم، به سبب فرآیندهای تولید جهانی پراکنده از لحاظ جغرافیایی، کشورها به دنبال گسترش فناوری‌های جدید و کاهش و یا لغو موانع تجاری هستند. از این روی در کشورهایی با درجه باز بودن تجاری بیشتر، پویایی دستمزد و قیمت نسبت به اثرات خارجی حساس‌تر است و نقش عوامل مشترک را افزایش می‌دهد. به موازات شتاب افزایش زنجیره‌های جهانی ارزش، عوامل داخلی تنها تأثیر محدودی بر تورم دارند.

در کنار نقش زنجیره های جهانی ارزش، بوربو (۲۰۱۷) تأکید می کند که تأثیر جهانی شدن بر تورم ممکن است کمتر از حد برآورد شود. به عقیده وی، به دلیل انتظارات تورمی و رقابت بیشتر از طریق بازارهای یکپارچه بازارهای کالا، کار و سرمایه، پیوند بین رکود داخلی و تورم مبهم شده است. این نشان می دهد که جهانی شدن دو نوع اثر بر تورم دارد یکی اثر متقارن که مربوط به حساستر شدن تورم نسبت به رکود جهانی است و دیگری اثر نامتقارن که مربوط به اثرات بلندمدت فشار تورم بر تولیدکنندگان با هزینه کمتر و نیروی کار ارزان تر می باشد. بر اساس گزارش بانک مرکزی اروپا (۲۰۱۷)، نقش عوامل جهانی به شدت به نمونه تخمینی و اندازه گیری شکاف تولید بستگی دارد. بنابراین، جای تعجب نیست که ادبیات نتایج متناقضی نیز ارائه دهد. به عنوان مثال، در مورد کشورهای توسعه یافته، بوربو و فیلاردو (۲۰۰۷) و در مورد ایالات متحده، میلانی (Milani) (۲۰۰۹) نقش فزاینده عوامل جهانی را ثابت کردند. با این حال گرلاچ و همکاران (Gerlach et al.) (۲۰۰۸)، ایریگ و همکاران (Ihrig et al.) (۲۰۱۰) و مارتینز-گارسیا و وین (Martínez-García and Wynne) (۲۰۱۳)، نتوانستند هیچ قدرت توضیحی قابل توجهی در این عوامل پیدا کنند.

۲.۲ پیشینه تحقیق

در سال های اخیر نوسانات قیمت مواد غذایی در کشور بسیار زیاد شده است و با توجه به اینکه خانوارهای کم درآمد بخش اعظم درآمد خود را صرف معیشت خود می کنند بیشتر از این نوسانات متاثر می گردند. دلایل زیادی برای افزایش قیمت مواد غذایی مورد بررسی قرار گرفته است به عنوان مثال خشکسالی، نامساعد بودن آب و هوا، افزایش قیمت نهاده های تولید، افزایش قیمت نفت، سفته بازی و نوسانات نرخ ارز مورد توجه قرار گرفته است. برای مثال پیش بهار و همکاران (۱۳۹۴)، در مطالعه خود، اثرات شوک های قیمتی نهاده ها (نظیر جوجه یک روزه، سویا و ذرت) بر قیمت گوشت مرغ را با استفاده از رویکرد غیرخطی مارکوف-سویچینگ برای دوره ۱۳۹۱-۱۳۸۷ بررسی کردند. یافته های تحقیق نشان می دهد که رفتار قیمتی مرغ به صورت غیرخطی بوده و نهاده های جوجه یک روزه، سویا و ذرت کاملاً بر روی قیمت آن تأثیر گذارند و احتمال پایداری در رژیم افزایش قیمت مرغ بیشتر از بقیه رژیم ها است.

محمدی و همکاران (۱۳۹۸)، اثرات شوک افزایش قیمت نفت بر متغیرهای تولید ناخالص داخلی واقعی و تورم کشورهای منتخب صادرکننده و واردکننده نفت را با استفاده از رهیافت

بررسی اثر قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم ... (باقر ادبی فیروزجائی و احمد غلامی) ۳۶۳

Global VAR در دوره ۲۰۱۵-۱۹۷۹ بررسی کردند. نتایج بیانگر آن بوده است که واکنش تورم به افزایش قیمت نفت در کشورهای واردکننده نفت، نسبتاً قوی بوده اما ماندگاری این اثرات، با توجه به اثرات ثانویه تورم، وضع سیاست‌های پولی و انعطاف‌پذیری بازار کار، متفاوت بوده است. از طرفی واکنش تورم به افزایش قیمت نفت در کشورهای صادرکننده نفت، ناچیز یا حتی منفی بوده که می‌تواند ناشی از واکنش نرخ‌های ارز این کشورها بوده باشد.

قلعه‌وندی و زندی (۱۴۰۰)، در پژوهشی به بررسی تأثیر قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد اقتصادی و تورم ایران با استفاده از رویکرد DSGE طی دوره ۱۳۹۸-۱۳۶۳ پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که شوک قیمت نفتی بر رشد و اشتغال تأثیر مستقیم و معنی‌دار داشته و در عین حال بر تورم و کسری بودجه تأثیر معنی‌داری نداشته است. بدین معنی که شوک ناگهانی قیمت نفت، می‌تواند آثار سوء بر رشد اقتصادی و بیکاری داشته باشد.

فتحی و همکاران (۱۴۰۲)، اثرات نامتقارن شوک‌های قیمت نفت و نوسانات نرخ ارز را بر رشد اقتصادی و تورم در دو گروه از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت با استفاده از روش داده‌های تابلویی و مدل EGARCH طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های آنها بیانگر آن بود که اولاً واکنش رشد اقتصادی و تورم نسبت به شوک‌های قیمت نفت در هر دو گروه کشورها نامتقارن بوده است. ثانیاً تلاطم نرخ ارز تأثیر منفی بر رشد و اثر مثبت بر تورم کشورهای صادرکننده نفت و تأثیر مثبت بر رشد و تورم کشورهای واردکننده نفت دارد.

لیانی و مهرجو (۱۴۰۲)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز و قیمت نفت بر شاخص قیمت مواد غذایی در ایران با استفاده از رویکرد خودرگرسیون با وقفه غیرخطی (NARDL) طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۷۰ پرداختند. نتایج نشان داد که در بلندمدت یک رابطه مثبت و معنی‌دار میان قیمت مواد غذایی و افزایش قیمت ارز وجود دارد. علاوه بر این، اثر شوک ارزی منفی بر قیمت مواد غذایی در بلندمدت منفی ارزیابی شد. واکنش قیمت محصولات کشاورزی به شوک منفی ارزی نیز بیش‌تر از شوک‌های مثبت است. همچنین اثر تغییرات قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی در سطح قابل قبولی معنی‌دار است.

در مطالعات خارجی نیز می‌توان به موارد زیر اشاره کرد. چوی و همکاران (Choi et al. ۲۰۱۷) تأثیر نوسانات قیمت جهانی نفت را بر تورم داخلی با استفاده از یک الگوی پانل نامتوازن ۷۲ اقتصاد پیشرفته و در حال توسعه طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۵ مورد بررسی قرار دادند. یافته‌ها نشان می‌دهد که افزایش ۱۰ درصدی در قیمت جهانی نفت، به طور متوسط، حدود

۰.۴ درصد تورم داخلی را افزایش می دهد و این اثر پس از دو سال از بین می رود. علاوه بر این شواهد حاکی از نامتقارن بودن اثرات شوک نفتی دارد یعنی شوک های مثبت قیمت نفت تأثیر بیشتری نسبت به شوک های منفی دارند. با این حال، تأثیر شوک های قیمت نفت در طول زمان عمدتاً به دلیل سیاست پولی معتبرتر و اتکای کمتر به واردات انرژی می تواند کمتر باشد. باوا و همکاران (۲۰۲۰)، در مطالعه ای بر اساس داده های فصلی کشور نیجریه طی دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۸ و با بکارگیری مدل خورگرسیونی توزیعی با وقفه غیرخطی (NARDL)، اثر نامتقارن قیمت نفت بر تورم را بررسی کردند. نتایج نشان داد که افزایش قیمت نفت منجر به افزایش شاخص قیمت کل و شاخص قیمت خوراکی ها در نیجریه شده است. با این حال، کاهش قیمت نفت با کاهش هزینه نهایی تولید به تعدیل تورم داخلی منجر می شود. پیشنهاد سیاستی این مطالعه اتخاذ سیاست پولی بانک مرکزی نیجریه بر مهار تورم در دوره های افزایش قابل توجه قیمت نفت بوده است.

ون (Wen et al.) و همکاران (۲۰۲۱)، اثرات شوک قیمت نفتی را بر تورم کشورهای G7 را بر اساس داده های ماهانه از ژانویه ۱۹۹۷ تا ژانویه ۲۰۱۹ مورد بررسی قرار دادند. آنها با بسط الگوی VAR و تفکیک شوک نفتی به سه نوع شوک عرضه، تقاضا و ریسک این موضوع را دنبال کردند. نتایج نشان می دهد که هر شوک قیمت نفت بیشترین تأثیر را بر تورم ایالات متحده در میان کشورهای G7 داشته و واکنش هر کشور به شوک های قیمت نفت متفاوت بوده است.

در سال های اخیر در کنار عوامل داخلی و خارجی متعدد توجهات به بخش خارجی به ویژه نقش نوسانات و شوک قیمت مواد غذایی بر تورم معطوف شده است. به عنوان نمونه جاودان و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه خود به بررسی چگونگی انتقال قیمت جهانی به قیمت داخلی مواد غذایی منتخب (محصولات برنج، گندم، شکر و روغن های نباتی) در ایران با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری مارکوف سوئیچینگ (MS-VAR) پرداختند. نتایج بیانگر این بوده که مدل مذکور چارچوب مناسبی برای الگوسازی اثر عبور قیمت جهانی این محصولات ارائه می دهد. به طوری که مقدار عبور قیمت در رژیم دوم (وقوع بحران جهانی قیمت مواد غذایی) در مقایسه با رژیم اول (شرایط ثبات قیمت جهانی) به مراتب بیشتر است.

محمودی (۱۳۹۸) در پژوهشی، اثر جهانی شدن اقتصاد بر تورم را در ۲۲ کشور در حال توسعه آسیایی و در دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۴ را با استفاده از الگوی داده های تابلویی (روش اثرات تصادفی) مورد بررسی قرار داد. نتایج حاکی از آن بوده است که یک رابطه معکوس و

بررسی اثر قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم ... (باقر ادبی فیروزجائی و احمد غلامی) ۳۶۵

معنی دار بین جهانی شدن اقتصاد و تورم در کشورهای منتخب وجود دارد. از اینرو پیشنهاد شده است که کشورها می توانند با پیوستن به موج جهانی شدن اقتصاد و کاهش موانع و محدودیت های تجاری در کاهش نرخ تورم مؤثر باشند.

قادری و شهرازی (۱۳۹۹)، اثر شاخص قیمت جهانی کامودیتی ها بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از داده های ماهانه دوره ۱۳۸۷-۱۳۹۸ و بکارگیری رویکرد بیزین چرخشی مارکوف و در دو رژیم کم بازده و پر بازده بررسی کردند. نتایج بیانگر این است اثر رشد قیمت کامودیتی ها بر بازده بازار سهام در ایران نامتقارن است. یعنی در مقایسه با رژیم پر بازده سهام، ماندگاری در رژیم کم بازده سهام بیشتر است پیشنهاد این پژوهش استفاده از شاخص قیمت کامودیتی ها به عنوان شاخص اخطاردهنده تغییر رژیم بازده سهام برای سرمایه گذاران است.

پیرسمن (Peersman) (۲۰۲۲)، با استفاده از مدل SVAR نشان داد تغییرات برونزا در قیمت های بین المللی مواد غذایی، تقریباً ۳۰ درصد از نوسانات تورم منطقه یورو را در میان مدت توضیح می دهند. نتایج مطالعات آنها بیانگر این است که تورم در دوران پس از رکود بزرگ شوک های بین المللی قیمت مواد غذایی از طریق زنجیره تولید مواد غذایی بر قیمت های خرده فروشی مواد غذایی تأثیر می گذارد و از طریق کاهش ارزش یورو و از همه مهم تر، افزایش دستمزدها، اثرات تورمی غیرمستقیم را ایجاد می کند. البته به دلیل واکنش های نامتقارن دستمزد، اثرات تورمی در کشورهای عضو بسیار متفاوت است.

اویی و دمیر (Uyi and Demir) (۲۰۲۳)، اثر قیمت انرژی بر تورم مواد غذایی در سه کشور آسیایی (چین، فیلیپین و ویتنام) را با استفاده از خودرگرسیون برداری پانلی (PVAR) با تابع واکنش آنی طی دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۲۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که شوک های قیمت انرژی و رشد اقتصادی اثر مثبت و معنی داری بر تورم مواد غذایی دارد، در حالی که شوک های نرخ ارز و تولید محصولات کشاورزی اثر منفی اما ناچیز بر تورم قیمت مواد غذایی دارند. علاوه بر این نتایج علیت PVAR نشان داد که رشد اقتصادی علیت تورم قیمت مواد غذایی، قیمت انرژی، نرخ ارز و تولید محصولات کشاورزی است. همچنین، یک علیت از رشد اقتصادی و نرخ ارز به قیمت انرژی و مجدداً از رشد اقتصادی به نرخ ارز و تولید کشاورزی وجود دارد.

گین (Ginn) (۲۰۲۴)، در مطالعه خود با استفاده از سیستم اطلاعاتی بازار محصولات کشاورزی کشورهای گروه G20 پیامدهای جهانی تولید محصولات کشاورزی و نوسانات

قیمت آن را از طریق مدل خودرگرسیون برداری جهانی بی‌زین (GBVAR) مورد بررسی قرار داد. برای این منظور از یک شاخص قیمت جدید محصولات کشاورزی بر اساس سهم کالاهای اصلی غذایی (برنج، ذرت، سویا، گندم) استفاده کردند. تجزیه و تحلیل نشان می‌دهد که در حالی که شوک‌های تولید کشاورزی مهم هستند، تأثیر نسبتاً کمتری نسبت به شوک‌های قیمت کشاورزی دارند. علاوه بر این نوسانات در تورم کل می‌تواند ناشی از تولید کم‌تر محصولات کشاورزی و یا تورم بیشتر آن باشد.

با توجه به موارد بررسی شده، این مقاله به دنبال آن است که بررسی نماید تا چه اندازه تغییرات قیمت مواد غذایی جهانی به قیمت مواد غذایی داخلی و تورم داخلی منتقل می‌گردد. برای این منظور از دو مدل مجزا و مکمل یکدیگر استفاده می‌شود. در مدل نخست (SVAR) بررسی می‌شود آیا قیمت مواد غذایی داخلی به شوک قیمتی جهانی حساس است یا خیر. در قسمت بعد برای تبیین پویایی‌ها از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) استفاده می‌شود تا بتوان تأثیر شوک‌های ساختاری مختلف بر تورم را به صورت مجزا مورد بررسی قرار داد.

۳. الگوی تحقیق

۱.۳ الگوی VARX

مدل VAR غالباً برای تبیین رفتار متغیر در طول زمان استفاده می‌شود. در این مدل فرض می‌شود که مقدار فعلی تابعی از مقادیر گذشته و خطای تصادفی است. از این روی می‌توان از این الگو برای تبیین و توصیف داده‌های سری زمانی چند متغیره اقتصادی و مالی استفاده کرد. با توجه به اینکه تغییرات برخی متغیرهای اقتصادی به متغیرهای برونزا و یا مستقل نیز وابسته است از اینرو مدل VAR را می‌توان بسط داد که به بسط یافته آن مدل VARX یا مدل VAR با متغیرهای برونزا نامیده می‌شود (همیلتون ۱۹۹۴ و تسی ۲۰۱۵). در جهت تبیین به این سوال که "آیا قیمت جهانی مواد غذایی باعث افزایش قیمت مواد غذایی در ایران می‌شود"، از مدل VARX استفاده می‌شود.

الگوی کلی مدل VARX (p,q) به صورت معادله زیر است:

$$X_t = c + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i Z_{t-i} \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن x و z به ترتیب بیانگر بردار متغیرهای درونزا و برونزا هستند. فرم بکار گرفته شده در مدل تحقیق، با فرض وجود وقفه اول به عنوان وقفه بهینه، به صورت نشان داده می‌شود:

بررسی اثر قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم ... (باقر ادبی فیروزجائی و احمد غلامی) ۳۶۷

$$X_t = c + A_1 X_{t-1} + B_0 Z_t + B_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

لازم به ذکر است که بردار متغیرهای درونزا در این مطالعه شامل شاخص قیمت مواد غذایی داخلی (FOODP)، تورم عمده فروشی (WPI) و نرخ ارز حقیقی (REER) است در حالیکه متغیرهای درونزا شامل قیمت جهانی نفت (OILP) و قیمت جهانی مواد غذایی (WFP) است. پس از برآورد همه ضرایب مدل VARX می‌توان توابع واکنش آنی (IRF) را هم محاسبه کرد تا بر این اساس بتوان پاسخ یک متغیر درونزا را در طول زمان به یک تکانه در یک متغیر دیگر موجود در سیستم را تبیین کرد. هنگامی که همه ضرایب مدل برآورد می‌شود، توابع واکنش آنی (IRF) را محاسبه می‌کنیم. توابع واکنش آنی، پاسخ یک متغیر درونزا را در طول زمان به یک تکانه در یک متغیر دیگر موجود در سیستم را توصیف می‌کنند.

۲.۳ مدل کینزین جدید

در این بخش برای تحلیل تورم در کشور از یک مدل کلان استاندارد کینزی جدید استفاده می‌کنیم که بسط یافته مدل کارابینسوف و همکاران (Carabenciov et al.) (۲۰۰۸) با اضافه کردن قیمت نفت، قیمت جهانی مواد غذایی و قیمت مواد غذایی داخلی است. در این مدل فرض بر این است که تولید ناخالص داخلی حقیقی (Y) از یک فرایند گام تصادفی پیروی می‌کند:

$$\bar{Y}_t = Y_{t-1} + \frac{g_t^{\bar{Y}}}{400} + \varepsilon_t^{\bar{Y}} \quad (6)$$

که در آن $\varepsilon_t^{\bar{Y}}$ شوک برونزای سریالی ناهمبسته است و عبارت $g_t^{\bar{Y}}$ از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی می‌کند:

$$g_t^{\bar{Y}} = (1 - \rho^{\bar{Y}})g_{ss}^{\bar{Y}} + \rho^{\bar{Y}}g_{t-1}^{\bar{Y}} + \varepsilon_t^{g^{\bar{Y}}} \quad (7)$$

که در آن $g_{ss}^{\bar{Y}}$ نرخ رشد وضعیت پایدار (برآورد شده)، $\varepsilon_t^{g^{\bar{Y}}}$ شوک های برونزای سریالی ناهمبسته می باشد. تولید واقعی بر مبنای یک معادله IS جدید هیبریدی است که شکاف تولید $(y_t = Y_t - \bar{Y}_t)$ را به وقفه شکاف تولید (y_{t-1}) ، شکاف تولید انتظاری آتی $(E_t y_{t+1})$ ، شکاف نرخ بهره حقیقی $(r_t - \bar{r}_t)$ و شکاف نرخ ارز حقیقی موثر (q) را به شرح معادله زیر مرتبط می‌سازد:

$$y_t = \alpha_2 E_t y_{t+1} + (1 - \alpha_2)y_{t-1} - \alpha_3(r_t - \bar{r}_t) - \alpha_4 q_t + \varepsilon_t^y \quad (8)$$

که در آن ε_t^r شوک‌های برونزای ناهمبسته سریالی است و نرخ بهره حقیقی تعادلی و نرخ ارز حقیقی تعادلی از فرایند مدل‌های سری زمانی تک متغیره به شرح روابط ۹ و ۱۰ زیر تبعیت می‌کند:

$$\bar{r}_t = (1 - \rho^r)\bar{r}_{ss} + \rho^r\bar{r}_{t-1} + \varepsilon_t^r \quad (9)$$

$$\bar{q}_t = \bar{q}_{t-1} + \varepsilon_t^q \quad (10)$$

که در آن ε_t^q و ε_t^r نیز شوک‌های برونزای ناهمبسته سریالی است. نرخ تورم بر اساس منحنی فیلیپس کینزین جدید تبیین می‌شود (گویال و تریپاتی (Goyal and Tripathi) (۲۰۱۵)). بنابراین تورم قیمت عمده فروشی در مدل از یک منحنی فیلیپس کینزین جدید هیبریدی به شرح معادله زیر تبعیت می‌کند:

$$\pi_t = \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2E_t\pi_{t+1} + \beta_3y_t + \beta_4\Delta q_t + x_t^\pi \quad (11)$$

که در آن π_t تورم عمده فروشی، y_t شکاف تولید و Δq_t تغییرات لگاریتم نرخ ارز حقیقی موثر است.

در ادبیات اخیر اهمیت کانال سمت عرضه بر انتقال سیاست پولی مورد تاکید قرار گرفته است (باتینی و همکاران (Batini et al.) (۲۰۱۰)). بر اساس همین منطق چنانچه بانک مرکزی هدف‌گذاری تضعیف ارزش پولی ملی را در دستور کار قرار دهد این موضوع باعث افزایش قیمت کالاهای وارداتی و هزینه نهایی بنگاه‌ها می‌شود و به تبع آن بر تصمیم‌گیری آنها تاثیر می‌گذارد و در نتیجه منجر به تورم می‌شود. بنابراین شوک فشار عرضه (x_t^π) قابل تجزیه به تغییرات قیمت جهانی مواد غذایی (x_t^1)، تغییرات نسبی قیمت مواد غذایی در داخل کشور (x_t^2) و تغییرات قیمت نفت (x_t^3) و سایر شوک‌های ناهمبسته سریالی سمت عرضه (ε_t^π) است.

$$x_t^\pi = \beta_5x_t^1 + \beta_6x_{t-1}^1 + \beta_7x_t^2 + \beta_8x_{t-1}^2 + \beta_9x_t^3 + \beta_{10}x_{t-1}^3 + \beta_{11}z_t + \beta_{12}z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

که در x_1 ، x_2 و x_3 از یک مدل ساختاری VAR به شرح زیر تبعیت می‌کنند:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -\Phi_{21,0} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_t^1 \\ x_t^2 \\ x_t^3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} & \Phi_{13} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & \Phi_{23} \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & \Phi_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1}^1 \\ x_{t-1}^2 \\ x_{t-1}^3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ \Phi_{24,0} \\ 0 \end{pmatrix} z_t + \begin{pmatrix} 0 \\ \Phi_{24} \\ 0 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{x^1} \\ \varepsilon_t^{x^2} \\ \varepsilon_t^{x^3} \end{pmatrix} z_{t-1} \quad (13)$$

بررسی اثر قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم ... (باقر ادبی فیروزجائی و احمد غلامی) ۳۶۹

متغیرهای برونزا نیز از یک فرآیند خودرگرسیون به شرح معادله زیر تبعیت می کنند:

$$z_t = \theta_0 + \theta_1 z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad (14)$$

در نهایت نرخ ارز موثر حقیقی (q_t) به سمت مقدار تعادلی بلندمدت خود (\bar{q}_t) تعدیل می شود به نحوی که خواهیم داشت:

$$\Delta(q_t - \bar{q}_t) = -\gamma_1(q_{t-1} - \bar{q}_{t-1}) + \gamma_2(\pi_t - \pi_{ss}) + \gamma_3(\pi_{t-1} - \pi_{ss}) + \gamma_4\Delta(q_{t-1} - \bar{q}_{t-1}) + \varepsilon_t^q \quad (15)$$

که در آن شوک برونزای ناهمبسته سریالی است.

در اقتصاد ایران تمرکز سیاست پولی بر مدیریت تورم است و فرض می شود جهت کنترل تورم قاعده مند حرکت می کند. در این مطالعه علاوه بر شکاف تورم و تولید، درآمد نفتی نیز طبق کیانی و همکاران (۱۳۹۸) در تابع واکنش پولی وارد گردیده است. تابع واکنش سیاستگذار پولی به صورت رابطه (۱۶) تعریف می گردد:

$$\hat{\eta}_t = \rho_\eta \hat{\eta}_{t-1} + \rho_\pi (\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^*) + \rho_y \hat{y}_t + \varphi_{oil} oil_t + \varepsilon_t^\eta \quad (16)$$

که در آن $\hat{\eta}_t$ نرخ رشد پایه پولی است که به صورت رابطه (۱۷) تعریف می شود:

$$\eta_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \pi_t \frac{m_t}{m_{t-1}} \quad (17)$$

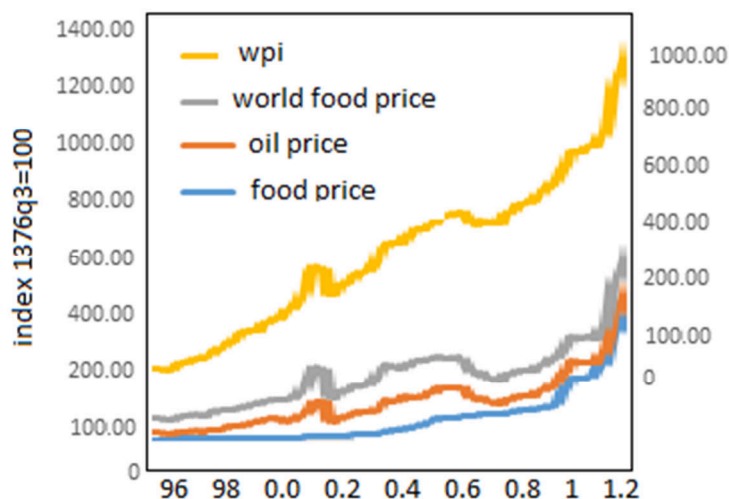
که $\hat{\pi}_t$ انحراف نرخ تورم و \hat{y}_t انحراف لگاریتم تولید از مقادیر وضعیت پایدار، ρ_y و ρ_π ضرایب اهمیت سیاستگذار برای شکاف تورم و تولید می باشد. $\hat{\pi}_t^*$ انحراف تورم هدف ضمنی از مقدار تعادلی آن است و ε_t^η شوک سیاست پولی است که دارای یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول می باشد و φ_{oil} بیانگر تکانه قیمت نفت است.

۴. یافته های تحقیق

۱.۴ توصیف داده ها

متغیرهای اصلی تحقیق شامل قیمت جهانی نفت (OILP)، قیمت جهانی مواد غذایی (WFP)، نرخ ارز حقیقی (REER)، شاخص قیمت عمده فروشی (WPI) و شاخص قیمت مواد غذایی داخلی (FOODP) است که داده های آن به صورت فصلی طی دوره ۱۳۸۰ تا ۱۴۰۰ استفاده شده است. شاخص قیمت عمده فروشی و مواد غذایی از مرکز آمار ایران به دست آمده است.

علاوه بر این اطلاعات مربوط به نرخ ارز از بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران حاصل شده است که با حاصلضرب آن در قیمت جهانی به قیمت داخلی، نرخ ارز حقیقی به دست آمده است (نمودار ۱).



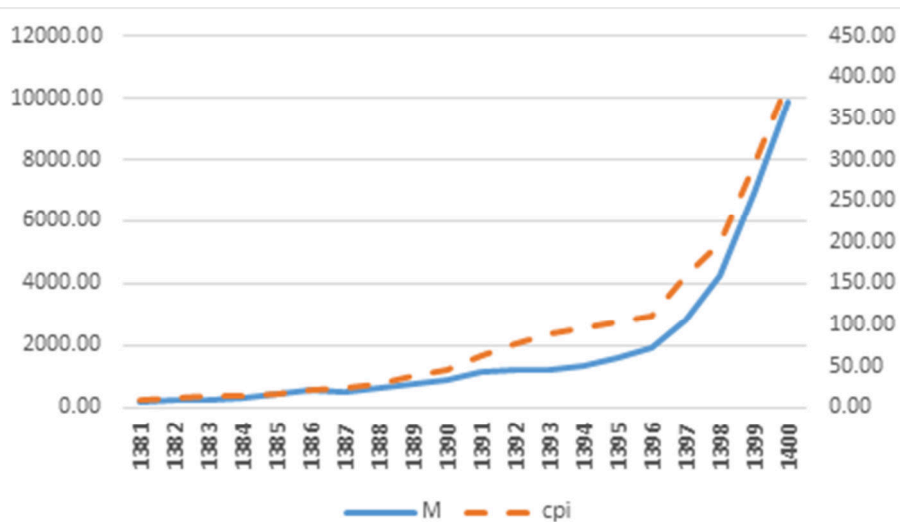
نمودار ۱. روند متغیرهای تحقیق طی دوره ۱۳۸۰-۱۴۰۰

نکته: تمام متغیرها به صورت لگاریتمی می باشند. داده ها در شکل ۱ بر مبنای سال ۱۳۷۶ به عنوان شاخص نشان داده شده است. نتایج آزمون دیکی فولر بیانگر ریشه واحد بودن تمام متغیرها می باشد و نیز بر اساس نتایج آزمون جوهانسن شواهدی برای روابط هم انباشتگی بین متغیرها وجود ندارد.

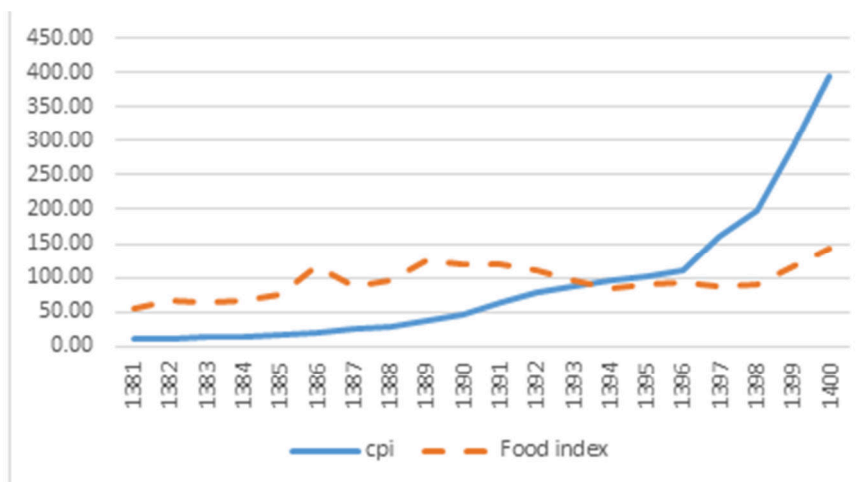
شایان ذکر است بر اساس نتایج آزمون دیکی فولر تعدیل شده، متغیرهای تحقیق انباشته از درجه ۱ هستند. بنابراین تفاضل مرتبه اول آنها در نظر گرفته شده است.

قبل از ارائه نتایج مدل تحقیق، ابتدا روند حرکتی شاخص قیمت مصرف کننده (به عنوان معیاری از تورم داخلی) با حجم پول و نیز با شاخص قیمت جهانی مواد غذایی طی دوره ۱۳۸۰-۱۴۰۰ به ترتیب در نمودارهای ۲ و ۳ تبیین می شود.

۳۷۱ بررسی اثر قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم ... (باقر ادبی فیروزجائی و احمد غلامی)



نمودار ۲. روند حرکتی شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) و حجم پول (M) طی ۱۳۸۰-۱۴۰۰
 ماخذ: بانک مرکزی ج.ا.ا. و مرکز آمار ایران



نمودار ۳. روند حرکتی شاخص قیمت مصرف کننده و
 قیمت جهانی مواد غذایی طی دوره ۱۳۸۰-۱۴۰۰
 ماخذ: بانک مرکزی ج.ا.ا. و مرکز آمار ایران

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد میان تورم داخلی با حجم پول و نیز با شاخص قیمت جهانی مواد غذایی همسویی بالایی وجود دارد (ضرایب همبستگی میان آنها به ترتیب ۹۸.۷ و ۵۴.۲ درصد). هرچند هم حرکتی میان تورم با حجم پول بیشتر از تورم با قیمت مواد غذایی است. در ادامه میزان تاثیرپذیری تورم داخلی از قیمت جهانی مواد غذایی بر اساس مدل تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است.

۲.۴ نتایج مدل VAR

نتایج تخمین فرم خلاصه شده مدل VARX بر اساس متغیرهای پنجگانه پژوهش شامل قیمت جهانی نفت (OILP) و قیمت جهانی مواد غذایی (WFP) به عنوان متغیرهای برونزا و نرخ ارز حقیقی (REER)، شاخص قیمت عمده فروشی (WPI) و شاخص قیمت مواد غذایی داخلی (FOODP) به عنوان متغیرهای درونزا در جدول زیر ارائه شده است:

جدول ۱. نتایج تخمین مدل VARX

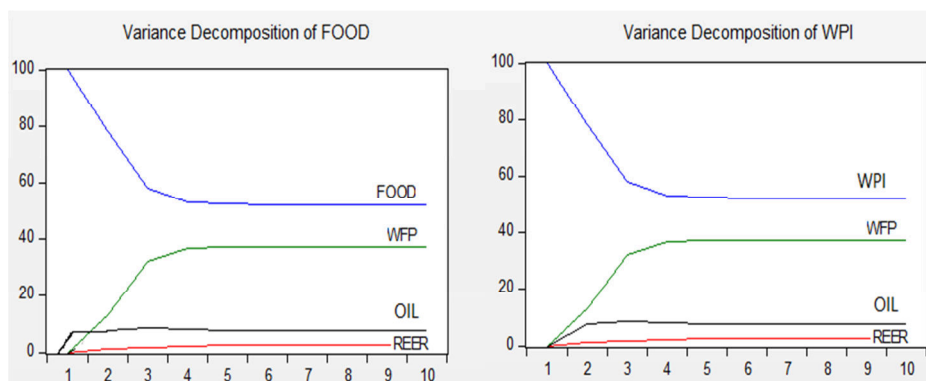
	OILP	WFP	REER	FOODP	WPI
OILP(-1)	۰/۰۳۴ (۰/۲۱۳) [۰/۳۶]	۰/۰۲۱ (۰/۰۶۲) [۰/۳۴۵]	۰/۰۸۱ (۰/۰۳۲) [۴/۱۴]	۰/۰۲۸ (۰/۰۲۷) [۰/۸۶]	۰/۰۲۴ (۰/۰۱۷) [۲/۱]
WFP(-1)	۰/۲۲۱ (۰/۳۷) [۰/۵۴]	۰/۲۱۱ (۱/۳) [۰/۴۳۳]	-۰/۰۷۲ (۰/۰۳۸) [-۰/۸۳]	۰/۲۸ (۰/۴۱) [۱۴/۳]	۰/۰۶۴ (۰/۰۲۴) [۳/۱۱]
REER(-1)	۰/۱۴۶ (۰/۸۲) [۰/۳۱۱]	۰/۴۳۱ (۰/۳۲) [۱/۸]	۰/۱۳ (۰/۱۹) [۰/۹۹]	-۰/۰۹۳ (۰/۰۹۲) [-۱/۲]	-۰/۰۴۶ (۰/۰۳۲) [-۱/۴]
FOOD(-1)	۰/۷۱ (۱/۶۶) [۰/۶۸]	-۰/۳۲ (۰/۶۱) [-۰/۸۴]	۰/۵۳۳ (۰/۳۴۵) [۱/۸۹]	۰/۴۵۳ (۰/۲۱۴) [۲/۸]	۰/۱۱۸ (۰/۰۸۶) [۱/۸۴]
WPI(-1)	-۶/۱۱ (۲/۸) [۱/۹۱]	۰/۸۱ (۱/۱۳) [۰/۰۶۷]	۰/۲۳ (۰/۵۴) [۰/۴۱]	۰/۲۳۴ (۰/۴۵) [۰/۴۶]	۰/۳۶۵ (۰/۱۸) [۱/۹۹]
CONSTANT	۰/۰۹۱ (۰/۰۵۲) [۳/۲]	(۰/۰۲۱) ۰/۰۱۸ [۱/۳۴]	(۰/۰۱۴) -۰/۰۲۸ [-۱/۹۷]	۰/۰۱۸ (۰/۰۰۲) [۲/۷۸]	۰/۰۰۹ (۰/۰۰۴) [۰/۰۰۲۳]

بررسی اثر قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم ... (باقر ادبی فیروزجائی و احمد غلامی) ۳۷۳

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نکته: اعداد داخل پراکنش بیانگر خطای استاندارد و داخل کروشه نشان دهنده آماره t هستند.

مطابق جدول، آماره t مربوط به وقفه قیمت جهانی مواد غذایی (WFP(-1)) برای هر دو معادله تورم مواد غذایی داخلی (FOODP) و تورم عمده فروشی داخلی (WPI) بزرگتر از ۲ است و بیانگر این است که قیمت جهانی مواد غذایی علیت گرنجری قیمت مواد غذایی داخلی ایران و نیز شاخص قیمت عمده فروشی است. به عبارت دقیق‌تر، شوک به قیمت جهانی مواد غذایی پس از وقفه حدود سه ماهه (فصلی) به تورم در ایران منتقل می‌شود. همان‌طور که در جدول ملاحظه می‌شود دو متغیر برونزای قیمت نفت و قیمت جهانی مواد غذایی تحت تأثیر شوک‌های قیمت‌های داخلی نیستند. بنابراین شوک قیمت جهانی مواد غذایی دارای اثر مثبت معنی‌دار بر قیمت مواد غذایی ایران و نیز سطح شاخص قیمت عمده فروشی است. از طریق تجزیه واریانس، نقش و سهم هر یک از عوامل برونزا و درونزا را در توضیح تورم عمده فروشی (WPI) و تورم مواد غذایی داخلی (FOOD) در کشور را می‌توان تبیین نمود (نمودار ۴).



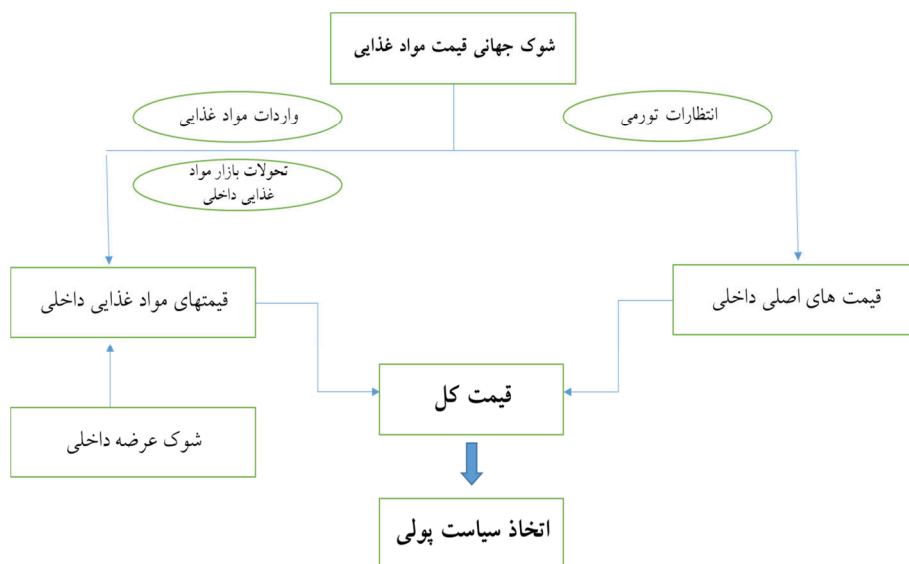
نمودار ۴. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای تورم مواد غذایی و تورم قیمت عمده فروشی

ماخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق نمودار سهم متغیر قیمت جهانی مواد غذایی (WFP) در توضیح دهندگی تورم کل (نمودار سمت راست) و تورم مواد غذایی (نمودار سمت چپ) در طول زمان به مراتب از متغیرهای دیگر بیشتر است. با استفاده از اصلاحات مختلف در مدل نتایج مشابهی حاصل شد. به عنوان مثال با افزایش تعداد وقفه‌ها در مدل‌های VAR نتایج کیفی تغییری نکرد و این

نشان‌دهنده قدرت و صحت مدل می باشد. همچنین نتایج اصلی تحت تاثیر مرتبه متغیرها نبوده زیرا همبستگی اجزای اخلاط مدل های VAR بسیار پایین می باشد.

بنابراین می توان نتایج الگوی تحقیق را همراستا با رویکرد جلیل و تامایوزیا (Jalil and Tamayo Zea) (۲۰۱۱) دانست به طوری که شوک جهانی قیمت مواد غذایی از دو کانال بر قیمت داخلی تاثیر می گذارد از یک ناحیه از طریق واردات مواد غذایی و تعاملات در بازار مواد غذایی داخلی در کنار شوک عرضه داخلی منجر به افزایش قیمت مواد غذایی داخلی می شود. از طرفی دیگر افزایش قیمت جهانی از ناحیه تحریک انتظارات تورمی منجر به افزایش قیمت های اصلی (core price) داخلی می شود. که از ترکیب این دو قیمت کل (Headline price) افزایش می یابد (نمودار ۵).



نمودار ۵. مکانسیم انتقال شوک قیمت جهانی مواد غذایی

ماخذ: جلیل و تامایوزیا (۲۰۱۱)

شایان ذکر است طی دو دهه اخیر چندین شوک قیمت جهانی مواد غذایی رخ داده است و بر اساس آمار و اطلاعات، قیمت مواد غذایی کشور را تحت تاثیر قرار داده است، هرچند نمی توان تمامی آن را مربوط به آن دانست. اولین شوک قیمتی طی دوره بحران ۲۰۰۷-۸ اتفاق افتاد. به طوری که در سه ماهه منتهی به انتهای سال ۲۰۰۷ و ابتدای ۲۰۰۸، تورم فصلی مواد غذایی جهانی ۱۹.۹ درصد بوده و سه ماه بعد آن تورم مواد غذایی کشور به ۱۶.۴ درصد رسیده

بررسی اثر قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم ... (باقر ادبی فیروزجائی و احمد غلامی) ۳۷۵

است. یا اینکه در اواسط سال ۲۰۱۰ تورم فصلی مواد غذایی جهانی ۱۵.۷ درصد بوده و بلافاصله تورم مواد غذایی داخل در این مقطع بالغ بر ۱۹ درصد بوده است در ادامه و در سال ۲۰۱۲ که همراه با تحریم های بین المللی و شوک ارزی داخلی همراه بوده، تورم مواد غذایی داخلی طی چندین فصل قابل ملاحظه بوده است. آخرین شوک که از سال ۲۰۱۹ به بعد رخ داده و همراه با ویروس کرونا و جنگ اکراین بوده است شوک قیمت جهانی در کنار عوامل متعدد دیگر و نااطمینانی ها نیز به افزایش تورم مواد غذایی و نیز تورم کل منتقل گردید که در ادامه به صورت دقیق تر تاثیر شوک قیمت جهانی بر قیمت داخلی تبیین گردیده است.

۳.۴ نتایج مدل DSGE

در این قسمت نتایج مربوط به مدل چرخه تجاری کینزین جدید که در آن تورم عمده فروشی با منحنی فیلیپس بسط یافته با لحاظ قیمت نفت، قیمت مواد غذایی داخلی و شوک قیمت جهانی مواد غذایی ارائه می شود.

۴.۴ برآورد مدل

برای برآورد مدل از ابزار Dynare در نرم افزار MatLab استفاده شده است. نرخ رشد وضعیت با ثبات متغیرهای نامانا (GDP, WPI، شاخص قیمت نفت و شاخص قیمت جهانی غذا) به طور جداگانه برآورد شده و در برآورد مدل اعمال شده است. توزیع پیشین با در نظر گرفتن مقادیری که در مطالعات دیگر استفاده شده اند (اما، بیشتر برای کشورهای مختلف) و یا در حد امکان با در نظر گرفتن برآوردهای حداقل مربعات معمولی تک متغیره انتخاب شده اند. نتایج مربوط به تمام پارامترهای مدل در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. پارامترهای ساختاری تخمین زده شده

	پیشین			پسین	
	میانگین	انحراف معیار	توزیع	انحراف معیار	T آماره
β_1	۰/۵	۰/۱۶	Beta	۰/۰۹	۷/۱
β_2	۰/۵۱	۰/۱۴	Beta	۰/۱۴۲	۲/۹
β_3	۰/۳	۰/۱۲	Gamma	۰/۱	۳/۱

	پیشین			پسین	
	میانگین	انحراف معیار	توزیع	انحراف معیار	T آماره
β_4	۰/۲۵	۰/۲	Normal	۰/۰۳	۰/۰۳۲
β_5	۰/۰۰	۰/۲۳	Normal	۰/۱۵	۰/۸
β_6	۰/۰۰	۰/۲۳	Normal	۰/۱۰۶	۰/۳۱
β_7	۰/۰۰	۰/۲۱	Normal	۰/۰۰۹	۰/۹۹
β_8	۰/۰۰	۰/۲۳	Normal	۰/۰۰۸	۴/۱
β_9	۰/۰۰	۰/۲۴	Normal	۰/۰۲۲	۱/۷۶
β_{10}	۰/۰۰	۰/۲	Normal	۰/۰۲۱	۲/۸
β_{11}	۰/۰۰	۰/۱۹	Normal	۰/۰۳۲	۳/۲
β_{12}	۰/۰۰	۰/۲۳	Normal	۰/۰۲۲	۱/۹۱
γ_1	۰/۵	۰/۲۵	Beta	۰/۰۹۲	۴/۳
γ_2	۰/۰۰	۰/۵	Normal	۰/۳۲	۲/۸
γ_3	۰/۰۰	۰/۵	Normal	۰/۳۴	۰/۶۱
γ_4	۰/۰۰	۰/۵	Normal	۰/۱۸	۶/۱۲
\bar{r}_{ss}	۰/۰۰۴	۰/۱۲	Normal	۰/۰۰۲۱	۳/۱
ϕ_{210}	۰/۰۲۲	۰/۰۳۲	Normal	۰/۰۳۱	۱/۱
ϕ_{21}	۰/۲۱	۰/۱۱	Normal	۰/۰۹۲	۲/۹۱
ϕ_{22}	۰/۲	۱۲۰	Normal	۰/۰۹۴	۳/۲۱
ϕ_{240}	۰/۰۰	۰/۵	Normal	۰/۰۵۲	۰/۹۹
ϕ_{44}	۰/۰۰	۰/۵	Normal	۰/۰۴۳	۱/۰۹
ϕ_6	۰/۰۰	۰/۵	Normal	۰/۳۴	۰/۰۶۲
ρ_η	۰/۲۸	۰/۲۵	Normal	۰/۰۳۲	۱۴/۴
ρ_y	۲/۳۱	۲/۲۵	Normal	۰/۲۶	۱/۸۱
ρ_π	۱/۶۴	۱/۵	Normal	۰/۱۷	۱/۸۶
ϕ_{oil}	۰/۴۷	۰/۴۵	Normal	۰/۰۹۸	۰/۴۳
α_2	۰/۵	۰/۲۵	Beta	۰/۱۸	۴/۵۱
α_3	۰/۲	۰/۱۲	Gamma	۰/۰۳۲	۱/۶۷
α_4	۰/۲	۰/۲۲	Normal	۰/۰۳۱	۰/۹۹

	پیشین			پسین	
	میانگین	انحراف معیار	توزیع	انحراف معیار	T آماره
$\bar{\varepsilon}$	۰/۰۰۹۴	۲/۰۰	Inv.Gamma	۰/۰۰۱۲	۹/۶
$\varepsilon^{\bar{g}}$	۰/۰۰۹۳	۲/۰۰	Inv.Gamma	۰/۰۰۲۳	۳/۸
ε^{x^1}	۰/۰۰۶۵	۲/۰۰	Inv.Gamma	-/۰۰۶۵	۸/۶
ε^{x^2}	۰/۰۰۲۲	۲/۰۰	Inv.Gamma	۰/۰۰۳۳	۷/۴
ε^{x^3}	۰/۱۵	۲/۰۰	Inv.Gamma	۰/۰۱۴	۱۰/۳
ε^g	۰/۰۰۲۲	۲/۰۰	Inv.Gamma	۰/۰۰۴۳	۴/۲
$\varepsilon^{\bar{g}}$	۰/۰۱۱	۲/۰۰	Inv.Gamma	۰/۰۰۳۲	۹/۳
ε^i	۰/۰۰۳۲	۲/۰۰	Inv.Gamma	۰/۰۰۰۲۲	۸/۹
ε^{π}	۰/۰۰۰۹	۲/۰۰	Inv.Gamma	۰/۰۰۰۶۶	۳/۸۱
ε^z	۰/۰۲۶	۲/۰۰	Inv.Gamma	۰/۰۰۶۲	۲/۲۳
ε^f	۰/۰۰۰۹۳	۲/۰۰	Inv.Gamma	۰/۲۳	۲/۳۲

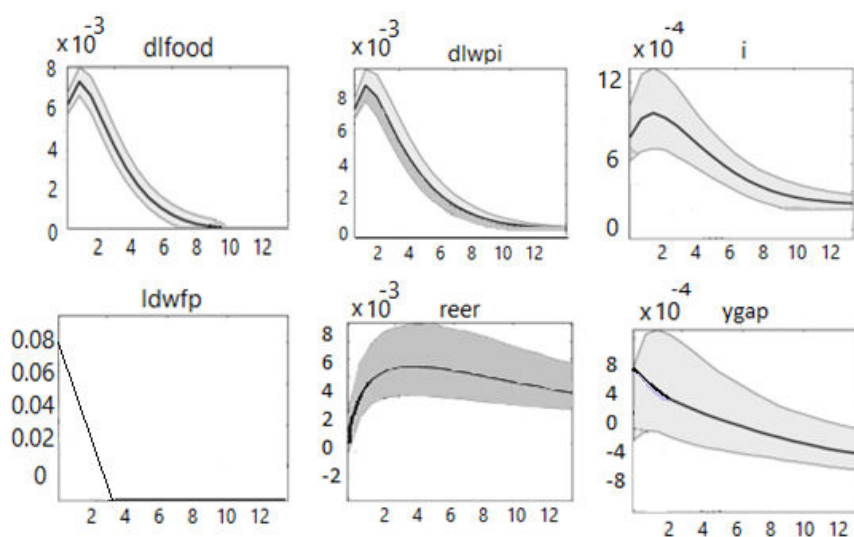
ماخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول ضریب غیر خودهمبسته ϕ_{21} که تأثیر تغییرات وقفه قیمت جهانی مواد غذایی را بر تغییرات قیمت مواد غذایی ایران نشان می‌دهد، با آماره t معادل ۲.۹۱ معنی‌دار گزارش شده است که دلیل بر تأثیر شوک قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم مواد غذایی داخلی است. بر این اساس تغییرات قیمت جهانی مواد غذایی به طور مستقیم به تورم عمده‌فروشی ایران β_{10} و به طور غیر مستقیم به قیمت مواد غذایی ایران β_6 منتقل می‌شود. شایان ذکر است در معادلات تورم قیمت نفت، تورم قیمت جهانی مواد غذایی و تورم قیمت مواد غذایی ایران، متغیرهای غیر معنی‌دار کنار گذاشته می‌شوند ضریب واکنش به تغییرات نرخ ارز موثر واقعی در تابع واکنش سیاست پولی را صفر قرار داده نشده، اگرچه ضریب برآورد شده بی معنی است.

۵.۴ تحلیل تابع واکنش

اثرات پویای افزایش قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم داخلی ایران را می‌توان با استفاده از توابع واکنش تخمینی ترسیم کرد. به منظور استخراج توزیع پسین توابع واکنش ها، از الگوریتم

متروپلیس-هاستینگز با ۲۵۰۰۰ تکرار و دو بلوک استفاده شده است. واکنش به شوک قیمت جهانی مواد غذایی در نمودار (۶) نشان داده شده است.

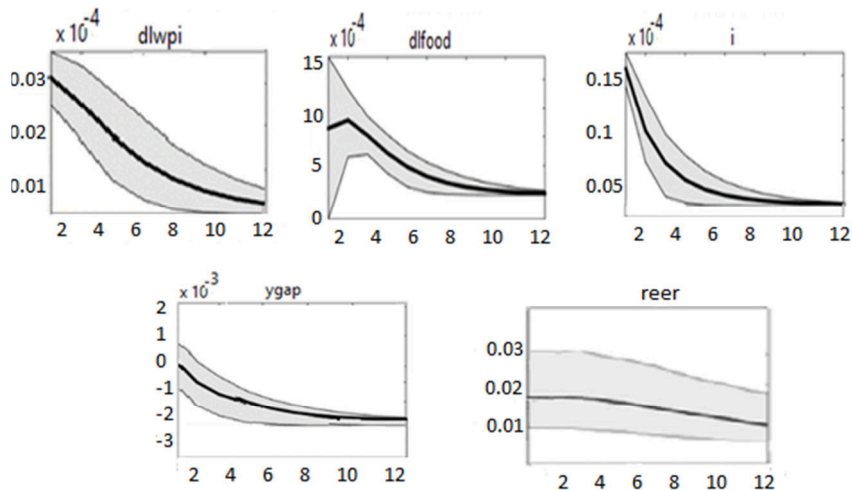


نمودار ۶. منحنی های واکنش آنی به شوک قیمت جهانی مواد غذایی

ماخذ: یافته های تحقیق

نکته: عملگر dl بیانگر تفاضل مرتبه اول لگاریتم متغیرها است.

افزایش قیمت مواد غذایی جهانی نه تنها بر تورم داخلی و تورم مواد غذایی کشور تاثیر می گذارد بلکه بر تولید کل نیز اثر می گذارد که این موضوع در نمودار مربوط به تابع واکنش شکاف تولید (Ygap) مشهود است. این موضوع را می توان به واکنش سیاست پولی به افزایش قیمت ها نسبت داد. در واقع در ابتدا شوک قیمت جهانی مواد غذایی، قیمت های داخلی و تورم را افزایش می دهد و در ادامه با توجه به اینکه تورم کل یک عامل تاثیرگذار در تابع واکنش سیاست پولی (مطابق معادله ۸) است، افزایش در تورم به ناچار می بایست نرخ سود را افزایش دهد ولی به دلیل اینکه نرخ سود سپرده بانکی کشور به صورت دستوری تعیین می شود این امر سبب می شود که منابع نقدی از بخش حقیقی دور شده و به سمت بازارهای مالی نظیر بازار سهام، طلا و ارز منتقل شود. بنابراین نوع سیاست پولی اثر منفی بر تولید دارد. واکنش شکاف تولید و سایر متغیرها به سیاست پولی را در نمودار (۷) نشان داده شده است.



نمودار ۷. منحنی های واکنش آنی به شوک در سیاست پولی

ماخذ: یافته های تحقیق

مطابق نمودار شکاف منفی تولید برای ادوار باثبات و تورم نسبتاً پایین کشور را می توان در چارچوب منحنی فیلیپس نسبت داد هرچند انتظار بر این بود که مطابق با منطق منحنی فیلیپس سنتی بخشی از کاهش تولید بر اثر افزایش قیمت تورم ناشی از قیمت جهانی جبران شود با این حال با توجه به ساختار اقتصاد ایران و عدم استقلال سیاست پولی، منابع نقدی از سمت تولید انحراف می یابند. البته باید توجه داشت که همانطور که پاترا و رای (Patra and Ray) (۲۰۱۰) نیز تاکید داشتند فشار تورمی ناشی از افزایش قیمت جهانی، دامنه اقدامات سیاست پولی را محدود می کند که این نکته در نمودار مذکور مشهود است. در واقع مقامات پولی نهایتاً ناچارند به این موضوع واکنش نشان دهد، حتی اگر یک شوک عرضه تورمی در پی داشته باشد. بنابراین براساس نتایج توابع واکنش ها چنین بر می آید که سیاست پولی به طور قابل توجهی به این نوع شوک عرضه تورمی پاسخ می دهد. به طور کلی، اگرچه ممکن است در اقتصادهای پیشرفته، سیاست پولی به شوک های موقت جهانی کالاها و قیمت مواد غذایی داخلی واکنشی نشان ندهد. اما در بازارهای نوظهور، که غذا بخش بزرگی از سبد مصرف و شاخص کل قیمت را تشکیل می دهد، بانک مرکزی نمی تواند تورم قیمت مواد غذایی را نادیده بگیرد زیرا بر تورم دستمزد تأثیر می گذارد و در نتیجه نرخ سیاست پولی در واکنش به آن سخت تر می شود که این موضوع در راستای مطالعات گویال و آرورا (Goyal & Arora) (۲۰۱۶) و مالیک و سوسا

(Mallick & Sousa) (۲۰۱۳) است. ضمن اینکه شرایط تغییرناپذیری نرخ سود بانکی شرایط را پیچیده تر می کند.

۵. نتیجه گیری

این مقاله شواهد تجربی در مورد منابع پویایی تورم و به طور خاص تورم مواد غذایی در ایران را با توجه به شوک های جهانی کامودیتی ها نظیر نفت و مواد غذایی طی یک افق زمانی ۲۱ ساله (۸۴ فصل) را بر اساس واکنش های تکانه ای در قالب مدل های VARX ساختاری و مدل ساختاری اقتصاد کلان کینزین جدید مورد بررسی قرار داده است. به عبارت دقیق تر در گام نخست در قالب الگوی VARX تاثیر تغییرات متغیرهای درونزا و برونزای مدل بر تورم عمده فروشی (WPI) و تورم مواد غذایی (FOODP) مورد بررسی قرار گرفت و نتایج بیانگر این است که شوک های جهانی قیمت مواد غذایی اثرات قابل توجهی بر تورم قیمت مواد غذایی و نیز تورم عمده فروشی کشور داشته است به طوری که قیمت جهانی مواد غذایی علیت گرنجری قیمت مواد غذایی داخلی ایران و نیز شاخص قیمت عمده فروشی است و شوک قیمت جهانی مواد غذایی پس از وقفه حدود سه ماهه (فصلی) به تورم در ایران منتقل می شود. بنابراین پدیده تورم وارداتی در این مطالعه تایید می شود و به طور کلی، می توان بیان کرد که تغییرات در قیمت جهانی مواد غذایی به طور سیستماتیک به قیمت مواد غذایی کشور منتقل می شود و نوسانات قیمت جهانی مواد غذایی تا حدی می تواند نوسانات قیمت مواد غذایی را توضیح دهد. نتیجه مشابهی برای تورم قیمت عمده فروشی یافت شده است.

در گام بعدی نتایج معادلات ساختاری در چارچوب مدل کینزین جدید بیانگر آن است که تأثیر تغییرات قیمت جهانی مواد غذایی بر تغییرات قیمت مواد غذایی ایران مشهود است. یعنی اینکه تغییرات قیمت جهانی مواد غذایی به طور مستقیم به تورم عمده فروشی و به طور غیر مستقیم به قیمت مواد غذایی ایران منتقل می شود و اوج تاثیرگذاری در سه ماهه پس از وقوع یک شوک است. همچنین نتایج بیانگر این است که فشار تورمی ناشی از قیمت های جهانی نه تنها تورم کل و تورم مواد غذایی را افزایش می دهد بلکه به ناچار دامنه سیاست پولی بانک مرکزی را محدود می کند و از این منظر اثر منفی بر شکاف تولید نیز دارد در واقع با توجه به عدم تغییرات قابل ملاحظه نرخ سود در کشور با توجه به ساختار نظام پولی کشور و نیز کاهش نرخ سود حقیقی، عملاً نقدینگی به سمت بازارهای مالی موازی منحرف می شود.

با توجه به موارد مذکور واضح است که شناسایی ریشه‌های تورم به ویژه کالاهای اساسی نظیر مواد غذایی در راستای مقابله با بحران یکی از گام‌های کلیدی در سیاستگذاری محسوب می‌شود به ویژه در شرایطی که عوامل برونزایی نظیر جنگ، خشکسالی، بیماری‌های فراگیر و یا حتی برخی سیاستها بر سطح عرضه و تقاضای این نوع کالاها و به تبع آن سطح قیمت‌های جهانی تاثیر بگذارد و این شوک قیمتی به داخل منتقل شود. از طرفی با توجه به مسائل و مشکلات مربوط به تحریم و محدودیت ارز جهت تامین به واردات، قیمت تمام شده کالاهای اساسی را برای اقتصاد ایران فراتر از قیمت واردات در سایر کشورهای واردکننده قرار می‌دهد. در همین راستا کنترل تورم بخشی یا کالایی و تلاش در جهت تامین کافی محصولات غذایی با توجه به فرصت ۳ ماهه انتقال شوک حائز اهمیت خواهد بود. در این راستا می‌توان به استناد تجربیات کشورها در حوزه تنظیم بازار و در واکنش به سطح بالای تورم مواد غذایی، سیاست‌ها و ابزارهایی به شرح ذیل اتخاذ کرد که اثرات این شوک‌ها بر مصرف خانوارها به حداقلی رسد:

- کاهش وابستگی به واردات مواد غذایی از طریق سیاست‌های تشویق تولید مواد غذایی در کوتاه مدت جهت جلوگیری از افزایش بیش از حد قیمت این محصولات
- حمایت‌های دولت در قبال تامین نهاده ارزان با رویکرد تامین غذای ارزان برای خانوارها
- کاهش تعرفه واردات کالاهای هدف و الزامات مربوط به آنها
- تلاش برای تضمین پایداری داخلی در تولید مواد غذایی از طریق تقویت برنامه مداخله کشاورزی
- اصلاح قوانین پولی و بانکی کشور و کاهش سلطه دولت بر سیاست پولی جهت کاهش اثرات منفی بر بخش حقیقی در یک برنامه ریزی بلندمدت

پی‌نوشت

۱. داده‌های مربوط به قیمت جهانی نفت و مواد غذایی از پایگاه داده Commodity Research Bureau اتخاذ شده است.

کتاب‌نامه

پیش بهار، اسماعیل و باغستانی، مریم (۱۳۹۶). بررسی اثرات اقتصادی قیمت‌های جهانی مواد غذایی و نفت بر روی متغیرهای اقتصاد کلان ایران. *تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، ۴۸ (۲)، ۱۹۷-۲۰۹.

پیش بهار، اسماعیل، اسداله پور، فرشته و فردوسی، رویا (۱۳۹۴). بررسی اثرات شوک‌های قیمتی نهاده‌ها بر قیمت گوشت مرغ: رویکرد غیرخطی مارکوف-سویچینگ. *نشریه پژوهش‌های علوم دامی*، ۲۵ (۱)، ۹۴-۷۹.

تک روستا، علی، مهاجری، پریسا، محمدی، تیمور و شاکری، عباس (۱۳۹۸). تأثیر تکانه‌های قیمتی نفت بر رشد اقتصادی و تورم کشورهای منتخب با تأکید بر تکانه‌های ناشی از ریسک سیاسی اوپک. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، ۸ (۳۰)، ۶۰-۲۳.

جاودان، ابراهیم، پیش بهار، اسماعیل، حقیقت، جعفر، محمدرضایی، رسول (۱۳۹۶). اندازه‌گیری اثر عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی مواد غذایی منتخب در ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۲۵ (۱۰۰)، ۱۶۵-۱۴۷.

جمالی، لیلا و خداپرست شیرازی، جلیل (۱۳۹۸). بررسی تأثیر شوک‌های جهانی قیمت نفت خام و قیمت طلا بر بازار سهام ایران. *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، ۹ (۳۰ و ۳۱)، ۹۲-۸۳.

سازمان توسعه تجارت ایران، (۱۴۰۱). گزارش اجمالی عملکرد تجارت خارجی کشور. وزارت صنعت، معدن و تجارت، سازمان توسعه تجارت ایران، دفتر برنامه ریزی و پایش، گروه آمار.

فتحی، سروالدین، نوژاد، مسعود، زارع، هاشم، حقیقت، علی. (۱۴۰۲). بررسی آثار نامتقارن شوک‌های قیمت نفت و تلاطم نرخ حقیقی ارز بر رشد اقتصادی و تورم در کشورهای منتخب عضو کنفرانس اسلامی: رهیافت EGARCH/اقتصاد و توسعه منطقه‌ای، ۳۰ (۲۵)، ۲۹۰-۲۵۰.

قادری، سامان و شهرازی، مهدی (۱۳۹۹). اثر شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد بیزین چرخشی مارکوف. *تحقیقات مالی*، ۲۲ (۱)، ۱۰۹-۹۰.

قلعه وندی، نرگس، زندی، فاطمه (۱۴۰۰). تأثیر قیمت جهانی نفت بر رشد اقتصادی، تورم، بیکاری و کسری بودجه در ایران. *پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار*، ۱۱ (۲۱)، ۴۱-۲۳.

کهنسال، محمدرضا و هزاره، رضا (۱۳۹۵). ارزیابی شوک‌های قیمت نفت و نرخ ارز بر قیمت مواد غذایی در مناطق شهری ایران. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، ۸ (۴)، ۱۹۰-۱۷۱.

لیانی، قاسم، مهرجو، سعید. (۱۴۰۲). اثرات نامتقارن تغییرات نرخ ارز و قیمت نفت بر قیمت مواد غذایی و محصولات کشاورزی در ایران: کاربست رهیافت خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده غیرخطی. *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۷ (۱)، ۴۱-۳۵.

محمدی تیمور، قاسمی عبدالرسول، خورسندی مرتضی، باقری صباح (۱۳۹۸). اثرات شوک قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت در اقتصاد جهانی: رهیافت Global VAR. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، ۱۵ (۶۳)، ۵۷-۹۸.

محمودی، الهه. (۱۳۹۸). جهانی شدن اقتصاد و تأثیر آن بر تورم در کشورهای در حال توسعه آسیایی. *سیاست‌های راهبردی و کلان*، ۷ (۲۵)، ۶۵-۴۵.

بررسی اثر قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم ... (باقر ادبی فیروزجائی و احمد غلامی) ۳۸۳

مرکز پژوهش‌های اتاق بازرگانی ایران (۱۴۰۱). تأثیر جهانی جنگ در اوکراین (گزارش شماره ۲). گروه مدیریت اقتصاد کلان و آینده پژوهی.

- Al-hajj, E., Al-Mulali, U., Solarin, S.A. (2017). The influence of oil price shocks on stock market returns: Fresh evidence from Malaysia. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 7(5), 235-244.
- Attinasi, M. G., & Balatti, M. (2021). *Globalisation and its implications for inflation in advanced economies*. Economic Bulletin Articles, 4.
- Auer, R., Borio, C. E., & Filardo, A. J. (2017). The globalization of inflation: the growing importance of global value chain, CEPR Discussion Paper, No. *DP11905*.
- Batini, N., Levine, P., & Pearlman, J. (2007). Monetary rules in emerging economies with financial market imperfections. In *International Dimensions of Monetary Policy* (pp. 251-311). University of Chicago Press.
- Baumeister, C., & Kilian, L. (2014). Do oil price increases cause higher food prices?. *Economic Policy*, 29(80), 691-747.
- Baumeister, C., & Kilian, L. (2016). Understanding the Decline in the Price of Oil since June 2014. *Journal of the Association of Environmental and resource economists*, 3(1), 131-158.
- Bhat, J. A., Ganaie, A. A., & Sharma, N. K. (2018). Macroeconomic response to oil and food price shocks: A structural VAR approach to the Indian economy. *International Economic Journal*, 32(1), 66-90.
- Bawa, S., Abdullahi, I. S., Tukur, D., Barda, S. I., & Adams, Y. J. (2020). Asymmetric impact of oil price on inflation in Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics*, 11(2), 85-113.
- Bean, C. R. (2006). Globalisation and inflation. *Bank of England Quarterly Bulletin*, Winter.
- Bernanke, B. S. (2007). Inflation expectations and inflation forecasting. In *Speech at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute*, Cambridge, Massachusetts (Vol. 10).
- Bianchi, F., & Civelli, A. (2015). Globalization and inflation: Evidence from a time-varying VAR. *Review of Economic Dynamics*, 18(2), 406-433.
- Calza, A. (2009). Globalization, domestic inflation and global output gaps: Evidence from the Euro area. *International Finance*, 12(3), 301-320.
- Carabenciov, I., Ermolaev, I., Freedman, C., Juillard, M., Kamenik, O., Korshunov, D. & Laxton, J. (2008). A small quarterly multi-country projection model with financial-real linkages and oil prices. *IMF Working Paper No. 08/280*.
- Chen, J., Zhu, X., & Li, H. (2020). The pass-through effects of oil price shocks on China's inflation: A time-varying analysis. *Energy Economics*, 86, 104695.
- Choi, S., Furceri, D., Loungani, P., Mishra, S., & Poplawski-Ribeiro, M. (2018). Oil prices and inflation dynamics: Evidence from advanced and developing economies. *Journal of International Money and Finance*, 82, 71-96.

- Draghi, M. (2015). Structural reforms, inflation and monetary policy. Introductory speech by Mario Draghi, President of the ECB, ECB Forum on Central Banking Sintra, 22 May 2015.
- Eickmeier, S., & Pijnenburg, K. (2013). The Global Dimension of Inflation—Evidence from Factor-Augmented Phillips Curves. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(1), 103-122.
- Forbes, K. J. (2019). Has globalization changed the inflation process?. BIS Working Paper, No. 791
- Ginn, W. (2024). Agricultural fluctuations and global economic conditions. *Review of World Economics*, 9, 1-20.
- Goyal, A., & Arora, S. (2016). Estimating the Indian natural interest rate: A semi-structural approach. *Economic Modelling*, 58, 141–153.
- Goyal, A., & Tripathi, S. (2015). Separating shocks from cyclicity in an Indian aggregate supply. *Journal of Asian Economics*, 38, 93–103.
- Guerrieri, L., Gust, C., & López-Salido, J. D. (2010). International competition and inflation: a New Keynesian perspective. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(4), 247-280.
- Hamilton, H. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- Ihrig, J., Kamin, S. B., Lindner, D., & Marquez, J. (2010). Some simple tests of the globalization and inflation hypothesis. *International Finance*, 13(3), 343-375.
- Jongwanich, J., & Park, D. (2011). Inflation in developing Asia: pass-through from global food and oil price shocks. *Asian-Pacific Economic Literature*, 25(1), 79-92.
- Kamber, G., & Wong, B. (2020). Global factors and trend inflation. *Journal of International Economics*, 122, 1-23.
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer-Verlag.
- Mallick, S. K., & Sousa, R. M. (2013). Commodity prices, inflationary pressures, and monetary policy: Evidence from BRICS economies. *Open Economies Review*, 24(4), 677–694.
- Martínez-García, E., & Wynne, M. A. (2013). Global slack as a determinant of US inflation. *Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper No. 123*.
- Mikolajun, I., & Lodge, D. (2016). Advanced economy inflation: the role of global factors. *ECB Working Paper, No. 1948*.
- Milani, F. (2009). Does global slack matter more than domestic slack in determining US inflation?. *Economics Letters*, 102(3), 147-151.
- Mumtaz, H., & Surico, P. (2009). The transmission of international shocks: a factor-augmented VAR approach. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41, 71-100.
- Nagy, E. É., & Tengely, V. (2018). The external and domestic drivers of inflation: the case study of Hungary. *BIS Paper*, 100, 149-172.
- Patra, M. D., & Ray, P. (2010). Inflation expectations and monetary policy in India: An empirical exploration. Washington, DC: IMF IMF Working Paper WP/10/84.
- Paul, B. P. (2009). In search of the Phillips curve for India. *Journal of Asian Economics*, 20(4), 479–488.

بررسی اثر قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم ... (باقر ادبی فیروزجائی و احمد غلامی) ۳۸۵

- Poloz, S. S. (2016). The Doug Purvis Memorial Lecture—Monetary/Fiscal Policy Mix and Financial Stability: The Medium Term Is Still the Message. *Canadian Public Policy*, 42(3), 225-236.
- Peersman, G. (2022). International food commodity prices and missing (dis) inflation in the euro area. *Review of Economics and Statistics*, 104(1), 85-100.
- Sekine, A., & Tsuruga, T. (2018). Effects of commodity price shocks on inflation: A cross-country analysis. *Oxford Economic Papers*, 70(4), 1108-1135.
- Sharma, A., Giri, S.S., Vardhan, H., Surange, S., Shetty, R., Shetty, V. (2018), Relationship between crude oil prices and stock market: Evidence from India. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 8(4), 331-337.
- Singh, B. K., Kanakaraj, A., & Srivedi, T. O. (2011). Revisiting the empirical existence of the Phillips curve for India. *Journal Asian Economics*, 22(4), 247-258.
- Uyi, E. O. D., & Demir, A. O. (2023). Investigating the Effect of Energy Price on Food Price Inflation in Three Asian Countries. *International Journal of Commerce and Finance*, 9(1), 88-100.
- Wen, F., Zhang, K., & Gong, X. (2021). The effects of oil price shocks on inflation in the G7 countries. *The North American Journal of Economics and Finance*, 57, 101391.
- World Bank commodity price data
- Yellen, J. L. (2006, May). Monetary policy in a global environment. Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Zhao, L., Zhang, X., Wang, S., & Xu, S. (2016). The effects of oil price shocks on output and inflation in China. *Energy Economics*, 53, 101-110.