Journal of Iranian Economic Issues, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Biannual Journal, Vol. 10, No. 2, Autumn and Winter 2023-2024, 355-385
https://www.doi.org/10.30465/ce.2024.48162.1951

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

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

بررسی مسائل اقتصاد ایران، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ پژوهشی)، سال ۱۰، شمارهٔ ۲، پاییز و زمستان ۱۴۰۲

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 ۱۴۰۰-۱۳۸۰ 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 می دهد 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 شوک های فشار عرضه و شوک های قیمت جهانی مواد غذایی می باشد. در این صورت جهت کاهش تاثیرپذیری تورم داخلی از شوک قیمت جهانی می توان 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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

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

** دکترای اقتصاد، دانشکدهٔ 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 کالاها است که چالش‌های بسیاری را در اکثر کشورها ایجاد کرده است. نوسانات در قیمت جهانی نظیر نفت و مواد غذایی بر کل پویایی اقتصاد 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 قیمت های 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 کالاها نیز قابل مشاهده است (سکینه و تیشوراگا (Sekine and Tsuruga)، ۲۰۱۸: ۱۱۱۳).

شواهد و بررسی‌ها به استناد گزارش‌های معتبر بین المللی از سال ۲۰۲۰ به بعد گویای این حقیقت است که بیشترین عوامل تاثیرگذار بر شکل‌گیری تورم به ویژه تورم بالای مواد غذایی در کشورهایی نظیر ایران که در آنها تا حد زیادی وابسته به تامین کالاهای اساسی از محل واردات است به همه گیری 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 گزاش 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 مستقیما 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 دانه های 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 گوشی 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 کامودیتی ها در بازارهای جهانی به‌عنوان توضیح احتمالی در پس کاهش حساسیت تورم به عوامل تعیین‌کننده داخلی نگاه می‌کنند. بر این اساس، علاوه بر معیارهای داخلی، مدل های 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 تأثیر جهانی شدن بر تورم داخلی وجود دارد. یک دیدگاه این است که مولفه جهانی تورم صرفاً منعکس کننده نوسانات قیمت در بازارهای انرژی و کالا است و جهانی شدن هرچند ممکن است بر تورم تأثیر 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 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 جمع بندی و پیشنهادات بیان شده است.

۲. مبانی نظری و پیشینهٔ 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 می گذارد. از یک سو، به دلیل جهانی شدن، تورم نسبت به عوامل داخلی حساسیت کمتری را نشان می‌دهد و بدان معناست که رشد ناگهانی تقاضا می تواند 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 تاثیرپذیری تورم داخلی را افرایش می دهد (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، شوک های قیمت کالا از طریق تغییرات در قیمت همان کالا بر قیمت‌های مصرف کننده تأثیر می گذارد (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 چشم انداز قیمت‌ها داشته باشد.

تا قبل از بحران مالی جهت تبیین عوامل تورم تاکید بیشتر بر فاکتورهـای داخلـی بـوده و در چارچوب منحنی فیلیپس سنتی مورد بررسی قرار می‌گرفت این در حالی است که منحنی سـنتی فیلیپس نشان دهنده ارتباط بین تورم و رکود اقتصادی داخلـی اسـت و مـنعکس کننـده عوامـل جهانی نیست، به طوری که اثر تورمی محیط اقتصادی خارجی تنها به صورت غیرمستقیم ظـاهر می‌شود و چنین مدلهای سنتی برای کشورهای خاص قابل کاربرد هستند. با توجـه بـه گسـترش فزاینده جهانی شدن، عوامل مشترک باید مستقیماً در نظر گرفته شوند. منحنـی هـای فیلیـپس بـه سبک جدید، منحنی هایی هستند که با عوامل خارجی تقویت شده اند تا اثـرات رکـود اقتصـادی جهانی را اندازه‌گیری کنند (نگی و تنگلی (Nagy and Tengely)، ۷۱:۲۰۱۹). بررسی هـای جدیـد از منحنی فیلیپس نشان می‌دهد که عوامل مشترک نه تنها دارای اثـرات تـورمی بیشـتری هسـتند، بلکه همبستگی بین نرخ تورم در کشورهای مختلف را افزایش می دهنـد. ایـن موضـوع عمـدتاً مربوط به تاثیر قیمت کالاهای مختلف به ویژه قیمت نفت خام و محصولات غذایی است. نقـش عوامل جهانی در تحولات تورم عمدتاً پس از بحران مالی افزایش یافت، اما برآوردهای پـیش از بحران نیز وجود دارد که حاکی از اهمیت عوامل مشترک حتی قبل از بحران بـه ویـژه در مـورد کشـورهای توسـعه یافتـه اسـت (ممتـاز و سـاریکو(Mumtaz and Surico)(۲۰۰۹) و برنـانکی (Bernanke)(۲۰۰۷). علاوه بر این، بوریو و فیلاردو (۲۰۰۷) منحنی فیلیـپس را بـرای ۱۶ کشـور توسعه یافته تخمین زدند که علاوه بر شکاف تولید داخلی، شکاف تولید جهانی، قیمـت نفـت 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 بـر تـورم بیشـتر افـزایش یافت (پولوز(Poloz)، ۲۰۱۶: ۲۲۸). در واقع آنهایی که تئوری جهانی شدن تورم را تایید می‌کننـد به نقش زنجیره جهانی ارزش اشاره می‌کننـد (اوئـر و همکـاران (.Auer et al)(۲۰۱۷) و بوریـو و همکاران (۲۰۱۷)). زنجیره‌های جهانی ارزش به تقویت حرکت مشترک نرخ‌هـای تـورم کمـک می‌کنند، زیرا ارتباط همزمان بین کشورها در مبادله نهاده ها و محصولات در سـطح بـین المللـی نه تنها نرخ‌های تورم ملی را با یکدیگر، بلکه با فرآیندهای جهانی نیز مطابقت می‌دهد. بر اسـاس فرضیه جهانی شدن تورم، بـه سـبب فرآینـدهای تولیـد جهـانی پراکنـده از لحـاظ جغرافیـایی، کشورها به دنبال گسترش فناوری‌های جدید و کاهش و یا لغـو موانـع تجـاری هسـتند. از ایـن روی در کشورهایی با درجه باز بودن تجاری بیشتر، پویایی دستمزد و قیمـت نسـبت بـه اثـرات خارجی حساس‌تر است و نقش عوامل مشترک را افزایش می‌دهد. بـه مـوازات شـتاب افـزایش زنجیره های جهانی ارزش، عوامل داخلی تنها تأثیر محدودی بر تورم دارند.

در کنار نقش زنجیره های جهانی ارزش، بوریو (۲۰۱۷) تأکید می‌کند 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 می‌دهد 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 اندازه‌گیری شکاف تولید بستگی دارد. بنابراین، جای تعجب نیست که ادبیات نتایج متناقضی نیز ارائه دهد. به عنوان مثال، در مورد کشورهای توسعه یافته، بوریو 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-Garcia and Wynne)(۲۰۱۳)، نتوانستند هیچ قدرت توضیحی قابل توجهی در این عوامل پیدا کنند.

۲.۲ پیشینهٔ تحقیق

در سال‌های 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 می‌گردند. 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 شوک‌های 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 نهاده‌های جوجه یک روزه، سویا و ذرت کاملا بر روی قیمت آن تاثیر 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

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 پرداخته اند. نتایج حاکی از آن است که شوک قیمت نفتی بر رشد و اشتغال تأثیر مستقیم و معنی دار داشته و در عین حال بر تورم و کسری بودجه تأثیری معنی داری 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 خودرگرسیونی با وقفه غیرخطی (NARDL) طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۷۰ پرداختند. نتایج نشان داد که در بلند مدت 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 می توان 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. یافته ها نشان می دهد 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 مـی رود. عـلاوه بـر این شواهد حاکی از نامتقارن بودن اثرات شوک نفتی دارد یعنی شوک‌هـای مثبـت قیمـت نفـت تأثیر بیشتری نسبت به شوک‌های منفی دارند. با این حال، تأثیر شوک‌های قیمت نفـت در طـول 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 فصـلی کشـور نیجریـه طـی دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۸ و با بکارگیری مدل خورگرسیونی تـوزیعی بـا وقفـه غیرخطـی (NARDL)، اثـر نامتقارن قیمت نفت بر تورم را بررسی کردند. نتایج نشان داد که افزایش قیمـت نفـت منجـر بـه افزایش شاخص قیمت کل و شاخص قیمت خوراکی ها در نیجریه شـده اسـت. بـا ایـن حـال، کاهش قیمت نفت با کاهش هزینه نهایی تولید به تعدیل تورم داخلی منجـر مـی شـود. پیشـنهاد سیاستی این مطالعه اتخاذ سیاست پولی بانک مرکزی نیجریه بر مهار تورم در دوره های افـزایش قابل توجه قیمت نفت بوده است.

ون (.Wen et al) و همکاران (۲۰۲۱) ، اثرات شوک قیمت نفتی را بر تورم کشـورهای G7 را بر اساس داده‌های ماهانه از ژانویه ۱۹۹۷ تا ژانویه ۲۰۱۹ مورد بررسی قرار دادنـد. آنهـا بـا بسـط الگوی VAR و تفکیک شوک نفتی به سه نوع شوک عرضـه، تقاضـا و ریسـک ایـن موضـوع را دنبال کردند. نتایج نشان می دهد که هر شوک قیمت نفـت بیشـترین تـأثیر را بـر تـورم ایـالات متحده در میان کشورهای G7 داشته و واکنش هر کشور به شوک های قیمت نفت متفـاوت بـوده است.

در سال های اخیر در کنار عوامل داخلی و خارجی متعدد توجهات بـه بخـش خـارجی بـه ویژه نقش نوسانات و شوک قیمت مواد غذایی بر تورم معطوف شـده اسـت. بـه عنـوان نمونـه جاودان و همکاران (۱۳۹۶) در مطالعه خود به بررسی چگونگی انتقال قیمت جهـانی بـه قیمـت داخلی مواد غذایی منتخب (محصولات برنج، گندم، شـکر و روغـن هـای نبـاتی) در ایـران بـا استفاده از الگوی خودتوضیح برداری مارکوف سـوئیچینگ (MS-VAR) پرداختنـد. نتـایج بیـانگر این بوده که مدل مـذکور چـارچوب مناسـبی بـرای الگوسـازی اثـر عبـور قیمـت جهـانی ایـن محصولات ارائه می دهد. به طوری که مقدار عبور قیمت در رژیـم دوم (وقـوع بحـران جهـانی قیمت مواد غذایی) در مقایسه با رژیم اول (شرایط ثبات قیمت جهانی) به مراتب بیشتر است.

محمودی (۱۳۹۸) در پژوهشی، اثر جهانی‌شدن اقتصـاد بـر تـورم را در ۲۲ کشـور در حـال توسعه آسیایی و در دوره زمانی ۲۰۱۴– ۱۹۹۴ را با استفاده از الگوی داده هـای تـابلویی (روش اثرات تصادفی) مورد بررسی قرار داد. نتایج حاکی از آن بوده است کـه یـک رابطـه معکـوس و

معنی‌دار بین جهانی‌شدن اقتصاد و تورم در کشورهای منتخب وجود دارد. از اینرو پیشنهاد شده است که کشورها می توانند با پیوستن به موج جهانی‌شدن اقتصاد و کاهش موانع و محدودیت‌های تجاری در کاهش نرخ تورم مؤثر باشند.

قادری و شهرازی (۱۳۹۹)، اثر شاخص قیمت جهانی کامودیتی‌ها بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از داده های ماهانه دوره ۱۳۹۸-۱۳۸۷ و بکارگیری رویکرد بیزین چرخشی مارکوف و در دو رژیم کم بازده و پربازده بررسی کردند. نتایج بیانگر این است اثر رشد قیمت کامودیتی‌ها بر بازده بازار سهام در ایران نامتقارن است. یعنی در مقایسه با رژیم پربازده سهام، ماندگاری در رژیم کم‌بازده سهام بیشتر است پیشنهاد این پژوهش استفاده از شاخص قیمت کامودیتی‌ها به‌عنوان شاخص اخطاردهنده تغییر رژیم بازده سهام برای سرمایه‌گذاران 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 می‌دهند. 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 خرده‌فروشی مواد غذایی تأثیر می گذارد و از طریق کاهش ارزش یورو و از همه مهم‌تر، 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 خودرگرسیونی 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 معنی‌داری 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 می دهد که در حالی که شوک های تولید کشاورزی مهم هستند، تأثیر نسبتاً کمتری نسبت به شوک های 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 ازمدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) استفاده می‌شود تا بتوان تاثیر 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 می شود. در این مدل فرض می شود که مقدار فعلی تابعی از مقادیر گذشته و خطای تصادفی است. از این روی می توان از این الگو برای تبیین و توصیف داده های 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 می توان بسط داد که به بسط یافته آن مدل VARX یا مدل VAR با متغیرهای برونزا نامیده می شود (همیلتون ۱۹۹۴ و تیسی ۲۰۱۵). در جهت تبیین به این سوال که "آیا قیمت جهانی مواد غذایی باعث افزایش قیمت مواد غذایی در ایران می شود"، ازمدل VARX استفاده می شود.

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

$$X_t = c + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \beta_i Z_{t-i}\, \varepsilon_t \qquad (۱)$$

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 می شود:

$$X_t = c + A_1 X_{t-1} + B_0 Z_t + B_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

لازم به ذکر است که بردار متغیرهای درونزا در این مطالعه شامل شاخص قیمت مواد غـذایی داخلی (FOODP)، تورم عمـده فروشـی (WPI) و نـرخ ارز حقیقـی (REER) اسـت در حالیکـه متغیرهای درونزا شامل قیمت جهانی نفت (OILP) و قیمت جهانی مواد غذایی (WFP) است.

پس از برآورد همه ضرایب مدل VARX می‌توان توابـع واکـنش آنـی (IRF) را هـم محاسـبه کرد تا بر این اساس بتوان پاسخ یک متغیر درونزا را در طول زمان به یـک تکانـه در یـک متغیـر دیگر موجود در سیستم را تبیین کرد. هنگامی که همه ضـرایب مـدل برآورد مـی‌شـود، توابـع واکنش آنی (IRF) را محاسبه می‌کنیم. توابع واکنش آنی، پاسـخ یـک متغیـر درونـزا را در طـول 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 مـدل کـلان اسـتاندارد کینـزی جدیـد اسـتفاده می‌کنیم که بسط یافته مدل کارابینسوف و همکاران (Carabenciov et al.) (۲۰۰۸) با اضـافه کـردن قیمت نفت، قیمت جهانی مواد غذایی و قیمت مواد غذایی داخلی است. در این مدل فـرض بـر این است که تولید ناخالص داخلی حقیقی (Y) از یک فرایند گام تصادفی پیروی می کند:

$$\bar{Y}_t = Y_{t-1} + \frac{g_t^{\bar{y}}}{400} + \varepsilon_t^{\bar{y}} \quad (۶)$$

کـه در آن $\varepsilon_t^{\bar{y}}$ شـوک برونـزای سـریالی ناهمبسـته اسـت و عبـارت $g_t^{\bar{y}}$ از یـک فراینـد خودرگرسیونی مرتبه اول پیروی می کند:

$$g_t^{\bar{y}} = (1-\rho^{\bar{y}})g_{ss}^{\bar{y}} + \rho^{\bar{y}} g_{t-1}^{\bar{y}} + \varepsilon_t^{g^{\bar{y}}} \quad (۷)$$

که در آن $g_{ss}^{\bar{y}}$ نرخ رشد وضعیت پایدار (برآورد شـده)، $\varepsilon_t^{g^{\bar{y}}}$ شـوک هـای برونـزای سـریالی ناهمبسته می باشد. تولید واقعی بر مبنای یک معادله IS جدید هیبریدی است کـه شـکاف تولیـد $(y_t = Y_t - \bar{Y}_t)$ را به وقفه شکاف تولید (y_{t-1}) ، شکاف تولید انتظـاری آتـی $(E_t y_{t+1})$، شـکاف نرخ بهره حقیقی $(r_t - \bar{r}_t)$ و شکاف نرخ ارز حقیقی مـوثر (q) را بـه شـرح معادلـه زیـر مـرتبط می‌سازد:

$$y_t = \alpha_2 E_t y_{t+1} + (1-\alpha_2) y_{t-1} - \alpha_3 (r_t - \bar{r}_t) - \alpha_4 q_t + \varepsilon_t^{\bar{y}} \quad (۸)$$

که در آن $\varepsilon_t^{\bar{y}}$ 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:

$$\bar{r}_t = (1-\rho^{\bar{r}})\bar{r}_{ss} + \rho^{\bar{r}}\bar{r}_{t-1} + \varepsilon_t^{\bar{r}} \quad (۹)$$

$$\bar{q}_t = \bar{q}_{t-1} + \varepsilon_t^{\bar{q}} \quad (۱۰)$$

که در آن $\varepsilon_t^{\bar{r}}$ و $\varepsilon_t^{\bar{q}}$ نیز شوک های 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 می کند:

$$\pi_t = \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2 E_t\pi_{t+1} + \beta_3 y_t + \beta_4 \Delta q_t + x_t^{\pi} \quad (۱۱)$$

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 بنگاه ها می شود و به تبع آن بر تصمیم قیمت گذاری آنها تاثیر می گذارد و در نتیجه منجر به تورم می شود. 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 شوک های ناهمسته سریالی سمت عرضه (ε_t^{π}) است.

$$x_t^{\pi} = \beta_5 x_t^1 + \beta_6 x_{t-1}^1 + \beta_7 x_t^2 + \beta_8 x_{t-1}^2 + \beta_9 x_t^3 + \beta_{10} x_{t-1}^3 + \beta_{11} z_t + \beta_{12} z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱۲)$$

که در x1، x2 و x3 از از یک مدل VAR ساختاری به شرح زیر تبعیت می‌کنند:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -\Phi_{21,0} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}\begin{pmatrix} x_t^1 \\ x_t^2 \\ x_t^3 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} & \Phi_{13} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & \Phi_{23} \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & \Phi_{33} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} x_{t-1}^1 \\ x_{t-1}^2 \\ x_{t-1}^3 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 \\ \Phi_{24,0} \\ 0 \end{pmatrix} z_t + \begin{pmatrix} 0 \\ \Phi_{24} \\ 0 \end{pmatrix} z_{t-1} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^{x^1} \\ \varepsilon_t^{x^2} \\ \varepsilon_t^{x^3} \end{pmatrix} z_{t-1} \quad (۱۳)$$

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

$$z_t = \theta_0 + \theta_1 z_{t-1} + \varepsilon_t^z \quad (۱۴)$$

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

$$\Delta(q_t - \bar{q}_t) = -\gamma_1(q_{t-1} - \bar{q}_{t-1}) + \gamma_2(\pi_t - \pi_{ss}) + \gamma_3(\pi_{t-1} - \pi_{ss}) + \gamma_4\Delta(q_{t-1} - \bar{q}_{t-1}) + \varepsilon_t^q \quad (۱۵)$$

که در آن ε_t^q 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 می‌گردد:

$$\hat{\eta}_t = \rho_\eta \hat{\eta}_{t-1} + \rho_\pi(\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t^*) + \rho_y \hat{y}_t + \varphi_{oil} oil_t + \varepsilon_t^\eta \quad (۱۶)$$

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

$$\eta_t = \frac{M_t}{M_{t-1}} = \pi_t \frac{m_t}{m_{t-1}} \quad (۱۷)$$

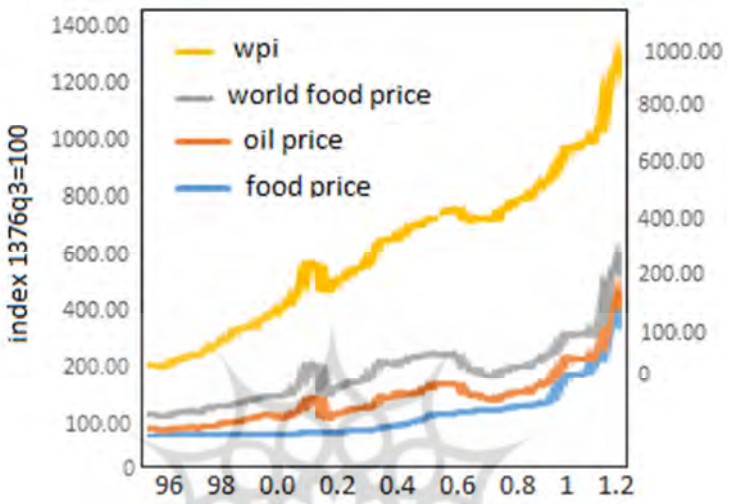
که $\hat{\pi}_t$ انحراف نرخ تورم و $\hat{y}_t$ انحراف لگاریتم تولید از مقادیر وضعیت پایدار، ρ_π و ρ_y ضرایب اهمیت سیاستگذار برای شکاف تورم و تولید می باشد. $\hat{\pi}_t^*$ انحراف تورم هدف ضمنی از مقدار تعادلی آن است و ε_t^η شوک سیاست پولی است که دارای یک فرآیند اتورگرسیو مرتبه اول می‌باشد و φ_{oil} بیانگر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

۴. یافته‌های تحقیق

۱.۴ توصیف داده‌ها

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 داده‌های 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[۱].

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).

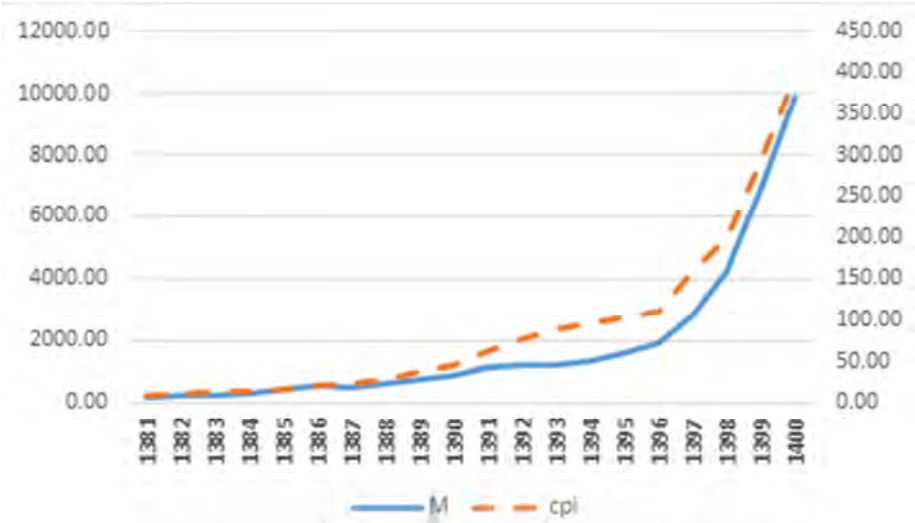


نمودار ۱. روند متغیرهای تحقیق طی دوره ۱۴۰۰-۱۳۸۰

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.

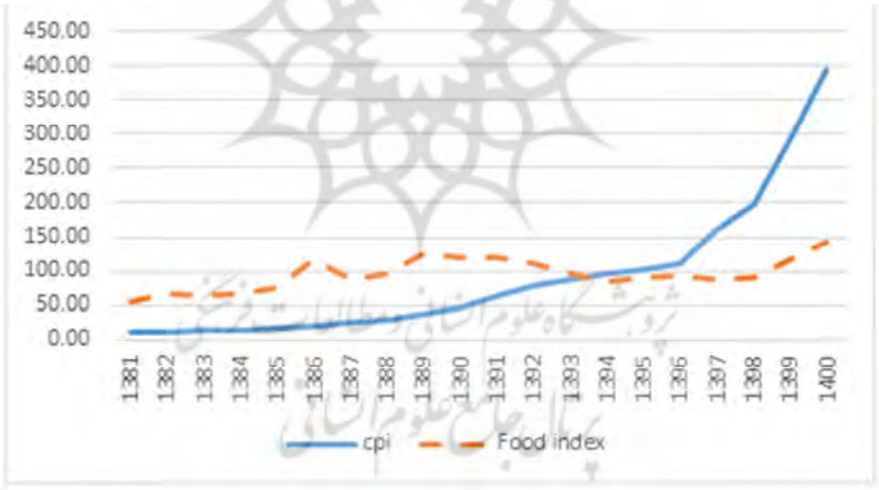
شایان ذکر است بر اساس نتایج آزمون دیکی فولر تعدیل شده، متغیرهای تحقیق انباشته از درجه ۱ هستند. بنابراین تفاضل مرتبه اول آنها در نظر گرفته شده است.

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 ۱۴۰۰-۱۳۸۰ به ترتیب در نمودارهای ۲ و ۳ تبیین می شود.



نمودار ۲. روند حرکتی شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) و حجم پول (M) طی ۱۴۰۰-۱۳۸۰

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 ۱۴۰۰-۱۳۸۰

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:

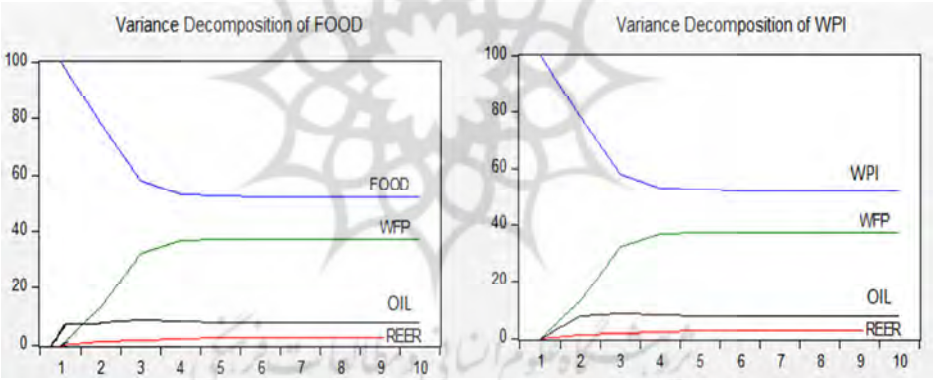
جدول ۱. نتایج تخمین مدل VARX

	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) [۰/۷۶]	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) [۱/۷]	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) [−۰/۷۴]	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]

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نکته: اعداد داخل پرانتز 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 دقیق تر، شوک به قیمت جهانی مواد غذایی پس از وقفه حدود سه ماهه (فصلی) به تورم در ایران منتقل می شود. همان طور که در جدول ملاحظه می شود 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).



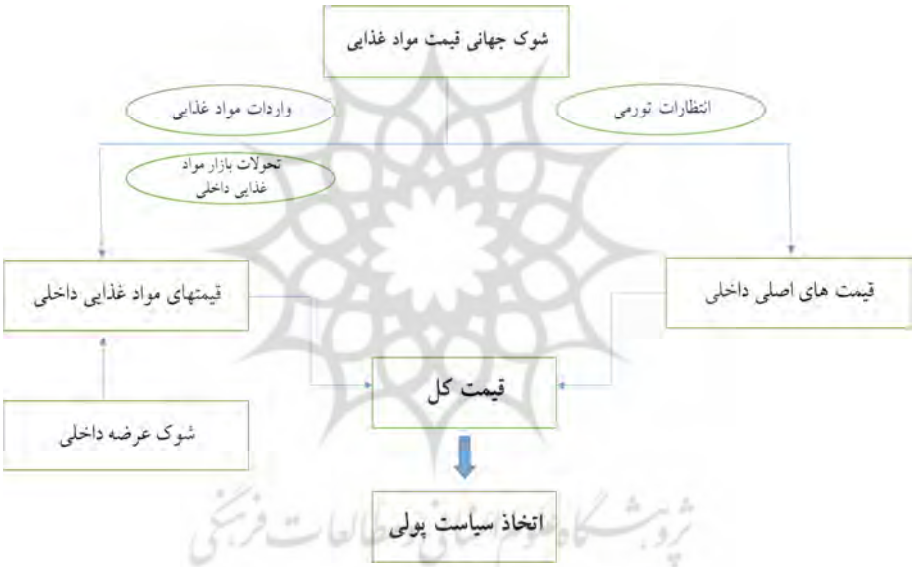
نمودار ۴. تجزیه واریانس خطای پیش بینی برای تورم مواد غذایی و تورم قیمت عمده فروشی

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 وقفه ها 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 اخلال مدل های VAR بسیار پایین می باشد.

بنابراین می‌توان 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 می‌گذارد 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 می‌شود. از طرفی دیگر افزایش قیمت جهانی از ناحیه تحریک انتظارات تورمی منجر به افزایش قیمت‌های اصلی (core price) داخلی می‌شود. 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 تامایو زیا (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 نمی‌توان تمامی آن را مربوط به آن دانست. اولین شوک قیمتی طی دوره بحران ۸-۲۰۰۷ 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

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 افرایش تورم مواد غذایی و نیز تورم کل منتقل گردید که در ادامه به صورت دقیق‌تر 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 برآوردگرهای 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
$\overline{r_{ss}}$	۰/۰۰۴	۰/۱۲	Normal	۰/۰۰۲۱	۳/۱
$\emptyset_{21,0}$	۰/۰۲۲	۰/۰۳۲	Normal	۰/۰۳۱	۱/۱
$\emptyset_{21}$	۰/۲۱	۰/۱۱	Normal	۰/۰۹۲	۲/۹۱
$\emptyset_{22}$	۰/۲	۱۲.۰	Normal	۰/۰۹۴	۳/۲۱
$\emptyset_{24,0}$	۰/۰۰	۰/۵	Normal	۰/۰۵۲	۰/۹۹
$\emptyset_{44}$	۰/۰۰	۰/۵	Normal	۰/۰۴۳	۱/۰۹
$\emptyset_6$	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

	پسین		پیشین		
T آماره	انحراف معیار	توزیع	انحراف معیار	میانگین	
۹/۶	۰/۰۰۱۲	Inv.Gamma	۲/۰۰	۰/۰۰۹۴	$\varepsilon^{\bar{y}}$
۳/۸	۰/۰۰۲۳	Inv.Gamma	۲/۰۰	۰/۰۰۹۳	$\varepsilon^{\theta^{\bar{y}}}$
۸/۶	-/۰۰۶۵	Inv.Gamma	۲/۰۰	۰/۰۶۵	ε^{x^1}
۷/۴	۰/۰۰۳۳	Inv.Gamma	۲/۰۰	۰/۰۲۲	ε^{x^2}
۱۰/۳	۰/۰۱۴	Inv.Gamma	۲/۰۰	۰/۱۵	ε^{x^3}
۴/۲	۰/۰۰۴۳	Inv.Gamma	۲/۰۰	۰/۰۲۲	ε^{q}
۹/۳	۰/۰۰۳۲	Inv.Gamma	۲/۰۰	۰/۰۱۱	$\varepsilon^{\bar{q}}$
۸/۹	۰/۰۰۰۲۲	Inv.Gamma	۲/۰۰	۰/۰۰۳۲	ε^{i}
۳/۸۱	۰/۰۰۰۶۶	Inv.Gamma	۲/۰۰	۰/۰۰۹	ε^{π}
۲/۲۳	۰/۰۶۲	Inv.Gamma	۲/۰۰	۰/۲۶	ε^{z}
۲/۳۲	۰/۲۳	Inv.Gamma	۲/۰۰	۰/۰۰۹۳	$\varepsilon^{\bar{r}}$

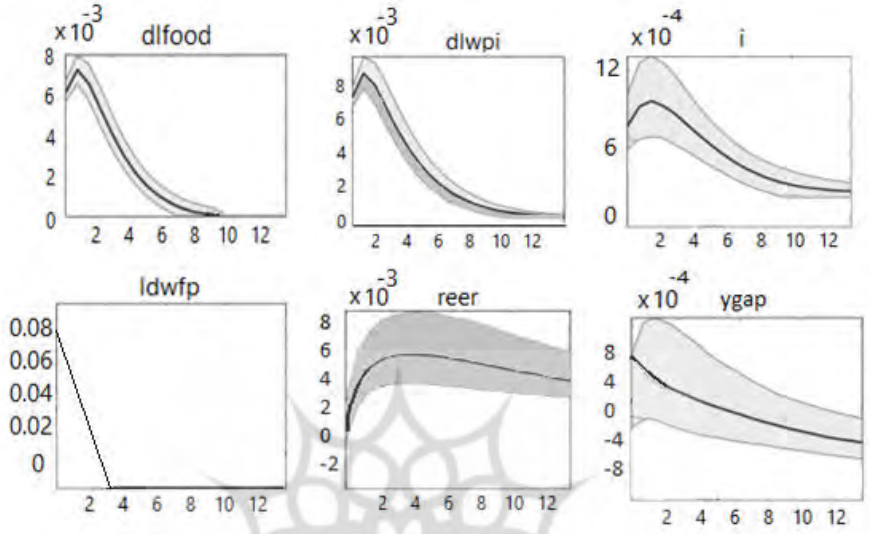
ماخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول ضریب غیر خودهمبسته $\emptyset_{21}$ 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 تاثیر شوک قیمت جهانی مواد غذایی بر تورم مواد غذایی داخل است. بر این اساس تغییرات قیمت جهانی مواد غذایی به طور مستقیم به تورم عمده فروشی ایران β_{10} و به طور غیر مستقیم به قیمت مواد غذایی ایران β_6 منتقل می شود. 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 می توان 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.

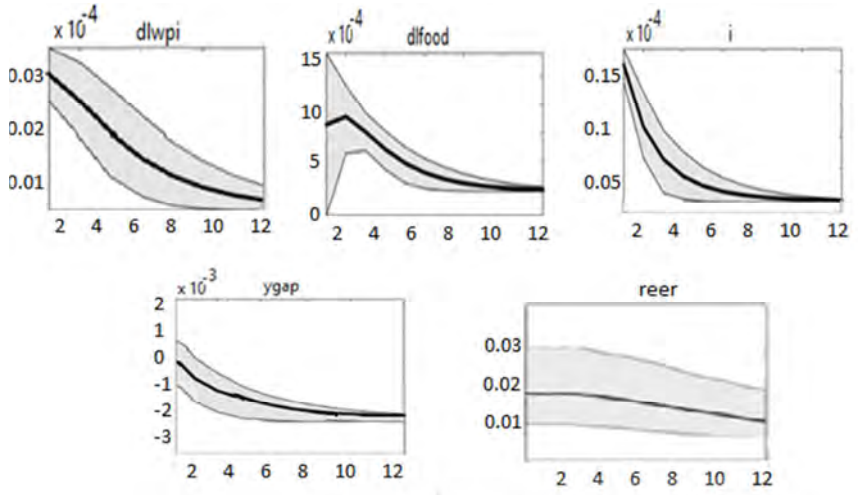


نمودار ۶. منحنی های واکنش آنی به شوک قیمت جهانی مواد غذایی

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 می‌گذارد 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 قیمت‌ها نسبت داد. در واقع در ابتدا شوک قیمت جهانی مواد غذایی، قیمت های داخلی و تورم را افزایش می‌دهد 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 می‌توان 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 شوک‌های 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 می‌گذارد و در نتیجه نرخ سیاست پولی در واکنش به آن سخت‌تر می‌شود 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 پیچیده‌تر می‌کند.

۵. نتیجه‌گیری

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 تکانه‌ای در قالب مدل‌های VARX ساختاری و مدل ساختاری اقتصاد کلان کینزین جدید مورد بررسی قرار داده است. به عبارت دقیق‌تر 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 عمده‌فروشی 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 می‌شود. بنابراین پدیده تورم وارداتی در این مطالعه تایید می شود و به طور کلی، می‌توان 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 بیانگرآن 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 می‌کند 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 ویـژه کالاهـای اساسـی نظیر مواد غذایی در راستای مقابله با بحران یکی از گام‌های کلیـدی در سیاسـتگذاری محسـوب می‌شود به ویژه در شرایطی که عوامل برونزایی نظیر جنگ، خشکسالی، بیماری‌های فراگیـر و یـا حتی برخی سیاستها بر سطح عرضه و تقاضای این نوع کالاها و بـه تبـع آن سـطح قیمـت‌هـای جهانی تاثیر بگذارد و این شوک قیمتی به داخل منتقـل شـود. از طرفـی بـا توجـه بـه مسـائل و مشکلات مربوط به تحریم و محدودیت ارز جهت تامین به واردات، قیمت‌تمـام شـده کالاهـای اساسی را برای اقتصاد ایران فراتر از قیمت واردات در سایر کشورهای واردکننده قرار مـی‌دهـد. در همین راستا کنترل تورم بخشی یا کالایی و تلاش در جهت تامین کافی محصـولات غـذایی با توجه به فرصت ۳ ماهه انتقال شوک حائز اهمیت خواهد بود. در این راستا می‌توان بـه اسـتناد تجربیات کشورها در حوزه تنظیم بازار و در واکنش به سطح بالای تورم مواد غذایی، سیاست‌هـا 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 تولیـد مـواد غـذایی 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 برنامـه مداخلـه کشاورزی
- اصلاح قوانین پولی و بانکی کشور و کاهش سلطه دولت بر سیاست پولی جهت کـاهش اثرات منفی بر بخش حقیقی در یک برنامه‌ریزی بلندمدت

پی‌نوشت

۱. داده های مربوط به قیمت جهانی نفت و مـواد غـذایی از پایگـاه داده Commodity Research Bureau اتخـاذ شده است.

کتاب‌نامه

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

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). اندازه گیری اثر عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی مواد غذایی منتخب در ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۲۵(۱۰۰)، ۱۴۷-۱۶۵.

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، نونژاد, 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)، تاثیر 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)، ۴۸-۳۵.*

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.

مرکز پژوهش‌های اتاق بازرگانی ایران (۱۴۰۱). تأثیر جهـانی جنـگ در اوکـراین (گـزارش شـماره ۲). گـروه 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 Polic*y, 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 BankingSintra, 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 cyclicality 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.

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.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی