

## تأثیر شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی در ایران

اسماعیل پیش‌بهار<sup>۱</sup>

ابراهیم جاودان<sup>۲</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۰/۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۵/۸

### چکیده

با توجه به سهم بالای غذا در سبد مصرفی خانوارها و جانشینی محدود آن با سایر کالاها، نوسان قیمت مواد غذایی می‌تواند اثر قابل توجهی بر کل قیمت‌های مصرف‌کننده داشته باشد. در سال‌های اخیر، واکنش قیمت مواد غذایی به شوک‌های پولی هدف مطالعات گسترده‌ای بوده است. مطالعه حاضر، اثر شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی را در ایران مورد آزمون قرار داده است. در این راستا، تکنیک جوهانسون- جوسیلیوس و مدل تصحیح خطا با استفاده از داده‌های سالانه در دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۲ به کار گرفته شد. شوک‌های پولی نیز با استفاده از فیلتر هودریک - پرسکات استخراج شد. نتایج نشان داد که در بلندمدت، شوک‌های پولی مثبت اثر معنی‌داری بر قیمت مواد غذایی در ایران دارند. بنابراین سیاستگذاری‌ها باید به گونه‌ای باشد که آثار منفی شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی به حداقل برسد.

واژگان کلیدی: شوک‌های پولی، قیمت، مواد غذایی، ایران

طبقه‌بندی JEL: Q18, E31, E52

۱. pishbahar@yahoo.com

۱. دانشیار اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

۲. ebrahimjavdan@gmail.com

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

## مقدمه

شاخص جهانی قیمت مواد غذایی اصلی در نیمه دوم سال ۲۰۱۰ به شدت افزایش یافت؛ به طوری که از حداکثر مقدار آن در بحران غذایی ۰۸-۲۰۰۷ فراتر رفت. بحران اخیر غذا به عوامل مختلفی نسبت داده می‌شود، از جمله گسترش تولید سوخت‌های زیستی، قیمت بالای نفت، شوک‌های برونزای عرضه، سیاست‌های دولتی، هزینه‌های بالای حمل و نقل، افزایش قیمت نهاده‌های کشاورزی، نوسانات ارزی و استفاده کالاهای تولیدی توسط سرمایه‌گذاران مالی (Ortiz et al., 2011).

در مجموع می‌توان عوامل مؤثر بر قیمت مواد غذایی را به عوامل داخلی و خارجی تقسیم کرد. از میان عوامل داخلی مؤثر بر قیمت مواد غذایی، سیاست‌های اجرایی دولت در حوزه‌های مختلف اقتصاد از نقش مهمی برخوردار است. در این میان، سیاست‌های اجرایی دولت در بخش پولی و تعیین میزان عرضه پول در اقتصاد از کانال‌های مختلفی بر تعیین قیمت در اقتصاد تأثیر دارد که قیمت مواد غذایی نیز از این قاعده مستثنی نیست. با توجه به اینکه میزان عرضه پول بر میزان عرضه و تقاضای بخش حقیقی اقتصاد نیز مؤثر است، ابزار سیاست پولی در اقتصادهای امروز برای دستیابی به تعادل باثبات در تولید بالاتر و در عین حال جلوگیری از رشد بی‌رویه سطح عمومی قیمت‌ها از کاربرد روزافزونی برخوردار است.

چگونگی به کارگیری سیاست‌های پولی و تعیین میزان حجم پول در اقتصاد از عوامل تعیین کننده در اقتصاد کشورها بویژه اقتصاد کشورهای در حال توسعه است. تغییرات ناگهانی در حجم عرضه پول در اقتصاد کشورها منجر به وقوع شوک‌های پولی می‌شود که اثر آن بر بخش‌های مختلف اقتصاد قابل توجه است. عرضه پول در اقتصاد کشور در دوره ۸۷-۱۳۵۲ از میانگین نرخ رشد ۲۵/۷ درصدی برخوردار بوده که از ۲۰۲ میلیارد ریال در سال ۱۳۵۲ به ۵۲۵ هزار و ۴۸۲ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۷ افزایش یافته است. بررسی این روند بیانگر نرخ بالای رشد عرضه پول در اقتصاد کشور است.

روند نرخ رشد حجم پول و نقدینگی در اقتصاد ایران، در دهه اخیر بیانگر دو ویژگی بارز می‌باشد: ویژگی اول این است که نرخ رشد حجم پول و نقدینگی در دهه اخیر به طور متوسط بسیار بالا بوده است. ویژگی دوم مربوط به نوسانات این دو متغیر است. در حالی که نرخ رشد حجم پول و نقدینگی در سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۸۰، روند نسبتاً هموار و باثباتی را طی نمودند، در سال‌های انتهایی، با نوسانات و بی‌ثباتی بالایی همراه، و از یک روند سیکلی برخوردار بوده است. با توجه به تأثیر نرخ رشد بالا و بی‌ثبات حجم پول و نقدینگی بر متغیرهای اسمی مانند سطح عمومی قیمت‌ها و نرخ تورم و اثرات کوتاه مدت آن بر متغیرهای حقیقی مانند تولید و اشتغال، مدیریت حجم پول و نقدینگی از

اهمیت بالایی در سیاستگذاری اقتصادی بخصوص اعمال سیاست‌های تثبیت اقتصادی برخوردار است (زمان‌زاده، ۱۳۹۰).

مطالعات مختلفی به بررسی رابطه بین سیاست‌های پولی و شوک‌های حاصل از آن و قیمت کالاها در کشورهای مختلف پرداخته‌اند. از آن جمله می‌توان به مطالعه قطمیری و هراتی (۱۳۸۴)، اعظم‌زاده و خلیلیان (۱۳۸۹)، مقدسی و همکاران (۱۳۸۹)، همتی (۱۳۹۰)، هوا (Hua, 1998)، پنگ و همکاران (Peng et al., 2004)، کارگیو (Kargbo, 2005)، بالک و وین (Balke & Wynne, 2007)، براون و کرونین (Browne & Cronin, 2010)، آنزوینی و همکاران (Anzuini et al., 2010)، فورنی و گامبتی (Forni & Gambetti, 2010)، آپرجیس و رزیتیس (Apergis & Rezitis, 2011) اشاره کرد که در این مطالعات اثر قابل توجهی از سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی و پولی در اقتصاد و به ویژه قیمت‌ها گزارش شده است.

اعظم‌زاده و خلیلیان (۱۳۸۹) اثر سیاست‌های پولی بر قیمت مواد غذایی در ایران را بررسی کرده‌اند ولی مطالعه خاصی به بررسی اثر شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی در ایران نپرداخته است. با توجه به نقش تعیین کننده قیمت در تأمین امنیت غذایی و دسترسی به مواد غذایی و تفاوت موجود بین اثر سیاست‌های پولی و شوک‌های پولی بر قیمت، مطالعه حاضر تلاش دارد که اثر شوک‌های پولی را بر قیمت مواد غذایی در ایران مورد بررسی قرار دهد و از این رو به دنبال پاسخ به این سؤال‌های اساسی است که اولاً، اثر شوک‌های مثبت و منفی پولی بر قیمت مواد غذایی در ایران معنی دار است یا خیر؟ ثانیاً، شوک‌های مثبت و منفی پولی اثر یکسان و هم‌جهت بر قیمت مواد غذایی دارند یا اینکه اثر آنها نامتقارن است.

### مواد و روش‌ها

بحث عدم تقارن در اثرگذاری شوک‌های پولی از سوی کینزین‌های جدید مطرح شد. این اقتصاددانان با وارد کردن بحث چسبندگی رو به پایین دستمزدها، به این نتیجه رسیدند که در صورت وارد شدن یک شوک مثبت پولی به اقتصاد، قیمت‌ها می‌توانند به سرعت و به سمت بالا تعدیل شوند. اما برای شوک‌های منفی پولی، شوک‌ها به سختی تعدیل می‌شوند. از این رو، اثرات شوک‌های مثبت و منفی پولی متقارن نیست و شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی تأثیر بیشتری بر سطح قیمت‌ها دارند (Ravn & Sola, 2004). بنابراین باید در مطالعه اثر شوک‌های پولی، روش‌هایی به کار گرفته شوند که بتوان اثر شوک‌های مثبت و منفی را به صورت مجزا مورد بررسی قرار داد. بدین منظور در این مطالعه از فیلترینگ هودریک - پرسکات<sup>۱</sup> استفاده می‌شود.

این روش، یک روش تک معادله‌ای است که در سال ۱۹۸۹ توسط هودریک و پرسکات ارائه شده است و شهرت بیشتری نسبت به دیگر روش‌های فیلترینگ دارد. منطق استفاده از این روش آن است که می‌توان شوک‌های مشاهده شده را به اجزای دائمی و موقت تفکیک نمود (سامتی و همکاران، ۱۳۸۹). این روش به لحاظ اینکه تواترهای مربوط به سیکل‌ها را از متغیر سری زمانی جدا می‌کند و همچنین اجزای سیکلی متغیر سری زمانی را به مقادیر واقعی بسیار نزدیک می‌سازد، از اهمیت زیادی برخوردار بوده و بیشترین کاربرد را دارد (کازرونی و رستمی، ۱۳۸۶).

فیلتر هودریک - پرسکات یک فیلتر خطی دوطرفه است، این فیلتر یک مسیر هموار شده (S) از حجم پول (نقدینگی)، (M) را با حداقل کردن واریانس حجم پول حول S نسبت به مجموع مجذورات دو تفاضل S به دست می‌آورد. فرم لاگرانژ معادله به صورت زیر خواهد بود:

$$\min: L = \sum_{t=1}^T (M_t - S_t)^2 + \lambda \left[ \sum_{t=2}^{T-1} [(S_{t+1} - S_t) - (S_t - S_{t-1})]^2 \right] \quad (1)$$

که در آن، T تعداد مشاهدات است.  $\lambda$  را پارامتر هموارسازی می‌گویند که مقدار آن بستگی به دوره انتشار داده‌ها دارد. مقدار  $\lambda$  برای داده‌های سالانه ۱۰۰، فصلی ۱۶۰۰ و ماهیانه ۱۴۴۰۰ است (Ravn & Uhlig, 2002).

بر اساس این روش، می‌توان شوک‌های عرضه پول (نقدینگی) را به صورت زیر تعریف نمود. ابتدا اندازه روند زمانی عرضه پول بر اساس فیلتر هودریک - پرسکات استخراج می‌شود که این اندازه همان شوک‌های پیش‌بینی شده و یا قابل انتظار هستند. شوک‌های پیش‌بینی نشده عرضه پول را می‌توان از تفاضل عرضه پول و شوک‌های پیش‌بینی شده عرضه پول به دست آورد. برای به دست آوردن شوک‌های مثبت و منفی عرضه پول، به این صورت عمل می‌شود که شوک‌های مثبت، آن دسته از شوک‌های غیرقابل پیش‌بینی هستند که مقدار آنها مثبت بوده و همچنین شوک‌های منفی، آن دسته از شوک‌های غیرقابل انتظاری هستند که مقدار آنها منفی است. در این صورت، برای تعیین شوک‌های مثبت در صورتی که مقدار شوک غیرقابل پیش‌بینی، منفی باشد به جای آن عدد، صفر منظور می‌گردد و در صورتی که مقدار شوک به دست آمده مثبت باشد، همان مقدار مثبت لحاظ خواهد شد و برای شوک‌های منفی نیز با همین فرایند اما به صورت عکس رفتار خواهد شد.

مدل مورد استفاده در مطالعاتی که به بررسی اثر سیاست‌های پولی بر قیمت مواد غذایی پرداخته‌اند، اغلب از مطالعه کارگبو (Kargbo, 2005) اقتباس شده است که الگوی مطالعه مذکور به شکل خطی تصریح شده است. در این مطالعه، یک الگوی تصحیح خطا با شش متغیر شامل قیمت حقیقی مواد غذایی، شاخص سیاست‌های تجاری، درآمد سرانه حقیقی، نرخ ارز حقیقی، تولید سرانه مواد غذایی در داخل کشور و نرخ رشد سالانه عرضه پول تصریح شده است.

در مطالعه حاضر نیز از مدل تصریح شده در این مقاله استفاده می‌گردد. با این تفاوت که در مطالعه حاضر، هدف بررسی اثر شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی است و بنابراین، از متغیرهای شاخص سیاست‌های پولی در مدل استفاده نمی‌شود بلکه شوک‌های عرضه پول در مدل وارد می‌شوند. از آنجا که انتظار می‌رود شوک‌های مثبت و منفی عرضه پول اثر متفاوت و نامتقارنی بر قیمت مواد غذایی داشته باشند، بنابراین به دو جزء مثبت و منفی تفکیک شده و اثر آنها به طور جداگانه بررسی می‌شود. بر این اساس، مدل نهایی مورد استفاده به شکل زیر تصریح شد.

$$\ln fpi = c_0 + c_1 \ln rer + c_2 \ln pi + c_3 \ln lit + c_4 \ln y + c_5 pms + c_6 nms \quad (2)$$

که در این معادله، همه متغیرها به شکل لگاریتمی در مدل حضور دارند.  $fpi$  شاخص قیمت مواد غذایی (سال پایه ۱۳۷۶)،  $rer$  نرخ ارز حقیقی،  $pi$  شاخص تولید محصولات کشاورزی،  $lit$  شاخص سطح تجارت بین‌الملل محصولات کشاورزی،  $y$  درآمد سرانه حقیقی (سال پایه ۱۳۷۶)،  $pms$  و  $nms$  نیز به ترتیب شوک‌های مثبت و منفی عرضه پول را نشان می‌دهند.

داده‌های مربوط به شاخص قیمت مواد غذایی، نرخ ارز اسمی، شاخص قیمت مصرف کننده، درآمد سرانه حقیقی و عرضه پول از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج، و داده‌های مربوط به صادرات و واردات کشاورزی ایران، شاخص تولید محصولات کشاورزی نیز از بانک داده سازمان خواروبار کشاورزی ملل متحد (فائو) جمع‌آوری شده‌اند. با توجه به داده‌های موجود، دوره مطالعه سال‌های ۸۷-۱۳۵۲ را شامل می‌شود.

برای محاسبه نرخ حقیقی ارز از تئوری برابری قدرت خرید استفاده شده است. طبق نظریه برابری قدرت خرید نسبی، تغییر در نرخ ارز در یک دوره زمانی باید با تغییر نسبی سطح قیمت‌های دو کشور در همان دوره زمانی متناسب باشد. چنانچه اندیس ۰ و ۱ بیانگر سال پایه و سال بعد از آن باشد، نظریه برابری قدرت خرید نسبی را می‌توان به وسیله فرمول زیر نشان داد:

$$R_{ab1} = \left[ \frac{P_{a1}}{P_{a0}} \right] \left/ \left[ \frac{P_{b1}}{P_{b0}} \right] \right. \cdot R_{ab0} \quad (3)$$

به طوری که  $R_{ab0}$  و  $R_{ab1}$  به ترتیب نرخ‌های ارز در سال پایه و سال بعد از آن هستند.  $P_a$  و  $P_b$  نیز به ترتیب، سطح عمومی قیمت‌ها در دو کشور A و B است (سالواتوره، ۱۳۸۸). به این منظور از شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران و آمریکا (سال پایه ۱۹۹۷) و نرخ بازار غیررسمی دلار آمریکا در سال ۱۳۷۶ که برابر با ۴۷۸۲ ریال بوده، استفاده شده است.

برای بیان میزان آزادسازی تجاری و ارتباط بخش کشاورزی با بخش خارج نیز از شاخص سطح تجارت بین‌الملل استفاده شده است. این شاخص نشان دهنده وسعت ارتباط بین‌المللی برای یک بخش خاص است، که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

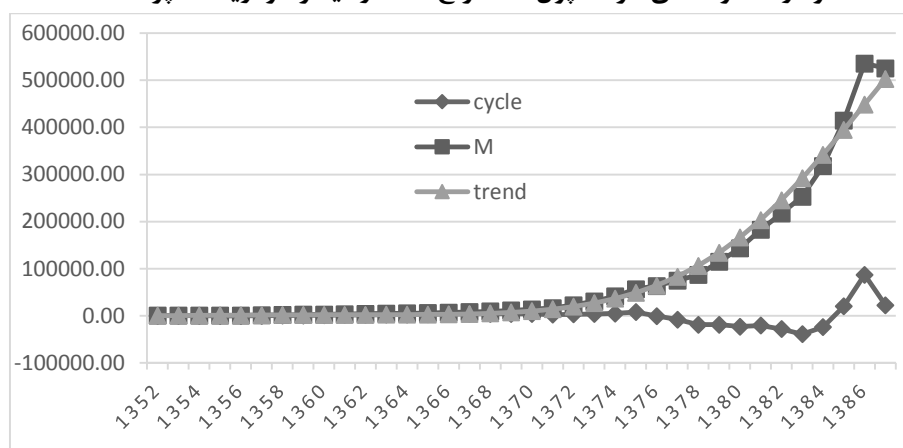
$$LIT_t = (X_t + M_t) / (Y_t + M_t - X_t) \quad (4)$$

که در این رابطه،  $X_t$ ،  $M_t$  و  $Y_t$  به ترتیب صادرات، واردات و تولید در بخش مورد بررسی هستند.  $LIT_t$  کمتر نشان می‌دهد که بخش مورد نظر با توجه به سطح تولید خود، کمتر در تجارت شرکت می‌کند (کلباسی و جلائی، ۱۳۸۱).

### نتایج و بحث

برای تفکیک شوک‌های عرضه پول از روند بلندمدت آن در دوره مورد مطالعه، از روش فیلترینگ هودریک - پرسکات استفاده شد. نتایج تفکیک در نمودار (۱) نشان داده شده است.

نمودار ۱. شوک‌های عرضه پول استخراج شده از فیلتر هودریک - پرسکات



مأخذ: یافته‌های پژوهش

جزء روند (trend) بیانگر روند بلندمدت عرضه پول در در دوره مورد بررسی می‌باشد که شوک‌های پیش‌بینی شده نیز نامیده می‌شود. جزء چرخه (cycle) نیز بیانگر شوک‌های پیش‌بینی نشده در طول روند زمانی است.

در ادامه، طبق آنچه که در بخش قبلی مقاله توضیح داده شد، به منظور تفکیک شوک‌های مثبت و منفی عرضه پول، مقادیر شوک با تفاضل جزء روند از مقادیر نقدینگی استخراج شده و دو جزء مثبت و منفی آن، از هم تفکیک شد. بعد از استخراج شاخص مربوط به شوک‌های مثبت و منفی عرضه پول، می‌توان مدل تجربی تصریح شده را برآورد کرده و اثر آنها بر قیمت مواد غذایی را به صورت جداگانه مورد بررسی قرار داد.

با توجه به اینکه برای برآورد مدل، از داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود، بنابراین ابتدا باید ویژگی داده‌های مورد استفاده از لحاظ ایستایی در طول زمان بررسی شود.

در این راستا، از آزمون فیلیپس و پرون استفاده شد. این آزمون با توجه به ویژگی داده‌های مورد استفاده برای متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت مواد غذایی، نرخ ارز حقیقی، شاخص تولید مواد غذایی، درآمد سرانه حقیقی در حالت با عرض از مبدأ و روند اجرا شد. در این حالت، آماره بحرانی آزمون در سطح ۵ درصد برابر ۳/۵۴- است. برای متغیرهای سطح تجارت بین‌الملل و شوک‌های پولی نیز در حالت بدون عرض از مبدأ و روند مورد استفاده قرار گرفت. آماره بحرانی آزمون در این حالت در سطح ۵ درصد ۱/۹۵- است. آماره‌های محاسباتی برای متغیرهای مختلف در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس و پرون

متغیر	lnfpi	lnrer	lnpi	lny	lnlit	lnmshock
آماره در سطح	-۲/۱۹	-۲/۷۰	-۲/۶۰	-۰/۷۷	-۱/۰۵	-۱/۵۷
آماره در تفاضل	-۳/۷۹	-۳/۹۳	-۷/۳۰	-۴/۰۵	-۱۰/۳۰	-۴/۰۸
وضعیت ایستایی	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج بیانگر آن است که متغیرهای مورد استفاده در مدل در سطح، دارای ریشه واحد بوده و با تفاضل‌گیری مرتبه اول ایستا شده‌اند. شرط ایستایی در تفاضل مرتبه اول برای متغیرها در سطح ۵ درصد برقرار است. با توجه به شرایط ایستایی داده‌های مورد استفاده، از تکنیک هم‌جمعی جوهانسون-جوسیلیوس برای برآورد رابطه بلندمدت و تحلیل اثر متغیرها بر قیمت مواد غذایی استفاده می‌شود. در گام نخست، وجود رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرها آزمون شد.

در این راستا، آزمون اثر مورد استفاده قرار گرفت که نتایج مربوط به این آزمون در جدول (۲) ارائه شده است. نتایج آزمون بیانگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو است و وجود چهار بردار بلندمدت تعادلی را تأیید می‌کند.

## جدول ۲. نتایج آزمون تعیین تعداد بردارهای بلندمدت

آزمون اثر			
مقدار بحرانی	آماره آزمون	فرض آلترناتیو	فرض صفر
۲۳۹/۲۷	۲۱۳/۴۱	$r \geq 1$	$r = 0$
۱۰۷/۳۴	۱۴۶/۰۹	$r \geq 2$	$r \leq 1$
۷۹/۳۴	۹۳/۶۹	$r \geq 3$	$r \leq 2$
۵۵/۲۴	۵۵/۶۱	$r \geq 4$	$r \leq 3$
۳۵/۰۱	۲۷/۶۸	$r \geq 5$	$r \leq 4$

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بعد از اینکه از وجود رابطه تعادلی بین متغیرهای الگو اطمینان حاصل شد، بردارهای مذکور برآورد گردید که نتایج مربوط به برداری که با تئوری‌های اقتصادی مطابقت بیشتری داشت، در جدول (۳) گزارش شد. یافته‌های پژوهش در برآورد رابطه بلندمدت، نشان می‌دهد که از شش متغیر حاضر در الگو، چهار متغیر در بلندمدت اثر معنی‌داری بر شاخص قیمت مواد غذایی دارند. در این بین نرخ ارز حقیقی، شاخص تولید مواد غذایی و شوک‌های مثبت پولی در بلندمدت دارای اثر مثبت بر قیمت مواد غذایی هستند. متغیرهای شاخص سطح تجارت بین‌الملل، درآمد سرانه حقیقی و شوک‌های منفی پولی در بلندمدت، اثر منفی بر قیمت مواد غذایی دارند.

## جدول ۳. برآورد الگوی بلندمدت تعادلی

متغیر	lnrer	lnpi	lnlit	lny	pms	nms	t	c
ضریب	۱/۳۵	۳/۰۲	-۰/۰۷	-۱/۲۰	۰/۳۸	-۰/۲۱	۰/۰۶	۸/۶۶
آماره z	۱۴/۲۲	۹/۷۷	-۱/۳۳	-۹/۴۷	۵/۰۹	-۱/۱۵	-	-
سطح معنی‌داری	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۲۵	-	-

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اثر مثبت نرخ ارز حقیقی به این دلیل است که با افزایش نرخ ارز، صادرات محصولات بخش کشاورزی برای صادرکنندگان صرفه بیشتری پیدا کرده و این امر باعث می‌شود که با صادرات بیشتر، تأمین تقاضای داخلی با محدودیت مواجه شده و قیمت محصولات در بازار داخلی رو به افزایش بگذارد. علاوه بر این، به دلیل ورود برخی نهاده‌های تولیدی از خارج از کشور، افزایش نرخ ارز باعث افزایش قیمت داخلی این نهاده‌ها شده و نهایتاً از طریق افزایش هزینه تولید، قیمت تمام شده محصول و



در نتیجه، قیمت مواد غذایی را افزایش دهد. به همین ترتیب، قیمت محصولات وارداتی نیز افزایش خواهد یافت.

شاخص تولید مواد غذایی نیز دارای ارتباط مستقیم با قیمت مواد غذایی است؛ هر چند که انتظار می‌رود با افزایش عرضه محصول، قیمت روندی رو به کاهش داشته باشد، اما باید در نظر داشت که روند رشد تولید محصولات کشاورزی و مواد غذایی در داخل کشور حائز اهمیت است. در دوره مورد مطالعه، تولید داخلی کشور روند پرنوسانی داشته، به گونه‌ای که در برخی سال‌ها نرخ‌های منفی قابل توجهی نیز تجربه شده است. بدین ترتیب، به دلیل وجود ناطمینانی در تولید محصولات کشاورزی و رخ دادن شوک‌های عرضه، قیمت مواد غذایی افزایش یافته، که باید توجه داشت که یکی از سیاست‌های اصلی دولت در حمایت از تولید بخش کشاورزی، سیاست‌های قیمتی بوده، به طوری که دولت برای افزایش تولید بخش کشاورزی بویژه در محصولات استراتژیک، از سیاست‌های حمایتی قیمتی بهره گرفته است.

شاخص سطح تجارت بین‌الملل به عنوان شاخص ارتباط اقتصاد داخلی با اقتصاد جهانی، اثر منفی بر قیمت مواد غذایی دارد و نشانگر این است که ارتباط بیشتر با اقتصاد جهانی می‌تواند قیمت مواد غذایی را در داخل کشور کاهش دهد. درجه آزادسازی تجاری بالاتر باعث می‌شود که در صورت افزایش قیمت داخلی مواد غذایی، میزان واردات از خارج افزایش یافته و قیمت داخلی رو به کاهش گذارد؛ سیاستی که از سوی دولت‌های مختلف در کشور در مواقع کمبود عرضه و افزایش قیمت داخلی مواد غذایی اجرا شده است.

درآمد سرانه حقیقی دارای اثر معنی‌دار و منفی بر قیمت مواد غذایی است. با توجه به کاهش درآمدی برای مواد غذایی، با افزایش درآمد حقیقی مردم، تقاضا برای مواد غذایی به همان میزان افزایش پیدا نمی‌کند و به عبارت دیگر، در درآمدهای بالاتر، سهم مواد غذایی در سبد مصرفی خانوارها کمتر می‌شود. بدین ترتیب، با افزایش درآمد سرانه حقیقی مردم، قیمت مواد غذایی با کاهش مواجه می‌گردد.

اثر مثبت شوک‌های مثبت پولی نشان می‌دهد که با افزایش عرضه پول در اقتصاد، قیمت مواد غذایی رو به افزایش خواهد بود. ضریب برآوردی نشان می‌دهد با یک درصد افزایش در شوک مثبت پولی، شاخص قیمت مواد غذایی ۰/۳۸ درصد افزایش پیدا می‌کند. رشد نقدینگی به عنوان یکی از عوامل مهم در افزایش نرخ تورم در اقتصادهایی مشابه ایران است. افزایش نقدینگی باعث افزایش تقاضا برای کالاها شده و این فشار تقاضا باعث می‌شود که قیمت‌ها روند افزایشی به خود بگیرند. حال اگر این افزایش نقدینگی با دوره‌هایی مواجه شود که بخش کشاورزی به لحاظ طبیعت تولید این بخش نتواند به تقاضای مازاد پاسخگو باشد، در این صورت، افزایش قیمت‌ها مضاعف خواهد بود.

دست‌اندرکاران امر معمولاً برای رفع این مشکل در کشور به واردات محصولات کشاورزی متوسل شده و نیاز بازار را مرتفع می‌کنند که به نوبه خود تصمیم تولیدکنندگان بخش کشاورزی را برای دوره‌های آتی تحت تأثیر قرار داده و باعث می‌شود که نوسانات و نااطمینانی تولید در بخش ادامه داشته باشد. در صورتی که اعمال انضباط سیاستی مناسب در به کارگیری سیاست‌هایی که نقدینگی اقتصاد را افزایش می‌دهند، باعث می‌شود که نه تنها نرخ رشد نقدینگی از مقدار قابل قبول آن بیشتر نباشد بلکه تصمیم‌گیری‌های تولید در بخش کشاورزی نیز دستخوش شوک‌های بیرونی قرار نگیرد. شوک‌های پولی منفی دارای اثر منفی هستند و ضریب برآوردی  $-0/21$  - نشان می‌دهد که با افزایش یک درصدی در قدرمطلق شوک منفی، قیمت مواد غذایی  $0/21$  درصد کاهش پیدا می‌کند. با وقوع شوک منفی، میزان نقدینگی در بازار کاهش می‌یابد و فشار تقاضا از این طریق کمتر شده و قیمت مواد غذایی کاهش پیدا می‌کند.

مقایسه ضرایب شوک‌های مثبت و منفی عرضه پول بیانگر این است که قدرمطلق اثر شوک‌های مثبت بر قیمت مواد غذایی بیشتر است؛ امری که مطابق با انتظارات است. پس با اجرای سیاست‌های پولی انقباضی و جلوگیری از تزریق بی‌رویه پول، می‌توان از افزایش بی‌رویه قیمت مواد غذایی جلوگیری کرد. مقایسه ضرایب شوک‌های مثبت و منفی پولی نیز نشان می‌دهد که به آن نسبتی که شوک‌های مثبت باعث افزایش قیمت می‌شوند، شوک‌های منفی به همان نسبت، قیمت‌ها را کاهش نمی‌دهند.

برای بررسی تقارن اثر شوک‌های مثبت و منفی در بلندمدت، از آزمون والد استفاده شد. نتایج مربوط به آزمون، در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون Wald

سطح معنی‌داری	مقدار آماره	آماره آزمون
۰/۰۰	۹/۴۵	F
۰/۰۰	۹/۴۵	Chi-square

مأخذ: یافته‌های پژوهش

فرضیه صفر این آزمون، برابری ضرایب برآوردی و به عبارت دیگر، تقارن اثر شوک‌ها است. با توجه به نتایج گزارش شده، بر اساس دو آماره مورد استفاده، فرضیه صفر رد، و عدم تقارن اثر شوک‌ها بر قیمت مواد غذایی در بلندمدت، پذیرفته می‌شود.

نتایج مربوط به برآورد الگوی تصحیح خطا در جدول (۵) ارائه شده و چنانچه در نتایج مشخص است، ضریب تصحیح خطا برابر  $-0/05$  - برآورد شده که دارای علامت مورد انتظار است و از لحاظ

مقداری نیز بیانگر این است که در هر سال، ۵ درصد از شوک‌های وارده در کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌یابند. یعنی شوک‌های وارده در کوتاه‌مدت با سرعت پایینی تعدیل می‌یابند و اثر آنها برای مدت زمان بیشتری ماندگار است.

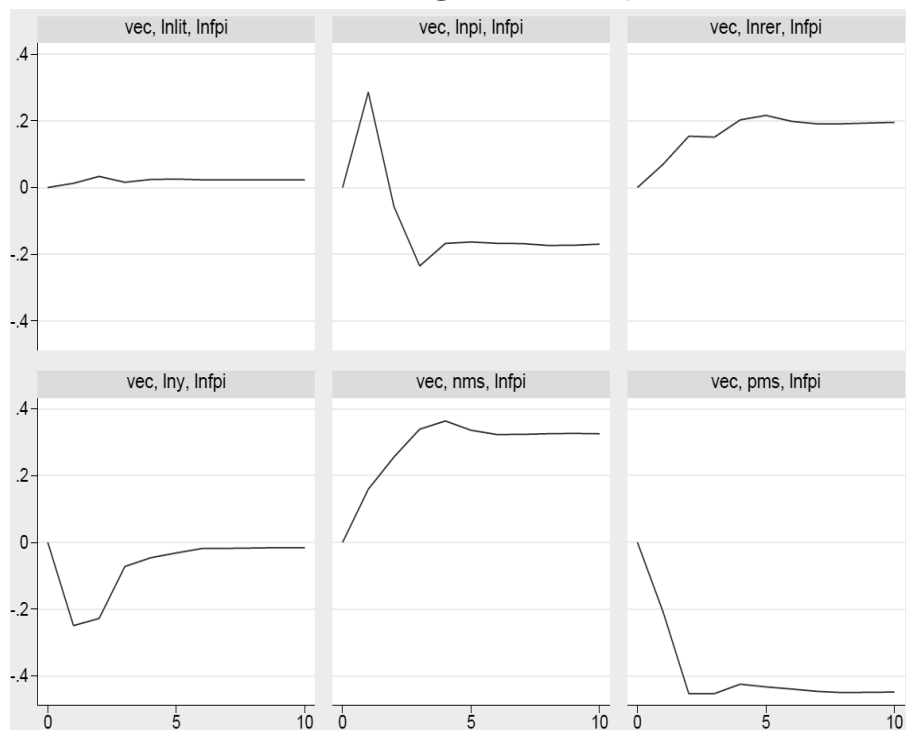
جدول ۵. برآورد الگوی تصحیح خطا (کوتاه مدت)

متغیر	Dlnfpi	Dlnpi	Dlny	Dlnrer	Dlnlit	Dnms	Dpms	Ect (-1)	c
ضریب	۰/۴۴	۰/۴۱	-۰/۱۸	-۰/۱۵	۰/۰۱	۰/۰۷	-۰/۱۵	-۰/۰۵	-۰/۱۱
آماره t	۱/۰۱	۱/۰۹	-۰/۷۶	-۰/۴۶	۰/۲۶	۰/۲۷	-۰/۷۶	-۰/۱۲	۱/۷۴
سطح معنی‌داری	۰/۳۲	۰/۲۸	۰/۴۵	۰/۶۴	۰/۷۹	۰/۷۸	۰/۴۵	۰/۹۰	۰/۰۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

یکی از مزایای مهم استفاده از رهیافت همجمعی جوهانسون - جوسیلیوس این است که در توابع عکس‌العمل آنی، می‌توان واکنش هر یک از متغیرها را به وقوع شوک در سایر متغیرها سنجید. با توجه به هدف مطالعه حاضر، در نمودار (۲) واکنش قیمت مواد غذایی به شوک‌های وارده از سمت سایر متغیرها نشان داده شده است.

## نمودار ۲. واکنش قیمت مواد غذایی به تکانه در سایر متغیرها



مأخذ: یافته‌های پژوهش

اثر تکانه سطح تجارت بین‌الملل مثبت است و وقوع تکانه در این متغیر به افزایش قیمت مواد غذایی منجر می‌شود. روند شوک‌های وارده از متغیر نرخ ارز حقیقی نیز مثبت بوده، در حالی که اثر تکانه این متغیر در مقایسه با سطح تجارت بین‌الملل بیشتر است و سیر صعودی دارد. تکانه وارده از سمت شاخص تولید مواد غذایی تا دوره دوم مثبت می‌باشد و از آن به بعد، روند نزولی و منفی به خود می‌گیرد. اثر شوک وارده از سمت درآمد سرانه حقیقی تا دوره پنجم منفی است که بعد از دوره ششم، روند منفی آن کاهش یافته و به ثبات می‌رسد. اثر وارده از شوک‌های مثبت عرضه پول بر قیمت مواد غذایی منفی بوده، در حالی که اثر وارده از شوک‌های منفی عرضه پول مثبت است. این روند بیانگر اثر متفاوت تکانه‌های وارده از سمت این دو متغیر می‌باشد.

### جمع‌بندی و پیشنهادات

وقوع شوک‌های اقتصادی اثر قابل توجهی بر متغیرهای حقیقی و اسمی اقتصاد دارند. یکی از شوک‌های مؤثر در اقتصاد، شوک‌های پولی هستند. با توجه به وابستگی اقتصاد کشور به درآمدهای نفتی، کسری‌های بودجه، کنترل نرخ ارز از سوی بانک مرکزی و همچنین سیاست‌های بانکی در مورد اعطای تسهیلات و نرخ سود، زمینه برای وقوع شوک‌های پولی در اقتصاد کشور فراهم است. یکی از متغیرهای متأثر از وقوع شوک‌های پولی، قیمت کالاها و خدمات است که در این میان، قیمت مواد غذایی به دلیل نقش‌آفرینی در دسترسی اقتصادی مردم به مواد غذایی موردنیاز و همچنین تأمین امنیت غذایی، حائز اهمیت ویژه است.

از این رو در مطالعه حاضر، اثر شوک‌های پولی بر قیمت مواد غذایی مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که در بلندمدت، شوک‌های مثبت و منفی پولی به ترتیب، دارای اثر مثبت و منفی بر قیمت مواد غذایی هستند. با این تفاوت که اثر شوک‌های مثبت از لحاظ آماری معنی‌دار است. نرخ ارز حقیقی و شاخص تولید محصولات غذایی نیز دارای اثر معنی‌دار مثبت هستند. درآمد سرانه حقیقی، اثر معنی‌دار منفی و شاخص سطح تجارت بین‌الملل نیز اثر منفی بر قیمت مواد غذایی دارد.

با توجه به یافته‌های پژوهش، پیشنهاد می‌شود حتی‌الامکان سیاست‌های پولی و سایر سیاست‌های مؤثر در عرضه پول (از جمله سیاست‌های ارزی و بانکی) به نحوی طراحی شوند که میزان نقدینگی در اقتصاد کشور از یک روند طبیعی و متناسب تبعیت کند و به این طریق، از وقوع فشار تقاضا و زمینه‌سازی برای افزایش قیمت‌ها اجتناب شود. همچنین با توجه به اثر منفی شاخص سطح تجارت بین‌الملل، با مبنا قرار دادن مزیت‌های نسبی کشور در تجارت محصولات کشاورزی و سیاست‌گذاری در راستای کاهش هزینه‌ها و اقتصادی کردن تولید، می‌توان از افزایش قیمت مواد غذایی از این طریق جلوگیری کرد. با توجه به اثر مستقیم نرخ ارز حقیقی بر قیمت‌ها، قابل توصیه است که در تدوین سیاست‌های ارزی، میزان اثر سیاست اعمال شده بر سطح قیمت‌ها نیز مدنظر قرار گیرد.

## منابع و مآخذ

- اعظم‌زاده شورکی، م. خلیلیان، ص. (۱۳۸۹) بررسی اثر سیاست‌های پولی بر قیمت غذا در ایران. مجله اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۴(۲): ۱۸۴-۱۷۷.
- زمان‌زاده، ح. (۱۳۹۰) ارزیابی متغیرهای پولی. فصلنامه نامه تازه‌های اقتصاد. ۱۳۱: ۲۷-۱۷.
- سالواتوره، د. (۱۳۸۸) نظریه و سیاست‌های اقتصاد بین‌الملل (مالیه بین‌الملل). ترجمه حمیدرضا ارباب. نشر نی، چاپ ششم، تهران.
- سامتی، م. خانزادی، آ. یزدانی، م. (۱۳۸۹) بررسی فرضیه وجود اثرات نامتقارن شوک‌های نرخ ارز بر سطح تولید و قیمت (مطالعه موردی کشور ایران). فصلنامه پول و اقتصاد، ۴: ۳۵-۵۷.
- قطمیری، م. ع. هراتی، ج. (۱۳۸۴) بررسی اثرات متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد غذایی با استفاده از یک الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیع شده در مورد ایران (۱۳۷۹-۱۳۳۸). فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۷(۲۳): ۲۳۵-۲۲۱.
- کازرونی، ع. رستمی، ن. (۱۳۸۶) اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و قیمت در ایران. فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی، ۲۵: ۱۹۶-۱۷۷.
- کلباسی، ح. جلاتی، س. ع. (۱۳۸۱) بررسی اثرات جهانی شدن بر تجارت خارجی ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۱: ۱۲۸-۱۱۳.
- مقدسی، ر. شرافتمند، ح. باغستانی، ع. ا. (۱۳۸۹) بررسی تأثیر شوک‌های بهره‌وری و شکاف تولید بر قیمت مواد غذایی ایران. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، ۲۴(۴): ۵۱۷-۵۰۹.
- همتی، م. (۱۳۹۰) اثر شوک‌های پولی بر قیمت با استفاده از روش FAVAR. مجله تازه‌های اقتصاد، ۱۳۱: ۱۲۸-۱۲۷.
- Anzuini, A. Lombardi, M. J. Pagano, P. (2010) The Impact of Monetary Policy Shocks on Commodity Prices. European Central Bank, Working Paper Series, No. 1232.
- Apergis, N. Reztis, A. (2011) Food Price Volatility and Macroeconomic Factors: Evidence from GARCH and GARCH-X Estimates. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 43(1): 95-110.
- Balke, N. S. Wynne, M. A. (2007) The Relative Price Effects of Monetary Shocks. *Journal of Macroeconomics* 29: 19-36.
- Browne, F. Cronin, D. (2010) Commodity prices, Money and Inflation. *Journal of Economics and Business* 62: 331-345.
- Forni, M. Gambetti, L. (2010) The dynamic effects of monetary policy: A structural factor model approach. *Journal of Monetary Economics* 57: 203-216.

- Hua, P. (1998) On Primary Commodity Prices: The Impact of Macroeconomic/Monetary Shocks. *Journal of Policy Modeling*, 20(6):767-790.
- Kargbo, J. (2005) Impacts of Monetary and Macroeconomic Factors on Food Prices in West Africa. *Agrekon*, 44(2): 205-224.
- Ortiz, I. Chai, J. and Cummins, M. (2011) Escalating Food Prices: The Threat to Poor Households and Policies to Safeguard a Recovery for all. UNICEF Social and Economic Policy Working Paper, February.
- Peng, X. Marchant, M. Reed, M. (2004) Identifying Monetary Impacts on Food Prices in China: A VEC Model Approach. American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Colorado, August 1-4.
- Ravn, M.O. Sola, M. (2004) Asymmetric Effects of Monetary Policy in the United States, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 86(5): 41-60.
- Ravn, M.O. Uhlig H. (2002) On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations, *Review of Economics and Statistics*, 84: 371-375.