مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران
دوره ۲-۴۷، شماره ۴، ۱۳۹۵ (۷۸۴-۷۷۳)

اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم موادغذایی کشور: رویکرد مدل تصحیح خطای برداری ساختاری (*SVECM*)

محمد قهرمان‌زاده [۱*]، اسمائیل پیش‌بهار [۲]، سمانه خلیلی ملکشاه [۳]
۱، ۲، ۳، دانشیاران، و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی،
دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز.
(تاریخ دریافت: ۹۳/۱۰/۱۷- تاریخ تصویب: ۹٤/۵/۲۱)

چکیده

قیمت موادغذایی به دلیل نقش حیاتی غذا در تأمین امنیت غذایی، همواره متوجه سیاست گزاران بوده است. از طرفی، این بخش همانند سایر بخش‌های اقتصادی تحت تأثیر سیاست-های کلان اقتصادی قرار می‌گیرد، از این‌رو، همواره سعی می‌شود تا با استفاده از سیاست‌های مختلف پولی و مالی تورم موادغذایی را کنترل نمایند. هدف از این مطالعه بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی در ایران است. در واقع، این مقاله به دنبال پاسخ به این سوال می‌باشد که تورم موادغذایی تحت تأثیر کدامیک از متغیرهای کلان اقتصادی است. برای این منظور، از رویکرد جدید به نام مدل تصحیح خطای برداری ساختاری (*SVECM*) برای دوره زمانی ۱۳۵۷-۹۰ استفاده شده است. نتایج نشان داد که در کوتاه مدت، شوک تورم موادغذایی اثر مثبت و معنی‌دار و ارزش افزوده بخش کشاورزی اثر منفی و معنی‌دار بر تورم مواد غذایی دارد. در بلندمدت نیز شوک ارزش افزوده بخش کشاورزی دارای اثر منفی و معنی‌دار و حجم پول داری اثر مثبت و معنی‌دار بر تورم مواد غذایی می-باشند. در واقع، در کوتاه مدت شوک تورم مواد غذایی منجر به افزایش تورم مواد غذایی به میزان ۰/۰۲۰٦ می‌گردد. همچنین، افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی منجر به کاهش تورم مواد غذایی در کوتاه مدت به میزان ۰/۰۱۸٦ و در بلندمدت به میزان ۰/۰۱٤۹ و افزایش حجم نقدینگی در بلندمدت منجر به افزایش تورم مواد غذایی به میزان ۰/۰۷۲۳ می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: تورم مواد غذایی، متغیرهای کلان اقتصادی، مدل تصحیح خطای برداری ساختاری

Archive of SID

مقدمه

امنیت غذایی به دلیل نقش مهمی که در تأمین سلامت اجتماعی، توسعه اقتصادی و حفظ امنیت ملی دارد به‌طور گسترده‌ای همواره مورد توجه سیاست‌گزاران می‌باشد که در این میان قیمت نقش مهمی در عرضه و تقاضای مواد غذایی دارد (*Ghetmiri & Harati, 2005*). به‌طور کلی، عواملی که منجر به تورم مواد غذایی می‌شوند را می‌توان به دو گروه اصلی تقسیم‌بندی نمود: نخست، ساختارگرایان معتقدند شوک‌های واقعی در بخش‌های خاصی از اقتصاد موجب افزایش قیمت

* نویسنده مسئول: محمد قهرمانزاده
E-mail: Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir

www.SID.ir

موادغذایی و دیگر کالاها می‌گردد و بیشتر در کشورهای در حال توسعه موضوعیت دارد که از جمله می‌توان به کشش پایین عرضه محصولات کشاورزی، محدودیت ارز، و قیمت و دستمزد؛ و قیمت‌های بالا در بخش صنعت نام برد که تا حد زیادی منجر به تورم و تداوم آن در این کشورها می‌شود. دیدگاه دوم، دیدگاه پول‌گرایان می‌باشد که معتقدند افزایش در عرضه پول منجر به تورم می‌گردد (*Kargbo, 2005*). برهمین اساس، سیاست‌گزاران از ابزارهای مختلف پولی و مالی جهت کنترل تورم مواد غذایی و تأمین امنیت غذایی استفاده می‌کنند. مطالعات فراوانی چه در داخل و چه در خارج از کشور به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بخش کشاورزی پرداختند. *Kargbo* (*2000*) به بررسی اثر متغیرهای کلان و پولی بر قیمت‌های واقعی غذا در شرق و جنوب آفریقا پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که تغییر در تولید داخلی مواد غذایی، تجارت، نرخ ارز و سیاست پولی تأثیر قابل توجهی در قیمت واقعی مواد غذایی داشته است. *Akbari & Rankaduwa* (*2005*) نشان دادند قیمت‌های خارجی واردات غذا، عرضه پول و سطح تولید داخلی اثر معنی‌داری بر سطح قیمت داخلی دارد، در حالی‌که نرخ ارز اثر معنی‌داری نداشته است. *et Cho al* (*2005*) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین تغییر در متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز و نرخ تورم و تغییر در قیمت‌های کشاورزی پرداختند و نشان دادند تغییرات بلندمدت در نرخ ارز واقعی همبستگی منفی و معنی‌دار بر تغییرات بلندمدت قیمت‌های کشاورزی دارد. *Kargbo* (*2005*) در مطالعه‌ای به اثر متغیرهای کلان و پولی بر قیمت مواد غذایی در آفریقای غربی پرداخته است. نتایج کار بیان‌گر آن است که شوک‌های قیمت مواد غذایی اثر معنی‌داری بر تورم مواد غذایی در داخل کشور دارد و منبع عمده نااطمینانی در آفریقای غربی می‌باشد. علاوه بر آن، تجارت، نرخ ارز و سیاست پولی اثر معنی‌داری بر قیمت مواد غذایی دارد. *Mushtaq et al.* (*2011*) به بررسی اثر متغیرهای کلان و سیاست پولی بر قیمت گندم با استفاده از روش هم‌جمعی جوهانسن پرداختند و بیان کردند عرضه پول، درجه آزادی تجاری و نرخ ارز اثر معنی‌دار بر قیمت گندم در بلندمدت دارد.

Abdullah & Kalim (*2012*) در مطالعه خود بر مهم‌ترین عوامل تعیین‌کننده تورم قیمت غذا با استفاده از رو ش هم‌جمعی جوهانسون و متغیرهای انتظارات تورمی، عرضه پول، تولید ناخالص داخلی سرانه، قیمت‌های حمایتی، واردات و صادارت مواد غذایی تمرکز نمودند. یافته‌های تحقیق تأییدکننده رابطه بلندمدت میان تورم قیمت مواد غذایی و عوامل موثر می‌باشد. تمامی عوامل دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر تورم مواد غذایی به جز عرضه پول که دارای علامت مثبت مورد انتظار اما معنی‌دار نمی‌باشد. در کوتاه مدت، تنها انتظارات تورمی، قیمت‌های حمایتی و صادرات مواد غذایی بر تورم مواد غذایی اثرگذار می‌باشد.

Azam Joiya & Shahzad (*2013*) به بررسی عوامل تعیین‌کننده قیمت‌های بالای غذا در پاکستان پرداختند. برای این منظور، در این مطالعه از چهار متغیر تولید ناخالص داخلی، صادرات غذا، واردات غذا و کل اعتبار به بخش کشاورزی استفاده شده است. یافته‌های تحقیق ایشان نشان می‌دهد تمامی عوامل از تعیین کننده‌های مهم چه در کوتاه مدت و چه در بلند مدت می‌باشند. *Durevall et al.* (*2013*) در مطالعه خود به شناسایی عوامل موثر بر تورم شاخص قیمت مصرف کننده و سه جز اصلی آن شامل قیمت غلات، قیمت موادغذایی و قیمت مواد غیرغذایی در اتیوپی پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان داد شوک عرضه محصولات کشاورزی در کوتاه مدت بر تورم موادغذایی اثر گذاشته و منجر به انحراف بزرگ از روند قیمت بلندمدت می‌گردد. همچنین، رشد عرضه پول در کوتاه مدت بر تورم مواد غیرغذایی در کوتاه مدت اثر می‌گذارد. *Anand et al.* (*2014*) به بررسی نقش سیاست‌های پولی بر تورم مواد غذایی در هند پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان داد تورم بالای مواد غذایی به دلیل عواملی مختلف مانند سهم بالای مواد غذایی در هزینه خانوار و انتظارات تورمی می‌باشد. تجزیه و تحلیل نشان داد به منظور کاهش تورم، اصلاحات ساختاری به منظور بالا بردن رشد به همراه سیاست پولی انقباضی ضروری است.

در داخل کشور، *Ghetmiri & Harati* (*2005*) به بررسی اثرات متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد

Archive of SID

www.SID.ir

غذایی با استفاده از روش *ARDL*[1] پرداختند. ایشان نشان دادند در بلندمدت شاخص قیمت مواد غذایی با نرخ ارز و حجم نقدینگی رابطه مثبت و با درجه باز بودن اقتصاد رابطه عکس دارد. *Hajian et al. (2007)* در مطالعه‌ای به بررسی اثر سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی شامل ارزش افزوده، قیمت، صادرات و سرمایه‌گذاری با استفاده از روش خودتوضیح برداری پرداختند و نشان دادند تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر هر سه متغیر بخش کشاورزی مثبت می‌باشد. همچنین، افزایش ناگهانی در حجم نقدینگی، اثر مثبت بر ارزش افزوده و قیمت در بخش کشاورزی دارد که این اثر در طول زمان کاهشی می‌باشد. *Zibaei Dadras Moghadam & (2009)* به مطالعه ارتباط سیاست‌های پولی و نرخ ارز بر بخش کشاورزی با استفاده از روش *VAR*[2] پرداختند. برای این منظور از متغیرهای تولید و صادرات بخش کشاورزی، نرخ بهره، نرخ تورم، قیمت نهاده‌ها و محصولات کشاورزی، نرخ آزادسازی تجاری، عرضه پول و نرخ ارز استفاده نمودند. نتایج نشان داد تغییرات متغیرهای کلان بر بخش کشاورزی موثر است، ولی عکس آن صادق نمی‌باشد. *Amirazdi & Mohammadi (2010)* به مطالعه اثر سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بخش کشاورزی با استفاده از روش *VAR* پرداختند و نشان دادند حجم پول در کوتاه‌مدت اثر معنی‌دار بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد. همچنین، نتایج نشان دادند سیاست‌های پولی و مالی در بلندمدت تاثیر معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش کشاورزی دارد. *Rabiye et al. (2012)* نیز اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای اقتصاد کلان شامل قیمت محصولات کشاورزی، نرخ بهره، نرخ ارز، حجم پول، تولید ناخالص داخلی و یارانه بر درآمد کشاورزان بر درآمد بخش کشاورزی ایران را با استفاده از روش *VECM*[3] بررسی نمودند. نتایج نشان داد رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای اقتصادی کلان منتخب و درآمد بخش کشاورزی وجود دارد. نرخ بهره و نرخ ارز در کوتاه و بلندمدت به ترتیب رابطه منفی و مثبت با درآمد بخش کشاورزی دارد. همچنین، ایشان رابطه منفی بین قیمت محصولات کشاورزی و حجم نقدینگی در بلندمدت یافتند، اما در کوتاه مدت اثر مثبت بر بخش کشاورزی دارد.

مطالعات تجربی نشان داده است از جمله مهم‌ترین متغیرهایی که می‌تواند بر قیمت مواد غذایی اثرگذار باشد می‌توان به شوک قیمت مواد غذایی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، حجم نقدینگی، درجه آزادی تجاری، نرخ ارز و نرخ بهره اشاره نمود. آمارها نشان می‌دهد ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶ در طی سال ۹۰-۱۳۸۰ در ایران از ۴۴۷۳۸ میلیارد ریال به ۷۴۲۶۵ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۰ رسیده است. همچنین، حجم نقدینگی (M_2) در طول دوره مذکور از ۳۲۰۹۵۷/۲ میلیارد ریال به ۳۵۲۲۲۰۴/۱ میلیارد ریال رسیده است، که تقریباً ۱۱ برابر نسبت به میزان آن در سال ۱۳۸۰ شده است که می‌تواند از طریق افزایش تقاضا منجر به تورم مواد غذایی گردد. در طی این دوره، میزان واردات مواد غذایی از ۲۳۳۲ میلیون دلار به ۸۸۲۰ میلیون دلار افزایش یافته و میزان صادرات مواد غذایی از ۹۴۷ میلیون دلار به ۵۴۱۸ میلیون دلار افزایش داشته است. همچنین، میزان تورم موادغذایی در طی ده سال ۱/۶ درصد افزایش داشته است. با توجه به حجم بالای واردات موادغذایی، طبیعتاً نرخ ارز نیز از طریق تاثیری که بر قیمت موادغذایی وارداتی و نهاده-های وارداتی دارد بر تورم موادغذایی اثرگذار است. این متغیر در طی این دوره ۹۱ درصد رشد داشته است. از دیگر متغیرهای مهم کلان اقتصادی می‌توان به نرخ بهره اشاره نمود که از طریق تغییر در میزان سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی بر تورم موادغذایی اثر می‌گذارد که دارای رشد منفی ۲۳ درصد در طی این دوره بوده است (*Central Bank of the Islamic Republic of Iran, 2013*).

مروری بر ادبیات نشان می‌دهد که تمامی مطالعاتی که در داخل کشور به بررسی اثر متغیرهای کلان بر بخش کشاورزی پرداختند اغلب از روش‌های قدیمی مانند *VAR*، *VECM* و *ARDL* استفاده نمودند و کمتر به مبانی نظری حاکم بر تورم موادغذایی پرداخته‌اند و

1 - *Autoregressive Distributed Lag*

2 - *Vector Autoregression*

3 - *Vector Error Correction Model*

Archive of SID

www.SID.ir

این در حالی است که تئوری اقتصادی حاکم بر موضوع از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این خصوص استفاده از روش‌های ساختاری که بر مبنای تئوری اقتصادی می‌باشد در ادبیات موضوع جدید از اهمیت ویژه برخوردار می‌باشد. مدل‌های استاندارد نظیر *VAR* و *VECM* بر پایه فرم خلاصه شده می‌باشند و بیشتر روابط پویای بین متغیرها را بیان می‌کنند و بدون مراجعه به تئوری اقتصادی درک آن مشکل می‌باشد. اما آنچه قابل تفسیر اقتصادی می‌باشد مدل‌های ساختاری است که براساس تئوری‌های اقتصادی ایجاد شده‌اند. مدل‌های ساختاری جهت رفع این مشکل مدل‌های استاندارد ایجاد شده‌اند. در این راستا، هدف از مطالعه حاضر بررسی اثر متغیرهای کلان بر تورم موادغذایی با استفاده از روش مدل تصحیح خطای برداری ساختاری می‌باشد که از این حیث این مطالعه دارای نوآوری می‌باشد.

مواد و روش‌ها

مدل‌های اتورگرسیو برداری (*VAR*) بعد از انتقاد *Simes* (*1980*) به روش معادلات همزمان کاربرد فراوانی یافتند. اما مدل‌های *VAR* استاندارد مدل فرم خلاصه-شده می‌باشد و بیانگر رابطه پویا بین متغیرها است که تفسیر اقتصادی نتایج اغلب غیرممکن است جز اینکه فرم خلاصه شده مدل *VAR* با مدل اقتصادی مرتبط شود. اگر تئوری اقتصادی به منظور ایجاد ارتباط بین خطاهای پیش‌بینی و شوک‌های ساختاری استفاده گردد، به مدل ایجاد شده *SVAR*[1] گویند. این‌گونه مدل-ها به ابزار مهمی در مطالعات اقتصاد کلان تبدیل شده و برای بررسی ارتباط شوک‌های پولی و مالی به‌طور گسترده‌ای استفاده شده است. زمانی که داده‌ها در سطح ایستا نباشند و آزمون هم‌جمعی بیانگر وجود بردار هم-جمعی باشد، در این حالت می‌توان به جای *SVAR* از *SVECM*[2] استفاده نمود. به عبارت دیگر، می‌توان برای متغیرهای هم‌جمع از مدل *SVECM* استفاده نمود (*Ralf, 2001*). به دیگر سخن، مدل *SVECM* این امکان را فراهم می‌سازد که بتوان به‌طور مستقیم تئوری‌های اقتصادی را در تدوین روابط تعادلی بلندمدت و کوتاه مدت وارد نمود.

جهت تشریح مدل *SVECM* یک بردار K بعدی از متغیرهای مشاهده شده y_t جمعی از مرتبه یک [*I(1)*] را در نظر بگیرید که می‌تواند به‌صورت فرآیند اتورگرسیو از مرتبه $p< \infty$ (تعداد وقفه) بیان گردد. بر این اساس، برای برادارهای هم‌جمعی $r>0$ ، مدل تصحیح خطا به-صورت رابطه ۱ بیان می‌گردد (*Beaudry & Lucke, 2010*):

$$\Delta y_t = \sim \ ' y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-1} + u \qquad (۱)$$

که در آن، $\sim$ و ماتریس $K \times r$ ضرایب و بردارهای هم‌جمعی می‌باشد. Γ_jها، $j=1,\ldots, p-1$ ماتریس ضرایب $K \times K$ و u_t اجزای خطای فرم خلاصه شده می‌باشد که می‌توان به‌صورت ترکیب خطی از شوک‌های ساختاری $£_t$ بصورت $u_t = B£_t$ نوشت که این شوک‌ها عمدتاً براساس تئوری اقتصادی و با اعمال فروض و قیدهای مناسب بر ماتریس B بنا می‌گردند.

مدل ساختاری (مدل معروف به مدل B) را می‌توان با استفاده از تئوری گرنجر و مدل فرم خلاصه شده ۱ بصورت مدل *MA* (میانگین متحرک) به‌صورت رابطه ۲ نوشت:

$$y_t = L\sum_{i=1}^{t-1} £_i + \sum_{i=1}^{\infty} \Xi^*(L) B £_{t-i} + y_t^* \qquad (۲)$$

که در آن $L = \ _\perp\left[\sim'_\perp (I_K - \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i)\ _\perp\right]^{-1} \sim'_\perp B$

ماتریس $K \times K$ می‌باشد که اگر مرتبه هم‌جمعی سیستم r باشد، دارای مرتبه $K\text{-}r$ است که بیانگر ماتریس ضرایب بلندمدت شوک‌های ساختاری $£_t$ است، $\sim_\perp$ و $_\perp$ به ترتیب بیانگر مکمل‌های متعامد برای $\sim$ و بوده، $\Xi^*(L) = \sum_{j=0}^{\infty} \Xi_j^* L^j$ یک چندجمله‌ای درجه-نامحدود بصورت عملگر وقفه ای با ماتریس ضرایب Ξ_j^* است که $\lim_{j\to\infty} \Xi^* = 0$ می‌باشد. y_t^* شامل تمام مقادیر اولیه می باشد و B ماتریس اثر کوتاه مدت شوک‌های متناظر می‌باشند. برای شناسا نمودن شوک‌های ساختاری باید روی $B = (b_{ij})$ و $L = (l_{ij})$ براساس تئوری‌های اقتصادی و مطالعات تجربی محدودیت اعمال گردد. همان‌گونه که بیان گردید

1 - *Structural Vector Auto regressions*

2- *Structural Vector Error Correction Model*

Archive of SID

www.SID.ir

ماتریس بلندمدت L دارای مرتبه $K\text{-}r$ می‌باشد. بنابراین، این ماتریس دارای حداقل r=۰ است و لذا، ماتریس L دارای حداقل r شوک با اثر موقت (اثر بلندمدت صفر) و حداقل $k^* = K - r$ شوک اثر دائمی می‌باشد. به دیگر سخن، ماتریس L بیانگر اثر شوک‌های بلندمدت است. لذا، متغیرهایی که دارای اثر شوک‌های بلندمدت نمی‌باشند (یعنی r) دارای مقادیر صفر بوده و تنها متغیرهایی که دارای اثر شوک‌های بلندمدت (یعنی k^*) بوده دارای مقدار خواهند بود. برای شناسا نمودن شوک‌های دایمی دقیقاً به $\frac{k^*(k^*-1)}{2}$ محدودیت اضافی و به‌طور مشابه برای شناسا نمودن شوک‌های موقت یعنی ماتریس B به $\frac{r(r-1)}{2}$ محدودیت اضافی نیاز است (*Lutkepohl, 2004*).

براساس مرور ادبیات مهم‌ترین عوامل موثر بر تورم مواد غذایی شامل: ارزش افزوده بخش کشاورزی، حجم پول، درجه آزادی تجاری، نرخ ارز و نرخ بهره است. از تغییر شاخص قیمت مصرف کننده گروه خوراکی‌ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات (*lcpif*) به‌عنوان تورم موادغذایی، از M_2 به‌عنوان معیار حجم نقدینگی استفاده شده است. به منظور اندازه‌گیری درجه آزادی تجاری، از آنجا که درجه باز بودن اقتصاد در میزان صادرات و واردات انعکاس می‌یابد، از نسبت مجموع ارزش صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر درجه آزادی تجاری استفاده شده است (*Ghetmiri & Harati, 2005*). نرخ سود بانکی به‌صورت میانگین وزنی نرخ سود تسهیلات اعطایی به بخش های مختلف اقتصادی محاسبه می‌شود. در نهایت الگوی تجربی استفاده در این مطالعه به‌صورت زیر می‌باشد:

(۳)

$$y_t = \left(\ln cpif, \ln vad, \ln M_2, \ln open, \ln exr, \ln r\right)$$

که در آن *lncpif* بیانگر لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات، *lnvad* لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت های ثابت۷۶ (میلیاردریال)، $\ln M_2$ حجم نقدینگی (میلیارد ریال)، *lnopen* لگاریتم درجه آزادی تجاری، *lnexr* نرخ ارز اسمی بازار آزاد و *lnr* لگاریتم نرخ سود بانکی می‌باشد. داده‌های استفاده شده در این مطالعه سالانه بوده و برای دوره زمانی۹۰-۱۳۵۷ از بانک مرکزی جمهوری اسلامی و سالنامه‌های آماری جمع‌آوری شده است.

نتایج و بحث

تجزیه و تحلیل تجربی مدل با بررسی ایستایی سری‌های مورد استفاده آغار می‌شود. جهت تعیین درجه جمعی متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (*ADF*) استفاده شد که نتایج مربوطه در جدول ۱ آمده است. آزمون *ADF* ابتدا برای سطح داده‌ها نشان دهنده وجود ریشه واحد در سطح احتمال ۵ درصد برای تمامی متغیرها می‌باشد. بنابراین، تمامی متغیرها در سطح دارای ریشه واحد می‌باشند. اما فرض وجود ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول نتوانسته رد شود؛ بنابراین، سری‌های مورد استفاده جمعی از مرتبه یک *I(1)* می‌باشند.

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد در سطح و در تفاضل مرتبه اول متغیرهای مورد نظر

متغیرها	سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول داده‌ها
لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات	-۱/۵۲	-۴/۰۵***
لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی	-۲/۶۷	-۳/۷۸***
لگاریتم حجم نقدینگی	-۲/۶۹	-۳/۳۵***
لگاریتم درجه آزادی تجاری	۲/۴۳	-۵/۷۸***
لگاریتم نرخ ارز اسمی بازار آزاد	-۲/۲۶	-۳/۰۵***
لگاریتم نرخ سود بانکی	-۱/۱۸	-۵/۷۴***

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*** معنی‌داری در سطح یک درصد)

Archive of SID

www.SID.ir

مطابق جدول ۱، تمامی متغیرها جمعی از مرتبه یکسان می‌باشند، این موضوع ما را به سمت آزمون هم-جمعی و بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها سوق می‌دهد. به همین منظور، در ادامه جهت تعیین رابطه تعادلی بلندمدت بین سری‌های مورد نظر از آزمون جوهانسن استفاده شده است (تعداد وقفه بهینه با استفاده از معیار اطلاعات شوارتز-بیزین یک می‌باشد). همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود آماره اثر، وجود حداکثر یک بردار هم‌جمعی بلندمدت بین سری-های مورد نظر را در سطح احتمال ۵ درصد می‌پذیرد. به‌عبارت دیگر، فرض صفر عدم هم‌جمعی در برابر فرض مخالف وجود حداقل یک بردار هم‌جمعی در سطح احتمال ۵ درصد رد می‌شود. اما فرض صفر وجود حداکثر یک بردار هم‌جمعی در مقابل فرض مخالف حداقل دو بردار هم‌جمعی نتوانسته در سطح احتمال ۵ درصد رد گردد.

جدول ۲- نتیجه آزمون هم‌جمعی جوهانسن

فرضیه صفر	آماره اثر	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	مقادیر بحرانی در سطح ۱ درصد
عدم وجود بردار هم‌جمعی	۱۰۵/۷	۹۴/۱۵	۱۰۳/۱۸
وجود حداکثر یک بردار هم‌جمعی	۶۶/۶۶۹	۶۸/۵۲	۷۶/۰۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بعد از اثبات وجود رابطه تعادلی بلندمدت، مدل تصحیح خطای برداری (*VECM*) با یک بردار هم جمعی (r=۱) برآورد شده است. جدول ۳ نشان‌دهنده برآورد *ML* جوهانسن رابطه بلندمدت می‌باشد که ضرایب براساس شاخص قیمت مصرف‌کننده خوراکیها، آشامیدنی‌ها و دخانیات نرمال شده است:

$$lcpif = -۰/۴۲۷\ lvadd_{t-1} + ۰/۷۷۵ ln M_{2\ t-1} - ۰/۱\ lnopen_{t-1} + ۰/۰۸۹ lnexr_{t-1} + ۰/۷۳۳\ lnr_{t-1}$$

نتایج به‌دست آمده در خصوص ضرایب تخمینی در تمامی موارد دور از انتظار نمی‌باشد. ضریب ارزش افزوده بخش کشاورزی برابر ۰/۴۲- برآورد شده و به این معنی است که با افزایش یک درصد در ارزش افزوده بخش کشاورزی به میزان ۰/۴۲ درصد تورم مواد غذایی کاهش می‌یابد. تاثیر حجم نقدینگی بر تورم مواد غذایی مثبت و برابر ۰/۷۷۵ بوده که دارای بیشترین تأثیر بر تورم مواد غذایی می‌باشد که بیانگر این است با افزایش یک درصد در حجم نقدینگی تورم مواد غذایی به میزان ۰/۷۷۵ درصد افزایش می‌یابد. ضریب آزادی تجاری برابر ۰/۱ و دارای اثر منفی بر تورم مواد غذایی بوده، تأثیر نرخ ارز بر تورم مواد غذایی مثبت و برابر ۰/۰۸۹ و همچنین، اثر نرخ سود بانکی مثبت و برابر ۰/۷۳۳ ارزیابی شده است. تمامی متغیرها به جز نرخ ارز دارای اثر معنی‌دار بر تورم مواد غذایی می‌باشند. بنابر نتیجه به‌دست آمده حاصل از برآورد مدل تصحیح خطای برداری نرخ سود بانکی بعد از حجم نقدینگی دارای بیشترین اثر مثبت بر تورم مواد غذایی می‌باشد، یعنی بعد از حجم نقدینگی مهم‌ترین عاملی که منجر به تورم مواد غذایی می‌شود نرخ سود بانکی می‌باشد.

جدول ۳- بردار هم‌انباشتگی و ضرایب تعدیل مدل *VECM* با یک بردار هم‌جمعی(r=۱)

	Lnvadd	$\ln M_2$	*Lnopen*	*lnexr*	*Lnr*
$\hat{}$	۰/۴۲	-۰/۷۵۵	۰/۱	-۰/۰۸۹	-۰/۷۳۳
	(۲/۱۵۵)	(-۲۰/۶۹)	(۴/۶۸)	(-۱/۴۸)	(-۷/۹۷)
$\tilde{}$	-۰/۵۵	-۰/۱۱	-۰/۱۵	-۴/۸۲	۰/۲۷
	(۰/۹۰۹)	(-۱/۱۵)	(-۴/۱۴)	(۰/۷۱)	(۱/۵)

مأخذ: یافته‌های تحقیق (عبارات داخل پرانتز بیانگر آماره t می‌باشد.)

Archive of SID

www.SID.ir

جهت شناسا نمودن پارامترهای مدل فرم خلاصه شده، می‌بایستی به سراغ مدل تصحیح خطای ساختاری رفت. اگر بردار شوک‌های ساختاری با $\pounds_t = (\pounds_{\ln cpi}, \pounds_{\ln vad}, \pounds_{\ln M_2}, \pounds_{\ln open}, \pounds_{\ln exr}, \pounds_{\ln r})$ نشان داده شود. از آنجا که مدل *VECM* دارای ۶ متغیر (*K*=۶) و یک بردار هم‌جمعی (*r*=۱) می‌باشد، همان‌گونه که در مواد و روش‌ها بیان گردید، این مدل *VECM* دارای $k^* = K - r = 5$ شوک با اثر دائم بوده، و*r*=۱ شوک دارای اثرات موقت می‌باشد. از آنجا که بردار هم‌جمعی براساس شاخص قیمت مصرف‌کننده خوراکی-ها، آشامیدنی‌ها و دخانیات نرمال شده است، شوک‌های تورم موادغذایی ($\pounds_{\ln cpi}$) اثر بلندمدت بر متغیرهای بردار y_t ندارد (یعنی شوک‌ها دارای اثر موقت می-باشد)، به این ترتیب مقادیر ستون اول ماتریس بلندمدت (شوک مربوط به تورم مواد غذایی) برابر با صفر قرار می-گیرد. همان‌گونه که بیان گردید برای شناسا نمودن $k^* = 5$ شوک دائم به $k^*(k^*-)/2 = 10$ محدودیت اضافی نیاز می‌باشد. مرور منابع نشان می‌دهد ارزش افزوده بخش کشاورزی به حجم پول، درجه آزادی تجاری و نرخ ارز و نرخ سود بانکی ارتباط دارد. اما از آنجا که بخش کشاورزی در ایران هنوز بصورت سنتی و نیمه سنتی است در این مطالعه فرض می‌گردد که شوک ارزش افزوده کشاورزی تنها بر تورم مواد غذایی اثر داشته و اثری بر حجم پول، درجه آزادی تجاری، نرخ ارز و نرخ بهره ندارد که این فرض با یافته‌های دادرس مقدم و زیبایی (۱۳۸۸) سازگار می‌باشد. لذا ۴ محدودیت $l_{32} = 0, l_{42} = 0, l_{52} = 0, l_{62} = 0$ در ماتریس بلندمدت قرار گرفت. از آنجا که نرخ سود بانکی در ایران دستوری می‌باشد؛ می‌توان فرض نمود تنها به شوک ساختاری خود عکس‌العمل نشان می‌دهد. چنین فرضی در مطالعه *Shahbazi & Kalantari* (*2012*) نیز استفاده شده است. بنابراین، می‌توان فرض کرد شوک حجم پول ($\pounds_{\ln M_2}$)، شوک درجه آزادی تجاری ($\pounds_{\ln open}$) و شوک نرخ ارز ($\pounds_{\ln exr}$) اثری بر نرخ سود بانکی ندارد ($l_{63} = 0, l_{64} = 0, l_{65} = 0$). اگر عرضه پول تابعی از نرخ بهره در نظر گرفته شود[1] (*Shakeri, 2012*)، می‌توان فرض نمود که شوک آزادی تجاری اثری بر عرضه پول ندارد. ($l_{34} = 0$). محدودیت بعدی که براساس تئوری اقتصادی استفاده شده است مدل دورنبوش می‌باشد، طبق این مدل شوک عرضه پول در بلندمدت اثری روی نرخ ارز اسمی ندارد (*Mozaeni, 2006*) لذا $l_{53} = 0$ قرار داده می‌شود. هنوز یک محدودیت دیگر جهت شناسا نمودن لازم است، از آنجا که درجه آزادی تجاری از نسبت ارزش صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی محاسبه شده است و اگر صادرات تابعی از قیمت نسبی کالاهای خارجی در مقابل کالاهای داخلی و سطح درآمد خارجیان در نظر گرفته شود و واردات تابعی از قیمت نسبی کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی و سطح درآمد ملی در نظر گرفته شود (*Rahmani, 2007*) و نظریه کلاسیک ها در مورد خنثی بودن پول در بلندمدت پذیرفته شود[2] (*Rahmani, 2009*)، می‌توان فرض نمود شوک حجم پول تأثیری بر آزادی تجاری ندارد ($l_{43} = 0$)از آنجایی *r=1* می‌باشد، مطابق *r(r-1)/2=0* بدون هیچ اعمال محدودیت بر شوک موقت، ماتریس *B* شناساست. ستاره-ها نشان دهنده عناصر نامقید می‌باشند. در نهایت، با توجه به ماتریس‌های *L* و *B* الگوی *SVECM* برآورد گردید که ماتریس‌های برآورد شده $\widehat{B}$ و $\widehat{L}$ به‌صورت زیر می‌باشند:

---

[1]- $\frac{M^S}{P} = \frac{\overline{M}}{P} + zr^{-}$ که عرضه پول از دو جز تشکیل شده است، یک جز مستقل و برونزا و یک جز غیر مستقل و تابعی از نرخ بهره است که در آن z اندازه تأثیر تغییر نرخ بهره بر عرضه پول می‌باشد.

[2]- کلاسیک‌ها معتقدند سیاست‌های پولی و مالی بویژه سیاست‌های پولی که قادر به تغییر تقاضای کل است در کوتاه مدت قادر به تغییر تولید و اشتغال و بیکاری هستند، اما در بلندمدت به دلیل تصحیح انتظارات تورمی و انطباق انتظارات تورمی با تورم واقعی منحنی فیلیپس و عرضه کل عمودی می‌شوند و بنابراین سیاست‌های پولی و مالی قادر به تغییر تولید و اشتغال نبوده و صرفاً بر سطح قیمت‌ها و دستمزدها اثر می‌گذارد.

Archive of SID

www.SID.ir

$$B=\begin{pmatrix} * & * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * & * \end{pmatrix} \qquad L=\begin{pmatrix} 0 & * & * & * & * & * \\ 0 & * & * & * & * & * \\ 0 & 0 & * & 0 & * & * \\ 0 & 0 & 0 & * & * & * \\ 0 & 0 & 0 & * & * & * \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & * \end{pmatrix}$$

$$\hat{B}=\begin{pmatrix} 0.0206 & -0.0186 & 0.0376 & -0.0415 & 0.0326 & 0.0110 \\ (2.3280) & (-1.9202) & (1.6798) & (-1.2179) & (1.2250) & (0.6011) \\ 0.0024 & 0.0354 & 0.0050 & -0.0042 & -0.0144 & 0.0183 \\ (0.5154) & (3.5019) & (0.6402) & (-0.3284) & (-0.7703) & (-1.7238) \\ 0.0045 & 0.0083 & 0.0302 & -0.0045 & -0.0233 & -0.0268 \\ (0.8291) & (1.3690) & (2.6814) & (-0.4409) & (-0.7703) & (-1.7238) \\ 0.2384 & 0.0319 & -0.1362 & 0.0645 & -0.02473 & 0.2381 \\ (1.9822) & (0.5018) & (-1.1465) & (0.5606) & (-0.8972) & (2.0458) \\ -0.0206 & -0.0281 & 0.0170 & -0.1089 & 0.0066 & 0.0607 \\ (-1.1325) & (-1.6407) & (0.5687) & (-0.9503) & (0.1313) & (1.7726) \\ -0.0137 & -0.0082 & 0.0327 & 0.0205 & -0.0205 & 0.0531 \\ (-1.4805) & (-0.9520) & (1.6969) & (0.8933) & (-0.7783) & (2.4144) \end{pmatrix}$$

$$\hat{L}=\begin{bmatrix} 0 & -0.0149 & 0.0723 & -0.0652 & 0.0254 & 0.0269 \\ & (-3.4072) & (2.2269) & (-1.1898) & (0.5132) & (0.6614) \\ 0 & 0.0303 & -0.0109 & 0.0069 & -0.0109 & 0.0208 \\ & (3.4072) & (-1.0503) & (0.6543) & (-0.66446) & (1.5339) \\ 0 & 0 & 0.0873 & 0 & -0.0625 & -0.0353 \\ & & (2.2901) & & (-0.06998) & (-0.7823) \\ 0 & 0 & 0 & 0.3689 & -0.5508 & 0.1306 \\ & & & (1.2445) & (-1.000) & (0.4749) \\ 0 & 0 & 0 & -0.1924 & 0.0961 & 0.0932 \\ & & & (-1.0278) & (0.9104) & (1.0143) \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0.0959 \\ & & & & & (2.767) \end{bmatrix}$$

مأخذ: یافته‌های تحقیق (عبارات داخل پرانتز بیانگر مقادیر آماره t می‌باشد.)

اثر کوتاه مدت متغیرهای مورد مطالعه بر تورم مواد غذایی در ردیف اول ماتریس $\hat{B}$ و اثر بلندمدت متغیرهای مزبور بر تورم مواد غذایی در ردیف اول ماتریس $\hat{L}$ آمده است. همان‌گونه ملاحظه می‌گردد در کوتاه مدت شوک تورم مواد غذایی، حجم پول، نرخ ارز اسمی بازار و نرخ سود بانکی دارای اثر مثبت و ارزش افزوده بخش کشاورزی و درجه آزادی تجاری دارای اثر منفی بر تورم مواد غذایی است. در این میان تنها شوک تورم موادغذایی در سطح احتمال ۵ درصد و ارزش افزوده بخش کشاورزی در سطح احتمال ۱۰ درصد در کوتاه مدت معنی‌دار می‌باشد. به عبارت دیگر، در کوتاه مدت تنها شوک‌های تورم موادغذایی و ارزش افزوده بخش کشاورزی اثر معنی‌داری بر تورم مواد غذایی در کشور دارند. همان‌گونه در ماتریس $\hat{L}$ مشاهده می‌گردد

Archive of SID

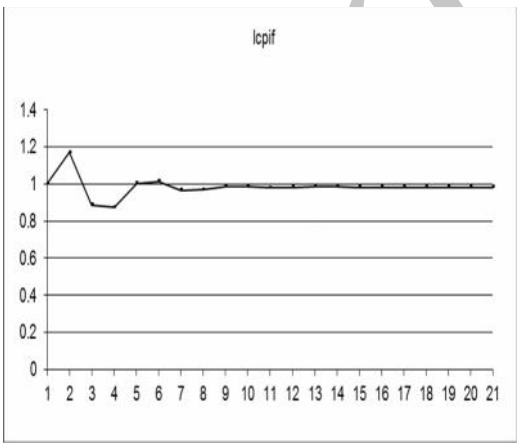
www.SID.ir

در بلندمدت تنها شوک ارزش افزوده بخش کشاورزی و حجم پول داری اثر معنی‌دار بر تورم موادغذایی می‌باشند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت در بلندمدت سیاست پولی (یعنی حجم پول) اثر مثبت و معنی‌داری بر تورم مواد غذایی دارد. نکته قابل توجه اینکه شوک ارزش افزوده بخش کشاورزی هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت اثر معنی داری بر تورم مواد غذایی دارد.

نمودار ۱ نشان‌دهنده اثر شوک‌های تورم مواد غذایی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، حجم پول، درجه آزادی تجاری، نرخ ارز و نرخ سود بانکی به اندازه یک انحراف معیار بر تورم مواد غذایی می‌باشد. همان‌گونه که در نمودار ۱.الف مشاهده می‌شود، اثر تغییرات تورم مواد‌غذایی به اندازه یک انحراف معیار بر خود تورم مواد غذایی در همان دوره تورم را به اندازه ۱ واحد افزایش می‌دهد و در دوره دوم به مقدار حداکثر خود یعنی ۱/۱۶ می‌رسد، سپس در دوره سوم به حداقل مقدار خود کاهش می‌یابد و بعد از اندکی افزایش از دوره ششم به بعد در حد ۰/۹ و موازی با خط افقی پایدار می شود. نمودار ۱.ب اثر شوک وارده بر تورم مواد غذایی از سوی متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی را نشان می‌دهد، بطوری‌که اگر ارزش افزوده بخش کشاورزی به اندازه یک انحراف معیار افزایش یابد در همان دوره بر تورم مواد غذایی تأثیری ندارد، اما در دوره بعدی به اندازه ۰/۲۳- واحد بر تورم مواد غذایی اثر منفی می‌گذارد یعنی منجر به کاهش تورم مواد غذایی می‌گردد و این اثر منفی بعد از چند حرکت نوسانی در دوره هفتم تا حدی افزایش می‌یابد و به ۰/۳۲- رسیده و تا پایان دوره و در بلندمدت برقرار می‌باشد. یعنی در واقع افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی منجر به کاهش تورم مواد غذایی می‌گردد. نمودار ۱.ج نیز نشان می‌دهد که یک تغییر به اندازه یک انحراف معیار در حجم نقدینگی در همان دوره تأثیری بر تورم مواد غذایی ندارد و در دوره بعدی میزان تورم مواد غذایی افزایش می‌یابد تا اینکه بعد از سومین دوره با رسیدن به حداکثر مقدار خود یعنی ۰/۴۴، این اثر مثبت بعد از اندکی کاهش تا دوره هشتم، در بلندمدت در سطح ۰/۳۵ پایدار می‌ماند. یعنی افزایش حجم نقدینگی منجر به تورم موادغذایی می‌شود. همچنین، نمودار ۱.د نشان می‌دهد به ازای یک شوک به اندازه یک انحراف معیار درجه آزادی تجاری، در همان دوره اثری بر تورم موادغذایی نداشته اما در دوره بعدی به اندازه ۰/۰۵۵- از تورم مواد غذایی می‌کاهد و بعد از رسیدن به حداقل مقدار خود در دوره دوم پس از اندکی نوسان در دوره یازدهم به حدود ۰/۰۵۴- رسیده و تا پایان دوره باقی می‌مانند. نمودار ۱.و نشان می‌دهد که یک تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در نرخ ارز در همان دوره بر تورم مواد غذایی اثری ندارد، اما در دوره بعد ۰/۰۴ تورم مواد غذایی را افزایش می‌دهد و بعد از رسیدن به حداکثر مقدار خود در دوره سوم، این اثر مثبت در دوره‌های بعد با اندکی کاهش تا پایان دور حدود ۰/۲۳ باقی می‌ماند. در نهایت، نتایج تابع واکنش تکانه به شوک نرخ سود بانکی در نمودار ۱.ی آورده شده است. یک شوک نرخ سود بانکی به اندازه یک انحراف معیار در همان دوره تاثیری بر تورم مواد غذایی ندارد؛ اما از دوره اول به بعد روند افزایشی و صعودی می‌یابد که بیانگر این است که در دوره‌های بعد این اثر همچنان اثر مثبت خود را بر تورم موادغذایی بر جا می‌گذارد.

نمودار ۱- تابع واکنش تکانه تورم مواد غذایی به شوک‌های متغیرهای کلان اقتصادی

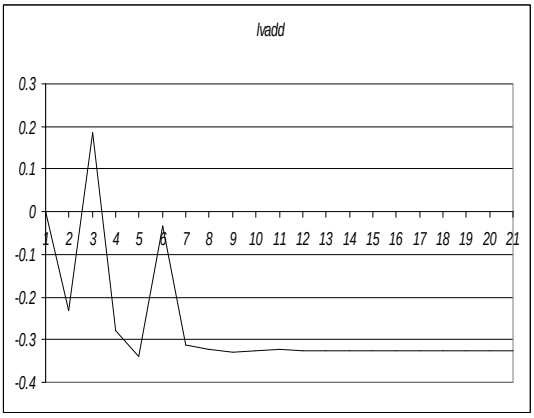
نتیجه گیری و پیشنهادها



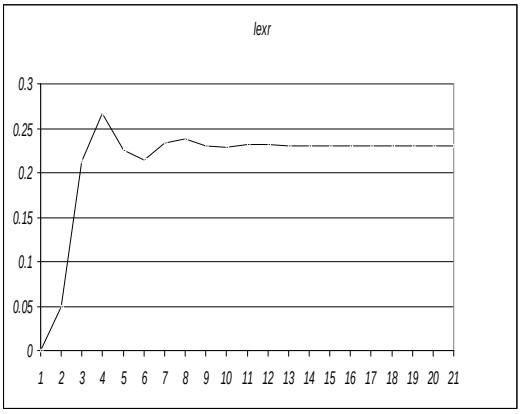
الف. واکنش تورم مواد غذایی به یک انحراف معیار تغییر در شاخص قیمت مصرف‌کننده خوراکیها، آشامیدنیها و دخانیات

Archive of SID

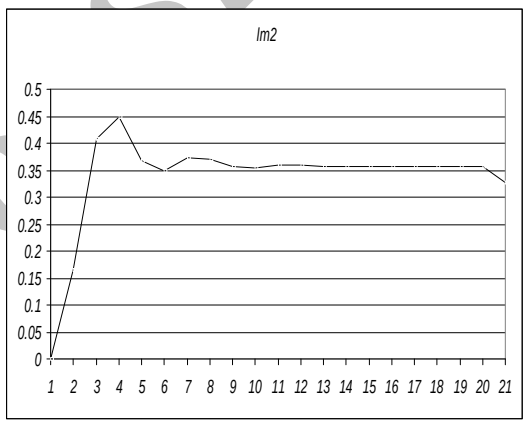
www.SID.ir



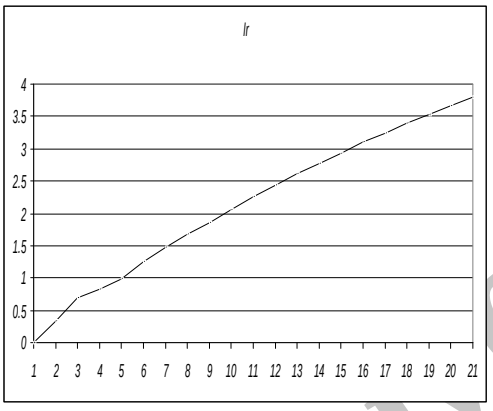
ب. واکنش تورم مواد غذایی به یک انحراف معیار تغییر در ارزش افزوده بخش کشاورزی



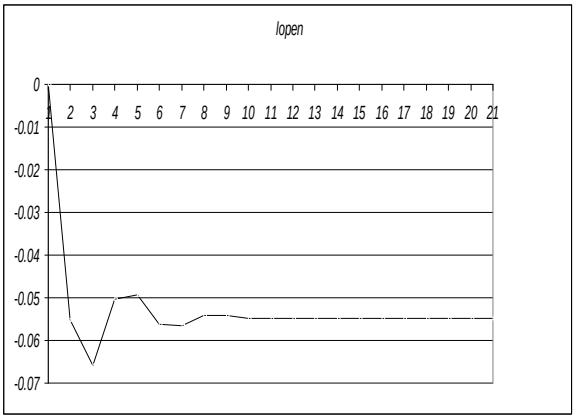
و. واکنش تورم مواد غذایی به یک انحراف معیار تغییر در نرخ ارز



ج. واکنش تورم مواد غذایی به یک انحراف معیار تغییر در حجم نقدینگی



ی. واکنش تورم مواد غذایی به یک انحراف معیار تغییر در نرخ سود بانکی



د. واکنش تورم مواد غذایی به یک انحراف معیار تغییر در درجه آزادی تجاری

نتیجه گیری و پیشنهادها

مطالعات فراوانی چه در داخل و چه در خارج از کشور به بررسی اثر متغیرهای کلان بر بخش کشاورزی پرداختند که نشان می‌دهد، بخش کشاورزی از متغیرهای کلان اثر می‌پذیرد. در این مطالعه سعی شد با رویکردی جدید به این مسئله پرداخته شود که چگونه متغیرهای کلان اقتصادی بر تورم مواد غذایی اثر دارند؟ برای این منظور مدل تصحیح خطای برداری ساختاری استفاده شده است. به‌منظور بررسی اثر متغیرهای کلان بر تورم موادغذایی براساس مرور منابع ارزش افزوده بخش کشاورزی، عرضه پول، نرخ ارز، درجه آزادی تجاری و نرخ ارز و نرخ بهره را به عنوان مهم‌ترین متغیرهای کلان تأثیرگذار بر بخش کشاورزی انتخاب شده است. نتایج نشان داد در کوتاه مدت شوک تورم موادغذایی، حجم پول، نرخ ارز اسمی بازار و نرخ سود

Archive of SID

www.SID.ir

بانکی داری اثر مثبت و ارزش افزوده بخش کشاورزی و درجه آزادی تجاری دارای اثر منفی و مورد انتظار بر تورم موادغذایی می‌باشد، که تنها شوک تورم موادغذایی در سطح ۵ درصد و ارزش افزوده بخش کشاورزی در سطح ۱۰ درصد در کوتاه مدت معنی‌دار می‌باشند. در بلندمدت، تنها شوک ارزش افزوده بخش کشاورزی و حجم پول دارای اثر معنی‌دار بر تورم موادغذایی می‌باشند.

نتایج تحقیق نشان می‌دهد که اعمال سیاست پولی انبساطی در بلندمت منجر به تورم مواد غذایی می‌شود، بنابراین لازم است در اجرای سیاست‌های کلان دقت شود، پرداخت نقدی یارانه‌ها با افزایش حجم پول نه تنها تأمین کننده امنیت غذایی نمی‌باشد، از طریق تورم موادغذایی باعث به خطر افتادن امنیت غذایی می‌گردد. از آنجایی که یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد افزایش ارزش افزوده بخش کشاورزی منجر به کاهش تورم مواد غذایی هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت می‌گردد. بنابراین، لزوم توجه و سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی در تأمین امنیت غذایی موثر می‌باشد. براساس یافته‌های تحقیق، شوک تورم مواد غذایی خود نیز منجر به تورم مواد غذایی در کوتاه مدت می‌گردد. بنابراین، لازم است با داشتن ذخیره احتیاطی مناسب از ایجاد شوک تورم غذایی اجتناب نمود.

REFERENCES

1. *Abdullah, M. & Kalim, R. (2012). Empirical analysis of food price inflation in Pakistan. World Applied Sciences Journal. 16(7): 933-939.*
2. *Akbari, A.H., & Rankaduwa, W. (2005). Determinants of Inflation and Feasibility of Inflation Targeting in a Small Emerging Market Economy: The Case of Pakistan. Meeting of the Atlantic Canada Economics Association, Halifax, Nova Scotia. November 15-16, 2005.*
3. *Amirazdi, A., & Mohammadi, H. (2010). Analysis the effects of monetary and fiscal policies on agricultural sector variables. Quarterly Journal of Economic Research and Policies. 18(53), 45-58. (In Farsi)*
4. *Anand, R., Ding, D. & Tulin, V. (2014). Food inflation in India: The role for monetary policy. IMF Working paper.14/178. Asia and Pacific Department. September 2014.*
5. *Azam Joiya, S. & Shahzad, A. (2013). Determinants of hight food prices the case of Pakistan. Pakistan Economic and Social Review. 51(1):93-107.*
6. *Beaudry, P. & Lucke, B. (2010). Letting Different Views about Business Cycles Compete. NBER Macroeconomics Annual 2009, 24: 413 - 455.*
7. *Central Bank of Iran. (2013). Statistics Central Bank of the Islamic Republic of Iran.From www.cbi.ir/section/1378.aspx.*
8. *Cho, G., Kim, M., & Koo, W.W. (2005). Macro Effects on Agricultural Prices in Different Time Horizons. Meeting of the American Agricultural Economics Association, Providence, Rhode Island. July 24-27, 2005.*
9. *Dadras Moghadam, A., & Zibaei, M. (2009). The relationship between macroeconomic variables and Iran 's agricultural sector (with emphasis on monetary policy). Quarterly Journal of Economic Research. 13(39), 95-111. (In Farsi)*
10. *Durevall, D., Loening, L. & Birru, Y.A. (2013). Inflation dynamics and food prices in Ethiopia. Journal of development economics. 104: 89-106.*
11. *Ghetmiri, M.A., & Harati, J. (2005). Effects of macroeconomic variables on food price index using a Autoregressive Distributed Lag Model in Iran (1959-2000). Quarterly Journal of Economic Research. 7 (23): 221-235. (In Farsi)*
12. *Hajian, M.H., Khalilian, S., & Daliri, A. (2007). Effect of monetary and fiscal policies on main variables of agricultural sector. Economic Research Journal. 7(4), 27-47. (In Farsi)*
13. *Kargbo, J. M. (2005). Impacts of Monetary and Macroeconomic Factors on Food Prices in West Africa. Agrekon, 44(2): 205-224.*
14. *Kargbo, J.M. (2000). Impacts of Monetary and Macroeconomic Factors on Food Prices in Eastern and Southern Africa. Applied Economics, 32(11): 1373-1389.*
15. *Lutkepohl, H. & Kratzig, M. (2004). Applied Time Series Econometrics. Cambridge University Press.*
16. *Mozaeni, A.H. (2006). The effect of monetary shocks on real and nominal variables of the economy (Case study of the exchange rate and the balance of trade). Nameh-ye Mofid, 2 (83): 54-100. (In Farsi)*

Archive of SID

www.SID.ir

17. *Mushtaq, kh., Ghafoor, A. Ahmad, A. & Ahmad, F. (2011). Impact of monetary and Macroeconomic Factors on Wheat Price in Pakistan: Implications for Food Security. The Lahore journal of Economics, 16(1), 95-110.*
18. *Rabiye, H., Salarpur, M., & Sabouhi Saboni, M. (2012). The effect of macroeconomic variables on income of the agricultural sector. Agricultural Economics Research. 4(65), 65-85. (In Farsi)*
19. *Rahmani, T. (2007), Macroeconomics, (12 th ed.). Volume I. Published by the brothers. (In Farsi)*
20. *Rahmani, T. (2009), Macroeconomics, (11 th ed.). Volume II. Published by the brothers. (In Farsi)*
21. *Ralf, B. (2001). Source of German unemployment: A structural vector error correction analysis. Discussion Papers, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes:1-27.*
22. *Shahbazi, K., & Kalantari, Z. (2012). The effects of monetary and fiscal policy shocks on the variables in the housing market in Iran: SVAR approach. Quarterly Journal of Economic Research and Policies. 20 (77): 61 -104. (In Farsi)*
23. *Shakeri, A. (2012), Theory and Macroeconomic Policy, (3 th ed.). Volume I. Published by Rafe. (In Farsi)*

Archive of SID

www.SID.ir