نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۴، شماره ۲، تابستان ۱۳۸۹، ص. ۱۸۴-۱۷۷

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 24, No. 2, Summer 2010, p. 177-184

بررسی اثر سیاست‌های پولی بر قیمت غذا در ایران

مهدی اعظم‌زاده شورکی[1*]- صادق خلیلیان[2]

تاریخ دریافت:۸۸/۳/۳
تاریخ پذیرش:۸۹/۷/۶

چکیده

تهیه مواد غذایی برای جمعیت در حال رشد، تامین امنیت غذایی، افزایش تولید و افزایش درآمدهای ارزی از مهترین هدف‌های برنامه‌ای هر کشور محسوب می‌شود و سیاست‌های پولی از جمله ابزارهایی است که به طور مستقیم و غیر مستقیم بر روی قیمت غذا و متغیرهای عمده کشاورزی تاثیر می‌گذارد. در این تحقیق از تحلیل سری‌های زمانی برای بررسی تاثیر سیاست‌های پولی بر شاخص قیمت مواد غذایی در دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۲ استفاده گردید. بدین منظور متغیرهای حجم پول، نرخ ارز و نرخ بهره به عنوان متغیرهای سیاست پولی بکار گرفته شد و به منظور تخمین مدل از روش ARDLاستفاده گردید. نتایج برآورد الگو نشان داد که یک رابطه بلند مدت بین متغیرهای سیاست پولی و شاخص قیمت غذا وجود دارد و شاخص قیمت مواد غذایی با نرخ بهره، حجم نقدینگی و نرخ ارز رابطه مثبت دارد که از لحاظ تئوری قابل انتظار است، بنابراین دولت به منظور کنترل قیمت غذا و تامین امنیت غذایی باید از سیاست‌های پولی استفاده نماید، همچنین نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا نشان دهنده سرعت نسبتا زیاد به سمت تعادل بلندمدت است.

طبقه بندی JEL: e5, e52, q18

واژه های کلیدی: امنیت غذایی، شاخص قیمت غذا، سیاست پولی، روش ARDL، الگوی تصحیح خطا

مقدمه

با توجه به اهمیت تامین غذایی در فرایند توسعه اقتصادی، بحث امنیت غذایی همواره در کشورهای درحال توسعه مطرح بوده و متغیر قیمت مواد غذایی به عنوان یک متغیر کلیدی و اثر گذار بر عرضه و تقاضا برای مواد غذایی و محصولات کشاورزی مورد توجه سیاست‌گذاران بوده است. سهم کشاورزی در اشتغال، تولید ناخالص ملی و صادرات و همچنین تغییرات آن در جریان توسعه اقتصادی ایران منعکس کننده درجه وابستگی اقتصاد کشور به کشاورزی و موقعیت کنونی بخش کشاورزی است (۶).

در هرکشوری سیاست‌های پولی به عنوان زیر مجموعه‌ای از سیاست‌های اقتصادی به منظور تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها، ایجاد رشد اقتصادی و اشتغال و حفظ ارزش پول ملی و برقراری تعادل در تراز پرداخت‌ها اتخاذ و اعمال می‌گردد (۲). بدین جهت دولت‌ها در مواردی با اجرای سیاست‌های پولی با تاثیرگذاری بر روند قیمت و تولید این محصولات، در جهت دستیابی به هدف تامین غذایی در اقتصاد مداخله می‌کنند.

تاثیر پذیری قیمت محصولات کشاورزی و غذایی از سیاست‌های کلان به نحو وسیعی در ادبیات اقتصادی مورد توجه اقتصاددانان قرارگرفته است. قیمت محصولات کشاورزی و غذایی به طور مستقیم از طریق سیاست‌های خاص بخش کشاورزی نظیر سیاست قیمت‌گذاری محصولات کشاورزی وغذایی و یا به طور غیر مستقیم از طریق سیاست‌های کلان، تحت تاثیر قرار می‌گیرد. سیاست‌های ارزی از طریق تاثیر بر قیمت وارداتی مواد خوراکی و یا مواد اولیه مورد نیاز تولید کنندگان، قیمت مواد خوراکی را تحت تاثیر قرار می‌دهند و سیاست‌های پولی تاثیر شوک‌های پولی را به عنوان یکی از متغیرهای اثر گذار بر سطح قیمت و انگیزه‌های تولید از سوی کشاورزی مورد بررسی قرار می‌دهد. سوال این است که آیا واکنش قیمت محصولات کشاورزی و غذایی در مقایسه با سایر محصولات یکسان است؟ پاسخ این سوال را می‌توان براساس مطالعه اوردن و رابرتسون (۱۶) داد که پایایی تاثیر سیاست‌های کلان را بر بخش کشاورزی مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این مطالعه که برای نیوزیلند انجام گرفته خنثی بودن پول در بلند مدت را تایید می‌کند و از بعد کلان نیز این نتیجه حاکی از آن

۱و۲- دانش آموخته کارشناسی ارشد و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس
(*- نویسنده مسئول: Email:m_aazamzadeh@yahoo.com)

Archive of SID
www.SID.ir

است که سیاست‌های انبساطی پولی در کوتاه مدت باعث افزایش سطح قیمت کالاهای کشاورزی و مواد غذایی در مقایسه با سطح تعادلی آن در بلند مدت می‌شود و به این ترتیب، از طریق سیاست‌های کلان امکان تاثیرگذاری بر انگیزه‌های کشاورزی در کوتاه مدت وجود دارد (۱۷).

در مطالعه‌ای که در ایران بر روی تاثیر متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد غذایی با استفاده از یک الگوی خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL) مورد بررسی قرار گرفت، نشان داد که درکوتاه مدت شاخص قیمت مواد غذایی با نرخ ارز و حجم نقدینگی رابطه مثبت و با درجه آزادی اقتصادی یک رابطه عکس دارد و همچنین در بلند مدت در مورد نحوه تاثیر متغیرهای شاخص تولید سرانه داخلی مواد غذایی و درآمد سرانه واقعی بر شاخص مواد غذایی نمی‌توان نظر داد (۴).

متغیرهای درآمد، نرخ ارز، سیاست‌های پولی و تجاری در کنار تغییرات سطح تولید مواد غذایی تاثیر قابل ملاحظه‌ای بر قیمت مواد غذایی داشته که استفاده از سیاست‌های کلان اقتصادی را به منظور ایجاد اصلاحات در زمینه‌ی سیاست‌های مرتبط با امنیت غذایی مورد تاکید قرار می‌دهد (۱۳).

بررسی عکس العمل‌های پویای قیمت‌ها نسبت به شوک‌های عرضه پول نشان می‌دهند که قیمت‌های کشاورزی نسبت به اجزای زراعت و دامپروری همگرا نیستند و به طور کلی کشاورزی از سیاست‌های انبساط پولی در کوتاه مدت منفعت می‌برد، همچنین قیمت محصولات دامپروری نسبت به یک شوک پولی در مقایسه با قیمت محصولات زراعی موثرتر نشان می‌دهند (۱۲).

مطالعه‌ای در کشور چین نشان می‌دهد که متغیرهای پولی از جمله عرضه پول و نرخ تورم بر روی قیمت غذا اثر مثبت و معنی‌داری دارند، ولی نرخ ارز روی قیمت غذا اثرات کمتری دارد که می‌توان علت آن را به علت عدم تجارت آزاد بیان کرد (۱۴).

نوسانات قیمت غذا در یک کشور، درآمد کشاورزان و هزینه زندگی مصرف کنندگان مواد غذایی را به طور مستقیم تحت تاثیر قرار می‌دهد. از آنجا که سهم قابل توجهی از هزینه خانوارهای کم درآمد را هزینه تامین غذا تشکیل می‌دهد. این تغییرات قیمت غذا بر روی هزینه‌های خانوارهای کشورهای در حال توسعه که درآمد کمتری نسبت به کشورهای توسعه یافته دارند تاثیر بیشتری دارد. با توجه به اینکه ایران جزو کشورهای در حال توسعه می‌باشد روند تغییرات قیمت غذا و عوامل موثر بر این تغییرات، باید مورد توجه قرار گیرد تا بتوان با توجه به نحوه و میزان اثرگذاری این سیاست‌ها بر روی قیمت غذا در ایران، راهکارهای لازم را برای کنترل قیمت غذا بیان کرد.

باتوجه به نتایج مطالعات انجام شده در این زمینه و تجربه کشورهای مختلف، در مطالعه حاضر به دلیل اهمیت سیاست‌های پولی بر بخش کشاورزی، اثر سیاست‌های پولی بر روی قیمت‌های غذا درطی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۲ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. در این راستا از متغیرهای حجم پول، نرخ بهره و نرخ ارز برای بیان سیاست‌های پولی و از شاخص قیمت مواد خوراکی به عنوان نماینده شاخص قیمت غذا در ایران استفاده شده است.

روش تحقیق

براساس مبانی نظری، قیمت مواد غذایی به طور هم زمان و با توجه به تعادل عرضه و تقاضا و واکنش متقابل تولید کنندگان و مصرف کنندگان ایجاد می‌شود. چنانچه عوامل موثر بر عرضه و تقاضا را به ترتیب با X_i و Z_i نشان دهیم، باتوجه به همزمانی تاثیر این عوامل بر قیمت مواد غذایی، رابطه ضمنی این متغیر و سایر متغیرها را می‌توان در چارچوب روابط (۱) تا (۳) نشان داد.

$$Q_{st} = f(x_{1t}, x_{2t}, ..., x_{nt}) \quad (۱)$$

$$Q_{dt} = f(z_{1t}, z_{2t}, ..., z_{nt}) \quad (۲)$$

$$Q_{st} = Q_{dt} \quad (۳)$$

با توجه به مداخله دولت در زمینه مواد غذایی و همچنین وابستگی اقتصاد به واردات مواد غذایی، شاخص قیمت مواد غذایی علاوه بر عوامل داخلی، تحت تاثیر عوامل خارجی نیز قرار دارد. با توجه به این واقعیت عرضه علاوه بر تولید و قیمت، تحت تاثیر سیاست‌های دولت در ارتباط با واردات مواد غذایی و سایر متغیرهای اثر گذار بر واردات از جمله نرخ ارز قرار دارد (۱۳). به طور مشخص عرضه مواد غذایی تابعی از متغیرهای شاخص قیمت مواد غذایی، شاخص قیمت مواد غذایی با تاخیر زمانی (با توجه به تاثیر قیمت در دوره‌های قبلی بر تصمیم عرضه‌کنندگان مواد غذایی)، شاخص تولید سرانه داخلی مواد غذایی، شاخص درجه باز بودن اقتصاد و شاخص نرخ ارز به عنوان عامل منعکس کننده تاثیر سیاست‌های دولت بر واردات مواد غذایی در نظر گرفته شده است. اما درباره عوامل موثر بر تقاضا، علاوه بر متغیر شاخص قیمت موادغذایی می توان به عامل درآمد سرانه نیز اشاره کرد (۱۳).

با توجه به نکات فوق، به منظور بررسی اثرات متغیرهای کلان بر شاخص مواد غذایی، در این مطالعه از الگوی تقلیل یافته کارگبو (۱۳)، استفاده می‌شود. در این الگو افزون بر متغیرهای فوق از حجم پول، بر مبنای نظریه مقداری پول، و از متغیرهای نرخ بهره (متوسط وزنی نرخ سود تسهیلات بانکی به بخش‌های مختلف برحسب درصد) به منظور بررسی تاثیر سیاست‌های پولی و متغیر مجازی به منظور بررسی تاثیر

Archive of SID

www.SID.ir

تحولات مختلف بر شاخص قیمت مواد غذایی نیز استفاده شده است (۵). رابطه زیر فرم لگاریتمی الگوی تقلیل یافته کارگبو را نشان می‌دهد.

$$LEPI_t = f(LFPI_{t-k}, LYP_t, LFOI_t, LM_t, LER_t, LR_t, LOPEN_t, DUM_t) \quad (۴)$$

$LFPI_t$ = لگاریتم شاخص قیمت مواد غذایی در دوره t

$LFOI_t$ = لگاریتم شاخص تولید سرانه داخلی مواد غذایی در دوره t

$LFPI_{t-1}$ = لگاریتم شاخص قیمت مواد غذایی با k دوره تاخیر

LYP_t = لگاریتم درآمد سرانه واقعی در دوره t

LR_t = لگاریتم نرخ بهره (لگاریتم نرخ سود موزون تسهیلات بانکی برحسب درصد)

$LOPEN_t$ = لگاریتم درجه باز بودن اقتصاد در دوره

LM_t = لگاریتم عرضه پول

LER_t = لگاریتم شاخص نرخ ارز

DUM_t = بردار متغیرهای مجازی

توجه به نکات زیر در مورد متغیرهای منعکس کننده‌ی سیاست‌های پولی، ارزی و تجاری ضروری است. روابط بین قیمت‌ها و عرضه پول در اقتصاد از طریق تئوری مقداری پول قابل استنباط است (۹و۱۰).

معادله پایه تئوری مقداری پول بصورت MV=PQ می‌باشد. که در آن M مقدار تقاضای پول را با فرض تعادل بازار پول نشان می‌دهد، V سرعت گردش پول، P نشان دهنده سطح قیمت و Q مقدار کالا در واحد زمان است. در نتیجه PQ کل ارزش اسمی پرداخت‌ها در واحد زمان را نشان می‌دهد. حال اگر معادله پایه پول را به صورت $P = \frac{MV}{Q}$ بنویسیم، رابطه بدست آمده تاثیرگذاری قیمت از حجم نقدینگی را بیان می‌کند. اگر فرض کنیم که سرعت گردش پول تابعی از نرخ بهره باشد، یک افزایش در حجم پول، یک افزایش در سطح قیمت‌ها را در همان راستا به دنبال خواهد داشت (۱۱).

متغیر نرخ بهره مورد استفاده در این مطالعه از متوسط وزنی نرخ تسهیلات بانکی در بخش‌های مختلف در سنوات مختلف بدست آمده است. متغیر نرخ ارز مورد استفاده شاخص نرخ ارز می‌باشد که این شاخص با تقسیم نرخ نرخ ارز رسمی به مقدار نرخ ارز در سال پایه(۱۳۷۸) محاسبه می شود. درجه باز بودن اقتصاد تحت تاثیر سیاست‌های تجاری قرار داشته و میزان آن بستگی به عواملی مانند میزان تعرفه‌های تجاری، سهمیه بندی واردات، مالیات بر صادرات و کنترل‌های ارزی خواهد داشت، مثلا با کاهش قیمت جهانی غذا از داخل کشور، درجه باز بودن اقتصادی افزایش می‌یابد که نشان می‌دهد تجارت با دنیای خارج آسانتر و با هزینه کمتری انجام می‌شود، بنابراین انتظار می‌رود رابطه این متغیر با شاخص قیمت مواد غذایی معکوس باشد. در مورد متغیر شاخص نرخ ارز، بر اساس تئوری انتظار می‌رود رابطه نرخ ارز با قیمت مواد غذایی مستقیم باشد، زیرا با کاهش ارزش پول، قیمت نسبی کالاهای وارداتی افزایش خواهد یافت.

به منظور بررسی روابط درازمدت و کوتاه مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو می‌توان از روش‌های همجمعی مانند انگل-گرنجر و مدلهای تصحیح خطا مانند ساز و کار تصحیح خطا (ECM)استفاده کرد. با این حال به علت محدودیت‌های موجود در استفاده از روش‌های انگل-گرنجر و مدل ECM و همچنین برای اجتناب از نواقص موجود در این مدل، از جمله وجود اریب در نمونه‌های کوچک و نبود توانایی در انجام آزمون فرضیات آماری، روش‌های مناسبتری برای تحلیل روابط دراز مدت و کوتاه مدت بین متغیرها پیشنهاد شده است که در این زمینه می‌توان به رهیافت ARDL اشاره کرد (۱۵). در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه جمع‌بستگی متغیرها، که در روش انگل-گرنجر ضروری است، نیازی نیست (۸). همچنین این روش الگوهای دراز مدت و کوتاه مدت موجود در این مدل را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خود همبستگی را رفع می‌کند، لذا تخمین‌های روش ARDL، به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خود همبستگی و درونزایی، کارا هستند و به همین دلیل در مطالعه حاضر از مدل ARDL استفاده شد (۱۸).

پسران و شین (۱۶) ثابت کردند که اگر بردار هم تجمعی حاصل از بکارگیری روش حداقل مربعات در یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده به دست آید، افزون بر اینکه از توزیع نرمال برخودار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخودار است.

فرم کلی الگوی ARDL را می‌توان به صورت زیر نشان داد (۶):

$$\phi(L,M)Y_t = \sum_{i=0}^{k} b_i(l,q_i)X_{it} + CW_t + u_t \quad (۵)$$

$$\phi(L,p) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - .... - \phi_p L^P \quad (۶)$$

$$b_i(L,P) = b_{i0} + b_{i1} + ... + b_{iq}L^q \quad (۷)$$

L عملگر وقفه، W برداری ازمتغیرهای ثابت مثل عرض از مبدا، متغیرهای مجازی، روند زمانی و متغیرهای برونزای با وقفه ثابت است. نرم افزار Microfit معادله را برای تمام حالات و برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر، یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می‌کند.

Archive of SID

www.SID.ir

m حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می‌شود و k نیز تعداد متغیرهای توضیحی است (۶).

در مرحله بعد با استفاده از یکی معیارهای آکائیک، شوارز بیزین، حنان- کویین یا ضریب تعیین تعدیل شده، یکی از معادلات انتخاب می‌شود. معمولا در نمونه‌های کمتر از۱۰۰، از معیار شوارز- بیزین استفاده می‌شود تا درجه آزادی زیادی از دست نرود (۶). با توجه به متغیرهای معرفی شده در الگوی اولیه بهترین مدل انتخابی متناسب با معیارهای اقتصاد سنجی در قسمت ذیل آورده شده است:

$$LFPI_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m}\beta_i LFPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\gamma_i LM_{t-i} + \sum_{i=1}^{f}\mu_i LR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\varepsilon_i LER_{t-i} + \sum_{i=1}^{z}\pi_i DUM_{t-i} + \gamma_0 LM_t + \mu_0 LR_t + \varepsilon_0 LER_t + \pi_0 DUM_t + U_{1t} \quad (۸)$$

.که در این تابع m و n و f و k و z به ترتیب تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای $LFPI_t$ و LM_t و LR_t و LER_t و DUM_t است. برای محاسبه ضرایب بلند مدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه ۹ به دست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{\hat{bi}(1,q_i)}{1-\hat{\phi}(1,p)} = \frac{\hat{bi}0+\hat{bi}1+\ldots+\hat{biq}}{1-\hat{\phi}_1-\ldots-\hat{\phi}_p} \quad (۹)$$

برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست از آزمون فرضیه زیر استفاده می‌شود (۶).

$$H_0 = \sum_{i=1}^{p}\phi_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^{p}\phi_i - 1 \prec 0 \quad (۱۰)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم انباشتگی یا رابطه بلند مدت است، چون شرط آنکه رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار مذکور تقسیم شود.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{P}\hat{\alpha}i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\alpha}i}} \quad (۱۱)$$

اگر قدر مطلق t بدست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلند مدت پذیرفته می‌شود (۱۵). وجود هم‌جمعی بین متغیرهای مدل زمینه را برای استفاده از الگوی تصحیح خطا فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطای متناسب با الگوی ARDL به زیر است:

$$LFPI_t = \hat{\alpha}i + \sum_{i=1}^{m}\hat{\beta}_i LFPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{n}\hat{\gamma}_i LM_{t-i} + \sum_{i=1}^{f}\hat{\mu}_i LR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k}\hat{\varepsilon}_i LER_{t-i} + \sum_{i=1}^{z}\hat{\pi}_i DUM_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + u_t \quad (۱۲)$$

الگوی تصحیح خطای مزبوربه منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه مدت متغیرها به تعادل بلندمدت آن‌ها مورد استفاده قرار می گیرد. جمله تصحیح خطا، ECT_{t-1}، همان جمله خطای حاصل از برآورد رابطه بلند مدت به روش ARDL است که با یک وقفه زمانی درالگو درنظر گرفته می شود و ضرایب الگو منعکس کننده رابطه کوتاه مدت بین متغیر شاخص قیمت مواد غذایی و متغیرهای توضیحی است.رابطه یاد شده مانند رابطه بلند مدت به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده می شود. ضریب متغیر ECT_{t-1} نشان دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلند مدت است. انتظار می رود این متغیر منفی و مقدار آن از منفی یک تا صفر تغییر نماید.

به منظور برآورد الگو از آمار سری زمانی سالیانه دوره ۸۵-۱۳۵۲ از اطلاعات کتابخانه‌ای بانک مرکزی استفاده شد و برای تخمین مدل از نرم افزار MICROFIT4.1 استفاده گردید.

نتایج وبحث

در این مطالعه با توجه به رابطه (۴) و در نظر گرفتن معیار های اقتصاد سنجی شاخص قیمت مواد غذایی در ایران، تابعی از متغیرهای حجم پول، نرخ بهره، شاخص نرخ ارز و متغیر دامی در برگیرنده

Archive of SID

www.SID.ir

یکسان سازی نرخ ارز سال۱۳۷۲ در نظرگرفته شد.

قبل از برآورد مدل ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفت که نتایج مربوط به آزمون ایستایی در جدول ۱ آمده است.

براساس نتایج مندرج در جدول فوق فقط متغیر نرخ ارز در حالت سطح I(0) ایستا می‌باشد، به عبارت دیگر کلیه متغیرها به جز متغیر لگاریتم نرخ ارز، I(1) هستند، این موضوع تاییدی بر استفاده از الگوی ARDL می باشد تا از کاذب نبودن رگرسیون برآورد شده اطمینان داشته باشیم.

نتایج برآورد الگوی پویای شاخص قیمت موادغذایی در جدول ۲ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد، تمام متغیرها در سطح ده درصد معنی دارند.

نتایج حاصل از آزمون‌های تشخیص، خوهمبستگی پیاپی پس ماندها، خطا در تصریح فرم تابعی مدل، نرمال بودن پس ماندها و عدم واریانس ناهمسانی را نشان می‌دهد که در جدول (۳) آمده است،

همچنین آماره‌های مربوط به R^2 و F نشان‌دهنده مناسب بودن الگوی مورد مطالعه، جهت بررسی روابط موجود در بین متغیرها، می‌باشد.

با استفاده از ضرایب مدل پویای ARDL، که در جدول۲ آمده است وجود ارتباط بلند مدت بین متغیرها آزمون شد. برای این منظور با توجه به آماره t مطرح شده، آماره مورد نظر برابر ۶/۲۷- برآورد گردید. لذا با توجه به مقایسه آماره محاسباتی (۶/۲۷-) با مقدار بحرانی توسط برنجی، دولادو و مستر در سطح یک درصد (۴/۹۲-)، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه دراز مدت رد شده و وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای الگو پذیرفته می‌گردد. نتایج حاصل از رابطه بلند مدت بین متغیرهای الگو در جدول ۴ نشان داده شده است.

جدول۱- بررسی ایستایی متغیرهای مدل

متغیر	توضیحات	ADF	سطح معنی داری	درجه ایستایی
LFPI	لگاریتم شاخص قیمت مواد غذایی	-۳/۶۶	۱ درصد	I(۱)
LM	لگاریتم عرضه پول	-۳/۵۵	۵ درصد	I(۱)
LR	لگاریتم نرخ بهره (متوسط وزنی نرخ سود) تسهیلات بانکی)	-۴/۴۷	۱ درصد	I(۱)
LER	نرخ ارز	-۲/۷۳	۱ درصد	I(۰)
LDU72	متغیر دامی یکسان سازی نرخ ارز سال۷۲	-۵/۵۷	۱ درصد	I(۱)

ماخذ:یافته های تحقیق

جدول ۲- نتایج برآورد الگوی پویای شاخص قیمت موادغذایی(۰،۱،۰،۱)ARDL

متغیر	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t
C	-۳/۴۷۶۴	-۵/۳۳۱۹ (۰/۰۰۰)
LFPI(-1)	۰/۳۲۵۲۹	۳/۰۲۵۲ (۰/۰۰۶)
LM	۰/۳۰۲۰۸	۴/۸۵۵۶ (۰/۰۰۰)
LER	۰/۲۷۸۲۸	۶/۱۳۰۹(۰/۰۰۰)
LR	۰/۰۰۴۰۶۵۸	۰/۰۴۰۳۵۵ (۰/۹۶۸)
LR(-1)	۰/۲۱۳۵۶	۱/۹۹۰۱ (۰/۰۵۷)
DU72	۰/۰۹۹۰۶	۱/۶۷۸۶ (۰/۱۰۵)
DW=۱/۹۷۴۱	$\overline{R}^2$ =۰/۹۹۹۰۲	F(۶و۲۶) =۵۴۳۷/۱(۰/۰۰۰)

ماخذ:یافته‌های تحقیق(مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده سطح معنی داری است).

جدول ۳- ادامه جدول (۲)، آزمون‌های تشخیص برای الگوی پویای شاخص قیمت موادغذایی(۰،۱،۰،۱)ARDL

Diagnostic Tests		
A:Serial Correlation	CHSQ(۱)=۰/۲۴۰ [۰/۸۷۷]	F(۱,۲۵)=۰/۰۱۸ [۰/۸۹۴]
B:Functional Form	CHSQ(۱)=۲/۶۷ [۰/۱۰۲]	F(۱,۲۵)=۰/۱۲۸ [۰/۱۵۰]
C:Normality	CHSQ(۲)=۰/۵۲۳ [۰/۷۷۰]	Not applicable
D:Heteroscedasticity	CHSQ(۱)=۱/۰۳۱۰ [۰/۳۱۰]	F(۱,۳۱)=۰/۹۹۹ [۰/۳۲۵]

Archive of SID

www.SID.ir

جدول٤- ضرایب مربوط به الگوی بلند مدت شاخص قیمت مواد غذایی(۰،۱،۱،۰)ARDL

متغیر	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t
C	-۵/۱۵۲۴	-۱۸/۱۵۱۸ (۰/۰۰۰)
LM	۰/۴۴۷۷۱	۱۱/۷۴۹۴ (۰/۰۰۰)
LER	۰/۴۱۲۴۴	۹/۶۳۰۸ (۰/۰۰۰)
LR	۰/۳۲۲۵۴	۳/۲۱۲۳ (۰/۰۰۳)
DU72	۰/۱۴۶۸۳	۱/۶۱۳۴(۰/۱۱۹)

ماخذ: یافته‌های تحقیق (مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده سطح معنی داری است).

نتایج رابطه بلند مدت نشان می‌دهد که، به جز متغیر مجازی یکسان سازی نرخ ارز بقیه متغیرها در سطح یک درصد معنی‌دار هستند. نتایج به دست آمده نشان می دهد که افزایش حجم پول، نرخ ارز و افزایش نرخ بهره منجر به افزایش قیمت مواد غذایی می‌گردد که این نتایج و علامت متغیرها سازگاری کامل را با تئوری نشان می‌دهد.

براساس نتایج بلندمدت الگو، حجم نقدینگی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت غذا دارد. به طوری که یک درصد افزایش در حجم نقدینگی منجر به ۰/۴۴ درصد (کمتر از یک درصد) افزایش در قیمت مواد غذایی خواهد شد. این نتیجه موافق تئوری مقداری پول بوده و نشان می‌دهد که افزایش در حجم پول سبب افزایش قیمت غذا شده است، به عبارتی با افزایش حجم پول تمایل به خرید و تقاضای مواد غذایی افزایش می‌یابد که با افزایش تقاضا نسبت به عرضه قیمت مواد غذایی افزایش می‌یابد.

تاثیر نرخ بهره بر قیمت غذا در طی دوره مذکور مثبت و معنی‌دار می‌باشد، که نشان می‌دهد با افزایش نرخ بهره تسهیلات بانکی، تمایل تولیدکنندگان کشاورزی و مواد غذایی به سرمایه گذاری کاهش یافته که این موضوع کاهش تولید و افزایش قیمت مواد غذایی را به دنبال دارد.

متغیر مجازی یکسان سازی نرخ ارز از لحاظ آماری بی معنی و مقدار آن مثبت است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که یکسان سازی نرخ ارز در ایران سبب افزایش تورم گردیده است که نشان دهنده این موضوع می‌باشد که باید یکسان سازی نرخ ارز با قیمت مواد غذایی رابطه مستقیم داشته باشد که علامت متغیر، این رابطه را تایید می‌کند، به عبارتی یکسان سازی نرخ ارز افزایش نرخ ارز را به دنبال داشته است.

علامت و معنی داری متغیرهای نرخ ارز و عرضه پول در این مطالعه با نتایج بدست آمده از مطالعه قطمیری و هراتی (۴) همخوانی دارد. همچنین نتایج این مطالعه با مطالعه علیجانی و کرباسی در سال ۱۳۸۴ در زمینه رابطه بلندمدت هماهنگ می‌باشد همچنین علامت و معنی داری متغیر عرضه پول با مطالعه Peng and reed در سال ۲۰۰۴ در چین سازگاری کامل را نشان می‌دهد.

بررسی ساختار تعدیل کوتاه مدت معادله شاخص قیمت مواد غذایی

وجود هم جمعی بین متغیرهای مدل زمینه را برای استفاده از الگوی تصحیح خطا فراهم می‌کند. با توجه به نتایج ارایه شده در جدول (۵) متغیرهای حجم پول و نرخ ارز در کوتاه‌مدت معنی‌دار و دارای علامت مورد انتظار می‌باشند. متغیر نرخ بهره در کوتاه مدت معنی دار نمی‌باشد و علت آن را می‌توان اینگونه بیان کرد که نرخ بهره به منظور اثرگذاری بر روی قیمت غذا نیاز به زمان دارد، زیرا تا متغیر نرخ بهره بر روی تصمیم تولید کننده برای تامین سرمایه مورد نیاز جهت تولید، از کانال تسهیلات بانکی اثر بگذارد و تولید کننده این سرمایه را درتولید محصول کشاورزی بکار برده و قیمت غذای تولید شده به واسطه تغییر نرخ بهره تغییر کند، احتیاج به زمان داریم و در کوتاه مدت تغییر نرخ بهره تاثیر خود را بر روی شاخص قیمت غذا نشان نمی‌دهد و در کوتاه مدت نمی‌توان در مورد اثر گذاری این سیاست امیدوار بود. ضریب متغیر Ecm(-1) در مدل کوتاه مدت معادل ۰/۶۷- و از نظر آماری در سطح ۰/۰۱ معنی دار و علامت آن مورد انتظار (منفی) است. ضریب Ecm بیانگر این موضوع می‌باشد که حدود ۶۷ درصد انحرافات (نبود تعادل) متغیر شاخص قیمت غذا از مقادیر بلند مدت خود پس از گذشت یک دوره از بین خواهد رفت، به عبارت دیگر تعدیل کامل نتایج حاصل از اجرای یک سیاست کمتر از دو سال زمان لازم خواهد برد که این نتیجه تاییدی بر حرکت نسبتا سریع قیمت غذا به سمت تعادل می‌باشد. با وجود این سرعت مطلوب تعدیل، می توان به تاثیرگذاری سیاست‌های پولی (حجم پول و نرخ ارز) در کوتاه مدت امیدوار بود.

در جدول فوق آماره F برابر ۹/۵ بوده ومعنی داری کلیه ضرایب برآورد شده را تایید می‌نماید و ضریب تعیین الگو، R^2 برابر با ۰/۶۷ می‌باشد که نشان‌دهنده قدرت توضیح دهندگی نسبتا بالای الگو است.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۵- ضرایب مربوط به الگوی کوتاه مدت شاخص قیمت مواد غذایی(۰،۱،۱،۰)ARDL

متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t
dLM	۰/۳۰۲	۴/۸۵۵۶ (۰/۰۰۰)
dLER	۰/۲۷۸	۶/۱۳۰۹ (۰/۰۰۰)
dLR	۰/۰۰۴	۰/۰۴۰۳۵۵ (۰/۹۶۸)
Ddu72	۰/۰۹۹	۱/۶۷۸۶(۰/۱۰۵)
Ecm(-1)	-۰/۶۷۴	-۶/۷۲۸۴ (۰/۰۰۱)
R^2=۰/۶۷۲۳۶	DW=۱/۹۷	F(۵ ،۲۷) =۹/۵۱ (۰/۰۰۱)

ماخذ: یافته های تحقیق (مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده سطح معنی داری است).

نتیجه گیری و پیشنهادات

در این مطالعه رابطه بلند مدت بین سیاست‌های کلان پولی و شاخص قیمت غذا در دوره ۸۵-۱۳۵۲ و همچنین، ساختار تعدیل کوتاه مدت و بلند مدت آن در اقتصاد ایران، با استفاده از یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از این بررسی نشان می دهد که در بلند مدت سیاست‌های پولی انبساطی و سیاست کاهش ارزش پول داخلی در مقابل ارزهای خارجی، منجر به افزایش قیمت مواد غذایی می گردد. سیاست افزایش نرخ بهره (متوسط وزنی نرخ سود تسهیلات بانکی به بخش‌های مختلف اقتصاد) به عنوان یک سیاست پولی دیگر به دلیل آنکه سطح سرمایه‌گذاری‌ها را در بخش کشاورزی و تولیدات غذایی ایران را کاهش می‌دهد، موجب افزایش قیمت غذا در ایران می‌شود. این نتایج و معنی دار شدن مدل ARDL با متغیرهای مطرح شده در الگوی بلند مدت می تواند منعکس کننده اعمال سیاست‌های خاص (سیاست‌های پولی) در بخش کشاورزی در جهت تاثیر گذاری بر قیمت محصولات کشاورزی و مواد غذایی از سوی دولت را فراهم کند. نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطا و ساختار تعدیل کوتاه مدت به بلند مدت بیانگر این مطلب می‌باشد که برای تعدیل کامل نتایج حاصل از اجرای سیاست کمتر از دو سال زمان لازم خواهد بود.

اما از نقطه نظر نتایج این مطالعه به منظور سیاست‌گذاری‌های کلان قیمت محصولات کشاورزی و غذایی می توان به نکات زیر اشاره کرد:

با توجه به رابطه مستقیم بین حجم نقدینگی با قیمت مواد غذایی، سیاست‌های پولی انبساطی با هر هدفی در سطح کلان به مورد اجرا گذاشته شود، می تواند با هدف دولت به منظور کنترل قیمت مواد غذایی در تضاد قرار گیرد، که این سیاست انبساطی پولی در راستای سیاست هدفمند سازی یارانه‌ها می‌باشد.

با توجه به اینکه مدل تخمین زده شده با متغیرهای مربوطه بهترین نتایج را داده و با توجه به تضادهای موجود بین سیاست‌های کلان و سیاست‌های خاص کشاورزی، این سیاست‌ها (پولی) باید با دقت بیشتری اجرا گردد تا حداکثر منفعت برای تشویق کشاورزان به منظور افزایش تولید و در ضمن، تامین امنیت غذایی برای مصرف کنندگان را به دنبال داشته باشد. مرتبط نمودن قیمت محصولات کشاورزی با شرایط بازار و آزادسازی بازار این محصولات روش مناسبی برای هماهنگ کردن اثرات سیاست‌های کلان و سیاست‌های خاص کشاورزی است که باید مورد توجه سیاست گزاران قرار گیرد. همچنین از آنجا که مدل بیان شده نشان دهنده معنی‌داری و تاثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر روی قیمت غذا می‌باشد سیاست‌های دولت برای جلوگیری از افزایش شاخص قیمت غذا باید در جهت کنترل سیاست‌های پولی باشد.

در پایان به منظور کنترل قیمت غذا و رسیدن به امنیت غذایی در ایران پیشنهادات زیر ارائه می شود:

۱- باتوجه به تاثیر گذاری حجم پول بر قیمت مواد غذایی، کنترل حجم پول تاثیر بسزایی در کنترل تورم خواهد داشت.

۲- هدفمند کردن سیاست‌های پولی انبساطی (اعطای اعتبارات، کاهش نرخ سود بانکی) در راستای بهره‌گیری بیشتر بخش کشاورزی و صنایع غذایی از این سیاست‌ها.

منابع

۱- بانک مرکزی، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، سال‌های مختلف.

۲- فتوره چی م. ۱۳۸۰. آثار سیاست‌های پولی طی برنامه اول و دوم توسعه بر بخش صنعت (۷۸-۱۳۶۸)، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، رشته توسعه اقتصادی و برنامه ریزی دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران،۱۵۲ص.

۳- فطرس. ۱۳۷۸. اثر سیاست‌های پولی و مالی دولت بر متغیرهای عمده بخش کشاورزی در دوره (۷۰-۱۳۵۰)، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و

Archive of SID

www.SID.ir

توسعه، شماره ۱۵.
۴- قطمیری و هراتی. ۱۳۸۴. بررسی اثرات متغیرهای کلان بر شاخص قیمت مواد غذایی با استفاده از یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های توضیح شده در مورد ایران (۱۳۷۹-۱۳۳۸)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره۲۳، ص۲۳۵-۲۲۱.
۵- علیجانی ف.و کرباسی ع .۱۳۸۴. پنجمین کنفرانس دوسالانه اقتصاد کشاورزی ایران سال ۱۳۸۴.
۶- نصیری پ. ۱۳۸۲. اثرات بلندمدت و کوتاه مدت متغیرهای کلان بر بخش کشاورزی (۷۸-۱۳۵۰)، مجموعه مقالات اولین همایش کشاورزی و توسعه ملی، جلد دوم، انتشارات موسسه پژوهش‌های برنامه ریزی و اقتصاد کشاورزی.
۷- نوفرستی م. ۱۳۷۸. ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ دوم.
۸- یوسفی د. ۱۳۷۹. بررسی و برآورد تابع تقاضای وادرات کل ایران به وسیله تکنیک همگرایی، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

9- Barnett R.C., Bessler D.A., and Thompsom R.L. 1983. The money supply and nominal agricultural prices, American Journal of Agricultural Economics, No 65, 303-7.
10- Boadu F.O., and Gyamu E.A. 1992. Inflationary pressures in selected sub-Saharan African countries: 1970-1986, International Economic Journal, No 6, 57-68.
11- Central Statistical Service .1997. Income and Expenditure of Households 1995, Government of South Africa, Pretoria.
12- Dorfman J.H., and Lastrapes W.D. 1996. the dynamic responses of crop and live stock prices to money supply shock: A Bayesian analysis using long-run identifying restriction, American Journal of Agricultral Economics, NO 78: 530-41.
13- Kargbo J.M. 2000. Impacy of monetary and macroeconomic factor on food prices in eastern and southern Africa. Applied Economics, 23(11) 1373- 1389.
14- Peng X., Marchont M.A., and Reed M.R. 2004. Identifying Monetary prepared on food prices in china: VEC model Approach "paper prepared the American Agricultural Economics Association Annual meeting in Denver, Colorado.
15- Pesaran M.H., and Pesaran B. 1977. Working With Microfit 4.0: An Interactive Introduction to Econometrics. Oxford University Press.
16- Pesaran M.H., and Shin Y. 1999. An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Co-integration Analysis. In (ed) S. Strom, Econometric and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium. 1999. Chapter 11. Cambridge University Press, Cambridge.
17- Robertson J.C., and Orden D. 1990.Monetary Impacts on Prices in the short and long Run: Some Evidence from New Zealand. American Journal of Agricultural Economics, 72(1):160-171.
18- Sidiki J.U. 2000. Demand for money in Bangladesh: A co integration analysis, Applied Economics, 32: 1997-1984.
19- Word Bank .1997. African Development indicators 1997, The World bank, Washington, DC.

Archive of SID

www.SID.ir