Archive of SID

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / سال هفتم/ شماره ۲۳/ تابستان ۱۳۸۴/ صفحات ۲۲۱-۲۳۵

بررسی اثرات متغیرهای کلان بر شاخص قیمت موادغذایی با استفاده از یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده درمورد ایران (۱۳۳۸-۱۳۷۹)

دکتر محمدعلی قطمیری
جواد هراتی*

تاریخ ارسال: ۱۳۸۳/۱/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۴/۱/۲۸

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی رفتار شاخص قیمت موادغذایی و عوامل مؤثر بر آن در چارچوب اقتصاد کلان در ایران در فاصله سالهای ۱۳۳۸-۱۳۷۹ است. برای این منظور، از یک الگوی تقلیل یافته که در آن عوامل مؤثر بر قیمت موادغذایی هم از بُعد عرضه و هم از بُعد تقاضا در نظر گرفته شده، استفاده گردیده است. متغیرها همچنین، دربردارندهٔ اثرات سیاستهای کلان پولی، مالی، ارزی و تجاری بر شاخص قیمت موادغذایی است. روش (ARDL)[1] به منظور تخمین الگو مورد استفاده قرار گرفته است. روش مذکور این امکان را فراهم می سازد که علاوه بر شناخت رفتار بلندمدت تغییرات قیمت موادغذایی و چگونگی تعدیل آن از کوتاه مدت به بلندمدت، در چارچوب یک مدل تصحیح خطا نیز مورد بررسی قرار گیرد.

نتایج برآورد الگو نشان می‌دهد که در بلندمدت شاخص قیمت موادغذایی با نرخ واقعی ارز و حجم نقدینگی رابطهٔ مثبت و با درجهٔ بازبودن اقتصاد دارای یک رابطهٔ عکس است. اما در مورد چگونگی تأثیر متغیر شاخص تولید سرانهٔ داخلی موادغذایی و درآمد سرانهٔ واقعی بر شاخص قیمت موادغذایی، نمی‌توان با قاطعیت اظهارنظر کرد. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا نیز مشابه با الگوی بلندمدت است، با این تفاوت که رابطهٔ تغییرات تولیدسرانهٔ

---

* به ترتیب، دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه شیراز و هیئت علمی دانشگاه سیستان و بلوچستان
e-mail: mghetmiri@rose.shirazu.ac.ir, hh_economist@yahoo.com

1. Autoregressive Distributed Lag.

از نظرات آقای دکتر کریم اسلاملوئیان و داوران محترم مقاله، به ویژه داور نهایی به علت ارائه نظرات سازنده قدردانی به عمل می‌آید. بدیهی است که اشکالات باقی‌مانده مربوط به نویسندگان است.

www.SID.ir

Archive of SID

داخلی موادغذایی و شاخص موادغذایی در کوتاه مدت معکوس است. نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا همچنین، نشان دهندهٔ سرعت تعدیل نسبتاً زیاد به سمت تعادل بلندمدت است.

واژگان کلیدی: شاخص قیمت موادغذایی، سیاستهای پولی، ارزی تجاری، بخش کشاورزی، الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) .

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

با توجه به اهمیت تأمین غذایی در فرایند توسعهٔ اقتصادی، بحث امنیت غذایی همواره در کشورهای درحال توسعه مطرح بوده و متغیر قیمت موادغذایی به عنوان یک متغیر کلیدی و اثرگذار بر عرضه و تقاضا برای موادغذایی و محصولات کشاورزی مورد توجه سیاست‌گزاران بوده است. بدین لحاظ دولتها به منظور تأمین امنیت غذایی از یک طرف، از طریق اعمال سیاستهای کلان نظیر سیاستهای پولی، ارزی و تجاری و از طرف دیگر، با به‌کارگیری سیاستهای خاص بخش کشاورزی و غذایی و اعطای یارانه به نهاده‌های کشاورزی با تأثیرگذاری بر روند قیمت و تولید این محصولات در جهت دستیابی به هدف تأمین غذایی در اقتصاد مداخله می‌کنند.

تأثیرپذیری قیمت محصولات کشاورزی و غذایی از سیاستهای کلان به نحو وسیعی در ادبیات اقتصادی مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است. قیمت محصولات کشاورزی و غذایی به‌طور مستقیم از طریق سیاستهای خاص بخش کشاورزی نظیر سیاست قیمت‌گذاری محصولات کشاورزی و غذایی و یا به‌طور غیرمستقیم از طریق سیاستهای کلان تحت تأثیر قرار می‌گیرد. سیاستهای مالی از طریق تغییرات یارانه یا مالیات بر موادغذایی به طور مستقیم و از طریق پرداخت یارانه بر نهاده‌های کشاورزی به طور غیرمستقیم قیمت این مواد را تحت تأثیر قرار می‌دهند. همچنین، سیاستهای اعتباری از طریق تغییرات هزینهٔ سرمایه‌گذاری در بخش کشاورزی و سیاستهای ارزی، که به منظور واقعی کردن نرخ ارز به مورد اجرا گذاشته می‌شوند از طریق تأثیر بر قیمت واردات مواد خوراکی و یا مواد اولیه مورد نیاز تولیدکنندگان، قیمت مواد خوراکی را تحت تأثیر خود قرار می‌دهند. تأثیر سیاستهای کلان بر تولیدات کشاورزی، به دنبال مطالعه اوردن و فاکلر (Orden & Fackler, 1989) که تأثیر شوکهای پولی را به عنوان یکی از متغیرهای اثرگذار بر سطح قیمت و انگیزه‌های تولید از سوی کشاورزان در امریکا معرفی می‌نمایند، رابرتسون و اوردن (Robertson & Orden, 1990)، پایایی تأثیر سیاستهای کلان بر بخش کشاورزی را مورد بررسی قرار می‌دهند. سؤال اصلی این است که آیا واکنش قیمت محصولات کشاورزی و غذایی در مقایسه با قیمت سایر محصولات به سیاستهای پولی یکسان است؟ نتایج این مطالعه که برای نیوزیلند انجام گرفته حاکی از آن است که گرچه فرضیهٔ خنثی بودن پول در بلندمدت مورد تأیید قرار می‌گیرد، اما قیمت محصولات کشاورزی و غذایی در مقایسه با قیمت محصولات صنعتی در کوتاه مدت نسبت به تغییرات حجم پول سریع‌تر عکس‌العمل نشان می‌دهد. نتیجهٔ فوق این فرضیه را که بخش کشاورزی در مقایسه با بخش صنعت از شرایط رقابتی‌تری برخوردار است تأیید می‌کند. از بُعد کلان نیز این نتیجه حاکی از آن است که سیاستهای انبساطی پولی در کوتاه مدت باعث افزایش سطح قیمت کالاهای کشاورزی و موادغذایی در مقایسه با سطح تعادلی آن در بلندمدت می‌شود و به این ترتیب، از طریق سیاستهای کلان امکان تأثیرگذاری بر انگیزه‌های کشاورزان وجود دارد.

اما، در کشورهای در حال توسعه با اعمال سیاستهای تعدیل اقتصادی در سطح کلان در کشور غنا مطالعهٔ شیولی (Shively, 1996) و الدرمن و شیولی (Alderman & Shively, 1995)، گویای

www.SID.ir

Archive of SID

این واقعیت است که اصلاحات اقتصادی در سطح کلان شامل کاهش کسر بودجه، واقعی کردن نرخ ارز و آزادسازی بازار، تأثیر بیشتری بر ثبات قیمت موادغذایی در مقایسه با افزایش سطح تولید داشته است. این مطالعه همچنین، نشان می‌دهد که اثرات ناشی از کاهش ارزش پول تأثیر مثبت اما گذرا بر بی‌ثباتی قیمت موادغذایی و کالاهای کشاورزی داشته است و به این ترتیب، اصلاحات کلان اقتصادی منجر به کاهش ریسک برای تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان از طریق کاهش بی‌ثباتی قیمتها شده است.

اما دربارهٔ سیاستهای ارزی، لاچال و وُماک (Lachaal & Womack, 1998) تأثیر سیاستهای کلان با تأکید بر سیاستهای ارزی و تجاری که با کنار گذاشته شدن نرخهای ثابت ارز در کشورهای صنعتی به طور گسترده مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است را، بر بخش کشاورزی کانادا مورد بررسی قرار می‌دهند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تولید کشاورزی به تغییرات قیمت نسبی حاصل از سیاستهای ارزی واکنش نشان داده و ترکیب مناسب سیاستهای پولی و مالی و ارزی که با کاهش کسر بودجه و گسترش ملایم حجم پول همراه باشد، با ایجاد ثبات قیمتها می‌تواند در افزایش رقابتی‌تر شدن اقتصاد کانادا در زمینه‌های کشاورزی و موادغذایی در سطح بین‌المللی تأثیر قابل ملاحظه‌ای به دنبال داشته باشد.

و سرانجام کارگبو (Kargbo, 2000)، تأثیر سیاستهای پولی و متغیرهای کلان را در کنار عوامل عرضه و تقاضا بر قیمت واقعی موادغذایی در کشورهای افریقایی مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که متغیرهای درآمد، نرخ ارز، سیاستهای پولی و تجاری در کنار تغییرات سطح تولید موادغذایی تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر قیمت موادغذایی داشته و استفاده از سیاستهای کلان اقتصادی را به منظور ایجاد اصلاحات در زمینهٔ سیاستهای مرتبط با امنیت غذایی مورد تأکید قرار می‌دهد.

باتوجه به نتایج این مطالعات و تجربهٔ کشورهای مختلف، در این مقاله، چگونگی تأثیرگذاری سیاستهای کلان پولی ارزی و تجاری بر شاخص قیمت موادغذایی در ایران طی دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۷۹ مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور، به دنبال مقدمه، مبانی نظری و الگوی مورد مطالعه ارائه خواهد شد. سپس، نتایج برآورد الگو و چگونگی ساختار تعدیل کوتاه مدت شاخص قیمت موادغذایی به تعادل‌بلندمدت مطرح و موردبحث قرارمی‌گیرد. خلاصه و نتیجه‌گیری بخش آخرمقاله را تشکیل می‌دهد.

۱. مبانی نظری و ارائه الگو

بر اساس مبانی نظری، قیمت موادغذایی به طور همزمان و با توجه به عوامل عرضه و تقاضا و واکنش متقابل تولید کنندگان و مصرف کنندگان تعیین می‌شود. چنانچه عوامل مؤثر بر تقاضا و عرضه را به ترتیب با x_i و z_i نشان دهیم، باتوجه به همزمانی تأثیر این عوامل بر قیمت موادغذایی، رابطهٔ ضمنی این متغیر و سایر متغیرها را می‌توان در چارچوب توابع عرضه - تقاضا و شرط تعادل به صورت روابط شماره (۱) تا (۳) نشان داد:

www.SID.ir

Archive of SID

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

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

$$Q_{st} = Q_{dt} \quad (۳)$$

باتوجه به مداخلهٔ دولت در زمینهٔ موادغـذایی و همچنـین، وابسـتگی اقتصـاد بـه واردات موادغـذایی، شاخص قیمت موادغذایی علاوه بر عوامل داخلی تحت تأثیر عوامل خارجی نیز قرار دارد. باتوجه به ایـن واقعیت، عرضه علاوه بر تولید و قیمت، تحت تأثیر سیاستهای دولت در ارتبـاط بـا واردات موادغـذایی و سایر متغیرهای اثرگذار بر واردات از جمله نرخ ارز قرار خواهد داشت. به طور مشـخص در تـابع ضـمنی عرضهٔ موادغذایی متغیرهای شاخص قیمت موادغذایی، شاخص قیمت با تأخیر زمـانی باتوجـه بـه تـأثیر قیمت در دوره‌های قبلی بر تصمیم عرضه کنندگان موادغذایی، شاخص تولید سرانهٔ داخلی موادغـذایی، شاخص درجهٔ باز بودن اقتصاد و نرخ مؤثر ارز به عنوان عامل منعکس کنندهٔ تأثیر سیاستهای دولـت بـر واردات موادغذایی در نظر گرفته شده است. اما دربارهٔ عوامل مؤثر بر تقاضا، عـلاوه بـر شـاخص قیمـت موادغذایی می‌توان به عامل درآمد سرانهٔ واقعی نیز اشاره کرد.

باتوجه به نکات فوق، به منظور بررسی اثرات متغیرهای کلان بر شاخص موادغذایی، در این مطالعه از الگوی تقلیل یافتهٔ روابط گفته شده که از سوی کارگبو (۲۰۰۰) نیز به کار گرفته شـده اسـت، اسـتفاده می‌شود. در این الگو، افزون بر متغیرهای فوق از حجم پول، بر مبنای نظریهٔ مقـداری پـول، بـه منظـور بررسی تأثیر سیاستهای پولی و متغیر مجازی به منظور بررسی تأثیر تحولات مختلف بر شاخص قیمـت موادغذایی نیز استفاده شده است. رابطهٔ شماره (۴) فرم لگاریتمی تقلیل یافتهٔ الگو را نشان می‌دهد.

$$LNFPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 LNFOI_t + \alpha_2 LNYP_t + \alpha_3 LNFPI_{t-k} + \alpha_4 LNEER_t + \alpha_5 LNOPEN_t + \alpha_6 LNM2 + \alpha_7 DUM_t + U_t \quad (۴)$$

متغیرهای الگو به شرح زیر است:

$LNFPI_t$ ، لگاریتم شاخص قیمت موادغذایی در دورهٔ t

$LNFOI_t$ ، لگاریتم شاخص تولید سرانهٔ داخلی موادغذایی در دورهٔ t

$LNYP_t$ ، لگاریتم درآمد سرانهٔ واقعی در دورهٔ t

$LNFPI_{t-k}$ ، لگاریتم شاخص قیمت موادغذایی با k دوره تأخیر

$LNEER_t$ ، لگاریتم نرخ مؤثر ارز در دورهٔ t

$LNOPEN_t$ ، لگاریتم درجهٔ باز بودن اقتصاد در دورهٔ t

$LNM2$ ، لگاریتم حجم نقدینگی در دورهٔ t

DUM_t ، بردار متغیرهای مجازی

www.SID.ir

Archive of SID

توجه به نکات زیر در مورد متغیرهای منعکس کنندهٔ سیاستهای پولی، ارزی و تجاری ضروری است. درجهٔ بازبودن اقتصاد تحت تأثیر سیاستهای تجاری قرار داشته و میزان آن بستگی زیادی به عواملی مانند میزان تعرفه‌های تجاری، سهمیه بندی واردات، مالیات بر صادرات و کنترلهای ارزی خواهد داشت. در صورت دسترسی نداشتن به عوامل یادشده معمولاً از نسبت حجم مبادلات تجاری، صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر جایگزین استفاده می‌شود. انتظار می‌رود که رابطهٔ این متغیر با شاخص قیمت موادغذایی معکوس باشد.

به منظور محاسبهٔ نرخ مؤثر ارز که نشان دهندهٔ تأثیر وزنی حجم مبادلات طرفهای تجاری بر نرخ ارز اسمی است، از روش زیر استفاده می‌شود[1]:

$$EER = \sum_{i=1}^{n} R_{Index}\omega_{it} \qquad (۵)$$

که در آن، R_{Index} نشان‌دهندهٔ شاخص نرخ ارز است. این شاخص با تقسیم نرخ ارز اسمی به مقدار نرخ ارز در سال پایه محاسبه می‌شود. در رابطهٔ فوق، ω_{it} نشان دهندهٔ وزن شریک تجاری iام در سال t است، که از تقسیم مجموع واردات و صادرات کشور مورد نظر بر کل صادرات و واردات n کشور طرف تجاری آن کشور در سال t به دست می‌آید. انتظار می‌رود رابطهٔ متغیر نرخ مؤثر ارز با شاخص قیمت موادغذایی مستقیم باشد، زیرا با کاهش ارزش پول قیمت نسبی کالاهای وارداتی افزایش خواهد یافت.

در مورد متغیر حجم نقدینگی، رابطهٔ حجم نقدینگی و سطح عمومی قیمتها بر اساس نظریهٔ مقداری پول کاملاً شناخته شده است. براساس آمارهای موجود در ایران همانند بسیاری از کشورهای درحال توسعه هزینهٔ موادغذایی سهم قابل توجهی از کل هزینه‌های خانوار را به‌خود اختصاص می‌دهد. از این رو، انتظار می‌رود که بین حجم نقدینگی که منعکس کننده سیاستهای پولی است و شاخص قیمت موادغذایی یک رابطهٔ مستقیم وجود داشته باشد.

۲. روش برآورد الگو

به منظور بررسی رابطهٔ بین شاخص قیمت موادغذایی و متغیرهای مطرح شده در رابطهٔ (۱) از الگوی پویای خود توضیح با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) استفاده شده است. الگو از این مزیت برخوردار است که لازم نیست کلیهٔ متغیرها از یک درجهٔ تجمعی[2] یکسان برخوردار باشند. همچنین، افزون بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل بی‌تعادلی کوتاه مدت به تعادل بلندمدت ارائه می‌دهد.

---

1. Applegard & Field (1998).
2. Integrated.

www.SID.ir

Archive of SID

پسران و شین (۱۹۹۷) ثابت می‌کنند که اگر بردار هم تجمعی[1] حاصل از به‌کارگیری روش حداقل مربعات در یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده به‌دست آید، افزون بر اینکه از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اُریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است.

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

$$Q(L,s)Y_t = \sum_{i=1}^{k} \theta_t(L,n_t)X_{it} + \delta' W_t + u_t \qquad (۶)$$

$$Q(L,s) = (1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \ldots - \alpha_s L^s) \qquad (۷)$$

$$\theta_t(L,n_t) = \theta_{1.} + \theta_{11}L + \theta_{12}L^2 + \ldots + \theta_{1n_t}L^{n_t} \qquad (۸)$$

که در این روابط:

L، عملگر تأخیر زمانی مرتبه اول به‌طوری‌که $LX_t = X_{t-1}$

y_t، متغیر وابسته موجود در مدل

X_{it}، بردار متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل

k، تعداد متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل

$n_1, n_2, \ldots, n_t$، تعداد وقفه‌های بهینهٔ مربوط به هریک از متغیرهای توضیحی

s، تعداد وقفهٔ بهینهٔ مربوط به متغیر وابسته مدل

W_t، بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدأ، متغیرهای فصلی، روند زمانی یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های معین

معادلهٔ یادشده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی ارزشهای $s = 0,1,2,\ldots,d$ و $n_t = 0,1,2,\ldots,d$ و $i = 0,1,2,\ldots,k$ یعنی به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف $ARDL$ تخمین زده می‌شود. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d در ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین می‌گردد و تمام مدلها در دورهٔ $(t = d+1,\ldots,n)$ تخمین زده می‌شوند. در مرحلهٔ بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک (AIC)[2] شوارز ـ بیزین (SBC)[3]، حنان ـکوئین(HQC)[4] یا ضریب تعیین تعدیل شده[5] $(\overline{R}^2)$

1. Cointegrated.
2. Akaike Information Criterion.
3. Schwarz Bayesian Criterion.
4. Hannan-Quinn Criterion.
5. Adjusted R-Square.

www.SID.ir

Archive of SID

وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. در این بررسی از معیار شوارز بیزین (SBC) بـه منظـور تعیـین بهینـهٔ وقفه‌های مدل استفاده شده است. این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجهٔ آزادی بیشتر برخوردار خواهد بود، پسران و شین (۱۹۹۷).

الگوی تصحیح خطای متناسب با الگوی ARDL به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = -Q(L,\hat{s})ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\theta_{1,}\Delta x_{it} + \delta'\Delta W_t - \sum_{j=1}^{\hat{s}-1}Q^*\Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{\hat{n}i-1}\theta^*ij\Delta x_{t,i-j} + u_t \quad (۹)$$

که در آن، $\Delta x_{it}, \Delta y_t$ و ΔW_t به ترتیب نشان‌دهندهٔ مقادیر با وقفهٔ متغیرهای وابسته، توضیحی و بردار متغیرهای قطعی و ضرایب θ^*ij و Q^* نشان‌دهندهٔ ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطا است.

الگوی تصحیح خطای مزبور به منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه مدت متغیرها به تعادل بلندمـدت آنها مورد استفاده قرار می گیرد. جملهٔ تصحیح خطا، ECT_{t-1}، همان جملهٔ خطـای حاصـل از بـرآورد رابطهٔ بلندمدت به روش ARDL است که با یک وقفهٔ زمانی در الگو درنظر گرفته مـی‌شـود و ضـرایب الگو منعکس کنندهٔ رابطهٔ کوتاه مدت بین متغیر شاخص قیمت موادغذایی و متغیرهای توضیحی است.

رابطهٔ یادشده مانند رابطهٔ بلندمدت به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده مـی‌شـود. ضریب متغیر ECT_{t-1} نشان‌دهندهٔ سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی و مقدار آن از منفی یک تا صفر تغییر نماید.

۳. برآورد الگو و ارائه نتایج

باتوجه به روش برآورد، فرم ARDL رابطهٔ (۴) به صورت زیر است:

$$LNFPI_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^{S}\alpha_i LNFPI_{t-i} + \sum_{j=0}^{n1}\theta_{1j}LNOPEN_{t-j} + \sum_{j=0}^{n2}\theta_{2j}LNM2_{t-j} + \sum_{j=0}^{n3}\theta_{3j}LNFOI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n4}\theta_{4j}LNYP_{t-j} + \sum_{j=0}^{n5}\theta_{5j}LNEER_{t-j} + \delta'DUM_t + u_t \quad (۱۰)$$

که در آن، تعریف متغیرهـا هماننـد قبـل اسـت. افـزون بـر متغیرهـای توضـیحی، متغیرهـای مجـازی $D53, D59, D72$ و DMM که منعکس کنندهٔ اثرات شوک نفتی در سال ۱۳۵۳ ، وقوع انقلاب در سال ۱۳۵۹ ، سیاست یکسان سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ و تغییر شیب متغیر نرخ مـؤثر ارز اسـت؛ در الگو در نظر گرفته شده است. این متغیرها در الگوی فوق با DUM مشخص شده است.

به منظور برآورد الگو از آمارسری زمانی سالیانهٔ دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۷۹ برای اقتصاد ایران اسـتفاده شـده است. منابع آماری که برای این کار مورد استفاده قرار گرفته است در فهرست منابع آمده است[1].

۱. برای اطلاعات بیشتر به منابع شماره‌های ۱، ۵، ۶ و ۱۱ مراجعه فرمایید.

www.SID.ir

Archive of SID

البته، قبل از برآورد رابطهٔ بلندمدت به روش ARDL لازم است ابتـدا، متغیرهـا از نظـر ایسـتایی و وجود رابطهٔ هم تجمعی[1] بین متغیرهای کلان و شاخص قیمت موادغذایی مورد بررسی قرار گیرند. نتیجهٔ آزمون ایستایی متغیرهای الگو در جدول (۱) آمده است.

جدول -۱. خلاصه نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم یافته

نام متغیر	آماره آزمون سطح متغیرها	فاضل اول متغیرها	آماره آزمون	درجه تجمعی
	با روند	بدون روند	با روند	
LNFPI	-۲/۰۹	-۱/۷۱	-۳/۶۶	$I(1)^{**}$
LNOPEN	-۲/۶۰۳	-۳/۹۶	-۳/۹۸	$I(1)^{**}$
LNM۲	-۲/۲۷	-۳/۳۳	-۳/۲۷	$I(1)^{*}$
LNFOI	-۱/۴۳	-۴/۰۹	-۴/۱	$I(1)^{**}$
LNYP	-۱/۸۱	-۳/۴۱	-۳/۴۴	$I(1)^{*}$
LNEER	-۲/۲۸۱	-۳/۵	-۳/۷۱	$I(1)^{**}$

مقدار بحرانی آزمون در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد بدون روند به ترتیب معادل ۳/۶۰-، ۲/۹۳- و ۲/۶۰- با روند بـه ترتیب معادل ۴/۲۰-، ۳/۲۵- و ۳/۱۹- است.

* ایستا در سطح اطمینان ۱۰ درصد

** ایستا در سطح اطمینان ۵ درصد

براساس نتایج مندرج در جدول (۱) هیچ‌یک از متغیرها در سطح ایستا نبوده و با یک‌بار تفاضل گیری ایستا می گردند، به عبارت دیگر، کلیهٔ متغیرها $I(1)$ هستند.

برای بررسی وجود رابطهٔ بلندمدت لازم است که وجود هم تجمعی بین متغیرهای الگو مـورد آزمـون قرار گیرد. بدین منظور از آمارهٔ t که از رابطهٔ زیر محاسبه می گردد، استفاده می‌شود[2]:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{S} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{S} SE\hat{\alpha}_i} \qquad (11)$$

1. Cointegration.

۲. محمد نوفرستی (۱۳۷۸).

www.SID.ir

Archive of SID

که در آن، $\hat{\alpha}_i$ و $SE\hat{\alpha}_i$ به ترتیب ضرایب موبوط به مقادیر با وقفه متغیر وابسته و انحراف استاندارد مربوط به این ضرایب است. لازمهٔ تعدیل الگوی پویای برآورد شده به سمت تعادل بلندمدت آن است که مجموع ضرایب مربوط به متغیر وابسته با وقفهٔ $(\sum_{i=1}^{S}\hat{\alpha}_i)$ کوچکتر از یک باشد.

نتایج آزمون هم تجمعی الگوی پویای شاخص قیمت موادغذایی در جدول (۲) آمده است.

جدول -۲. نتایج حاصل از آزمون هم تجمعی الگوی پویای شاخص قیمت موادغذایی[1]

T تعداد مشاهدات	آماره t محاسباتی	کمیت بحرانی دولادو و مستر در سطح اهمیت ۲۵ درصد	کمیت بحرانی دولادو و مستر در سطح اهمیت ۲۵ درصد	کمیت بحرانی دولادو و مستر در سطح اهمیت ۲۵ درصد	کمیت بحرانی دولادو و مستر در سطح اهمیت ۲۵ درصد
۲۵	-۵/۶۴	-۵/۵۳	-۴/۴۶	-۳/۸۲	-۲/۹۹
۵۰	-۵/۶۴	-۵/۰۴	-۴/۴۳	-۳/۸۲	-۳/۱۸

باتوجه به آنکه قدر مطلق آمارهٔ t محاسبه شده از قدرمطلق آمارهٔ "دولادو" و "مستر"[2] در سطوح معنی‌داری ۱، ۲/۵، ۵ و ۱۰ درصد بیشتر است، می‌توان نتیجه گرفت که یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت موادغذایی و متغیرهای توضیحی به گونه‌ای که در مدل تصریح شده برقرار است. باتوجه به تأیید وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای معادلهٔ شاخص قیمت موادغذایی می‌توان با اطمینان از نبود وجود رگرسیون کاذب بین متغیرهای الگو به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخت.

باتوجه به تأیید وجود هم تجمعی بین متغیر شاخص قیمت موادغذایی و متغیرهای توضیحی نتایج برآورد الگوی شمارهٔ (۱۰) در جدول (۳) ارائه شده است.

در جدول (۳) آماره‌های $\chi^2 SER$، $\chi^2 NOR$ و $\chi^2 HER$ به ترتیب، آمارهٔ X^2 مربوط به آزمونهای خودهمبستگی پیاپی، نرمال بودن توزیع جملات اختلال و واریانس ناهمسانی و آماره‌های F_{FF} ، F_{SER} و F_{HER} به‌ترتیب، آمارهٔ F مربوط به خطا در تصریح شکل تابعی مدل، خودهمبستگی پیاپی و واریانس ناهمسانی است. آماره‌های فوق نشان‌دهنده آزمونهای تشخیصی مدل است و باتوجه به مقادیر به دست آمده صحت الگوی برآورد شده از نظر آماری تأیید می‌شود.

---

۱. باتوجه به اینکه تعداد مشاهدات برابر ۴۱ و آمارهٔ دولادو و مستر برای این تعداد از مشاهدات وجود ندارد، این آماره برای مشاهدات ۲۵ و ۵۰ ارائه شده است.

2. Dolado & Master.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول -۳. ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت شاخص قیمت موادغذایی

متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آمارهٔ t
LNOPEN	-۰/۷۸۷۹۳	-۵/۱۵۴۴(۰/۰۰۰)*
LNM۲	۰/۳۷۹۶	۶/ ۲۰۰۷(۰/۰۰۰)
LNFOI	-۰/۱۱۷۸	۰/ ۲۷۷۷(۰/۷۸۳)
LNYP	-۰/۰۸۸۱۲۹	-۴/ ۰۰۰۷(۰/۶۹۲)
LNEER	۰/۵۵۲۳۸	۵/ ۳۹۸۳(۰/۰۰۰)
INPT	-۰/۰۸۸۲۸۷	-۰/ ۰۴۴۷۰۷(۰/۹۶۵)
D۵۹	-۰/۲۳۲۴۹	-۲/ ۷۱۲۵(۰/۰۱۱)
D۵۳	۰/۰۷۵۶۴۲	۰/ ۷۵۱۱۸(۰/۴۵۹)
D۷۲	-۰/۰۶۶۸۴۱	۰/ ۱۳۲۰۵(۰/۸۹۶)
DMM	-۰/۰۲۴۳۱۵	-۰/ ۰۶۴۳۸۴(۰/۹۴۹)
$\chi^{۲}SER[۱]=۰/۸۳۸, F_{SER}(۱/۲۷)=۰/۸۶۹$		$\chi^{۲}NOR[۲]=۰/۵۲۱$
$\chi^{۲}HER[۱]=۰/۱۱۹, F_{HER}(۱/۳۹)=۰/۱۲$		$F_{FF}(۱/۲۹)=۰/۱۲۳$

* مقادیر داخل پرانتز نشان‌دهندهٔ سطح معنی‌داری است.

ضرایب متغیرها به جز تولید سرانهٔ داخلی موادغذایی و درآمد سرانهٔ واقعی از نظر آماری در سطح اطمینان ۹۵ درصد حائز اهمیت بوده و علامت آنها از نظر تئوری قابل انتظار است. با توجه به اینکه در تابع از فرم لگاریتمی استفاده شده است، ضرایب نشان‌دهندهٔ کشش است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که افزایش حجم پول و افزایش نرخ مؤثر ارز منجر به افزایش شاخص قیمت موادغذایی و افزایش درجهٔ بازبودن اقتصاد منجر به کاهش این شاخص می‌گردد. اما با توجه به مقدار ضرایب، واکنش تغییرات شاخص قیمت موادغذایی نسبت به تغییرات متغیرهای منعکس کننده سیاستهای پولی، ارزی و تجاری در بلندمدت بی‌کشش است. در مورد چگونگی تأثیر متغیرهای تولید و درآمد برشاخص قیمت، باتوجه به معنی‌دار نبودن ضرایب برآوردی نمی‌توان اظهارنظر کرد. این نتیجه با توجه به مداخلهٔ گستردهٔ دولت از طریق سیاستهای خاص بخش کشاورزی و ارائه یارانه به مصرف کنندگان موادغذایی دور از انتظار نیست. متغیرهای مجازی به غیر از $D۵۹$ که منعکس کنندهٔ اثر جنگ است، ضرایب سایر متغیرها از نظر آماری معنی‌دار نیست. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ضریب این متغیر منفی و منعکس کنندهٔ سیاست کنترل قیمت و گستردگی سیستم ارائه یارانه در دورهٔ مذکور است.

www.SID.ir

Archive of SID

۳. بررسی ساختار تعدیل کوتاه مدت معادلهٔ شاخص قیمت موادغذایی

باتوجه به اینکه حداکثر تعداد وقفهٔ متغیرها در مرحلهٔ اول یک در نظر گرفته شده است، معادلهٔ کوتاه مدت مربوط به متغیر شاخص قیمت موادغذایی به صورت زیر است:

$$dLNFPI_t = d\theta_0 + \alpha_1 dLNOPEN_t + \alpha_2 dLNM2_t + \alpha_3 dLNFOI_t + \alpha_4 dLNYP_t + \alpha_5 dLNEER_t + \alpha_6 dD53 + \alpha_7 dD72 + \alpha_8 dDMM + \alpha_9 D59 + \alpha_{10} ecm_{t-1} + V_t \quad (12)$$

ضرایب مربوط به الگوی کوتاه مدت فوق در جدول (۴) آورده شده است.

جدول- ۴. ضرایب مربوط به الگوی کوتاه مدت شاخص قیمت موادغذایی

متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	مقدار آماره t
dLNOPEN	-۰/۳۱۱۳۸	-۴/۹۱۴۵(۰/۰۰۰)*
dLNM۲	۰/۱۵۰۰۱	۳/۸۳۲۴(۰/۰۰۱)
dLNFOI	-۰/۲۴۹۹۴	-۱/۷۸۴۲ (۰/۰۸۵)
dLNYP	-۰/۰۳۴۸۲۸	۰/۳۸۸۱۵(۰/۷۰۱)
dLNEER	۰/۱۰۸۸۳	۳/۱۲۹۹(۰/۰۰۴)
dINPT	-۰/۰۳۴۸۹	-۰/۰۴۴۵۸۱(۰/۹۶۵)
dD۵۳	-۰/۰۲۹۸۹۳	۰/۷۳۵۶(۰/۴۶۸)
dD۷۲	-۰/۰۲۶۴۱۵	۰/۱۳۲۱۹(۰/۸۹۶)
dDMM	-۰/۰۰۹۶۰۰۸۹	-۰/۰۶۴۳۰۴(۰/۹۴۹)
D۵۹	-۰/۰۹۱۸۷۷	-۲/۶۳۱۶(۰/۰۱۳)
ecm(-۱)	-۰/۳۹۵۱۹	-۵/۶۴۸۳(۰/۰۰۰)
R^2 =۰/۸۵۳۷۷	$D.W$ =۱/۹۶۶۱	$F(۱۰/۳۰)$ =۱۶/۳۴(۰/۰۰۰)

* مقادیر داخل پرانتز نشان‌دهندهٔ سطح معنی‌داری است.

باتوجه به نتایج ارائه شده در جدول (۴)، ضرایب مربوط به متغیرهای نرخ مؤثر ارز(EER)، شاخص درجه باز بودن اقتصاد (OPEN)، حجم نقدینگی (M2) همانند ضرایب الگوی بلندمدت از نظر آماری معنی‌دار و دارای نشانه‌های مورد انتظار است. گرچه متغیر درآمد سرانهٔ واقعی نیز همانند الگوی

www.SID.ir

Archive of SID

بلندمدت از نظر آماری معنی‌دار نیست، اما ضریب برآوردی برای متغیر تولید سرانهٔ داخلی در کوتاه مدت از نظر آماری معنی‌دار و دارای علامت مورد انتظار است.

ضریب متغیر $ecm(-1)$ در مدل کوتاه مدت معادل ۰/۳۹۵۱۹- و از نظر آماری کاملاً معنی‌دار است. همان‌طور که گفته شد، این ضریب نشان‌دهندهٔ سرعت تعدیل بی‌تعادلی کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت است. براساس مقدار این ضریب حدود ۴۰ درصد از بی‌تعادلی در یک دوره تعدیل می‌گردد.

۴. خلاصه و نتیجه‌گیری

در این مقاله رابطهٔ بلندمدت بین سیاستهای کلان پولی، ارزی و تجاری و شاخص قیمت موادغذایی در دورهٔ ۱۳۳۸-۱۳۷۹ و همچنین، ساختار تعدیل کوتاه مدت و بلندمدت 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 می‌دهد که در بلندمدت سیاستهای پولی انبساطی و سیاست کاهش ارزش پول داخلی در مقابل ارزهای خارجی، منجر به افزایش شاخص قیمت موادغذایی می گردد. اما، سیاستهای تجاری که در جهت بازتر شدن اقتصاد ایران به مورد اجرا گذاشته می‌شود، شاخص قیمت موادغذایی را کاهش خواهد داد. نتایج همچنین نشان می‌دهد که رابطهٔ مشخصی بین درآمد سرانه و شاخص تولید سرانهٔ داخلی موادغذایی و شاخص قیمت موادغذایی در بلندمدت وجود ندارد. این نتیجه می‌تواند منعکس کنندهٔ اِعمال سیاستهای خاص بخش کشاورزی و پرداخت یارانه در جهت تأثیرگذاری بر قیمت محصولات کشاورزی و موادغذایی از سوی دولت باشد. نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطا و ساختار تعدیل کوتاه مدت به تعادل بلندمدت حاکی از بی تعادلی پس از دو سال و نیم است.

اما، از نقطه نظر نتایج این مطالعه به منظور سیاست‌گزاریهای کلان قیمت محصولات کشاورزی و غذایی می‌توان به نکات زیر اشاره کرد:

باتوجه به رابطهٔ مستقیم بین حجم نقدینگی و نرخ مؤثر ارز با قیمت موادغذایی، سیاستهای پولی انبساطی و سیاست کاهش ارزش پول که با هر هدفی در سطح کلان به مورد اجرا گذاشته شود، می‌تواند با هدف دولت به منظور تأمین غذایی در تضاد قرار گیرد؛ مگر آنکه دولت آمادگی لازم را برای تأمین کسری بودجه ناشی از افزایش یارانه‌های پرداختی به موادغذایی داشته باشد.

باتوجه به رابطهٔ غیرمستقیم درجهٔ باز بودن اقتصاد و قیمت محصولات کشاورزی و غذایی، چنانچه سیاست تجاری در راستای پیوستن ایران به سازمان تجارت جهانی در جهت بازتر شدن اقتصاد حرکت نماید، سهم یارانه های پرداختی به موادغذایی به منظور تأمین غذایی در بودجه کاهش خواهد یافت. اما این امر از یک طرف، با سیاست دولت در جهت تشویق تولید محصولات کشاورزی و غذایی به منظور خودکفایی و از طرف دیگر، با هدف مقابله با کسری تجاری در تضاد قرار خواهد گرفت.

www.SID.ir

Archive of SID

باتوجه به تضادهای موجود بین سیاستهای کلان و سیاستهای خاص کشاورزی، این سیاستها باید با دقت بیشتری هماهنگ گردد تا حداکثر منفعت برای تشویق کشاورزان به منظور افزایش تولید و در ضمن، تأمین امنیت غذایی برای مصرف کنندگان را به دنبال داشته باشد. گرچه این هماهنگی ممکن است به شیوهٔ اجرایی یا اداری انجام شود، اما شواهد نشان‌دهندهٔ تأخیر قابل ملاحظه در تعدیل قیمتهای کشاورزی و درنتیجه، عدم انطباق آنها با شرایط بازار است. 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 سیاست‌گزاران قرار گیرد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

بانک مرکزی ج.ا.ا. *گزارش اقتصادی و تراز نامه بانک مرکزی*، سالهای مختلف.

نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). *ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی*، تهران: مؤسسهٔ خدمات فرهنگی رسا.

Alderman, H. and Shively, G. (1998). Economic Reform and Food Prices: Evidence From Markets in Ghana. *World Development*, Vol. 24, No. 3, PP. 521-534.

Appleyard, D. R. and Field, A. J. (1998). *International Economics*. New York: McGraw-Hill.

International Monetary Fund (IMF). *International Financial Statistics Yearbook*. Washington D.C., Various Years.

International Trade Statistics Yearbook. United Nations, Various Years.

Kargbo, J. M. (2000). Impacts of Monetary and Macroeconomic Factors on Food Prices in Eastern and Southern Africa. *Applied Economics*. Vol. 23, No. 11, PP. 1373-1389.

Lachaal, L. and Womack, A.W. (2001). Impact of Trade and Macroeconomic Linkages on Canadian Agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 80, No. 3, PP. 534-542.

Pesaran, M.H and Pesaran, B. (1977). *Working With Microfit 4.0: An Interactive Introduction to Econometrics*. Oxford University Press.

Pesaran, M. H., Shin, Yongcheol. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration 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.

Orden, D. and Fackler, P.L. (1989). Identifying Monetary Impacts on Agricultural Prices in VAR Models. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 71, No. 2, PP.495-502.

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*, Vol. 72, No. 1. PP. 160-171.

Shively, G.E. (1996). Food Price Variability and Economic Reform: An ARCH Approach for Ghana. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78, No. 1. PP. 126-136.

United Nations. *Statistical Yearbook for Asia and Pacific*, Various Years.

www.SID.ir