اثرات سیاست‌های پولی و نرخ ارز بر تغییرات در قیمت‌های نسبی کشاورزی

وحیده پریزن و جواد ترکمانی*

چکیده

هدف اصلی این مطالعه، بررسی اثرات بلندمدت حجم پول و نرخ ارز بر تغییرات قیمت‌های نسبی کشاورزی در ایران است. در این راستا حجم پول به عنوان ابزاری برای سیاست پولی در سطح ملی مورد استفاده قرار گرفت. در سطح بین‌المللی نیز از نرخ ارز واقعی استفاده شد. داده های لازم بصورت سری زمانی و برای دورهٔ زمانی 81-1361، از مجموعهٔ آماری PDS و نشریات مختلف سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور بدست آمد. ابتدا، ویژگیهای این داده‌ها از لحاظ ساکن‌پذیری مورد بررسی قرار گرفت. سپس، مدل انتخابی با استفاده از روش ARDL برای دورهٔ مورد مطالعه با استفاده از نرم افزارهای Eviews 3.0 و Microfit 4 تخمین زده شد.

نتایج این مطالعه نشان داد که، یکی از مهمترین عوامل ایجاد کنندهٔ ناپایداری در بخش کشاورزی نوسانات قیمت در بلندمدت است. در این راستا، تغییر در نرخ ارز از عوامل مهم مؤثر بر نوسان قیمت‌ها شناسایی شد. نتایج حاصل از مقایسه روابط بلند مدت و کوتاه مدت نشان داد که، در هر دو حالت، قیمتهای کشاورزی و مواد غذایی نسبت به سطح قیمت کل و نرخ ارز حساسیت مثبت دارد. با این حال، سطح قیمت‌ها نسبت به تغییر در حجم پول در بلندمدت حساسیت منفی و در کوتاه مدت حساسیت مثبت نشان داد و در هر دو حالت حساسیت سطح قیمت‌ها نسبت به تغییر در قیمت کل بیشتر از سایر متغیرها بود.

مقدمه

بخش كشاورزي از نظر تأمين مواد غذايي جمعيت در حال رشد و همچنين توليد مواد اوليه و نهاده‌هاي مورد نياز صنايع، يكي از مهمترين بخش‌هاي اقتصاد است. لذا تأثير سياست‌هاي اقتصادي دولت در رابطه با اين بخش نيز از اهميت شاياني برخوردار است (هژبر كياني و رنجبر، 1380).

سياست‌هاي اقتصادي شامل مجموعه دخالت‌ها و تدابير عاملان اقتصادي و دولت، براي رسيدن به اهداف اقتصادي تعيين شده است. اين تدابير با استفاده از ابزارهاي تحت كنترل و با در نظر گرفتن امكانات و محدوديت‌هاي موجود برنامه‌ريزي مي‌شود (مجدزاده طباطبائي، 1376). سياست‌هاي پولي و مالي دولت نيز، زير مجموعه‌اي از سياست‌هاي اقتصادي است. سياست‌هاي پولي با هدف اثرگذاري بر اقتصاد از طريق متغيرهاي پولي و ارزي اجرا مي‌شود و سياست‌هاي مالي از طريق هزينه‌هاي جاري و عمراني و درآمدهاي مالياتي و غير مالياتي (مقدسي و يزداني،1379).

از طرف ديگر، يكي از مهمترين عوامل ايجاد كنندة ناپايداري در بخش كشاورزي، نوسانات قيمت، مخصوصاً نوسانات بلندمدت آن است، كه مي‌تواند اثرات زيان‌آوري بر اقتصاد بخش كشاورزي داشته باشد (چو وهمكاران،2004).

* به ترتيب دانشجوي كارشناسي ارشد، گروه اقتصاد كشاورزي، دانشگاه شيراز و دانشيار گروه اقتصاد كشاورزي، دانشگاه شيراز

Archvie of SID
www.SID.ir

فاکتورهاي اقتصاد کلان که باعث تغييرات بلندمدت در قيمت‌هاي نسبي کشاورزي مي‌شوند، درمطالعات مختلف بررسی شده اند. در اين راستا، نرخ ارز اغلب به عنوان يك فاکتور مهم مطرح شده است. نوسانات نرخ ارز، بطور نامتناسبي، تجارت کشاورزي را متأثر مي‌سازد که در نهايت منجر به عرضه بيش از حد يا کمتر از حد توليدات داخلي کشاورزي مي‌شود و اين امر در نهايت تغيير در قيمت‌هاي نسبي کشاورزي را به همراه خواهد داشت (چو وهمکاران،2004).

چو و همکاران (2004) در مطالعه ای به بررسي علل تغييرات بلندمدت در قيمت‌هاي کشاورزي و موادغذايي در مقايسه با سطح قيمت کل، در طي دورة 1996-1974 در آمريکا پرداختند. در اين مطالعه از حجم پول، به عنوان ابزاري براي سياست پولي در سطح ملي، و از نرخ ارز واقعي در سطح بين‌المللي استفاده شد. نتايج اين مطالعه نشان داد که در بلندمدت شواهدي از اثر واقعي پول بين‌المللي (نرخ ارز) بر تغييرات بلندمدت قيمت‌هاي نسبي کشاورزي ديده مي‌شود.

کيم (2001)، اثر شوك‌هاي حاصل از سياست‌هاي پولي را بر تراز تجاري کشورهاي فرانسه، ايتاليا و انگلستان مورد بررسي قرار داده است. داده‌هاي مورد استفاده در اين مطالعه شامل نرخ ارز، حجم پول، شاخص قيمت مصرف‌کننده، توليد صنعتي، شاخص قيمت صادراتي کالا به واحد پول داخلي، نرخ ارز جهاني و آمار تراز تجاري است. نتايج اين بررسی نشان داد که در اين کشورها، اثرات شوك‌هاي پولي مانند اثر انتقالي مخارج بر تراز تجاري مي‌باشد.

در مطالعة روي و دربها (2000) رابطه پوياي متقابل بين حجم پول، ميزان محصول و سطح قيمت‌ها در هند بررسي شده است. نتايج اين مطالعه نشان داد که، عوامل نهادي علاوه بر عوامل پولي، نقش مهمي در ايجاد و پايداري تورم و نوسانات فعاليت‌هاي اقتصادي دارند.

مقدسي و يزداني (1379) در مطالعه ای به بررسي ارتباط سياست‌هاي پولي و مالي دولت با متغيرهاي عمدة اقتصادي بخش کشاورزي شامل ارزش افزوده، قيمت، صادرات و سرمايه‌گذاري براي دورة زماني 76-1350 پرداختند. نتايج حاصل حاکي از اين است که تأثير سياست‌هاي پولي و مالي دولت بر ارزش افزوده، قيمت و صادرات بخش کشاورزي مثبت و اثر مربوط به ميزان سرمايه‌گذاري منفي است.

هدف اصلي مطالعه جاري آن است که، اثرات بلندمدت حجم پول و نرخ ارز را بر تغييرات قيمت‌هاي نسبي کشاورزي در ايران بررسي نمايد. در اين راستا حجم پول به عنوان ابزاري براي سياست پولي در سطح ملي مورد استفاده قرار گرفته و در سطح بين‌المللي هم از نرخ ارز واقعي استفاده شده است.

روش تحقيق

در اين مطالعه، با استفاده از داده هاي حجم پول (M_t)، نرخ ارز واقعي (R_t)، شاخص قيمت مصرف کننده (CPI) براي مواد غذايي، به عنوان جانشين قيمت کالاهاي کشاورزي و موادغذايي (P^A_t)، و شاخص قيمت کل به عنوان جانشين سطح قيمت کل يا نرخ تورم (P_t) (سال 100=1374)، به تحليل رابطة بلند مدت بين متغيرهاي حجم پول، نرخ ارز واقعی، سطح قيمت کل يا نرخ تورم و قيمتهای کشاورزی و مواد غذايي پرداخته شده است. داده هاي لازم بصورت سري زماني وبراي دورة زماني 81-1361، از مجموعة آماري PDS و نشريات مختلف سازمان مديريت و برنامه ريزي کشور بدست آمده است.

بمنظور استفاده از داده هاي سري زماني و ارائه استنباطهايي پيرامون آنها، ابتدا ويژگيهاي آماري آنها از لحاظ ساکن‌پذيري مورد بررسي قرار گرفته و سپس مدل انتخابي با استفاده از الگوی

www.SID.ir

خودتوضيح با وقفه های گسترده[1] براي دورة فوق الذكر با استفاده از نرم افزارهاي Eviews 3.0 و Microfit 4 تخمين زده شده است.

روشهاي سنتي و معمول اقتصاد سنجي در برآورد ضرايب الگو با استفاده از داده‌های سري زماني بر اين فرض استوار هستند كه متغيرهاي الگو ساكن هستند. يك متغير سري زماني وقتي ساكن است كه ميانگين، واريانس، كوواريانس و ضريب همبستگي آن درطول زمان ثابت بماند. اگر متغيرهاي سري زماني مورد استفاده در برآورد ضرايب الگو غيرساكن باشند حتي اگر هيچ رابطه معني داري بين متغيرهاي الگو وجود نداشته باشد به علت اينكه R^2 مدل بطور كاذب بالا برآورد مي‌شود ممكن است محقق به استنباط غلطي در مورد ميزان ارتباط بين متغيرها كشانده شود. وجود متغيرهاي غير ساكن در الگو باعث مي‌شود تا آزمونهاي t و F معمول نيز از اعتبار لازم برخوردار نباشند. در چنين شرايطي كميتهاي بحراني ارائه شده توسط توزيعهاي t و F كميتهاي بحراني صحيحي براي انجام آزمون نيستند. در اين حالت ممكن است به غلط نتيجه‌گيري شود كه رابطه محكم و معني‌داري بين متغيرهاي الگو وجود دارد در حالي كه واقعيت جز اين بوده و نتيجه حاصله يك رگرسيون كاذب (Spurious Regression) باشد. از مشخصه‌هاي رگرسيون كاذب مي‌توان به R^2 بالا (نزديك به يك) و آماره دوربين واتسون پايين (نزديك به صفر) اشاره نمود.

به منظور پرهيز از برآورد يك رگرسيون كاذب بايستي تمام متغيرهاي مورد استفاده در الگو از درجه يكساني ساكن باشند. حال اگر برخي از متغيرها در سطح ساكن باشند و برخي ديگر با تفاضل‌گيري ساكن شوند، باز هم مي‌توان از متغيرها در برآورد رگرسيون استفاده نمود. با اين حال، بايستي اذعان داشت كه هرچند ساكن‌پذيري متغيرهاي سري‌زماني يك رابطه رگرسيوني را مي‌توان از طريق تفاضل‌گيري تأمين كرد ولي رگرسيون حاصله نشان‌دهنده يك رابطه بلندمدت بين متغيرها نخواهد بود و تفسير نتايج به دست آمده مستلزم احتياط بيشتري است. بدين ترتيب ابتدا لازم است روند حركت داده‌ها (ساكن‌پذيري) به كمك آزمونهاي مربوطه مورد بررسي قرار گيرد. از ميان آزمونهاي ارائه شده براي ساكن‌پذيري، آزمون ديكي- فولر و ديكي- فولر تعميم يافته كاربرد گسترده‌تري دارند كه در اين مطالعه نيز مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

روش ARDL توانايي تخمين اجزاي كوتاه‌مدت و بلندمدت را به طور همزمان دارا مي‌باشد. اين روش همچنين قادر به رفع مشكلات مربوط به حذف متغير و خودهمبستگي مي‌باشد. و ضمناً به دليل اينكه اين مدلها عموماً عاري از مشكلاتي چون خودهمبستگي سريالي و درون‌زايي هستند تخمينهاي به دست آمده از آنها ناريب و كارآ خواهند بود(سيديكي 2000).

مدل ARDL تعميم يافته[2] را مي‌توان به صورت زير نوشت:

$$\alpha(L,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,p)x_{it} + u_t, \quad i = 1,2,...,k \qquad (1)$$

كه در آن α_0 عرض از مبدأ، y_t متغير وابسته و L عامل وقفه[3] مي‌باشد كه به صورت ذيل تعريف مي‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \qquad (2)$$

1-Auto-regressive Distributed Lag (ARDL)

2 - Augmented ARDL (Developed by Pesaran and Pesaran (1997) and Pesaran and Shin (1998))

3- Lag operator

Archive of SID

www.SID.ir

بنابراين

(3)

$$\alpha(L,p) = 1 - \alpha L^1 - ... - \alpha_p L^p, \qquad \beta_i(L,q) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + ... + \beta_{iq}L_i^q$$

x_{it} ، i امين متغير مستقل مي‌باشد.

براي تخمين رابطه بلندمدت مي‌توان از يك روش دو مرحله‌اي استفاده نمود. در مرحله اول وجود يك رابطه بلندمدت بين متغيرهاي مدل را كه به وسيله تئوري بيان مي‌شود را مورد بررسي قرار مي دهيم. براي اين كار فرض صفر را بصورت زير تعريف مي كنيم:

H_0 : رابطه بلندمدت وجود ندارد.

جهت تصميم‌گيري در مورد رد و يا عدم رد فرض صفر از مقادير بحراني كه توسط پسران و پسران (1997) محاسبه شده است، استفاده ميكنيم.

اگر وجود رابطه بلندمدت بين متغيرها اثبات شد، تخمين و تحليل ضرايب بلند مدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت مي گيرد.

در بلندمدت روابط زير بين متغيرهاي حاضر در مدل صادق خواهد بود:

(4)

$$y_t = y_{t-1} = ... = y_{t-p}, \qquad x_{i,t} = x_{i,t-1} = ... = x_{i,t-q}$$

كه q نمايانگر qامين وقفه مربوط به iامين متغير مي‌باشد.

رابطه بلندمدت بين متغيرها مي‌تواند به صورت زير بيان شود:

(5)

$$y = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i x_i + v_i \qquad , \qquad \alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,p)}$$

(6)

$$\beta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,p)} = \frac{\sum_{j=0}^{q} \beta_i}{\alpha(1,p)}, \qquad v_i = \frac{u_t}{\alpha(1,p)}$$

معادله تصحيح خطاي مدل ARDL به صورت زير نوشته مي‌شود:

$$\Delta y_t = \Delta\hat{\alpha}_0 - \sum_{j=2}^{p} \hat{\alpha}_j \Delta y_{t-j} + \sum_{i=0}^{k} \hat{\beta}_{i0} \Delta x_{it} - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=2}^{q} \hat{\beta}_{i,t-j} \Delta x_{i,t-j} - \alpha(1,p) ECT_{t-1} + u_t$$

جزء تصحيح خطا:

$$ECT = y_t - \hat{\alpha} - \sum_{i=1}^{k} \hat{\beta}_i x_{it}$$

كه در آن Δ عملگر اولين تفاضل مي‌باشد و $\alpha_{j,t-j}$ و $\beta_{ij,t-j}$ ضرايب برآورد شده از معادله (1) مي‌باشند. $\alpha(1,p)$ ضريب جزء تصحيح خطا مي‌باشد كه سرعت تعديل را اندازه‌گيري مي‌كند.

Archvie of SID

www.SID.ir

براساس نظر گرينز و لپ (1986)، رابرتسون واردن (1990)، زانياس (1998) و ساقيان و همكاران (2002)، بمنظور آزمون خنثي بودن بلند مد ت پول و نرخ ارز، رابطة بلند مدت بين حجم پول، نرخ ارز واقعي، قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي و سطح قيمت كل را مي توان بصورت زير تصريح نمود:

$$\text{Ln } P^A_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln } M_t + \alpha_2 \text{Ln } R_t + \varepsilon_t \qquad (1)$$

$$\text{Ln } P_t = \beta_0 + \beta_1 \text{Ln } M_t + \beta_2 \text{Ln} R_t + \upsilon_t \qquad (2)$$

كه در آن $\text{Ln } M_t$، لگاريتم حجم پول در زمان t، $\text{Ln } R_t$ لگاريتم نرخ ارز واقعي، $\text{Ln } P^A_t$ و $\text{Ln } P_t$ بترتيب لگاريتم قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي و قيمت كل هستند.

مطالعات قبلي $\alpha_1=\beta_1$ را شرط خنثي بودن پولي بلند مدت در نظر مي گرفتند. يعني يك درصد افزايش در حجم پول بايد به همان اندازه باعث افزايش قيمتهاي كل و كشاورزي گردد. فريدمن (1975) معتقد است كه يك درصد افزايش در حجم پول، افزايش در سطح متوسط قيمت را در يك اقتصاد سبب ميشود و قيمتهاي نسبي بلندمدت بين كالاها بايد با تغييرات عرضه و تقاضاي نسبي توليدات آنها تعيين شود. اين نشان مي دهد كه ممكن است، قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي صرفنظر از تغييرات حجم پول در بلندمدت، بطرف قيمتهاي كل حركت كند. بنابراين اگر قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي در مقايسه با قيمتهاي كل بطور نامتناسبي افزايش يابند، اثر حجم پول بر قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي ظاهراً متفاوت از اثر آن بر قيمتهاي كل خواهد بود. در اين مورد α_1 بايد كوچكتر از β_1 ($\alpha_1<\beta_1$) باشد. اگرچه اين نتيجه بعنوان مدركي برعليه فرضية خنثي بودن بلندمدت پول تعبير مي شود، ولي نمونه اي از ارتباط بلندمدت است، پس مدل تجربي براي آزمون فرضية خنثي بودن بلندمدت پول مناسب نيست. بنابراين يك رابطة بلندمدت مهم بين قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي و قيمت كل، بصورت زير وجود دارد كه نبايد ناديده گرفته شود (چو و همكاران، 2004):

$$\text{Ln } P^A_t = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Ln } P_t + \eta_t \qquad (3)$$

حاصلضرب رابطة (2) در γ- واضافه كردن آن به رابطة (1)، رابطة زير را بدست مي دهد:

$$\text{Ln } P^A_t - \gamma_1 \text{Ln } P_t = \alpha_0 - \gamma_1\beta_0 + (\alpha_1 - \gamma_1\beta_1)\text{Ln } M_t + (\alpha_2 - \gamma_1\beta_2)\text{Ln } R_t + (\varepsilon_t - \gamma_1\upsilon_t)$$

$$\text{Ln } P^A_t = \delta_0 + \gamma_1 \text{Ln } P_t + \delta_1 \text{Ln } M_t + \delta_2 \text{Ln } R_t + \zeta_t \qquad (4)$$

كه در آن:

$\delta_0 = \alpha_0 - \gamma_1\beta_0$ $\qquad$ $\delta_1 = \alpha_1 - \gamma_1\beta_1$

$\delta_2 = \alpha_2 - \gamma_1\beta_2$ $\qquad$ $\zeta_t = \varepsilon_t - \gamma_1\upsilon_t$

اگر قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي نسبت به قيمت كل، در پاسخ به تغييرات حجم پول خيلي حساستر باشند، $\alpha_1>\gamma_1\beta_1$ و $\delta_1>0$ و در غير اينصورت $\alpha_1<\gamma_1\beta_1$ و $\delta_1<0$ همچنين اگر قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي در پاسخ به نرخ ارز واقعي حساستر باشند، $\alpha_2> \gamma_1\beta_2$ و $\delta_2>0$ ودر غير اينصورت، $\alpha_2< \gamma_1\beta_2$ و$\delta_2<0$ خواهد بود. در نهايت اگر پول و نرخ ارز واقعي خنثي باشند، انتظار بر اين است كه δ_1 و δ_2 برابر با صفر باشند. يعني: $\alpha_1=\gamma_1\beta_1$ و $\alpha_2= \gamma_1\beta_2$.

نتايج و بحث

www.SID.ir

نتایج حاصل از بررسی ساکن پذیری متغیرهای مورد بررسی در جدول شمارة (1) آمده است:

Archvie of SID

www.SID.ir

جدول 1- نتايج حاصل از آزمون ساكن پذيري متغيرهای مورد بررسی

نام متغير	درجة ساكن‌پذيري	آمارةADF	وضعيت	تعداد وقفه	سطح معني داري
$Ln\ P^A_t$	I(0)	-2/124177	با C و T	0	0/05
$Ln\ P_t$	I(0)	-2/969326	با C و T	1	0/05
$Ln\ M_t$	I(1)	-2/550507	با C بدون T	0	0/1
$Ln\ R_t$	I(0)	-2/638081	با C و T	0	0/1

مأخذ: يافته هاي تحقيق

T: روند

C :عرض از مبدأ

جدول فوق بيانگر اين است كه متغيرهای مورد استفاده در مدل ساكن از درجات صفر و يک هستند. بر اين اساس، در تخمين معادلة مربوطه از روش ARDL استفاده شد. كه نتايج حاصل از اين تخمين در جدول (2) آورده شده است:

جدول2- نتايج حاصل از برآورد مدل پويا(2،0،1،2)ARDL با ضابطه آكائيک (AIC)

نام متغير	ضريب	t محاسباتی
C	0/34112	3/5536***
Ln P^A_t(-1)	-0/25088	-4/2437***
Ln P^A_t(-2)	0/30071	6/9572***
Ln P_t	0/88994	13/6742***
Ln M_t	0/12529	3/8631***
Ln M_t(-1)	-0/27780	-5/7016***
Ln R_t	0/14835	7/3947***
Ln R_t(-1)	0/015326	0/97975
Ln R_t(-2)	-0/045604	-3/0417***
R^2=0/99 **F=50527/5***** **D.W=2/9258**		

مأخذ: يافته هاي تحقيق

* معني دار در سطح 10 %

*** معني دار در سطح 5 %

*** معني دار در سطح 1 %

با استفاده از ضرايب مدل پويای ARDL كه در جدول 2 آورده شده است، وجود رابطه بلندمدت بين متغيرها بصورت زير مورد بررسی قرار داده شد:

Archvie of SID
www.SID.ir

چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای باوقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد $\left(\sum_{i=1}^{p}\hat{\alpha}_i \prec 1\right)$، الگوی پویا بسمت الگوی تعادلی بلند مدت گرایش خواهد داشت. بنابراین برای آزمون همجمعی، لازم است آزمون فرضیه زیر صورت گیرد:

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p}\hat{\alpha}_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{p}\hat{\alpha}_i - 1 \prec 0$$

با توجه به اینکه بر اساس ضابطه آکائیک، تعداد وقفه بهینه متغیر وابسته، دو وقفه است، $(P \geq 2)$، فرضیه صفر و مقابل بصورت زیر درمی آید:

$$H_0 : (\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2) - 1 \geq 0$$
$$H_1 : (\hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2) - 1 \prec 0$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای آزمون فوق، از طریق تقسیم $\left(\sum\hat{\alpha}_i - 1\right)$ برمجموع انحراف معیار این ضرایب، بدست می آید:

$$t = \frac{\sum\hat{\alpha}_i - 1}{\sum S\hat{\alpha}_i} = \frac{(-0.25088 + 0.30071) - 1}{(0.059117 + 0.043223)} = -9.284$$

از آنجا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر(1992) در سطح اطمینان 99% برابر با 4/92- است، فرض H_0 رد می شود. بعبارت دیگر رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد، که نتایج آن در جدول 3 آورده شده است:

جدول3-نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت ARDL(2,0,1,2)

نام متغیر	ضریب	t محاسباتی
C	0/359	3/471***
Ln P_t	0/937	14/991***
Ln M_t	-0/161	-4/284***
Ln R_t	0/124	4/378***

مأخذ: يافته هاي تحقيق

* معني دار در سطح 10 %

*** معني دار در سطح 5 %

*** معني دار در سطح 1 %

جدول (3) نشان می دهد که، ضریب متغیر Ln P_t برابر با 0/937 و در سطح بالايي معني دار است. اين نتيجه حاكي از اين است كه يك درصد افزايش در سطح قيمت اسمي كل، 0/937 درصد افزايش در سطح قيمت اسمي مواد غذايي را سبب مي شود كه بيانگر افزايش بي تناسب در قيمت اسمي مواد غذايي (يا روند نزولي در قيمتهاي واقعي كشاورزي و مواد غذايي) در مقايسه با ساير كالا ها در طول دورة مورد نظر است. كليسن و پول (Klisen & Pool, 2000) در

www.SID.ir

مطالعة خود، دلايل اينكه چرا قيمتهاي واقعي كشاورزي و مواد غذايي يك روند نزولي دارند، را مورد بررسي قرار دادند؛ از جملة اين دلايل مي توان به پايين بودن كشش درآمد (قانون انگل) و توابع عرضه وتقاضاي كشش ناپذير كالاهاي كشاورزي اشاره نمود. نرخ رشد درآمد بدليل پيشرفتهاي تكنولوژيكي و رشد مثبت بهره وري، همواره مثبت است. قانون انگل اشاره بر اين دارد كه مصرف غذا و توليدات كشاورزي نسبت به درآمد، با تناسب كمتري افزايش مي يابد. تقاضاي كشش ناپذير براي مصرف مواد غذايي همراه با كشش پايين درآمد، يك افزايش نامتناسب در قيمتهاي نسبي اسمي كشاورزي و مواد غذايي را سبب مي شود.

از جدول (3) چنين برمي‌آيد كه ضريب متغير $Ln\ R_t$، برابر با 0/124 و در سطح بالايي معني‌دار بوده، بيانگر اين است كه يك درصد تقويت پول ملي يا افزايش نرخ ارز[1] (تضعيف پول ملي[2] يا كاهش نرخ ارز) موجب 0/124 درصد افزايش (كاهش) در سطح قيمتهاي اسمي مواد غذايي در مقايسه با سطح قيمت كل مي‌شود. واضح است كه تغييرات نرخ ارز واقعي بر تغييرات بلندمدت در قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي در ايران مؤثر بوده ويك عامل خنثي و بي‌طرف نيست.

چنانچه از مدل برمي‌آيد، ضريب متغير $Ln\ R_t$ حساسيت قيمت محصولات كشاورزي و مواد غذايي نسبت به قيمت كل را در پاسخ به تغييرات نرخ ارز واقعي نشان مي‌دهد. اما حتي زمانيكه ضريب فوق برابر با صفر باشد، دليل بر اين نيست كه نرخ ارز واقعي هيچ اثر واقعي بر قيمتهاي داخلي و خارجي محصولات كشاورزي و مواد غذايي ندارد. بلكه به اين معني است كه تغييرات نرخ ارز واقعي، در بلندمدت تقريباً اثر مشابهي بر قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي و همچنين سطح قيمت كل دارد.

ضريب متغير $Ln\ M_t$، برابر با 0/161- و از نظر آماري معني‌دار بوده بيانگر اين است كه يک درصد افزايش حجم پول، سطح قيمتهای اسمی مواد غذايی را در در مقايسه با سطح قيمت كل به اندازه 0/161 درصد كاهش می دهد. بنابراين، حجم پول كه ابزاری برای سياست پولی در سطح ملی است، خنثی و بيطرف نيست و بر قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي در ايران مؤثر است.

وجود همگرايي بين مجموعه اي از متغيرهاي اقتصادي، مبناي استفاده از مدل هاي تصحيح خطا (Error Correction Model) را فراهم مي كند. الگوي تصحيح خطا در واقع نوسانهاي كوتاه مدت متغيرها را به مقادير بلندمدت آنها ارتباط مي دهد. در نرم افزار **Microfit**، اين امكان وجود دارد كه وقتي الگوي تعادلي بلندمدت مرتبط با الگوي **ARDL** استخراج شد، الگوي تصحيح خطاي مرتبط با آن نيز ارائه گردد (نوفرستي، 1378). بمنظور بررسي روابط كوتاه مدت بين قيمتهای نسبی كشاورزی و مواد غذايی و ساير متغيرهاي مورد مطالعه، از مدل تصحيح خطا استفاده شده و نتايج آن در جدول 4 آورده شده است:

1-Appreciation 2-Depreciation

Archvie of SID
www.SID.ir

جدول4-نتايج حاصل از برآورد مدل تصحيح خطا(ECM)

نام متغير	ضريب	t محاسباتی
dC	0/341	3/55***
d Ln P^A_t1	-0/301	-6/96***
d Ln P_t	0/89	13/67***
d Ln M_t	0/125	3/86***
d Ln R_t	0/148	7/39***
d Ln R_t 1	0/046	3/04***
ECM(-1)	-0/95	-21/55***

مأخذ: يافته هاي تحقيق

* معني دار در سطح 10 %

*** معني دار در سطح 5 %

*** معني دار در سطح 1 %

از جدول4 چنين برمي آيد كه در كوتاه مدت، سطح قيمت كل، حجم پول، نرخ ارز در دورة جاری و نرخ ارز در دورة گذشته، اثر مثبت معنی دار بر روی قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي در دورة جاری دارند. يعنی افزايش هر كدام از اينها موجب افزايش قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي می شود كه از بين اين متغيرها اثر سطح قيمت كل نسبت به بقيه بيشتر است. اما قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي در دورة پيش اثر منفی معنی دار، بر روی قيمتهای سال جاری دارند. در رابطه با علت اين امر مي توان گفت؛ اگر در يك دوره سطح قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي، افزايش يابد، انگيزه برای توليد اين محصولات در دوره بعد ايجاد شده، توليد آنها افزايش می يابد و همين افزايش توليد منجر به كاهش قيمتهاي كشاورزي و مواد غذايي در دورة بعد می‌شود.

به همين ترتيب ضريب مربوط به جمله تصحيح خطا (ECM(-1، معني دار وعلامت آن مطابق انتظار و منفي است. مقدار اين ضريب برابربا 0/95- و بيانگر اين است كه حدود 95 درصد انحرافات قيمتهای كشاورزی و مواد غذايی از مقادير دراز مدت خود، بعد از سپري شدن يك دوره از بين خواهد رفت. بنابراين سرعت تعديل مدل بسيار بالا است.

نتيجه‌گيري

يكي از مهمترين عوامل ايجاد كنندة ناپايداري در بخش كشاورزي، نوسانات قيمت، مخصوصاً نوسانات بلندمدت آن است، كه مي‌تواند اثرات زيان‌آوري بر اقتصاد بخش كشاورزي داشته باشد. در اين راستا نرخ ارز اغلب به عنوان يك عامل مهم مؤثر بر نوسان قيمت مورد توجه قرار مي‌گيرد.

نتايج حاصل از برآورد مدل پويا بيانگر اين است كه براي قيمتهای كشاورزی و مواد غذايی، وجود رابطه بلند مدت معني دار است و از بين متغيرهاي اثرگذار بر آن در بلندمدت سطح قيمت كل (Ln P_t) ، بيشترين اثر را دارد (0/937)؛ كه اين به مفهوم افزايش بی تناسب در سطح قيمت مواد

www.SID.ir

غذایی در مقایسه با قیمت سایر کالاها در اثر افزایش سطح قیمت کل است. بعد از آن نرخ ارز ($Ln\ R_t$)در درجة دوم اهمیت قرار دارد. در بلندمدت این دو متغیر اثر مثبت بر روی $Ln\ P^A_t$- دارند ولی حجم پول ($Ln\ M_t$)، اثر منفی معنی دار بر آن دارد.

از مقایسه روابط بلند مدت و کوتاه مدت چنین برمي آید که در هر دو حالت، قیمتهای کشاورزی و مواد غذایی، نسبت به سطح قیمت کل و نرخ ارز حساسیت مثبت دارد ولی نسبت به حجم پول در بلندمدت حساسیت منفی و در کوتاه مدت حساسیت مثبت دارد و در هر دو حالت بلندمدت و کوتاه مدت به سطح قیمت کل بیشتر از سایر متغیرها حساس است.

از طرف دیگر حساسیت قیمتهای کشاورزی و مواد غذایی، نسبت به سطح قیمت کل و نرخ ارز در بلندمدت بیشتر از کوتاه مدت است، ولی در مورد حجم پول برعکس است.

ضریب جمله تصحیح خطا (ECM(-1، معني دار و برابربا 0/95- است و این بدان مفهوم است در هر سال 0/95 از عدم تعادل یک دوره قیمتهای کشاورزی و مواد غذایی، در دوره بعد تعدیل می شود.

منابع

1. گجراتي، د. 1377. مباني اقتصاد سنجي. ترجمه حميد ابريشمي. انتشارات دانشگاه تهران. جلد دوم.
2. مجدزادهطباطبائي، ش. 1376. بررسي اثرات سياستهاي تثبيت اقتصادي بر متغيرهاي حقيقي كلان اقتصادي: مطالعة موردي اقتصاد ايران. پايان نامة كارشناسي ارشد. بخش اقتصاد دانشگاه شيراز.
3. مركز آمار ايران، سالنامة آماري كشور، سازمان مديريت و برنامهريزي، سالهاي مختلف.
4. مقدسي، ر. و يزداني، س. (1379). مطالعه رابطه متغيرهاي عمدة اقتصادي بخش كشاورزي با سياستهاي پولي و مالي. مجموعه مقالات سومين كنفرانس اقتصاد كشاورزي ايران-مشهد.
5. وقار، ن.ا. 1356. امتحان اثر تغييرات در مقدار پول در فعاليتهاي اقتصادي و قيمتها در ايران از راه مشاهده. مجلة كانون بانكها. 55 و 56: 65-50.
6. هژبركياني، ك. و ب. رنجبري. 1380. بررسي رابطة بلند مدت بين نهادههاي انرژي، كار و سرمايه در بخش كشاورزي. فصلنامة اقتصادكشاورزي و توسعه. 9(3): 64-39.
7. Cho, G., Kim, M. and Koo, W.W. 2004. The relative impact of national monetary policies and international exchange rate on long-term variations in relative agricultural prices. Agribusiness and Applied Economics Report, 30: 501-528.
8. Kim, S. 2001. Effects of monetary policy shocks on the trade balance in small open European countries. Economic Letters, 71: 197-203.
9. Roy, S.D. and Darbha, G. 2000. Dynamics of money output and price interaction: Some Indian evidence. Economic Modeling, 17:559-568.

Archive of SID

www.SID.ir