



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. داده‌های لازم بصورت سری زمانی و برای دوره زمانی ۸۱-۱۳۶۱، از مجموعه آماری PDS و نشریات مختلف سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور بدست آمد. ابتدا، ویژگی‌های این داده‌ها از لحاظ ساکن پذیری مورد بررسی قرار گرفت. سپس، مدل انتخابی با استفاده از روش ARDL برای دوره 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 کننده 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 کشاورزی از نظر تأمین مواد غذایی جمعیت در حال رشد و همچنین تولید مواد اولیه و نهاده‌های مورد نیاز صنایع، یکی از مهمترین بخش‌های اقتصاد است. لذا تأثیر سیاست‌های اقتصادی دولت در رابطه با این بخش نیز از اهمیت شایانی برخوردار است (هزبر کیانی و رنجبر، ۱۳۸۰).

سیاست‌های اقتصادی شامل مجموعه دخالت‌ها و تدابیر عاملان اقتصادی و دولت، برای رسیدن به اهداف اقتصادی تعیین شده است. این تدابیر با استفاده از ابزارهای تحت کنترل و با در نظر گرفتن امکانات و محدودیت‌های موجود برنامه‌ریزی می‌شود (مجدزاده طباطبائی، ۱۳۷۶). سیاست‌های پولی و مالی دولت نیز، زیر مجموعه‌ای از سیاست‌های اقتصادی است. سیاست‌های پولی با هدف اثرگذاری بر اقتصاد از طریق متغیرهای پولی و ارزی اجرا می‌شود و سیاست‌های مالی از طریق هزینه‌های جاری و عمرانی و درآمدهای مالیاتی و غیر مالیاتی (مقدسی و یزدانی، ۱۳۷۹).

از طرف دیگر، یکی از مهمترین عوامل ایجاد کننده ناپایداری در بخش کشاورزی، نوسانات قیمت، مخصوصاً نوسانات بلندمدت آن است، که می‌تواند اثرات زیان‌آوری بر اقتصاد بخش کشاورزی داشته باشد (چو و همکاران، ۲۰۰۴).

* به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز

فاکتورهای اقتصاد کلان که باعث تغییرات بلندمدت در قیمت‌های نسبی کشاورزی می‌شوند، در مطالعات مختلف بررسی شده‌اند. در این راستا، نرخ ارز اغلب به عنوان یک فاکتور مهم مطرح شده است. نوسانات نرخ ارز، بطور نامتناسبی، تجارت کشاورزی را متأثر می‌سازد که در نهایت منجر به عرضه بیش از حد یا کمتر از حد تولیدات داخلی کشاورزی می‌شود و این امر در نهایت تغییر در قیمت‌های نسبی کشاورزی را به همراه خواهد داشت (چو و همکاران، ۲۰۰۴).

چو و همکاران (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای به بررسی علل تغییرات بلندمدت در قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی در مقایسه با سطح قیمت کل، در طی دوره ۱۹۹۶-۱۹۷۴ در آمریکا پرداختند. در این مطالعه از حجم پول، به عنوان ابزاری برای سیاست پولی در سطح ملی، و از نرخ ارز واقعی در سطح بین‌المللی استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که در بلندمدت شواهدی از اثر واقعی پول بین‌المللی (نرخ ارز) بر تغییرات بلندمدت قیمت‌های نسبی کشاورزی دیده می‌شود. کیم (۲۰۰۱)، اثر شوک‌های حاصل از سیاست‌های پولی را بر تراز تجاری کشورهای فرانسه، ایتالیا و انگلستان مورد بررسی قرار داده است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل نرخ ارز، حجم پول، شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولید صنعتی، شاخص قیمت صادراتی کالا به واحد پول داخلی، نرخ ارز جهانی و آمار تراز تجاری است. نتایج این بررسی نشان داد که در این کشورها، اثرات شوک‌های پولی مانند اثر انتقالی مخارج بر تراز تجاری می‌باشد.

در مطالعه روی و در بها (۲۰۰۰) رابطه پویای متقابل بین حجم پول، میزان محصول و سطح قیمت‌ها در هند بررسی شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که، عوامل نهادی علاوه بر عوامل پولی، نقش مهمی در ایجاد و پایداری تورم و نوسانات فعالیت‌های اقتصادی دارند.

مقتسی و یزدانی (۱۳۷۹) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط سیاست‌های پولی و مالی دولت با متغیرهای عمده اقتصادی بخش کشاورزی شامل ارزش افزوده، قیمت، صادرات و سرمایه‌گذاری برای دوره زمانی ۷۶-۱۳۵۰ پرداختند. نتایج حاصل حاکی از این است که تأثیر سیاست‌های پولی و مالی دولت بر ارزش افزوده، قیمت و صادرات بخش کشاورزی مثبت و اثر مربوط به میزان سرمایه‌گذاری منفی است.

هدف اصلی مطالعه جاری آن است که، اثرات بلندمدت حجم پول و نرخ ارز را بر تغییرات قیمت‌های نسبی کشاورزی در ایران بررسی نماید. در این راستا حجم پول به عنوان ابزاری برای سیاست پولی در سطح ملی مورد استفاده قرار گرفته و در سطح بین‌المللی هم از نرخ ارز واقعی استفاده شده است.

روش تحقیق

در این مطالعه، با استفاده از داده‌های حجم پول (M_t)، نرخ ارز واقعی (R_t)، شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) برای مواد غذایی، به عنوان جانشین قیمت کالاهای کشاورزی و مواد غذایی (P_t^A)، و شاخص قیمت کل به عنوان جانشین سطح قیمت کل یا نرخ تورم (P_t) (سال ۱۰۰=۱۳۷۴)، به تحلیل رابطه بلند مدت بین متغیرهای حجم پول، نرخ ارز واقعی، سطح قیمت کل یا نرخ تورم و قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی پرداخته شده است. داده‌های لازم بصورت سری زمانی و برای دوره زمانی ۸۱-۱۳۶۱، از مجموعه آماری PDS و نشریات مختلف سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور بدست آمده است.

بمنظور استفاده از داده‌های سری زمانی و ارائه استنباط‌هایی پیرامون آنها، ابتدا ویژگی‌های آماری آنها از لحاظ ساکن‌پذیری مورد بررسی قرار گرفته و سپس مدل انتخابی با استفاده از الگوی

خودتوضیح با وقفه های گسترده^۱ برای دوره فوق النکر با استفاده از نرم افزارهای Eviews 3.0 و Microfit 4 تخمین زده شده است.

روشهای سنتی و معمول اقتصاد سنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده های سری زمانی بر این فرض استوار هستند که متغیرهای الگو ساکن هستند. یک متغیر سری زمانی وقتی ساکن است که میانگین، واریانس، کوواریانس و ضریب همبستگی آن در طول زمان ثابت بماند. اگر متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو غیر ساکن باشند حتی اگر هیچ رابطه معنی داری بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد به علت اینکه R^2 مدل بطور کاذب بالا برآورد می شود ممکن است محقق به استنباط غلطی در مورد میزان ارتباط بین متغیرها کشانده شود. وجود متغیرهای غیر ساکن در الگو باعث می شود تا آزمونهای t و F معمول نیز از اعتبار لازم برخوردار نباشند. در چنین شرایطی کمیتهای بحرانی ارائه شده توسط توزیعهای t و F کمیتهای بحرانی صحیحی برای انجام آزمون نیستند. در این حالت ممکن است به غلط نتیجه گیری شود که رابطه محکم و معنی داری بین متغیرهای الگو وجود دارد در حالی که واقعیت جز این بوده و نتیجه حاصله یک رگرسیون کاذب (Spurious Regression) باشد. از مشخصه های رگرسیون کاذب می توان به R^2 بالا (نزدیک به یک) و آماره دوربین واتسون پایین (نزدیک به صفر) اشاره نمود.

به منظور پرهیز از برآورد یک رگرسیون کاذب بایستی تمام متغیرهای مورد استفاده در الگو از درجه یکسانی ساکن باشند. حال اگر برخی از متغیرها در سطح ساکن باشند و برخی دیگر با تفاضل گیری ساکن شوند، باز هم می توان از متغیرها در برآورد رگرسیون استفاده نمود. با این حال، بایستی اذعان داشت که هر چند ساکن پذیری متغیرهای سری زمانی یک رابطه رگرسیونی را می توان از طریق تفاضل گیری تأمین کرد ولی رگرسیون حاصله نشان دهنده یک رابطه بلندمدت بین متغیرها نخواهد بود و تفسیر نتایج به دست آمده مستلزم احتیاط بیشتری است. بدین ترتیب ابتدا لازم است روند حرکت داده ها (ساکن پذیری) به کمک آزمونهای مربوطه مورد بررسی قرار گیرد. از میان آزمونهای ارائه شده برای ساکن پذیری، آزمون دیکی- فولر و دیکی- فولر تعمیم یافته کاربرد گسترده تری دارند که در این مطالعه نیز مورد استفاده قرار گرفته اند.

روش ARDL توانایی تخمین اجزای کوتاه مدت و بلندمدت را به طور همزمان دارا می باشد. این روش همچنین قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خودهمبستگی می باشد. و ضمناً به دلیل اینکه این مدلها عموماً عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی سریالی و درون زایی هستند تخمینهای به دست آمده از آنها ناریب و کارآ خواهند بود (سیدیکی ۲۰۰۰).

مدل ARDL تعمیم یافته^۲ را می توان به صورت زیر نوشت:

(۱)

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

که در آن α_0 عرض از مبدأ، y_t متغیر وابسته و L عامل وقفه^۳ می باشد که به صورت

ذیل تعریف می شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \quad (۲)$$

1-Auto-regressive Distributed Lag (ARDL)

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

3- Lag operator

بنابراین

(۳)

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

x_{it} ، i امین متغیر مستقل می‌باشد.

برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از یک روش دو مرحله‌ای استفاده نمود. در مرحله اول وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را که به وسیله تئوری بیان می‌شود را مورد بررسی قرار می‌دهیم. برای این کار فرض صفر را بصورت زیر تعریف می‌کنیم:

H_0 : رابطه بلندمدت وجود ندارد.

جهت تصمیم‌گیری در مورد رد و یا عدم رد فرض صفر از مقادیر بحرانی که توسط پسران و پسران (۱۹۹۷) محاسبه شده است، استفاده می‌کنیم.

اگر وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها اثبات شد، تخمین و تحلیل ضرایب بلند مدت و استنتاج در مورد ارزش آنها صورت می‌گیرد.

در بلندمدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در مدل صادق خواهد بود:

(۴)

$$y_t = y_{t-1} = \dots = y_{t-p}, \quad x_{i,t} = x_{i,t-1} = \dots = x_{i,t-q}$$

که q نمایانگر q امین وقفه مربوط به i امین متغیر می‌باشد.

رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

(۵)

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

(۶)

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

معادله تصحیح خطای مدل ARDL به صورت زیر نوشته می‌شود:

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

جزء تصحیح خط:

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

که در آن Δ عملگر اولین تفاضل می‌باشد و $\hat{\beta}_{ij,t-j}$ و $\hat{\alpha}_{j,t-j}$ ضرایب برآورد شده از معادله

(۱) می‌باشند. $\alpha(1, p)$ ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری

می‌کند.

براساس نظر گرینز و لپ (۱۹۸۶)، رابرتسون و اردن (۱۹۹۰)، زانیاس (۱۹۹۸) و ساقیان و همکاران (۲۰۰۲)، بمنظور آزمون خنثی بودن بلند مدت پول و نرخ ارز، رابطه بلند مدت بین حجم پول، نرخ ارز واقعی، قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی و سطح قیمت کل را می‌توان بصورت زیر تصریح نمود:

$$\ln P_t^A = \alpha_0 + \alpha_1 \ln M_t + \alpha_2 \ln R_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\ln P_t = \beta_0 + \beta_1 \ln M_t + \beta_2 \ln R_t + v_t \quad (2)$$

که در آن $\ln M_t$ ، لگاریتم حجم پول در زمان t ، $\ln R_t$ لگاریتم نرخ ارز واقعی، $\ln P_t^A$ و $\ln P_t$ بترتیب لگاریتم قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی و قیمت کل هستند.

مطالعات قبلی $\alpha_1 = \beta_1$ را شرط خنثی بودن پولی بلند مدت در نظر می‌گرفتند. یعنی یک درصد افزایش در حجم پول باید به همان اندازه باعث افزایش قیمت‌های کل و کشاورزی گردد. فریدمن (۱۹۷۵) معتقد است که یک درصد افزایش در حجم پول، افزایش در سطح متوسط قیمت را در یک اقتصاد سبب میشود و قیمت‌های نسبی بلندمدت بین کالاها باید با تغییرات عرضه و تقاضای نسبی تولیدات آنها تعیین شود. این نشان می‌دهد که ممکن است، قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی صرفنظر از تغییرات حجم پول در بلندمدت، بطرف قیمت‌های کل حرکت کند. بنابراین اگر قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی در مقایسه با قیمت‌های کل بطور نامتناسبی افزایش یابند، اثر حجم پول بر قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی ظاهراً متفاوت از اثر آن بر قیمت‌های کل خواهد بود. در این مورد α_1 باید کوچکتر از β_1 ($\alpha_1 < \beta_1$) باشد. اگرچه این نتیجه بعنوان مدرکی بر علیه فرضیه خنثی بودن بلندمدت پول تعبیر می‌شود، ولی نمونه‌ای از ارتباط بلندمدت است، پس مدل تجربی برای آزمون فرضیه خنثی بودن بلندمدت پول مناسب نیست. بنابراین یک رابطه بلندمدت مهم بین قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی و قیمت کل، بصورت زیر وجود دارد که نباید نادیده گرفته شود (چو و همکاران، ۲۰۰۴):

$$\ln P_t = \gamma + \gamma \ln P_t + \eta \quad (3)$$

حاصلضرب رابطه (۲) در $-\gamma$ و اضافه کردن آن به رابطه (۱)، رابطه زیر را بدست می‌دهد:

$$\ln P_t - \gamma \ln P_t = \alpha - \gamma \beta + (\alpha - \gamma \beta) \ln M_t + (\alpha - \gamma \beta) \ln R_t + (\varepsilon - \gamma v_t)$$

$$\ln P_t = \delta + \gamma \ln P_t + \delta \ln M_t + \delta \ln R_t + \zeta \quad (4)$$

که در آن:

$$\delta = \alpha - \gamma \beta$$

$$\delta = \alpha - \gamma \beta$$

$$\delta = \alpha - \gamma \beta$$

$$\zeta = \varepsilon - \gamma v_t$$

اگر قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی نسبت به قیمت کل، در پاسخ به تغییرات حجم پول خیلی حساستر باشند، $\alpha_1 > \gamma_1 \beta_1$ و $\delta > 0$ و در غیر اینصورت $\alpha < \gamma \beta$ و $\delta < 0$ همچنین اگر قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی در پاسخ به نرخ ارز واقعی حساستر باشند، $\alpha_2 > \gamma \beta_2$ و $\delta > 0$ و در غیر اینصورت، $\alpha_2 < \gamma \beta_2$ و $\delta < 0$ خواهد بود. در نهایت اگر پول و نرخ ارز واقعی خنثی باشند، انتظار بر این است که δ و δ_2 برابر با صفر باشند. یعنی: $\alpha = \gamma \beta$ و $\alpha_2 = \gamma \beta_2$.

نتایج و بحث

نتایج حاصل از بررسی ساکن پذیرى متغیرهای مورد بررسی در جدول شماره (۱) آمده

است:

جدول ۱- نتایج حاصل از آزمون ساکن پذیری متغیرهای مورد بررسی

نام متغیر	درجه ساکن پذیری	آماره ADF	وضعیت	تعداد وقفه	سطح معنی داری
$Ln P_t^A$	I(0)	-۲/۱۲۴۱۷۷	با C و T	۰	۰/۰۵
$Ln P_t$	I(0)	-۲/۹۶۹۳۲۶	با C و T	۱	۰/۰۵
$Ln M_t$	I(1)	-۲/۵۵۰۵۰۷	با C بدون T	۰	۰/۱
$Ln R_t$	I(0)	-۲/۶۳۸۰۸۱	با C و T	۰	۰/۱

مأخذ: یافته های تحقیق

T: روند

C: عرض از مبدأ

جدول فوق بیانگر این است که متغیرهای مورد استفاده در مدل ساکن از درجات صفر و یک هستند. بر این اساس، در تخمین معادله مربوطه از روش ARDL استفاده شد. که نتایج حاصل از این تخمین در جدول (۲) آورده شده است:

جدول ۲- نتایج حاصل از برآورد مدل پویا (۲، ۱، ۰، ۲) ARDL با ضابطه آکانیک (AIC)

نام متغیر	ضریب	t محاسباتی
C	۰/۳۴۱۱۲	۳/۵۵۳۶***
$Ln P_t^A(-1)$	-۰/۲۵۰۸۸	-۴/۲۴۳۷***
$Ln P_t^A(-2)$	۰/۳۰۰۷۱	۶/۹۵۷۲***
$Ln P_t$	۰/۸۸۹۹۴	۱۳/۶۷۴۲***
$Ln M_t$	۰/۱۲۵۲۹	۳/۸۶۳۱***
$Ln M_t(-1)$	-۰/۲۷۷۸۰	-۵/۷۰۱۶***
$Ln R_t$	۰/۱۴۸۳۵	۷/۳۹۴۷***
$Ln R_t(-1)$	۰/۰۱۵۳۲۶	۰/۹۷۹۷۵
$Ln R_t(-2)$	-۰/۰۴۵۶۰۴	-۳/۰۴۱۷***
$R^2=۰/۹۹$ $F=۵۰۵۲۷/۵$ *** $D.W=۲/۹۲۵۸$		

مأخذ: یافته های تحقیق

* معنی دار در سطح ۱۰ %

*** معنی دار در سطح ۵ %

*** معنی دار در سطح ۱ %

با استفاده از ضرایب مدل پویای ARDL که در جدول ۲ آورده شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها بصورت زیر مورد بررسی قرار داده شد:

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

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

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

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:

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

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

کمیت آماره t مورد نیاز برای آزمون فوق، از طریق تقسیم $(\sum \hat{\alpha}_i - 1)$ بر مجموع 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، دولانو و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۹٪ برابر با ۴/۹۲- است، فرض H_0 رد می شود. بعبارت دیگر رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل وجود دارد، که نتایج آن در جدول ۳ آورده شده است:

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت ARDL(2,0,1,2)

نام متغیر	ضریب	t محاسباتی
C	۰/۳۵۹	۳/۴۷۱***
Ln P _t	۰/۹۳۷	۱۴/۹۹۱***
Ln M _t	-۰/۱۶۱	-۴/۲۸۴***
Ln R _t	۰/۱۲۴	۴/۳۷۸***

مأخذ: یافته های تحقیق

* معنی دار در سطح ۱۰٪

*** معنی دار در سطح ۵٪

*** معنی دار در سطح ۱٪

جدول (۳) نشان می دهد که، ضریب متغیر Ln P_t برابر با ۰/۹۳۷ و در سطح بالایی معنی دار است. این نتیجه حاکی از این است که یک درصد افزایش در سطح قیمت اسمی کل، ۰/۹۳۷ درصد افزایش در سطح قیمت اسمی مواد غذایی را سبب می شود که بیانگر افزایش بی تناسب در قیمت اسمی مواد غذایی (یا روند نزولی در قیمت های واقعی کشاورزی و مواد غذایی) در مقایسه با سایر کالاها در طول دوره مورد نظر است. کلیسن و پول (Klisen & Pool, 2000) در

مطالعه خود، دلایل اینکه چرا قیمت‌های واقعی کشاورزی و مواد غذایی یک روند نزولی دارند، را مورد بررسی قرار دادند؛ از جمله این دلایل می‌توان به پایین بودن کثرت درآمد (قانون انگل) و توابع عرضه و تقاضای کثرت ناپذیر کالاهای کشاورزی اشاره نمود. نرخ رشد درآمد بدلیل پیشرفت‌های تکنولوژیکی و رشد مثبت بهره‌وری، همواره مثبت است. قانون انگل اشاره بر این دارد که مصرف غذا و تولیدات کشاورزی نسبت به درآمد، با تناسب کمتری افزایش می‌یابد. تقاضای کثرت ناپذیر برای مصرف مواد غذایی همراه با کثرت پایین درآمد، یک افزایش نامتناسب در قیمت‌های نسبی اسمی کشاورزی و مواد غذایی را سبب می‌شود.

از جدول (۳) چنین برمی‌آید که ضریب متغیر $\ln R_t$ برابر با ۰/۱۲۴ و در سطح بالایی معنی‌دار بوده، بیانگر این است که یک درصد تقویت پول ملی یا افزایش نرخ ارز^۱ (تضعیف پول ملی^۲ یا کاهش نرخ ارز) موجب ۰/۱۲۴ درصد افزایش (کاهش) در سطح قیمت‌های اسمی مواد غذایی در مقایسه با سطح قیمت کل می‌شود. واضح است که تغییرات نرخ ارز واقعی بر تغییرات بلندمدت در قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی در ایران مؤثر بوده و یک عامل خنثی و بی‌طرف نیست.

چنانچه از مدل برمی‌آید، ضریب متغیر $\ln R_t$ حساسیت قیمت محصولات کشاورزی و مواد غذایی نسبت به قیمت کل را در پاسخ به تغییرات نرخ ارز واقعی نشان می‌دهد. اما حتی زمانی که ضریب فوق برابر با صفر باشد، دلیل بر این نیست که نرخ ارز واقعی هیچ اثر واقعی بر قیمت‌های داخلی و خارجی محصولات کشاورزی و مواد غذایی ندارد. بلکه به این معنی است که تغییرات نرخ ارز واقعی، در بلندمدت تقریباً اثر مشابهی بر قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی و همچنین سطح قیمت کل دارد.

ضریب متغیر $\ln M_t$ برابر با ۰/۱۶۱- و از نظر آماری معنی‌دار بوده بیانگر این است که یک درصد افزایش حجم پول، سطح قیمت‌های اسمی مواد غذایی را در در مقایسه با سطح قیمت کل به اندازه ۰/۱۶۱ درصد کاهش می‌دهد. بنابراین، حجم پول که ابزاری برای سیاست پولی در سطح ملی است، خنثی و بی‌طرف نیست و بر قیمت‌های کشاورزی و مواد غذایی در ایران مؤثر است.

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا (Error Correction Model) را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسان‌های کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. در نرم افزار **Microfit**، این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی **ARDL** استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه گردد (نوفرستی، ۱۳۷۸). بمنظور بررسی روابط کوتاه مدت بین قیمت‌های نسبی کشاورزی و مواد غذایی و سایر متغیرهای مورد مطالعه، از مدل تصحیح خطا استفاده شده و نتایج آن در جدول ۴ آورده شده است:

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا (ECM)

نام متغیر	ضریب	t محاسباتی
dC	۰/۳۴۱	۳/۵۵
d Ln P ^A _t 1	-۰/۳۰۱	-۶/۹۶
d Ln P _t	۰/۸۹	۱۳/۶۷
d Ln M _t	۰/۱۲۵	۳/۸۶
d Ln R _t	۰/۱۴۸	۷/۳۹
d Ln R _t 1	۰/۰۴۶	۳/۰۴
ECM(-1)	-۰/۹۵	-۲۱/۵۵

مأخذ: یافته های تحقیق

... معنی دار در سطح ۱۰ %

... معنی دار در سطح ۵ %

... معنی دار در سطح ۱ %

از جدول ۴ چنین برمی آید که در کوتاه مدت، سطح قیمت کل، حجم پول، نرخ ارز در دوره جاری و نرخ ارز در دوره گذشته، اثر مثبت معنی دار بر روی قیمت های کشاورزی و مواد غذایی در دوره جاری دارند. یعنی افزایش هر کدام از اینها موجب افزایش قیمت های کشاورزی و مواد غذایی می شود که از بین این متغیرها اثر سطح قیمت کل نسبت به بقیه بیشتر است. اما قیمت های کشاورزی و مواد غذایی در دوره پیش اثر منفی معنی دار، بر روی قیمت های سال جاری دارند. در رابطه با علت این امر می توان گفت؛ اگر در یک دوره سطح قیمت های کشاورزی و مواد غذایی، افزایش یابد، انگیزه برای تولید این محصولات در دوره بعد ایجاد شده، تولید آنها افزایش می یابد و همین افزایش تولید منجر به کاهش قیمت های کشاورزی و مواد غذایی در دوره بعد می شود. به همین ترتیب ضریب مربوط به جمله تصحیح خطا (ECM(-1)، معنی دار و علامت آن مطابق انتظار و منفی است. مقدار این ضریب برابر با -۰/۹۵- و بیانگر این است که حدود ۹۵ درصد انحرافات قیمت های کشاورزی و مواد غذایی از مقادیر دراز مدت خود، بعد از سپری شدن یک دوره از بین خواهد رفت. بنابراین سرعت تعدیل مدل بسیار بالا است.

نتیجه گیری

یکی از مهمترین عوامل ایجاد کننده ناپایداری در بخش کشاورزی، نوسانات قیمت، خصوصاً نوسانات بلندمدت آن است، که می تواند اثرات زیان آوری بر اقتصاد بخش کشاورزی داشته باشد. در این راستا نرخ ارز اغلب به عنوان یک عامل مهم مؤثر بر نوسان قیمت مورد توجه قرار می گیرد.

نتایج حاصل از برآورد مدل پویا بیانگر این است که برای قیمت های کشاورزی و مواد غذایی، وجود رابطه بلند مدت معنی دار است و از بین متغیر های اثرگذار بر آن در بلندمدت سطح قیمت کل (Ln P_t)، بیشترین اثر را دارد (۰/۹۳۷)؛ که این به مفهوم افزایش بی تناسب در سطح قیمت مواد

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

از مقایسه روابط بلند مدت و کوتاه مدت چنین برمی 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 ($ECM(-1)$)، معنی دار و برابر با $0/95$ - 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

۱. گجراتی، د. ۱۳۷۷. مبانی اقتصاد سنجی. ترجمه حمید ابریشمی. انتشارات دانشگاه تهران. جلد دوم.
۲. مجزاده طباطبائی، ش. ۱۳۷۶. بررسی اثرات سیاست‌های تثبیت اقتصادی بر متغیرهای حقیقی کلان اقتصادی: مطالعه موردی اقتصاد ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد. بخش اقتصاد دانشگاه شیراز.
۳. مرکز آمار ایران، سالنامه آماری کشور، سازمان مدیریت و برنامه ریزی، سالهای مختلف.
۴. مقدسی، ر. و یزدانی، س. (۱۳۷۹). مطالعه رابطه متغیرهای عمده اقتصادی بخش کشاورزی با سیاست‌های پولی و مالی. مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران-مشهد.
۵. وقار، ن. ا. ۱۳۵۶. امتحان اثر تغییرات در مقدار پول در فعالیتهای اقتصادی و قیمت‌ها در ایران از راه مشاهده. مجله کانون بانکها. ۵۵ و ۵۶: ۵۰-۶۵.
۶. هژبرکیانی، ک. و ب. رنجبری. ۱۳۸۰. بررسی رابطه بلند مدت بین نهاده‌های انرژی، کار و سرمایه در بخش کشاورزی. فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۹(۳): ۳۹-۶۴.
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.