

## بررسی اضافه جهش قیمت محصولات کشاورزی ایران بر اثر سیاستهای پولی

ابوالفضل محسنی و جواد ترکمانی

دانشجوی کارشناسی ارشد و استاد گروه اقتصاد کشاورزی و مدیر کل امور پژوهش و فن آوری دانشگاه شیراز.

کد: PD109

### چکیده

تمرکز اصلی مطالعه جاری بر روی مسیر تعدیل قیمت محصولات کشاورزی در پاسخ به شوکهای پولی پیش بینی نشده با پیروی از مدل توسعه داده شده بوسیله سقائیان و همکاران می باشد. برای این منظور از آزمون همجمعی یوهانسن به همراه یک مدل تصحیح خطای برداری (VEC) و از آمارهای سری زمانی دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۲ برای بررسی اضافه جهش قیمت محصولات کشاورزی ایران بر اثر سیاستهای پولی استفاده می شود. متغیرهای این مدل حجم پول، نرخ ارز، شاخص قیمت محصولات کشاورزی و شاخص قیمت محصولات صنعتی می باشند. نتایج نشان داد که قیمت محصولات کشاورزی در کوتاه مدت سریعتر از قیمت محصولات صنعتی در هنگام افزایش عرضه پول تعدیل شده و بر قیمتهای نسبی اثر می گذارند، یعنی سیاست پولی انبساطی باعث جهش به سمت بالای قیمت محصولات کشاورزی ایران می شود.

واژگان کلیدی: قیمت محصولات کشاورزی، نرخ ارز، قیمت های انعطاف پذیر، شوکهای پولی، قیمت های چسبنده.

بیشتر مطالعات انجام شده در بررسی نقش متغیرهای کلان و خصوصاً اثرات پولی و مالی در تعیین قیمت محصولات کشاورزی متعلق به نیمه دوم دهه ۱۹۸۰ می باشد. اما اخیراً با توسعه روشهای اقتصادسنجی تلاشهای زیادی برای تحلیل اثر فاکتورهای پولی بر قیمت محصولات کشاورزی در چهارچوب همجمعی و مدل تصحیح خطای برداری (VEC)<sup>۱</sup> انجام شده است (۲). از جمله مسائلی که در مورد آن بررسی های زیادی انجام شده است، بی ثباتی زیاد قیمت محصولات کشاورزی در مقایسه با محصولات دیگر می باشد. یکی از فرضیات مطرح شده برای توجیه این بی ثباتی، فرضیه اضافه جهش قیمت محصولات کشاورزی<sup>۲</sup> که در کوتاه مدت اتفاق می افتد، می باشد. این فرضیه ادعا می کند که تغییرات پولی می توانند اثرات کوتاه مدت واقعی روی قیمت محصولات کشاورزی داشته باشند و از این نظر عرضه پول خنثی نبوده و تغییر حجم پول می تواند قیمت‌های نسبی را در کوتاه مدت تغییر دهد. بنابراین اضافه جهش قیمت، حداقل تا حدودی می تواند بی ثباتی موجود در مورد قیمت محصولات کشاورزی را نشان دهد (۳).

اثرات پولی و فاکتورهای مالی عوارض سیاسی نیز دارند. اثرات کوتاه مدت و بلند مدت سیاستهای پولی بر روی قیمت های بخش کشاورزی با توجه به اینکه درآمد مزارع بیشتر تحت تاثیر قیمت‌های بازار است، خیلی مهم می باشند. در این حالت کشاورزان کمتر می توانند به قیمت های تضمینی و حمایت‌های قیمتی برای کاستن از فشار نوسان زیاد در قیمت محصولات کشاورزی اطمینان کنند. حتی اگر اثرات پولی در بلند مدت خنثی باشند، اضافه جهش قیمت هنوز می تواند اثرات فوق العاده ای در درآمد کوتاه مدت مزرعه و کارایی مالی مزارع داشته باشد (۷).

تاثیر پذیری قیمت محصولات کشاورزی از سیاست‌های کلان به نحو وسیعی در ادبیات اقتصادی مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفته است (۴). شوه (۸) ادعا می کرد که تغییر در حجم پول ایالات متحده بر ارزش دلار اثر گذاشته و در نتیجه بر روی قیمت‌ها و توانایی رقابت محصولات کشاورزی ایالات متحده در بازار جهانی اثر می گذارد. از آن پس، توجه بیشتری به نقش نرخ ارز و تحت تاثیر قرار گرفتن آن از تغییرات پولی در قیمت محصولات کشاورزی شد. با وجود این، نرخ ارز تنها مکانیسمی نیست که بوسیله فاکتورهای اقتصاد کلان می تواند قیمت محصولات کشاورزی را تحت تاثیر قرار دهد. فرضیه اضافه جهش قیمت محصولات کشاورزی بیان می کند که تغییرات پولی می توانند اثرات کوتاه مدت حقیقی روی قیمت محصولات کشاورزی داشته باشند. اضافه جهش قیمت به عنوان یک انحراف موقتی از مقدار تعادلی بلند مدت قیمت تعریف می شود (۷).

<sup>۱</sup> - Vector Error Correction (VEC)

<sup>۲</sup> - Overshooting of agricultural prices

اولین بار درنبوش (۴) از فرضیه اضافه جهش برای توضیح کارایی در بازار ارز استفاده کرد. در مدل درنبوش فرضیه اضافه جهش قیمت شامل این فرض می باشد که قیمت همه کالاها به آهستگی در ارتباط با نرخ ارز و بازار دارایی تعدیل می شوند، در حالی که آزادند تا در پاسخ به تغییرات پولی فوراً تعدیل شوند. فرانکل (۵) مدل درنبوش و فرضیه اضافه جهش را برای یک اقتصاد بسته به کار برد. در مدل او اقتصاد کلان به دو بخش تقسیم شده بود: (۱) بخش خدماتی و صنعتی که قیمت-ثابت می باشند و به آهستگی تعدیل می شوند و (۲) بخش کشاورزی که قیمت-انعطاف پذیر می باشد، یعنی قیمتها در پاسخ به تغییر در عرضه پول فوراً تغییر می کردند. او نشان داد که چطور قیمت محصولات کشاورزی در هنگام وجود آمدن شوکهای پولی مثبت بخاطر ثابت بودن قیمت کالاهای صنعتی و خدماتی اضافه جهش می یابند. سقائیان و همکاران (۷) بخش کشاورزی را با این فرض که کالاهای کشاورزی قابلیت تجارت خارجی دارند به مدل فرانکل اضافه کرده و آنرا بسط دادند و سپس با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری نشان دادند که قیمت محصولات کشاورزی در ایالات متحده در هنگام شوکهای پولی دچار اضافه جهش می شوند. سقائیان و همکاران (۶)، فرضیه اضافه جهش قیمت محصولات کشاورزی را برای ۴ کشور آسیایی بررسی کرده نشان دادند که این پدیده در این ۴ کشور وجود دارد. همچنین لاجوس و همکاران (۲) اثر سیاستهای پولی و اضافه جهش قیمت محصولات کشاورزی را برای یک کشور در حال گذار (مجارستان) بررسی کرده و به نتایج مشابهی رسیدند. هدف کلی مطالعه جاری، آزمون فرضیه اضافه جهش قیمت برای محصولات کشاورزی ایران می باشد، در نتیجه در خواهیم یافت که آیا هنگام افزایش عرضه پول نیاز به افزایش سیاستهای حمایتی برای کاهش ریسک کشاورزان داریم یا نه.

## ۲- مواد و روشها

این قسمت را در دو بخش مدل تنوریکی و مدل اقتصادسنجی مورد بررسی قرار می دهیم.

### ۲-۱- مدل تنوریکی

فرضیه اضافه جهش ادعا می کند که تغییر حجم پول می تواند اثرات کوتاه مدت واقعی روی قیمت محصولات کشاورزی داشته باشد و از این نظر عرضه پول خنثی نبوده و تغییر حجم پول می تواند قیمتهای نسبی را در کوتاه مدت تغییر دهد. به این علت که با افزایش حجم پول شاخص کل قیمتها افزایش می یابد اما این

افزایش برای همه کالاها یکسان نبوده و برای کالاهایی که دارای قیمت انعطاف پذیر می باشند (همانند محصولات کشاورزی) بیشتر و برای کالاهایی که دارای قیمت انعطاف ناپذیر می باشند (همانند محصولات صنعتی) کمتر می باشد. در واقع بار شوک پولی بر روی محصولاتی که دارای قیمت انعطاف پذیر می باشند، می افتد و به این ترتیب در کوتاه مدت با افزایش حجم پول نسبت قیمت محصولات کشاورزی به قیمت محصولات صنعتی افزایش می یابد (۷).

در این مطالعه برای بررسی این فرضیه از مدل سقائیان (۷) که در واقع بسط مدل فرانکل و درنبوش می باشد استفاده می شود. در مدل ارائه شده بوسیله سقائیان بخش کشاورزی با این فرض که کالاهای کشاورزی قابلیت تجارت خارجی دارند، اضافه می شود. همچنین در این مدل فرض می شود که قیمت محصولات کشاورزی انعطاف پذیر بوده و به سرعت در برابر شوکهای پولی تعدیل می شوند، اما قیمت محصولات صنعتی انعطاف ناپذیر در نظر گرفته می شود. سقائیان در ابتدا رابطه زیر بین قیمت ها و نرخ ارز را به اثبات می رساند:

$$(1) \quad p_c = \bar{p}_c - \frac{\alpha_1}{\alpha_2}(p_m - \bar{p}_m) - \frac{[\lambda\beta + (1 - \alpha_1 - \alpha_2)]}{\alpha_2}(e - \bar{e}).$$

که در آن  $p_c$ ،  $p_m$  و  $e$  به ترتیب شاخص قیمت محصولات کشاورزی، شاخص قیمت محصولات صنعتی و نرخ ارز می باشند (مقادیر دارای بار (-) مقادیر بلند مدت این متغیرها می باشند).  $\alpha_1$  و  $\alpha_2$  و  $1 - \alpha_1 - \alpha_2$  نیز به ترتیب سهم کالاهای صنعتی، سهم محصولات کشاورزی و سهم واردات در تعیین شاخص قیمت مصرف کننده می باشند.  $\lambda$  شیب تقاضای بورس بازی و  $\beta$  سرعت تعدیل می باشد.

سقائیان (۷) با دیفرانسیل گیری از رابطه (۱) نسبت به عرضه پول و با توجه به خنثی بودن پول در بلند مدت و چسبندگی کوتاه مدت قیمت محصولات صنعتی (یعنی  $d\bar{p}_c = dp_c = dm = d\bar{p}_m$  و  $\frac{dp_m}{dm} = 0$ ) برای کوتاه مدت به رابطه زیر می رسد:

$$(2) \quad \frac{dp_c}{dm} = 1 + \frac{\alpha_1}{\alpha_2} - \frac{[\lambda\beta + (1 - \alpha_1 - \alpha_2)]}{\alpha_2} \left[ \frac{de}{dm} - 1 \right]$$

با توجه به این رابطه اگر با افزایش حجم پول نرخ ارز به همان اندازه افزایش یابد، یعنی  $\frac{de}{dm} - 1 = 0$  باشد، آنگاه  $\frac{dp_c}{dm} = 1 + \frac{\alpha_1}{\alpha_2}$  خواهد بود، یعنی اینکه مقدار تغییر در قیمت محصولات کشاورزی بر اثر افزایش حجم پول وابسته به اندازه بخش صنعت در برابر بخش کشاورزی می باشد، به عبارت دیگر با صنعتی تر شدن یک کشور، قیمت محصولات کشاورزی آن به شوکهای پولی حساس تر می شوند. از طرفی با توجه به مثبت بودن  $\alpha_1 / \alpha_2$ ،  $dp_c / dm < 0$  خواهد بود، یعنی اینکه قیمت محصولات کشاورزی در کوتاه مدت اضافه جهش می یابند (در بلند مدت  $dp_c / dm = 0$  می باشد). برای کشورهای با نرخ ارز شناور معمولاً  $de > dm$  (یا  $\frac{de}{dm} > 1$ )

می باشد، در نتیجه  $\frac{dp_c}{dm} < 1 + \frac{\alpha_1}{\alpha_2}$  است، پس مکانیسم نرخ ارز باعث ثبات قیمت‌ها می شود. اما در کشورهایمانند ایران که نرخ ارز شناور نمی باشد با افزایش حجم پول نرخ ارز تغییر نمی کند و  $\frac{de}{dm} = 0$  می باشد، در نتیجه  $\frac{dp_c}{dm} > 1 + \frac{\alpha_1}{\alpha_2}$  می شود، یعنی اینکه نه تنها نرخ ارز و تجارت خارجی به ثبات قیمت‌ها در کوتاه مدت کمک نمی کند، بلکه باعث افزایش این بی ثباتی می شود و به این ترتیب باعث افزایش حساسیت قیمت محصولات کشاورزی به شوک‌های پولی می شود.

## ۲-۲- مدل اقتصاد سنجی

مدل تئوریک به مشخص کردن یک سیستم اقتصاد سنجی کلان تجربی کمک می کند. با داشتن طبیعت داده ها به دقت مدلسازی سریهای زمانی غیر ایستای امروزی دنبال می شود. ابتدا ایستایی هر سری با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) تست شده و سپس تعیین می شود که آیا یک ارتباط بلند مدت بین ۴ متغیر سیستم وجود دارد یا نه. سرانجام، یک مدل تصحیح خطای برداری (vec) را تخمین زده و با استفاده از این چهارچوب به آزمون فرضیه پرداخته می شود.

### مدل تصحیح خطای برداری (VEC)

مدل تصحیح خطای برداری یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) در شکل تفاضل اول می باشد که به آن معادلات همجمعی که نمایانگر ارتباطات بلند مدت بین متغیرها می باشند، اضافه می شود. در واقع در این مدل تفاضل اول هر متغیر به عنوان تابعی از وقفه های خودش، وقفه های متغیرهای دیگر موجود در مدل و معادلات همجمعی گرفته می شود. و به صورت زیر نشان داده می شود:

$$(۳) \Delta X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon_t$$

در رابطه بالا  $\Gamma \Delta X_{t-1}$  منعکس کننده روابط کوتاه مدت بین عناصر ماتریس  $X_t$  می باشد. ماتریس  $\Pi$  نیز نمایانگر روابط بلند مدت بین متغیرها می باشد. ماتریس  $\Pi$  را می توان به دو ماتریس  $\alpha$  و  $\beta$  بطوری تجزیه کرد که  $\Pi = \alpha\beta'$ . در این رابطه  $\beta$  شامل بردارهای همجمعی می باشد و نمایانگر روابط بلند مدت می باشد و ماتریس  $\alpha$  بیانگر سرعتی که هر متغیر به تعادل بلند مدتش بر می گردد می باشد، که از آن می توان برای بررسی فرضیه اضافه جهش قیمت محصولات کشاورزی استفاده کرد (۶).

در مدل تصحیح خطای برداری مطالعه جاری، تفاضل اول هر متغیر کلان اقتصادی به عنوان تابعی از وقفه های خودش، وقفه های ۳ متغیر دیگر و ۳ معادله همجمعی در نظر گرفته می شود. مدل VEC استفاده شده برای انجام آزمون همجمعی در جدول ۳ بصورت زیر می باشد.

$$(5a) \quad \Delta p_{ct} = \sum_{j=1}^k (\alpha_{1j} \Delta p_{ct-j} + \beta_{1j} \Delta p_{mt-j} + \phi_{1j} \Delta e_{t-1} + \gamma_{1j} \Delta m_{t-j}) \\ + \lambda_{11}(\tilde{\varepsilon}_{1t-1}) + \lambda_{12}(\tilde{\varepsilon}_{2t-1}) + \lambda_{13}(\tilde{\varepsilon}_{3t-1}) + \varepsilon_{1t}$$

$$(5b) \quad \Delta p_{mt} = \sum_{j=1}^k (\alpha_{2j} \Delta p_{ct-j} + \beta_{2j} \Delta p_{mt-j} + \phi_{2j} \Delta e_{t-1} + \gamma_{2j} \Delta m_{t-j}) \\ + \lambda_{21}(\tilde{\varepsilon}_{1t-1}) + \lambda_{22}(\tilde{\varepsilon}_{2t-1}) + \lambda_{23}(\tilde{\varepsilon}_{3t-1}) + \varepsilon_{2t}$$

$$(5c) \quad \Delta e_t = \sum_{j=1}^k (\alpha_{3j} \Delta p_{ct-j} + \beta_{3j} \Delta p_{mt-j} + \phi_{3j} \Delta e_{t-1} + \gamma_{3j} \Delta m_{t-j}) \\ + \lambda_{31}(\tilde{\varepsilon}_{1t-1}) + \lambda_{32}(\tilde{\varepsilon}_{2t-1}) + \lambda_{33}(\tilde{\varepsilon}_{3t-1}) + \varepsilon_{3t}$$

$$(5d) \quad \Delta m_t = \sum_{j=1}^k (\alpha_{4j} \Delta p_{ct-j} + \beta_{4j} \Delta p_{mt-j} + \phi_{4j} \Delta e_{t-1} + \gamma_{4j} \Delta m_{t-j}) \\ + \lambda_{41}(\tilde{\varepsilon}_{1t-1}) + \lambda_{42}(\tilde{\varepsilon}_{2t-1}) + \lambda_{43}(\tilde{\varepsilon}_{3t-1}) + \varepsilon_{4t}$$

که  $t$  نماینده سالها،  $\Delta p_{ct}$  تفاضل اول قیمت محصولات کشاورزی،  $\Delta p_{mt}$  تفاضل اول قیمت محصولات صنعتی،  $\Delta e_t$  تفاضل اول نرخ ارز و  $\Delta m_t$  تفاضل اول عرضه پول می باشد. و  $\tilde{\varepsilon}_{1t-1} = p_{ct-1} - \pi_1 - \theta_1 m_{t-1}$  و  $\tilde{\varepsilon}_{2t-1} = p_{mt-1} - \pi_2 - \theta_2 m_{t-1}$  و  $\tilde{\varepsilon}_{3t-1} = e_{t-1} - \pi_3 - \theta_3 m_{t-1}$  باقیمانده های عدم تعادل معادلات همجمعی مربوطه با یک سال وقفه می باشند.  $\alpha, \beta, \gamma, \phi, \lambda, \pi, \theta$  پارامترها می باشند که بایستی تخمین زده شوند و  $\varepsilon$  نماینده یک بردار از خطاهای تصادفی معمول می باشد، که به عنوان جمله اخلاص از آن یاد می شود. در یک سیستم تصحیح خطای برداری (vec) تعیین علامتهای مورد انتظار  $\alpha, \beta, \gamma, \phi$  بطور کیفی سخت می باشد. بعلاوه این نظر در مورد جزء عرض از مبدا ( $\pi$ ) نیز در معادلات همجمعی وجود دارد. با این وجود این انتظار وجود دارد که  $\theta_1 > 0$  و  $\theta_2 < 0$ ، یعنی اینکه پیش بینی می شود که سیاست پولی انبساطی تورم زا باشد. اگر  $\theta_1 = 1$  و  $\theta_2 = 1$ ، مدل با فرضیه خنثی بودن پول در بلند مدت سازگار می شود (۵).

### ۳- نتایج و بحث

نتایج را در سه قسمت بیان می‌کنیم، ابتدا با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ایستایی متغیرها را بررسی می‌کنیم، در قسمت دوم با استفاده از آزمون یوهانسن به بررسی این مساله که آیا هیچ بردار همجمعی ای بین متغیرها وجود دارد یا نه می‌پردازیم و در پایان نیز نتایج مدل تصحیح خطای برداری را می‌آوریم.

#### ۳-۱- آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

متغیرهای این مدل حجم پول (m)، نرخ دلار امریکا در بازار آزاد ایران به عنوان نماینده نرخ ارز (e)، شاخص قیمت مواد خوراکی به عنوان جانشین شاخص قیمت محصولات کشاورزی (pc) و شاخص قیمت محصولات صنعتی (pm) می‌باشند و داده‌های سالانه از ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۲ جمع‌آوری گردیده‌اند. آماره‌های توصیف‌کننده متغیرها در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیف‌کننده متغیرهای بکار رفته در مدل تجربی

متغیر	میانگین	انحراف معیار	مینیمم	ماکزیمم
حجم پول (میلیارد ریال)	۳۱۷۴۸,۴	۴۹۲۸۹,۰۷	۱۱۷	۱۸۴۶۲۷
قیمت محصولات کشاورزی	۲۳۳۸,۸۰۵	۲۹۰۷,۵۹۹	۷۳,۶۵	۸۶۵۷,۶۸
قیمت محصولات صنعتی	۳۹۰,۲۰۰۱	۶,۲	۱۳۳۲,۷	۲۷۰,۹۲۱۲
نرخ ارز	۲۳۴,۹۴۵۵	۳۴۲,۰۹۲	۳,۱	۱۱۸۸,۶

ماخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور استفاده از داده‌های سری زمانی و ارائه استنباط‌هایی پیرامون آنها، ابتدا ویژگی‌های آماری آنها از لحاظ ایستایی با یستی مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) برای تعیین درجه جمعی هر سری کلان اقتصادی استفاده می‌شود. در این تحقیق بررسی ایستایی با استفاده از آماره دیکی-فولر (روش نه مرحله ای) و با استفاده از نرم افزار Eviwes صورت گرفته است. در جدول ۲ نتایج تست ADF برای هر متغیر بطور خلاصه آمده است.

جدول ۲. نتایج آزمون ایستایی

متغیر	وضعیت بررسی	تعداد وقفه	آماره ADF محاسباتی
PC	با عرض از مبدا و روند	۰	-۲/۶۶
	با عرض از مبدا و بدون روند	۰	۰/۸۳
	بدون عرض از مبدا و روند	۰	۸/۵۲
PM	با عرض از مبدا و روند	۰	-۲/۵۰
	با عرض از مبدا و بدون روند	۰	۰/۲۴
	بدون عرض از مبدا و روند	۰	۵/۳۹
e	با عرض از مبدا و روند	۰	-۲/۲۹
	با عرض از مبدا و بدون روند	۰	-۰/۲۲
	بدون عرض از مبدا و روند	۰	۳/۷۷
m	با عرض از مبدا و روند	۱	-۲/۵۴
	با عرض از مبدا و بدون روند	۱	۱/۸۷
	بدون عرض از مبدا و روند	۱	۱/۷۲
$\Delta PC$	با عرض از مبدا و روند	۰	-56/4**
$\Delta PM$	با عرض از مبدا و روند	۰	-85/4**
$\Delta e$	با عرض از مبدا و روند	۰	-68/4**
$\Delta m$	با عرض از مبدا و بدون روند	۰	-19/3*

مقادیر بحرانی برای سطوح معنی داری ۰/۹۵ (۰/۹۹) در حالت با عرض از مبدا و روند ۴/۲۷- (۳/۵۵-)، در حالت با عرض از مبدا و بدون روند ۳/۶۴- (۲/۹۵-) و در حالت بدون عرض از مبدا و روند ۲/۶۳- (۱/۹۵-) می باشد. برای تعیین تعداد وقفه لازم برای از بین بردن همبستگی سریالی نیز از تست LM استفاده شده است. (ماخذ: یافته های تحقیق).

همانطور که دیده می شود، همه متغیرها در سطح غیر ایستا می باشند، اما تفاضل مرتبه اول آنها ایستا می باشد. حال بایستی به بررسی وجود یا عدم وجود بردارهای همجمعی در بین متغیرهای مدل پرداخت.

### ۳-۲- آزمون همجمعی یوهانسن

دو روش که بیشتر برای آزمون همجمعی بکار می روند، روشهای دو مرحله ای انگل-گرانجر و آزمون همجمعی یوهانسن می باشند. آزمون همجمعی یوهانسن دارای این مزیت می باشد که وجود بیش از یک رابطه همجمعی را امکان پذیر ساخته و در آن سرعت تعدیل به سمت تعادل بلند مدت را می توان به آسانی محاسبه کرد (۵). در واقع آزمون یوهانسن یک آزمون نسبت درستمایی (LR) طراحی شده برای تعیین تعداد بردارهای

همجمعی در سیستم می باشد. از نظر تئوریک مرتبه  $I$  (تعداد بردارهای همجمعی) حداکثر می تواند یک واحد از تعداد متغیرهای درونزای مدل کمتر باشد (۷). نتایج آزمون یوهانسن در جدول ۳ آمده است.

جدول ۳. نتایج تست همجمعی یوهانسن

$H_0$	$H_1$	الگوی ۱	الگوی ۲	الگوی ۳	الگوی ۴	الگوی ۵
$r=0$	$r \geq 1$	۲۱۵,۳۰۱	۲۴۴,۲۰۸۹	۲۳۱,۲۴۸۸	۲۵۹,۰۴۴۷	۲۱۷,۰۷۶۱
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۸۳,۱۰۶۲۲	۱۱۱,۶۰۸۱	۹۹,۵۳۱۸۵	۱۲۷,۲۸۹۳	۹۷,۳۹۶۵۴
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۳۷,۶۵۲۳۱	۵۲,۸۲۷۴۳	۴۰,۸۳۶۵۸	۶۷,۳۰۶۸	۳۸,۱۳۴۱۲
$r \leq 3$	$r \geq 4$	۷,۳۱۶۹۸۵	۷,۶۲۴۲۳۷	۰,۲۹۹۰۲۵	۱۱,۶۹۹۱۹	۲,۴۴۳۸۲۱

پنج الگوی نام برده شده در جدول به ترتیب عبارتند از (۱) بدون عرض از مبدا (C) و روند (C, T) (۲) مقید و بدون T, C (۳) نامقید و بدون T,

C (۴) نامقید و T مقید و (۵) C نامقید و T نامقید. (ماخذ: یافته های تحقیق)

از تست یوهانسن برای تعیین یک مدل همجمعی سازگار با داده ها استفاده می شود. هر معادله همجمعی شامل یک عرض از مبدا و یک ضریب شیب عرضه پول می باشد. در سطح ۵٪، تست اثر (trace test) ما توانستیم این فرضیه صفر را که مرتبه همجمعی سیستم حداکثر ۳ و سیستم از الگوی دوم پیروی می کند را رد کنیم (یعنی اینکه ۳ بردار همجمعی وجود داشته و سیستم نیز از الگوی دوم پیروی می کند). بنابراین یک ترکیب خطی ایستا بین  $p_{ct}$  و  $m_t$ ، بین  $p_{mt}$  و  $m_t$  و بین  $e_t$  و  $m_t$  وجود دارد. از باقیمانده های ۳ بردار همجمعی معمولاً به عنوان باقیمانده های عدم تعادل در ادبیات اقتصادی یاد می شود. پس با داشتن ۳ بردار همجمعی بهتر است که از مدل تصحیح خطای برداری (VEC) برای تخمین ضرایب استفاده کنیم.

تخمین های  $\theta$  و  $\pi$  برای ۳ معادله همجمعی نرمال شده در جدول (۴) آورده شده است. همانطور که دیده می شود نتایج قابل قبولی بدست آمده است و علائم برابر با انتظارات است. بنابراین یک رابطه بلند مدت بین عرضه پول و هر دو شاخص قیمت وجود دارد و ۱٪ افزایش حجم پول باعث ۰/۶٪ و ۰/۵٪ به ترتیب افزایش در قیمت محصولات کشاورزی و صنعتی در بلند مدت خواهد شد.

جدول ۴. تخمین پارامترها برای بردارهای همجمعی نرمال شده

متغیرها	$\tilde{\mathcal{E}}_{1t-1}$	$\tilde{\mathcal{E}}_{2t-1}$	$\tilde{\mathcal{E}}_{3t-1}$
$p_{ct-1}$	1	0	0
$p_{mt-1}$	0	1	0
$e_{t-1}$	0	0	1
$\pi$	۱،۲۷-***	۰،۵۷***	۴،۸-***
$m_{t-1}$	0.6-***	0.5***	0.179-***

\* به معنای معنی داری در سطح ۱۰٪، \*\* به معنای معنی داری در سطح ۵٪ و \*\*\* به معنای معنی داری در سطح ۱٪ می باشد. (ماخذ: یافته های تحقیق)

سرعت تعدیل یا  $\lambda$  نشان دهنده این است که بعد از یک شوک، سیستم با چه سرعتی به تعادل بلند مدت خود باز می گردد. برای مثال اگر  $\theta_1 > 0$  و  $\pi_1 > 0$ ، آنگاه اگر  $\hat{\mathcal{E}}_{1t-1} > 0$  باشد، خواهیم داشت:  $p_{ct-1} > \pi_1 + \theta_1 m_{t-1}$  و در نتیجه  $\lambda_{11} > 0$  یعنی این که قیمت محصولات کشاورزی برای رسیدن به تعادل بلند مدت بایستی کاهش یابد. در واقع این مطلب پل ارتباطی بین مدل تثوریکی و مدل تجربی تصحیح خطای برداری می باشد. به همین منوال این انتظار وجود دارد که  $\lambda_{22} < 0$  باشد. علاوه بر اینها این انتظار وجود دارد که  $|\lambda_{11}| > |\lambda_{22}|$ ، یعنی اینکه بایستی قیمت محصولات کشاورزی سریعتر از قیمت محصولات صنعتی به مقدار تعادل بلند مدت خود باز گردد. نتایج تخمین سرعت های تعدیل در قسمت بالای جدول ۵ آمده است.

جدول ۵. تخمین مدل تصحیح خطای برداری و آماره های محاسباتی

متغیر	$\Delta p_{ct}$	$\Delta p_{mt}$	$\Delta e_t$	$\Delta m_t$
$\tilde{\mathcal{E}}_{1t-1}$	-۰،۹۷**	16.01-***	256.12**	66.75
$\tilde{\mathcal{E}}_{2t-1}$	2.40***	-۰،۳۹**	55.61*	24.85-
$\tilde{\mathcal{E}}_{3t-1}$	0.06 *	0.01-	۰،۱۹-	3.28
$R^2$	0.99	0.99	0.98	0.99
AIC	6.24	6.74	12.84	15.89
Schwarz criterion	7.15	7.65	13.74	16.79
Durbin Watson	47.28	42.30	293.76	6577.87

\* به معنای معنی داری در سطح ۱۰٪، \*\* به معنای معنی داری در سطح ۵٪ و \*\*\* به معنای معنی داری در سطح ۱٪ می باشد. (ماخذ: یافته های تحقیق)

مقادیر  $\lambda_{11} = -0,97$  و  $\lambda_{22} = -0,39$  به ترتیب نشان‌دهنده وجود انحراف قیمت محصولات کشاورزی و صنعتی از مقادیر تعادلی بلند مدت خود در کوتاه مدت می‌باشند. همچنین سرعت تعدیل محصولات کشاورزی  $(-0,97)$  بیشتر از سرعت تعدیل محصولات صنعتی  $(-0,39)$  می‌باشد، یعنی در اثر شوک‌های پولی قیمت محصولات کشاورزی سریعتر از قیمت محصولات صنعتی تعدیل می‌شوند. یعنی فرضیه اضافه جهش برای قیمت محصولات کشاورزی ایران صدق می‌کند.

#### ۴- پیشنهاد برای سیاست‌گذاری

نتایج نشان می‌دهند که با وجود بخش انعطاف‌ناپذیر (صنعت)، در هنگام شوک پولی بار تعدیل در کوتاه مدت بر روی دوش بخش انعطاف‌پذیر (کشاورزی) می‌افتد. همچنین، اندازه اضافه جهش در بخش انعطاف‌پذیر بطور مستقیم وابسته به اهمیت بخش قیمت-ثابت (صنعت) می‌باشد و بخش قیمت-ثابت بزرگتر باعث تشدید اضافه جهش قیمت محصولات کشاورزی می‌شود.

این اثر کوتاه مدت سیاست پولی به بی‌ثباتی در آمد و قیمت می‌افزاید و به مقدار زیادی کارایی مالی کشاورزان را تحت تاثیر قرار می‌دهد. کشاورزان می‌توانند با روش‌هایی همانند بیمه خرید محصول و متنوع کردن کشت ریسک را کاهش دهند. با وجود این، این تکنیک‌ها نمی‌توانند بطور کامل ریسک قیمت و درآمد را کاهش دهند، بنابراین نیاز است که هنگام شوک‌هایی همانند تغییر در میزان عرضه پول، دولت از سیاست‌های حمایتی بیشتری برای کاهش آسیب وارده به کشاورزان استفاده کند.

منابع:

۱. نوفرستی، م. ۱۳۷۸. ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی. مشهد موسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.
2. Bakucs, L.Z. (2005), Monetary Impacts and Overshooting of Agricultural Prices in a Transition Economy, Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences.
3. Bojnec, s. (2005), Monetary Impacts and Overshooting of Agricultural Prices in a Transition Economy: The Case of Slovenia. Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences.
4. Dornbushch. R. (1976), Expectations and exchange rate Dynamics, *J. pol. Econ*, 84: 1161-1176.
5. Frankel. J.A. (1986), Expectations and commodity price Dynamics: the overshooting model. *American Journal of Agricultural Economics*, 68: 344-348.
6. Saghaian, S.H., M.F. Hasan and M.R. Reed (2002), Overshooting of Agricultural Prices in Four Asian Economies. *Journal of agricultural and applied economics*, 34(1): 95-109.
7. Saghaian, S.H., M.R. Reed and M.A. Marchant (2002), Monetary Impacts and Overshooting of Agricultural Prices in an Open Economy, *American Journal of Agricultural Economics*, 84(1): 90-103.
8. Schuh, G.E. (1974), The Exchange Rate and U.S. Agriculture, *American Journal of Agricultural Economics*, 56: 1-13.

## **Abstract**

The paper focus on the time adjustment path of the agricultural prices in response to unanticipated monetary shocks following model developed by Saghaian et al.(2002). To get the objective we employ Johansen's cointegration test along with a vector error correction model to investigate whether agricultural prices overshoot over 1350-1382 (1971-2003) for iran. The variables of the study are monetary supply, exchange rate, agricultural and industrial commodities price index. The empirical results indicate that agricultural prices adjust faster than industrial prices to innovations in the money supply, i.e. confirming the hypothesis of overshooting of agricultural prices.