اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره ۷۸، تابستان ۱۳۹۱

بررسی تأثیرپذیری قیمت داخلی از بازارهای جهانی
مطالعه موردی جو، یونجه، ذرت و کنجاله سویا

دکتر عبدالکریم اسماعیلی*

تاریخ دریافت: ۸۸/۷/۲۸ تاریخ پذیرش: ۹۰/۸/۲۴

چکیده

انتقال نامناسب قیمت و عدم اطمینان در قیمت از جمله مشکلات کشاورزان و مصرف‌کنندگان محصولات کشاورزی است. چگونگی انتقال قیمت به داخل کشور به ویژگی محصول و ساختار بازار مرتبط و لذا برای محصولات مختلف متفاوت است. در این مطالعه انتقال قیمت جهانی جو، یونجه، ذرت و کنجاله سویا به داخل کشور طی دوره ۱: ۱۳۸۰ تا ۳: ۱۳۸۵ با استفاده از الگوی خود توضیح برداری (VAR) بررسی شده است.

نتایج مطالعه نشان داد که نرخ ارز، قیمت گوشت در داخل و قیمت جو در خارج کشور از عوامل مؤثر برقیمت جو در داخل کشور به‌شمار می‌آیند. در مورد قیمت یونجه نتایج نشان داد که قیمت جهانی یونجه بر قیمت داخلی یونجه اثر داشته و مداخلات دولت نتوانسته

* دانشیار بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

e-mail: esmaeili@shirazu.ac.ir

است مانع انتقال قیمتی از بازار جهانی به بازار داخلی شود. همچنین براساس آزمون غیرعلّی انگل گرنجر، نرخ ارز و قیمت جهانی ذرت از عوامل مؤثر بر قیمت ذرت در داخل کشور طی دوره مورد بررسی بوده‌اند. همچنین عواملی همچون قیمت جهانی کنجاله سویا، قیمت گوشت گوساله و نرخ ارز به‌طور معنی‌داری بر قیمت کنجاله سویا در کشور مؤثر بوده‌اند.

طبقه‌بندی JEl: Q11, E30

کلیدواژه‌ها:

انتقال قیمتی، همبستگی بازار، جو، ذرت، یونجه، کنجاله سویا

مقدمه

کاهش موانع تجاری، آثار قیمتهای مرزی بر بازارهای داخلی را دو چندان کرده است. به عبارت دیگر، انتقال علایم قیمت به آن سوی مرزها به عنوان عامل تعیین کننده تخصیص منابع کشورها، سرعت گرفته و در نتیجه‌بحثهایی درباره ریسک قیمت و انتخاب سیاستهایی برای خنثی کردن‌اختلالهای‌احتمالی قیمتهای جهانی، قوت گرفته است (Valdes, and Zietz 1995).

ارتباط بین قیمت محصولات کشاورزی در مناطق مختلف اهمیت زیادی دارد. از سویی، پیوستگی بازار ارتباط نزدیک و تنگاتنگی با رفتار قیمتها در بازارهای مختلف دارد. این ارتباط موجب انتقال تغییرات قیمت بین بازارهای مختلف می‌شود. از این رو، به بازارهایی پیوسته گفته می‌شود که در آنها قیمت محصولات مختلف نتوانند به‌طور مستقل رفتار کنند. در مطالعه پیوستگی بازارها معمولاً تلاش می‌شود تا درجه حرکت همزمان قیمتها بین بازارهایی که از نظر فاصله‌ای جدا هستند، مشخص گردد. در صورت وجود درجه بالای پیوستگی، کمیابی در بازار به سرعت به بازارهای مناطق دیگر منتقل می‌شود. پیوستگی بازارها منجر به موفقیت سیاستهایی مانند آزادسازی بازار و یا تثبیت قیمت می‌شود. زمانی که بخش کشاورزی کشوری، با هدف هماهنگی بیشتر، اقدام به کاهش موانع تجاری خود می‌کند، تولیدکنندگان

آن کشور بیشتر در معرض ریسک کاهش قیمت قرار می‌گیرند. سیاستگذاران کشورهای در حال توسعه ابزارهای محدودی در اختیار دارند تا کشاورزان را هنگام کاهش شدید قیمتهای جهانی یاری دهند (Marlinda and Nash, 2004).

چند سئوال در زمینه موضوع اصلاحات تجاری مستمر مطرح است که به مدیریت ریسک قیمت پدید آمده در بازارهای جهانی مربوط می‌شود و کشاورزان کشورهای در حال توسعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این اقدامها کشورها را مخصوصاً به نوسانات قیمتهای جهانی ربط می‌دهد. دور از انتظار نیست که دولتهای کشورهای در حال توسعه، اعتماد چندانی به اوضاع فعلی بازارهای بین‌المللی نداشته باشند. این عدم اعتماد هرگونه اشتیاق برای آزادسازی بیشتر را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در این راستا، بروز اختلال در قیمتهای جهانی و مسئله انتقال ریسک قیمت به داخل در تعهدات سیاسی، با هدف گسترش اصلاحات تجاری، اهمیت پیدا می‌کند (Reed, 2001).

مطالعات مختلفی در مورد چگونگی انتقال قیمت در بازار محصولات کشاورزی صورت گرفته است. تایلور و همکاران (Toylor et al., 1996) ارتباط بین قیمت برنج در آمریکا و برنج تایلندی را با استفاده از تجزیه و تحلیل همگرایی مورد ارزیابی قرار دادند. در واقع آنها با استفاده از مدل تصحیح خطا، ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت قیمتهای برنج آمریکایی و برنج تایلندی را بررسی کردند. نتیجه مطالعه نشان داد که ارتباطی بلندمدت بین قیمت برنج تایلندی و برنج آمریکایی وجود دارد.

برومر و زریا (Brummer and Zorya, 2005) انتقال قیمت بین آرد و گندم را با استفاده از مدل تصحیح خطا در اوکراین مورد بررسی قرار دادند. به این منظور آنها از داده‌های هفتگی (۲۰۰۰-۲۰۰۴) استفاده کردند و نشان دادند که یک ارتباط قوی بین قیمت گندم و آرد وجود دارد.

دجنادی (Djunaidi, 2005) با استفاده از داده‌های سری زمانی و روش VAR، ارتباط قیمتی در بازار بین‌المللی و تولید گوشت مرغ در ایالت متحده را مورد ارزیابی قرار داد.

نانگ (Nanang, 2000) با استفاده از تحلیل همگرایی چند دامنه، قانون قیمت واحد برای پنج نوع ماهی در بازار کانادا را مورد ارزیابی قرار داد. نتایج این مطالعه نشان داد که بازار ماهی در کانادا همگرا می‌باشد.

برنال و تلیمنی (Bernal and Thilmany, 2003) همگرایی قیمت گوجه فرنگی در مکزیک و امریکا را ارزیابی کردند و نتیجه گرفتند که قیمت گوجه فرنگی در بندرهای صادراتی مکزیک با قیمت در آمریکا مرتبط بوده نه قیمت داخلی مکزیک.

گودوین و دانیل (Goodwin and Daniel, 2000) به بررسی ارتباط قیمتی گوشت قورباغه در بازارهای خرده‌فروشی، عمده‌فروشی و سرمزرعه اقدام نمودند. به این منظور آنها از مدل تصحیح خطای آستانه‌ای استفاده کردند و نتیجه گرفتند که بازارهای خرده‌فروشی، عمده‌فروشی و سرمزرعه گوشت قورباغه همگرا هستند.

تایرز و اندرسن (Tyers and Anderson, 1992) از شبیه‌سازیهای سیاستی تعرفه‌ها در کشورهای صنعتی به این نتیجه رسیدند که تعرفه‌ای کردن، کاهش شدید بی‌ثباتی در قیمتهای جهانی گندم و فراورده‌های لبنی، گوشت گاو و غیره را به همراه دارد. اما برای تعدادی از کالاها کاهش بی‌ثباتی قیمتها به‌طور عمومی از سیاستهای تعرفه‌ای کشورهای در حال توسعه منتج می‌شود (مانند برنج و شکر).

حسینی و قهرمان‌زاده (۱۳۸۵) انتقال قیمت را در بازار گوشت قرمز ایران بررسی کردند. در این مقاله با به‌کارگیری مدلهای تصحیح خطای نامتقارن، تعدیلات کوتاه‌مدت این بازار تجزیه و تحلیل شد. یافته‌های این مطالعه نشان داد که انتقال قیمت بین سطوح تولیدکننده (مزرعه) و خرده‌فروشی گوشت نامتقارن است و این امر نشان می‌دهد که افزایش قیمت تولیدکننده – که منجر به کاهش حاشیه بازاریابی بازار گوشت قرمز می‌گردد – نسبت به کاهش قیمتهای تولیدکننده (مزرعه) – که موجب افزایش حاشیه بازاریابی در بازار گوشت قرمز ایران می‌شود– خیلی سریعتر به قیمتهای خرده‌فروشی منتقل می‌گردد.

حسینی و همکاران (۱۳۸۷) با استفاده از آمار هفتگی قیمتها در مرغداری، کشتارگاه و خرده‌فروشی گوشت مرغ در سالهای ۱۳۸۱-۸۴ و به‌کارگیری الگوی تصحیح خطا، چگونگی

انتقال قیمت گوشت مرغ از مرغداری تا کشتارگاه، از کشتارگاه تا خرده‌فروشی و از مرغداری تا خرده‌فروشی را بررسی نمودند. نتایج این مطالعه نشان داد که انتقال قیمت در تمام سطوح بازار گوشت مرغ کشور در بلندمدت متقارن و در کوتاه‌مدت از مرغداری تا خرده‌فروشی و از مرغداری تا کشتارگاه نامتقارن است.

ارزیابی مطالعات انجام شده به‌ویژه مطالعات داخلی نشان می‌دهد که در اکثر این مطالعات، انتقال قیمت در بین مراحل بازاررسانی در داخل کشور بررسی شده و در آنها تأثیر تغییرات قیمت جهانی در قیمت داخلی مورد توجه قرار نگرفته است.

یادآور می‌شود که اگرچه بخش کشاورزی به اندازه بخش صنعت از نظر نهاده و محصولات واسطه‌ای به خارج وابسته نیست، اما در مورد محصولات مختلف در بخش کشاورزی تفاوتهایی از نظر سهم نهاده‌های وارداتی وجود دارد. طبعاً این سؤال در پیش روی برنامه‌ریزان بخش کشاورزی وجود دارد که بازار محصولات داخلی تا چه حد از تحولات جهانی متأثر است. این مهم در سیاستگذاریهایی از قبیل دادن یارانه به نهاده‌های وارداتی نقش مؤثری ایفا می‌نماید. نظر به اهمیت موضوع انتقال قیمتی، در مطالعه حاضر وضعیت انتقال قیمت جو، یونجه، ذرت و کنجاله سویا در بازار داخل و خارج کشور مورد ارزیابی قرار گرفت.

روش تحقیق

در انجام این مطالعه از الگوی خود توضیح برداری (VAR) استفاده شده است. برخلاف مدل‌سازیهای سنتی که برخی متغیرها برونزا می‌باشند، در این روش همه متغیرها درونزا و براساس توابع واکنش ضربه‌ای[1]، تعریف و مشخص می‌شوند. روش VAR براساس قواعد علمی و اطلاعات آماری بنا شده است. پس از بررسی وضعیت مانایی متغیرها، استفاده از این الگو مستلزم تعیین طول وقفه بهینه (درجه مدل) براساس معیارهای انتخاب مدل و نیز

1. Impulse Function

برقراری شرایط پایداری در سیستم است. به منظور تحلیل مناسبتر و جامعتر اثر تکانه‌های سیاستی پیش‌بینی شده بر متغیرها، از ابزارهایی استفاده می‌شود که مهمترین آنها، توابع واکنش ضربه‌ای است.

در مواردی که از برونزا بودن متغیرها اطلاع کاملی در دست نیست، یکی از بهترین راهها استفاده از تحلیل VAR است. برای مثال اگر مدل دو متغیره زیر در حالتی که هر کدام از آنها تنها با یک وقفه در الگو ظاهر می‌شوند در نظر گرفته شود، هر کدام از متغیرهای سری زمانی به‌وسیله مقادیر جاری و گذشته (با یک تأخیر) متغیر دیگر تحت تأثیر واقع می‌شوند.

$$y_t = b_{10} - b_{12} z_t + y_{11} y_{t-1} + y_{12} z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (۱)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21} y_t + y_{21} y_{t-1} + y_{22} z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (۲)$$

فروضی که در این مدلها وجود دارد عبارتند از:

– هر دو متغیر مانا هستند.

– ε_{ty} و ε_{zt} توزیعهای نوفه سفید[1] با خطای استاندارد ε_y و ε_z هستند.

– دنباله‌های $\{\varepsilon_{yt}\}$ و $\{\varepsilon_{zt}\}$ توزیعهای نوفه سفید غیر همبسته‌ای دارند.

معادلات بالا یک الگوی VAR از مرتبه اول ($VAR_{(1)}$) را تشکیل می‌دهند، چون بزرگترین طول وقفه یک است. در ساختار این مدل آثار بازخوردی[2] وجود دارد، چون y_t و z_t بر همدیگر اثر متقابل دارند. برای مثال b_{12}– اثر جاری[3] یک واحد تغییر در z_t بر y_t و y_{12} اثر یک واحد تغییر در z_{t-1} بر y_t است. ε_{yt} و ε_{zt} تکانه‌های محض[4] بر y_t و z_t هستند. اگر $b_{12} \neq o$ باشد، ε_{zt} اثری معاصر و غیرمستقیم بر y_t ایجاد می‌کند.

شکل ماتریسی الگوی مورد نظر به صورت زیر است:

$$\begin{bmatrix} I & b_{12} \\ b_{21} & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} y_{11} & y_{12} \\ y_{21} & y_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (۳)$$

1. White Noise
2. Feedback Effect
3. Contemporaneous
4. Pure

و یا:

$$\beta X_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۴)$$

با پیش ضرب β^{-1} (از سمت چپ)، در رابطه ۴ خواهیم داشت:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t \qquad (۵)$$

که در آن: $e_t = \beta^{-1}\varepsilon_t$ ، $A_1 = \beta^{-1}\Gamma_1$ ، $A_0 = \beta^{-1}\Gamma_0$

اکنون با تعریف a_{i0} به‌عنوان عنصر i از بردار A_0 ، a_{ij} به‌عنوان عنصری در ردیف i و ستون j از ماتریس A_1 و نیز e_{it} به‌عنوان عنصر i از بردار e_t، فرم استاندارد مدلهای اولیه (۱ و ۲) حاصل می‌شود که عبارتند از:

$$Y_t=a_{10}+a_{11}y_{t-1}+a_{12}z_{t-1}+e_{1t} \qquad (۶)$$

$$Z_t=a_{20}+a_{21}y_{t-1}+a_{22}z_{t-1}+e_{2t} \qquad (۷)$$

جملات خطای e_{1t} و e_{2t}، مرکب از تکانه‌های ε_{zt} و ε_{yt} هستند.

$$E_{1t}=\varepsilon)_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})/(1 - b_{12}b_{21}) \qquad (۸)$$

$$E_{2t}=\varepsilon)_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt})/(1 - b_{12}b_{21}) \qquad (۹)$$

بنابراین، از آنجا که ε_{yt} و ε_{zt} فرایند نوفه سفید هستند، e_{1t} و e_{2t} میانگین صفر و واریانس ثابت دارند و به‌طور پیاپی ناهمبسته‌اند.

برای براورد مدل ابتدا لازم است مرتبه الگو تعیین و پایداری مدل بررسی شود، سپس با استفاده از توابع واکنش ضربه‌ای، به ارزیابی مدل اقدام گردد.

برای انجام دادن این تحقیق، اطلاعات سری زمانی ماهانه مربوط به قیمت داخلی و جهانی جو، یونجه، ذرت و کنجاله سویا مورد نیاز بوده تا با کمک آنها به ارزیابی رابطه همگرایی و ارتباط قیمتی در داخل و خارج کشور اقدام گردد. اطلاعات مذکور از سایت سازمان پشتیبانی دام کشور، وزارت جهاد کشاورزی، سایت فائو طی دوره ۱: ۱۳۸۰ تا ۳: ۱۳۸۵ به‌دست آمد.

نتایج و بحث

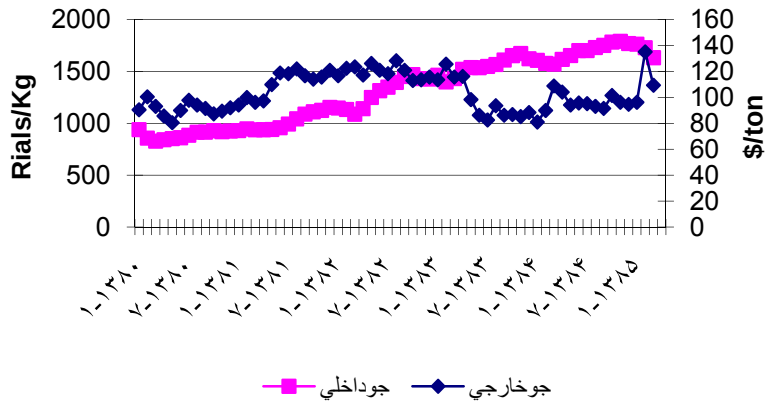
نتایج مطالعه حاضر در قالب میزان تأثیرپذیری بازار داخلی محصولات از تغییر قیمتهای بین‌المللی به صورت نمودارها و تحلیل این ارتباطات به‌وسیله مدلهای اقتصادسنجی برای هر محصول به‌طور مجزا ارائه می‌شود.

۱. قیمت جو

در ایران دولت در بازار جو دخالت نموده و سیاست قیمت تضمینی را طی سالهای مختلف به اجرا گذاشته است، اگرچه میزان خرید تضمینی جو طی سالهای مختلف نوسانات شدیدی داشته و از ۳ هزارتن در سال تا ۴۹۶ هزارتن در نوسان بوده است. نوسانات قیمتی جو به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید گوشت، آثار مهمی بر قیمت سایر اقلام علوفه‌ای گذاشته و حتی ممکن است الگوی کشت و تولید اقلام مذکور را متأثر ساخته باشد. نوسانات قیمت جو طی یک دهه گذشته نشان می‌دهدکه قیمت جو از حدود ۲۹۵ ریال در سال ۱۳۷۴ به ۱۸۰۰ ریال در سال ۱۳۸۴ رسیده یعنی حدود ۶ برابر شده است، اگرچه در بعضی از مقاطع (مانند سال ۱۳۸۰) قیمت ثابت بوده و حتی تا حدودی (۱ درصد) کاهش داشته و در بعضی سالها (به‌ویژه ۱۳۷۲-۷۵) افزایش قیمت شدیدتر بوده است. طی ماههای مختلف هر سال نیز قیمت جو نوسانات نسبتاً زیادی داشته که ناشی از طبیعت تولید فصلی بوده است. این نوسان که طی فصلهای زمستان و تابستان حدود ۱۰ الی ۲۰ درصد بوده، در نمودار ۱ نشان داده شده است. علت انتخاب دوره مذکور نبود اطلاعات جهانی و بعضاً اطلاعات داخلی برای دوره‌های طولانی به‌صورت ماهانه بوده است. براساس نمودار ۱، فصلی بودن عرضه هنوز مهمترین عامل در نوسانان قیمت جو می‌باشد، زیرا که طی دو ماه فصل برداشت در تابستان، کاهش شدیدتر قیمت جو مشاهده می‌گردد.

اگرچه قیمت داخلی جو دارای نوساناتی طی ماههای مختلف سال به علت طبیعت عرضه فصلی و سایر مسائل مربوط به عرضه و تقاضا می‌باشد، اما روند کلی قیمت جو در داخل طی دوره مورد بررسی، افزایشی بوده است. این در حالی است که قیمت جهانی جو دارای نوسانات بیشتر و در بعضی از سالها روند کاهشی در آن مشاهده می‌شود. قیمت جو در داخل علاوه بر عرضه داخلی جو، تحت تأثیر نوسان در مقدار واردات و قیمت جهانی جو نیز بوده که در قالب مدل اقتصادسنجی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

نمودار ۱. روند تغییرات قیمت جو در داخل و خارج کشور (طی دوره ۱۳۸۱:۱-۱۳۸۵:۳)



برای بررسی اقتصادسنجی موضوع، در ابتدا جهت جلوگیری از به‌دست آمدن رگرسیون کاذب و نتایج نامطمئن، آزمون ایستایی نه مرحله‌ای دیکی فولر تعمیم یافته استفاده شد.

براساس نتایج این آزمون، به علت آنکه قیمت جو و سایر متغیرهای مورد استفاده، ایستا در سطح (I(0)) می‌باشند، امکان استفاده از روش VAR برای جو وجود دارد (به‌دلیل حجم زیاد، از ذکر جداول صرف‌نظر شده است).

تخمین روش VAR مستلزم تعیین طول وقفه بهینه و یا به عبارتی، مرتبه روش VAR می‌باشد. با توجه به این نکته که با افزایش هر وقفه، تعداد متغیرهای تخمینی در الگو، با توان

دوم تعداد متغیرها افزایش می‌یابد و درجه آزادی سیستم کاهش پیدا می‌کند، ضرورت تعیین طول وقفه بهینه بیشتر آشکار می‌شود. به این منظور معیارهای مختلفی وجود دارد که در این مطالعه، برای تشخیص وقفهٔ بهینه، از معیار شوارتز بیزین (SBC) استفاده شده است. شرط پایداری در یک روش VAR چند متغیره این است که قدر مطلق ریشه‌های مشخصه در مدل، همگی کوچکتر از یک باشند.

تنها هنگامی که پایداری یک الگو به اثبات برسد، می‌توان وارد مرحله تخمین شد و از توابع واکنش ضربه‌ای استفاده کرد، چرا که این توابع، متغیرها را صورت تابعی از مقادیر حال و وقفه‌های اجزای اخلال در نظر می‌گیرند و در صورت برقراری شرط پایداری در سیستم است که متغیرها بر حسب اجزای اخلال همگرا[1] هستند.

قدر مطلق ریشه‌های مشخصه به‌دست آمده از آزمون پایداری مربوط به مدل نشان می‌دهد که شرایط پایداری در مدل تأمین شده است که به‌دلیل حجم زیاد جداول و منحنیها از ذکر آن صرف‌نظر شده است.

پس از تعیین تعداد وقفه بهینه(دو دوره)، مدل مورد نظر برای جو تخمین زده شد که در جداول ۱ گزارش شده است. همچنین نتایج آزمون غیرعلّی انگل گرانجر، که توسط روش VAR قابل براورد است، در جدول ۲ آمده است. براساس این آزمون که پس از تعیین حد بهینه وقفه و آزمون پایداری مدل محاسبه گردید، نرخ ارز در سطح ۱ درصد، قیمت گوشت گوسفند در سطح ۵ درصد و قیمت جهانی جو در سطح ۱ درصد بر قیمت جو در داخل کشور تأثیر معنی‌داری داشته‌اند.

1. Convergent

جدول ۱. نتایج براورد عوامل مؤثر بر قیمت جو

متغیر	ضریب	خطای معیار
قیمت جو با یک وقفه	۱/۳۲	۰/۱۱۶***
قیمت جو با دو وقفه	-۰/۵۲	۰/۱۱۲***
نرخ ارز با یک وقفه	-۰/۰۸۹	۰/۴۱**
نرخ ارز با دو وقفه	۰/۰۹۷	۰/*۳۹۱
قیمت گوشت گوسفند با یک وقفه	-۰/۰۰۸۷	۰/۰۰۶۶
قیمت گوشت گوسفند با دو وقفه	۰/۰۱۵۵	۰/۰۰۷*
قیمت جوخارجی با یک وقفه	-۸۵/۹۸	۲۵/۲***
قیمت جوخارجی با دو وقفه	۵۴/۱۳	۲۵/۵**
F=۱۱۵۷	$\overline{R}^2$ =۰/۹۳۳	R^2= ۰/۹۹۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق ***و **و *به‌ترتیب: معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪

جدول ۲. نتایج آزمون غیرعلی انگل گرنجر برای جو

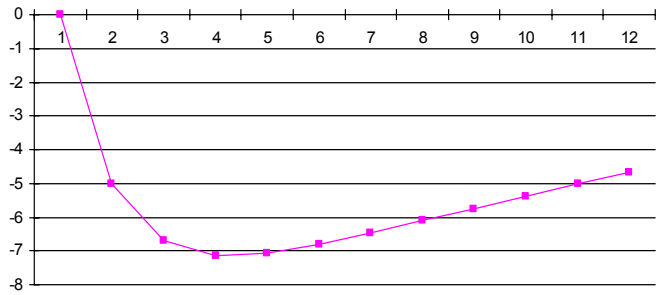
	Chi-sq	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
نرخ ارز	۱۰/۰۶۷	۲	۰/۰۰۶۵
قیمت گوشت گوسفند	۶/۳۳۴	۲	۰/۰۴۲۱
قیمت جو در خارج	۱۰/۱۷۲	۲	۰/۰۰۶۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس بررسی فوق و نتایج مدلهای براورد شده می‌توان نتیجه گرفت که نرخ ارز، قیمت گوشت در داخل و قیمت جو در خارج کشور از عوامل مؤثر بر قیمت جو در داخل کشور می‌باشند و لذا در حالت کلی می‌توان این نظریه را پذیرفت که قیمت جهانی جو بر قیمت داخلی آن تأثیر داشته و سیاستهای کنترلی دولت نتوانسته است مانع انتقال قیمتی شود.

پس از بررسی عوامل مؤثر بر قیمت جو، برای ارزیابی تأثیر شوکهای مختلف، از تابع واکنش ضربه‌ای استفاده شد. به وسیله تابع واکنش ضربه‌ای می‌توان زمان تأثیر شوکهای مختلف در متغیرهای مدل را بررسی نمود. در این روش، شوکی به اندازه خطای معیار به متغیر مذکور وارد شده وسپس تأثیر آن در سایر متغیرهای سیستم تارسیدن به وضعیت تعادل بررسی شده است (Pesaran et al., 1998). نتیجه تابع واکنش ضربه‌ای برای قیمت جو در داخل بر اثر تغییر قیمت جهانی جو به اندازه یک خطای معیار در نمودار ۲ نشان داده شده است.

نمودار ۲. واکنش قیمت جو در داخل به اعمال شوک بر قیمت جو در خارج



براساس این نمودار، شوکهای حاصل از تغییر جهانی قیمت جو در داخل تقریباً طولانی‌مدت بوده وتا سال بعدی (بعد از دوازده ماه) ادامه می‌یابد. در واقع چون جو به صورت سالانه کشت شده و قیمت آن در بازار بر پایه تصمیم سالانه دولت اعلام می‌گردد، شوکها در مدت طولانی خود را نشان می‌دهند.

۲. قیمت یونجه

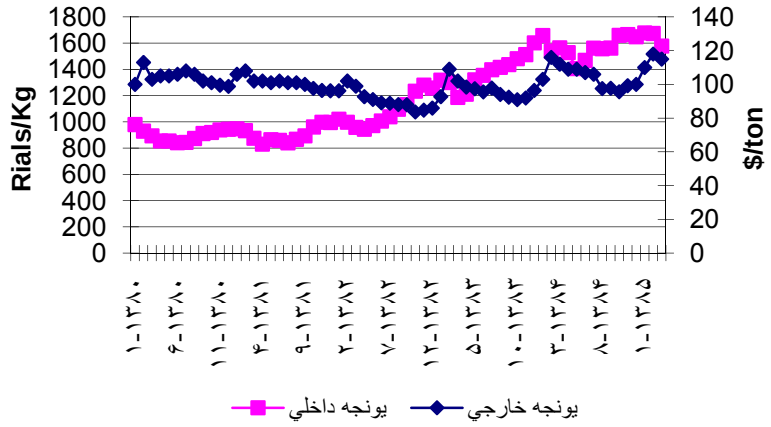
یونجه یکی از اقلام مهم و اساسی تولید گوشت قرمز در کشور و به‌ویژه گوشت گوسفند می‌باشد. نوسانات قیمت یونجه از همان الگوی قیمت جو پیروی می‌نماید به‌طوری که در دورهٔ مورد بررسی (حدود ۵ سال) قیمت یونجه از ۸۳۰ ریال به ۱۶۵۰ ریال یعنی تقریباً دو برابر افزایش پیدا کرده است. البته نرخ رشد افزایش قیمت یونجه کمتر از جو بوده است. در مورد یونجه رشد سالانه قیمت حدود ۱۵ درصد بوده در حالی که قیمت جو به‌طور متوسط

سالانه ۲۰ درصد افزایش داشته است. نوسانات قیمت یونجه در بازار داخل بیشتر از نوسانات قیمت جو بوده است. مسئله اخیر شاید به‌دلیل نبود سیاست تنظیمی دولت و نبود سیلو و انبار مشابه آنچه برای جو وجود دارد، باشد.

نوسانات قیمت یونجه طی ماههای مختلف سال نشان می‌دهد که در فصل برداشت کاهش قیمت و پس از آن افزایش قیمت اتفاق می‌افتد(نمودار۳). نوسانات جهانی قیمت یونجه طی دوره مورد بررسی از قیمت جهانی جو کمتر بوده اگرچه طی دو سال اخیر نوسانات شدیدتری نسبت به سالهای گذشته مشاهده می‌شود. روند تولید یونجه در کشور طی دهه اخیر تقریباً همواره صعودی بوده است به‌طوری که تولید یونجه طی دهه اخیر از ۳ میلیون تن به حدود ۵ میلیون تن رسیده است. یکی از دلایل افزایش تولید یونجه در مقایسه با جو، سهم پایین کشت دیم یونجه در مقایسه با جو می‌باشد. به عبارت دیگر، به‌دلیل بارندگی کم طی سالهای اخیر، عملکرد محصولات دیم به شدت کاهش یافته است (مثلاً برای یونجه طی دهه اخیر عملکرد دیم نصف شده است).

نمودار ۳. روند تغییرات قیمت یونجه در داخل و خارج کشور

(طی دوره ۱:۱۳۸۰-۳:۱۳۸۵)



برای بررسی عوامل مؤثر بر قیمت یونجه در داخل کشور، مشابه آنچه برای جو انجام گرفت، از روش VAR استفاده شد. نتایج این روش پس از تعیین تعداد بهینه وقفه (یک دوره)

در جدول ۳ گزارش شده است. این نتایج نیز حاکی از تأثیر قیمت گوشت و قیمت یونجه در خارج بر قیمت یونجه در داخل کشور می‌باشد. اگرچه همان‌طور که قبلاً اشاره شد، نتایج آزمون غیرعلّی حاصل از روش VAR مناسبتر از خود مدل قابل تفسیر بوده که در جدول ۴ گزارش شده است. نتایج آزمون اخیر نشان می‌دهد که نرخ ارز و قیمت جو در خارج از کشور در سطح یک درصد، قیمت یونجه را در بازار داخل کشور متأثر ساخته است.

جدول ۳. نتایج براورد عوامل مؤثر بر قیمت یونجه

متغیر	ضریب	خطای معیار
قیمت یونجه با یک وقفه	۰/۷۹۰۸۹۸	۰/۰۶۱۹۸***
قیمت نرخ ارز با یک وقفه	۰/۱۶۳۰۸۹	۰/۰۴۵۱۶***
قیمت گوشت گوسفند با یک وقفه	۰/۰۰۰۹۸-	۰/۰۰۱۶۶-
قیمت یونجه خارجی با یک وقفه	۳/۵۸۵۴۸-	۰/۸۰۶۳۹***-
F=۷۷۷	$\overline{R}^2$ = ۰/۹۸	R^2= ۰/۹۸۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق　　***و **و *به‌ترتیب: معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰٪

جدول ٤. نتایج آزمون غیرعلی انگل گرنجر برای یونجه

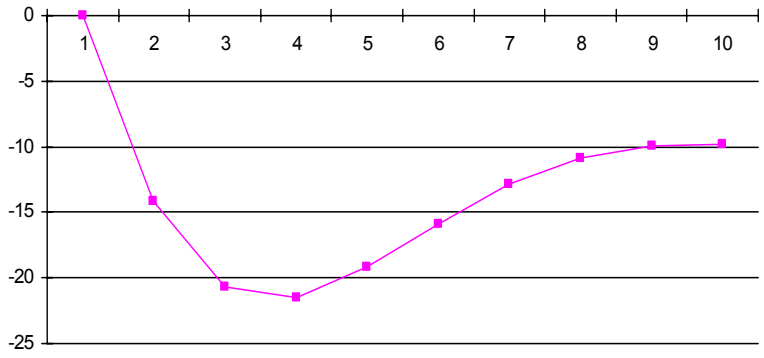
	Chi-sq	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
نرخ ارز	۱۳/۰۴	۱	۰/۰۰۰۳
قیمت گوشت گوسفند	۰/۳۴۶	۱	۰/۵۵۶
قیمت یونجه در خارج	۱۹/۷۷	۱	۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

براساس آنچه تا به اینجا در مورد قیمت یونجه در بازار داخلی بحث گردید می‌توان نتیجه گرفت که قیمت جهانی یونجه بر قیمت داخلی یونجه اثر داشته و مداخلات دولت نتوانسته است مانع انتقال قیمتی از بازار جهانی به بازار داخلی شود.

نتیجه تابع واکنش ضربه‌ای برای قیمت یونجه در داخل بر اثر تغییر قیمت جهانی یونجه به اندازه یک خطای معیار در نمودار ۴ نشان داده شده است.

نمودار ٤. واکنش قیمت یونجه در داخل به اعمال شوک به قیمت یونجه در خارج



براساس نمودار فوق، شوکهای حاصل از تغییر جهانی قیمت یونجه در داخل تقریباً طولانی مدت بوده و تا بعد از نیمسال (هشت ماه) ادامه می‌یابد. اگرچه به علت ماهیت کشت یونجه، تأثیر شوک مذکور تا مدت نسبتاً طولانی باقی می‌ماند، اما شوک مورد بحث برای یونجه کوتاهتر از جو می‌باشد.

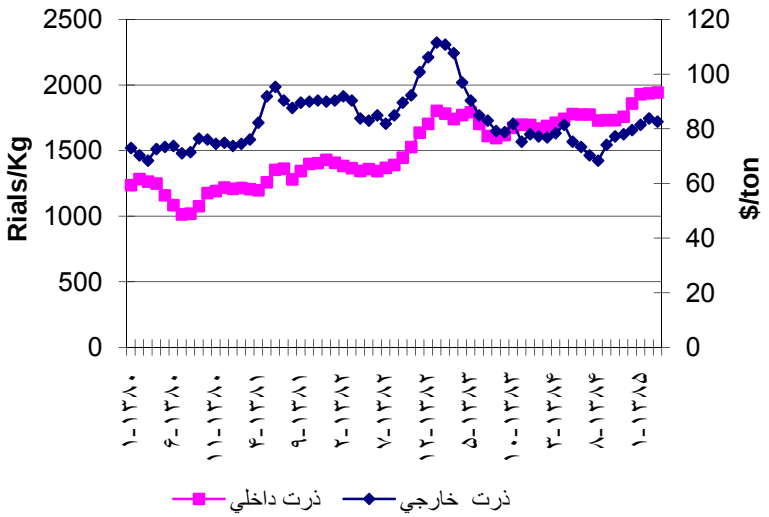
۳. قیمت ذرت

قیمت ذرت در داخل کشور تابع عوامل متعددی از جمله تولید داخلی و میزان واردات می‌باشد. در مقایسه با جو، تولید و سطح زیرکشت ذرت طی دهه گذشته در حال گسترش بوده است به‌طوری که تولید ذرت کشور از حدود ۲۰۰ هزارتن به ۲ میلیون تن طی یک دهه رسیده است. افزایش ده برابری تولید ذرت بیشتر مدیون افزایش سطح زیرکشت بوده است تا افزایش عملکرد. ذرت دانه‌ای معمولاً به صورت کشت دوم بعد از برداشت گندم، در کشور مرسوم می‌باشد. دولت و به‌ویژه سازمان پشتیبانی دام، بازار ذرت دامی کشور را مورد نظارت قرار می‌دهد. در مورد قیمت تضمینی اعلام شده و سطح دخالت دولت طی سالهای مختلف تفاوتهایی وجود دارد به این معنی که قیمت تضمینی در بعضی سالها از قیمت سرخرمن کمتر بوده و لذا تولیدکنندگان تمایل به فروش محصول در بازار آزاد داشته‌اند. در بعضی دیگر از

سالهای مورد بررسی نیز روند معکوسی وجود داشته و قیمت تضمینی موجب کاهش نوسانات قیمت محصول در بازار شده است. قیمت ذرت طی ماههای مختلف سال در حدود ۱۰ درصد متفاوت بوده که مربوط به انبارداری و افت محصول است. در دوره مورد بررسی همان‌طور که در نمودار ۵ مشاهده می‌شود، نوساناتی طی ماههای مختلف سال وجود دارد که طبیعی است. همچنین در دوره مورد بررسی قیمت ذرت تقریباً دو برابر شده که در مقایسه با قیمت جو از افزایش کمتری برخوردار بوده است.

نمودار ۵. روند تغییرات قیمت ذرت در داخل و خارج کشور

(طی دوره ۱: ۱۳۸۰-۳: ۱۳۸۵)



در مورد قیمت جهانی ذرت و تأثیر آن در قیمت داخلی به نظر می‌رسد که این همراهی بیش از نهاده‌های دیگر تولید دام باشد، زیرا همان‌طور که در نمودار مشخص است، تا حد زیادی نوسانات قیمت در داخل و خارج با یکدیگر تطابق دارد. علت این مسئله شاید سهم بالای واردات ذرت از کل ذرت مصرف شده در کشور باشد. طی دهه گذشته حدود ۵۷ درصد ذرت مصرف شده در داخل منشأ خارجی داشته است، اگرچه طی سالهای مختلف این سهم از ۴۵ درصد تا ۶۱ درصد در نوسان بوده است.

در مورد عوامل مؤثر برقیمت ذرت نیز به‌دلیل آنکه متغیر مذکور در سطح ایستاست (I(0))، از روش VAR برای ارزیابی تأثیر توأم متغیرهای مختلف در آن استفاده گردید. نتایج روش VAR پس از اجرای آزمون تعداد وقفه بهینه (دو دوره) و آزمون ثبات مدل، در جدول ۵ گزارش شده است. براساس جدول اخیر و آزمون غیرعلّی انگل گرنجر (جدول ۶)، نرخ ارز و قیمت جهانی ذرت از عوامل مؤثر بر قیمت ذرت در داخل کشور طی دوره مورد بررسی بوده‌اند.

جدول ۵. نتایج براورد عوامل مؤثر بر قیمت ذرت

نام متغیر	ضریب	خطای معیار
قیمت ذرت با یک وقفه	۱/۲۳۰۶	۰/۱۱۸-
قیمت ذرت با دو وقفه	۰/۴۹۵-	۰/۱۱۳-
نرخ ارز با یک وقفه	۰/۰۵۰-	۰/۰۶۲۱-
نرخ ارز با دو وقفه	۰/۲۰۲۷	۰/۰۵۲۹-**
قیمت گوشت مرغ با یک وقفه	۰/۰۰۸۶-	۰/۰۰۶۱-
قیمت گوشت مرغ با دو وقفه	۰/۰۰۸۷	۰/۰۰۶۷-
قیمت ذرت خارجی با یک وقفه	۱۷۰/۵۳	۴۸/۹۰-**
قیمت ذرت خارجی با دو وقفه	۵۶/۳۸-	۵۵/۷۷۵-
F=۴۱۳	$\overline{R}^2$ = ۰/۹۸۲	R^2=۰/۹۸۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

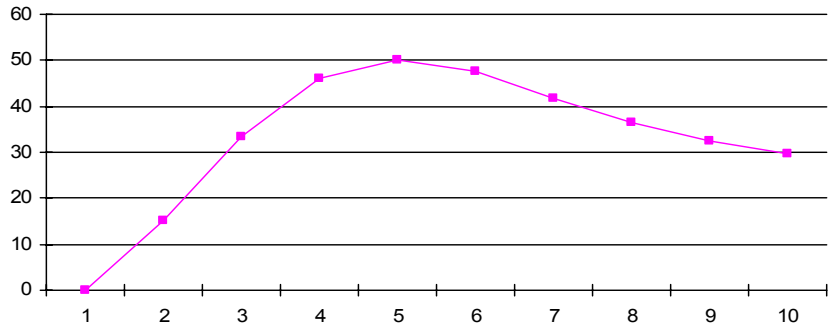
جدول ٦. نتایج آزمون غیرعلی انگل گرانجر برای ذرت

	Chi-sq	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
نرخ ارز	۲۰/۰۱	۲	۰
قیمت گوشت مرغ	۲/۴۰	۲	۰/۳۰
قیمت ذرت در خارج	۲۲/۲	۲	۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه تابع واکنش ضربه‌ای برای قیمت ذرت در داخل بر اثر تغییر قیمت جهانی ذرت به اندازه یک خطای معیار در نمودار ۶ نشان داده شده است.

نمودار ٦. واکنش قیمت ذرت در داخل به اعمال شوک بر قیمت ذرت در خارج

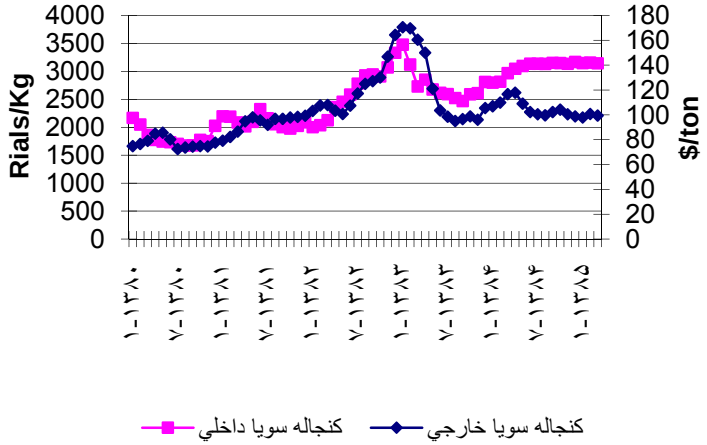


براساس نمودار فوق، شوکهای حاصل از تغییر قیمت جهانی ذرت در داخل تا یک سال ادامه می‌یابد. در مقایسه با نهاده‌های دیگر، شوک ذرت در مدت بیشتری تأثیرگذار می‌باشد. یکی از دلایل طولانی‌تر بودن تأثیر شوک قیمت جهانی ذرت امکان دارد این موضوع باشد که ذرت به مقدار بیشتری نسبت به نهاده‌های دیگر دام و طیور (مثل جو و یونجه) از طریق واردات تأمین می‌گردد. تأثیر شوک قیمتی ذرت در بازارهای جهانی بر قیمت داخلی ذرت مثبت می‌باشد.

٤. قیمت کنجاله سویا

کنجاله سویا از اقلام مهم غذایی دام و طیور کشور محسوب می‌شود. آزادسازی در واردات ذرت و سایر محصولات دامی در کنجاله سویا نیز قابل مشاهده است به‌طوری که سهم بخش دولتی از واردات طی ۶ سال از ۷۵ درصد به کمتر از ۲۵ درصد کاهش یافته است. نمودار ۷ نوسانات قیمت کنجاله سویا در داخل و خارج از کشور را نشان می‌دهد.

نمودار ۷. روند تغییرات قیمت کنجاله سویا در داخل و خارج (طی دوره ۱۳۸۰:۱-۱۳۸۵:۳)



قیمت کنجاله سویا طی دوره مورد بررسی حدوداً دو برابر شده و تقریباً همان روندی را طی کرده است که در مورد ذرت و جو وجود داشت، اگرچه نوسانات کنجاله سویا از ذرت بیشتر بوده و تطابق آن با قیمت جهانی کمتر از قیمت ذرت بوده است.

روند تولید سویا در کشور اگرچه روند افزایشی شدیدی (مانند آنچه برای ذرت وجود داشته) نداشته، اما تولید آن نسبت به سایر محصولات زراعی از روند افزایشی نسبتاً زیادی برخوردار بوده است به‌طوری که تولید سویا طی یک دهه گذشته از ۷۰ هزارتن به ۲۰۰ هزارتن رسیده است.

نتایج روش VAR برای کنجاله سویا پس از تعیین تعداد وقفه بهینه(دو دوره) نیز در جدول ۷ آمده است.

جدول ۷. نتایج تخمین عوامل مؤثر بر قیمت کنجاله سویا

متغیر	ضریب	خطای معیار
قیمت کنجاله سویا با یک وقفه	۱/۱۲۹۴۱۵	-۰/۱۰۱۷۷***
قیمت کنجاله سویا با دو وقفه	-۰/۴۹۰۴۱	-۰/۱۰۸۸۲***
قیمت گوشت گوساله با یک وقفه	-۰/۲۲۲	-۰/۱۵۸۰۱
قیمت گوشت گوساله با دو وقفه	۰/۵۹۰۴۸۷	-۰/۱۴۳۰۳۹***
قیمت گوشت مرغ با یک وقفه	۰/۰۷۲۰۰۴	-۰/۰۳۰۰۵**
قیمت گوشت مرغ با دو وقفه	-۰/۰۷۴۵۶	-۰/۰۳۱۷۸**
قیمت کنجاله سویا در خارج با یک وقفه	-۰/۰۱۴۸۴	-۰/۰۱۵۳۸
قیمت کنجاله سویا در خارج با دو وقفه	۰/۰۱۸۳۷۵	-۰/۰۱۶۹۷
F=۱۹۶	$\overline{R}^2$ = ۰/۹۶	R2= ۰/۹۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از تعیین تعداد وقفه بهینه، آزمون غیرعلّی انگل و گرنجر برای تعیین تأثیر توأم متغیرهای مختلف بر قیمت کنجاله سویا در جدول ۸ گزارش شده است. براساس این جدول، قیمت جهانی کنجاله سویا، قیمت گوشت گوساله و نرخ ارز به‌طور معنی‌دار بر قیمت کنجاله سویا در کشور مؤثر بوده‌اند.

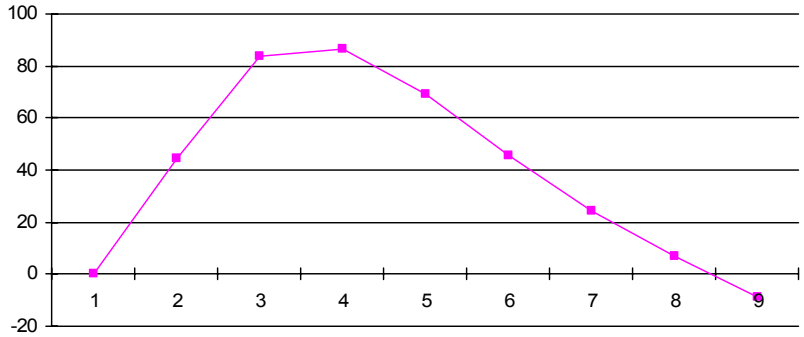
جدول ۸. نتایج آزمون غیرعلی انگل گرنجر برای کنجاله سویا

	Chi-sq	درجه آزادی	سطح معنی‌داری
نرخ ارز	۲۰/۳۴۱۰۴	۲	۰
قیمت گوشت گوساله	۵/۷۴۳۴۳۶	۲	۰/۰۵۶۶
قیمت گوشت مرغ	۱/۴۰۹۶۸۶	۲	۰/۴۹۴۲
قیمت سویا درخاج	۲۵/۱۶۶۱۷	۲	۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همچنین نتیجه تابع واکنش ضربه‌ای برای قیمت کنجاله سویا در داخل بر اثر تغییر قیمت جهانی کنجاله سویا به اندازه یک خطای معیار در نمودار ۸ نشان داده شده است.

نمودار ۸. واکنش قیمت سویا در داخل به اعمال شوک بر قیمت سویا در خارج



براساس نمودار فوق، شوکهای حاصل از تغییر قیمت جهانی کنجاله سویا در داخل تا هشت ماه ادامه می‌یابد. اثر شوک برای کنجاله سویا شبیه ذرت می‌باشد. کنجاله سویا نیز مشابه ذرت، به مقدار بیشتری نسبت به نهاده‌های دیگر دام و طیور مثل جو و یونجه وارد می‌شود. تأثیر شوک قیمتی کنجاله سویا در بازارهای جهانی بر قیمت داخلی کنجاله سویا مثبت می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

به‌طورکلی از مدلهای براورد شده می‌توان نتیجه گرفت که نرخ ارز، قیمت گوشت در داخل و قیمت جو در خارج از کشور از عوامل مؤثر برقیمت جو در داخل کشور می‌باشند، لذا در حالت کلی می‌توان این نظریه را پذیرفت که قیمت جهانی جو بر قیمت داخلی آن تأثیر داشته و سیاستهای کنترلی دولت نتوانسته است مانع انتقال قیمتی شود. شوکهای حاصل از تغییر جهانی قیمت جو در داخل تقریباً طولانی مدت بوده وتا سال بعدی (بعد از دوازده ماه) ادامه یافته است. در واقع چون جو به صورت سالانه کشت شده و قیمت آن در بازار بر پایه تصمیم سالانه دولت اعلام می‌گردد، شوکها در مدت طولانی خود را نشان داده‌اند.

در مورد قیمت یونجه نتایج نشان می‌دهد که قیمت جهانی یونجه بر قیمت داخلی یونجه اثر داشته و مداخلات دولت نتوانسته است مانع انتقال قیمتی از بازار جهانی به بازار داخلی شود. به اضافه، شوکهای حاصل از تغییر جهانی قیمت یونجه در داخل تقریباً طولانی مدت بوده و تا بعد از نیم سال (هشت ماه) ادامه یافته است؛ اگرچه به علت ماهیت کشت، تأثیر شوک مذکور تا مدت نسبتاً طولانی باقی مانده اما شوک مورد بحث برای یونجه کوتاهتر از جو می‌باشد.

براساس آزمون غیرعلّی انگل گرنجر، نرخ ارز و قیمت جهانی ذرت از عوامل مؤثر بر قیمت ذرت در داخل کشور طی دوره مورد بررسی بوده‌اند. نتیجه تابع واکنش ضربه‌ای برای قیمت ذرت نشان می‌دهد که شوکهای حاصل از تغییر قیمت جهانی ذرت در داخل تا یک سال ادامه می‌یابد. در مقایسه با نهاده‌های دیگر، شوک ذرت در مدت بیشتری تأثیر گذار می‌باشد. یکی از دلایل طولانی‌تر بودن تأثیر شوک قیمت جهانی ذرت شاید این موضوع باشد که ذرت به مقدار بیشتری نسبت به نهاده‌های دیگر دام و طیور (مثل جو و یونجه) از طریق واردات تأمین می‌گردد. تأثیر شوک قیمتی ذرت در بازارهای جهانی بر قیمت داخلی ذرت مثبت می‌باشد.

برای کنجاله سویا، قیمت جهانی کنجاله سویا، قیمت گوشت گوساله و نرخ ارز به‌طور معنی‌داری بر قیمت کنجاله سویا در کشور مؤثر بوده‌اند. شوکهای حاصل از تغییر قیمت جهانی کنجاله سویا در داخل تا هشت ماه ادامه یافته است. اثر شوک برای کنجاله سویا شبیه ذرت می‌باشد. کنجاله سویا نیز مشابه ذرت به مقدار بیشتری نسبت به نهاده‌های دیگر دام و طیور مثل جو و یونجه وارد شده است.

اگرچه انتقال بیشتر قیمت در بازارها افزایش آسیب‌پذیری برای تولیدکنندگان تلقی می‌شود، اما نوع محصولات و ساختار اقتصادی کشورها بر نتایج حاصل از چنین مطالعاتی تأثیرگذار می‌باشد. مطالعات انجام شده در خارج از کشور نیز این موضوع را به خوبی نشان می‌دهند. برای مثال تایرز و اندرسن (۱۹۹۲) نشان دادند که برای تولیدکنندگان اروپایی نرخ انتقال قیمتهای جهانی در کوتاه‌مدت کمتر از ۱۰ درصد و در درازمدت ۲۰ درصد است.

سارسیس (۱۹۹۷) به صورت کلی‌تر بحث کرده و ضرایب انتقال را ۰/۲۴ درکوتاه‌مدت و ۰/۵۸ در درازمدت عنوان می‌کند. همچنین محققان اشاره کرده‌اند که نوسانات قیمتهای جهانی، عامل اصلی نوسانات قیمتهای داخلی هستند - نتیجه‌ای که با شواهد حاصل از تجزیه قیمت ارائه شده در این مطالعه، تطابق دارد. مطالعات انجام شده در داخل کشور عمدتاً انتقال قیمت در بین مراحل بازاررسانی در داخل کشور را بررسی کرده‌اند ولی تأثیر تغییرات قیمت جهانی را در قیمت داخلی مورد توجه قرار نداده‌اند. مثلاً یافته‌های مطالعه حسینی و قهرمان زاده (۱۳۸۵) نشان داد که انتقال قیمت بین سطوح تولیدکننده (مزرعه) و خرده‌فروشی گوشت نامتقارن است. اما بخشوده(۲۰۱۰) واکنش جامعه روستایی ایران را به تغییر قیمت برنج وارداتی ناشی از تغییر نرخ ارز بررسی نمود. نتایج مطالعه اخیر نشان داد که افزایش قیمت برنج وارداتی عمدتاً خانوارهای فقیر راکه برنج وارداتی مصرف می‌نمایند متأثر می‌سازد تا خانوارهای مرفع را که بیشتر برنج داخلی مصرف می‌کنند.

بحث پایانی در مطالعه حاضر آن است که چگونه می‌توان به تلطیف آثار انتقال قیمتی در زمینه محصولات مورد بحث اقدام نمود. دو گروه عمده از محافظتهای مطرح شده در ادبیات موضوع شامل اقدامهای تعرفه‌ای مرزی وسیستم حدود قیمتی می‌باشد. در مورد اوضاع کنونی اقدامهای مرزی باید گفت که اغلب کشورهای در حال توسعه تعرفه‌های کشاورزی خود را در حد بالای ۱۰۰ درصد و گاهی بیشتر، تثبیت کرده‌اند. چند کشور از جمله فیلیپین، شیلی، تایلند، آرژانتین و مالزی تعرفه‌های خود را در سطح ۳۰ درصد تثبیت نموده‌اند. در بسیاری از کشورها، نرخهای اعمال شده تعرفه از سقف پایین‌تر است (تعرفه‌ای کردن مزورانه). در ارزیابیهای کوناندریاس(۱۹۹۲)، امکان دارد یک تعرفه سقف بالا، برای اجتناب از شرایط دشوار سیاسی در مورد قیمتهای خیلی پایین، کافی نباشد. اما مطلب دیگر و مهمتر اینکه احتمال دارد نبود سایر بازارها، تحت سازمان جهانی تجارت، دولتها راتشویق کرده باشد که تعرفه‌ها را به گونهٔ بدبینانه‌ای بسیار بالا وضع کنند؛ لذا لازم است بصیرت زیادی صرف انتخاب سطوح تعرفه‌ای شود. بنابراین، توصیه می‌شود ابتدا مطالعات تکمیلی در این خصوص انجام شود. به

این معنی که محصولات کشاورزی آسیب‌پذیر از انتقال قیمت مشخص شوند و سپس امکان استفاده از تجربه سایر کشورها برای تلطیف آثار منفی انتقال قیمت (مثل نظام حدود قیمتی) بررسی گردد.

منابع

۱. حسینی، س. ص.، ح. سلامی و ا. نیکوکار (۱۳۸۷)، الگوی انتقال قیمت در ساختار بازار گوشت مرغ ایران، *اقتصاد و کشاورزی*، (۱): ۲: ۱-۲۱.

۲. حسینی س. ص. و م. قهرمان‌زاده (۱۳۸۷)، تعدیل نامتقارن و انتقال قیمت در بازار گوشت قرمز ایران، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۴ (۵۳):۱-۲۲.

3. Bakhshoodeh, M. (2010), Impacts of world prices transmission to domestic rice markets in rural Iran, *Food Policy*, 35: 12-19.

4. Bernal, L. E. and D. Thilmany (2003), Price Relationships among North American fresh tomato mMarkets, A comparison between Mexican and U.S. Markets International Food Agribusiness Management Review, 5: 3-15.

5. Brummer, B. and S. Zorya (2005), Wheat/Flour price transmission and agricultural policies in Ukraine: a markov-switching vector Error Correction Approach XI the congress of the EAAE, Copenhag en, Denmark, August, 23-27, 2005.

6. Djunaidi, H. (2005), Econometric and time series model selection: A choice between two possible approaches to assess linkages

between the U.S. and Chicken Export Market South Agr. Eco. Ass. Annual Meetings, Little Rock, Arkansas, February 5-9, 2005.

7. Goodwin, B. K. and C. H Daniel (2000), Price transmission, threshold behavior and asymmetric adjustment in the U. S pork sector, *J. of Agriculture and Applied Economics*, 32 (3): 543-53.

8. Konandreas, P. (2000), The need for effective safeguards against very low world market price in the context of the WTO negotiations on agriculture, FAO, Rome.

9. Marlinda, D. I. and J. D. Nash (2004), Agriculture and the WTO, world Bank, Washington, DC.

10. Mundlak, Y. and D. Larson (1992), On the transmission of world agricultural prices, *World Bank Economic Review*, 6(3): 399-422.

11. Nanang, D. M. (2000), A multivariate Cointegration Test of the law of one price for Canadian softwood lumber markets, *Forest Policy and Economics*, 1: 347-355.

12. Pesaran, M. Hashem and Yongcheol Shin (1998), Impulse response analysis in linear multivariate models, *Economics Letters*, 58: 17-29.

13. Reed, M. R. (2001), International trade in agricultural products, Prentice-Hall, Inc., New Jersey.

14. Sarris, A. (1997), Commodity risk management for developing countries: towards implementing a new approach, Paper prepared for the Commodity Risk Management Group, World Bank, Washington, D.C.

15. Toylor, E. L., A. Besssler, M. Waller and E. Rister (1996), Dynamic relationship between U.S. and Thai rice price, *Agricultural Economics*, 14: 123-33.

16. Tyers, R. and L. Anderson (1992), Disarray in world food markets, a quantitative assessment, Cambridge, Cambridge University Press.

17. Valdes, A. and J. Seitz (1995), Distortions in world food markets in the wake of GATT: evidence and policy implications, *World Development*, 23(6): 913-26.