نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد 31، شماره 2، تابستان 1396، ص. 178-170

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 31, No. 2, Summer 2017, p. 170-178

شوک قیمتی نهاده‌های تولید ذرت دانه‌ای و تاثیر آن بر قیمت محصول: رهیافت خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی(PVAR)

ابراهیم مرادی[1*] - میلاد افشارمنش[2]

تاریخ دریافت: 1396/02/26
تاریخ پذیرش: 1396/05/14

چکیده

هدف از این پژوهش، بررسی تاثیر شوک‌های قیمتی نهاده‌های مورد استفاده در تولید ذرت دانه‌ای، بر قیمت این محصولاست. برای این منظور از داده‌های مربوط به قیمت نهاده‌های مورد استفاده در تولید ذرت از جمله زمین، کود، نیروی‌کار، بذر و سم و همین‌طور قیمت محصول ذرت از سال زراعی79-1378 تا 91-1390 برای 16 استان کشور که تولیدکننده 93/5 درصد از ذرت تولیدی کشور می‌باشند، از روش خود رگرسیون برداری با کاربرد داده‌های تابلویی برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شد. نتایج حاکی از آن است که نوسان قیمت ذرت تا حدی متاثر از قیمت عوامل تولید است.63% از تغییرات رشد قیمت ذرت مربوط به مقادیر گذشته خود متغیر، 4/8 درصد مربوط به تغییر در رشد اجاره زمین، 24 درصد مربوط به تغییر در رشد قیمت کود شیمیایی؛ 5/1 درصد مربوط به رشد تغییر در رشد قیمت بذر (با توجه به نتایج تخمین نحوه اثر گذاری معکوس است)، و 1/4درصد مربوط به تغییر در رشد قیمت سموم کشاورزی است.با توجه به ارتباط بین قیمت نهاده‌ها و ستاده ذرت، سامان‌دهی بازارتقاضای نهاده‌ها و تامین و توزیع به موقع آن‌ها در جهت کنترل نوسانات و شوک‌های قیمتی در بازار نهاده می‌تواند در تثبیت قیمت محصول ذرت موثر باشد.

واژه‌های کلیدی: انتقال قیمت، ایران، کشاورزی، هزینه تولید

مقدمه

کشاورزی نقش حیاتی و استراتژیک در یک نظام اجتماعی و اقتصادی‌برعهده دارد. بنابراین برنامه‌ریزی در این بخش و فراهم‌کردن غذای جمعیت روبه‌رشد ضروری است.ذرت سومین محصول مهم و راهبردی کشاورزی در جهان است. با افزایش جمعیت جهان و نیاز روز افزون مردم به‌گوشت مرغ و تخم‌مرغ که اهمیت و جایگاهی ویژه در سبد غذایی‌خانواده دارد، سیاست‌گزاری صحیح در فرایند تامین نهاده‌های تولید محصول مرغ و تخم مرغ اهمیت ویژه‌ای دارد. با توجه به اینکه محصول ذرت به عنوان نهاده اصلی در تولید مرغ و تخم‌مرغ مطرح است مطالعه ساختار تغییر قیمت آن امری ضروری است.

قیمت محصولات کشاورزی نقش پررنگی را در اقتصاد ملی ایران ایفا می‌کند. این قیمت‌ها تصمیم کشاورزان برای تولید درآمد حاصل از آن را تحت تاثیر قرار می‌دهد و باعث تغییر تصمیم مصرف، مصرف کنندگان نیز می‌شود(23). همواره قیمت نهاده‌ها از مهمترین عوامل تاثیرگذار بر قیمت محصول بوده و رابطه بین قیمت نهاده‌های کشاورزی و قیمت محصولات کشاورزی، یکی از موضوعات قابل توجه اقتصاد است. برای تحلیل بازار کالا و بسیاری از سیاست-گذاری‌ها، آگاهی نسبت به ارتباط نهاده، محصول و تاثیرپذیری قیمت محصولات از قیمت نهاده‌های تولید آن مهم است (19).

یکی از ویژگی‌های محصولات کشاورزی، نوسانات مداوم قیمت آنهاست. در اقتصادهای در حال توسعه و پیشرفته، ثبات نسبی قیمت‌ها بسیار اهمیت دارد. ولی امکان تثبیت قیمت‌های محصولات کشاورزی بطور طبیعی قابل دست‌یابی نبوده و معمولا با اعمال سیاست‌های قیمتی برقرار می‌گردد (1).عوامل بسیاری وجود دارد که می‌تواند منجر به نوسان قیمت‌ها در بخش کشاورزی شوند. از مهم‌ترین این عوامل می‌توان به تغییرات فصلی و سیکلی در عرضه، انتقال نوسان از قیمت‌های جهانی به بازار داخلی محصولات

1- استادیارگروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده علوم زیست محیطی و کشاورزی پایدار، دانشگاه سیستان و بلوچستان
(* - نویسنده مسئول: Email: b_moradi@eco.usb.ac.ir)
2- دانشجوی کارشناسی ارشد، اقتصاد کشاورزی، دانشگاه سیستان و بلوچستان
DOI: 10.22067/jead2.v31i2.59164

کشاورزی، انتقال نوسان از قیمت نهاده‌ها به محصولات و نوسانات ناشی از روند عمومی قیمت‌ها اشاره کرد (20).

هدف از انجام این پژوهش بررسی اثر شوک‌های قیمتی بازار نهاده‌های بذر، کود، سم، زمین و نیروی کار بر قیمت محصول ذرت در ایران است. با بررسی‌های انجام شده در رابطه با بحث انتقال قیمت، آنچه تاکنون در این زمینه در ایران مورد مطالعه قرار گرفته است، مطالعاتی است که در زمینه انتقال قیمت یک محصول در بازارهای مختلف از بازار سر مزرعه تا عمده فروشی و خرده فروشی است.

محمدرضا زاده و همکاران (20)؛ به بررسی انتقال قیمت مکانی زعفران در بازار ایران با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره 90-1385 پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان داد انتقال قیمت در همه استان‌ها در بلندمدت متقارن و بازارها همگرا می‌باشند. در اکثر استان‌ها در کوتاه مدت عدم تقارن مثبت و در برخی استان‌ها عدم تقارن منفی دیده شد. ایشان علت را این گونه بیان می‌کنند که چون زعفران کالایی است که قیمت آن در حالت عادی بالاست، سرعت انتقال افزایش قیمت نسبت به کاهش قیمت این محصول بیشتر است. زیرا وقتی به هر دلیلی قیمت در استان‌های مصرف کننده محصول افزایش می‌یابد و بالاتر از رابطه تعادلی بلندمدت با خراسان قرار می‌گیرد، میل به کاهش آن و برگشت به رابطه تعادلی کندتر است و نیاز به یک دوره زمانی برای تعدیل و بازگشت دارد. اما زمانی که قیمت‌های زعفران در بازارهای مصرف‌کننده از قیمت زعفران در خراسان کمتر است، این افزایش قیمت توسط عوامل بازاریابی با سرعت بیشتری منتقل می‌شود. زیرا عوامل بازاریابی همواره به دنبال کسب سود از بازارهای فروش محصول هستند و با انتقال سریع اطلاعات به تعدیل بازار در حالت کاهش قیمت کمک می‌کنند.

پژمان و ترکمانی (23)؛ در مطالعه‌ای به بررسی نحوه انتقال قیمت از سر مزرعه تا خرده‌فروشی در بازار زعفران ایران با به کارگیری مدل هاک و تصحیح خطای نامتقارن در در دوره زمانی 89-1384 پرداخته‌اند. نتایج تحقیق آن ها نشان داد که انتقال قیمت از عمده فروشی به خرده فروشی در کوتاه مدت نامتقارن است. با این حال این انتقال در بلند مدت از سطح عمده فروشی به خرده فروشی متقارن می‌باشد. به عبارت دیگر حساسیت قیمت خرده‌فروشی نسبت به کاهش و افزایش قیمت عمده‌فروشی در بلندمدت یکسان نمی‌باشد.

فرجزاده و اسماعیلی (9)؛ در مطالعه‌ای به تحلیل انتقال قیمت در بازارهای جهانی پسته در دوره 84-1368 پرداختند. بررسی رابطه علی میان قیمت داخلی و قیمت جهانی نشان داد که میان قیمت داخلی و جهانی پسته رابطه علی دوطرفه و بلندمدت وجود دارد. نتایج حاصل از تحلیل داده‌های سری زمانی حاکی از الگوی انتقال قیمت نامتقارن بلندمدت در هر دو بازار داخلی و جهانی پسته است. فرایند انتقال کوتاه‌مدت نیز نامتقارن ارزیابی شد و مشخص شد که کاهش قیمت در هر بازار سریع‌تر و کامل‌تر از افزایش قیمت به بازار دیگر منتقل می‌شود. برآورد الگوهای انتقال قیمت نیز نشان داد که واکنش بازار داخلی در مقابل تغییرات قیمت بازار جهانی بیشتر از واکنش بازار جهانی نسبت به تغییرات بازار داخلی است.

داسیلوریا و متائوس[1](8)؛ در مطالعه‌ای به بررسی انتقال قیمت و نوسانات بین بازارهای خوراک دام وبازارهای دام در دو کشور با ساختار بازار متمای، آمریکا و برزیل پرداختند. و با روش علیت VECMوبا استفاده از داده‌های روزانه سال‌های 2014 – 1996، مدل خود را تخمین زده‌اند.نتایج نشان داد که نوسانات قیمت در بلند مدت وکوتاه مدت بین بازارهای خوراک دام ودام در ایالات متحده تغییر کرده است،در حالی که در برزیل به نظر می‌رسد تغییرات تنها درکوتاه مدت وجود دارد.

وارلاوتانگوچی[2] (27)؛ انتقال قیمت در بازارآرد گندم اندونزی، ازبازارهای بین‌المللی به بازار داخلی را با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های 2010- 2000 بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد که انتقال قیمت عمودی، ازبازار خارجی به بازار داخلی آرد گندم صورت می‌گیرد. همگرایی میان قیمت‌ها در بازارهای داخلی و خارجی معنی‌دار است، چرا که بخش اعظم محصول موجود در بازار وارداتی است. همچنین زمانی که بازار از تعادل بلندمدت خارج می‌شود، افزایش‌ها در قیمت آرد گندم بسیار سریع‌تر از کاهش‌ها منتقل می‌گردد.

بالتزر[3] (5)؛ انتقال قیمت محصولات ذرت، برنج و گندم را از بازارهای جهانی به بازار داخلی 14 کشور در حال توسعه در طی بحران غذایی سال‌های 2007 و 2008 بررسی کرده است. نتایجی که از این پژوهش به دست آمده است، بسیار جالب و متنوع است. تقریبا هیچ انتقال قیمتی به چین و هند اتفاق نیافتاده است، اما ارتباط میان بازارهای داخلی برزیل و افریقای جنوبی با بازار جهانی بسیار تنگاتنگ است، همچنین انتقال قیمت به اتیوپی و نیجریه بسیار زیاد است. بخش عمده‌ای از این تنوع مربوط به سیاست‌های تثبیت قیمت، عدم موفقیت در سیاست عمومی، یکپارچه‌سازی ناقص بازارها و همزمان شدن با شوک‌های داخلی بیان شده است.

مطالعات انجام شده در داخل بیشتر بر مبنای انتقال قیمت از سر مزرعه تا خرده‌فروشی است و نحوه انتقال شوک قیمتی از بازار نهاده به بازار ستاده بررسی نشده است. با توجه به هدف این پژوهش، که بررسی اثر شوک قیمتی بازار نهاده و تاثیر آن بر قیمت ستاده است. از مدل خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی استفاده شد. مدل خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی، با فرض درونزا بودن متغیرها این امکان را به محقق می‌دهد تا اثر شوک در هر یک از

1- Da Silveira and Mattos
2- Varela and Taniguchi
3- Baltzer

متغیرها بر سایر متغیرها را بررسی نماید. به علاوه داده‌های تابلویی با کنترل ناهمگنی، کاهش همخطی، درجه آزادی بیشتر، امکان مطالعه پویایی‌های تعدیل و حل مشکل کوتاه بودن دوره زمانی داده‌ها بر داده‌های مقطعی و یا سری زمانی برتری دارد. در ادامه مبانی نظری و روش تحقیق معرفی خواهد شد و پس از ارائه نتایج و بحث در مورد آن به نتیجه گیری و ارائه پیشنهادات سیاستی پرداخته شده است.

مواد و روش‌ها

منشا اصلی مدل های خودرگرسیون‌برداری (VAR) ، به عنوان یک جایگزین برای مدل معادلات همزمان چند متغیره است (25). در یک مدل خود رگرسیون برداری تمام متغیرها معمولا به صورت

$$\boldsymbol{Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \cdots + Y_{it-p+1}A_{p-1} + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_i + e_{it}} \quad (1)$$
$$\boldsymbol{i \in \{1,2,\ldots,N\}, t \in \{1,2,\ldots,T_i\}}$$

$$MMSC_{BIC,n}(k,p,q) = J_n(k^2p,k^2q) - (|q| - |p|)k^2 \ln n \quad (2)$$
$$MMSC_{AIC,n}(k,p,q) = J_n(k^2p,k^2q) - 2k^2(|q| - |p|) \quad (3)$$
$$MMSC_{HQIC,n}(p,q) = J_n(k^2p,k^2q) - Rk^2(|q| - |p|)\ln\ln n, \quad R > 2 \quad (4)$$

$\mathbf{Y_{it}}$ بردار k متغیره از متغیرهای وابسته و درونزا است، $\mathbf{X_{it}}$ برداری از متغیرهای برونزا است، u_i اثرات فردی در مدل اثرات ثابت است و e_{it} جمله پسماند می‌باشد. برای تخمین مدل فوق از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده خواهد شد.[1]

تحلیل PVAR مبتنی بر انتخاب تعداد وقفه مناسب برای مدل و شرط گشتاوری است. اندریو و لو[2] (3) معیار سازگاری را برای انتخاب گشتاوری و مدل در روش گشتاورهای تعمیم یافته(MMSC) بر مبنای آماره J هانسن[3](12) پیشنهاد دادند. این روش‌ها شامل معیار آکائیک(AIC)، شوارتز بیزین (BIC) و حنان کوئین (HQIC) است. با توجه به این معیارها، معیار MMSC مطابق روابط(2) تا (4) ارائه شده است.

این معیار تعداد وقفه ای که باعث حداقل شدن MMSC می‌شود را ارائه خواهد داد. در روابط فوق $J_n(k^2p, k^2q)$ آماره J را نشان می‌دهد. که برای یک مدل PVAR با درجه p و تعداد وقفه q و n مشاهده تعریف شده است. یک ضریب تعیین کلی[4] (CD) را نیز می‌توان تعریف کرد.

$$CD = 1 - \frac{\det(\Sigma)}{\det(\Psi)} \quad (5)$$

که $\det(\Sigma)$ درترمینان ماتریس کواریانس محدود شده متغیرهای وابسته و $\det(\psi)$ درترمینان ماتریس کواریانس محدود نشده متغیرهای وابسته است(2).

در مدل VAR ؛ لوتکپل[5] (17) و همیلتون (10)؛ نشان دادند که یک مدل VAR در صورتی پایدار است که تمام قدر مطلق‌های همساز ماتریس $\bar{A}$ قویا کوچکتر از یک باشند. و ماتریس همساز $\bar{A}$ به صورت زیر تعریف شده است.

$$\bar{A} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_p & A_{p-1} \\ I_k & 0_k & \cdots & 0_k & 0_k \\ 0_k & I_k & \cdots & 0_k & 0_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0_k & 0_k & \cdots & I_k & 0_k \end{bmatrix} \quad (6)$$

شرط پایداری دلالت بر آن دارد که مدل PVAR، معکوس پذیر است و بر مبنای یک مدل میانگین متحرک برداری (VMA) نامحدود است و بر مبنای آن می‌توان تفسیری از توابع تکانه-پاسخو خطای تجزیه واریانس را ارائه نمود و پیش‌بینی را انجام داد. یک تابع تکانه-پاسخ ساده Φ_iرا می‌توان بر مبنای یک مدل برداری میانگین متحرک (VMA) نامحدود در قالب رابطه (7) نشان داد.

درون‌زا تلقی می‌کنند. اگر چه شناسایی محدودیت‌ها بر مبنای مدل تئوریکی یا روش‌های آماری جهت بررسی اثر شوک‌های برون‌زا بر روی سیستم معادلات همزمان مدل خودرگرسیون برداری نیز می‌توان لحاظ کرد(13).

وقتی ماهیت داده‌های مورد استفاده در پژوهش تابلویی باشد. امکان استفاده از مدل‌های خود رگرسیون برداری با داده‌های تابلویی وجود دارد.

یک سیستم خود رگرسیون برداری با داده‌های تابلویی(PVAR) با k بنگاه در t دوره زمانی وبا p وقفه زمانی و اثرات ترکیبی ثابت در حالت خطی به صورت زیر نمایش داده خواهد شد.

1- با توجه به گستردگی روش تخمین گشتاورهای تعمیم یافته، برای مطالعه بیشتر به Michael R.M. Abrigo and Inessa Love (2015)مراجعه نمایید.

2- Andrews and Lu
3- Hansen
4- Overall coefficient of determination
5- Lutkepohl

$$\Phi_i = \begin{cases} I_k & , \quad i = 0 \\ \sum_{j=1}^{i} \Phi_{t-j} A_j & , \quad i = 1,2,.. \end{cases} \qquad (7)$$

برای تصریح مدل نحوه تاثیرگذاری شوک قیمتی نهاده‌ها بر قیمت محصول ذرت از مدل معرفی شده توسط کلیان و ویگفاسن[1] (16)، به عنوان مبنا استفاده شد و با توجه به هدف تحقیق که بررسی اثر شوک‌های قیمتی نهاده‌ها بر قیمت محصول ذرت است مدل اصلاح گردید.

$$\varepsilon_{it} = \sum_{j=1}^{p} \beta_{1j} \Delta x_{it-j} + \sum_{j=0}^{p} \beta_{2j} \Delta pw_{it-j} + \sum_{j=0}^{p} \beta_{3j} \Delta pe_{it-j} + \sum_{j=0}^{p} \beta_{4j} \Delta ps_{it-j} + \sum_{j=0}^{p} \beta_{5j} \Delta pk_{it-j} + \sum_{j=0}^{p} \beta_{6j} \Delta pi_{it-j} + \sum_{j=0}^{p} \beta_{7j} \Delta z_{it-j} + \varepsilon_{it} \qquad (8)$$

در رابطه (8)، Δx_{it} نشان دهنده تغییرات لگاریتم قیمت محصول ذرت است j معرف متغیر با وقفه است، Δpw_{it}, Δpe_{it}, Δps_{it}, Δpk_{it}, Δpi_{it} نشان دهنده تغییرات لگاریتم قیمت نهاده‌ها و Δz_{it} سایر متغیرهای مدل است. با توجه به متغیرهای پژوهش، و تعیین وقفه بهینه، مدل رگرسیونی در قالب خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی مطابق روابط زیر تصریح شد.

در روابط فوق Rpq_{it} تغییرات لگاریتم قیمت محصول ذرت، Rpw_{it}, Rps_{it}, Rpk_{it}, Rpi_{it}, Rpe_{it} به ترتیب رشد قیمت نهاده‌های تولید ذرت(نیروی‌کار، بذر، کود، سم و زمین) است. برای تخمین مدل از داده‌های مربوط به قیمت محصول ذرت و قیمت نهاده‌های نیروی‌کار، زمین، بذر، کود و سم منتشر شده بوسیله وزارت جهاد کشاورزی، از سال زراعی79-1378 تا 91-1390 برای 16 استان کشور استفاده شد.

نتایج و بحث

در تخمین اولیه مدل، مشخص گردید، تغییرات لگاریتم دستمزد نیروی کار فاقد شرط پایداری است و اثر این متغیر بر سایر متغیرها، باعث غیر منطقی شدن نتایج حاصل از تخمین می‌شود، لذا این متغیر از مدل حذف گردید و مدل انتقال قیمت از بازار نهاده به بازار ستاده با قیمت چهار نهاده بذر، کودهای شیمیایی، سموم کشاورزی و زمین (اجاره زمین) تحلیل شد.

برای تخمین مدل، ابتدا لازم است، تعداد وقفه بهینه برای تصریح مدل انتخاب شود.

$$\begin{aligned}
Rpq_{it} &= \beta_1 Rpq_{it-1} + \beta_2 Rpw_{it-1} + \beta_3 Rps_{it-1} + \beta_4 Rpk_{it-1} + \beta_5 Rpi_{it-1} + \beta_6 Rpe_{it-1} + \varepsilon_{it} \\
Rpw_{it} &= \beta_8 Rpq_{it-1} + \beta_9 Rpw_{it-1} + \beta_{10} Rps_{it-1} + \beta_{11} Rpk_{it-1} + \beta_{12} Rpi_{it-1} + \beta_{13} Rpe_{it-1} + \varepsilon_{it} \\
Rps_{it} &= \beta_{15} Rpq_{it-1} + \beta_{16} Rpw_{it-1} + \beta_{17} Rps_{it-1} + \beta_{18} Rpk_{it-1} + \beta_{19} Rpi_{it-1} + \beta_{20} Rpe_{it-1} + \varepsilon_{it} \\
Rpk_{it} &= \beta_{22} Rpq_{it-1} + \beta_{23} Rpw_{it-1} + \beta_{24} Rps_{it-1} + \beta_{25} Rpk_{it-1} + \beta_{26} Rpi_{it-1} + \beta_{27} Rpe_{it-1} + \varepsilon_{it} \\
Rpi_{it} &= \beta_{29} Rpq_{it-1} + \beta_{30} Rpw_{it-1} + \beta_{31} Rps_{it-1} + \beta_{32} Rpk_{it-1} + \beta_{33} Rpi_{it-1} + \beta_{34} Rpe_{it-1} + \varepsilon_{it} \\
Rpe_{it} &= \beta_{36} Rpq_{it-1} + \beta_{37} Rpw_{it-1} + \beta_{38} Rps_{it-1} + \beta_{39} Rpk_{it-1} + \beta_{40} Rpi_{it-1} + \beta_{41} Rpe_{it-1} + \varepsilon_{it}
\end{aligned} \qquad (9)$$

جدول 1- معیارهای انتخاب وقفه بهینه در مدل PVAR

Table 1 - Criteria for selecting the optimal lag in the VAR model

وقفه	ضریب تعیین	آماره جی	معناداری آماره جی	معیار شواتز بیزین	معیار آکاییک	معیار حنان کویین
Lag	CD	J	J Pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	0.5650	81.85	0.2749	-276.57	-68.14	-152.77
2	0.6870	61.97	0.1191	-176.97	-38.02	-94.44
3	0.5439	42.17	0.0172	-77.30	-7.82	-36.4

ماخذ:یافته‌های پژوهش

Reference: Research findings

1- Kilian and Vigfusson

همان‌گونه که در جدول(1) نشان داده شده است وقفه بهینه برای مدل وقفه یک است. کمترین مقدار برای معیار شوارتز بیزین (*MBIC*)، حنان کوئین (*MQIC*) و همین‌طور معیار آکاییک (*MAIC*) در وقفه یک است. بنابراین مناسب‌ترین مدل، مدلی با یک وقفه می‌باشد. هر چند آماره *CD* وقفه سوم را وقفه بهینه نشان می‌دهد.

پس از مشخص شدن وقفه مناسب، رابطه(9)،بطور همزمان تخمین زده شد. با توجه به نحوه تخمین و کوتاه بودن دوره زمانی نیازی به انجام آزمون ریشه واحد ترکیبی نیست.

جدول 2- نتایج حاصل از تخمین مدل خود رگرسیون برداری با داده‌های تابلویی

Table 2 - Results of VAR model estimation with panel data

توصیف متغیر مستقل Description of independent variable	متغیر مستقل independent variable	متغیر وابسته dependent variable	ضریب Coefficient	خطای استاندار SD	آماره Z Z	$p\rangle\|z\|$ $p\rangle\|z\|$
تغییرات نرخ رشد قیمت ذرت Changes in the growth rate of corn prices	rlnpq	rlnpq(-1)	-0.2257	0.0575	-3.92	0.00
		rlnpe(-1)	0.1595	0.0360	4.43	0.00
		rlnpk(-1)	0.6257	0.0421	14.84	0.00
		rlnps(-1)	-0.2369	0.0413	-5.73	0.00
		rlnpi(-1)	0.0922	0.0265	3.47	0.001
تغییرات نرخ رشد قیمت زمین Changes in land price growth rates	rlnpe	rlnpq(-1)	0.0978	0.0706	1.38	0.166
		rlnpe(-1)	-0.5819	0.0515	-11.28	0.00
		rlnpk(-1)	0.2344	0.0637	3.68	0.00
		rlnps(-1)	-0.0128	0.0562	-0.23	0.819
		rlnpi(-1)	0.0491	0.0348	1.41	0.159
تغییرات نرخ رشد قیمت کود شیمیایی Changes in the growth rate of fertilizer prices	rlnpk	rlnpq(-1)	-0.1298	0.0553	-2.34	0.019
		rlnpe(-1)	0.0702	0.0434	1.162	0.106
		rlnpk(-1)	1.1577	0.0662	17.48	0.00
		rlnps(-1)	-0.4688	0.0449	-9.38	0.00
		rlnpi(-1)	0.0007	0.0331	0.02	0.981
تغییرات نرخ رشد قیمت بذر Changes in the growth rate of seed prices	rlnps	rlnpq(-1)	0.1224	0.0612	2.00	0.045
		rlnpe(-1)	-0.0522	0.0503	-1.04	0.300
		rlnpk(-1)	0.6400	0.0483	13.24	0.00
		rlnps(-1)	-0.5776	0.0482	-11.98	0.00
		rlnpi(-1)	0.0560	0.0219	2.55	0.011
تغییرات نرخ رشد قیمت سموم کشاورزی Changes in the rate of growth of agricultural pesticide prices	rlnpi	rlnpq(-1)	-0.0447	0.0936	-0.48	0.633
		rlnpe(-1)	-0.0844	0.0740	-1.14	0.254
		rlnpk(-1)	-0.0096	0.0599	-0.16	0.872
		rlnps(-1)	-0.1283	0.0733	-1.74	0.082
		rlnpi(-1)	-0.2978	0.0497	-6.22	0.00

ماخذ:یافته‌های پژوهش

Reference: Research findings

معمولا مشکل می توان ضرایب براورد شده مدل خودرگرسیون برداری را تفسیر کرد به ویژه وقتی که ضرایب با وقفه یک متغیر، تغییر علامت می دهند به همین خاطر است که تابع عکس العمل را برآورد می‌کنند تا با کمک آن رفتار متغیرها را در طول زمان در اثر یک انحراف معیار تغییر در جمله اخلال معادلات مورد بررسی قرار دهند (22).

با توجه به این موضوع، تفسیر اثر شوک متغیرها بر یکدیگر را در بخش توابع عکس‌العمل تفسیر خواهد شد. نتایج حاصل از آزمون پایداری در جدول (3) و نمودار (1) آورده شده است.

جدول 3- شرط پایداری مقادیر ویژه

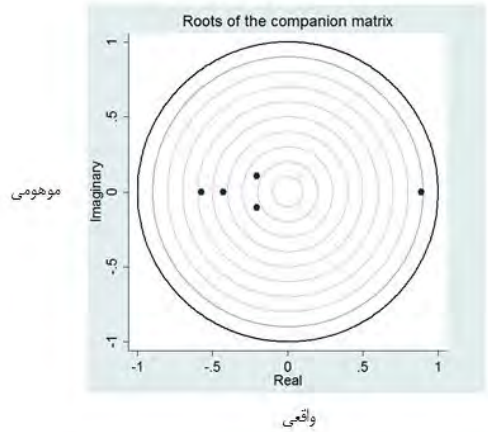
Table 3 - stability condition of eigenvalues

ضرایب استاندارد Modulus	مقدار ویژه Eigenvalue	
	موهومی Imaginary	واقعی Real
0.8895	0	0.8895
0.5733	0	-0.5733
0.4280	0	-0.4280
0.2323	0.1058	-0.2068
0.2323	-0.1058	-0.2068

ماخذ:یافته‌های پژوهش

Reference: Research findings

تمام ضرایب مقدار ویژه در داخل دایره واحد است و مدل pvar شرط پایداری را دارد.



شکل 1- ریشه‌های ماتریس و شرط پایداری
Figure1 - the roots of the matrix and stability condition

در بررسی عکس العمل آنی اثر یک انحراف معیار تکانه متغیرهای مستقل الگو، بر متغیر وابسته؛ اگر یک شوک به اندازه انحراف معیار متغیر، در هر یک از متغیرهای مستقل مدل رخ دهد، اثر آن بر متغیر وابسته در دوره های بعد در نمودار (2)، مشخص شده است.

قیمت محصولات کشاورزی تا حدی متاثر از عوامل تولید آنهاست. با توجه به نمودار(2)، اثر شوک‌های قیمتی نهاده‌های تولید شامل زمین، کود، سم و بذر که بخش اصلی نهاده‌های تولید را در بر می‌گیرند، بر قیمت محصول ذرت بررسی شد.

نمودار (2) نشان می‌دهد که اگر شوک افزایش قیمت نهاده‌های سم، کود و زمین به وقوع بپیوندد، در این‌صورت هر کدام از این شوک‌ها باعث افزایش قیمت محصول ذرت می‌شود و اثر این شوک‌ها به دوره‌های بعد منتقل شده است.

اثر تکانه یا شوک قیمت کود طولانی مدت است و روند خنثی شدن بسیارکندی دارد. اما در مقابل اثر شوک‌های قیمت سم و زمین خیلی سریع خنثی شده و این شاخص‌ها با قیمت ذرت همگرا می‌شوند.

اثر شوک افزایش قیمت بذر مطابق انتظار نیست، همان‌گونه که گفته شد قیمت محصولات کشاورزی متاثر از قیمت عوامل تولید آنهاست و این نتیجه تا حدودی غیرطبیعی استو نمی‌توان گفت کاهش قیمت بذر، باعث افزایش قیمت محصول ذرت خواهد شد.

شوک افزایش قیمت محصول ذرت دانه‌ای در یک دوره، عموما کاهش قیمت ذرت در دوره بعد را به دنبال دارد و باعث افزایش سطح زیر کشت در سال بعد می‌شود، با افزایش سطح زیر کشت امکان بهره‌گیری از صرفه‌های مقیاس فراهم شده و از طرفی در خرید بیشتر نهاده‌ها امکان تخفیف وجود دارد.

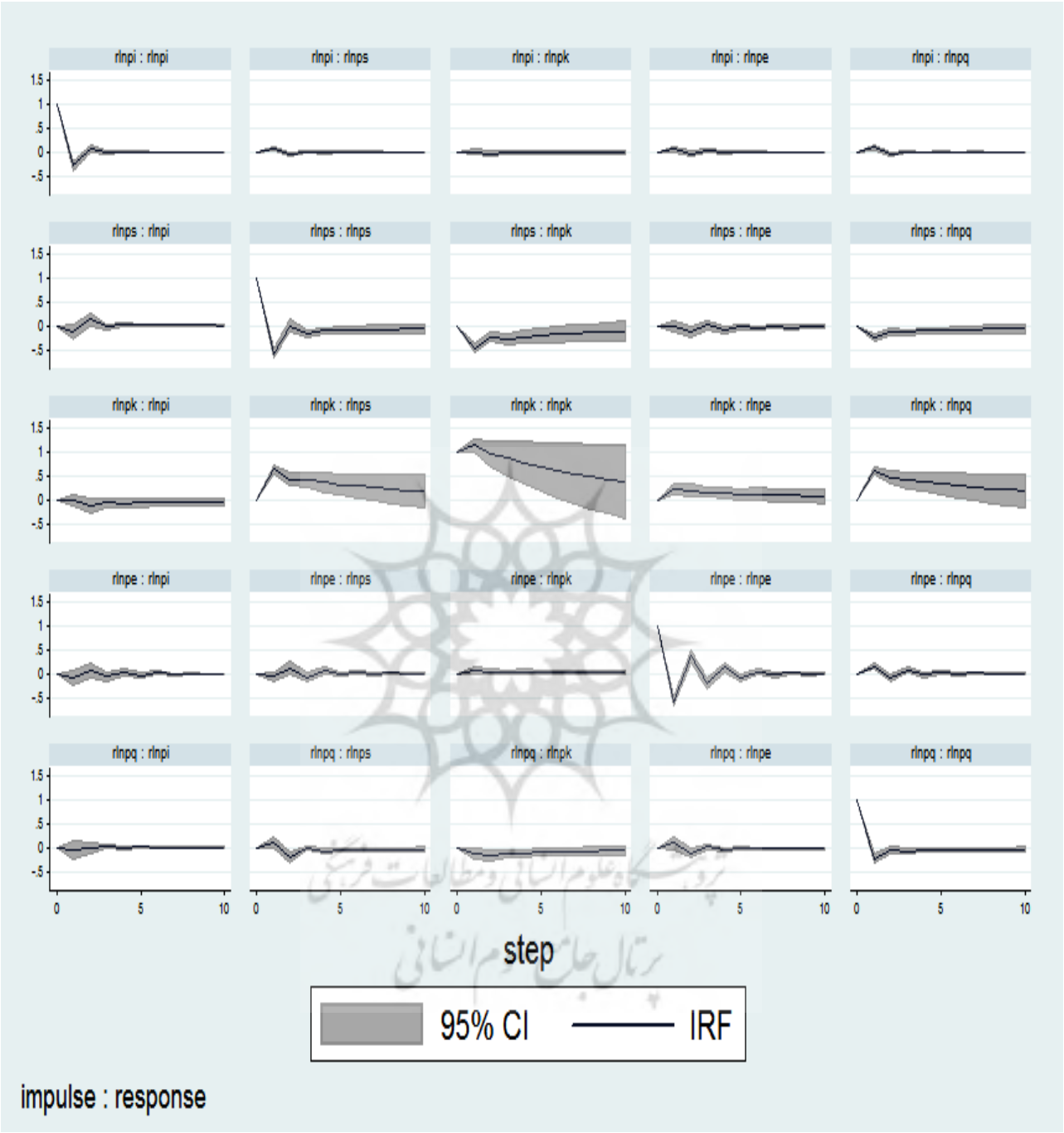
می‌توان گفت اثر همه تکانه‌ها بعد از ده دوره، خنثی خواهند شد. تنها شوکی که با گذشت ده دوره خنثی نشده و هنوز اثرات آن پدیدار است شوک یا تکانه حاصل از قیمت کود می‌باشد.

همان‌گونه که در جدول (4)،نتایج حاصل از تجزیه خطای واریانس نشان می‌دهد که بیشتر تغییرات رشد قیمت ذرت، ناشی از روند گذشته خود متغیر است. 63% از تغییرات رشد قیمت ذرت مربوط به مقادیر گذشته خود متغیر، 4/8% مربوط به تغییر در رشد اجاره زمین و 24 % درصد مربوط به تغییر در رشد قیمت کود شیمیایی؛ 5/1% مربوط به رشد تغییر در رشد قیمت بذر (با توجه به نتایج تخمین نحوه اثر گذاری معکوس است)، و 1/4% مربوط به تغییر در رشد قیمت سموم کشاورزی است.

جدول4- تجزیه واریانس (*pq*) قیمت محصول ذرت.
Table 4- Analysis of variance (pq) corn product prices

متغیر واکنش وافقپیشبینی Response Variableand Forecast horizon	متغیرتکانه Impulse variable				
Rlnpq	***Rlnpq***	***Rlnpe***	***Rlnpk***	***Rlnps***	***Rlnpi***
1	1	0	0	0	0
2	0.6367	0.0481	0.2472	0.0528	0.0149
3	0.5345	0.0462	0.3519	0.0505	0.0166
4	0.4764	0.0490	0.4049	0.0546	0.0147
5	0.4401	0.0453	0.4450	0.0556	0.0137
6	0.4149	0.0443	0.4750	0.0572	0.0130
7	0.3973	0.0424	0.4898	0.0578	0.0124
8	0.3844	0.0415	0.5033	0.0585	0.0121
9	0.3748	0.0405	0.5138	0.0589	0.0118
10	0.3676	0.0399	0.5215	0.0593	0.0115

ماخذ: یافته‌های پژوهش
Reference: Research findings



شکل 2- تکانه و واکنش متغیرهای مدل

Figur2. Impulse and response Variables of the model

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف از تخمین الگو مورد نظر، آزمون فرضیه‌هایی است که تعیین کند که نوسانات قیمت محصول ذرت دانه‌ای تا چه اندازه متاثر از شوک‌های قیمتی نهاده‌های تولید ذرت مثل نیروی‌کار، زمین، بذر، سم و کود است. نتایج نشان می‌دهد که شوک قیمت نهاده‌های زمین، کود و سم اثر مثبت بر روی قیمت محصول ذرت دانه‌ای دارد در این میان هماهنگی بین تغییرات رشد قیمت کود شیمیایی و تغییرات رشد قیمت ذرت از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. زمان خرید کودهای شیمیایی در دوره کاشت (کودهای فسفاته)و دوره داشت (کودهای ازته) است از این جهت به نظر می‌رسد قیمت کودهای شیمیایی و نحوه افزایش یا کاهش آن یکی از متغیرهای مهم و تصمیم‌ساز (بعد

از روند گذشته قیمت محصول ذرت) در شکل گیری قیمت ذرت در بازار است. ساختار مالکیت در بخش کشاورزی به گونه‌ای است که بیشتر بهره‌بردارن خویش‌کارفرما بوده و خود مالکیت زمین را در اختیار دارند بنابراین هزینه اجاره زمین در قالب هزینه‌های ضمنی نمود آشکار پیدا نمی‌کند و نقش آن در بین متغیرهای تصمیم‌ساز اندک است.تنها شوک قیمت نهاده بذر است که اثر منفی بر قیمت ذرت دارد و آن هم در متاثر از تغییرات سایر عوامل موثر است. هزینه سموم کشاورزی درکل هزینه تولید قابل توجه نیست و نتایج نشان می‌دهد که نقش آن در شکل‌گیری تغییرات قیمت ذرت نیز اندک است. در نتایج بدست آمده، آنچه برخلاف انتظار است نحوه اثر گذاری قیمت بذر ذرت بر قیمت محصول ذرت است. در بخش کشاورزی کشور، عمده بذر ذرت، توسط دولت تامین و توزیع می‌گردد.بعد زمانی پرداخت هزینه بذر (در ابتدای فصل کاشت تا زمان برداشت)، نسبتا زیاد است این اختلاف زمانی می‌تواند اثر تغییرات قیمت بذر بر قیمت محصول ذرت را خنثی کند و نوسانات سایر متغیرهای مدل باعث می‌شود که رابطه بین تغییرات رشد قیمت بذر با متغیر تغییرات رشد قیمت ذرت معکوس شود. کنترل نوسانات و شوک‌های قیمتی در بازار نهاده‌ها تا حد زیادی می‌تواند منجر به جلوگیری از بروز نوسانات درقیمتذرتگردد.جهت کاهش نوسانات قیمت ذرت در بازار، سامان‌دهی بازارتقاضاینهاده‌ها و سیاست‌های تثبیت قیمت در بازار نهاده مخصوصا نهاده کود شیمیایی، در تثبیت بازار ذرت از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.پیشنهاد دیگر در کاهش نوسانات قیمتی،تقویت تعاونی تولید و بازاریابی با تعداداعضای زیاد در هرشهر یا منطقه است که توان چانه-زنی بالایی داشته باشد تا بتواند دربازار ایفای نقش کند وتعداد زیاد اعضا، شرکت را قادر می‌سازدکه حتی در زمینه آماده‌سازی محصول برای ورود به بازار هم سرمایه‌گذاری کند. نظارت بیشتر وزارت جهاد کشاورزی، وزارت بازرگانی و سایر سازمان‌های ذیربط بر سیاستهای واردات محصول ذرت، نحوه عرضه و قیمت‌گذاری نهاده‌های تولید در جلوگیری از وقوع شوک‌های قیمتی در بازار اثربخش خواهد بود.

منابع

1- Abounoori A., Mojaverian, m. 2002.Analysis of the same price low at market crops in Iran, Journal of Commerce, 25: 85-126.(in Persian)

2- Abrigo R.M. and Inessa L.2015. Estimation of panel vector autoregression in Stata: A package of programs<https://sites.google.com/a/hawaii.edu/inessalove/home/pvar>

3- Andrews D.W.K., Lu B.2002. Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation withapplication to dynamic panel data models, Journal of Econometrics, 101(1): 123-164.

4-Bailey D., Brorsen B.W.1989. Price asymmetry in spatial fed cattle markets. Western Journal of Agricultural Economics, 14(2):246-252.

5-Baltzer K.2013. International to domestic price transmission in fourteen developing countries during the 2007-08 food crisis, United Nations University, WIDER Working Paper No31.

6-Brown S. P. A., Yucel M. K. 2000. Gasoline and Crude Oil Prices: Why the Asymmetry? Federal Reserve Bank of Dallas.Economic and Financial Review, Third Quarter, pp, 23-29.

7-Canova F., and M. Ciccarelli. 2013. Panel vector autoregressive models: A survey. Advance in Econometrics, 32.

8-Da Silveira R. L., Mattos F. 2015. Price And Volatility Transmission In Livestock And Grain Markets: Examining The Effect Of Increasing Ethanol Production Across Countries, Applied Economics Association and Western Agricultural Economics Annual Meeting, San Francisco.

9-Farajzadh Z., Ismaeli A., 2010. Analysis of price transmission at pistachio market. Agricultural Economics and Development,18 (71): 69 – 98. (In Persian)

10-Hamilton J.D.1994. Time Series Analysis. Princeton: Princeton University Press.

11-Hannan E.J. and Quinn B.G. 1979. The determination of the order of an autoregression. Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 41(2). 190-195.

12-Hansen L.P.1982. Large sample properties of generalized method of moment's estimators. Econometrica, 50(4): 1029-1054.

13-Holtz-Eakin D., W. Newey and H.S. Rosen. 1988. Estimating vector autoregressions with panel data.Econometrica, 56(6):1371-1395.

14-Hosseini S., Nykokar A., 2006. Asymmetric price transmission and its effect on Market margins of Iran's poultry industry. Journal of Agricultural Sciences, particularly Agricultural Economics and Development, 1(2), 23-3. (In Persian)

15-Judson R.A., and A.L. Owen. 1999. Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists. *Economics Letters*, 65(1): 9-15.

16-Kilian L. and Vigfusson R. J. 2011. Are the responses of the U.S. economy asymmetric in energy price increases and decreases?', Quantitative Economics, 2419–453.

17-Love I. and L. Zicchino.2006. Financial development and dynamic investment behavior: Evidence from panel VAR. The Quarterly Review of Economics and Finance, 46(2): 190-210.
18-Lutkepohl H. 2005. New Introduction to Multiple Time Series Analysis. New York: Springer.
19-Marab A., Moghadasi, R.2007. Study on method of price transmission from farm to Retail market, A case study of potato and tomato, 6 th, Conference of Agricultural Economics, Mashhad. (in Persian)
20-Mohamadzadahbazaz n., Danshvarkakhaki m., ShahnooshiFrooshani N. 2013. Evaluate the pattern of local transfer price of saffron in Iran, Agricultural research and development, 5(2): 187- 205. (in Persian)
21-Najafi B., HajRahimi N. 2000. Fluctuations in agricultural prices: Causes and consequences of welfare .3th , Conference of Agricultural Economics, Mashhad. (in Persian)
22-Noferesti M. 2003, Unit root and co-integration in econometrics, publisher Rasa, Tehran. (in Persian).
23-Pejman N. 2011. Study price transmission from farm to market retail Saffron: A Case Study of Fars Province, MA thesis, University of Shiraz. (in Persian)
24-Shahnoushi N., Sardhayi b., Gashtyani, M.2012. Study on the price fluctuations of corn and the price cycleusing GARCH and harmonic models. Journal of Agricultural Economics, 2(6): 63-81. (in Persian)
25-Sims C.A.1980.Macroeconomics and reality.Econometrica, 48(1): 1-48.
26-Schwarz G. 1978. Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, 6(2): 461-464
27-Varela G.J., and Taniguchi K.2014. Asymmetric Price Transmission in Indonesia's Wheat Flour Market. Asian Development Bank, Economics Working Paper Series, No. 394.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی