

بررسی قانون یک قیمتی در بازارهای محصولات زراعی ایران (مطالعه موردی: زعفران و لوبیا)

اسمعیل ابونوری^۱، احمد فتاحی^{۲*}، نبی الله اسماعیلی اتوئی^۳ و سید محمد حسینی^۴

۱، استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه سمنان

۲، دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه اردکان

۳، دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه سمنان

۴، دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه اردکان

(تاریخ دریافت: ۹۵/۱۱/۲۳ - تاریخ تصویب: ۹۶/۴/۲۴)

چکیده

بازار محصولات کشاورزی بازاری است که در آن تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در مکان‌های مختلف توزیع شده‌اند. هدف تحقیق، تحلیل قانون یک قیمتی از طریق ارزیابی پیوستگی و نوع پیوستگی بازارهای ۲ محصول منتخب زراعی (زعفران و لوبیا) در ۱۲ استان مهم کشور (مازندران، گیلان، گلستان، تهران، آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، سمنان، خراسان رضوی، اصفهان، فارس، کرمان و خوزستان) که معرف کل ایران می‌باشند؛ بود. در این تحقیق از لگاریتم شاخص قیمت ماهانه در یک دوره ۹ ساله (۱۳۸۴-۹۲) استفاده شد. برای تخمین میزان پیوستگی از روش همجمعی یوهانسون در الگوی تصحیح خطای برداری و نرم‌افزار ایویوز استفاده شده است. نتایج نشان داد هر ۲ بازار محصول زراعی در بلندمدت پیوستگی کامل بازار در آن رد شده و فرض وجود قانون قیمت واحد در همه‌ی بازارها اثبات نشده است. در مورد هر محصول تعدادی از استان‌ها تعیین کننده قیمت می‌باشد. با توجه به نتایج به دست آمده، در راستای افزایش پیوستگی بازارها تشکیل تعاونی‌های تولید و توزیع محصولات کشاورزی و ایجاد تسهیلات و خدمات زیربنایی پیشنهاد می‌شود.

واژه‌های کلیدی: قانون قیمت واحد، محصولات زراعی، پیوستگی، ایران، همجمعی

مقدمه

در مکان‌های مختلف می‌شود. این عوامل شامل اطلاع-رسانی ضعیف و زمان‌بر، ضایعات محصولات، نسبت تراکم جمعیت بازارهای انحصاری، کمبود تجهیزات ترابری یا ارتباطی است. یکی از فروض اصلی کارا بودن و رقابتی بودن بازار برای یک محصول خاص و همگن، وجود تنها یک قیمت در همه‌ی بازارها است. این موضوع تحت عنوان پیوستگی بازار و بازارهایی که در آن‌ها قیمت نتواند به‌طور مستقل از هم رفتار نمایند، بازارهای

بازارهای محصولات کشاورزی نوعی از بازار است که تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان با یکدیگر ارتباط نداشته و در مکان‌های مختلف قرار دارند. توزیع مکانی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان موجب تبعیض قیمت محصول در نقاط مختلف می‌شود. این اختلاف قیمت حداقل برابر هزینه حمل است، ولی در واقعیت عوامل زیادی باعث اختلاف معنی‌داری در قیمت یک محصول

Faryadi shahgoli et al., جهانی خرما برقرار بوده است. (2015). در مقاله‌ای به اهمیت بررسی پیوستگی بازارها و قانون قیمت واحد در ادبیات موضوع و سهم قابل توجه گوشت مرغ در سبد غذایی خانوارهای ایرانی پرداختند که آیا بازار این محصول بین استان‌های شمال غرب کشور دارای پیوستگی مکانی است؟ با استفاده از داده‌های روزانه قیمت خرده فروشی گوشت مرغ در سال‌های ۱۳۸۵-۹۲ به بررسی پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد در این بازارها پرداختند. نتایج این بررسی در استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، تهران و زنجان نشان داد که بازارهای یاد شده برای محصول گوشت مرغ به خوبی پیوسته بوده و LOP در همه‌ی جفت‌های بازار برقرار بوده است. همچنین، برای محصول مورد بحث بین استان‌های تهران-آذربایجان شرقی، تهران-اردبیل، تهران-زنجان، آذربایجان شرقی- اردبیل و آذربایجان شرقی - زنجان LOP قوی و بین استان‌های تهران- آذربایجان غربی و آذربایجان شرقی - آذربایجان غربی LOP ضعیف برقرار بوده است.

روش تحقیق

در این تحقیق در مرحله اول از روش یوهانسون برای آزمون و تعیین روابط همجمعی بین متغیرهای سری زمانی، برآورد الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) مربوط به آن متغیرها است، که به صورت رابطه (۱) معرفی می‌شود:

(۱)

$$\Delta P_t = \delta_1 \Delta P_{t-1} + \delta_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \delta_{k-1} \Delta P_{t-k+1} + \Pi P_{t-k} + U_t$$

ماتریس Π حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلند مدت است.

در مرحله دوم، توسط آزمون دیکی فولر به دنبال تشخیص وجود روند تصادفی در یک سری زمانی به سادگی از طریق آزمون ریشه واحد^۱ امکان پذیر است. اساس روش آزمون ریشه واحد بر این فرض استوار است که در یک فرایند خود توضیح مرتبه اول^۲ به صورت رابطه ۲ نیز می‌باشد.

پیوسته نامیده می‌شوند و به عبارتی، در این بازارها قانون قیمت واحد وجود دارد. وجود قانون یک قیمتی در بازار محصولات کشاورزی موجبات پیشرفت و توسعه پایدار در بازار این محصولات را فراهم می‌سازد. قانون تک قیمتی نه تنها بحث مهمی در حوزه اقتصاد کشاورزی می‌باشد، بلکه نقش تعیین کننده‌ای در تحلیل پیوستگی بین بازارها و ارزیابی کارایی بازارها و اجرای سیاست‌های مربوط به حوزه کشاورزی می‌باشد. لذا، در این مقاله تلاش شده است تا قانون یک قیمتی با استفاده از روش همجمعی یوهانسون درالگوی تصحیح خطای برداری (VECM) برای محصولات زراعی کشورمان بررسی گردد. در زمینه قانون تک قیمتی مطالعاتی صورت گرفته که در ادامه به تحقیقات انجام گرفته اشاره می‌شود. Gosh (2012) در مطالعه‌ای تحت عنوان پیوستگی بازار در محصولات کشاورزی هندوستان به بررسی پیوستگی بازار داخل و خارج کشور هندوستان و نحوه تغییرات قیمت در طول زمان در پنج محصول منتخب برنج، گندم، سویا، نیشکر و بادام زمینی پرداخت. وی در این مطالعه از روش انگل- گرنجر و الگوی ECM بهره گرفت. نتایج تحقیق نشان داد که تنها بازار محصول سویا در داخل و خارج از کشور پیوسته می‌باشد و بازار دیگر محصولات مورد مطالعه فاقد پیوستگی بازار داخل از بازار خارج از کشور می‌باشند. Olsson & Hilliring (2013) در مطالعه‌ای با عنوان رهبری و پیوستگی بازار در بازار چوب سوختی سوئد به بررسی سه دسته مختلف چوب سوختی برای دو نوع مصرف کننده صنعتی و خانگی (سوزاندن مستقیم) پرداخت. او در مطالعه خود از روش همجمعی بهره گرفت. نتایج به دست آمده نشان‌دهنده تفاوت بین بازار چوب‌های سوختی، عدم پیوستگی بازار چوب و عملکرد غیر موثر بازار چوب سوختی سوئد بود. Eskandarpoor, (2014). در مقاله‌ای به بررسی قانون قیمت واحد و یکپارچگی در بازارهای جهانی خرما طی سال‌های ۱۹۶۱-۲۰۰۸ با استفاده از رهیافت هم جمعی و آزمون علیت گرنجر پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه بیانگر همگرایی قیمت‌ها در بازارهای جهانی و بین صادر-کنندگان بزرگ نظیر ایران، تونس، امارات، عراق و عربستان بوده است و قانون قیمت واحد در بازارهای

1. Unit Root Test

2. First Order Autoregressive Process

(۲)

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t$$

که در آن y_t می‌تواند نماینده متغیری نظیر قیمت محصول باشد و y_{t-1} مقدار با وقفه قیمت محصول، ضریب متغیر y_t و u_t جمله اختلال را نشان می‌دهد. چنانچه $|\rho| < 1$ باشد سری ماناست. در این آزمون فرض بر نامانایی است و حالت مطلوب زمانی اتفاق می‌افتد که فرض صفر یعنی $H_0: \rho = 1$ رد شود.

در مرحله سوم، از طریق تست فیلیپس پرون که نیازی به تعیین نقطه شکست ساختاری نمی‌باشد. این آزمون به گونه ای است که خود می‌تواند نقطه شکست ساختاری را تشخیص داده و بر اساس آن آزمون وجود ریشه واحد را انجام دهد (Soori, 2015). این آزمون با استفاده از نرم‌افزار Eviews9 اجرا شده است. اگر در آزمون زیوت و اندریو آماره آزمون در ناحیه بحرانی قرار گیرد متغیر مورد نظر ریشه واحد ندارد و فقط دچار شکست ساختاری شده است.

در مرحله پنجم طول وقفه نیز بررسی می‌شود. برای تعیین وقفه بهینه در الگوی VAR می‌توان از معیارهای آکایک (AIC)، شوارتز-بیزین (SC) و حنان-کوبین (HQ) بهره جست.

در مرحله شش و در آزمون رتبه ماتریس Π فرض می‌کنیم ماتریس Π دارای n ریشه مشخصه است که آن را به صورت ذیل رتبه بندی نموده‌ایم (Anderes, 2002)

$$\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n \quad (4)$$

اگر متغیرهای موجود در بردار X_t همگرا نباشند، رتبه Π برابر صفر بوده و تمامی این ریشه‌های مشخصه نیز برابر صفر خواهند بود.

در مرحله هفتم، آزمون قانون قیمت واحد صورت می‌گیرد با توجه به اینکه در مطالعه حاضر بیش از دو متغیر وجود دارد، محدودیت ضریب یک استان برابر منفی یک و مجموع ضرایب استان‌های دیگر برابر یک اعمال می‌شود و همچنین، شرط لازم برقراری قانون قیمت واحد برای یک مدل n متغیره وجود $n-1$ بردار همجمعی می‌باشد (Vinoya, 2007)

در مرحله هشت آزمون برون زایی ضعیف نیز انجام می‌گیرد اگر تغییرات کوتاه‌مدت یک متغیر از عدم تعادل

موجود در روابط بلندمدت تاثیر نپذیرد و به سایر متغیر-های الگو از خود عکس العمل نشان ندهد، علی‌رغم اینکه در روابط بلندمدت (بردارهای همجمعی) حضور دارد و بر سایر متغیرهای الگو تاثیر می‌گذارد؛ اما خود از آنها متأثر نمی‌گردد. در این حالت گفته می‌شود این متغیر نسبت به الگوی مورد نظر برون زای ضعیف است. برای آزمون برون زایی ضعیف ضریب سرعت تعدیل هر متغیر در مدل را برابر صفر قرار داده ($\alpha = 0$) و در صورت رد فرض صفر با توجه به آزمون LR، آن متغیر در مدل برونزای ضعیف نمی‌باشد (Vinoya, 2007; Natang, 1999).

و در مرحله آخر به دنبال بررسی ارتباط بزرگ‌ترین تولید کننده محصول با سایر استان‌ها می‌رویم بعد از تعیین تعداد بردار همجمعی، اگر تعداد بردارهای همجمعی به دست آمده یکی کمتر از تعداد متغیرهای مدل نباشد، یعنی برای پذیرش پیوستگی بلند مدت بازارها در تحقیق حاضر با ۱۲ متغیر باید تعداد بردار-های همجمعی ۱۱ باشد تا شرط پیوستگی بلند مدت برقرار باشد و از آنجایی که وجود پیوستگی بلندمدت شرط اصلی برقراری قانون تک قیمتی می‌باشد، با رد پیوستگی بلند مدت بازار استفاده از آزمون قانون تک قیمتی جایز نمی‌باشد. در این صورت یک استان را به عنوان بزرگترین تولیدکننده محصول مورد نظر به صورت دو به دو با دیگر استان‌ها از طریق همجمعی مورد آزمون قرار می‌دهیم و ارتباط و درصد تغییر قیمت استان‌ها را در صورت تغییر استان مورد نظر را به دست می‌آوریم.

جامعه آماری، نمونه آماری و روش نمونه گیری

جامعه آماری: جامعه آماری این تحقیق کل محصول زراعی در کل کشور طی دوره زمانی ۹ ساله از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ می‌باشد.

نمونه آماری: نمونه آماری در این تحقیق ۲ محصول زراعی زعفران و لوبیا در کلان شهرهای منتخب (اصفهان، اهواز، ارومیه، تبریز، تهران، شیراز، رشت، کرمان، مشهد، ساری، سمنان و گرگان) از اطلاعات سری زمانی ماهانه در دوره زمانی فروردین ۱۳۸۴ تا اسفند ۱۳۹۲ استفاده شده است.

روش نمونه گیری: از نظر جغرافیایی پراکندگی استان‌های مورد مطالعه به گونه‌ای است که تمام نقاط شرق، غرب، شمال، جنوب و بخش مرکزی ایران را پوشش می‌دهند و به گونه‌ای انتخاب شده‌اند که معرف کل ایران می‌باشند.

نتایج و بحث

بررسی پیوستگی بازار زعفران

با توجه به بررسی‌های به عمل آمده از آزمون ریشه واحد (ADF) برای بازار زعفران مشاهده شده است که همه‌ی متغیرها بجز شاخص قیمت در استان گیلان در تفاضل اول پایا بوده و همجمع از مرتبه یک $I(1)$ هستند.

جدول ۱ - آزمون دیکی فولر و زیوت اندریو برای محصول زعفران

آماره	آزمون زیوت اندریو وضعیت مانایی	دیکی فولر تعمیم یافته		استان
		تفاضل اول	سطح prob	
نامانا	-۳,۸۲	*-۵,۶	۰,۳	مازندران
نامانا	-۳,۴۵	*-۶,۸	۰,۸	خوزستان
نامانا	-۳,۷۷	*-۴,۲	۰,۳	خ. رضوی
نامانا	-۳,۶۵	*-۶,۸	۰,۴	آذربایجان. ش
نامانا	-۳,۴۳	*-۹,۴	۰,۹	آذربایجان.غ
نامانا	-۳,۷۳	*-۵,۸	۰,۲	فارس
نامانا	-۳,۹۳	*-۷,۱۲	۰,۳	کرمان
نامانا	-۳,۵۲	*-۷,۴۶	۰,۸	گلستان
-	-	-	۰,۰۴	گیلان
نامانا	-۳,۷۹	*-۹,۳	۰,۹	سمنان
نامانا	-۴,۲۴	*-۴,۸	۰,۱	تهران
نامانا	-۳,۴۳	*-۶,۶۲	۰,۸	اصفهان

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار eviews

*: معنی داری در سطح ۵ درصد

مقادیر بحرانی ADF و زیوت اندریو در ۵ درصد: -۳,۴۵ و -۵,۰۸

نیز از پیوستگی کوتاه مدت برخوردار نیست و قانون تک قیمتی در آن وجود ندارد.

تعداد بردارهای همجمعی از آزمون اثر ۳ به دست آمده است که این تعداد بردار همجمعی شرط کافی برای پیوستگی بلند مدت را محیا نمی‌کند و بازار زعفران

جدول ۲- نتایج آزمون یوهانسون (آزمون اثر) برای بازار زعفران

مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره آزمون اثر	Pvalue	فرضیه صفر
۳۳۴,۹۸	*۵۰۱,۱۹	۰,۰۰۰۰	عدم وجود بردار هم انباشتگی
۲۸۵,۱۴	*۳۶۴,۸۵	۰,۰۰۰۰	وجود حداکثر ۱ بردار هم انباشتگی
۲۳۹,۲۳	*۲۷۶,۳۱	۰,۰۰۰۳	وجود حداکثر ۲ بردار هم انباشتگی
۱۹۷,۳۷	۱۹۳,۳۱	۰,۰۷۷۹	وجود حداکثر ۳ بردار هم انباشتگی

منبع: محاسبات تحقیق

*: رد فرض صفر در سطح ۵ درصد

استان خراسان رضوی در بین استان‌ها به طور مستقل عمل کرده و نقش رهبری قیمت را بر عهده دارد. بعد از بررسی ارتباط بلندمدت بازار زعفران که نشان از عدم پیوستگی بلندمدت کل بازار زعفران داشته است و شرط لازم برای آزمون پیوستگی کوتاه مدت و قانون تک قیمتی فراهم نشده است، سپس به ارتباط بین بلند مدت و کوتاه مدت بین استان خراسان رضوی در بین استان‌های مورد بررسی و سایر استان‌ها پرداخته می‌شود تا در صورت وجود ارتباط بلندمدت بین قیمت در استان خراسان رضوی و سایر استان‌ها هم پیوستگی کوتاه مدت و قانون تک قیمتی و هم کشش قیمتی بر اثر تغییر قیمت در استان خراسان رضوی برای استان-های دیگر مورد بررسی گیرد. نتایج به دست آمده از آزمون همجمعی دومتغییره یوهانسون و استفاده از محدودیت $b(1,2)+b(1,2)$ و آماره LR برای وجود LOP حاکی از آن است که از بین ۱۱ رابطه ممکن ۶ رابطه دارای پیوستگی کوتاه مدت است. بنابراین، کارایی پیوستگی بلند مدت در بازار زعفران ۵۴ درصد می‌باشد. همچنین پیوستگی کوتاه مدت در بین ۱۱ رابطه به این صورت بوده است :



زعفران در استان خراسان رضوی به عنوان بزرگترین تولید کننده زعفران در بین استان‌ها قیمت در استان-های دیگر در حدود ۱ درصد افزایش می‌یابد.

جدول ۳- آزمون برونزایی ضعیف محصول زعفران

فرض صفر: صفر بودن ضرایب تعدیل هر استان	مقدار آماره LR	درصد احتمال
خوزستان	*۲۴	۰
اصفهان	*۱۷,۵	۰
گلستان	*۱۶,۳۸	۰
کرمان	*۳۳,۹	۰
خ. رضوی	۷	۰,۰۹
گیلان	۳۶	۰
مازندران	۱۹	۰
سمنان	۲۲,۸۸	۰
فارس	۵۹,۵	۰
آذربایجان.ش	۲۲,۶۲	۰
تهران	۲۴	۰
آذربایجان.غ	۲۲,۷	۰

منبع: یافته‌های تحقیق
* : رد فرضیه ۵ درصد

در آزمون برونزایی ضعیف صفر بودن ضرایب تعدیل کوتاه مدت توسط آماره LR مورد آزمون قرار گرفت. بعد از بررسی‌های به عمل آمده مشاهده شده است که همه‌ی سری‌ها فرضیه صفر در آن‌ها رد شده و تنها

خراسان رضوی کرمان ، خراسان رضوی گیلان
خراسان رضوی مازندران ، خراسان رضوی سمنان

کشش قیمتی هم در رابطه با استان‌هایی که پیوستگی بلندمدت با استان خراسان رضوی داشتند حدود ۱ درصد بود. یعنی با افزایش ۱ درصدی در قیمت

جدول ۴- بررسی ارتباط قیمت زعفران استان خراسان رضوی به عنوان بزرگترین تولید کننده با سایر استان‌ها

بازارها	پیوستگی بلندمدت	پیوستگی کوتاه مدت	آزمون LOP (آماره LR)	درصد تغییر قیمت
خ.رضوی- خوزستان	ندارد	ندارد	-	-
خ.رضوی- آذربایجان.ش	ندارد	ندارد	-	-
خ.رضوی - گلستان	ندارد	ندارد	-	-
خ.رضوی - اصفهان	ندارد	ندارد	-	-
خ.رضوی - گیلان	دارد	دارد	17.12(0)	۱,۱۱
خ.رضوی - مازندران	دارد	دارد	9.63(0.002)	۰,۸۹
خ.رضوی - سمنان	دارد	دارد	4.05(0.04)	۱,۰۶
خ.رضوی - فارس	دارد	ندارد	1.96(0.16)	۱,۰۴
خ.رضوی- کرمان	دارد	دارد	4.48(0.003)	۱,۱۳
خ.رضوی- تهران	ندارد	ندارد	-	-
خ.رضوی - آذربایجان.غ	دارد	ندارد	3.3(0.06)	۱,۰۷

منبع: یافته‌های تحقیق.

اعداد داخل پرانتز سطح احتمال معنی داری آماره را نشان می‌دهد

بررسی پیوستگی بازار لوبیا

طبق نتایج به دست آمده مشاهده شده است که همه‌ی سری‌های زمانی فرضیه صفر را در سطح ۵ درصد رد نکردند و در سطح دارای ریشه واحد بوده‌اند. بنابراین، برای حذف ریشه واحد از تفاضل مرتبه اول سری‌ها استفاده شده است که همه‌ی متغیرها فرضیه صفر را در سطح ۵ درصد رد کرده و همگی همجمع از مرتبه ۱ بوده‌اند. وقفه بهینه برای محصول لوبیا ۲ در نظر گرفته شده است. بر اساس نتایج جدول ۵ فرض صفر وجود حداکثر ۴ بردار همجمعی در سطح ۵ درصد رد شده است؛ ولی فرض صفر وجود ۵ بردار همجمعی

توسط آماره‌ی اثر رد نشده است. لذا، می‌توان گفت ۵ بردار همجمعی وجود دارد که وجود این تعداد بردار همجمعی پیوستگی کامل بازار را رد کرده و شرط اجرای آزمون قانون تک قیمتی را محیا نکرده است. براساس نتایج جدول ۵ مشاهده شده است که از بین ۱۲ استان مورد نظر فقط استان‌های فارس، خوزستان و آذربایجان شرقی که به ترتیب بزرگترین تولید کننده لوبیا در بین استان‌های مورد نظر هستند، فرضیه صفر در آن‌ها رد نشده است. بنابراین این ۳ استان نسبت به استان‌های دیگر به طور مستقل عمل کرده و نقش رهبری قیمت را در بین استان‌های مورد نظر ایفا می‌کنند.

جدول ۵- جدول آزمون دیکی فولر و زیوت اندریو برای محصول لوبیا

وضعیت مانایی	آزمون زیوت اندریو آماره	دیکی فولر تعمیم یافته			استان
		تفاضل اول	prob سطح	یافته	
نامانا	-۴,۷۶	۰,۲	*-۴,۲	-۲,۳۹	مازندران
نامانا	-۴,۲۴	۰,۸	*-۴,۸۵	-۱,۴۸	خوزستان
نامانا	-۴,۲	۰,۶	*-۳,۴	-۱,۹۲	خ. رضوی
نامانا	-۴,۲۴	۰,۶	*-۶,۳	-۲,۰۳	آذربایجان. ش
نامانا	-۳,۵۲	۰,۹	*-۶,۱۴	-۰,۸۸	آذربایجان. غ
مانا با شکست	-۵,۱	۰,۱	*-۳,۷۸	-۲,۹۹	فارس
مانا با شکست	-۵,۶۸	۰,۰۴	-	۳,۵	کرمان
نامانا	-۴,۴۲	۰,۲	*-۳,۷	۲,۷	گلستان
مانا با شکست	-۵,۲	۰,۹	*-۴,۲۹	-۱,۲۸	گیلان
نامانا	-۴,۴۷	۰,۱	*-۳,۸	-۳,۰۸	سمنان
نامانا	-۴,۴۸	۰,۰۹	*-۳,۵	-۳,۱۶	تهران
نامانا	-۴,۳۷	۰,۵	*-۴,۰۵	-۲,۱۶	اصفهان

منبع: محاسبات تحقیق با استفاده از نرم افزار eviews

*: معنی داری در سطح ۵ درصد

مقادیر بحرانی ADF و زیوت اندریو در ۵ درصد: -۳,۴۵ و -۵,۰۸

جدول ۶- نتایج آزمون یوهانسون (آزمون اثر) برای بازار لوبیا

مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره آزمون اثر	Pvalue	فرضیه صفر
۳۳۴,۹۸	*۴۷۱,۱۷	۰,۰۰۰۰	عدم وجود بردار هم انباشتگی
۲۵۸,۱۴	*۳۶۴,۰۵	۰,۰۰۰۰	وجود حداکثر ۱ بردار هم انباشتگی
۲۳۹,۲۳	*۲۸۳,۶	۰,۰۰۰۱	وجود حداکثر ۲ بردار هم انباشتگی
۱۹۷,۳۷	*۲۲۲,۸	۰,۰۰۱۴	وجود حداکثر ۳ بردار هم انباشتگی
۱۵۹,۵۲	*۱۶۴,۶۲	۰,۰۲۵۸	وجود حداکثر ۴ بردار هم انباشتگی
۱۲۵,۶۴	۱۲۲,۳۲	۰,۰۷۸۰	وجود حداکثر ۵ بردار هم انباشتگی

منبع: محاسبات تحقیق

*: رد فرض صفر در سطح ۵ درصد

برای رفع این مورد تشکیل تعاونی‌های تولید و توزیع محصولات کشاورزی متشکل از کشاورزان و عمده‌فروشان و حتی دلان پیشنهاد می‌گردد. ایجاد این نوع تعاونی‌ها باعث می‌گردد که از یک سو، ارتباط کشاورزان با عمده‌فروشان نزدیک‌تر شده و واسطه‌های غیرضروری از مسیر حذف گردیده و از سوی دیگر، کشاورز سهم مناسب‌تری از قیمت نهایی را به‌دست آورد. جهت کاهش نوسانات قیمتی ایجاد تسهیلات و خدمات زیربنایی از جمله انبارهای مناسب جهت نگهداری محصول و تشکیل شرکت‌های تعاونی جهت کوتاه کردن دست واسطه‌ها و جلوگیری از احتکار محصول توسط این افراد، ضروری به نظر می‌رسد. این شرکت‌ها می‌توانند با کسب اطلاعات از وضعیت عرضه و تقاضا و قیمت محصول در بازارهای مختلف و انتقال این اطلاعات به کشاورزان، توانایی پیش‌بینی قیمت‌ها در آنان را افزایش داده و به کاهش عدم تعادل قیمت در بازارهای مختلف کمک نمایند. پیشنهاد می‌شود که با ایجاد و تقویت واحد اطلاعات بازار در وزارت جهاد کشاورزی اطلاعات قیمتی و بازاریابی در مراحل مختلف تولید از قبل از کاشت تا پس از برداشت در دسترس تولیدکنندگان قرار گیرد. چنین واحد اطلاع‌رسانی در تصمیم‌گیری به کشاورزان در تخصیص سطح زیر کشت مناسب کمک نموده و کاهش نوسانات قیمت را سبب می‌شود.

جدول ۷- نتایج آزمون برونزایی ضعیف محصول لوبیا

درصد احتمال	LR مقدار آماره ضرایب تعدیل هر استان	فرض صفر: صفر بودن
۰,۱	۹	خوزستان
۰,۰۰۸	*۱۵,۵	اصفهان
۰,۰۲	*۱۳	گلستان
۰,۰۰۶	*۱۶	کرمان
۰,۰۱	*۱۳	خ. رضوی
۰,۰۰۸	*۱۵,۳	گیلان
۰,۰۲	*۱۴	مازندران
.	*۲۳,۵	سمنان
۰,۰۶	۱۰,۶۳	فارس
۰,۲	۷,۴	آذربایجان‌ش
۰,۰۱	*۱۴,۶۳	تهران
.	۳۷	آذربایجان‌غ

منبع: یافته‌های تحقیق

*: رد فرضیه ۵ درصد

در قسمت آخر ارتباط قیمت محصول لوبیا در استان فارس به عنوان بزرگترین تولیدکننده محصول لوبیا با استان‌های دیگر بررسی شده است. مشاهده شده است که از بین ۱۱ رابطه یکطرفه از استان فارس به سمت سایر استان‌ها هیچ یک از رابطه‌ها پیوستگی بلندمدت نداشتند و در نتیجه، قانون تک قیمتی در هیچ یک از رابطه‌ها برقرار نبوده است.

پیشنهادها

نتایج آزمون قانون تک‌قیمتی محصولات زراعی مبین عدم انتقال قیمت در بلندمدت و کوتاه مدت است.

REFERENCES

1. Abounoori, I. & Mojaverian, M. (2003), Analysis of the law of one price in the market of agricultural products in Iran. *The Quarterly Journal of Commerce*, (25): 85-126. (In Farsi)
2. Asche, F., Gordon, D.V. & Hannesson, R. (2004). Test for market integration and the law of one price: the market for whitefish in France. *Marine Resource Economic*, (19): 1673-1686
3. Chizari, A. & Nemati, M. (2012). Test unit prices in the oilseeds market in Iran Compared to world prices (Case of Study: corn, soybeans, cotton). *Iranian Journal of Agricultural Economics and Development*, (4): 727-736. (In Farsi).
4. Cournot, A. (1963), researches into the mathematical principle of the theory of wealth. <http://books.google.com/books>, The macmillan company press
5. Eskandarpour, B., kavoosi, M., Rafiee, H., Khaligh, P. (2015), Law of one price and dates integration in world markets, *Agricultural Economics Research*, (3): 159-174. (In Farsi).
6. Faryadi Shahgoli, F., Ghahramanzade, M. & Dashti, Gh. (2015). Non-linear adjustment and testing the unit price in the market price of chicken meat in the provinces of North West in Iran, *Journal of Agricultural Economics*, (3): 85-106. (In Farsi).
7. Ghosh, N. (2012). Markert integration in agricultural commodities in India: a study on impact of movement in international prices on household welfare. *Sanei working paper series*, 2-12.

8. Khaligh, P. & Moghadasi, R. (2010). The price of the units on the market of medicinal plants in Iran, (Case of Study: barley and rice). *The first regional conference of economic and marketing of medicinal plants*, March 2010, Sanandaj. (In Farsi).
9. Marshall, A. (1961). *Principle of Economics*, The Macmillan company, new York.
10. Mohanty, S. & Langley, S. (2003). The effects of various policy regimes in the integration of North American grain market. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, (51), 109-120.
11. Nanang, D.M. (2000). A multivariate co-integration test of the law of one price for Canadian softwood lumber markets. *Forest Policy and Economics*, (1), 347-355.
12. Nofresti, M. (1999). *Unit root and co-integration in econometrics*, Tehran, Institute of Cultural Services Rasa. First Edition. (In Farsi).
13. Olsson, O. & Hillring, B. (2013). Price relationship and market integration in the Swedish wood fuel market. *Biomass and Bioenergy*, (57): 78-85.
14. Olsson, O. Hillring, B., & Vinterback, J. (2010). European wood pellet market integration- a study of the residential sector. *Biomass and Bioenergy*, 1-8.
15. Ravallion, M. (1986). Testing markets integration. *American Journal of Agricultural Economic*, 68(1), 109-120.
16. Rostamian, R. (2010). Study Conjunction fish market in Iran, *Seventh the biennial Conference on Iranian Economics*, February 2010, Karaj. (In Farsi).
17. Sahraeian, M. & Bakhshoodeh, M. (2007). Study Conjunction domestic and global wheat markets in Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, (59), 97-118. (In Farsi).
18. Shahvali, O. & Bakhshoodeh, M. (2006). Study Conjunction of fish markets in Iran, *Journal of Agricultural Economics*, (15): 69-85. (In Farsi).
19. Soori, A. (2015). *The Econometric (With the application Eviews8 & Stata12)*, Cover 2, Tehran, The Ethnography, Third edition. (In Farsi).
20. Stigler, G.J. & Sherwin, R.A. (1985). The extent of a market. *Journal of Law and Economics*, (28), 555-585.
21. Stigler, G.J. (1952). *The theory of price revised*, The Macmillan Company, New York.
22. Takayama, T. & Judge, G.G. (1971). *Spatial and temporal price allocation models*, Amsterdam, North-Holland Publishing Company.)
23. Vinuya, F.D. (2007). Testing for market integration and the law of one price in world shrimp markets. *Agriculture Economic and Management*, (11), 243-265.