نشریه زراعت و فناوری زعفران
جلد ۲، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۳ ص: ۲۲۳-۲۱۵

Saffron Agronomy & Technology
Vol. 2, No. 3, Fall 2014, P. 215-223

آزمون پیوستگی و فرضیه بازار مرکزی محصول زعفران در استان‌های خراسان رضوی، شمالی و جنوبی

علیرضا کرباسی[۱]، هاشم محمودی[۲*]، بهزاد فکاری سردهایی[۳] و محمد مهدی فارسی علی آبادی[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۸/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۵/۱

چکیده

زعفران یکی از مهم‌ترین محصولات تولیدی کشاورزی کشور می‌باشد و استان‌های خراسان رضوی، جنوبی و شمالی از عمده‌ترین استان‌های تولیدکننده زعفران می‌باشند. هدف از مطالعه حاضر سنجش فرضیه بازار مرکزی محصول زعفران در استان‌های خراسان شمالی، رضوی و جنوبی با استفاده از داده‌های ماهانه طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ می‌باشد. بدین منظور از فن آزمون هم‌جمعی برای سری‌های قیمت با استفاده از رهیافت یوهانسون بهره گرفته‌شده است. نتایج نشان‌داد که استان خراسان جنوبی نقش رهبری قیمت را در بین استان-های مذکور بر عهده دارد. این در حالی است که از بین سه استان مربوطه، استان‌های خراسان رضوی و جنوبی تشکیل یک بازار واحد را می‌دهند که شرط LOP برای آن‌ها صادق می‌باشد. استان خراسان شمالی نیز بازاری است که در بلندمدت تحت تأثیر تغییرات قیمت دو استان خراسان رضوی و جنوبی قرار نمی‌گیرد و به‌صورت یک بازار مجزا رفتار می‌کند. لذا اتخاذ یک سیاست در بازار زعفران در هر یک از این سه استان، بازار این محصول در دو استان دیگر را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد.

کلمات کلیدی: بازار مرکزی، پیوستگی بازار، محصول زعفران، هم جمعی برداری.

مقدمه

فرضیه بازار مرکزی[۵] یا رهبری قیمت یک مفهوم مهم در تجزیه‌وتحلیل پیوستگی بازار مخصوصاً در کشورهای در حال‌توسعه است (Ravallion, 1986). اگر قیمت در بازار مرکزی تعیین شود و به بازارهای منطقه‌ای و وابسته منتقل شود، شوک‌های مربوط به بازار تأثیری بر قیمت نخواهند گذاشت. حمل‌ونقل و تدارکات کالاها، انتقال اطلاعات مربوط به معاملات و تسهیل شبکه حمل و نقل جهت انجام معاملات ازجمله عواملی هستند که وجود بازار مرکزی را تأیید می‌کنند (Asche et al., 2012).

بازار محصولات کشاورزی نوعی از بازار است که تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان با یک‌دیگر ارتباط مستقیم نداشته و در مکان‌های مختلف قرار دارند. توزیع مکانی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان موجب تبعیض قیمت محصول در نقاط مختلف می‌شود. از دیدگاه نظری این اختلاف قیمت حداقل برابر هزینه حمل است، ولی در واقعیت عواملی موجب اختلاف معنی‌دار در قیمت یک محصول در مکان‌های مختلف می‌شود (Abounori & Mojaverian, 2002). این عوامل شامل اطلاع‌رسانی ضعیف و زمان‌بر، ضایعات محصولات، نسبت تراکم جمعیت بازارهای انحصاری و کمبود تجهیزات ترابری یا ارتباطی است. هرچه آثار این‌گونه عوامل بر تفاوت یا تبعیض قیمتی بیشتر باشد، بازار محصول از کارایی کمتر برخوردار بوده و قانون یک

۱- دانشیار دانشکده اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.
۲- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز.
۳- دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.
(*- نویسنده مسئول: Email: hashemmahmodi@gmail.com)

5- Central Market

Archive of SID
www.SID.ir

قیمتی[1] (LOP) محصول، ضعیف تلقی می‌گردد؛ بنابراین، عوامل توسعه‌نیافتگی بازار مانند انحصار خرید یا فروش، اطلاع‌رسانی ناکافی و پرهزینه، مانع از دستیابی به کارایی بازار شده و باعث اختلال در توزیع درآمد خواهد شد (Abounori & Mojaverian, 2002).

به‌طورکلی یک سیاست کشاورزی زمانی موفق است که اطلاعات کافی از وضعیت موجود در تولید، بازار و بازاریابی وجود داشته باشد، لذا بررسی پیوستگی و فرضیه بازار مرکزی اطلاعات مفیدی در خصوص مدیریت و برنامه‌ریزی بازار فراهم می‌آورد و در این مسیر لزوم مداخله یا عدم‌مداخله دولت‌ها در بازار تبیین می‌گردد. پیش از این نیز برخی از مطالعات و تحقیقات در زمینه پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد انجام‌گرفته است، ازجمله می‌توان به مطالعه پنگ و مارچانت (Peng &Marchant, 2003) اشاره نمود، آن‌ها به بررسی روابط مکانی قیمت میان بازارهای منطقه‌ای گوشت گاو در چین با استفاده از داده-های ماهانه و روش همگرایی انگل-گرنجر و مدل تصحیح خطا پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که روابط بلندمدت برای بیشتر بازارهای منطقه‌ای گوشت گاو در چین وجود دارد، وجود روابط کوتاه‌مدت بر اساس مدل تصحیح خطا در بیشتر بازارها تأیید نشد. وینویا (Vinuya, 2007)، با استفاده از داده‌های ماهانه میگو به بررسی پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد برای کشورهای ژاپن، آمریکا و اتحادیه‌ی اروپا پرداخت. نتایج نشان می‌دهد که بازار میگو در سه منطقه‌ی یادشده پیوسته بوده، ولی قانون قیمت واحد برای کشور آمریکا و ژاپن برقرار بوده ولی برای کشور ژاپن و آمریکا با اتحادیه اروپا برقرار نمی‌باشد. اولسون و همکاران (Olsson et al., 2010)، در مطالعه‌ای به بررسی رفتار قیمتی و پیوستگی بازار چوب در سه کشور سوئیس، اتریش و آلمان با استفاده از داده‌های ماهانه و روش انگل-گرنجر پرداخته‌اند. نتایج این محققین نشان داد که سه جفت بازار اتریش – آلمان، جنوب سوئیس – مرکز سوئیس و شمال سوئیس-مرکز سوئیس پیوسته می‌باشند.

مجاوریان و امجدی (Mojaverian & Amjadi, 1997) پیوستگی بازار و قانون یک قیمتی در بازار برنج ۵ شهر کشور با استفاده از الگوی راوالیون بررسی کردند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که هیچ‌یک از بازارها مستقل از یک‌دیگر نیستند و همچنین بین بازارها ارتباط کوتاه‌مدت وجود ندارد. ابونوری و مجاوریان (Abounori & Mojaverian, 2002)، در مطالعه خود پیوستگی بازارهای پنج محصول منتخب زراعی (برنج، پیاز، زعفران، سیب‌زمینی و عدس) را در ۹ شهر مهم کشور با استفاده از الگوی راوالیون بر اساس داده‌های سری زمانی بررسی نمودند. نتایج آن‌ها نشان داد که فرضیه پیوستگی کوتاه‌مدت در بین اکثر بازارها رد شده است و بازار محصولات زراعی در ایران با شرایط مطلوب شکاف داشته است. اکبرزاده (Akbarzadeh, 2005)، نیز پیوستگی بازار برنج را در دو استان گیلان و تهران با استفاده از آزمون علیت گرنجر و با کاربرد شاخص ماهانه بهای خرده‌فروشی بررسی کرد. نتایج مطالعه حاکی از آن است که شرط پیوستگی بازار برای محصول برنج برقرار است و ارتباط بلندمدت یک‌طرفه بین دو بازار تهران و گیلان وجود دارد و قیمت‌های برنج در بازار گیلان تأثیرپذیر از قیمت‌های برنج تهران است. فلسفیان و زیبایی (Falsafian & Zibaiee, 2005)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل‌هایVAR و یوهانسون به بررسی پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد در بازار گوشت گوسفند و گوساله در ۵ استان آذربایجان شرقی، خراسان، خوزستان، کرمان و اصفهان پرداختند. نتایج حاصل از این تحقیق بیانگر این است که برای گوشت گوساله، بازار استان‌های آذربایجان شرقی- خراسان، خوزستان-کرمان و خراسان – اصفهان پیوسته بوده ولی برای هیچ‌یک از بازارها قانون قیمت واحد برقرار نمی‌باشد. همچنین برای گوشت گوسفند، به غیر از بازار خوزستان – کرمان بقیه بازارها پیوسته بوده و قانون قیمت واحد برای هیچ‌یک از بازارها برقرار نمی‌باشد. شاه‌ولی و بخشوده (Shahvali & Bakhshoude, 2005)، در مطالعه‌ای پیوستگی بازارهای عمده شیلات ایران را در سه منطقه مهم کشور با استفاده از آزمون انگل – گرنجر بررسی نمودند. یافته‌های تحقیق نشان داد که باوجود ارتباط بلندمدت بین بازارها در کوتاه‌مدت بین این بازارها پیوستگی وجود ندارد. صحرائیان و بخشوده (Sahraiean & Bakhshoude, 2007)، در مطالعه‌ای پیوستگی بازارهای گندم در ایران و جهان را با استفاده از روش هم‌گرایی انگل–گرنجر محاسبه کردند. یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد اغلب بازارهای داخلی گندم پیوستگی درازمدت دارند، اما بر اساس شاخص پیوستگی بازار، این بازارها با بازار مرکزی جهان پیوستگی پایین دارند، ولی با بازار سایر کشورهای موردبررسی بجز اروپا، پیوستگی درازمدت دارند. رستمیان (Rostamian, 2009)، در تحقیقی به بررسی پیوستگی بازار گوشت ماهی در هفت استان کشور با استفاده از روش هم‌گرایی انگل و

1- Low of One Price (LOP)

Archive of SID

www.SID.ir

گرنجر پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که از ۲۱ زوج بازار موجود، ۹ زوج بازار پیوسته می‌باشند. پرمه و همکاران (Parmeh et al., 2009) به بررسی ظرفیت‌های صادراتی و بازارهای هدف زعفران ایران با استفاده از شاخص حداکثر پتانسیل صادراتی پرداخته‌اند. در این مطالعه مشخص شده است که ۱۲ کشور اسپانیا، ایتالیا، امریکا، سوئد، فرانسه، عربستان، سوئیس، ژاپن، تایلند، استرالیا، آرژانتین و آلمان بیشترین پتانسیل وارداتی زعفران را از ایران دارند. همچنین بررسی و شناسایی بازارهای هدف بر اساس معیارهای هشت‌گانه موردبررسی در مطالعه بیانگر آن است که کشورهایی نظیر امریکا، ژاپن، کانادا، استرالیا، هلند، انگلیس، آرژانتین، نروژ، بلژیک و ایتالیا در زمره مهم‌ترین بازارهای هدف صادراتی زعفران ایران هستند. هاتف و سروری (Hatef & Sarvari, 2010) به بررسی عرضه و تقاضای صادرات زعفران و پیش‌بینی تغییرات رفاه با استفاده از توابع عرضه و تقاضای صادرات ایران پرداخته‌اند. همچنین با استفاده از سطوح زیر منحنی‌های عرضه و تقاضا مقادیر تغییر در رفاه صادرکنندگان و واردکنندگان در اثر تغییرات ۵، ۱۰ و ۲۰ درصدی قیمت صادرات در طی سال‌های ۸۷-۱۳۵۲ و همچنین پیش‌بینی این تغییرات تا سال ۱۳۹۲ انجام‌گرفته است. در نهایت پیشنهاد کرده‌اند که برای پیش‌گیری از کاهش میزان صادرات، نوسانات قیمت این محصول در بازارهای جهانی نباید زیاد باشد. صادقی و همکاران (Sadeghi et al., 2011) به تعیین مزیت نسبی صادراتی و ساختار بازار صادرات و واردات جهانی زعفران با استفاده از داده‌های سال ۲۰۰۸-۲۰۰۴ پرداخته‌اند. در این مطالعه به‌منظور تعیین مزیت نسبی از دو شاخص مزیت نسبی آشکارشده و مزیت نسبی آشکارشده متقارن و برای تعیین ساختار بازار از شاخص‌های هرفندینال و نسبت تمرکز استفاده‌شده است. نتایج نشان می‌دهد که ایران، اسپانیا و یونان دارای مزیت نسبی در صادرات زعفران می‌باشند. بنابراین جهت تقویت مزیت نسبی صادراتی و همچنین افزایش سهم صادراتی زعفران ایران توصیه می‌شود با در پیش گرفتن سیاست تنوع صادرات، به‌تدریج از میزان تمرکز کشور به تعدادی بازار محدود و سنتی کاسته شود. بررسی مطالعات مشابه نشان می‌دهد که موضوع پیوستگی بازار و فرضیه بازار مرکزی ازجمله مسائل مهم در مباحث بازار محصولات کشاورزی در کشورهای درحال‌توسعه می‌باشد.

با توجه به مطالب فوق، هدف از تحقیق حاضر بررسی و سنجش وجود پیوستگی بازار و فرضیه بازار مرکزی محصول زعفران در استان‌های خراسان شمالی، خراسان رضوی و خراسان جنوبی می‌باشد. مطالعه این بازارها به دلیل هم‌جواری این استان‌ها و سهم بالای استان‌های موردنظر در تولید محصول زعفران، از لحاظ هم دادوستد نهاده‌های مورداستفاده در تولید محصول زعفران و هم‌چنین عرضه و تقاضای محصول بین استان‌ها دارای اهمیت می‌باشد. در سال ۱۳۹۰ میزان تولید کل کشور از محصول زعفران برابر با ۲۵۴ تن بوده است که استان‌های خراسان رضوی، خراسان جنوبی و خراسان شمالی به ترتیب با تولید ۱۹۶ تن، ۴۷ تن و ۲ تن سهم ۷۷، ۱۸ و ۰/۸ درصدی در تولید این محصول را در بین استان‌های کشور دارا می‌باشند. همچنین استان‌های یادشده فوق به ترتیب رتبه اول، دوم و چهارم را از تولید زعفران کل کشور به خود اختصاص داده‌اند (MAJ, 2011).

مواد و روش‌ها

مفهوم پیوستگی بازار از دیدگاه تاکایاما و جاج (Takayama & Judge, 1971) مربوط به تعادل رقابت فاصله‌ای در یک اقتصاد نئوکلاسیک گرفته‌شده است. از نظر آن‌ها در بازارهای پیوسته، اختلاف قیمت بین دو بازار برابر هزینه حمل‌ونقل است. راوالیون (Ravallion, 1986)، پیوستگی بین بازارها را به دودسته پیوستگی کوتاه‌مدت و پیوستگی بلندمدت تقسیم می‌کند. در پیوستگی کوتاه-مدت، تغییرات قیمت به‌طور کامل و بلافاصله، بدون هیچ وقفه‌ای به دیگر بازارها منتقل می‌شود. اما در پیوستگی بلندمدت، تغییرات قیمت در یک بازار در طول زمان به بازارهای دیگر منتقل می‌شود. از نظر وی پیوستگی کوتاه‌مدت بازار، پیوستگی بلندمدت را تائید می‌کند ولی عکس این حالت صادق نیست. زینیس (Zanias, 1999) معتقد است که در صورتی می‌توان بازار را کارا دانست که تفاوت قیمت در دو بازار تنها به دلیل هزینه‌های حمل‌ونقل و سایر هزینه‌های بازاریابی بین دو بازار باشد و این مسئله یعنی وجود تعادل رقابتی فاصله‌ای را تحت عنوان قانون یک قیمتی (LOP)عنوان کرد و آن را شرط اساسی پیوستگی بازار دانست. می‌توان رابطه اساسی که در مطالعات LOP مورداستفاده قرار می‌گیرد را به‌صورت زیر بیان نمود (Zanias, 1999):

$$P_{At} = \alpha + \beta P_{Bt} + \mu_t \qquad (۱)$$

که PBt و PAt به ترتیب لگاریتم قیمت زعفران در مناطق A و B (مثلاً استان خراسان رضوی و خراسان جنوبی)، α و ut عرض از مبدأ و جملات اخلال مدل می‌باشد. برای اینکه قانون قیمت واحد در حالت مطلق آن وجود داشته باشد، باید $\beta=1$ و $\alpha=0$ باشد. معمولاً فقط

Archive of SID

www.SID.ir

β=۱ آزمون می‌شود و جمله ثابت به‌حساب هزینه‌های حمل‌ونقل و هزینه معامله که ثابت یا نسبتی از قیمت‌ها در طول دوره موردمطالعه است، گذارده می‌شود. در این مورد کالاها جانشین کامل هستند. اگر 1 ≠β و β≠ در این صورت ارتباطی مابین قیمت‌ها وجود دارد، اما این ارتباط ثابت نیست و کالاها جانشین ناقص هستند.

به‌طورمعمول قیمت‌ها به‌صورت همزمان تعریف می‌شوند، آن‌چنان‌که همه قیمت‌ها به تغییرات یکدیگر پاسخ می‌دهند. اگر قیمتی به تغییرات دیگر قیمت‌ها واکنش نشان ندهد، برونزا خواهد بود. این قیمت به‌وسیله شرایط عرضه و تقاضای بازار تعریف می‌شود که مستقل از سیستم قیمت‌ها می‌باشد. باوجوداین، شوک‌های عرضه و تقاضا در این بازار در دیگر بازارها منعکس می‌شود، چون بازار پیوسته می‌باشد. بنابراین این بازار، بازار مرکزی است و شوک‌های عرضه و تقاضا در دیگر بازارها به‌وسیله دادوستد با بازار مرکزی بدون تحت تأثیر قرار دادن قیمت بازار مرکزی اصلاح می‌شود (Asche et al., 2012).

به‌منظور بررسی پیوستگی بازار زعفران در مناطق موردمطالعه می‌توان از تکنیک هم‌گرایی بهره گرفت. به اعتقاد انگل و گرنجر (Engle & Granger, 1987) اگر بازارها کارا باشند در این صورت قیمت‌ها در بازارهای مختلف باید هم‌گرا باشند. بر این اساس می‌توان ارتباط زیر رابین دو سری قیمت زعفران در دو بازار در نظر گرفت:

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{jt} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که Pi و Pj لگاریتم سری‌های قیمت زعفران در دو بازار i مانند استان خراسان رضوی و j مانند استان خراسان جنوبی و ε_t جز اخلال است. α_0 بیانگر هزینه‌های حمل‌ونقل، هزینه‌های اجرائی و سایر هزینه‌های بازاریابی می‌باشد. انگل و گرنجر، آزمون هم‌گرایی را برای دو جفت قیمت که هر دو هم جمع از یک درجه هستند، یک ترکیب خطی به‌صورت زیر تعریف می‌کنند:

$$\varepsilon_t = P_{it} - \alpha P_{jt} \qquad (۳)$$

به‌منظور آزمون هم‌گرایی متغیرهای قیمت، از آزمون ریشه واحد برای باقی‌مانده به‌دست‌آمده در معادله (۳) استفاده می‌شود. چنانچه نتیجه آزمون بیان‌گر عدم وجود ریشه واحد در سری ε_t باشد، در این صورت‌بین متغیرهای قیمت ارتباط بلندمدت وجود دارد و لذا شرط پیوستگی بازار برقرار است (Taheri, 2003). روش انگل و گرنجر اساساً یک روش دومتغیره است، که فقط ارتباطات بین دو سری قیمت را مطالعه می‌کند. لذا نمی‌توان مدل‌های چند متغیره را تجزیه‌وتحلیل کرد. به‌علاوه این روش به قیمت‌های نرمال شده نسبت به سایر متغیرها حساس است (Vinuya, 2007).

فروت و روگوف (Froot & Rogoff, 1995)، معادله (۲) که قابل‌گسترش به هر تعداد از کالا می‌باشد را معرفی کردند. باوجوداین، از لحاظ ساختاری اطلاعات اضافی به‌وسیله فراهم کردن ارتباطات چند متغیره به دست نمی‌آید. اما ارتباطات چند متغیره که از رهیافت یوهانسون و جوسیلیوس (Johansen & Juselius, 1994) پیروی می‌کنند، علاوه بر اینکه قابل‌استفاده برای داده‌های پویا هستند، از محدودیت‌های ساختاری که در مدل‌های دومتغیره وجود دارد مبرا می‌باشد. مدل‌های چند متغیره دارای دو حسن می‌باشند. یک مدل n متغیره دارای حداکثر n-1 بردار هم‌انباشتگی می‌باشد. همچنین امکان وجود مدل دومتغیره در یک مدل n متغیره وجود دارد (Asche et al., 1999; Gonzales & Helfand, 2001). این در حالی است که مدل‌های چند متغیره دارای یک مشکل اساسی می‌باشد، زیرا غالباً نتایج این مدل‌ها به تعداد متغیرهای لحاظ شده در مدل حساس‌اند. این مشکل صحت نتایج حاصل از مدل‌های چند متغیره را با مشکل مواجه می‌کند. هندری (Hendry, 1995)، از این مسئله به‌عنوان "مشکل ابعادی[1]" نام می‌برد. استراتژی صریحی برای حل این مشکل وجود ندارد. به‌هرحال فرایند نرمال‌سازی پیشنهادی توسط یوهانسون جوسیلیوس، از اعتبار لازم به لحاظ ساختار اطلاعات اقتصادی در یک مدل چند متغیره برخوردار می‌باشد.

رویکرد کاربردی در مطالعه حاضر شامل دو مرحله می‌باشد. ابتدا تمام ترکیبات دومتغیره یا به عبارتی ترکیبات قیمت زعفران در دو استان را برای یک مدل n متغیره تخمین زده می‌شود. به‌طور خاص ویژگی‌های مدل‌های دومتغیره یعنی مبادلات بین دو بازار اطلاعات مهمی را در خصوص روندهای تصادفی در بین ارتباطات مختلف مشخص می‌کند. این عمل به ما اجازه می‌دهد تا از همان ابتدا از مسائل مربوط به مدل‌های چند متغیره (مشکل ابعادی) اجتناب کنیم. در مرحله بعد یک مدل چند متغیره یعنی مجموعه بازار در استان‌های خراسان شمالی،خراسان رضوی و خراسان جنوبی مبتنی بر نتایج حاصل از مرحله اول به همراه آزمون‌های مربوطه تخمین زده می‌شود. این رویکرد به ما اجازه می‌دهد تا نتایج متناقض حاصل از مرحله

1- The Curse of Dimensionality

Archive of SID

www.SID.ir

اول-که ناشی از متغیرهای حذف‌شده است- با تخمین یک مدل چند متغیره برطرف شود. چنانچه قیمتی باقیمت‌های دیگر در یک مدل چند متغیره هم‌گرا نباشد، آن قیمت وابسته به بازار موردنظر نمی‌باشد. اگر مسائل مربوط به مشکل ابعادی تعداد بردارهای هم‌گرایی را در مدل چند متغیره کاهش دهد، در این صورت امکان وجود تناقض مابین نتایج هر دو روش مذکور وجود دارد. در این صورت روش دومتغیره بازارهای بیشتری را که وابسته به بازار مرکزی می‌باشد، معرفی می‌کند (Gonzales & Helfand, 2001).

جدول ۱- نتایج آزمون پایایی سری زمانی لگاریتم قیمت زعفران در استان‌ها
Table 1- Stationary test for logarithmic time series in different provinces

بازار Market	سطح Level		تفاضل مرتبه اول First difference	
	ADF	KPSS	ADF	KPSS
خراسان رضوی Khorasan Razavi	-1.65	0.27***	-6.67***	0.29
خراسان جنوبی Southern Khorasan	-1.46	0.33***	-8.13***	0.36
خراسان شمالی Northern Khorasan	-1.78	0.24***	-6.43***	0.3

***،**،*به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد.
***,**,* are indicating the level of significant in 1, 5 and 10 percent.

روش یوهانسون در راستای پوشش کاستی‌های روش انگل و گرنجر معرفی شده است. نقطه آغاز روش یوهانسون برای آزمون و تعیین روابط هم‌گرایی بین متغیرهای سری‌زمانی، برآورد الگوی تصحیح خطای برداری[1](VECM) مربوط به آن متغیرها است، که به‌صورت رابطه (۴) معرفی می‌شود:

$$\Delta P_t = \delta_1 \Delta P_{t-1} + \delta_2 \Delta P_{t-2} \ldots + \delta_{k-1} \Delta P_{t-k-1} + \Pi P_{t-k} + \mu_t \quad (۴)$$

ماتریس Π حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلندمدت است. در واقع $\Pi=\alpha\beta'$ است که در آن α ضریب تعدیل عدم تعادل و نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت است. با این فرض که کلیه متغیرهای بردار P_t جمعی از مرتبه یک $I(1)$ هستند آنگاه در رابطه [۴] تمامی جملاتی که به‌صورت ΔP_{t-1} درآمده‌اند $I(0)$ خواهند بود. ازآنجاکه جملات اخلال U_t نیز نوفه سفید $I(0)$ هستند، لازم است $\Pi=P_{t-k}'$ نیز پایا و یا به‌عبارت‌دیگر $I(0)$ باشد (Nofresti, 2008).

برای توضیح بیشتر فقط دو بازار A و B مانند خراسان رضوی و خراسان جنوبی در نظر گرفته می‌شود. فرض می‌گردد این دو سری قیمت پویا و هم‌گرا از مرتبه یک می‌باشد. پس:

$$\begin{bmatrix} \Delta P_t^A \\ \Delta P_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 & b_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_{t-1}^A \\ P_{t-1}^B \end{bmatrix} \quad (۵)$$

اگر $b_1= -b_2$، آنگاه شرط LOP برقرار می‌باشد. همچنین جهت آزمون برون‌زایی ضعیف از پارامتر a استفاده می‌شود و اگر $a_1\neq0$، آنگاه یک تغییر در رابطه بلندمدت تا حدودی به‌وسیله تغییر در قیمت بازار A تصحیح می‌شود، متقابلاً اگر $a_2\neq0$، یک تغییر در رابطه بلندمدت تا حدودی به‌وسیله تغییر در قیمت بازار B تصحیح می‌شود. اگر $a_1=0$، بازار A بازار مرکزی است و اگر $a_2=0$، بازار B بازار مرکزی است. چنانچه $a_1\neq a_2\neq0$، بازار مرکزی در این سیستم وجود ندارد و در صورت رد این فرض رابطه‌ی بلندمدت وجود ندارد (Asche et al., 2012).

به‌کارگیری روش‌های سنتی و معمول اقتصادسنجی در برآورد ضرایب الگو با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو پایا باشند. در مطالعه حاضر جهت سنجش پایایی متغیر از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و KPSS بهره گرفته‌شده است. داده‌های استفاده شده در این مطالعه، شامل داده‌های ماهانه قیمت زعفران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۵ مربوط به استان‌های خراسان شمالی، خراسان رضوی و خراسان جنوبی که از دفتر آمار بانک مرکزی اخذ شده است.

1- Vector Error Correction Model

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج و بحث

به‌منظور تجزیه‌وتحلیل هم‌گرایی لازم است که خصوصیات ایستایی متغیرهای قیمت زعفران در استان‌های موردنظر بررسی شود. بدین منظور از آزمون‌های ADF و KPSS برای بررسی ایستایی سطح و تفاضل مرتبه اول لگاریتم سری زمانی قیمت استفاده شده است.

بر اساس نتایج هر دو آزمون، سری‌های زمانی لگاریتم قیمت زعفران در بازارهای مربوطه با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند که نتایج مربوط به تفاضل مرتبه اول آن‌ها در جدول ۱ ارائه شده است. در ادامه پیوستگی دو متغیره یعنی پیوستگی بین بازار زعفران دو استان در استان‌های خراسان شمالی، خراسان رضوی و خراسان جنوبی موردسنجش واقع شد که نتایج حاصل از سنجش پیوستگی دو بازاری (جفتی) و آزمون‌های برون‌زایی ضعیف استان‌های مرکزی در جدول ۲ گزارش‌شده است.

نتایج جدول ۲ حاکی از آن است که استان‌های خراسان رضوی و خراسان جنوبی تشکیل یک بازار را می‌دهند. این مسئله بیان‌گر آن است که قیمت‌های زعفران در این دو استان روند تصادفی یکسانی را دنبال می‌کنند. آزمون‌های برون‌زایی ضعیف و LOP نیز این نتیجه را تائید می‌کنند.

جدول ۲- نتایج آزمون پیوستگی بازار زعفران در بین دو استان و آزمون‌های برون‌زایی ضعیف

Table 2- Co-integration test in saffron market and weak exogeneity test

بازار Market	فرض صفر: r=بردار هم جمعی Null hypothesis r=Cointegration Vector	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه Eigenvalues statistic	LOP (آماره LR) LOP (LR statistics)	آزمون برون‌زایی ضعیف (آماره χ^2) Weak exogeneity test (χ^2 statistics)
خراسان رضوی–شمالی Khorasan Razavi-North	r=0	6.35	-	-
	r≤1	3.17		
خراسان رضوی–جنوبی Khorasan Razavi-South	r=0	17.91**	69.45 (3.32*)	67.99 (6.24**)
	r≤1	2.22		70.77 (0.41)
خراسان جنوبی–شمالی Khorasan Southern - Northern	r=0	8.71	-	-
	r≤1	1.88		

***،**،* به ترتیب معنی‌داری درسطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد. (مقدار داخل پرانتز سطح احتمال معنی‌داری اماره را نشان می‌دهد).

***,**,*are indicating the level of significant in 1, 5 and 10 percent, (P-values are presented in parenthesis).

نظر به اینکه آماره LR[1] جهت سنجش شرط LOP، از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد، لذا می‌توان عنوان نمود که از سه استان خراسان، استان‌های خراسان رضوی و خراسان جنوبی تشکیل یک بازار واحد را می‌دهند (زیرا که شرط LOP برای آن‌ها صادق می‌باشد) و در نتیجه تغییرات قیمت در کوتاه‌مدت در بین استان‌ها نیز انتقال می‌یابند. برای آزمون استقلال بازار موردنظر از سایر استان‌ها در واقع آزمون رهبری آن استان در بازار زعفران از آزمون برون‌زایی ضعیف استفاده شد. فرض صفر این آزمون برابر صفر بودن ضریب سرعت تعدیل (α) آن استان می‌باشد. در صورت پذیرش فرض صفر آزمون، قیمت آن استان مستقل از قیمت استان‌های دیگر رفتار نموده و در واقع رهبری قیمت را بر عهده دارد. نظر به اینکه آماره χ^2 جهت آزمون برون‌زایی ضعیف برای استان خراسان جنوبی از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد، پس استان خراسان جنوبی به‌نوعی نقش رهبری قیمت را برعهده دارد. با توجه به جدول ۲، استان خراسان شمالی بازاری است که در بلندمدت تحت تأثیر تغییرات قیمت دو استان خراسان رضوی و خراسان جنوبی قرار نمی‌گیرد و به‌صورت یک بازار مجزا رفتار می‌کند. این موضوع را می‌توان به سهم ناچیز این استان در تولید زعفران در مقایسه با دو استان خراسان رضوی و خراسان جنوبی ارتباط داد.

1- Log-Likehood Ratio

Archive of SID

www.SID.ir

در ادامه آزمون پیوستگی بازار زعفران بین سه استان خراسان شمالی، خراسان رضوی و خراسان جنوبی مورد آزمون قرار گرفت که نتایج مربوطه در جدول ۳ آمده است. نتایج نیز وجود یک بردار هم-گرایی در بین سه استان مرکزی را تائید می‌کند. ازآنجا شرط لازم جهت آزمون LOP وجود دو بردار هم‌گرایی در بین سه بازار منتخب می‌باشد لذا شرط لازم برای آزمون LOP مهیا نمی‌باشد. نتایج حاصل از آزمون برون‌زایی ضعیف در جدول ۳ آمده است. بر اساس مقادیر $\chi 2$ ملاحظه می‌شود که آماره آزمون مربوطه برای استان خراسان جنوبی معنی‌دار نمی‌باشد. لذا این استان نقش رهبری قیمت رابین این سه استان دارا می‌باشد که این نتیجه در راستای نتایج جدول ۲می-باشد.

جدول ۳- نتایج آزمون پیوستگی بازار زعفران استان‌های مرکزی و آزمون‌های برون‌زایی ضعیف

Table 3- Results of integration test in saffron market in central provinces and weak exogeneity test

بازار Market	فرض صفر: r= بردار هم‌جمعی Null hypothesis r=Cointegration Vector	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه Eigenvalues statistic	LOP (آماره LR) LOP (LR statistics)	آزمون برون‌زایی ضعیف (آماره $\chi 2$) Weak exogeneity test ($\chi 2$ statistics)
خراسان رضوی Khorasan Razavi	r=0	27.62**	–	148.37 (3.11*)
خراسان شمالی Northern Khorasan	r≤1	6.52	-	146.85(6.16**)
خراسان جنوبی Southern Khorasan	r≤2	2.02	–	148.66 (2.54)

***،**،* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد. (مقدار داخل پرانتز سطح احتمال معنی‌داری آماره را نشان می‌دهد).

***,**,*are indicating the level of significant in 1, 5 and 10 percent, (P-values are presented in parenthesis).

نتیجه‌گیری

یکی از مباحث مهم در رفتار و تجزیه‌وتحلیل بازارها، بحث پیوستگی بازار می‌باشد. زیرا در صورت برقراری پیوستگی بازار نظارت و سیاست‌گذاری‌ها بسیار آسان می‌باشد. علاوه بر این بسیاری از مطالعات تجربی، وجود پیوستگی بازار را در مدل‌های اقتصادی تائید می‌کنند. عموماً در ادبیات موضوع جهت سنجش پیوستگی بازار از تکنیک هم جمعی یوهانسون بهره گرفته می‌شود. برای اجتناب از مسائل مربوط به مشکلات ابعادی (که در پیوستگی چند متغیره زمانی که تعداد متغیرها (بازارها) زیاد باشد اتفاق می‌افتد) می‌توان از مدل یوهانسون بر اساس آزمون‌های دومتغیره یعنی جفت‌هایی دو استانی استفاده کرد که در مطالعه حاضر بدین طریق رفتار شده است. در ادامه تحقیق برای بازارهایی که قیمت‌های آن‌ها از یک‌روند تصادفی تبعیت می‌کردند، آزمون پیوستگی چند متغیره بهره گرفته‌شده است.

این مطالعه بر روی بازار زعفران در بین استان‌های خراسان شمالی، رضوی و جنوبی انجام شد. نتایج تحقیق نشان داد که در بین استان‌های مذکور، استان‌های خراسان رضوی و جنوبی پیوسته بوده و به‌صورت یک بازار واحد عمل می‌کنند. این در حالی است که استان خراسان شمالی به‌صورت یک بازار مجزا از این سه استان رفتار می-کند. نتایج حاصل از آزمون برون‌زایی ضعیف نیز نشان داد که استان خراسان جنوبی نقش رهبری قیمت را بر عهده دارد. بنابراین این استان‌ها را می‌توان در بلندمدت به‌عنوان یک بازار تلقی ولی در کوتاه‌مدت بازارهای مجزایی هستند. با توجه به این‌که بازار زعفران در استان‌های خراسان رضوی و جنوبی یکپارچه بوده، تغییرات سیاستی و یا تغییرات فاکتورهای عرضه و تقاضا در یکی از این استان‌ها بر قیمت زعفران در دیگر استان اثرگذار خواهد بود. دولت می‌تواند سیاست‌هایی را که نیاز به تعدیل آن در بلندمدت می‌باشد را در هریک از این استان‌ها اجرا و آثار آن را در استان‌های دیگر مشاهده کند؛ ولی سیاست‌هایی که اثربخشی آن‌ها در کوتاه‌مدت می‌باشد باید به‌صورت

Archive of SID

www.SID.ir

جداگانه در هر یک از این استان‌ها اجرا شود. لذا مدیران و سیاست-گذاران در اتخاذ سیاست‌های قیمت‌گذاری و مدیریت بازار زعفران در این استان‌ها جانب احتیاط بیشتری را رعایت نمایند؛ زیرا که قیمت زعفران در این استان‌ها پیوسته به‌هم می‌باشد و اثرات این سیاست‌ها تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان زعفران سایر استان‌ها (استان‌های پیوسته) را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

با توجه به این‌که بازار این محصول در بین استان‌های خراسان رضوی و جنوبی پیوسته بوده و قانون قیمت واحد نیز در آن جاری می‌باشد، این استان‌ها به‌عنوان یک بازار تلقی گردیده و بازار از لحاظ کارایی در سطح بالایی قرار دارد، بنابراین دولت هرگونه سیاستی را در هریک از استان‌ها اجرا کند آثار این سیاست به‌طور کامل در کوتاه-مدت به استان دیگر نیز منتقل‌شده و رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان این استان‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

منابع

Abounori, A., and Mojaverian, M. 2007. Analyzing the law of one price in Iran's crops market. Iranian Journal of Trade Studies (IJTS) 25: 85-126.

Akbarzadeh, M. 2005. Analyzing co-integration in Iran's rice market. 5th Biennial National Conference of Agricultural Economics, September 2005, Zahedan, Iran.

Anonymous. 2011. Statisticalcenter of Iran, available in: www.amar.org.

Asche, F., Bremnes, H., and Wessells, C.R. 1999. Product aggregation, market integration and relationships between prices: an application to world salmon markets. American Journal of Agricultural Economics 81: 568-581.

Asche, F., Gjolberg, O., and Guttormsen, A.G. 2012.Testing the central market hypothesis: a multivariate analysis of Tanzanian sorghum markets. Agricultural Economics 43: 115-123.

Engle, R.F., and Granger, C.W.J. 1987. Cointegration and correction: representations, estimation and testing. Econometrica, 55: 251-276.

Falsafian, M., and Zibaiee, M. 2005. Market integration in meat market in selective provinces. Agricultural Sciences and Technology Journal 19: 173-180.

Froot, K.A., and Rogoff, K. 1995. Perspectives on PPP and Long-Run exchange rates. In: Grossmanm G, Rogoff K. (Eds.), Handbook of International Economics, 3. Elsevier, Amsterdam.

Gonzalez-Rivera, G., and Helfand, S.M. 2001. The extent, pattern, and degree of market integration: a multivariate approach for the Brazilian rice market. American Journal of Agricultural Economics 83: 576-592.

Hatef, H., and Sarvari, A. 2010. Saffron supply, demand and export and prediction of welfare change. Journal of Agricultural Extension and Education Research 3: 83-98.

Hendry, D.F. 1995. Dynamic econometrics.Oxford University Press, Oxford, UK.

Johansen, S., and Juselius, K., 1994. Identification of the Long-Run and the Short-Run structure: an Application to the IS-LM model. Journal of Economics 63: 7-36.

Khaligh, P., and Moghaddasi, R. 2009. Law of one price in Iran's herbs market (case study: barley and rice). First Regional Conference of Economics and Marketing of Herbs. May 2009, Sanandaj, Iran.

Minestiry of Jahad-e-Agriculture (MAJ). 2011. Statistics of Agriculture. Available in www.maj.ir

Mojaverian, M., and Amjadi, A. 1997. Analyzing market integration and one price law. Agricultural Economic and Development. 18: 165-187.

Olsson, O., Hillring, B., and Vinterback, J. 2011. European wood pellet market integration-a study of the residential sector. Biomass and Bioenergy, 35 (1): 153-160.

Pendell, D.L., and Schroeder, T.C. 2004. Special market integration in regional cattle market. Western Agricultural Economics Association Annual Meeting, June 30 until July 2.

Peng, X., and Marchant, M. 2003. Spatial price linkages between Chinese regional beef markets. Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting.

Ravallion, M. 1986. Testing markets integration. American Journal of Agricultural Economics 681: 109-120.

Rostamian, R. 2009. Analyzing co-integration in Iran's fish market. 7th Biennial Conference of Iran Agricultural Economics, May 2009, Karaj, Iran.

Sadeghi, K., Khodaverdyzadeh, S., and Khodaverdyzadeh, M. 2011. Determining export comparative advantage and

Archive of SID

www.SID.ir

structure of saffron export and import in world market. Journal of Agricultural Economics Researches 3: 59-67.

Sahraiean, M., and Bakhshoudeh, M. 2007. Analyzing integration in world and domestic wheat market. Agricultural Economic and Development 59: 97-118 .

Shahvali, A., and Bakhshoude, M. 2005. Analyzing integration in fisheries market in Iran. The Economic Reseach 15: 69-85.

Taheri, F. 2003. Walnut marketing in Iran. M.Sc. dissertation, agricultural department of Zabol University. Iran.

Taka, Y.T., and Judge, G.G. 1971.Spatial and temporal price allocation models. North Holland Publishing CO, Amsterdam.

Vinuya, F.D. 2007. Testing for market integration and the law of one price in world shrimp markets. Aquaculture Economics and Management 11 (3): 243-65.

Zanias, G.P. 1999. Seasonality and spatial integration in agricultural (product) market.Agricultural Economics 20: 225-262.

Zavar, P., Hosasaini, M., Nabizadeh, A., and Mohebi, H. 2009. Iran saffron export capacity and target markets. Iranian Journal of Trade Studies (IJTS) 51: 59-95. (In Persian with English Summary).

Archive of SID

www.SID.ir

Examination of integration and central market hypothesis for saffron market in khorasan razavi, northern khorasan and southern khorasan

Alireza Karbasi[1], Hashem Mahmodi[2]*, Behzad Fakari Sardehae[3] and Mohammad Mehdi Farsi Aliabadi[3]

Received: 30 November, 2013 **Accepted:** 20 Tuly, 2014

Abstract

Saffron is one of the important agricultural product and North Khorasan, Razavi and South is considered as the major producers in Iran. In this study Central Market Hypothesis or price leadership has been examined. For this purpose Johanson Co-integration test for monthly price data since 2006 to 2011 for these provinces has been used. Main results indicated that South Khorasan is a price leader between these provinces. In addition, saffron market is unit in South Khorasan and Khorasan Razavi and the law of one price is indefeasible. Moreover, North Khorasan has a separate market and in long run saffron market in this province is not an impressible market. The adoption of a policy on each of the three provinces, affects the other two the product market provinces.

Keywords: Central Market, Continuity Market, Saffron, Co-integration.

Archive of SID

1- Associate Professor, Department of Agricultural Economics, Ferdowsi university of Mashhad.
2- Ph.D. student, Department of Agricultural Economics, Tabriz university.
3- Ph.D. student, Department of Agricultural Economics, Ferdowsi university of Mashhad.

www.SID.ir