تحلیل انتقال قیمت در بازار زعفران مطالعه موردی استان‌های خراسان رضوی، شمالی و جنوبی

هاشم محمودی[۱]، سمیرا افراسیابی[۲]*

چکیده

انتقال نامتقارن قیمت به عنوان یکی از مصادیق نارسایی بازار مطرح می‌باشد که بر رفاه مصرف کنندگان اثر می‌گذارد. به همین دلیل، تحلیل انتقال قیمت در بازارهای کشاورزی از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشد. زعفران به عنوان طلای سرخ ایران یکی از مهم‌ترین محصولات تولیدی کشاورزی کشور می‌باشد. در این بین استان‌های خراسان رضوی، جنوبی و شمالی از عمده‌ترین استان‌های تولید کننده زعفران در کشور می‌باشند. هدف از مطالعه حاضر بررسی نحوه رفتار قیمت محصول زعفران در بین استان‌های مورد نظر می‌باشد.بدین منظور ابتدا وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای مورد مطالعه با استفاده از آزمون‌های همجمعی یوهانسون و انگل و گرنجر برپایه داده‌های ماهانه ۱۳۹۰-۱۳۸۵ مورد آزمون قرار گرفت. سپس جهت نحوه انتقال (متقارن یا نامتقارن) قیمت از روش‌های همگرایی آستانه‌ای استفاده شده است. نتایج وجود رابطه بلند مدت را در بین استان‌های مورد نظر تایید می‌کند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که انتقال قیمت زعفران در بلند مدت بین استان‌های خراسان رضوی، جنوبی و شمالی متقارن است. همچنین با به کارگیری مدل‌های تصحیح خطا بر پایه تکنیک‌های تصحیح خطای آستانه‌ای، تعدیلات کوتاه مدت بازار زعفران در بین این سه استان تجزیه و تحلیل گردیده است.

کلمات کلیدی: انتقال قیمت، زعفران، همگرایی آستانه‌ای، مدل تصحیح خطا

[۱]. دانشجوی دکترای رشته اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

[۲]. دانش آموخته کارشناسی ارشد رشته مدیریت کشاورزی دانشگاه تبریز- نویسنده مسئول Samiraafrasiabi@yahoo.com

مقدمه

زعفران به عنوان طلای سرخ ایران با ارزش‌ترین محصول کشاورزی و گران‌ترین ادویه جهان، در تاریخ صادرات کشورمان همواره از جایگاه خاصی برخوردار بوده است و پس از پسته مهمترین محصول صادراتی غیر نفتی کشور می‌باشد. ایران با سطح زیرکشت زعفران در حدود ۴۱۳۲۵ هکتار و تولید سرانه ۱۵۰ تا ۱۷۰ تن، با حدود ۹۰ درصد تولید جهانی، بزرگترین تولید کننده و صادرکننده کمی و کیفی این محصول در سطح جهان می‌باشد. طبق آمار مرکز اطلاعات و تحقیقات زعفران طی سالهای اخیر، بیشترین میزان سطح زیر کشت زعفران حدود ۶۴ هزار هکتار در سال ۱۳۸۵ و کمترین در حدود ۱۸هزار هکتار در سال ۱۳۷۰ بوده است که قسمت اعظم آن نیز در استان خران رضوی و خراسان شمالی و خراسان جنوبی می‌باشد(آقایی و رضاقلی‌زاده، ۱۳۹۰).

طبق آمار پرورش زعفران به طور تقریبی سالانه ۱۰۰ میلیون دلار ارزآوری برای استان‌های فوق به همراه داشته است. میزان تولید کل کشور در سال ۱۳۹۰ 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 و۰/۸ درصدی در تولید این محصول را در بین استان‌های کشور دارا می‌باشند. همچنین استان‌های یادشده فوق به ترتیب رتبه ۱، ۲ و ۴ را از تولید زعفران کل کشور به خود اختصاص داده‌اند(وزارت جهاد کشاورزی، ۱۳۹۰).

یکی از چالشهای اساسی بخش کشاورزی در بسیاری از کشورها علی الخصوص کشورهای کمتر توسعه یافته از جمله کشور ما، ناکارایی نظام بازاریابی محصولات کشاورزی و ناکارآمد بودن بازار این محصولات است که در کنار روشهای سنتی تولید مانعی در تحقق اهدافی چون پیشرفت و توسعه بخش کشاورزی، امنیت غذایی، خودکفایی در تولید و رشد صادرات بوده است. نوسان و بی‌ثباتی قیمت محصولات کشاورزی به دلایلی چون فصلی بودن، فسادپذیری، نوسان تولید و رقابت ناقص و حتی انحصاری در بازار این محصولات و بالا بودن حاشیه بازاریابی از جمله شاخصه‌های اصلی ناکارایی بازاریابی محصولات این بخش است. با عنایت به این، میتوان اذعان نمود که تلاش در جهت بهبود کارایی قیمت و ساختار بازار محصولات کشاورزی اثر قابل ملاحظه‌ای در حل چالشهای موجود در فرایند بازاررسانی و کارا نمودن نظام بازاریابی این محصولات خواهد داشت. کارایی قیمت و بازار نیز خود تحت تاثیر عوامل و شاخصهای متعددی است که یکی از مهمترین آنها مسئله تقارن[1] انتقال قیمت در سطوح مختلف بازار است. وجود تقارن در بازار حاکی از انتقال کامل تغییرات قیمت در یک سطح از بازار(افزایش یا کاهش) به سطوح دیگر است. در انتقال نامتقارن[2] اثر افزایش یا کاهش قیمت در یک سطح بطور کامل به سطوح دیگر منتقل نمی‌شود و یا اینکه ممکن است افزایش قیمتها سریعتر و بطور کامل ولی کاهش قیمتها آرامتر و بطور ناقص منتقل شود و یا بالعکس. انتقال نامتقارن قیمت موجب می‌شود تا سود ایجاد شده ناشی از افزایش قیمت نصیب واسطه‌ها گردد و منجر به افزایش حاشیه بازار و قیمتهای نهایی محصول شود. هدف از مطالعه حاضر نیز بررسی نحوه رفتار قیمت محصول زعفران در بین استان‌های خراسان رضوی، خراسان شمالی و

[1]-Symmetry
[2]-Asymmetric Transmission

خراسان جنوبی می‌باشد. بدین منظور ابتدا وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای مورد مطالعه با استفاده از آزمون-های همجمعی یوهانسون و انگل و گرنجر بر پایه داده‌های ماهانه ۱۳۹۰-۱۳۸۵ مورد آزمون قرار گرفته است و سپس جهت نحوه انتقال (متقارن یا نامتقارن) قیمت از روش‌های همگرایی آستانه‌ای استفاده شده است.

پیشینه تحقیق

تاکنون مطالعات متعددی در خصوص محصول زعفران در ایران انجام شده است و محققین سعی کرده‌اند به این محصول از جنبه‌های مختلف بپردازند. عمده این مطالعات بر صادرات محصول زعفران پرداخته‌اند. پاسبان(۱۳۸۵)در مطالعه‌ای عوامل موثر بر صادرات زعفران ایران، پرمه و همکاران(۱۳۸۸) ظرفیت‌های صادراتی و بازارهای هدف زعفران ایران، موسوی و همکاران(۱۳۸۸)آثار جهانی شدن بر صادرات زعفران را بررسی نموده-اند.همچنین کرباسی و اکبرزاده(۱۳۸۶) تابع عرضه و تقاضای صادرات زعفران ایران را با سیستم معادلات همزمان را برآورد نموده اند.از مطالعات انجام شده در زمینه چگونگی انتقال قیمت محصولات کشاورزی در داخل کشور می‌توان به نحوه انتقال قیمت در بازار خرده‌فروشی و سرمزرعه گوشت مرغ(حسینی و نیکوکار، ۱۳۸۵) و گوشت قرمز(حسینی و قهرمان‌زاده، ۱۳۸۵) و همچنین انتقال قیمت میان بازار جهانی و بازار داخلی پسته(حسینی و دوراندیش، ۱۳۸۵) و انتقال قیمت در بازار قزل‌آلای پرورشی در استان فارس(حسینی و سرایی‌شاد،۱۳۸۸) و الگوی آستانه‌ای انتقال قیمت در بازار گوشت مرغ ایران(کوهستانی و همکاران، ۱۳۸۹) و همچنین اثر هدفمندی یارانه‌ها بر انتقال قیمت بازار تخم مرغ(کاخکی و کمال‌آبادی، ۱۳۹۰) اشاره کرد که نامتقارن ارزیابی شد.نتایج حاصل از مطالعه فرج‌زاده و اسماعیلی(۱۳۸۹) در تحلیل انتقال قیمت در بازار جهانی پسته حاکی از آن است که افزایش سهم در بازار خرید و همچنین کاهش سهم ایران در بازار جهانی منجر به انتقال متقارن قیمت میان بازار ایران و بازار جهانی شده است. قهرمان‌زاده و فلسفیان(۱۳۹۰) نیز در مطالعه اثرات سرریز نوسان قیمت در بازار گوشت گوساله تهران، نوسانات قیمت عمده‌فروشی گوشت گوساله زنده را بیش از نوسانات قیمتی بازارهای نهاده‌های تولیدی و خرده فروشی تحت تأثیر نوسانات سایر بازارها قرار دارد.

بررسی برخی از مطالعات شاخص در زمینه انتقال قیمت در سالهای اخیر، اهمیت انتقال قیمت را بیشتر نمایان می‌سازد. پلتزمان[1](۲۰۰۰) در بررسی جامع ۲۸۲ محصول مختلف از جمله ۱۲۰ محصول کشاورزی بیان کرد که انتقال نامتقارن قیمت بیشتر یک قانون است تا استثناء. از این رو نظریه استاندارد بازارها به دلیل عدم برخورداری از توان پیش‌بینی و توضیح تعدیل نامتقارن قیمت صحیح نمی‌باشد.گودوین و هارپر[2](۲۰۰۰)، معتقدند نحوه انتقال قیمت در سطوح مختلفی از بازار در واقع نحوه فعالیت نیروهای دخیل در این بازارها را منعکس می‌کند. به طور سنتی قیمتهای بازار ساز و کارهای اولیه‌ای هستند که سطوح مختلف بازار را به هم می‌پیوندند و شوک‌های وارد بر هر سطح از بازار را در بین تولیدکنندگان، عمده فروشان و خرده فروشان انتقال می‌دهند. بسیاری از محققان

[1]. Peltzman
[2].Goodwin & Harper

دیگر همچون چن و همکاران[1](۲۰۰۵)، انتقال نامتقارن قیمت از نفت خام به قیمت بنزین در پالایشگاه‌ها را به صورت لحظه‌ای برآورد نمودند. حسینی‌پور و مقدسی(۲۰۱۱)، انتقال نامتقارن قیمت و آستانه رفتار بازار ماهی ایران را در ۵ نوع ماهی، در بازارهای مرکزی ایران(هرمزگان) و بازارهای محلی(فارس و تهران) با استفاده از مدل آستانه و آزمون تسای[2] بررسی کردند. آکواه ولکتورر[3](۲۰۱۲)، به تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی آستانه تعدیل نامتقارن قیمت در بازار غنا پرداختند و با استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی اندرس و سیکلوس[4] به این نتیجه رسیدند که قیمت خرده‌فروشی و عمده فروشی برای رسیدن به تعادل بلندمدت دارای روند تنظیم نامتقارن است.

با توجه به مطالب یاد شده در خصوص اهمیت محصول زعفران و نقش بارز سه استان خراسان رضوی، خراسان جنوبی و خراسان شمالی در تولید این محصول، چگونگی انتقال قیمت در بازار این محصول در بین استان‌های مذکور از مسائل مهمی است که تاکنون توجه بسیار کمی به این موضوع در مطالعات شده است. بنابراین لازم است تحلیل انتقال قیمت این محصول مورد توجه قرار گیرد. بررسی چگونگی انتقال قیمت از تولیدکنندگان به مصرف کنندگان یک روش معمول برای ارزیابی کارایی بازار و درجه رقابتی بودن بازار خدمات بازاریابی مواد غذایی است(کوهستانی و همکاران، ۱۳۸۹). برخی پژوهشگران معتقدند که انتقال نامتقارن قیمت‌ها نشانه شکست بازار و سوء استفاده از قدرت بازاریابی است(کرامون و همکاران[5]، ۲۰۰۱). مشهورترین دلایل برای انتقال نامتقارن قیمت، قدرت بازاری بنگاه‌های بازاریابی، سیاست‌های دولت، تورم، مدیریت موجودی انبار، هزینه‌های تنظیم مجدد قیمتها و وجود اطلاعات نامتقارن در سطوح مختلف بازار هستند(کوهستانی و همکاران، ۱۳۸۹). در مباحث سیاستگذاری، انتقال نامتقارن قیمت ممکن است از رقابت ناقص بازار ناشی شود(وان کرامون و همکاران[6]، ۲۰۰۳).

به این ترتیب شناخت الگوی انتقال قیمت محصولات مهم تولیدی بخش کشاورزی از جمله زعفران می‌تواند برای تولیدکنندگان و همچنین برای کل جامعه مطلوب باشد. در مورد محصول زعفران با توجه به جایگاه با اهمیت استان‌های مورد مطالعه، تحلیل فرآیند انتقال قیمت می‌تواند استنباط‌های مهمی برای سیاستگذاران به همراه داشته باشد. لذا در مطالعه حاضر سعی شده است که فرایند الگوی انتقال قیمت زعفران بین استان‌های مورد نظر در بلند مدت و کوتاه مدت مورد تجزیه و تحلیل قرار داده شود.

[1].Chen & et al
[2].Tsay's test
[3].Acquah & Lecturer
[4].Enders-Siklos asymmetric cointegration tests
[5].Cramon & et al
[6].Von Cramon & et al

روش تحقیق

شناخت رفتار قیمت در بازارهای مختلف از مفاهیم اصلی در اقتصاد نئوکلاسیک می‌باشد. توجه به چگونگی رفتار قیمت و آگاهی از سرعت واکنش‌های قیمت یک بازار مشخص به تغییرات مثبت و منفی قیمت سایر بازارها از جمله موضوعات مورد علاقه اقتصاددانان می‌باشد (مایر و کرامون[1]، ۲۰۰۴).به اعتقاد برخی از محققین از جمله زینیس[2] (۱۹۹۹) و پلتزمن (۲۰۰۰) موضوع انتقال نامتقارن قیمت از جمله مصادیق ناکارایی بازار و از خلاهای عمیق تئوری‌های اقتصادی می‌باشد. عواملی چون هزینه‌های معامله، انحصار بازار، نرخ بهره و اختلاف کیفیت در بازارهای مختلف از جمله مواردی است که باعث انتقال نامتقارن قیمت و عدم کارایی بازار می‌شود (لیستوری[3]، ۲۰۰۸). عدم تقارن در انتقال قیمت را می‌توان در دو نوع کلی تقسیم بندی نمود. نوع اول مربوط به انتقال قیمت با فواصل زمانی متفاوت است. یعنی افزایش قیمت سریع‌تر از کاهش آن منتقل می‌گردد. نوع دیگر عدم تقارن در انتقال قیمت، مربوط به تفاوت در میزان شدت واکنش است.به عنوان مثال ممکن است افزایش قیمت یک بازار اثر بزرگتری بر روی قیمت بازاری دیگر نسبت به کاهش قیمت آن بگذارد (پاروت و همکاران[4]، ۲۰۰۱).

جهت مطالعه چگونگی رفتار قیمت در بین بازارها روش‌های متفاوتی وجود دارد. اما روش‌هایی که بر پایه تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی و به طور خاص مدل‌های هم‌جمعی[5] می‌باشند به طور گسترده‌ای در بررسینحوه انتقال قیمت مورد استفاده قرار گرفته‌اند. به منظور بررسی نحوه انتقال قیمت زعفران در مناطق مورد مطالعه می‌توان از تکنیک هم‌جمعی بهره گرفت. به اعتقاد انگل و گرنجر[6] (۱۹۸۷) اگر بازارها کارا باشند در این صورت قیمت‌ها در بازارهای مختلف باید همگرا باشند. انگل و گرنجر یک روش دو مرحله‌ای را برای تعدیل متقارن ارائه کرده‌اند. بر این اساس می‌توان ارتباط زیر را بین دو سری قیمت زعفران در دو بازار در نظر گرفت:

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{jt} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که P_i و P_j لگاریتم سری‌های قیمت زعفران در دو بازار i مانند استان خراسان رضوی و j مانند استان خراسان جنوبی و ε_t جز اخلال می‌باشد. α_0 بیانگر هزینه‌های حمل و نقل، هزینه‌های اجرائی و سایر هزینه‌های بازاریابی می‌باشد. انگل و گرنجر، آزمون هم‌جمعی را برای دو جفت قیمت که هر دو هم‌جمع از درجه یک هستند، یک ترکیب خطی به‌صورت زیر تعریف می‌کنند:

$$\Delta\varepsilon_t = \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \gamma_{i+1} \Delta\varepsilon_{t-1} + \omega_t \qquad (۲)$$

که در معادله فوق ε_t جمله اخلال معادله (۱) و ω_t جمله اخلال مدل است که دارای خصوصیت نوفه سفید[7] می‌باشد.تعداد وقفه مناسب (ρ) جهت برآورد معادله (۲) بر اساس حداقل مقدار آماره شوارتز بیزین[8] (SBC) و

---

[1]. Mayer & Cramon
[2]. Zanias
[3] .Listorti
[4]. Parrot & et al
[5]. Cointegraition Models
[6]. Engle & Granger
[7]. White Noise
[8]. Schwartz Bayesean Criteria

اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی جمله اخلال انتخاب می‌شود. به منظور آزمون هم‌جمعی متغیرهای قیمت، از آزمون ریشه واحد (γ=۰) برای باقی‌مانده به دست آمده در معادله (۲) استفاده می‌شود. چنانچه نتیجه آزمون بیان-گر عدم وجود ریشه واحد در سری ε_t باشد، در این صورت بین متغیرهای قیمت ارتباط بلندمدت وجود دارد.روش انگل و گرنجر اساسا یک روش دو متغیره است، که فقط ارتباطات بین دو سری قیمت را مطالعه می-کند. لذا نمی‌توان مدل‌های چند متغیره را تجزیه و تحلیل کرد. به‌علاوه این روش به قیمت‌های نرمال شده نسبت به سایر متغیرها حساس است (وینویا[1] ، ۲۰۰۷).فروت و روگوف[2] (۱۹۹۵)، معادله (۱)که قابل گسترش به هر تعداد از بازار می‌باشد را معرفی کردند. با وجود این، از لحاظ ساختاری اطلاعات اضافی به وسیله فراهم کردن ارتباطات چند متغیره بدست نمی‌آید. اما ارتباطات چند متغیره که از رهیافت یوهانسون و جوسیلیوس[3] (۱۹۹۴) پیروی می-کنند، علاوه بر اینکه قابل استفاده برای داده‌های پویا هستند، از محدودیت‌های ساختاری که در مدل‌های دو متغیره وجود دارد مبرا می‌باشد.

روش یوهانسون در راستای پوشش کاستی‌های روش انگل و گرنجر معرفی شده است. نقطه آغاز روش یوهانسون برای آزمون و تعیین روابط هم‌جمعی بین متغیرهای سری‌زمانی، برآورد الگوی تصحیح خطای برداری[4] (VECM) مربوط به آن متغیرها است، که به صورت رابطه (۳) معرفی می‌شود:

$$\Delta P_t = \delta_1 \Delta P_{t-1} + \delta_2 \Delta P_{t-2} + \cdots + \delta_{k-1} \Delta P_{t-k-1} + \Pi P_{t-k} + U_t \qquad (۳)$$

ماتریس Π حاوی اطلاعات مربوط به روابط تعادلی بلند مدت است. در واقع $\Pi = \alpha\beta'$ است که در آن α ضریب تعدیل عدم تعادل و نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلند مدت و β ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلند مدت است. با این فرض که کلیه متغیرهای بردار p_t جمعی از مرتبه یک $I(1)$ هستند آنگاه در رابطه (۳) تمامی جملاتی که به صورت Δp_{t-1} در آمده‌اند $I(0)$ خواهند بود. از آنجا که جملات اخلال U_t نیز نوفه سفید $I(0)$ هستند، لازم است Πp_{t-k} نیز پایا و یا به‌عبارت دیگر $I(0)$ باشد (نوفرستی، ۱۳۸۹).

مطالعات اندرس و گرنجر[5] (۱۹۹۸) و اندرس و سیکلوس[6] (۲۰۰۱) نشان دادند که آزمون‌های هم‌جمعی در صورت وجود عدم تقارن در انتقال قیمت به نتایجی متناقضمنتج خواهند داشت.بنابراین آنها شکل تعدیل یافته معادله (۲) را برای آزمون انتقال قیمت نامتقارن پیشنهاد دادند که به عنوان مدل خود رگرسیون آستانه‌ای[7] (TAR) شناخته می‌شود:

$$\Delta\varepsilon_t = I_t \gamma_1 \varepsilon_{t-1} + (1 + I_t)\gamma_2 \varepsilon_{t-1} + \varphi_2 \qquad (۴)$$

که در آن $\Delta\varepsilon_t$ تفاضل مرتبه اول جمله اخلال معادله (۱)، ε_{t-1} وقفه جمله اخلال معادله (۱) و I_t شاخص هوی‌ساید[8] است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

---

[1]. Vinuya
[2]. Froot&Rogoff
[3]. Johansen &Juselius
[4]. Vector Error Correction Model
[5]. Enders & Granger
[6]. Enders & Siklos
[7]. Auto Regression Threshold
[8]. Heaviside

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \varepsilon_{t-1} < 0 \end{cases} \qquad (۵)$$

در معادله فوق مقدار صفر نقطه‌ی بحرانی می‌باشد.علاوه بر تابع (۵) فرایند تعدیل می‌تواند به گونه‌ای باشد که طی آن مقادیر تعدیل به جای اینکه به سطح ε_{t-1} بستگی داشته باشد تابعی از تغییرات دوره قبل ε_{t-1} باشد. در این صورت شاخص یاد شده به صورت زیر تعریف می‌شود اندرس و سیکلوس (۲۰۰۱):

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta\varepsilon_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{if } \Delta\varepsilon_{t-1} < 0 \end{cases} \qquad (۶)$$

استفاده از شاخص (۶) در مقایسه با شاخص (۵) به ویژه وقتی که نبود تقارن به گونه‌ای است که تغییرات در یک جهت بیشتر از جهت دیگر است، بسیار مفید است (اندرس و گرنجر، ۱۹۹۸). در این حالت آزمون انحراف از رابطه‌ی بلند مدت به صورت یک فرایند خود رگرسیون آستانه‌ای-گشتاوری[1] (M-TAR) است.بررسی رابطه‌ی هم‌جمعی در الگوی TAR و M-TAR به ترتیب با استفاده از آماره‌های Φ_ε و Φ^*_ε انجام می‌گیرد که توسط اندرس و گرنجر (۱۹۹۸) محاسبه شده است.در این آزمون، فرضیه عدم به صورت $\gamma_1=\gamma_2=0$ یا نبود رابطه‌ی هم-جمعی مورد آزمون قرار می‌گیرد. در صورتی که رابطه‌ی هم‌جمعی تایید شود لازم است آزمون تقارن انتقال قیمت از طریق آزمون $\gamma_1=\gamma_2$ بررسی شود.

چنانچه دو سری قیمت زعفران استان‌های خراسان جنوبی و خراسان رضوی هم‌جمع باشند و فرایند تعدیل قیمت به صورت متقارن باشد، آنگاه رابطه پویای کوتاه مدت بین آنها با استفاده از یک مدل تصحیح خطا طبق رابطه (۷) می‌تواند مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد:

$$\Delta P_t^{kj} = a_0 + a_1\varepsilon_{t-1} + \delta_0\Delta P_t^{kr} + \sum_{i=1}^{\rho}\delta_i\Delta P_{t-i}^{kj} + \sum_{j=1}^{\rho}\theta_j\Delta P_{t-j}^{kr} + \mu_t \qquad (۷)$$

در رابطه (۷) ε_{t-1} وقفه مرتبه اول جمله خطای رابطه (۱) و a_1 ضریب سرعت تعدیل کوتاه مدت می‌باشد که از لحاظ علامت انتظار می‌رود منفی باشد.طول وقفه‌های بهینه در رابطه (۷) بر اساس حداقل آماره شوارتز بیزین (SBC) و با استفاده از آزمون بریوش-گادفری[2] انتخاب می‌شود. مطالعات فراوانی استفاده از دو مدل TAR و M-TAR را جهت آزمون عدم تقارن انتقال قیمت پیشنهاد کرده‌اند. از جمله مطالعات مشابهی که در زمینه به کارگیری دو مدل TAR و M-TAR در بازار محصولات کشاورزی انجام شده می‌توان به سفون[3] (۲۰۱۱)، اواکیوز و وانگ[4] (۲۰۰۹)، گوشری[1] (۲۰۰۷) و عبدولای[2] (۲۰۰۰) اشاره کرد.

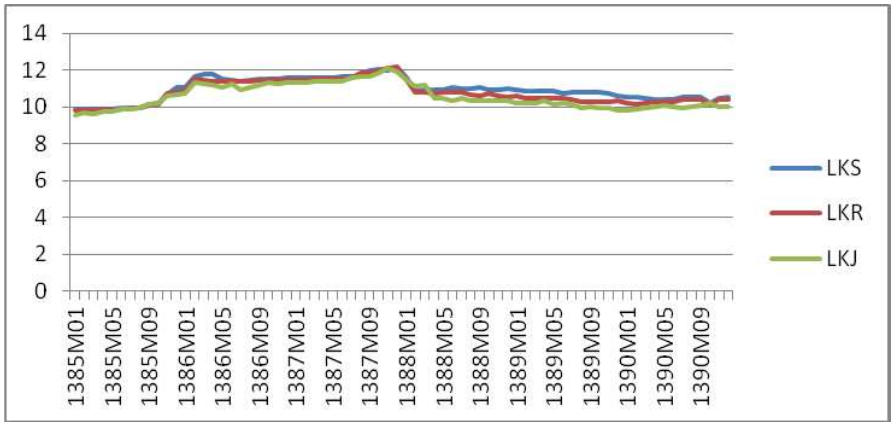
---

1. Momentum-Threshold Autoregressive
2. Breusch-Godfrey
3. Sephton
4. Awokuse & Wang

نتایج و بحث

نمودار (۱) نحوه حرکت قیمت ماهانه زعفران دراستان‌های خراسان رضوی، شمالی و جنوبی را طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ نشان می‌دهد. همانطوری که نمودار نشان می‌دهد قیمت زعفران در هر سه استان روند حرکتی مشابه و منظم را در تمام طول دوره زمانی مورد مطالعهداشته است. قیمت زعفران هر سه استان از اوایل سال ۱۳۸۶ دچار یک افزایش قیمت شده است که این افزایش قیمت تا اواخر سال ۱۳۸۷ ادامه داشته است ولی در ماه‌های بعد این افزایش قیمت در هر سه استان تعدیل گردید.

نمودار ۱- نحوه حرکت قیمت زعفران در استان‌های خراسان رضوی، خراسان شمالی و خراسان جنوبی



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 تعمیم یافته[3] (ADF) و کویات کوسکی و همکاران[4] (KPSS) بهره گرفته شده است. مقدارآماره محاسباتی برای سطح و تفاضل مرتبه اول سری‌های زمانی قیمت زعفران در جدول (۱) گزارش شده است.

[1]. Ghoshray
[2]. Abdulai
[3]. Argument Dickey Fuller
[4]. Kwiatkowski & et al

جدول ۱- نتایج آزمون پایایی سری زمانی قیمت ماهانه زعفران

متغیر	وقفه	ADF		KPSS	
		سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول	سطح داده‌ها	تفاضل مرتبه اول
خراسان شمالی	۱	-۱,۹۳۴	۶,۴۳۴***	۰,۳۵۱***	۰,۰۷۶
خراسان رضوی	۱	-۲,۲۱۶	-۶,۷۶۲***	۰,۳۴۷***	۰,۱۰۵
خراسان جنوبی	۴	-۲,۷۵۹	-۸,۱۳***	۰,۳۵۶***	۰,۱۳۲

***.**.*به ترتیب معنی‌داری درسطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

براساس نتایج هر دو آزمون، سری‌های زمانی قیمت زعفران در بازارهای مربوطه ناایستا می‌باشند که با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا شده‌اند. لذا با توجه به نتایج دو آزمون می‌توان گفت که هر سه سری قیمت انباشته[1] از درجه یک I(1) می‌باشند.روش همجمعی بر ترکیب خطی دو سری که I(1) هستند مانا شوند دلالت دارد. به همین منظور جهت بررسی رابطه بلند مدت بین سری‌های قیمت زعفران مطابق با روش انگل-گرنجر، ابتدا رابطه (۱) برای متغیرهای مورد نظر برآورد می‌شود. در ادامه مطابق با روش انگل-گرنجر، اجزای خطای مدل (۱) برای برآورد مدل (۲) به کار گرفته شده است. نتایج برآورد مدل (۲) در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول ۲- نتایج آزمون هم‌جمعی انگل-گرنجر برای جفت سری قیمت زعفران

جفت سری قیمت	تعداد وقفه	آماره آزمون (γ=۰)	آماره LM
خراسان شمالی-جنوبی	۱	-۲,۸۲***	۱,۱۴
خراسان رضوی-جنوبی	۱	-۴,۱۷***	۰,۰۱۲
خراسان شمالی-رضوی	۲	-۲,۹۵***	۱,۱۴

***.**.*به ترتیب معنی‌داری درسطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون هم‌جمعی انگل-گرنجر (γ=۰) موید وجود رابطه هم‌جمعی بین جفت سری قیمت زعفران در بین استان‌های مورد نظر می‌باشد. همچنین کمیت آماره LM برای مدل انگل-گرانجر در هر سه معادله برآوردی نشان از عدم خود همبستگی سریالی اجزای اخلال مدل می‌باشد. لذا وجود رابطه‌ی بلند مدت بین هر سه سری قیمت تایید می‌شود.همانطور که بیان شد روش انگل-گرنجر عموما روشی دو متغیره است. لذا برای بررسی وجود رابطه بلند مدت بین هر سه سری قیمت زعفران از روش یوهانسون استفاده شد. نتایج آزمون یوهانسون در جدول (۳) بیان شده است.

[1]. Integration

جدول ۳- نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسون برای قیمت زعفران

متغیر	H0(Rank=r)	H1=(Rank>r)	آماره Trace	آماره Max-Eigenvalue
خراسان رضوی، شمالی و	۰	۰	۴۷,۳۷**	۳۳,۹۶***
جنوبی	۱	۱	۱۳,۴۱	۷,۷۶

***،**،*به ترتیب معنی‌داری درسطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسون با استفاده از آماره‌های اثر[1] و حداکثر مقدار ویژه[2] نشان می‌دهد که بین سه سری قیمت زعفران یک بردار همجمعی وجود دارد. لذا نتایج آزمون یوهانسون همانند نتایج آزمون انگل-گرنجر وجود رابطه‌ی بلند مدت بین متغیرها را تایید می‌کند.در ادامه جهت بررسی نحوه‌ی انتقال قیمت زعفران در بازار سه استان مذکور معادله (۴) برآورد شده و آزمون هم‌جمعی ($\gamma_1=\gamma_2=0$) و آزمون انتقال نامتقارن قیمت($\gamma_1=\gamma_2$) برای دو مدل TAR وM-TAR انجام می‌شود. نتایج مربوط به برآورد معادله (۴) در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ٤- نتایج برآورد مدل انتقال قیمت زعفران

مدل	مدل آستانه‌ای (TAR)			مدل آستانه‌ای-گشتاوری (M-TAR)		
ضرایب	خراسان شمالی-جنوبی	خراسان رضوی-جنوبی	خراسان شمالی-رضوی	خراسان شمالی-جنوبی	خراسان رضوی-جنوبی	خراسان شمالی-رضوی
γ_1	-۰,۱	-۰,۶۷***	-۰,۰۵	-۰,۳۵**	-۰,۵۶***	-۰,۱۳
γ_2	-۰,۳۶**	۰,۴۱	-۰,۵۱**	-۰,۱۸	-۰,۴۶*	-۰,۳۶***
H0:$\gamma_1=\gamma_2=0$	۱۲,۱۳**	۱۰,۶۳**	۱۴,۴۲**	۱۱,۴۱**	۱۰,۰۴**	۱۷,۱۱**
H0:$\gamma_1=\gamma_2$	۰,۹۸	۰,۳۶	۲,۰۴	۰,۷۴	۰,۱۱	۱,۶۳

***،**،*به ترتیب معنی‌داری درسطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۴) نتایج آزمون هم‌جمعی ($\gamma_1=\gamma_2=0$) در دو مدل TAR و M-TAR همانند دو آزمون هم-جمعی انگل-گرنجر و آزمون یوهانسون، رابطه‌ی بلند مدت بین قیمت زعفران در استان‌های خراسان شمالی، رضوی و جنوبی تایید می‌شود. همچنین مقدار آماره F جهت آزمون انتقال نامتقارن قیمت ($\gamma_1=\gamma_2$) برای هر سه جفت قیمت در مدل‌های TARو M-TAR نشان از پذیرفته شدن فرض H_0 می‌باشد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که فرایند انتقال قیمت زعفران در بین استان‌های نامبرده متقارن می‌باشد. وجود تقارن طی فرایند انتقال قیمت در بلند مدت، امکان برآورد مدل تصحیح را برای جفت سری قیمت‌های هم‌جمع می‌دهد. با برآورد مدل تصحیح

[1]. Trace
[2]. Maximum Eigenvalue

خطا می‌توان روابط پویای کوتاه مدت بین متغیرها و نحوه تعدیل آنها از انحرافات بلند مدت را تجزیه و تحلیل کرد.

جدول ۵- نتایج برآورد مدل تصحیح خطای متقارن

جفت سری قیمت	تعداد وقفه	جزء تصحیح خطا(ECT_{t-1})	آماره LM	آماره ARCH
خراسان شمالی–جنوبی	۱	-۰,۲۸***	۱,۷	۲,۰۸
خراسان رضوی–جنوبی	۱	-۰,۵۲***	۰,۰۰۴	۱,۹۶
خراسان شمالی–رضوی	۱	-۰,۲۹***	۰,۰۲	۰,۰۹

***.**.*به ترتیب معنی‌داری درسطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد.

ماخذ: یافته‌های تحقیق

آماره t ضریب جزء تصحیح خطا (ECT_{t-1}) در مدل تصحیح خطای متقارن برای محصول زعفران نشان می‌دهد که این متغیر در سطح معنی‌داری ۱ درصد کاملا معنی‌دار است و این امر نشان دهنده این است که نیروهای دخیل در بازار زعفران بین سه استان مورد نظر به منظور ایجاد یک تعادلی دراز مدت با هم همگرایی دارند، به طوری که قیمت‌های زعفران در دو استان خراسان شمالی و جنوبی در هر ماه تقریبا ۲۸ درصد از انحرافات ایجاد شده در تعادل دراز مدت بین این دو بازار را تعدیل خواهند کرد.نتایج مربوط به آزمون خودهمبستگی سریالی LM و آزمون وجود اثرات ARCH معنی‌دار نمی‌باشد که نشان از عدم وجود مشکل خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی در مدل‌های برآوردی می‌باشد.

نتیجه گیری

چگونگی فرایند انتقال قیمت در بازار محصولات کشاورزی از جمله مباحثی است که در مطالعات اخیر بیشتر به آن توجه شده است. به عقیده اکثر محققین یکی از دلایل مهم در انتقال نامتقارن قیمت‌ها برای یک محصول مشخص در بین بازارهای مختلف، انحصار و قدرت بازار می‌باشد. از آنجا که انحصار بازار از جمله مصادیق ناکارایی بازار می‌باشد، این مسئله باعث تحمیل هزینه‌ها و کاهش رفاه برخی از تولید کنندگان مصرف کنندگان می‌شود. جهت بررسی چگونگی فرایند انتقال قیمت محصول زعفران در بین استان‌های خراسان رضوی، شمالی و جنوبی از مدل‌های خودتوزیعی آستانه‌ای (TAR) و خودتوزیعی آستانه‌ای–گشتاوری (M-TAR) با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت زعفران طی سال‌های ۱۳۹۰–۱۳۸۵ استفاده شد. نتایج وجود تعدیل متقارن قیمت را در بلند مدت مورد تایید قرار دادند. با توجه به فواصل جغرافیایی بین استان‌های مورد نظر و نقش پر اهمیت این سه استان در تولید محصول زعفران وجود تقارن در فرایند انتقال قیمت بین آنها چندان هم دور از انتظار نبود. لذا انتظار می‌رود که این سه استان با توجه به نقش پررنگ در تولید این محصول کمتر تحت تاثیر شک‌های قیمتی قرار گیرند. همچنین به منظور بررسی تعدیل انتقال قیمت کوتاه مدت در بازار زعفران، مدل‌های تعدیل تصحیح خطای متقارن

برآورد شد. مدل‌های تصحیح خطا نشان دادند که تعدیلات کوتاه مدت جهت حذف انحرافات از تعادل بلند صورت می‌پذیرد و بازار زعفران در بین استان‌های مورد مطالعه به سمت تعادل بلند مدت همگرا می‌شود.

منابع

۱- آقایی، م. و رضاقلی‌زاده، م.، (۱۳۹۰)، " بررسی مزیت نسبی ایران درتولید زعفران"، نشریه اقتصادوتوسعه کشاوزی(علوم صنایع غذایی)، جلد۲۵، شماره۱، بهار ۱۳۹۰، صص۱۳۲-۱۲۱.

۲- پاسبان،ف.، (۱۳۸۵)، "بررسی عوامل موثر برصادرات زعفران ایران"،فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال ششم، شماره دوم، صص ۱۵-۱.

۳- پرمه، ز.، حسینی، م.، نبی‌زاده، ا. و محبی، ح.، (۱۳۸۸)، " ظرفیت‌های صادراتی وبازارهای هدف زعفران ایران"، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵، صص ۹۵-۵۹.

۴- حسینی، ص. و سرایی‌شاد، ز.، (۱۳۸۸)، "انتقال قیمت دربازار قزل آلای پرورشی در استان فارس"، مجله تحقیقات اقتصادکشاورزی، جلد ۱، شماره ۴، صص ۱۳۴-۱۲۵.

۵- حسینی، ص. و دوراندیش، آ.، (۱۳۸۵)، "الگوی انتقال قیمت پسته ایران دربازار جهانی"، مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۲-۳۷، شماره ۱، سال ۱۳۸۵، صص ۱۵۳-۱۴۵.

۶- حسینی، ص. و قهرمان‌زاده، م.، (۱۳۸۵)، "تعدیل نامتقارن وانتقال قیمت دربازارگوشت قرمز ایران"،نشریه اقتصادکشاورزی و توسعه، سال چهارم، شماره ۵۳، بهار ۱۳۸۵، صص ۲۰-۱.

۷- حسینی، ص. و نیکوکار، ا.ف، (۱۳۸۵)، "انتقال نامتقارن قیمت و اثرآن برحاشیه بازار درصنعت گوشت مرغ ایران"، مجله علوم کشاورزی ایران، جلد ۲-۳۷، شماره ۱، صص ۹-۱.

۸- دانشورکاخکی، م. و حیدری‌کمال‌آبادی، ر.، (۱۳۹۰)، "بررسی اثرهدفمندی یارانه‌ها برانتقال قیمت در بازار تخم مرغ ایران"، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی(علوم وصنایع کشاورزی)، جلد ۵، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۰، صص ۵۲۶-۵۱۷.

۹- فرج‌زاده، ز. و اسماعیلی، ع.، (۱۳۸۹)، "تحلیل انتقال قیمت در بازار جهانی پسته"،نشریه اقتصادکشاورزی و توسعه، سال هجدهم، شماره ۷۱، پاییز ۱۳۸۹، صص ۷۹-۶۹.

۱۰- قدمی‌کوهستانی، م.، نیکوکار، ا و دوراندیش، آ.، (۱۳۸۹)، "الگوی آستانه‌ای انتقال قیمت دربازارگوشت مرغ ایران"، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی(علوم وصنایع کشاورزی)، جلد۲۴، شماره ۳، پاییز ۱۳۸۹، صص ۳۹۲-۳۸۴.

۱۱- قهرمان‌زاده، م. و فلسفیان، آ.، (۱۳۹۰)، "اثرات سرریز نوسان قیمت در بازار گوشت گوساله استان تهران"، نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی(علوم و صنایع کشاورزی)، جلد ۲۶، شماره ۱، بهار ۱۳۹۱، ۴۰-۳۱.

۱۲- کرباسی، ع. و اکبرزاده، ج.، (۱۳۸۷)، "برآوردتابع عرضه وتقاضای صادرات زعفران ایران باسیستم معادلات همزمان"، نشریه اقتصادکشاورزی و توسعه، سال شانزدهم، شماره ۶۲، صص ۵۴-۳۳.

۱۳- مرکز آمار ایران، پایگاه اطلاع رسانی، http://www.sci.ir.org

۱۴- موسوی، ن.، یزدانی، س. و رضایی، م.، (۱۳۸۸)، "آثار جهانی شدن بر صادرات محصولات کشاورزی: مطالعه موردی زعفران"، مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی، جلد ۱، شماره ۲، ۶۰-۴۳.

۱۵- نوفرستی، م. (۱۳۸۹). ریشه واحد وهم‌جمعی در اقتصادسنجی، چاپ سوم، موسسه خدمات فرهنگی رسا.

17- Abdulai, A. (2000), Spatial price transmission and asymmetry in the Ghanaian maize market, Journal of Development Economics, 63:327-349.
18- Acquah, H.G, and S, Lecturer., (2012), " A Threshold Cointegration Analysis of Aaymmetric Adjustiment In The Ghanaian Maiez Markets", University of Cape Coast, Cape Coast, Ghana, 21-26.
19- Awokuse, T. and X. Wang.(2009). Threshold effects and asymmetric price adjustments in U.S. dairy markets. Canadian Journal of Agricultural Economics 57: 269-286.

20- Carmon, V. and S,Taubadeland J. Meyer., (2001), "Asymmetric price Transmission" Fact or Artefact?" paper prepared for the 71th EAAE seminar "the food consumer in the early 21st century " in zaragoza, spain, April 19-20, 2001.
21- Chen, L.H., M.Finney. and K.S, Lai.,(2005), " A threshold cointegration analysis of asymmetric price transmission from crude oil to gasoline prices", Economics Letters 89 , 233–239.
22- Enders, W. and C.W.J. Granger (1998), Unit-root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates, Journal of Business & Economic Statistics, 16:304-311.
23- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987), Cointegration and error correction: representation, estimation and testing, Econometrical,55: 251–280.
24- Enders, W. and P. L. Siklos (2001), Cointegration and threshold adjustment, Department of Economics Working Paper: Iowa State University, Mimeo.
25- Froot KAand Rogoff K, (1995). Perspectives on PPP and Long-Run Exchange Rates. In: Grossmanm G, Rogoff K. (Eds.), Handbook of International Economics, 3. Elsevier, Amsterdam.
26- Ghoshray, A. (2007). An examination of the relationship between US and Canadian Durum Wheat Prices." Canadian Journal of Agricultural Economics 55: 49-62.
27- Goodwin, B. K., and C. Harper., (2000), price transmission threshold behavior, and asymmetric adjustment in the U.S.pork sector, Journal of agricultural and applied Economics, 32(3): 53-543.
28- Hosseini pour, M.R. and R. Moghaddasi., (2011), " Asymmetric Price Transmission and Threshold Behavior In Iranian Fish Market", International conference On Applied Economics – ICOAE 2011, 253-263.
29- Johansen S, Juselius K, (1994). Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure: an Application to the IS-LM model. J Econ, 63: 7-36.
30- Listorti, G. (2008). Testing international price transmission under policy intervention.An application in the soft wheat market.PhD dissertation.Universita Politecnica delle Marche. Italy.
31- Meyer, J. and S.V. Cramon-Taubadel. (2004), Asymmetric price transmission: a survey, Journal of Agricultural Economics, 55: 581-611.
32- Parrott, S.D., D.B., Eastwood, & J.R., Brooker. (2001). Testing for symmetry in price Transmission: An Extension of the shiller lag structure with an application to fresh Tomatoes. Journal of Agribusiness, vol. 19: 35-49.
33- Peltzman, S., (2000), Prices Rise faster than fall. Journal of political economy., 108, 466-502.
34- Sephton, P. (2011). Spatial arbitrage in Sarawak pepper prices. Canadian Journal of Agricultural Economics 59: 405-416.
35- Vinuya FD, (2007). Testing for market integration and the law of one price in world Shrimp markets.AquEcon Man, 11:243-265.
36- Zanias GP, (1999). Seasonality and spatial integration in agricultural (product) marketAgriculturalEconomics, 20:225-262.