

آزمون پیوستگی و فرضیه بازار مرکزی محصول تخم‌مرغ در استان‌های منتخب کشور

محمد قهرمان زاده^۱ و هاشم محمودی^۲

تاریخ دریافت: ۹۱/۵/۹ تاریخ پذیرش: ۹۲/۶/۱۸

^۱ دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

^۲ دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

*مسئول مکاتبه: Email: ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir

چکیده

یکی از فرضیات مهم در تجزیه و تحلیل مفهوم پیوستگی بازار، فرضیه بازار مرکزی است. هدف از مطالعه حاضر سنجش فرضیه بازار مرکزی در محصول تخم مرغ در استان‌های شمالی (تهران، مازنداران، گیلان و گلستان) و مرکزی (تهران، قم، قزوین و زنجان) کشور می‌باشد. بدین منظور از تکنیک آزمون هم‌جمعی برای سری‌های قیمت با استفاده از رهیافت یوهانسون بهره گرفته شده است. نتایج نشان داد که استان تهران نقش رهبری قیمت را در بین استان‌های شمالی بر عهده دارد. این در حالی است که از بین چهار استان مرکزی، استان‌های قم، زنجان و تهران تشکیل یک بازار واحد را می‌دهند که شرط LOP برای آنها صادق می‌باشد. همچنین آزمون برونزایی ضعیف نیز تاییدی بر پیوستگی این سه استان به عنوان یک بازار واحد دارد که هر سه استان به نوعی نقش رهبری قیمت را بر عهده دارند. استان قزوین نیز بازاری است که در بلند مدت تحت تاثیر تغییرات قیمت سه استان تهران، قم و زنجان قرار نمی‌گیرد و به صورت یک بازار مجزا رفتار می‌کند.

واژه‌های کلیدی: بازار مرکزی، پیوستگی بازار، محصول تخم‌مرغ، هم‌جمعی برداری

مقدمه

تسهیل شبکه حمل‌ونقل جهت انجام معاملات از جمله عواملی هستند که وجود بازار مرکزی را تایید می‌کنند (آشه^۳ و همکاران ۲۰۱۲). 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

فرضیه بازار مرکزی^۱ یا رهبری قیمت یک مفهوم مهم در تجزیه و تحلیل پیوستگی بازار مخصوصاً در کشورهای در حال توسعه است (راوالیون^۲ ۱۹۸۶). اگر قیمت در بازار مرکزی تعیین شود و به بازارهای منطقه‌ای و وابسته منتقل شود، شوک‌های مربوط به بازار تاثیری بر قیمت نخواهند گذاشت. حمل‌ونقل و تدارکات کالاها، انتقال اطلاعات مربوط به معاملات و

1. Central Market

2. Ravallion

3. Asche et al.

میگو در سه منطقه‌ی یاد شده 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^۴ (۲۰۱۱)، 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 نشان داد که سه جفت بازار اتریش - آلمان، جنوب سوئیس - مرکز سوئیس و شمال سوئیس-مرکز سوئیس پیوسته می‌باشند.

مجاوریان و امجدی (۱۳۷۶) پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد در بازار برنج ۵ شهر کشور با استفاده از الگوی راولیون بررسی کردند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که هیچ یک از بازارها مستقل از یکدیگر نیستند و همچنین بین بازارها ارتباط کوتاه‌مدت فوری وجود ندارد. ابونوری و مجاوریان (۱۳۸۱)، در مطالعه‌ی خود پیوستگی بازارهای پنج محصول منتخب زراعی (برنج، پیاز، زعفران، سیب‌زمینی و عدس) را در ۹ شهر مهم کشور با استفاده از الگوی راولیون براساس 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 (۱۳۸۴)، 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 یک طرفه بین دو بازار تهران و گیلان وجود دارد و قیمت‌های برنج در بازار گیلان تاثیرپذیر از قیمت‌های برنج تهران است. فلسفیان و زیبایی (۱۳۸۴)، در مطالعه‌ای با استفاده از مدل‌های VAR و یوهانسون به بررسی پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد در بازار گوشت

است، ولی در واقعیت عواملی موجب اختلاف معنی‌دار در قیمت یک محصول در مکان‌های مختلف می‌شود. این عوامل شامل اطلاع‌رسانی ضعیف و زمان‌بر، ضایعات محصولات، نسبت تراکم جمعیت بازارهای انحصاری و کمبود تجهیزات ترابری یا ارتباطی است. هر چه آثار این‌گونه عوامل بر تفاوت یا تبعیض قیمتی بیشتر باشد، بازار محصول از کارایی کمتر برخوردار بوده و قانون قیمت واحد^۱ (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 (ابونوری و مجاوریان ۱۳۸۱).

به‌طور کلی 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 عدم مداخله دولت‌ها در بازار تبیین می‌گردد. پیش از این نیز برخی از مطالعات و تحقیقات در زمینه پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد انجام گرفته است، از جمله می‌توان به مطالعه پنگ و مارچانت^۲ (۲۰۰۳) اشاره نمود، آنها به بررسی روابط مکانی قیمت میان بازارهای منطقه‌ای گوشت گاو در چین با استفاده از داده‌های ماهانه و روش همگرایی انگل-گرنجر و مدل تصحیح خطا پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که روابط بلندمدت برای بیشتر بازارهای منطقه-ای گوشت گاو در چین وجود دارد و وجود روابط کوتاه‌مدت بر اساس مدل تصحیح خطا در بیشتر بازارها تایید نگردید. وینویا^۳ (۲۰۰۷)، با استفاده از داده‌های ماهانه میگو برای کشورهای ژاپن، آمریکا و اتحادیه‌ی اروپا به بررسی پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد در این بازارها پرداختند. نتایج بیانگر این است که بازار

1. Low of One Price (LOP)

2. Peng and Marchant

3. Vinuya

4. Olsson et al

استفاده در تولید تخم مرغ و هم خود محصول تخم مرغ و همچنین عرضه و تقاضای محصول بین استان‌ها دارای اهمیت می‌باشد. در سال ۱۳۸۷ میزان تولید کل کشور از محصول تخم مرغ برابر با ۷۲۵۳۶۷ تن بوده است که استان‌های تهران، قزوین، قم، گلستان، زنجان، مازنداران و گیلان به ترتیب با سهم ۳۰، ۹، ۷، ۲/۶، ۲، ۰/۷ و ۰/۶ درصدی در تولید این محصول را در بین استان‌های کشور دارا می‌باشند. همچنین استان‌های یادشده فوق به ترتیب رتبه ۱، ۴، ۶، ۹، ۱۳، ۱۷ و ۲۵ را از تولید تخم مرغ کل کشور به خود اختصاص داده‌اند (بی نام ۱۳۹۰).

مواد و روش‌ها

مفهوم پیوستگی بازار از دیدگاه تاکایاما و جاج^۱ (۱۹۷۱) مربوط به تعادل رقابت فاصله‌ای در یک اقتصاد نئوکلاسیک گرفته شده است. از نظر آن‌ها در بازارهای پیوسته، اختلاف قیمت بین دو بازار برابر هزینه حمل و نقل است. راولیون (۱۹۸۶)، پیوستگی بین بازارها را به دو دسته پیوستگی کوتاه‌مدت و پیوستگی بلندمدت تقسیم می‌کند. در پیوستگی کوتاه‌مدت، 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 تایید می‌کند ولی عکس این حالت صادق نیست. زینیس^۲ (۱۹۹۹) 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 مساله یعنی وجود تعادل رقابتی فاصله‌ای را تحت عنوان قانون قیمت واحد (LOP) عنوان کرد و آن را شرط اساسی پیوستگی بازار دانست. می‌توان رابطه اساسی که در

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 (۱۳۸۴)، 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 با وجود ارتباط بلندمدت بین بازارها در کوتاه‌مدت بین این بازارها پیوستگی وجود ندارد. صحرائیان و بخشوده (۱۳۸۶)، در مطالعه‌ای پیوستگی بازارهای گندم در ایران و جهان را با استفاده از روش همجعی انگل - گرنجر محاسبه کردند. یافته‌های این 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 مورد بررسی به جز اروپا، پیوستگی دراز مدت دارند. رستمیان (۱۳۸۸)، در تحقیقی به بررسی پیوستگی بازار گوشت ماهی در هفت استان کشور با استفاده از روش همگرایی انگل و گرنجر پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که از ۲۱ زوج بازار موجود، ۹ زوج بازار پیوسته می‌باشند.

با توجه به مطالب فوق، هدف از تحقیق حاضر بررسی و سنجش وجود پیوستگی بازار و فرضیه بازار مرکزی محصول تخم مرغ در استان‌های شمالی شامل تهران، مازنداران، گیلان و گلستان و مرکزی شامل تهران، قم، قزوین و زنجان می‌باشد. مطالعه این بازارها به دلیل همجواری این استان‌ها و قرار گرفتن در بلوک شمال و مرکز کشور، از لحاظ هم داد و ستد نهاده‌های مورد

¹ Takayama and Judge

² Zanias

انگل و گرنجر، آزمون هم‌گرایی^۲ را برای دو جفت قیمت که هر دو هم انباشته^۳ از یک درجه هستند، یک ترکیب خطی به صورت زیر تعریف می‌کنند:

$$\varepsilon_t = P_{it} - \alpha P_{jt} \quad [3]$$

به منظور آزمون هم‌گرایی متغیرهای قیمت، از آزمون ریشه واحد برای باقی‌مانده به دست آمده در معادله [۳] استفاده می‌شود. چنانچه نتیجه آزمون بیان‌گر عدم وجود ریشه واحد در سری ε_t باشد، در این صورت بین متغیرهای قیمت ارتباط بلندمدت وجود دارد و لذا شرط پیوستگی بازار برقرار است (طاهری ۱۳۸۲). روش انگل و گرنجر اساساً یک روش دو متغیره است، که فقط ارتباطات بین دو سری قیمت را مطالعه می‌کند. لذا نمی‌توان مدل‌های چند متغیره را تجزیه و تحلیل کرد. به علاوه این روش به قیمت‌های نرمال شده نسبت به سایر متغیرها حساس است (وینویا ۲۰۰۷).

فروت و روگوف^۴ (۱۹۹۵)، معادله [۲] که قابل گسترش به هر تعداد از کالا 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^۵ (۱۹۹۴) پیروی می‌کنند، علاوه بر اینکه قابل استفاده برای داده‌های پویا هستند، از محدودیت‌های ساختاری که در مدل‌های دو متغیره 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 $(n^2 - n) / 2$ مدل دو متغیره در یک مدل n متغیره وجود دارد (آشه و همکاران ۱۹۹۹ و گونزالس و هلفند^۶ ۲۰۰۱). این در حالی است که مدل‌های چند متغیره دارای یک مشکل اساسی می‌باشد، زیرا غالباً نتایج این مدل‌ها به تعداد متغیرهای لحاظ

مطالعات LOP مورد استفاده قرار می‌گیرد را به صورت زیر بیان نمود (زینیس ۱۹۹۹):

$$P_{At} = \alpha + \beta P_{Bt} + u_t \quad [1]$$

که P_{At} و P_{Bt} به ترتیب لگاریتم قیمت تخم‌مرغ در مناطق A و B (مثلاً استان تهران و قزوین)، α و u_t عرض از مبدا و جملات اخلال مدل می‌باشد. برای اینکه قانون قیمت واحد در حالت مطلق آن وجود داشته باشد، باید $\alpha=0$ و $\beta=1$ باشد. معمولاً فقط $\beta=1$ آزمون می‌شود و جمله ثابت به حساب هزینه‌های حمل و نقل و هزینه معامله که ثابت یا نسبتی از قیمت‌ها در طول دوره مورد مطالعه است، گذارده می‌شود. در این مورد کالاها جانشین کامل هستند. اگر $\beta \neq 1$ و $\alpha \neq 0$ در این صورت ارتباطی ما بین قیمت‌ها وجود دارد، اما این ارتباط ثابت نیست و کالاها جانشین ناقص هستند.

به طور معمول قیمت‌ها به صورت همزمان تعریف می‌شوند و به وسیله شرایط عرضه و تقاضای بازار تعیین می‌شود. با وجود این 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 بوسیله داد و ستد با بازار مرکزی بدون تحت تاثیر قرار دادن قیمت بازار مرکزی اصلاح می‌شود (آشه و همکاران ۲۰۱۲). به منظور بررسی پیوستگی بازار تخم‌مرغ در مناطق مورد مطالعه می‌توان از تکنیک هم‌جمعی بهره گرفت. به اعتقاد انگل و گرنجر^۱ (۱۹۸۷) اگر بازارها کارا باشند در این صورت قیمت‌ها در بازارهای مختلف باید هم‌گرا باشند. بر این اساس می‌توان ارتباط زیر را بین دو سری قیمت تخم‌مرغ در دو بازار در نظر گرفت:

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{jt} + \varepsilon_t \quad [2]$$

که P_i و P_j لگاریتم سری‌های قیمت تخم‌مرغ در دو بازار i مانند استان تهران و j مانند استان زنجان و ε_t جز اخلال است. α_0 بیانگر هزینه‌های حمل و نقل، هزینه‌های اجرائی و سایر هزینه‌های بازاریابی می‌باشد.

^۲. Cointegration

^۳. Integration

^۴. Froot & Rogoff

^۵. Johansen & Juselius

^۶. Gonzales & Helfand

^۱. Engle & Granger

نتایج حاصل از مرحله اول به همراه آزمون‌های مربوطه تخمین زده می‌شود. این رویکرد به ما اجازه می‌دهد تا نتایج متناقض حاصل از مرحله اول-که ناشی از متغیرهای حذف شده است- با تخمین یک مدل چند متغیره برطرف شود. چنانچه قیمتی با قیمت‌های دیگر در یک مدل چند متغیره هم‌جمع نباشد، آن قیمت وابسته به بازار مورد نظر نمی‌باشد. اگر مسائل مربوط به مشکل ابعادی تعداد بردارهای همگرایی را در مدل چند متغیره کاهش دهد، در این صورت امکان وجود تناقض ما بین نتایج هر دو روش مذکور وجود دارد. در این صورت روش دو متغیره بازارهای بیشتری را که وابسته به بازار مرکزی می‌باشد، معرفی می‌کند (همان منبع).

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 (VECM) مربوط به آن متغیرها است، که به صورت رابطه [۴] معرفی می‌شود:

$$\Delta P_t = \delta_1 \Delta P_{t-1} + \delta_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \delta_{k-1} \Delta P_{t-k-1} + \Pi P_{t-k} + U_t \quad [4]$$

برای توضیح بیشتر فقط دو بازار A و B مانند تهران و زنجان در نظر گرفته می‌شود. فرض می‌گردد این دو سری قیمت پویا و هم‌جمع از مرتبه یک می‌باشد. پس:

$$\begin{bmatrix} \Delta P_t^A \\ \Delta P_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_1 & b_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} P_{t-1}^A \\ P_{t-1}^B \end{bmatrix} \quad [5]$$

اگر $b_1 = -b_2$ ، آنگاه شرط LOP برقرار می‌باشد. همچنین جهت آزمون برونزایی ضعیف از پارامتر a استفاده می‌شود و اگر $a_1 \neq 0$ ، آنگاه یک تغییر در رابطه بلندمدت تا حدودی بوسیله تغییر در قیمت بازار A تصحیح می‌شود، متقابلاً اگر $a_2 \neq 0$ ، یک تغییر در رابطه بلندمدت تا حدودی بوسیله تغییر در قیمت بازار

شده در مدل حساسند. این مشکل صحت نتایج حاصل از مدل‌های چند متغیره را با مشکل مواجه می‌کند. هندری (۱۹۹۵)، از این مسئله به عنوان "مشکل ابعادی" نام می‌برد. استراتژی صریحی برای حل این مشکل وجود ندارد. به هر حال 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 دو متغیره یا به عبارتی ترکیبات قیمت تخم‌مرغ در دو استان به تفکیک مناطق شمالی و مرکزی کشور را برای یک مدل Π متغیره تخمین زده می‌شود. به طور خاص ویژگی‌های مدل‌های دو متغیره 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 (گونزالس و هلفند ۲۰۰۱). در مرحله بعد یک مدل چند متغیره یعنی مجموعه بازار در استان‌های شمالی و مرکزی منتخب کشور مبتنی بر

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 [۴] تمامی جملاتی که به صورت Δp_{t-1} در آمده- اند $I(0)$ خواهند بود. از آنجا که جملات اخلاص U_t نیز نوبه سفید $I(0)$ هستند، لازم است Πp_{t-k} نیز پایا و یا به عبارت دیگر $I(0)$ باشد (نوفرستی ۱۳۸۷).

استان‌های مورد نظر مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور از آزمون‌های ADF و KPSS برای سطح و تفاضل مرتبه اول لگاریتم سری زمانی قیمت انجام شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون پایایی سری زمانی لگاریتم قیمت

تخم مرغ در استان‌ها		
KPSS	ADF	بازار
۰/۱۲	-۷/۱***	قم
۰/۱۴	-۶/۴۸***	قزوین
۰/۰۸	-۷/۳۸***	زنجان
۰/۱۶	-۶/۳۵***	تهران
۰/۱۵	-۶/۵۹***	مازندران
۰/۱۱	-۷/۲***	گیلان
۰/۰۹	-۷/۲۳***	گلستان

***،**،* به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد

بر اساس نتایج هر دو آزمون، سری‌های زمانی لگاریتم قیمت تخم مرغ در بازارهای مربوطه با یکبارتفاضل-گیری پایا شده‌اند که نتایج مربوط به تفاضل مرتبه اول آنها در جدول ۱ ارائه شده است.

B تصحیح می‌شود. اگر $a_1 = 0$ ، بازار A بازار مرکزی است و اگر $a_2 = 0$ ، بازار B بازار مرکزی است. چنانچه $a_1 \neq a_2 \neq 0$ ، بازار مرکزی در این سیستم وجود ندارد و در صورت رد این فرض رابطه‌ی بلند مدت وجود ندارد (آشه و همکاران ۲۰۱۲).

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 آزمون-های دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) و KPSS بهره گرفته شده است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، شامل داده‌های ماهانه قیمت تخم مرغ طی سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۰ مربوط به استان‌های گیلان، مازندران، گلستان، تهران، قم، قزوین و زنجان می‌باشد که از بانک اطلاعاتی شرکت پشتیبانی امور دام کشور جمع‌آوری شده است.

نتایج و بحث

به منظور تجزیه و تحلیل هم‌جمعی لازم بود که خصوصیات ایستایی متغیرهای قیمت تخم مرغ در

جدول ۲- نتایج آزمون پیوستگی بازار تخم مرغ در بین دو استان از بین استان‌های مرکزی و آزمون‌های برونزایی ضعیف

بازار	فرض صفر: $I=I$ بردار هم‌جمعی	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	آزمون LOP (آماره LR)	آزمون برونزایی ضعیف (آماره χ^2)
زنجان - تهران	$I=0$	۱۳/۰۶*	۱/۹ (۰/۱۷)	۰/۴۲ (۰/۵۱)
قم - تهران	$I=0$	۱۸/۵۴*	۰/۰۲ (۰/۸۹)	۲/۴۴ (۰/۱۲)
زنجان - قم	$I=0$	۱۳/۲۴*	۰/۹۲ (۰/۳۴)	۰/۲۷ (۰/۶)
	$I \leq 1$	۰/۴۲		
	$I \leq 1$	۰/۴۵		
	$I \leq 1$	۰/۸		

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

مرکزی در جداول ۲ و ۳ گزارش شده است. جدول ۲، جفت بازارهایی را که با یکدیگر پیوسته می‌باشند را نشان می‌دهد و ترکیبات جفتی بازارهایی که پیوسته نمی‌باشند در جدول ۳ گزارش شده است. نتایج حاکی از

در ادامه پیوستگی دو متغیره یعنی پیوستگی بین بازار تخم مرغ دو استان در استان‌های مرکزی مورد سنجش واقع شد که نتایج حاصل از سنجش پیوستگی دوبازاری (جفتی) و آزمون‌های برونزایی ضعیف استان‌های

آن است که استان‌های تهران، زنجان و قم تشکیل یک بازار را می‌دهند. این مسئله بیانگر آن است که قیمت-های تخم مرغ در این سه استان روند تصادفی یکسانی را دنبال می‌کنند. آزمون‌های برونزایی ضعیف و LOP نیز این نتیجه را تایید می‌کنند. نظر به اینکه آماره LR^1 جهت سنجش شرط LOP، از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد لذا می‌توان عنوان نمود که از بین چهار استان مرکزی، استان‌های قم، زنجان و تهران 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. همچنین مقدار آماره χ^2 جهت آزمون برونزایی ضعیف از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد به عبارت دیگر هر سه استان به نوعی نقش رهبری قیمت را بر عهده دارند. با توجه به جدول ۳، استان قزوین بازاری است که در بلند مدت تحت تاثیر تغییرات قیمت سه استان تهران، قم و زنجان قرار نمی‌گیرد و به صورت یک بازار مجزا رفتار می‌کند. این موضوع را می‌توان به سهم بالای این استان در تولید تخم مرغ در مقایسه با دو استان قم و زنجان ارتباط داد.

جدول ۳- نتایج آزمون پیوستگی بازار تخم مرغ دو استان در بین استان‌های مرکزی

آزمون پیوستگی بازار تخم مرغ بین سه استان مرکزی یعنی تهران، قم و زنجان مورد آزمون قرار گرفت که نتایج مربوطه در جدول ۴ آمده است. نتایج نیز وجود دو بردار همگرایی در بین سه استان مرکزی را تایید می‌کند یعنی $r = k - 1 = 3 - 1 = 2$ که شرط لازم برای آزمون LOP می‌باشد. همچنین در بردارهای همگرایی محدودیت برابری ضریب یک استان با منفی یک و مجموع ضرایب استان‌ها دیگر با مثبت یک اعمال شد و مقدار آماره LR برای محدودیت اعمال شده معنی‌دار نمی‌باشد در نتیجه قانون قیمت واحد برای مدل تخمینی برقرار می‌باشد. برای آزمون استقلال بازار تخم مرغ از سایر استان‌ها در واقع آزمون رهبری آن استان در بازار تخم مرغ 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. نتایج حاصل از آزمون برونزایی ضعیف در جدول ۴ آمده است. بر اساس مقادیر χ^2 ملاحظه می‌شود که تمامی آزمون‌ها از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد لذا رهبری قیمت بین این سه استان وجود دارد که این نتیجه در راستای نتایج جدول ۲ می‌باشد.

بازار	فرض صفر	آماره آزمون
	$r = 0$	حداکثر مقدار مشخصه
زنجان - قزوین	$r = 0$	۱۰
	$r \leq 1$	۰/۹۴
قم - قزوین	$r = 0$	۱۱
	$r \leq 1$	۰/۹۳
قزوین - تهران	$r = 0$	۷/۵۳
	$r \leq 1$	۰/۶۲

با توجه به اینکه بازار تخم مرغ استان قزوین پیوستگی با سایر استان ندارد لذا در کاربرد رهیافت همجمعی یوهانسون از جمع استان‌ها کنار گذاشته شد. در نتیجه

¹. Log-Likelihood Ratio

جدول ۴- نتایج آزمون پیوستگی بازار تخم مرغ استان‌های مرکزی و آزمون‌های برونزایی ضعیف

بازار	فرض صفر: $r=I$ بردار هم‌جمعی	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	LOP (آماره LR)	آزمون برونزایی ضعیف (آماره χ^2)
زنجان	$r=0$	۲۳/۰۶**	۰/۷۲ (۰/۴)	
قم	$r \leq 1$	۱۲/۸۵*		۰/۴۱ (۰/۵۲)
تهران	$r \leq 2$	۰/۵۴		۱/۱۴ (۰/۲۸)

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

جدول ۵- نتایج آزمون پیوستگی بازار تخم مرغ در دو استان در بین استان‌های شمالی و آزمون‌های برونزایی ضعیف

بازار	فرض صفر: $r=I$ بردار هم‌جمعی	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	LOP (آماره LR)	آزمون برونزایی ضعیف (آماره χ^2)
گیلان	$r=0$	۱۴/۷**	۱۰/۵۴*** (۰/۰۰۱)	
تهران	$r \leq 1$	۰/۴۷		۷** (۰/۰۱)
گلستان	$r=0$	۱۷/۲**	۰/۷۲ (۰/۴)	
تهران	$r \leq 1$	۰/۴۴		۰/۱۸ (۰/۶۷)
مازندران	$r=0$	۱۷۴/۱۲**	۴/۳۴** (۰/۰۴)	
تهران	$r \leq 1$	۰/۳		۱/۹۶ (۰/۱۶)
گیلان	$r=0$	۱۹/۲۸**	۷/۲۹** (۰/۰۱)	
گلستان	$r \leq 1$	۰/۵		۰/۱۴ (۰/۷)
گلستان	$r=0$	۱۵/۱۳**	۰/۴۱ (۰/۵۲)	
مازندران	$r \leq 1$	۰/۵۴		۲/۴۳ (۰/۱۲)
گیلان	$r=0$	۱۳/۷*	۷/۵۴** (۰/۰۱)	
مازندران	$r \leq 1$	۱/۴		۱/۰۲ (۰/۳۱)

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

ضعیف در ترکیبات دو استانی، می‌توان از نتایج پیوستگی چند متغیره یا همان چند استانی بین استان‌های شمالی که در جدول ۶ گزارش شده‌اند استفاده کرد. با توجه به آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه وجود سه بردار همگرایی در بین چهار استان تایید می‌شود یعنی $r=k-1=4-1=3$ که شرط LOP برای این چهار استان در حالت چند متغیره وجود دارد. همچنین در بردارهای همگرایی محدودیت برابری ضریب یک استان با منفی یک و مجموع ضرایب استان‌های دیگر با مثبت یک اعمال شد و مقدار آماره LR برای محدودیت‌های اعمال شده معنی‌دار نمی‌باشد در نتیجه قانون قیمت واحد برای مدل تخمینی برقرار می‌باشد. برای آزمون رهبری قیمت یک

در ادامه، پیوستگی بازار بین بازار تخم مرغ دو استان در بین استان‌های شمالی مورد آزمون واقع شد که نتایج حاصل از پیوستگی دو متغیره و آزمون‌های برونزایی ضعیف استان‌های شمالی در جدول ۵ گزارش شده است. از آنجائیکه آماره LR جهت سنجش شرط LOP در بیشتر ترکیبات جفتی از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد، در نتیجه شرط LOP در بیشتر ترکیبات جفتی برقرار نمی‌باشد. نتایج مقدار آماره χ^2 جهت آزمون برونزایی ضعیف نیز نشان می‌دهد که استان‌های تهران و مازندران در بیشتر ترکیبات نقش رهبری قیمت را دارند. با عنایت به نتایج جدول ۵ و تناقض در نتایج این جدول در خصوص شرط LOP و آزمون برونزایی

حاصل از انجام این آزمون در جدول ۶ گزارش شده است که نتایج نشان می‌دهد از بین چهار استان شمالی فقط استان تهران نقش رهبری قیمت را دارا می‌باشد.

استان در بازار تخم مرغ از آزمون برونزایی ضعیف استفاده شد. 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. نتایج

جدول ۶- نتایج آزمون پیوستگی بازار تخم مرغ استان‌های شمالی و آزمون‌های برونزایی ضعیف

بازار	فرض صفر: $T = \text{بردار هم‌جمعی}$	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	LOP (آماره LR)	آزمون برونزایی ضعیف (آماره χ^2)
گیلان	$T=0$	۲۸/۸۹**	۰/۵۴(۰/۴۶)	
گلستان	$T \leq 1$	۱۹/۲۱*		۸/۶۳***(۰/۰۰)
مازندران	$T \leq 2$	۱۳/۵۳**		۴/۰۳**(۰/۰۴)
تهران	$T \leq 3$	۰/۴		۲/۵۹(۰/۱۱)

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

نتیجه‌گیری

فرضیه بازار مرکزی از مباحث مهم در مطالعات پیوستگی بازار می‌باشد زیرا در صورت برقراری این فرض نظارت و سیاست‌گذاری‌ها بسیار آسان می‌باشد. علاوه بر این بسیاری از مطالعات تجربی، وجود بازار مرکزی را در مدل‌های اقتصادی تایید می‌کنند. عموماً در ادبیات موضوع جهت سنجش پیوستگی بازار شرط LOP از تکنیک همجمعی یوهانسون بهره گرفته می‌شود، اما توجه به این نکته ضروری است که زمانی که بیش از دو بازار پیوسته می‌باشند امکان وجود بیش از یک بازار مرکزی وجود دارد. 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 دو متغیره یعنی جفت‌هایی دو استانی استفاده کرد که در مطالعه حاضر بدین طریق رفتار شده‌است. در ادامه تحقیق برای بازارهایی که قیمت‌های آنها از یک روند تصادفی تبعیت می‌کردند، آزمون پیوستگی چند متغیره بهره گرفته شده است.

شمالی (تهران، مازندران، گیلان و گلستان) انجام شد. نتایج تحقیق نشان داد که در بین استان‌های مرکزی سه استان تهران، قم و زنجان پیوسته بوده و به صورت یک بازار واحد عمل می‌کنند. این در حالی است که استان قزوین به صورت یک بازار مجزا از این سه استان رفتار می‌کند. نتایج حاصل از آزمون برونزایی ضعیف نیز نشان داد که فرضیه بازار مرکزی در بین این سه استان رد می‌شود و هیچ یک از این سه استان نقش رهبری قیمت را ندارند. براین اساس می‌توان نتیجه‌گیری شود که بازار تخم مرغ در استان تهران، قم و زنجان یکپارچه بوده است و تغییرات سیاستی و یا تغییرات فاکتورهای عرضه و تقاضا در یکی از این استان‌ها بر قیمت تخم مرغ در سایر استان‌ها اثرگذار خواهد بود، لذا به مدیران و سیاست‌گذاران توصیه می‌شود که اتخاذ سیاست‌های قیمت‌گذاری و مدیریت بازار تخم مرغ در این استان جانب احتیاط بیشتری را رعایت نمایند زیرا که قیمت تخم مرغ در این استان پیوسته به هم می‌باشد و اثرات این سیاست‌ها تولید کنندگان و مصرف کنندگان تخم مرغ در سایر استان‌ها (استان‌های پیوسته) را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

این مطالعه بر روی بازار تخم مرغ در بین استان‌های مرکزی (تهران، زنجان، قم و قزوین) و استان‌های

اجرا کند آثار این سیاست به‌طور کامل در کوتاه‌مدت به استان‌های دیگر نیز منتقل شده و رفاه تولید کنندگان و مصرف کنندگان این استان‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

سیاسگزاری

از زحمات شرکت پشتیبانی امور دام کشور جهت همکاری صمیمانه و بی دریغشان جهت در اختیار گذاشتن کلیه آمار و اطلاعات مورد نیاز، تشکر و قدرانی می‌گردد.

در خصوص استان‌های شمالی نتایج آزمون‌های مربوطه نشان داد که شرط پیوستگی بازار در خصوص چهار استان مذکور برقرار می‌باشد. همچنین نتایج حاصل از آزمون برونزایی ضعیف جهت آزمون فرضیه بازار مرکزی حاکی از آن است که استان تهران در بین استان‌های شمالی نقش رهبری قیمت را بر عهده دارد. با توجه به این‌که بازار این محصول در بین استان‌ها پیوسته بوده و قانون قیمت واحد نیز در آن جاری می‌باشد، این استان‌ها به عنوان یک بازار تلقی گردیده و بازار از لحاظ کارایی در سطح بالایی قرار دارد، بنابراین دولت هرگونه سیاستی را در هریک از استان‌ها

منابع مورد استفاده

- ابونوری ا و مجاوریان م، ۱۳۸۱. تحلیل قانون یک قیمتی در بازار محصولات زراعی ایران. فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، شماره ۲۵، صفحه‌های ۸۵-۱۲۶.
- اکبرزاده م، ۱۳۸۴. بررسی پیوستگی بازار برنج در ایران. پنجمین کنفرانس دوسالانه اقتصادکشاورزی ایران، شهریور ۱۳۸۴، زاهدان.
- بی نام، ۱۳۹۰. مرکز آمار ایران. بخش سالنامه‌های آماری استان، قابل دسترس در سایت www.amar.org.
- خلیق پ، مقدسی ر. ۱۳۸۸. قانون قیمت‌های واحد در بازار گیاهان دارویی ایران (مطالعه موردی: جو و برنج). اولین همایش منطقه‌ای اقتصاد و بازاریابی گیاهان دارویی (غرب کشور)، اسفند ۱۳۸۸، سنندج.
- رستمیان ر، ۱۳۸۸. بررسی پیوستگی بازار گوشت ماهی در ایران. هفتمین کنفرانس دوسالانه اقتصادکشاورزی ایران، بهمن ۱۳۸۸، کرج.
- شاه‌ولی ا و بخشوده م، ۱۳۸۴. بررسی پیوستگی بازارهای آبیان ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۵: ۶۹-۸۵.
- صحرائیان م و بخشوده م، ۱۳۸۶. بررسی پیوستگی بازارهای داخلی و جهانی گندم در ایران. فصلنامه اقتصادکشاورزی و توسعه، شماره ۵۹، صفحه‌های ۹۷-۱۱۸.
- طاهری ف، ۱۳۸۲. بررسی بازاریابی گردو در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصادکشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه زابل.
- فلسفیان آ و زیبایی م، ۱۳۸۴. یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد (بازار گوشت گوسفند و گوساله در استان‌های منتخب). مجله علوم و صنایع کشاورزی، شماره ۱۹(۱)، صفحه‌های ۱۷۳-۱۸۰.
- مجاوریان م و امجدی ا، ۱۳۷۶. بررسی پیوستگی بازارهای فاصله‌ای و قانون یک قیمتی. اقتصادکشاورزی و توسعه، شماره ۸، صفحه‌های ۱۶۵-۱۸۷.

Asche F, Gjolberg O and Guttormsen AG, 2012. Testing the Central Market Hypothesis: a Multivariate Analysis of Tanzanian Sorghum Markets. *Agricultural Economics*, 43, 115-123.

- Asche F, Bremnes H and Wessells CR, 1999. Product Aggregation, Market Integration and Relationships between Prices: an Application to World Salmon Markets. *American Journal Agricultural Economics*, 81: 568- 581.
- Engle RF and Granger CWJ, 1987. Cointegration and correction: representations, estimation and testing. *Econometrica* 55: 251-276.
- Froot KA and Rogoff K, 1995. Perspectives on PPP and Long-Run Exchange Rates. In: Grossmann G, Rogoff K. (Eds.), *Handbook of International Economics*, 3. Elsevier, Amsterdam.
- Gonzalez-Rivera G and Helfand SM, 2001. The Extent, Pattern, and Degree of Market Integration: a Multivariate Approach for the Brazilian Rice Market. *American Journal Agricultural Economics*, 83: 576-592.
- Hendry DF, 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.
- Olsson, O, Hillring, B, Vinterbäck, J (2011) European Wood Pellet Market Integration – A Study of the Residential Sector. *Biomass and Bioenergy* 35(1), 153-160. Elsevier.
- Pendell D and Schroeder, 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 Agricultural Economics*, 68(1): 109- 120.
- Taka Yama T and Judge GG, 1971. *Spatial and temporal Price allocation models*. North Holland Publishing CO, Amsterdam.
- Vinuya FD, 2007. Testing for market integration and the law of one price in world Shrimp markets. *Aqu Econ Man* 11:243-265.
- Zanias GP, 1999. Seasonality and spatial integration in agricultural (product) market. *Agricultural Economics* 20:225-262.

Testing the market integration and central market hypothesis in the selected egg markets

M Ghahremanzade^{1*} and H Mahmoodi²

Received: July 30, 2012 Accepted: September 09, 2013

¹ Associate Professor, Department of Agricultural Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran

² PhD Student, Department of Agricultural Economics, University of Tabriz, Tabriz, Iran

*Corresponding author: Email: ghahremanzadeh@tabrizu.ac.ir

Abstract

One of the main assumptions in the market integration issue is the central market hypothesis. The objective of this study is recognizing the central market of egg in the north provinces (Tehran, Mazandaran, Gilan and Golestan) and central provinces (Tehran, Gom, Gazvin and Zanzan) using Johansson cointegration test. Results showed that Tehran market has a price leadership role in the north province markets. Between the central province markets, the three markets of Gom, Zanzan and Tehran constitute one market that satisfy the LOP conditions. Furthermore, the result of weak exogenous test indicated that these three markets have price leadership role in egg markets. Also, the variability of egg prices in Tehran, Gom and Zanzan markets do not affect the Gazvin egg market in the long-run period, that is treats as separable market.

Keywords: Central market, Market integration, Egg, Vector cointegration