سرریز نوسان قیمت تخم‌مرغ و پیوستگی بازار در استان‌های منتخب

بهاره معدنیان[1]
bmadanian@gmail.com

چکیده

با توجه به اهمیت غذایی تخم مرغ و مصـــرف بالای روزانه آن در خانوارهای ایرانی، شـــناخت ارتباط بین توزیع مکانی قیمت‌های بازار تخم‌مرغ، چگونگی اثرگذاری یا اثرپذیری تغییرات قیمت و انتقال نوســانات و شــوک‌های قیمتی از یک مکان تا مکان دیگر برای این کالا ضــروری به نظر می‌رســد.در این مطالعه، نتیجه دو الگوی متفاوت پیوســتگی بازار و انتقال نوســانات برای بازار تخم‌مرغ اســتان‌های هدف مقایســه می‌شــود. بدین منظور با اســتفاده از داده‌های ماهانه از ســال ۱۳۸۷-۱۳۹۴و با کاربرد آزمون‌های پیوســتگی بازار و الگوهای انتقال نوسانات چند متغیره (M-GARCH) با تکنیک BEKK، به بررسی پیوستگی بازار و انتقال نوسانات و شوک‌های قیمت تخم‌مرغ بین سه اســتان تهران، قزوین و زنجان پرداخته شــده اســت. نتایج مطالعه نشــان از پیوســتگی بلندمدت بازار تخم‌مرغ در بین اســتان‌ها و همچنین معنی‌داری انتقال شوک‌ها و نوسانات بین استان‌ها دارد. به نظر می‌رسد باید با تثبیت تولید، پخش مناسب تخم‌مرغ و کاهش نوسانات قیمت تخم‌مرغ، از انتقال نوسانات بین استان‌ها جلوگیری شود.

طبقه بندی JEL: Q11، Q13، C22

کلیدواژگان: پیوستگی بازار، نوسانات قیمت، OLP، M-GARCH، BEKK.

[1] .کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد

مقدمه

بازار محصولات کشاورزی نوعی از بازار است که تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان با یکدیگر ارتباط مستقیم نداشته و در مکان‌های مختلف به‌طور مستقل قرار دارند. توزیع مکانی تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان موجب تبعیض قیمت محصول و همچنین انتقال نوسانات قیمت در نقاط مختلف می شود. از دیدگاه نظری این اختلاف قیمت حداقل برابر هزینه حمل است، ولی در واقعیت عواملی از قبیل اطلاع‌رسانی ضعیف، ضایعات محصولات، نسبت تراکم جمعیت بازارهای انحصاری و کمبود تجهیزات ترابری و ارتباطی موجب اختلاف معنی‌دار در قیمت یک محصول در مکان‌های مختلف می‌شود. هرچه آثار اینگونه عوامل بر تفاوت یا تبعیض قیمتی بیشتر باشد، بازار محصول از کارآیی کمتر برخوردار بوده و نظام یک قیمتی محصول، ضعیف تلقی می‌گردد. بنابراین، عوامل توسعه‌نیافتگی بازار مانند انحصار خرید یا فروش، اطلاع‌رسانی ناکافی و پرهزینه مانع از دستیابی به کارآیی بازار شده و باعث اختلال در توزیع درآمد خواهد شد. از ویژگی‌های محصولات کشاورزی نوسانات مداوم قیمت در بازارهای آن‌ها است. نوسانات قیمتی در بازار محصول کشاورزی در اثر تغییرات فصلی (به دلیل تغییرات شرایط جوی)، تغییرات سیکلی (به دلیل وقفه بین تصمیم‌گیری برای تولید تا تولید توسط تولیدکنندگان)، تغییرات روند (به دلیل شرایط اقلیمی، تغییرات فناوری، جمعیت تقاضاکننده و تغییر سلیقه) و تغییرات غیرقابل پیش‌بینی (بحران‌های طبیعی و انسانی) ایجاد می‌شود (ابونوری و مجاوریان، ۱۳۸۱). بازار محصول تخم‌مرغ از جمله این بازارها می‌باشد که در سالیان اخیر دچار نوسانات قیمتی می‌باشد. با توجه به اهمیت غذایی تخم مرغ و مصرف بالای روزانه آن در خانوارهای ایرانی، شناخت ارتباط بین توزیع مکانی قیمت‌های بازار تخم‌مرغ، چگونگی اثرگذاری یا اثرپذیری تغییرات قیمت و انتقال نوسانات و شوک‌های قیمتی از یک مکان تا مکان دیگر ضروری به نظر می‌رسد. لذا هدف از این مطالعه بررسی پیوستگی و همچنین انتقال نوسانات و شوک‌های قیمت در بازار محصول تخم‌مرغ در استان‌های تهران، قزوین و زنجان می‌باشد. همچنین در این مطالعه بین دو الگوی مختلف اقتصادسنجی یک ارتباط منطقی ایجاد می شود. در حقیقت نتایج بخش پیوستگی بازار با نتایج بخش انتقال نوسانات که از الگوی اقتصادسنجی دیگری برای تخمین آن استفاده می‌شود، مقایسه می‌شود تا سازگاری نتایج این دوبخش ارزیابی شود. مطالعه این بازارها به دلیل هم‌جواری این استان‌ها، بالاترین تولید کشور در این استان‌ها و قرار گرفتن در بلوک مرکز کشور، از لحاظ داد و ستد نهاده‌های مورد استفاده در تولید محصول مورد نظر و هم‌چنین عرضه و تقاضای محصول بین استان‌ها دارای اهمیت می‌باشد.

صنعت پرورش طیور در کشور ما از شش فعالیت اصلی، پرورش مرغ لاین، پرورش مرغ اجداد، پرورش مرغ مادر، تولید جوجه یکروزه، پرورش مرغ تخمگذار، پرورش مرغ گوشتی و یک فعالیت جنبی پرورش پولت تشکیل شده است. از بین فعالیت های یاد شده، اطلاع از چگونگی نحوه فعالیت های مرغداری های پرورش مرغ تخمگذار بسیار حائز اهمیت است، زیرا که محصول اصلی و تولید نهایی این دسته از مرغداری ها، تخم مرغ خوراکی است که به عنوا ماده پروتیینی مهم و مغذی در تامین بخشی از پروتیین حیوانی مورد نیاز جامعه سهم بسزایی دارد. براساس نتایج حاصل از اجرای طرح در سال ۱۳۹۴، تعداد ۱۴۰۲ مرغداری با فعالیت مرغ تخمگذار در کشور وجود داشته است که از این

تعداد ۱۱۴۰ واحد مرغداری فعال و ۲۶۲ واحد غیر فعال می-باشد. واحدهای فعال مجموعاً دارای ۵۴۲۶ سالن پرورش با ظرفیت ۷۶ میلیون قطعه مرغ تخمگذار بوده اند.

مجاوریان و امجدی(۱۳۷۶)، در مطالعه‌ی خود پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد [1] (LOP) را در بازار برنج ۵ استان کشور با استفاده از الگوی راوالیون[2] بررسی کردند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که هیچ یک از بازارها مستقل از یکدیگر نیستند و همچنین بین بازارها ارتباط کوتاه‌مدت آنی وجود ندارد. ابونوری و مجاوریان (۱۳۸۱)، در مطالعه‌ی خود پیوستگی بازارهای پنج محصول منتخب زراعی (برنج، پیاز، زعفران، سیب‌زمینی و عدس) را در ۱۹ استان مهم کشور با استفاده از الگوی راوالیون برا ساس 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)، در مطالعه‌ی پیوستگی بازار برنج را در دو استان گیلان و تهران با استفاده از آزمون علیت گرنجر و با کاربرد شاخص ماهانه بهای خرده فروشی 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 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 هیچ یک از بازارها قانون قیمت واحد برقرار نمی‌باشد. و همچنین برای گوشت گوسفند، به‌غیر از بازار خوزستان - کرمان بقیه بازارها پیوسته بوده و قانون قیمت واحد برای هیچ یک از بازارها برقرار نمی‌باشد. شاه‌ولی و بخشوده (۱۳۸۴)، در مطالعه‌ای پیوستگی بازارهای عمده شیلات ایران را در سه منطقه مهم کشوربا استفاده از آزمون انگل – گرنجر بررسی نمودند. یافته های 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 همجمعی انگل– گرنجر محاسبه کردند. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد اغلب بازارهای داخلی گندم پیوستگی درازمدت دارند، اما براساس 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. اردی بازار و مقدسی(۱۳۸۸) با مدل‌سازی بر پایه مدل شناسایی منابع نوسان لیفرت[3]، عوامل قیمت جهانی و نرخ ارز را از منابع نوسان قیمت تولید کننده داخلی محصولات گوشت گوساله و ماکیان معرفی می‌کنند. شاهنوشی

[1]. Low of One Price (LOP)

[2]. Ravallion

[3] . Liefert

و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی نوسانات و گردش سیکلی قیمت ذرت پرداخته‌اند. در این مطالعه با استفاده از داده‌های روزانه به بررسی قیمت ذرت در بورس کالای ایران با استفاده از الگوی هارمونیک برای الگوسازی چرخه های سیکلی و از الگوی GARCH برای مدل سازی نوسانات قیمت ذرت بهره جسته‌اند. نتایج تحلیل هارمونیک نشان دهنده‌ی چرخه‌ی بلندمدت ۲۱ ماهه در قیمت ذرت در دوره‌ی مورد بررسی است. نتایج مدل GARCH نشان داد که جز عوامل اخلال که سهم کمی در ایجاد واریانس شرطی در قیمت ذرت دارند، نوسانات قیمت باعث تشدید نوسانات قیمت ذرت در آینده می‌شود.

پنگ و مارچانت[1] (۲۰۰۳)، در مطالعه‌ای به بررسی روابط مکانی قیمت میان بازارهای منطقه‌ای گوشت گاو در چین با استفاده از داده‌های ماهانه با 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 و وجود روابط کوتاه‌مدت بر اساس مدل تصحیح‌خطا در بیشتر بازارها تایید نگردید. وینویا[2] (۲۰۰۷)، در مقاله‌ای با عنوان «آزمون پیوستگی بازار و قانون قیمت واحد برای بازار میگوی جهان»، با استفاده از داده‌های ماهانه‌ی 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 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[3] (۲۰۱۰)، 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. آپرگیس و رزیتیس[4] (۲۰۱۱)، نوسانات قیمت محصولات کشاورزی و عوامل کلان اقتصادی را با الگوی GARCH[5] در کشور یونان بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه مثبت و معنی‌دار میان سیاست‌های کلان اقتصادی و نوسانات قیمت محصولات کشاورزی وجود دارد که بیانگر نااطمینانی در بازار تولید مواد غذایی و در پی آن مشکل تصمیم‌گیری برای تولیدکننده است. بنابراین لزوم دخالت دولت در زمینه تخصیص اعتبارات برای سرمایه‌گذاری در این بخش ناگزیر می‌نماید که البته با کاهش رفاه عمومی همراه خواهد بود.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه ابتدا پیوستگی بازار قیمت تخم‌مرغ بررسی شده و سپس به بررسی نحوه انتقال نوسانات و شوک‌های قیمتی تخم‌مرغ بین استان‌های هدف پرداخته می شود. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه، شامل داده‌های ماهانه

[1]. Peng and Marchant
[2] Vinuya
[3] Olsson et al
[4] Apergis & Rezitis
[5] Generalized Autoegressive Conditional Heteroskedasticity

قیمت تخم‌مرغ طی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۸۷ مربوط به استان‌های تهران، قزوین و زنجان می‌باشد که از بانک اطلاعاتی شرکت پشتیبانی امور دام کشور جمع‌آوری شده است. بدین منظور ابتدا مفهوم پیوستگی و نحوه تخمین آن بیان می‌شود، سپس به ارائه الگوی نظری انتقال نوسانات با استفاده از الگوی BEKK که زیرشاخه‌ای از M-GARCH می‌باشد پرداخته می‌شود.

مفهوم پیوستگی بازار از دیدگاه تاکایاما و جاج (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. راوالیون (۱۹۸۶)، پیوستگی بین بازارها را به دو دسته پیوستگی کوتاه‌مدت و پیوستگی بلندمدت تقسیم می‌کند. در پیوستگی کوتاه‌مدت، تغییرات قیمت به طور 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[1]، معتقد است که در صورتی می‌توان بازار را کارا دانست که تفاوت قیمت در دو بازار تنها به‌دلیل هزینه‌های حمل‌ونقل و سایر هزینه‌های بازاریابی بین دو بازار باشد و این مساله یعنی وجود تعادل رقابتی فاصله‌ای را تحت عنوان قانون یک قیمتی (LOP) عنوان کرد و آن را شرط اساسی پیوستگی بازار دانست.

رابطه اساسی که در مطالعات LOP مورد استفاده قرار می‌گیرد به صورت زیر است (زینیس، ۱۹۹۹):

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

که P_{tB} و P_{tA} به ترتیب لگاریتم قیمت تخم‌مرغ در مناطق A و B (مثلا 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 $\beta=1$ و $\alpha=0$ باشد. معمولا 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 $\beta\neq1$ و $\beta\neq0$ 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، آنچنان که همه‌ی قیمت‌ها به تغییرات دیگر قیمت‌ها پاسخ می‌دهند. یکی از قیمت‌ها برونزا است اگر به تغییرات دیگر قیمت‌ها واکنش نشان ندهد. این قیمت به وسیله شرایط عرضه وتقاضای بازار تعریف می‌شود که مستقل از سیستم قیمت‌ها می‌باشد. با وجود این شوک‌های عرضه و تقاضا در این بازار در دیگر بازارها منعکس می‌شود، چون بازار پیوسته می‌باشد. بنابراین این بازار، بازار مرکزی[2] است و

[1]. Zanias
[2]. Central Market

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 (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:

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

که P_i و P_j سری‌های قیمت تخم مرغ 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. انگل و گرنجر، آزمون هم‌گرایی را برای دو جفت قیمت که هر دو پیوسته از یک درجه هستند، یک ترکیب خطی به صورت زیر تعریف می‌کنند:

$$\varepsilon t=Pi\ t-\alpha Pjt \qquad (۳)$$

به منظور آزمون هم‌گرایی متغیرهای قیمت، از آزمون ریشه واحد برای باقی‌مانده به دست آمده در معادله (۳) استفاده می شود. 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).

فروت و روگوف (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 (۱۹۹۴) پیروی می‌کنند، علاوه بر اینکه قابل استفاده برای داده‌های پویا هستند، از محدودیت‌های ساختاری که در مدل‌های دو متغیره وجود دارد مبرا می‌باشد. در مطالعه حاضر ابتدا تمام ترکیبات دو متغیره یا به عبارتی ترکیبات قیمت تخم‌مرغ در دو استان مرکزی کشور را برای یک مدل n 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 اجتناب کنیم. در مرحله بعد یک مدل چند متغیره یعنی مجموعه بازار در استان‌های مرکزی منتخب کشور 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 اول-که ناشی از متغیرهای حذف شده است- با تخمین یک مدل چند متغیره برطرف شود (گونزالس و هلفند، ۲۰۰۱). سپس به منظور نشان دادن تاثیر نوسان قیمت بین استان‌های مختلف 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[1] (VECM) مربوط به آن متغیرها است، که به صورت رابطه (۴) معرفی می‌شود:

$$\Delta p_t = \delta_1 \Delta p_{t-1} + \delta_2 \Delta p_{t-2} + \ldots + \delta_{k-1} \Delta p_{t-k-1} + \Pi p_{t-k} + U_t \qquad (۴)$$

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 معادله (۴) 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، ۱۳۸۷).

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:

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

اگر $b_1 = -b_2$، آنگاه شرط LOP برقرار می‌باشد. جهت آزمون برونزایی ضعیف از پارامتر a استفاده می شود. اگر $a_1 \neq 0$، آنگاه یک تغییر در رابطه بلند مدت تا حدودی بوسیله تغییر در قیمت بازار A تصحیح می‌شود، متقابلا اگر $a_2 \neq 0$ ، آنگاه یک تغییر در رابطه بلند مدت تا حدودی بوسیله تغییر در قیمت بازار B تصحیح می شود. همچنین اگر $a_1 = 0$ ، آنگاه بازار A بازار مرکزی است و اگر $a_2 = 0$ ، آنگاه 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).

به کارگیری 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 دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) بهره گرفته شده است. در ادامه به بیان تئوریک انتقال نوسانات و شوک‌های قیمتی تخم‌مرغ بین سه استان پرداخته می‌شود.

وقتی نوسانات یک بازار به زمان وابسته باشد، برای اندازه‌گیری گشتاور مرتبه دوم شرطی از خانواده ARCH استفاده می‌شود. شکل تعمیم‌یافته الگوی ARCH، الگوی GARCH می‌باشد، که بیشتر استفاده می‌شود. الگوی GARCH نه تنها تابع مربع پسماندهای گذشته خود می‌باشد بلکه تابع واریانس شرطی تأخیری آنها نیز می‌باشد. به همین دلیل این الگو بهتر می‌تواند واریانس جمله خطا را لحاظ نماید. الگوی GARCH برای تخمین یک متغیر

[1]. Vector Error Correction Model

کاربرد دارد، برای این‌که بتوان اثرات چندین متغیر را بروی یکدیگر بررسی نمود از تصریح این الگو به نام Multivariate GARCH بهره گرفته می‌شود. در این الگو می‌توان بررسی نمود که آیا نوسانات و ش.ک‌های قیمت یخ‌مرغ استان تهران رو قیمت تخم‌مرغ استان قزوین اثر معنی‌دارد دارد یا خیر. تصریح الگو به شکل زیر می‌باشد:

معادله ۶ و ۷ بیانگر معادلات میانگین و واریانس شرطی الگوی M-GARCH(p,q) می‌باشد.

$$Y_t=\mu_t+\sigma_t z_t \qquad ,z_t\sim NID(0,1) \qquad (۶)$$

$$\mu t = a + \sum_{i=1}^{k} biXi,t$$

$$\sigma_t^2 = \alpha 0+\alpha 1\ \varepsilon_{t-1}^2 +\cdots +\alpha q\ \varepsilon_{t-q}^2 +\beta 1\ \sigma_{t-1}^2 \cdots +\beta p\sigma_{t-p}^2 = \alpha 0+\sum_{i=1}^{q}\alpha i\varepsilon_{t-i}^2+\sum_{i=1}^{p}\beta i\sigma_{t-i}^2$$

$$\varepsilon_t\sim NID(0,H_t) \qquad (۷)$$

واریانس شرطی، تابع مقدار تأخیرهای خود و تأخیرهای پسمانده‌های خطای خود و H_t ماتریس کوواریانس می‌باشد، که تابعی از تأخیرهای کوواریانس و تأخیرهای ضرب متقاطع پسمانده‌های خود می‌باشد. این مقدار میانگین صفر دارد و صورت نرمال توزیع شده است:

$$H_t = C'C + \alpha'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}\alpha + \beta' H_{t-j}\beta \qquad (۸)$$

این ماتریس مثبت معین می‌باشد، که برای تخمین از روش BEKK استفاده می‌شود. از مشخصه‌های این روش عمومی بودن و اینکه واریانس کوواریانس این سری زمانی هم‌دیگر را متأثر می‌کنند و در این روش نسبت به روش‌های دیگر پارامترهای کمتری تخمین زده می‌شود.

نتایج

به منظور تجزیه و تحلیل هم‌جمعی لازم است که خصوصیات ایستایی متغیرهای قیمت تخم‌مرغ در استان‌های مورد نظر مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور از آزمون ADF استفاده شده که نتایج مربوطه در جدول (۱) ارائه شده است. این آزمون برای سطح و تفاضل مرتبه اول لگاریتم سری زمانی قیمت انجام شده است. طول وقفه بهینه برای آزمون‌ها توسط معیار شوارتز[1] انتخاب شد. همان‌طور که در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد، سری‌های زمانی لگاریتم قیمت تخم مرغ با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا می‌گردند، بنابراین سری‌های زمانی مذکور شرط لازم برای انجام آزمون پیوستگی بازار توسط روش یوهانسون را دارا می‌باشند.

[1]. Schwarz Criterion

جدول ۱. نتایج آزمون پایایی سری‌زمانی لگاریتم قیمت تخم‌مرغ در استان‌ها

سطح آمار / متغیر	تعداد وقفه	معادله تخمینی	مقدار آماره t محاسباتی	مقدار آماره t در سطح ۱٪	مقدار آماره t در سطح ۵٪	مقدار آماره t در سطح ۱۰٪
تهران	۱۰	سطح	-۱.۴۱	-۳.۵۵	-۲.۹	-۲.۶
		تفاضل اول	-۸	-۳.۵۵	-۲.۹	-۲.۶
قزوین	۱۰	سطح	-۱.۵	-۳.۵۵	-۲.۹	-۲.۶
		تفاضل اول	-۷.۶	-۳.۵۵	-۲.۹	-۲.۶
زنجان	۱۰	سطح	-۱.۵۲	-۳.۵۵	-۲.۹	-۲.۶
		تفاضل اول	-۷.۵۶	-۳.۵۵	-۲.۹	-۲.۶

ماخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه پیوستگی دو متغیره یعنی پیوستگی بین بازار تخم مرغ جفتی در استان‌های تهران، قزوین و زنجان مورد سنجش واقع شد که نتایج حاصل از پیوستگی دو متغیره (جفتی) و آزمون‌های برونزایی ضعیف استان‌های فوق در جدول (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 آن است که استان‌های تهران و زنجان و همچنین زنجان و قزوین تشکیل یک بازار را می‌دهند. این مسئله بیانگر این موضوع است که این قیمت‌های تخم مرغ در این استان‌ها روند تصادفی یکسانی را دنبال می‌کنند. نتایج آزمون برونزایی ضعیف در جدول (۲) نشان می‌دهد که در ترکیب جفتی زنجان- تهران، استان تهران و در ترکیب جفتی زنجان-قزوین، استان قزوین نقش رهبری قیمت را دارا می‌باشد. با توجه به جدول (۳)، رابطه بلندمدتی بین قیمت استان‌های قزوین و تهران وجود ندارد. در واقع قیمت این دو بازار در بلند مدت تاثیری بر روی یکدیگر ندارند. نتایج جدول (۱) و (۲) نشان می‌دهند که دو بازار تهران و قزوین در بین استان‌های مورد مطالعه به صورت مجزا رفتار نموده و به گونه‌ای نقش رهبری قیمت را دارا می‌باشند. این نتیجه را می‌توان به سهم بالای این دو استان در تولید محصول تخم‌مرغ ارتباط داد. علیرغم اینکه این دو بازار از لحاظ جغرافیایی فاصله کمی با هم دارند.

جدول ۲. نتایج آزمون پیوستگی بازار تخم مرغ در بین دو استان از بین استان‌ها و آزمون‌های برون‌زایی ضعیف

بازار	فرض صفر: (r=بردار هم‌جمعی)	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	آزمون برونزایی ضعیف (آماره LR)
زنجان - تهران	r=۰	۲۲/۰۶**	۱۰/۴۱**(۰/۰۰۱)
	r≤۱	۱/۵۵	۰/۸۵ (۰/۰۳۹)
زنجان - قزوین	r=۰	۲۱/۲۸**	۹/۷۷**(۰/۰۰۱)
	r≤۱	۱/۸	۰/۰۴۷ (۰/۸۳)

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

مقدار داخل پرانتز سطح احتمال معنی‌داری آماره را نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون پیوستگی بازار تخم مرغ دو استان در بین استان‌ها

بازار	فرض صفر: (r=بردار هم‌جمعی)	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه
قزوین- تهران	r=۰	۱۳
	r≤۱	۱/۳

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

مقدار داخل پرانتز سطح احتمال معنی‌داری آماره را نشان می‌دهد.

برای نشان دادن پیوستگی بازار محصول تخم‌مرغ بین سه استان تهران، قزوین و زنجان از پیوستگی چند متغیره بر پایه رهیافت یوهانسون بهره گرفتیم. نتایج حاصل از پیوستگی بین سه استان در جدول (۴) گزارش شده است. جدول (۴) وجود دو بردار همگرایی در بین سه استان مرکزی را تایید می‌کند که شرط لازم برای آزمون LOP می‌باشد. در بردارهای همگرایی محدودیت ضریب یک استان برابر با منفی یک و مجموع ضرایب استان‌های دیگر برابر با مثبت یک اعمال شد. مقدار آماره LR برای محدودیت اعمال شده معنی‌دار می‌باشد در نتیجه قانون قیمت واحد برای مدل تخمینی برقرار نمی‌باشد. برای آزمون استقلال بازار تخم مرغ استان مورد نظر از سایر استان‌ها، در واقع آزمون رهبری آن استان در بازار تخم‌مرغ 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. براساس مقادیر آماره LR، ملاحظه می‌شود که ضریب سرعت تعدیل (α) استان‌های تهران و قزوین از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد لذا این دو استان به نقش رهبری را دارند. نتایج حاصل از پیوستگی چند متغیره (نتایج جدول (۴)) نتایج حاصل از پیوستگی جفتی بین استان‌ها (نتایج جدول (۲) و (۳)) را تایید می‌کند.

جدول ۴. نتایج آزمون پیوستگی بازار تخم مرغ استان‌ها و آزمون‌های برون‌زایی ضعیف

بازار	فرض صفر: (r=بردار هم‌جمعی)	آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه	LOP (آماره LR)	آزمون برونزایی ضعیف (آماره LR)
زنجان	r=۰	۲۳/۰۶**	۵/۶۹** (۰/۰۲)	۷/۱** (۰/۰۰۷)
قزوین	r≤۱	۱۲/۸۵*		۰/۶۳ (۰/۴۳)
تهران	r≤۲	۱/۱		۰/۳۷ (۰/۵۵)

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

مقدار داخل پرانتز سطح احتمال معنی‌داری آماره را نشان می‌دهد.

در ادامه به بررسی انتقال نوسانات و شوک‌های قیمت تخم‌مرغ بین سه استان پرداخته می‌شود. برای این منظور

الگوی BEKK تخمین زده می‌شود که نتایج آن در جدول (۵) گزارش شده است.

جدول ۵. نتایج برآورد الگوی BEKK

پارامتر	مقدار ضریب	انحراف معیار	احتمال
c (۱،۱)	۱۵۱۹.۹۶	۳۰۷.۱۹	۰.۰۰
c (۱،۲)	۱۵۱۳.۲۵	۳۰۷.۰۰	۰.۰۰
c (۲،۲)	-۰.۲۳	۶.۷۷	۰.۹۷
c (۱،۳)	۹۱۴.۹۹	۳۶۹.۴۳	۰.۰۱
c (۲،۳)	-۱۴.۷۹	۳۴۷.۲۸	۰.۹۶
c (۳،۳)	-۷.۷۸	۲۴۳.۰۲	۰.۹۷
α (۱،۱)	۰.۷۲	۰.۰۶	۰.۰۰
α (۲،۱)	۰.۱۶	۰.۰۶	۰.۰۱
α (۳،۱)	۰.۲۲	۰.۵۷	۰.۶۹
α (۱،۲)	۰.۱۷	۰.۰۶	۰.۰۰
α (۲،۲)	۰.۷۳	۰.۰۶	۰.۰۰
α (۳،۲)	۰.۵۹	۰.۴۶	۰.۲۰
α (۱،۳)	۰.۱۸	۰.۰۲	۰.۰۰
α (۲،۳)	۰.۱۷	۰.۰۲	۰.۰۰
α (۳،۳)	۰.۳۶	۰.۱۲	۰.۰۰
β (۱،۱)	۰.۳۷	۰.۰۴	۰.۰۰
β (۲،۱)	-۰.۴۱	۰.۰۴	۰.۰۰
β (۳،۱)	۱.۸۲	۱	۰.۰۶
β (۱،۲)	-۰.۴۱	۰.۰۴	۰.۰۰
β (۲،۲)	۰.۴	۰.۰۴	۰.۰۰
β (۳،۲)	-۰.۹۶	۰.۸۹	۰.۲۸
β (۱،۳)	-۰.۱۴	۰.۰۴	۰.۰۰
β (۲،۳)	-۰.۱۷	۰.۰۴	۰.۰۰
β (۳،۳)	-۰.۸۸	۰.۱۳	۰.۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول (۵) عدد یک نشان‌دهنده قیمت تخم‌مرغ استان تهران، عدد دو قیمت تخم‌مرغ استان قزوین و عدد سه قیمت تخم‌مرغ استان زنجان می‌باشد، یعنی $\alpha(۳،۲)$ بیانگر اثرات شوک‌های وارده از قیمت تخم‌مرغ استان قزوین به قیمت تخم‌مرغ استان زنجان می‌باشد. پارامترهای $c(i,j)$ نشان‌دهنده جزء عرض از مبدأ می‌باشد و در تفاسیر پارامترها نقشی ندارد. پارامتر $\alpha(i،j)$ نشان‌دهنده اثرات شوک‌های قیمتی تخم‌مرغ بین خود استان‌ها و دیگر استان‌ها می‌باشد و پارامتر $\beta(i،j)$ نشان‌دهنده انتقال نوسانات قیمت بین استان‌ها و خود استان‌ها می‌باشد. با توجه به مقدار و معنی‌داری پارامترها مشخص می‌شود که اثرات شوک‌های قیمت تخم‌مرغ در خود استان‌ها معنی‌دار بوده و از نظر مقدار نیز قابل توجه می‌باشند ($\alpha(۱،۱)$، $\alpha(۲،۲)$ و $\alpha(۳،۳)$). یعنی اگر شوکی بر قیمت تخم‌مرغ در استان تهران ایجاد شود، این شوک به مقدار ۰.۷۲ واحد روی قیمت تخم‌مرغ خود استان تهران اثر می‌گذارد. نکته‌ای که در این قسمت مهم می‌نمایاند، برابری مقدار اثر شوک‌های قیمت استان تهران بر استان قزوین و عکس آن یعنی شوک‌های قیمتی

تخم‌مرغ استان قزوین بر استان تهران برابر می‌باشند ($\alpha_{(۱،۲)}$ و $\alpha_{(۲،۱)}$). در حقیقت این نتیجه، نتایج بخش قبلی مبنی بر اینکه تهران و قزوین هر دو رهبر قیمت تخم‌مرغ می‌باشند، را تأیید می‌کند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شوک‌های قیمت تخم‌مرغ استان تهران و قزوین روی قیمت تخم‌مرغ استان زنجان بی‌معنی می‌باشد. نتایج جدول (۵) در خصوص انتقال نوسانات قیمت نیز قابل توجه می‌باشد. همچون شوک‌های قیمتی تخم‌مرغ استان‌ها، نوسانات قیمت تخم‌مرغ در خود استان‌ها دارای مقدار معنی‌دار و قابل توجه می‌باشد ($\beta_{(۱،۱)}$، $\beta_{(۲،۲)}$ و $\beta_{(۳،۳)}$). نکته‌ای که در این جدول مشخص می‌شود، برابر بودن مقدار ضریب انتقال نوسانات بین استان تهران و استان قزوین می‌باشد که نشان از یکی بودن و رهبر بودن هر یک از این استان‌ها دارد ($\beta_{(۱،۲)}$، $\beta_{(۲،۱)}$). همچنین نتایج نشان می‌دهد که نوسانات قیمت تخم‌مرغ استان تهران به شدت به استان زنجان منتقل می‌شود که به علت حجم بالای تولید تخم‌مرغ در استان تهران می‌باشد ($\beta_{(۳،۱)}$).

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

فر ضیه بازار مرکزی از مباحث مهم در مطالعات پیو ستگی بازار می‌با شد، زیرا در صورت برقراری این فرض نظارت و سیا ست‌گذاری‌ها ب سیار آ سان می‌با شد. علاوه بر این ب سیاری از مطالعات تجربی، وجود بازار مرکزی را در مدل‌های اقت صادی تایید می‌کنند. با توجه به مزایای آزمون هم‌جمعی یوهان‌سون، در این مطالعه از این آزمون ا ستفاده شد. در مباحث پیو ستگی بازار آزمون قیمت واحد و آزمون برونزایی ضعیف از آزمون‌های مهم می‌با شند که در مطالعه حا ضر به آن پرداخته شد. زمانی که بیش از دو بازار پیو سته می‌با شند امکان وجود بیش از یک بازار مرکزی وجود دارد. این مطالعه بر روی بازار تخم مرغ در بین استان‌های مرکزی (تهران، زنجان و قزوین) انجام شد. نتایج تحقیق نشان داد که بازار محصول تخم‌مرغ بین سه استان تهران، قزوین و زنجان در بلند مدت پیوسته می‌باشد اما قانون قیمت واحد بین این سه استان وجود ندارد. همچنین نتایج حاصل از آزمون برونزایی ضعیف جهت آزمون فرضیه بازار مرکزی حاکی از آن است که استان‌های تهران و قزوین در بین استان‌های مورد نظر نقش رهبری قیمت را دارند. در بخش دوم مطالعه که انتقال نوسانات و شوک‌های قیمتی بین استان‌ها بررسی شد نتایج بخش اول مطالعه در خصوص پیوستگی بازار را تأیید نمود و نشان داد که نوسانات و شوک‌های قیمت تخم‌مرغ بین استان تهران تهران وقزوین برابر بوده و همچنین نشان داد که نوسانات قیمت استان تهران اثر معنی‌دار و قابل توجهی روی قیمت تخم‌مرغ استان زنجان دارد.

با توجه به این‌که بازار این محصول در بین استان‌ها پیوسته بوده، بنابراین دولت هرگونه سیاستی را در هریک از استان‌ها اجرا کند آثار این سیاست درکوتاه‌مدت به استان‌های دیگر نیز منتقل می‌شود. بنابراین برای اجرای یک سیاست لزومی به اجرای آن در هریک از استان‌ها نمی‌باشد. همچنین اگر شوک قیمتی در قیمت یک استان به وجود آید این شوک به دیگر بازارها منتقل خواهد شد. بنابراین اگر بتوان با تولید مستمر و ایجاد عرضه مؤثر تخم‌مرغ، همچنین اصلاح الگوی توزیع تخم‌مرغ بین استان‌ها، نوسانات قیمت تخم‌مرغ را کنترل نمود، مطمئناً از انتقال نوسانات و شوک‌های قیمتی بین استان‌ها کم خواهد شد.

منابع

۱. ابونوری. اسمعیل و مجاوریان.مجتبی.۱۳۸۱. تحلیل قانون یک قیمتی در بازار محصولات زراعی ایران. فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، ۲۵: ۸۵-۱۲۶.

۲. اردی‌بازار، هانیه و مقدسی، رضا. ۱۳۸۸. شناسایی منابع نوسان قیمت تولید کننده‌ی محصولات کشاورزی (مطالعه‌ی موردی گوشت گوساله و ماکیان). مجله علمی پژوهشی علوم کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تبریز، ۱۱:۳.

۳. اکبرزاده. مریم.۱۳۸۴. بررسی پیوستگی بازار برنج در ایران. پنجمین کنفرانس دوسالانه اقتصادکشاورزی ایران، شهریور ۱۳۸۴، زاهدان.

۴. خلیق. پریسا، مقدسی،رضا. ۱۳۸۸. قانون قیمت‌های واحد در بازار گیاهان داروئی ایران(مطالعه موردی: جو وبرنج). اولین همایش منطقه‌ای اقتصاد و بازاریابی گیاهان داروئی(غرب کشور)، اسفند ۱۳۸۸، سنندج.

۵. رستمیان. رضا.۱۳۸۸. بررسی پیوستگی بازار گوشت ماهی در ایران. هفتمین کنفرانس دوسالانه اقتصادکشاورزی ایران، بهمن ۱۳۸۸، کرج.

۶. شاه‌ولی. ارکیده و بخشوده. محمد.۱۳۸۴. بررسی پیوستگی بازارهای آبزیان ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۵: ۶۹-۸۵.

۷. شاه‌نوشی، ن.، فکاری، ب. و کجوری، م. ۱۳۹۱. بررسی نوسانات قیمت ذرت و چرخه‌ی قیمتی آن با به‌کارگیری الگوی GARCHو هارمونیک. اقتصاد کشاورزی، سال ششم، شماره دو.

۸. صحرائیان.مریم و بخشوده.محمد.۱۳۸۶. بررسی پیوستگی بازارهای داخلی و جهانی گندم در ایران. فصلنامه اقتصادکشاورزی و توسعه، ۵۹: ۹۷-۱۱۸.

۹. طاهری. فرهاد. ۱۳۸۲. بررسی بازاریابی گردو در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصادکشاورزی. دانشگاه زابل.

۱۰. فلسفیان.آزاده و زیبایی.منصور. ۱۳۸۴. یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد (بازار گوشت گوسفند و گوساله در استان‌های منتخب). مجله علوم و صنایع کشاورزی، ۱۹(۱): ۱۷۳-۱۸۰.

۱۱. مجاوریان.مجتبی و امجدی.افشین.۱۳۷۶. بررسی پیوستگی بازارهای فاصله‌ای و قانون یک قیمتی. اقتصادکشاورزی و توسعه،۱۸: ۱۶۵-۱۸۷.

۱۲. مرکز آمار ایران، قابل دسترس در سایت www.amar.org

13. -Apergis, N.Rezitis, A. 2011. Food Price Volatility and Macroeconomic Factors: Evidence from GARCH and GARCH-X Estimates. Agricultural and Applied Economics, NO 43,1,95–110.

14. Asche, F., Bremnes, H. and Wessells, C.R. 1999. Product Aggregation, Market Integration and Relationships Between Prices: an Application to World Salmon Markets. Am. J. Agric. Econ. 81, 568-581.

15. Asche, F., Gjolberg, O. and Guttormsen, A.G. 2012. Testing the Central Market Hypothesis: a Multivariate Analysis of Tanzanian Sorghum Markets. Agric. Econ. 43, 115-123.

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

17. Froot, K.A., Rogoff, K. 1995. Perspectives on PPP and Long-Run Exchange Rates. In: Grossmanm, G., Rogoff, K. (Eds.), Handbook of International Economics, 3. Elsevier, Amsterdam.
18. Gonzalez-Rivera, G., Helfand, S.M. 2001. The Extent, Pattern, and Degree of Market Integration: a Multivariate Approach for the Brazilian Rice Market. Am. J. Agri. Econ. 83, 576-592.
19. Olsson, O., Hillring, B and Vinterback, J. 2010. European wood pellet market integration-A study of the residential sector. Biomass and Bioenergy:1-8. In press.
20. Pendell, D. and Schroeder. 2004. Special Market Integration in Regional cattle market. Western Agricultural Economics Association Annual Meeting, June 30 Until July2.
21. Peng, X. and Marchant, M. 2003. Spatial price linkages between Chinese regional beef markets. Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting.
22. Ravallion. M. 1986. Testing markets integration. American Journal of Agricultural Economic, 68(1): 109-120.
23. Takayama, T. and Judge, G.G. 1971. Spatial and temporal Price allocation models. North Holland Publishing CO. Amesterdam.
24. Vinuya. F.D. 2007. Testing for market integration and the law of one price in world Shrimp markets. Aquaculture Economics and Management, 11:243-265.
25. Zanias, G.P.1999. Seasonality and spatial integration in agricultural (product) market. Agricultural Economics, 20:225-262.

Volatility Spillover market egg price and integration in selected provinces

Abstract

Given the importance of the poultry consumed daily high in Iranian households, the relationship between the spatial distribution of market prices of eggs, how to affect or influence price movements and transfer of volatility and price shocks from one place to another place for this product is very important. In this study, the results of two different pattern of market integration and transfer of eggs to market fluctuations is to compare provinces. Zanjan discussed. The results show the continuity of long-term market shocks and fluctuations eggs among the provinces as well as significant transfers between provinces. It seems to be stabilize production, proper playback eggs and egg price fluctuations, fluctuations between states to prevent the transfer.

JEL Classification: Q11 ،Q13 ،C22

Keywords: integration market, volatility of prices, OLP, M-GARCH, BEKK.