

## تحلیل رفتار فصلی و پیوستگی مکانی بازار (مطالعه موردی: بازار گوشت مرغ در ایران)

قادر دشتی<sup>۱\*</sup>، زهرا رسولی<sup>۲</sup> و محمد قهرمانزاده<sup>۳</sup>  
۱، ۲ و ۳، دانشیار، دانش آموخته کارشناسی ارشد و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی  
دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز  
(تاریخ دریافت: ۹۰/۲/۲۸ - تاریخ تصویب: ۹۰/۸/۱۱)

### چکیده

به واسطه معلوم نبودن وضعیت پیوستگی بازار گوشت مرغ در کشور و اهمیت آن در تعدیل عرضه، ثبات قیمت و اتخاذ سیاستهای مناسب پرداختن علمی به پیوستگی مکانی بازار و قانون قیمت واحد و نیز تحلیل رفتار فصلی از اهمیت و جایگاه ویژه‌ای در تحقیقات اقتصادی برخوردار می‌باشد. در این راستا، در مطالعه حاضر شرایط پیوستگی مکانی بازار و قانون قیمت واحد برای محصول گوشت مرغ با در نظر گرفتن رفتار فصلی قیمت آن در پنج استان آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، زنجان و تهران با استفاده از داده‌های سه‌ماهانه قیمت عمده فروشی در طی سالهای ۸۸-۱۳۷۷ مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور از روش هم‌جمعی فصلی با کاربرد الگوی تصحیح خطای فصلی برداری بهره گرفته شد. نتایج نشان داد که سریهای قیمت گوشت مرغ از رفتار فصلی تبعیت می‌کنند و در بازار گوشت مرغ این استان‌ها، دو روند تصادفی مشترک وجود دارد که قیمت‌ها بر اساس آنها تعدیل می‌شوند. یافته‌های تحقیق مؤید آن است که در فراوانی بلندمدت و نیز در فراوانی فصلی شش‌ماهه، قانون قیمت واحد وجود ندارد ولی وجود پیوستگی جزئی در فراوانی‌های مذکور مورد تأیید قرار گرفت.

**واژه‌های کلیدی:** آزمون هم‌جمعی چندمتغیره Johansen، پیوستگی مکانی بازار، گوشت مرغ،

قانون قیمت واحد، رفتار فصلی

### مقدمه

پیوستگی مکانی بازار<sup>۱</sup> موضوع جالب توجهی است که بطور پیوسته در سطح داخلی کشورها و نیز در سطح بین‌المللی مطرح گردیده است. این مسأله شرایطی است که طی آن تغییر قیمت در یک بازار در کوتاه‌مدت یا

بلندمدت به طور جزئی یا کامل به بازار دیگر منتقل می‌شود. قانون قیمت واحد<sup>۲</sup> (LOP) سابقه طولانی در علم اقتصاد دارد و زمانی صادق است که پیوستگی مکانی بازار کامل باشد. یعنی هر نوع تغییر قیمت در یک بازار صرف نظر از هزینه‌های مبادله و حمل‌ونقل به بازار دیگر انتقال یابد (Asche et al., 2004).

1 . Spatial market integration

2 . Law of One Price

مطالعه قیمت در بازار در مواردی که تولیدکنندگان قصد دارند تا به راهپایی برای تحت کنترل درآوردن قیمتی که دریافت می‌کنند، بیان‌دیشند؛ مهم و ضروری است. گوشت مرغ یکی از متداول‌ترین انواع گوشت مصرفی در ایران و سایر کشورها بوده و تقاضا برای آن نسبتاً زیاد است. به نظر تولیدکنندگان، مهمترین مشکل اقتصادی در خصوص تولید در واحدهای مرغداری، نبود ثبات و هماهنگی در قیمت بازار است (Shirani Bidabadi et al., 2007). یک ابزار مهم برای اطمینان از ثبات قیمت‌ها، پیوستگی مکانی بازار است. به علت تقاضای زیاد و ماهیت فسادپذیر گوشت مرغ تغییرات فراوانی در قیمت و تجارت آن بین نواحی مختلف مشاهده می‌شود، از این‌رو بررسی پیوستگی مکانی بازار این ماده غذایی بسیار مفید واقع خواهد شد.

در واقع یک بازار پیوسته و کارا اجازه نخواهد داد که تفاوت قیمت در بلندمدت بین دو منطقه وجود داشته باشد. نوسانات قیمتی در یک بازار منتج به دستیابی دوباره به روابط تعادلی، میان قیمت‌های مشاهده شده در بازارهای جدا از لحاظ جغرافیایی، خواهد شد. این تعدیلات ممکن است از دو منبع بوجود آمده باشد: نخست؛ عرضه‌کننده‌ها می‌توانند رفتارشان را بر اساس هدف حداکثرسازی سود با انتقال عرضه به سمت بازارهایی با قیمت بالاتر تعدیل نمایند. دوم؛ از طرف تقاضا، مصرف‌کننده‌ها می‌توانند به فروشنده‌های دیگر دسترسی داشته و عرضه‌کننده‌های ارزاتر را جایگزین سازند (Vinuya, 2006). از این‌رو ارزیابی پیوستگی بازار یک ابزار مهم برای مطالعه شبکه بازارهای مکانی را بدست می‌دهد.

پیوستگی مکانی بازار محصولات کشاورزی در کشورهای در حال توسعه به خاطر کاربرد بالقوه‌اش در سیاستگذاری نیز اهمیت زیادی به خود گرفته است. به عنوان نمونه، اگر بازار گوشت مرغ در یک استان خاص از دیگر بازارهای اصلی کشور جدا باشد سیاست‌هایی با هدف افزایش قیمت در آن استان برای تولیدکنندگان مفید خواهد بود ولی اگر این بازار دارای پیوستگی بالایی با سایر بازارها باشند سیاست‌های افزایش قیمت در بلندمدت نمی‌تواند تداوم داشته باشد چرا که تولیدکننده‌ها در هر مکانی الگوی عرضه‌شان را تعدیل

خواهند کرد.

ادبیات موضوعی گسترده‌ای در رابطه با بررسی پیوستگی مکانی بازار وجود دارد و برای این منظور روشهای مختلفی ارائه گردیده است. Granger & Elliot (1967) روش همبستگی را پیشنهاد دادند. Cummings (1967) و Lele (1967) اولین افرادی بودند که با استفاده از این روش، پیوستگی مکانی بازارها را ارزیابی کردند. Ravallion (1986) یک مدل پویا از تفاضلهای قیمتی مکانی شامل وقفه‌های زمانی معرفی نمود. Alexander & Palakas & Harriss-White (1993) و Wyeth (1994) مدل راولیون را با کاربرد تکنیکهای حداقل مربعات معمولی همجمعی و علیت گرنجر بسط دادند. اخیراً متداولترین روش برای آزمون پیوستگی بازار، کاربرد مدل تصحیح خطای برداری<sup>۱</sup> است که Persson (1999)، Zanas (1998)، Ismet et al. (1999)، Gonzalez-Rivera G & Vataja (2000)، Liu & Helfand (2001)، Dawson & Dey (2002)، wang (2003)، Vinuya (2006) و Niquidet & Manly (2008) از این روش بهره گرفته‌اند.

Asche et al. (1998) از روشهای سنتی (آزمون‌های علیت و آزمون آماری LOP) و روش همجمعی برای بررسی یکپارچگی بازار در رابطه با بازارهای ماهی فرانسه (85-1983) استفاده کردند. آنها نشان دادند که آزمون‌های علیت و آزمون آماری LOP منجر به همان نتایج می‌شود که آزمون همجمعی حاصل می‌نماید. تنها تفاوت در انتخاب روش مناسب با داده‌های موردنظر است. اگر سری‌های قیمت پایا باشند آزمون‌های آماری LOP و علیت باید بکار روند و اگر این سریها ناپایا باشند، از آزمون همجمعی باید استفاده کرد (Falsafian & Zibayi, 2005).

در این میان، باید توجه داشت که عرضه و تقاضای محصولات کشاورزی بویژه گوشت مرغ در مقاطع زمانی مختلفی از سال مانند ماه رمضان، ایام حج و عید نوروز دچار نوسانات فصلی می‌شود، با در نظر گرفتن این مسأله، جنبه مهمی که در مطالعه حاضر مورد توجه خاص قرار گرفت رفتار فصلی سری‌های زمانی قیمت

1. Vector Error Correction Model

گوشت مرغ و نیز توسعه ادبیات موضوع در کشور بدست دهد. در راستای مطالب بیان شده، مطالعه حاضر سعی بر آن دارد که پیوستگی مکانی بازار و قانون قیمت واحد را با در نظر داشتن ویژگی رفتار فصلی، برای بازار گوشت مرغ در استان های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، زنجان و تهران بررسی نماید.

### مواد و روش ها

با فرض محصول همگن و عدم وجود هزینه های حمل و نقل یا دیگر موانع تجاری LOP بین دو بازار بین المللی به شکل  $P_{2t} = eP_{1t}$  بیان می شود که  $e$  نرخ ارز و  $P_{1t}$  و  $P_{2t}$  قیمت های مشابه در دو بازارند. در بازارهای محلی  $e$  برابر ۱ در نظر گرفته می شود. در آن صورت رابطه پایه جهت بررسی LOP را می توان به صورت رابطه (۱) بیان کرد:

$$p_{2t} = \alpha + \beta p_{1t} + u_t \quad (1)$$

که  $p_{1t} > p_{2t}$  لگاریتم قیمت کالا مانند گوشت مرغ در دو بازار مانند استان آذربایجان شرقی و تهران می باشند. LOP در شکل اکیدش نیاز دارد که  $\alpha = 0$  و  $\beta = 1$  باشد. اما معمولاً فقط  $\beta = 1$  آزمون می شود و جمله ثابت برای محسوب کردن هزینه حمل و نقل و دیگر هزینه های معامله باقی گذارده می شود که البته فرض می شود در طول دوره مطالعه ثابت یا متناسب با قیمت ها (وقتی لگاریتم قیمت ها استفاده می شود) است (Zanias, 1999).

در حالت وجود بیش از دو بازار و در عین حال بررسی همزمان رابطه بین آنها مانند مطالعه حاضر، مدل VAR نامفید مورد استفاده قرار می گیرد که در آن تمام متغیرها درونزای مرتبط بهم هستند. فرم ریاضی این مدل VAR بصورت زیر می باشد:

$$P_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i P_{t-i} + \Pi_k P_{t-k} + \mu + e_t \quad (2)$$

$i=1,2,\dots,k-1$

که در آن،  $P_t$  بردار  $(K \times 1)$  سری های قیمت مثلاً بردار  $(5 \times 1)$  سری های قیمت گوشت مرغ در مطالعه حاضر،  $\Pi_i$  یک ماتریس  $(K \times K)$  از پارامترها بوده و  $\mu$  جزء ثابت است. در این حالت برای آزمون وجود LOP از آماره والد استفاده می شود (Falsafian & Zibayi, 2005).

گوشت مرغ است. وجود رفتار فصلی می تواند شکلی از رفتار ریشه واحد یا به عبارتی ناپایداری باشد و منجر به استفاده از روش همجمعی در مطالعات تجربی گردد. تمام تلاشها برای آزمون پیوستگی بازار به عنوان یک رابطه همجمعی تا زمان کار Zanias (1999) تنها برای حالت غیر فصلی انجام شده است. قبل از مطالعه Zanias، اکثر مطالعات یا عدم وجود ریشه واحدهای فصلی در سیستم را فرض می کند یا اینکه وجود آنها را نادیده می گیرد (Zanias, 1999).

البته در بسیاری از مطالعات، نوسان فصلی به صورت پراهمیتی برای اکثر تغییرات سری های زمانی اقتصاد به حساب آورده شده است، ولی متأسفانه به جای آزمون رفتار فصلی، اغلب یا به روش تعدیل فصلی یا به وارد کردن متغیرهای موهومی فصلی در معادله رگرسیون اکتفا شده است. روش اول مورد انتقاد زیاد قرار گرفته است چرا که ممکن است باعث از دست رفتن اطلاعات ارزشمندی درباره سری های زمانی اقتصادی گردد. وارد کردن متغیرهای موهومی فصلی نیز که روشی دیگر برای محسوب داشتن رفتار فصلی است، اگر چه برای توصیف نمودن و دادن اطلاعات بیشتری درباره نوسانات فصلی و اثر رفتار فصلی روی متغیر وابسته می باشند، تلویحاً فرض می کنند که فقط رفتار فصلی قطعی وجود دارد که احتمالاً تقریب ضعیفی از رفتار فصلی تصادفی ناپایا خواهد بود (Bohl, 2000; & Goh & Law, 2001).

نوسانات زیاد در بازار گوشت مرغ باعث گردید که این صنعت در سال های اخیر، مورد توجه پژوهشگران زیادی قرار گیرد و مطالعات مختلفی در کشور برای بررسی وضعیت مرغداری ها از جنبه های گوناگون انجام شود و این صنعت از جنبه هایی همچون تقاضا، انتقال قیمت، حاشیه بازار، بهره وری عوامل تولید، پیش بینی قیمت و اثر مداخله دولت مورد مطالعه قرار گیرد. ولی علیرغم تلاش های صورت گرفته در خصوص مسایل اقتصادی صنعت مرغداری کشور، کمتر به بررسی پیوستگی مکانی بازار گوشت مرغ و ماهیت رفتار فصلی قیمت گوشت مرغ در کشور پرداخته شده است. این در حالی است که انتظار می رود شناسایی و تحلیل رفتار فصلی، اطلاعات سودمندی را در بررسی پیوستگی بازار

در آزمون ریشه واحد فصلی (Hylleberg et al. (1995) [HEGY] می‌باشد، یعنی  $\alpha_1 = \pm 1$  و  $\alpha_2 = \pm 1$ . ریشه  $+1$  به فراوانی صفر<sup>۲</sup> با چرخه بلندمدت، ریشه  $-1$  به فراوانی  $\pi$  (نیم‌ساله) با دو چرخه در سال، جفت ریشه مختلط  $\pm i$  به فراوانی‌های  $\frac{\pm 1}{2}$  (سالانه) با یک چرخه در سال یا بطور معادل یک چرخه سه‌ماهه در سه‌ماه<sup>۳</sup>، مربوط می‌گردد (Huang, 2002).

ماتریسهای  $\Pi_1$  در رابطه (۳) می‌توانند به دو ماتریس  $\alpha_1$  و  $\beta_1$  تجزیه شوند؛ (یعنی  $\Pi_1 = \alpha_1 \beta_1$ ) که بعد هر دو ماتریس،  $K \times r$  می‌باشد. مرتبه ( $r$ ) ماتریسهای  $\Pi_1$  با استفاده از آماره‌های اثر<sup>۴</sup> و حداکثر مقدار مشخصه<sup>۵</sup> بدست می‌آید. ماتریس  $\beta_1$  شامل بردارهای همجمعی در فراوانی مربوطه است و گاهاً ماتریس همجمعی نامیده می‌شود که روابط بلندمدت را نشان می‌دهد و ماتریس  $\alpha_1$ ، ماتریس ضرایب تعدیل<sup>۶</sup> می‌باشد که تأثیر  $r$  رابطه همجمعی را روی  $K$  متغیر نشان می‌دهد (Liu & Wang, 2003) گفته می‌شود فرایند  $\Delta_4 P_t$  همجمع فصلی است اگر و فقط اگر حداقل یکی از ماتریسهای  $\alpha_i \beta_i$  به ازای  $i=2,3,4$  در طرف راست رابطه (۳) مرتبه غیر صفر تقلیل یافته<sup>۷</sup> داشته باشد. در صورت تأمین شرط اخیر،  $\beta_1 Z_{1,t}$  پایاست حتی اگر فرایندهای  $Z_{i,t}$  ناپایا باشند. به علاوه تخمین‌زن‌های  $Z_{i,t}$  به طور مجانبی دو به دو ناهمبسته‌اند، یعنی:

$$T^{-2} \sum_{t=1}^T Z_{i,t} Z_{j,t}' \rightarrow 0, i \neq j \quad (5)$$

بردارهای همجمعی و ضرایب تعدیل در یک فراوانی خاص را می‌توان با انتقال قید مرتبه تقلیل یافته به فراوانی‌های دیگر بدست آورد (Huang, 2002). برای تخمین پارامترهای رابطه ۳ در فراوانی صفر و  $\pi$  از روش رگرسیون مرتبه تقلیل یافته و در فراوانی‌های  $\pm \frac{1}{2}$  از الگوریتم سویچینگ Boswijk (1995) می‌توان استفاده نمود که بوسیله Johansen and Schaumburg (1998) ارایه شده است (Lof & Lyhagen, 2002).

وقتی که سری‌های قیمتی ویژگی‌های ناپایایی را نشان می‌دهند، روش‌های اقتصادسنجی سنتی دیگر معتبر نیستند. اما آزمون‌های همجمعی می‌تواند در بررسی روابط بازار مورد استفاده قرار گیرند (Asche et al., 2004). در این خصوص دو روش متداول برای آزمون پیوستگی بازار وجود دارد: آزمون<sup>۱</sup> و آزمون همجمعی Johansen (1988, 1995). روش انگل - گرنجر اساساً یک روش دومتغیره است و فقط روابط بین دو سری قیمتی را بررسی می‌کند. لذا از آنجا که قیمت‌ها بطور همزمان می‌تواند یکدیگر را تحت تأثیر قرار دهند منجر به مسئله درونزایی در روش انگل - گرنجر خواهد بود. همچنین از آنجا که تجارت میان مناطق مختلف احتمالاً وابستگی‌های متقابل پیچیده‌ای را نشان می‌دهد استفاده از روش چند متغیره مناسبتر می‌باشد (Niquidet & Manly, 2008).

بکارگیری تکنیک‌های سریهای زمانی بر اساس خصوصیات مؤلفه‌های سری زمانی مورد نظر صورت می‌گیرد. چنانکه سری زمانی مورد نظر مانند قیمت گوشت مرغ در کشور دارای مؤلفه فصلی باشد می‌بایستی از تکنیک‌های سری زمانی فصلی بهره گرفت. بدین منظور جهت بررسی پیوستگی مکانی بازار مرغ در استان‌های منتخب و با توجه به رفتار فصلی این سری-های قیمت می‌توان از الگوی تصحیح خطای فصلی از مرتبه  $q$  برای این سریهای قیمت سه‌ماهه به شکل زیر استفاده نمود:

(۳)

$$\Delta_4 P_t = \sum_{i=1}^4 \Pi_i Z_{i,t} + \sum_{j=1}^q \Gamma_j \Delta_4 P_{t-j} + \Phi D_t + \varepsilon_t$$

که در آن  $Z_{i,t}$  تبدیل‌های خطی به صورت زیر می‌باشند:

(۴)

$$Z_{1,t} = (B + B^2 + B^3 + B^4)P_t, Z_{2,t} = (B - B^2 + B^3 - B^4)P_t \\ Z_{3,t} = (B^2 - B^4)P_t, Z_{4,t} = (B - B^2)P_t$$

و  $D_t$  مؤلفه‌های قطعی، شامل متغیرهای موهومی فصلی و روندها بوده و  $\varepsilon_t \sim \text{i.i.d. } N_x(0, \Omega)$  می‌باشد (Lee, 1992).  $B$  عملگر وقفه است و چهار عملگر تفاضل فوق ( $Z_{i,t}$ ) هر کدام دربرگیرنده یکی از چهار ریشه واحد

2. Helleberg, Engle, Granger, Yoo

3. Zero frequency

4. A quarter cycle per quarter

5. Trace

6. Maximum eigenvalue

7. Adjustment coefficients

8. Non-zero, reduced rank

$$H_{LOP} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ -1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & -1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

البته جهت بررسی پیوستگی بازار با کاربرد روش همجمعی فصلی، می‌بایستی خصوصیات پایایی سریهای قیمت مورد تحلیل قرار گیرد. برای این منظور از آزمون ریشه واحد فصلی HEGY که یکی از پرکاربردترین روشها برای داده‌های سه‌ماهه است، بهره گرفته می‌شود. این آزمون به صورت رابطه (۸) می‌باشد (Jumah and Kunst, 2006):

$$(8)$$

$$(1 - B^4)P_t = \pi_1 P_{t-1} + \pi_2 P_{t-2} + \pi_3 P_{t-3} + \pi_4 P_{t-4} + \sum_{i=1}^4 \phi_i (1 - B^4)P_{t-i} + \varepsilon_t$$

پس از برآورد مدل (۸)، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد با آماره‌های  $t$  برای  $\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4$  و آماره‌های  $F$  برای  $\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4$  آزمون می‌شود ولی این آماره‌ها توزیع‌های استاندارد  $t$  و  $F$  را ندارند و با مقادیر بحرانی ارایه شده در Helleberg et al. (1990) مقایسه می‌گردند (Brendstrup et al., 2004).

لازم به ذکر است که تمامی مدلها و آزمون‌های بیان شده به شکل استاندارد و مرسوم در نرم‌افزارهای اقتصادسنجی وجود ندارد و بایستی از طریق برنامه‌نویسی در نرم‌افزارهایی که قابلیت برنامه‌نویسی به زبان ماتریس مانند GAMS, SHAZAM و GOUST داشته باشند، صورت گیرد که در این مطالعه از نرم‌افزار SHAZAM بهره گرفته شد.

اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه، شامل داده‌های سه‌ماهه قیمت‌های عمده‌فروشی مرغ زنده در استان‌های آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، زنجان و تهران طی سال‌های ۸۸-۱۳۷۷ می‌باشد. این داده‌ها از پایگاه خبری و اطلاع رسانی صنعت مرغداری کشور و بانک اطلاعاتی شرکت پشتیبانی امور دام کشور جمع‌آوری گردید.

## نتایج و بحث

برای بررسی پیوستگی بازار اولین مرحله بررسی پایایی قیمت‌ها یا آزمون وجود ریشه واحد می‌باشد تا

Franses & Kunst (1995) با توجه به چگونگی

لحاظ نمودن عرض از مبدأهای فصلی و جمله ثابت، ۱۶ الگوی تصحیح خطای فصلی را پیشنهاد نمودند که از این میان مدل با عرض از مبدأهای فصلی کاملاً مقید<sup>۱</sup> بیشترین کاربرد را در مطالعات داشته‌اند و در این مطالعه نیز از این الگو بهره گرفته می‌شود. این الگوی را می‌توان به صورت رابطه (۶) بیان نمود (Robledo, 2002):

$$\Delta_4 P_t = \alpha_1 [\beta_1' X_{1,t} + \mu] + \alpha_2 [\beta_2' X_{2,t} + a \cos \pi(t-1)] \quad (6) \\ + \alpha_3 [\beta_3' X_{3,t} + b \cos \frac{\pi}{2}(t-1)] + \alpha_4 [\beta_4' X_{4,t} + c \cos \frac{\pi}{2}(t-2)] + \sum_{i=1}^4 \theta_i \Delta_4 P_{t-i} + \varepsilon_t$$

که در آن،  $X_{1,t} = -\frac{1}{4} Z_{1,t}$ ،  $X_{2,t} = \frac{1}{4} Z_{2,t}$ ،  $X_{3,t} = -\frac{1}{4} Z_{3,t}$  و  $X_{4,t} = \frac{1}{4} Z_{4,t}$  می‌باشند.  $a$ ،  $b$  و  $c$  پارامترهای مربوط به عرض از مبدأهای فصلی هستند و بقیه متغیرها همان تعریف قبل را دارند.

در این الگو ماتریسهای  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$  و  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$  با روش رگرسیون مرتبه تقلیل یافته و ماتریسهای  $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4$  با روش الگوریتم سویچینگ تخمین زده می‌شوند. همانطور که بیان گردید رتبه ماتریسهای فوق از روشهای آزمون اثر و حداکثر مقدار مشخصه بدست می‌آید. بدین وسیله بردارهای همجمعی (در صورت وجود) شناسایی می‌گردد که از این طریق می‌توان به وجود (در صورت وجود حداقل یک بردار همجمعی) یا عدم وجود پیوستگی بین بازارهای گوشت مرغ پی برد. پس از آنکه وجود پیوستگی بین بازارهای گوشت مرغ از طریق روش همجمعی بیان شده به اثبات رسید، آزمون LOP انجام می‌شود. به این ترتیب که آزمون LOP در هر فراوانی، در صورتی قابل انجام است که رتبه ماتریسهای  $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$   $K-1$  باشد. با این فرض آزمون LOP آزمون صفر بودن مجموع ستونهای ماتریس  $\beta$  است (Vinuya, 2006).

بر اساس کار Asche et al. (1999) آزمون پیوستگی کامل بازار، یعنی LOP، میان  $K$  بازار، با تحمیل ماتریس محدودیت (۷) به ماتریس  $\beta$  و با استفاده از آماره نسبت درست‌نمایی<sup>۲</sup> انجام می‌شود (Liu & Wang, 2003):

1. Full-restricted model (each seasonal cointegration space has a linear trend)  
2. Likelihood ratio

بر اساس نتایج آزمون HEGY در جدول (۱) ملاحظه می‌گردد که به غیر از آماره  $t$  برای ضرایب  $\pi_3$  و  $\pi_4$  بقیه آماره‌ها از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که هر پنج سری قیمت مرغ در فراوانی‌های صفر و شش ماهه دارای ریشه واحد می‌باشند. لذا آزمون‌های همجمعی می‌توانند تنها در این دو فراوانی انجام گیرند. بر اساس روش پیشنهادی Johansen (1992) الگوی (۶) به عنوان الگوی برتر در بین الگوهای دیگر تشخیص داده شد و بر اساس روش رگرسیون مرتبه تقلیل یافته در دو فراوانی صفر و  $\pi$  برآورد گردید.

بتوان بر اساس آن ابزار مناسب را تعیین نمود. برای این منظور نتایج آزمون ریشه واحد HEGY در جدول (۱) ارائه شده است. تعداد وقفه‌ها با استفاده از آماره‌های آکاتیک، شوارتز و حنان کونین انتخاب گردید. آزمونهای کنترل تشخیصی اجزای اخلاخل مدل شامل بررسی وجود همخطی، ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی، ثبات پارامترها، خطای تصریح و نرمالیت باقیمانده‌های رگرسیونهای HEGY انجام شد و تنها وجود مشکل همخطی اثبات گردید که برای معتبر بودن آزمون‌های اقتصادسنجی بعدی، بوسیله رگرسیون خط حاشیه‌ای<sup>۱</sup> پیشنهاد Maddala (1992) برطرف گردید.

#### 1. Ridge regression

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد HEGY در ۵ سری زمانی قیمت مرغ زنده

آماره‌ها	n†	متغیرهای ††	تعداد	$t(\pi_1)$	$t(\pi_2)$	$F(\pi_3, \pi_4)$	$F(\pi_2, \dots, \pi_4)$	$F(\pi_1, \dots, \pi_4)$
متغیرها		قطعی وارد شده	وقفه					
LP1	۴۵	c,t,d	.	-۲/۵۴	-۲/۰۴	۲۱/۴۸***	۲۰/۴۷***	۱۷/۷۷***
LP2	۴۵	c,t,d	.	-۲/۳۲	-۱/۹۹	۲۳/۸۶***	۲۱/۹۲***	۱۸/۶۲***
LP3	۴۵	c,t,d	.	-۲/۴۳	-۲/۲۶	۲۳/۳۹***	۲۱/۹۹***	۱۹/۶۶***
LP4	۴۵	c,t,d	.	-۲/۱۹	-۲/۰۲	۲۳/۰۸***	۲۲/۳۴***	۱۸/۰۰***
LP5	۴۵	c,t,d	.	-۲/۳۷	-۲/۱۷	۲۶/۸۴***	۲۵/۳۷***	۲۱/۴۱***

LP1 لگاریتم قیمت‌های سهم‌ها در استان‌های آذربایجان شرقی (LP1)، آذربایجان غربی (LP2)، اردبیل (LP3)، تهران (LP4) و زنجان (LP5) تعداد مشاهدات مؤثر را نشان می‌دهد. †† رگرسیون معین رابطه ۸ شامل مقدار ثابت (c)، سه متغیر موهومی فصلی (d) و یک روند (t) است. \*\*\* معنی‌داری در سطح ۱ درصد. مقادیر بحرانی از مطالعه Frances and Hobijn (1997) بدست آمده است.

آزادی ۴ در سطح احتمال ۱ درصد (یعنی، ۱۳/۲۷) کوچکتر است، نمی‌توان فرض صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی را در هیچ کدام از سریهای قیمت رد نمود. همچنین مقدار بحرانی جدول  $\chi^2$  در سطح احتمال ۱ درصد به درجه آزادی ۲۵ برابر با ۴۴/۳۱ بوده که از مقایسه مقادیر محاسبه شده LM(1) و LM(4) در جدول (۳) با این مقدار می‌توان فرض صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی را پذیرفت. همچنین بر اساس نتایج این جداول، ثبات پارامترها و نرمال بودن جملات اخلاخل رگرسیون نیز مورد پذیرش است.

مطابق Juselius & Johansen (1990) ابتدا آزمونهای تشخیصی برای جملات اخلاخل رگرسیونهای اولیه در هر دو فراوانی انجام شد. وجود خودهمبستگی بر اساس پیشنهاد Doornik (1996) با استفاده از آماره‌های لیجانگ - باکس تعمیم یافته برای تک تک سریهای قیمت و آزمون خودهمبستگی LM و LMF برای سیستم معادلات مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این آزمونها در جداول (۲) و (۳) ارائه شده است. با توجه به جدول (۲) چون مقدار محاسبه شده آماره لیجانگ - باکس تعمیم یافته از مقدار بحرانی جدول  $\chi^2$  با درجه

جدول ۲- نتایج آزمون‌های خودهمبستگی، نرمالیت و ناهمسانی واریانس

آماره	فراوانی	LP1	LP2	LP3	LP4	LP5
لیجانگ - باکس تعمیم یافته	صفر	۶,۶۸	۹,۴۹	۸,۹۳	۷,۳۴	۱۰,۶۲
$(Q^*(4) \sim \chi^2(4) = 44.31)$	شش ماهه	۱,۹۳	۳,۰۶	۳,۷۵	۴,۴۳	۴,۲۳
Jarque-Bera	صفر	۱,۱۶	۰,۸۴	۳,۹۱	۴,۱۶	۲,۱۹
$(JB \sim \chi^2(2) = 5.99)$	شش ماهه	۰,۵۴	۰,۳۷	۲,۰۰	۱,۷۷	۰,۸۷

بردار هم‌جمعی) برای آزمون LOP است، وجود LOP یا پیوستگی کامل بازار رد شد.

به هر حال، در مطالعه حاضر سه بردار هم‌جمعی برای هر دو فراوانی یافت گردید، دال بر اینکه  $(K-I=5-2=3)$  دو روند تصادفی مشترک یا دو عامل پیوستگی مشترک برای این پنج سری قیمت وجود دارد و از اینرو بعضی از قیمت‌ها می‌توانند با نخستین روند مشترک، برخی با دومین و برخی با ترکیبی از روندهای اول و دوم تولید شوند. لذا بازار گوشت مرغ استان‌های شمال‌غرب و تهران، کاملاً پیوسته محسوب نمی‌شوند چرا که نوسانات قیمت‌ها بوسیله بیش از یک روند کنترل می‌شود. به عبارت دیگر، انتقال کامل شوک‌های قیمتی، از یک بازار به بازار دیگر، چه بلندمدت و چه فصلی، در هیچ‌یک از استان‌ها برقرار نیست و هیچ بازاری (استانی) نمی‌توان یافت که تغییرات قیمتی خود را عیناً به همه بازارهای دیگر انتقال دهد. اما با توجه به وجود سه بردار هم‌جمعی، پیوستگی جزئی در این بازارها وجود دارد، بدین معنی که ارتباط بازارهای گوشت مرغ این استان‌ها هرچند به صورت یک به یک نیست ولی قیمت گوشت مرغ در این بازارها در طول زمان اما با سرعت کم، به همدیگر همگرا می‌شوند.

جدول ۳- نتایج آزمون خودهمبستگی سیستمی و ثبات پارامترها

آماره	فراوانی	
	فراوانی شش‌ماهه	فراوانی صفر
$LM(1) \sim \chi^2(25)$	۴۳،۹۴	۳۹،۲۸
$LM(4) \sim \chi^2(25)$	۳۴،۵۹	۳۴،۴۹
$LMF(1)(1\%) \sim F(25,18) = 3$	۲،۸۶	۱،۵۹
$LMF(4)(1\%) \sim F(25,18) = 3$	۱،۳۱	۱،۲۱
*آزمون پایداری هانسن	۰،۶۸	۰،۹۰

\* مقدار بحرانی هانسن ۱/۹۶ می‌باشد.

در ادامه بردارهای هم‌جمعی مورد بررسی و شناسایی واقع شد. برای این منظور با استفاده از آماره‌های اثر و حداکثر مقدار مشخصه، مرتبه ماتریس‌های  $\Pi$  در هر دو فراوانی تعیین گردید که نتایج مربوطه در جدول (۴) آمده است. مطابق این جدول رتبه این ماتریس‌ها برابر با ۳ می‌باشد. از این رو برای هر کدام از این دو فراوانی سه بردار هم‌جمعی برای قیمت مرغ زنده در بازارهای پنج استان مورد بررسی بدست آمد. با توجه به نتیجه آزمون اثر و تعیین رتبه سه در هر دو فراوانی برای ماتریس‌های هم‌جمعی، از آنجا که تعداد بردارهای هم‌جمعی کمتر از شرط لازم  $(K-1=5-1=4)$

جدول ۴- کمیت‌های آزمون اثر ( $\lambda_{trace}$ ) و حداکثر مقدار مشخصه ( $\lambda_{max}$ )

$r$	فراوانی شش‌ماهه		فراوانی صفر	
	مقدار بحرانی (۱۰٪)	$\lambda_{trace}$	مقدار بحرانی (۱۰٪)	$\lambda_{trace}$
۴	۱۰،۱۸	۹،۲۵۹	۱۰،۵۶	۲،۲۷۶
۳	۲۹،۱۲	۲۸،۲۲۵	۲۲،۹۵	۱۲،۹۵۸
۲	۵۲،۴۹	۵۵،۲۹۱*	۳۹،۰۸	۶۸،۷۷۵*
۱	۱۰۸،۳	۸۸،۶۶۴*	۵۸،۹۶	۱۵۵،۲۵۹*
۰	-	۱۳۳،۶۱۲*	۸۲،۶۸	۲۴۴،۳۹۷*

  

$r$	مقدار بحرانی		مقدار بحرانی	
	$\lambda_{max}$	مقدار بحرانی	$\lambda_{max}$	مقدار بحرانی
۴	-	۹،۲۵۹	۳،۸۴	۲،۲۷۶
۳	-	۱۸،۹۶۵	۱۴،۲۶	۱۰،۶۸۳
۲	-	۲۷،۰۶۷	۵۲،۴۶	۵۵،۸۱۶*
۱	-	۳۳،۳۷۲	۵۸،۴۳	۸۶،۴۸۴*
۰	-	۴۴،۹۴۹	۶۴،۵۰	۸۹،۱۳۷*

مقادیر بحرانی از (1999) Franses & Kunst و (1995) Lee & Siklos استخراج شده است.

برای این منظور مقادیر مشخصه، بردارهای مشخصه استاندارد شده و وزن بردارهای مشخصه در هر دو

در ادامه جهت بررسی پیوستگی جزئی بازار ابتدا در هر فراوانی سه بردار هم‌جمعی مذکور تعیین گردید.

آذربایجان شرقی - آذربایجان غربی، آذربایجان شرقی - زنجان و اردبیل - زنجان در سطح احتمال ۱ درصد قابل رد نمی‌باشد. این مسئله بدین معنی است که قیمت مرغ زنده در این مجموعه‌های دو استانی در بلندمدت تمایل دارند که با همدیگر برابر شوند، ولی برای سایر ترکیب‌ها این فرضیه رد می‌شود. همچنین فرضیه برابری قیمت در هیچ مجموعه سه استانی پذیرفته نشد. این یافته، بار دیگر اثبات می‌کند که پیوستگی در بازار استان‌های مورد بررسی فقط به صورت جزئی وجود دارد، طوری که این پیوستگی باعث نگردیده تا قیمت در تمامی استان‌ها باهم برابر شوند.

۱. جهت جلوگیری از طولانی شدن مقاله از بیان نتایج این آزمون‌ها خودداری شده است.

فراوانی حاصل گردید که نتایج مربوطه در جدول‌های (۵) و (۶) به ترتیب برای فراوانی‌های صفر و  $\pi$  ارایه شده‌اند. در جداول (۵) و (۶) در هر دو فراوانی مذکور، تعداد  $T=3$  ستون از سمت چپ (مربوط به اعداد مشخصه بزرگتر) بردارهای مشخصه به عنوان ماتریس‌های  $\beta$  و  $\alpha$  ستون از وزن بردارهای مشخصه به عنوان ماتریس‌های  $\alpha$ ، در نظر گرفته شد.

با توجه به اینکه سه بردار هم‌جمعی در هر دو فراوانی یافت گردید، بازارهای مرغ زنده در این پنج استان دارای پیوستگی جزئی می‌باشند و می‌توان آزمونهایی روی ضرایب  $\beta$  برای مجموعه‌های دو یا سه یا چهار استانی انجام داد. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۷) ارایه شده است. بر اساس نتایج جدول (۷)، فرضیه برابری قیمت مرغ زنده در فراوانی صفر در استان‌های

جدول ۵- مقادیر مشخصه، بردارهای مشخصه و وزنهای بردارهای مشخصه - فراوانی صفر

	مقادیر مشخصه					
	۰,۸۸۶	۰,۸۷۹	۰,۷۴۴	۰,۲۳۰	۰,۰۵۴	۰,۰۰۰
Lp1	۱	۱,۳۴	۰,۷۵	۲,۷۳	-۰,۱۷	۰,۲۲
Lp2	-۲,۶۲	-۲,۳۶	۱	-۰,۱۵	-۱,۳۰	-۳,۵۳
Lp3	-۷,۷۸	۰,۰۶	-۸,۰۷	-۴,۵۲	۲,۲۲	۵,۰۲
Lp4	-۰,۹۰	-۰,۰۱	-۰,۹۲	۱	-۱,۱۸	-۲,۰۷
Lp5	۱,۰۴۴	۱	۷,۵۹	۱,۰۷	۱	۰,۲۴
C	-۱,۰۶	-۰,۲۶	-۳,۱۵	-۱,۰۷	۰,۵۰۳	۱
	وزن بردارهای مشخصه					
Lp1	-۰,۰۱۵	-۰,۰۴۴	۰,۰۰۸	۰,۰۱۲	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰
Lp2	-۰,۰۱۷	-۰,۰۴۲	۰,۰۱۰	۰,۰۰۹	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
Lp3	-۰,۰۲۰	-۰,۰۴۲	۰,۰۱۴	۰,۰۰۵	۰,۰۰۲	۰,۰۰۰
Lp4	-۰,۰۱۶	-۰,۰۴۲	۰,۰۰۵	۰,۰۰۵	۰,۰۰۲	۰,۰۰۰
Lp5	-۰,۰۱۴	-۰,۰۴۳	۰,۰۱۳	۰,۰۰۶	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰

جدول ۶- مقادیر مشخصه، بردارهای مشخصه و وزنهای بردارهای مشخصه - فراوانی  $\pi$

	مقادیر مشخصه					
	۰,۶۶۶	۰,۵۵۷	۰,۴۸۳	۰,۳۷۰	۰,۲۰۲	۰,۰۰۰
Lp1	-۲,۱۳	-۰,۸۹	۱	-۳۴,۹۳	۱,۱۰	۱۰۴,۷۵
Lp2	-۰,۶۲	۱,۸۵	۰,۴۸	۴۹,۱۴	-۰,۵۹	۴۸,۰۴
Lp3	۱	-۰,۷۸	-۰,۱۴	-۱۲,۹۰	-۰,۲۲	-۲۶,۰۴
Lp4	-۰,۷۱	-۱,۱۲	-۰,۲۹	۱	-۱,۳۶	-۷,۴۴
Lp5	۱,۱۱	۱	-۱,۰۵	-۵,۹۵	۱	۱۳,۹۳
C	-۰,۰۱	-۰,۰۱	-۰,۰۰۳	-۰,۲۹	-۰,۰۱	۱
	وزن بردارهای مشخصه					
Lp1	-۰,۰۰۷	-۰,۰۰۲	۰,۰۰۴	-۰,۰۳۱	-۰,۰۰۶	۰,۰۰۰
Lp2	-۰,۰۱۲	-۰,۰۰۳	۰,۰۰۱	-۰,۰۲۹	-۰,۰۰۵	۰,۰۰۰
Lp3	-۰,۰۱۴	۰,۰۰۰	-۰,۰۰۹	-۰,۰۲۸	-۰,۰۰۴	۰,۰۰۰
Lp4	-۰,۰۲۰	۰,۰۰۵	-۰,۰۰۳	-۰,۰۲۵	-۰,۰۰۳	۰,۰۰۰
Lp5	-۰,۰۱۵	-۰,۰۰۱	-۰,۰۰۵	-۰,۰۲۶	-۰,۰۰۶	۰,۰۰۰



## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به نتایج حاصل از این پژوهش، می‌توان گفت که در هر یک از استان‌های مورد بررسی یک بازار مرغ جداگانه وجود دارد، هر چند این بازارها دارای ارتباطات متقابل با همدیگر هستند. این امر نشان می‌دهد که بازار گوشت مرغ در این پنج استان نمی‌تواند به عنوان یک بازار واحد در نظر گرفته شود. اما بایستی بررسی‌های بیشتری در جهت یافتن دلایل عدم برقراری قانون قیمت واحد در این بازارها صورت گیرد. یک دلیل احتمالی، فقدان آربیتراژ کارا یا وجود رقابت ناقص می‌باشد که تبعیض قیمتی را ممکن می‌سازد و در موارد خاصی هزینه‌های حمل‌ونقل و معامله می‌تواند علت این مسئله باشد. از طرف دیگر نبودن امکانات حمل‌ونقل مناسب در این مناطق باعث می‌شود زمان زیادی صرف حمل‌ونقل محصولات بین استان‌ها شود و مبادله کنندگان نتوانند به تغییرات قیمت پاسخ سریع بدهند. همچنین نبود نظام اطلاع‌رسانی منسجم و هماهنگ جهت پاسخگویی به نیازهای موجود در امر بازررسانی مرغ مزید بر علت می‌باشد. در کل احتمالاً حاکم نبودن تصمیمات علمی و مطالعه شده به حد کفایت، در عرصه تصمیم‌گیری‌ها در صنعت مرغداری، باعث بوجود آمدن مشکلات ذکر شده و سایر مسایل گردیده که به عدم اعتبار LOP منتج شده است.

بر اساس آزمون برونزایی ضعیف، این ویژگی برای تمامی استان‌ها در هر دو فراوانی رد شد. لذا این نتیجه گرفته می‌شود که قیمت گوشت مرغ در بلندمدت و نیز دوره‌های شش‌ماهه، در هیچ استانی به طور مستقل از سایر استان‌ها تشکیل نمی‌شود. برونزای ضعیف نبودن هیچ یک از بازارها در این مطالعه، نشان می‌دهد که علیت دوطرفه بین قیمت گوشت مرغ تمامی استان‌ها برقرار می‌باشد و در شکلگیری قیمت‌ها، بازار همه استان‌ها علت و معلول همدیگر می‌باشند و رهبری قیمتی که بتواند همه قیمت‌ها را در چهار استان باقیمانده کنترل نماید وجود ندارد.

با توجه به رد شدن LOP و دلایل احتمالی ذکر شده برای علت رد شدن این فرضیه و نیز با توجه به مزایای زیاد پیوستگی کامل بازار، پیشنهادهایی به صورت زیر ارائه می‌گردد:

در فراوانی شش‌ماهه یا به عبارت دیگر تغییر فصلی، فرضیه برابری قیمت مرغ زنده در استان‌های آذربایجان شرقی - اردبیل، آذربایجان شرقی - تهران، آذربایجان غربی - اردبیل، آذربایجان غربی - تهران و تهران - زنجان در سطح احتمال ۱ درصد رد نشد، بدین معنی که قیمت مرغ زنده در این استان‌ها در دوره‌های شش‌ماهه یا تغییرات فصلی تمایل دارند که با همدیگر برابر شوند، ولی برای سایر ترکیب‌ها این فرضیه پذیرفته نشد. با توجه به مقایسه نتایج آزمون برونزایی ضعیف در فراوانی صفر و فراوانی فصلی ملاحظه می‌گردد که قیمت‌های گوشت مرغ در استان‌های مورد نظر بیشتر تمایل دارند نسبت به تغییرات فصلی همگرایی داشته باشند تا یک همگرایی بلندمدت.

جدول ۷- نتایج آزمون نسبت درست‌نمایی برابری قیمت در

استان‌های منتخب

مجموعه‌های دو استانی	فراوانی شش‌ماهه	فراوانی صفر
آذربایجان شرقی و غربی	۱۲,۰۳*	۳,۷۶
آذربایجان شرقی و اردبیل	۷,۰۷	۱۵,۷۱*
آذربایجان شرقی و زنجان	۱۶,۷۴*	۱۰,۴۴
آذربایجان شرقی و تهران	۲,۹۹	۴۸,۸۴*
آذربایجان غربی و اردبیل	۱۰,۸۰	۳۸,۳۱*
آذربایجان غربی و تهران	۰,۹۸۴	۱۳,۸۷*
آذربایجان غربی و زنجان	۱۱,۶۴*	۳۵,۰۰*
اردبیل و تهران	۱۲,۲۳*	۲۶,۳۰*
اردبیل و زنجان	۱۵,۴۳۵*	۳,۷۷
تهران و زنجان	۸,۵۲	۴۵,۷۹*

برای بررسی اینکه آیا قیمت گوشت مرغ در یک استان، همه قیمت‌ها را در بازار مرغ زنده استان‌های دیگر تحت کنترل دارد یا نه، آزمون برونزایی ضعیف بر روی ضرایب ماتریس  $\alpha$  در فراوانی صفر و  $\pi$  انجام شد. همانطور که جدول (۸) نشان می‌دهد، برونزای ضعیف بودن تمام استان‌ها در هر دو فراوانی بلندمدت و شش‌ماهه رد می‌شود، لذا قیمت مرغ زنده در بلندمدت، در هیچ استانی به طور مستقل از سایر استان‌ها تشکیل نمی‌شود.

جدول ۸- نتایج آزمون برونزایی ضعیف در فراوانی صفر و

شش‌ماهه

استان	فراوانی شش‌ماهه	فراوانی صفر
آذربایجان شرقی	۶۹,۴۷*	۱۹,۱۷*
آذربایجان غربی	۷۷,۰۳*	۱۷,۱۷*
اردبیل	۸۳,۷۲*	۱۶۸,۴۲*
تهران	۷۲,۵۲*	۱۷۳,۷۰*
زنجان	۹۴,۰۶*	۱۴۸,۲۴*

- مدیریت علمی بازار گوشت مرغ از طریق اتخاذ روشهای علمی و مطالعه شده به جای روشهای سنتی و راه‌حلهای تصادفی مبتنی بر اشخاص؛
- اتخاذ روشهایی در جهت کاهش هزینه حمل‌ونقل و در کل کاهش هزینه‌های معامله؛
- اتخاذ سیاست‌هایی در جهت کاهش احتمال آربیتراژ؛
- بهبود شبکه حمل‌ونقل و راهها در جهت تسهیل تعدیلات عرضه؛
- مدیریت و سازماندهی اطلاع‌رسانی در صنعت مرغداری کشور.

## REFERENCES

- Alexander, C. & Wyeth, J. (1994). Cointegration and market integration: An application to the Indonesian rice market, *Journal of Development Studies*, 30(2), 303-328.
- Asche F, Bremnes H & Wessels CR, (1999), Product aggregation, market integration, and relationships between prices: an application to world salmon markets, *American Journal of Agricultural Economics*, 81, 568-81.
- Asche F, Gordon VD & Hannesson R, (2004), Tests for market integration and the Law of One Price: The market for Whitefish in France, *Marine Resource Economics*, 19, 195-210.
- Asche, F. & Bremnes, H. (1997). Interpreting multivariate cointegration tests for market integration, *Working Paper*, No, M9707, Molde College, Molde.
- Bohl MT. 2000. Nonstationary stochastic seasonality and the German M2 money demand function. *European Economic Review*, 44, 61-70.
- Boswijk HP, (1995), Identifiability of cointegrated systems, *Discussion paper, Tinbergen Institute*, TI 95, 78.
- Brendstrup, B., Hylleberg, S., Nielsen, M.O., Skipper, L. & Stentoft, L. (2004). Seasonality in economic models, *Macroeconomic Dynamics*, University of Aarhus, 8, 362-394.
- Cummings RW, (1967), Pricing efficiency in the Indian wheat market, Impex, NewDelhi.
- Dawson PL & Dey PK, (2002), Testing for the law of one price: rice market integration in bangladesh, *Journal of International Development*, 14, 473-484.
- Doornik GA, (1996), Testing vector autocorrelation and heteroscedasticity in dynamic models, Nuffield College, Oxford OX1 1NF, UK.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 2, 251-276.
- Falsafian, A. & Zibayi, M. (2005). Market integration and the law of one price (Lamb and beef markets in selected provinces), *Agricultural Science and Industry*, 19, 173-179 (In Farsi).
- Franses, P.H. & Hobijn, B. (1997). Critical values for unit root tests in seasonal time series, *Journal of Applied Statistics*, 25(1), 25-47.
- Franses, P.H. & Kunst, R.M. (1995). On the role of seasonal intercepts in seasonal cointegration, Institute for advanced studies, Vienna, *Economics Series*, No, 15.
- Franses, P.H. & Kunst, R.M. (1999). On the role of seasonal intercepts in seasonal cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(3), 409-433.
- Goh, C. & Law, R. (2001). Modeling and forecasting tourism demand for arrivals with stochastic nonstationary seasonality and intervention. *Tourism Management*, 23, 499-510.
- Gonzalez-Rivera, G. & 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.
- Granger CWJ & Eliot CM. (1967). A fresh look at wheat prices and markets in the eighteenth century, *Economic History Review*, 20, 257-265.
- Hansen, B.E. (1992). Testing for parameter instability in linear models, *Journal of Policy Modeling*, 14, 517-533.
- Huang, T.H. (2002). A joint test of the rational expectations permanent income hypothesis under seasonal cointegration, *Australian Economic Papers*, Blackwell Publishing Ltd.
- Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J. & Yoo, S. (1990). Seasonal integration and cointegration, *Journal of Econometrics*, 44, 215-238.
- Ismet, M., Barkley, A.P. & Llewelyn, R.V. (1998). Government intervention and market integration in Indonesian rice markets, *Agricultural Economics*, 19, 283-295.
- Jarque, C.M. & Bera, A.K. (1987). A test for normality of observations and regression residuals, *International Statistical Review*, 55, 163-172.
- Johansen, S. & Schaumburg, E. (1998). Likelihood analysis of seasonal cointegration, *Journal of Econometrics*, 88, 301-339.

25. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
26. Johansen, S. (1995). Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equation and cointegration, *Journal of Econometrics*, 69(1), 111-132.
27. Johansen, S. (1992). Determination of cointegration rank in the presence of linear trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 383-397.
28. Jumah, A. & Kunst, R.M. (2006). Forecasting seasonality cointegrated systems: Supply response in Austrian agriculture, *Economics Series*, No.11.
29. Lee, H.S. & Siklos, P.L. (1995). A note on the critical values for the maximum likelihood (seasonal) cointegration tests, *Economics Letters*, 49, 137-145.
30. Lee, H.S. (1992). Maximum likelihood inference on cointegration and seasonal cointegration, *Journal of Econometrics* 54, 1-47, North-Holland.
31. Lele, U.J. (1967). Market integration: a study of sorghum prices in western India, *Journal of Farm Economics*, 49, 147-159.
32. Liu Q & Wang, H.H. (2003). Market integration test for Pacific egg markets, *American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Montreal, Canada, July 27-30*.
33. Lof, M. & Lyhagen, J. (2002). Forecasting performance of seasonal cointegration models, *International Journal of Forecasting*, 18, 31-44.
34. Maddala, G.S. (1992). Introduction to econometrics, Macmillan Publishing Company, New York.
35. Niquidet, K. & Manely, B. (2008). Regional log market integration in New Zealand, *Resource Economics and Policy Analysis*.
36. Palakas, T.B. & Harriss-White, B. (1993). Testing market integration: new approaches with case material from the west Bengal food economy, *Journal of Development Studies*, 30(1), 1-57.
37. Persson, K.G. (1999). Grain markets in Europe, 1500-1900: integration and deregulation, *Cambridge University Press*, Cambridge.
38. Pierce, D. (1976). Seasonality adjustment when both deterministic and stochastic seasonality are present, In: Zellner, A, (Ed.), *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, Bureau of the Census, Washington.
39. Ravallion, M. (1986). Testing market integration, *American Journal of Agricultural Economics*, 68, 102-109
40. Robledo, C.W. (2002). Dynamic econometric modeling of the U.S. wheat grain market, Dissertation, Faculty of the Louisiana state university and agricultural and mechanical collage,
41. Shirani Bidabadi, F., Abbaseian, M. & Karbasi, A. (2007). Productivity of poultry corporative in the province of sistan and balochestan: Case study in sistan, *Agricultural economic and development*, 60, 87-102 (In Farsi).
42. Vataja, J. (2000). Should the Law of One Price be pushed away?, Evidence from international commodity markets, *Open Economies Review*, 11, 399-415.
43. Vinuya, F.D. (2006). Testing for market integration and Law of One Price in world shrimp markets, Southern Agricultural Economics Association Annual Meetings, Orlando, Florida.
44. Zanas, G.P. (1999). Seasonality and spatial integration in agricultural (product) markets, *Agricultural Economics*, 20, 253-262.

