# پیوستگی مکانی بازار و قانون قیمت واحد
# (مطالعه موردی: بازار گوشت مرغ شمالغرب کشور و تهران)

زهرا رسولی بیرامی، قادر دشتی، محمد قهرمان‌زاده[1]

## چکیده

در مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های سه‌ماهانه قیمت عمده فروشی گوشت مرغ درطی سالهای ۸۸-۱۳۷۷شرایط پیوستگی مکانی بازار و قانون قیمت واحد در پنج استان آذربایجان شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، زنجان و تهران مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور از آزمون همجمعی فصلی چندمتغیره یوهانسن بهره گرفته شد. نتایج آزمون ریشه واحد فصلی HEGY نشان داد که سریهای قیمت گوشت مرغ از رفتار فصلی تبعیت می‌کنند و در دو فراوانی صفر و شش‌ماهه ریشه واحد یافت گردید. یافته‌های حاصل از آزمون همجمعی یوهانسن مؤید آن است که در فراوانی بلندمدت و نیز در فراوانی فصلی شش‌ماهه، قانون قیمت واحد برقرار نیست و لذا در بازار گوشت مرغ این استانها، بیش از یک روند تصادفی (دو روند) مشترک وجود دارد که قیمتها بر اساس آنها تعدیل می‌شوند، ولی وجود پیوستگی جزئی در فراوانی‌های مذکور مورد تأیید قرار گرفت. بر اساس نتایج حاصله اتخاذ روشهای علمی و مطالعه شده در سیاستگذاری بخش، بهبود شبکه حمل و نقل، کاهش هزینه‌های حمل و نقل و اتخاذ سیاستهایی در جهت کاهش احتمال آربیتراژ پیشنهاد می‌شود.

**طبقه‌بندی JEL: C13 ,Q13, Q18**

**واژه‌های کلیدی: آزمون همجمعی فصلی چندمتغیره یوهانسن، پیوستگی مکانی بازار، رفتار فصلی، گوشت مرغ، قانون قیمت واحد.**

## مقدمه

پیوستگی مکانی بازار[2] 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[3] (LOP) 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).

زمانی که تولیدکنندگان قصد دارند قیمت دریافتی خود را تحت کنترل درآورند، مطالعه قیمت در بازار مهم و ضروری است. به نظر تولیدکنندگان، مهمترین مشکل اقتصادی در خصوص تولید در واحدهای مرغداری، نبود ثبات و هماهنگی در قیمت بازار است (شیرانی بیدآبادی و همکاران، ۱۳۸۶). . گوشت مرغ یکی از متداولترین انواع گوشت مصرفی در ایران و سایر کشورهاست و تقاضا برای آن نسبتاً

[1]. به ترتیب دانشجوی دوره دکتری سیاست و توسعه کشاورزی ، دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تبریز.

Email: zahrarasouli.480@gmail.com

2 .Spatial market integration

3. Law of One Price

زیاد است. 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 اگر بازار پیوسته و کارا باشد، تفاوت قیمت در بلندمدت بین دو منطقه وجود نخواهد داشت. چرا که 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 عرضه و تقاضا بوجود آمده باشد (Vinuya, 2006). از این رو 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. بعنوان 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.

در رابطه با بررسی پیوستگی مکانی بازار ادبیات موضوعی گسترده‌ای وجود دارد و برای این منظور روشهای مختلفی ارائه گردیده است. گرنجر و الیوت (۱۹۶۷) روش همبستگی را پیشنهاد دادند. کامینگز (۱۹۶۷) و لل (۱۹۶۷) اولین افرادی بودند که با استفاده از این روش، پیوستگی مکانی بازارها را ارزیابی کردند. راوالیون (۱۹۸۶) یک مدل پویا از تفاضلهای قیمتی مکانی شامل وقفه‌های زمانی معرفی نمود. پالاسکاس و هریس-وایت (۱۹۹۳) و الکساندر و ویث (۱۹۹۴) مدل راوالیون 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[1] است که آیسمت و همکاران (۱۹۹۸)، زنیس (۱۹۹۹)، پرسون (۱۹۹۹)، واتاجا (۲۰۰۰)، گنزالز- ریورا و هلفاند (۲۰۰۱)، داوسون و دی (۲۰۰۲)، لیو و وانگ (۲۰۰۳)، وینایا (۲۰۰۶)، نیکودت و مانلی (۲۰۰۸) و دیگران از این روش بهره گرفته‌اند.

اش و همکاران (۱۹۹۸) از روشهای سنتی (آزمون های علیت و آزمون آماری LOP) و روش همجمعی برای بررسی یکپارچگی بازار در رابطه با بازارهای ماهی فرانسه (۸۵-۱۹۸۳) استفاده کردند. آنها نشان دادند که آزمون های علیت و آزمون آماری LOP منجر به همان نتایجی می‌شود که آزمون همجمعی حاصل می‌نماید. تنها تفاوت در انتخاب روش مناسب با داده‌های موردنظر است. اگر سریهای قیمت پایا باشند آزمون های آماری LOP و علیت باید بکار روند و اگر این سریها ناپایا باشند، از آزمون همجمعی باید استفاده کرد (فلسفیان و زیبایی، ۱۳۸۴).

در کنار مسائل یاد شده، بایستی توجه داشت که عرضه و تقاضای محصولات کشاورزی از قبیل گوشت مرغ در مقاطع زمانی مختلفی از سال مانند ماه رمضان، ایام حج، عید نوروز و بویژه در زمانهای برداشت محصول دچار نوسانات فصلی می‌شود. وجود رفتار فصلی می‌تواند شکلی از رفتار ریشه واحد یا به عبارتی ناپایایی 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 زنیس (۱۹۹۹) تنها برای حالت غیر فصلی انجام شده است. قبل از مطالعه زنیس، اکثر مطالعات یا عدم وجود ریشه واحدهای فصلی در سیستم را فرض می‌کند یا اینکه وجود آنها را نادیده می‌گیرد (Zanias, 1999). در راستای مطالب بیان شده، مطالعه حاضر سعی بر آن دارد که پیوستگی مکانی بازار و قانون قیمت

1 . Vector Error Correction Model

واحد را با در نظر داشتن ویژگی رفتار فصلی، برای بازار گوشت مرغ در استانهای آذربایجان‌شرقی، آذربایجان غربی، اردبیل، زنجان و تهران بررسی نماید.

## روش تحقیق

با فرض محصول همگن و عدم وجود هزینه‌های حمل‌ونقل یا دیگر موانع تجاری LOP بین دو بازار بین‌المللی به شکل $P_1 = eP_2$ بیان می‌شود که e نرخ ارز و $P_2$ و $P_1$ قیمتهای مشابه در دو بازارند. در بازارهای محلی e برابر ۱ در نظر گرفته می‌شود. در آن صورت رابطه پایه جهت بررسی LOP را می‌توان به صورت رابطه (۱) بیان کرد:

$$p_{1t} = \alpha + \beta p_{2t} + u_t \qquad (۱)$$

که $p_{1t}$ و $p_{2t}$ لگاریتم قیمت کالا مانند گوشت مرغ در دو بازار مانند استان آذربایجان شرقی و تهران می‌باشند. LOP به شکل اکید نیاز دارد که $\alpha = 0$ و $\beta = 1$ باشد. اما معمولاً فقط $\beta = 1$ آزمون می‌شود و جمله ثابت برای محسوب کردن هزینه حمل‌ونقل و دیگر هزینه‌های معامله باقی‌گذارده می‌شود که البته فرض می‌شود در طول دوره مطالعه ثابت یا متناسب با قیمتها (وقتی لگاریتم قیمتها استفاده می‌شود) است (Zanias, 1999) .

دو روش متداول برای آزمون پیوستگی بازار وجود دارد: آزمون انگل- گرنجر (۱۹۸۷) و آزمون همجمعی یوهانسن (۱۹۹۵،۱۹۸۸). (Niquidet and 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 سریهای قیمت می‌توان از الگوی تصحیح خطای فصلی برداری از مرتبه q برای این سریهای قیمت سه‌ماهانه به شکل زیر استفاده نمود:

$$\Delta_4 P_t = \sum_{i=1}^{4} \Pi_i Z_{i,t} + \sum_{j=1}^{q} \Gamma_j \Delta_4 P_{t-j} + \Phi D_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

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

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

و $D_t$ مؤلفه‌های قطعی، شامل متغیرهای موهومی فصلی و روندها بوده و $\varepsilon_t \sim i.i.d.\ N_k(0,\Omega)$ می‌باشد (Lee,1992). چهار عملگر تفاضل فوق ($Z_{i,t}$) هر کدام دربرگیرنده یکی از چهار ریشه واحد در آزمون ریشه واحد فصلی هیلبرگ و همکاران [HEGY] (۱۹۹۰)[1] می‌باشد، یعنی؛ $\pm 1$ و $\pm i$ . ریشه $+1$ به فراوانی صفر[2] با چرخه بلندمدت، ریشه $-1$ به فراوانی $\pi$ (نیم‌ساله) با دو چرخه در سال، جفت ریشه مختلط $\pm i$ به فراوانی‌های $\pm \frac{\pi}{2}$ (سالانه) با یک چرخه در سال یا بطور معادل یک چرخه سه‌ماهه در سه‌ماه[3]، مربوط می‌گردد (Huang, 2002).

1 . Helleberg, Engle, Granger, Yoo
2 . Zero frequency
3 . A quarter cycle per quarter

ماتریسهای $\Pi_i$ در رابطه (۲) می‌توانند به دو ماتریس $\alpha_i$و $\beta_i$ تجزیه شوند؛ (یعنی $\Pi_i = \alpha_i\beta_i^{'}$) که بعد هر دو ماتریس، K×r می‌باشد. مرتبه (r) ماتریسهای $\Pi_i$ با استفاده از آماره‌های اثر[1] و حداکثر مقدار مشخصه[2] بدست می‌آید. ماتریس $\beta_i$، شامل بردارهای همجمعی در فراوانی مربوطه است و گاهاً ماتریس همجمعی نامیده می‌شود که روابط بلندمدت را نشان می‌دهد و ماتریس $\alpha_i$، ماتریس ضرایب تعدیل[3] می‌باشد که تأثیر r رابطه همجمعی را روی K متغیر نشان می‌دهد (Liu and 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 (۲) مرتبه غیر صفر تقلیل یافته[4] داشته باشد. در صورت تأمین شرط اخیر، $\beta_i^{'}Z_{i,t}$ پایاست حتی اگر فرایندهای $Z_{i,t}$ ناپایا باشند.

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 ۲ در فراوانی صفر و $\pi$ از روش رگرسیون مرتبه تقلیل یافته و در فراوانی‌های $\pm\frac{\pi}{2}$ از الگوریتم سویچینگ بوسویجک (۱۹۹۵) می‌توان استفاده نمود که بوسیله یوهانسون و شامبورگ (۱۹۹۹) ارائه شده است (Lof and Lyhagen, 2002).

فرانسس و کانست (۱۹۹۵) 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 مبداهای فصلی کاملاً مقید[5] بیشترین کاربرد را در مطالعات داشته‌اند و در این مطالعه نیز از این الگو بهره گرفته می‌شود. این الگوی را می‌توان به صورت رابطه (۳) بیان نمود (Robledo, 2002):

$$\Delta_4 P_t = \alpha_1[\beta_1^{'}X_{1,t} + \mu] + \alpha_2[\beta_2^{'}X_{2,t} + a\cos\pi(t-1)] + \alpha_3\left[\beta_3^{'}X_{3,t} + b\cos\frac{\pi}{2}(t-1)\right] \quad (۳)$$
$$+\alpha_4\left[\beta_4^{'}X_{4,t}c\cos\frac{\pi}{2}(t-2)\right] + \sum_{j=1}^{q}\Gamma_j\Delta_4 P_{t-j} + \varepsilon_t$$

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 $\alpha_1$، $\beta_1$، $\alpha_2$ و $\beta_2$ با روش رگرسیون مرتبه تقلیل یافته و ماتریسهای $\alpha_3$، $\beta_3$، $\alpha_4$ و $\beta_4$ 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 مرتبه ماتریسهای $\Pi_i$ ، K-1 باشد. با این فرض آزمون LOP آزمون صفر بودن مجموع ستونهای ماتریس $\beta$ است(Vinuya, 2006).

بر اساس کار اش و همکاران (۱۹۹۹) آزمون پیوستگی کامل بازار، یعنی LOP، میان K بازار، با تحمیل ماتریس محدودیت (۴) به ماتریس $\beta$ و با استفاده از آماره نسبت درستنمایی[1] انجام می‌شود (Liu and wang, 2003):

1 . Trace
2 . Maximum eigenvalue
3 . Adjustment coefficients
4 . Non-zero, reduced rank
5 . Full-restricted model (each seasonal cointegration space has a linear trend)

$$H_{LOP} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ -1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & -1 \end{bmatrix} \quad (۴)$$

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 سه‌ماهانه است، بهره گرفته می‌شود. این آزمون به صورت رابطه (۵) می‌باشد (Jumah and Kunst, 2006):

$$(1 - B^4)p_t = \pi_1 p_{1,t-1} + \pi_2 p_{2,t-1} + \pi_3 p_{3,t-2} + \pi_4 p_{3,t-1} + \sum_{i=1}^{q} \Phi_i (1 - B^4)p_{t-i} + e_t \quad (۵)$$

پس از برآورد مدل (۵)، فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد با آماره‌های t برای $\pi_2$، $\pi_1$ و آماره‌های F برای $\pi_4$، $\pi_3$ آزمون می‌شود ولی این آماره‌ها توزیعهای استاندارد t و F را ندارند و با مقادیر بحرانی ارائه شده در هیلبرگ و همکاران (۱۹۹۰) 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، GOUST و SHAZAM داشته باشند، صورت گیرد که در این مطالعه از نرم‌افزار SHAZAM بهره گرفته شده است.

اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه، شامل داده‌های سه‌ماهانه قیمتهای عمده‌فروشی مرغ زنده در استانهای آذربایجان‌شرقی، 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 گردیده است.

## نتایج و بحث

برای بررسی پیوستگی بازار اولین مرحله بررسی پایایی قیمتها یا آزمون وجود ریشه واحد می‌باشد تا بتوان بر اساس آن ابزار مناسب را تعیین نمود. برای این منظور از آزمون ریشه واحد HEGY جدول ۱ نتایج این آزمون را نشان می‌دهد. تعداد وقفه‌ها با استفاده از آماره‌های آکائیک، شوارتز و حنان کوئین انتخاب گردید. آزمونهای کنترل تشخیصی اجزای اخلال مدل شامل بررسی وجود همخطی، ناهمسانی واریانس، خودهمبستگی، ثبات پارامترها، خطای تصریح و نرمالیته باقیمانده‌های رگرسیونهای HEGY انجام شد و تنها وجود مشکل همخطی اثبات گردید که برای معتبر بودن آزمونهای اقتصادسنجی بعدی، بوسیله رگرسیون خط حاشیه‌ای[2] پیشنهاد مادالا (۱۹۹۲) برطرف گردید.

بر اساس نتایج آزمون HEGY در جدول ۱ ملاحظه می‌گردد که به غیر از آماره t برای ضرایب $\pi_1$ و $\pi_2$ بقیه آماره‌ها از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که هر پنج سری قیمت مرغ در فراوانیهای صفر و شش‌ماهه دارای ریشه واحد می‌باشند. لذا آزمونهای همجمعی می‌توانند تنها در این دو فراوانی انجام گیرند. بر اساس روش پیشنهادی یوهانسن (۱۹۹۲) الگوی (۴)

1 . Likelihood ratio
2 . Ridge regression

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.

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

| آماره‌ها / متغیرها | n† | ††متغیرهای قطعی واردشده | تعداد وقفه | $t(\pi_1)$ | $t(\pi_2)$ | $F(\pi_3,\pi_4)$ | $F(\pi_2,\dots,\pi_4)$ | $F(\pi_1,\dots,\pi_4)$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| LP1 | ۴۵ | c,t,d | ۰ | -۲/۵۴ | -۲/۰۴ | ۲۱/۴۸*** | ۲۰/۴۷*** | ۱۷/۷۷*** |
| LP2 | ۴۵ | c,t,d | ۰ | -۲/۳۲ | -۱/۹۹ | ۲۳/۸۶*** | ۲۱/۹۲*** | ۱۸/۶۲*** |
| LP3 | ۴۵ | c,t,d | ۰ | -۲/۴۳ | -۲/۲۶ | ۲۳/۳۹*** | ۲۱/۹۹*** | ۱۹/۶۶*** |
| LP4 | ۴۵ | c,t,d | ۰ | -۲/۱۹ | -۲/۰۲ | ۲۳/۰۸*** | ۲۲/۳۴*** | ۱۸/۰۰*** |
| LP5 | ۴۵ | c,t,d | ۰ | -۲/۳۷ | -۲/۱۷ | ۲۶/۸۴*** | ۲۵/۳۷*** | ۲۱/۴۱*** |

LPi لگاریتم قیمتهای سه‌ماهانه مرغ زنده در استانهای آذربایجان‌شرقی(Lp1)، آذربایجان‌غربی(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 ۱درصد. مقادیر بحرانی از مطالعه Frances and Hobijn (1997) بدست آمده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق یوهانسن و جوسلیوس (۱۹۹۰) ابتدا آزمونهای تشخیصی برای جملات اخلال رگرسیونهای اولیه در هر دو فراوانی انجام شد. وجود خودهمبستگی بر اساس پیشنهاد دورنیک (۱۹۹۶) با استفاده از آماره‌های لیجانگ - باکس تعمیم یافته برای تک‌تک 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 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 با درجه آزادی ۲۵ برار 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 اخلال رگرسیون نیز مورد پذیرش است.

**جدول ۲. نتایج آزمونهای خودهمبستگی، نرمالیته 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 |
| $(Q^*(4) = 44.31 \sim \chi^2(4)$ | شش‌ماهه | ۱.۹۳ | ۳.۰۶ | ۳.۷۵ | ۴.۴۳ | ۴.۲۳ |
| Jarque-Bera | صفر | ۱.۱۶ | ۰.۸۴ | ۳.۹۱ | ۴.۱۶ | ۲.۱۹ |
| $JB) \sim \chi^2(2) = 5.99$ | شش‌ماهه | ۰.۵۴ | ۰.۳۷ | ۲.۰۰ | ۱.۷۷ | ۰.۸۷ |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

**جدول ۳. نتایج آزمون خودهمبستگی سیستمی و ثبات پارامترها**

| آماره | فراوانی صفر | فراوانی شش‌ماهه |
|---|---|---|
| $\sim\chi^2(25)$LM(1) | ۳۹.۲۸ | ۴۳.۹۴ |
| $\sim\chi^2(25)$LM(4) | ۳۴.۴۹ | ۳۴.۵۹ |
| $\sim F(25,18) = 3$LMF(1)(1%) | ۱.۵۹ | ۲.۸۶ |
| $\sim F(25,18) = 3$LMF(4)(1%) | ۱.۲۱ | ۱.۳۱ |
| *آزمون پایداری هانسن | ۰.۹۰ | ۰.۶۸ |

* مقدار بحرانی هانسن ۱/۹۶ می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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 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-r=5-3=2) 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 جزیی 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 ۴. کمیتهای آزمون اثر ($\lambda_{trace}$) و حداکثر مقدار مشخصه ($\lambda_{max}$)**

| r | فراوانی صفر | | فراوانی شش‌ماهه | |
|---|---|---|---|---|
| | $\lambda_{trace}$ | مقدار بحرانی(۱۰٪) | $\lambda_{trace}$ | مقدار بحرانی(۱۰٪) |
| ۴ | ۲.۲۷۶ | ۱۰.۵۶ | ۹.۲۵۹ | ۱۰.۱۸ |
| ۳ | ۱۲.۹۵۸ | ۲۲.۹۵ | ۲۸.۲۲۵ | ۲۹.۱۲ |
| ۲ | ۶۸.۷۷۵* | ۳۹.۰۸ | ۵۵.۲۹۱* | ۵۲.۴۹ |
| ۱ | ۱۵۵.۲۵۹* | ۵۸.۹۶ | ۸۸.۶۶۴* | ۱۰۸.۳ |
| ۰ | ۲۴۴.۳۹۷* | ۸۲.۶۸ | ۱۳۳.۶۱۲* | - |

| r | $\lambda_{max}$ | مقدار بحرانی | $\lambda_{max}$ | مقدار بحرانی |
|---|---|---|---|---|
| ۴ | ۲.۲۷۶ | ۳.۸۴ | ۹.۲۵۹ | - |
| ۳ | ۱۰.۶۸۳ | ۱۴.۲۶ | ۱۸.۹۶۵ | - |
| ۲ | ۵۵.۸۱۶* | ۵۲.۳۶ | ۲۷.۰۶۷ | - |
| ۱ | ۸۶.۴۸۴* | ۵۸.۴۳ | ۳۳.۳۷۲ | - |
| ۰ | ۸۹.۱۳۷* | ۶۴.۵۰ | ۴۴.۹۴۹ | - |

مقادیر بحرانی از فرانسس و کانست (۱۹۹۹) و لی و سیکلاس (۱۹۹۵) استخراج شده است. .

مأخذ: یافته‌های تحقیق

**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 |
| بردارهای مشخصه استاندارد شده | | | | | | |
| 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 | -۱.۸۱ | -۲.۰۷ |
| LP5 | ۱۰.۴۴ | 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 |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه جهت بررسی پیوستگی جزئی بازار ابتدا در هر فراوانی سه بردار همجمعی مذکور تعیین گردید. برای این منظور مقادیر مشخصه، بردارهای مشخصه استاندارد شده و وزن بردارهای مشخصه در هر دو فراوانی حاصل گردید که نتایج مربوطه در جدولهای ۵ و ۶ به ترتیب برای فراوانی‌های صفر و $\pi$ ارائه شده‌اند.در جداول ۵ و ۶ در هر دو فراوانی مذکور، تعداد r=3 ستون از سمت چپ (مربوط به اعداد مشخصه بزرگتر) بردارهای مشخصه به عنوان ماتریسهای $\beta$ و ۳ ستون از وزن بردارهای مشخصه به عنوان ماتریسهای $\alpha$، در نظر گرفته شد.

**جدول ۶. مقادیر مشخصه، بردارهای مشخصه و وزنهای بردارهای مشخصه – فراوانی π**

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| مقادیر مشخصه | | | | | | |
| | ۰.۶۶۶ | ۰.۵۵۷ | ۰.۴۸۳ | ۰.۳۷۰ | ۰.۲۰۲ | ۰.۰۰۰ |
| بردارهای مشخصه استاندارد شده | | | | | | |
| LP1 | -۲.۱۳ | -۰.۸۹ | ۱ | -۳۴.۹۳ | ۱.۱۰ | ۱۰۴.۵۷ |
| 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 |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

**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 | ۱۶.۷۴۰* | 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 | ۱۱.۶۴۰* | ۳۵.۰۰* |
| اردبیل و تهران | ۱۲.۲۳* | ۲۶.۳۰* |
| اردبیل و زنجان | ۱۵.۴۳۵* | ۳.۷۷ |
| تهران وزنجان | ۸.۵۲ | ۴۵.۷۹* |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه سه بردار همجمعی در هر دو فراوانی یافت گردید، بازارهای مرغ زنده در این ۵ 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 ارائه شده است.

بر اساس نتایج جدول ۷، فرضیه برابری قیمت مرغ زنده در فراوانی صفر در استانهای 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[1]. 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.
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.
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 هردو 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* | ۱۹۰.۱۷* |
| آذربایجان غربی | ۷۷.۰۳* | ۱۷۰.۱۷* |
| اردبیل | ۸۳.۷۲* | ۱۶۸.۴۲* |
| تهران | ۷۲.۵۲* | ۱۷۳.۷۰* |
| زنجان | ۹۴.۰۶* | ۱۴۸.۲۴* |

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

## 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 بازاررسانی 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 مسائل گردیده که به عدم اعتبار LOP منتج شده است. بر اساس نتایج حاصله پیشنهاد می‌گردد سیاستهایی در جهت کاهش هزینه‌های حمل و نقل و سایر هزینه‌های معامله و کاهش احتمال آربیتراژ اتخاذ گردد. بهبود شبکه حمل‌ونقل و راهها، مدریت علمی بازار گوشت مرغ و نیز سازماندهی اطلاع‌رسانی صنعت مرغداری کشور می‌تواند کمک شایانی به این قضیه نماید.

## منابع


شیرانی بیدآبادی ف. عباسیان م. کریم م. و ع کرباسی (۱۳۸۶) بررسی بهره‌وری تعاونیهای طیور در استان سیستان و بلوچستان: مطالعه موردی منطقه سیستان، *فصل‌نامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، (۶۰): ۱۰۲-۸۷.

فلسفیان آ. و م. زیبایی (۱۳۸۴) یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد (بازار گوشت گوسفند و گوساله در استانهای منتخب)، *مجله علوم و صنایع کشاورزی*، ۱۹(۱): ۱۷۹-۱۷۳.

Alexander C. and J. Wyeth (1994) Cointegration and market integration: an application to the Indonesian rice market, *Journal of Development Studies*, 30(2): 303-328.

Asche F. and H. Bremnes (1997) Interpreting multivariate cointegration tests for market integration, *Working Paper*, No, M9707, Molde College, Molde.

Asche F. Bremnes H. and C.R. Wessels (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 V.D. and R. Hannesson (2004) Tests for market integration and the Law of One Price: The market for Whitefish in France, *Marine Resource Economics*, 19: 195–210.

Bohl M.T. (2000) Nonstationary stochastic seasonality and the German M2 money demand function, *European Economic Review*, 44:61-70.

Boswijk H.P. (1995) Identifiability of cointegrated systems, *Discussion paper,* Tinbergen Institute, TI, 95, 78.

Brendstrup B. Hylleberg S. Nielsen M.O. Skipper L. and L.Stentoft (2004) Seasonality in economic models, *Macroeconomic Dynamics*, University of Aarhus, 8: 362–394.

Cummings R.W. (1967) Pricing efficiency in the Indian wheat market, *Impex, NewDelhi.*

Dawson P.L. and P.K. Dey (2002) Testing for the law of one price: rice marlet integration in bangladesh, *Journal of International Development*, 14: 473-484.

Doornik G.A. (1996) Testing vector autocorrelation and heteroscedasticity in dynamic models, Nuffield College, Oxford OX1 1NF, UK.

Engle R.F. and C.W.J. Granger (1987) Cointegration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 2:251-276.

Franses P.H. and B. Hobijn (1997) Critical values for unit root tests in seasonal time series, *Journal of Applied Statistics*, 25(1): 25-47.

Franses P.H. and R.M. Kunst (1995) On the role of seasonal intercepts in seasonal cointegration, Institute for advanced studies, Vienna, *Econonics Series*, No, 15.

Franses P.H. and R.M. Kunst (1999) On the role of seasonal intercepts in seasonal cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(3): 409-433.

Goh C. and R. Law (2001) Modeling and forecasting tourism demand for arrivals with stochastic nonstationary seasonality and intervention, *Tourism Management*, 23: 499-510.

Gonzalez-Rivera G. and S.M. Helfand (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.

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. and S.Yoo (1990), Seasonal integration and cointegration, *Journal of Econometrics*, 44: 215–238.

Ismet M. Barkley A.P. and R.V. Llewelyn (1998) Government intervention and market integration in Indonesian rice markets, *Agricultural Economics*, 19: 283-295.

Jarque C.M. and A.K Bera. (1987) A test for normality of observations and regression residuals, *International Statistical Review*, 55:163-172.

Johansen S. (1988) Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.

Johansen S, (1992), Determination of cointegration rank in the presence of linear trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol, 54, 383-397.

Johansen S. (1995) Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equation and cointegration, *Journal of Econometrics*, l 69(1): 111-132.

Johansen S. and E. Schaumburg (1998) Likelihood analysis of seasonal cointegration, *Journal of Econometrics*, 88: 301-339.

Jumah A. and .M. Kunst R (1995), Forecasting seasonality cointegrated systems: Supply response in Austrian agriculture, *Economics Series*, No,11.

Lele U.J. (1967) Market integration: a study of sorghum prices in western India, *Journal of Farm Economics*, 49: 147-159.

Lee H.S. (1992) Maximum likelihood inference on cointegration and seasonal cointegration, *Journal of Econometrics* 54: 1-47, North-Holland.

Lee H.S. and P.L. Siklos (1995) A note on the critical values for the maximum likelihood (seasonal) cointegration tests, *Economics Letters*, 49: 137-145.

Liu Q. and H.H. Wang (2003) Market integration test for Pacific egg markets, *American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Montreal, Canada, July 27-30*.

Lof M. and J. Lyhagen (2002) Forecasting performance of seasonal cointegration models, *International Journal of Forecasting*, 18: 31–44.

Maddala G.S. (1992) Introduction to econometrics, Macmillan Publishing Company, New York.

Niquidet K. and B. Manely (2008) Regional log market integration in New Zealand, *Resource Economics and Policy Analysis.*

Palakas T.B. and B. Harriss-White (1993) Testing market integration: new approaches with case material from the west Bengal food economy, *Journal of Development Studies,* 30(1): 1-57.

Persson K.G. (1999) Grain markets in Europe, 1500-1900: integration and deregulation, *Cambridge University Press*, Cambridge.

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.

Ravallion M. (1986) Testing market integration, *American Journal of Agricultural Economics,* 68: 102-109

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,

Vataja J. (2000) Should the Law of One Price be pushed away?, Evidence from international commodity markets, *Open Economies Review*, 11: 399–415.

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.

Zanias G.P. (1999) Seasonality and spatial integration inagricultural (product) markets, *Agricultural Economics*, 20: 253-262.

# Spatial Market Itegration and the Low of One Price (Case Study: Broiler Market of Tehran and Northwest Provinces of Iran

**Zahra Rasouli Birami, Dr. Ghader Dashti, Dr. Mohammad Ghahremanzade**[1]

## Abstract

Using wholesale price data during the years 1377-88 spatial market integration and the law of one price were investigated for broiler market with regard to the seasonality of price series in five provinces of East Azarbaijan, West Azarbaijan, Ardabil, Zanjan and Tehran. Thus, Johansen's Multivariate Seasonal Co-integration method was used. The results of seasonal unit root test showed that broiler price series in all investigated markets follow the seasonality and two seasonal unit roots were found at zero and biannual frequencies. Seasonal co-integration test indicated that the law of one price wasn't confirmed in the long-term and biannual frequencies, so they are not fully integrated and there are more than one common stochastic trend (two) in these markets that price adjustments based on them, but the markets are partially integrated in both frequencies. Based on the results it can be suggested to use scientific methods in policy making, to improve the transportation system, to reduce transportation and other transaction costs and to adopt policies for reducing the possibility of arbitrage.

**JEL Classification: C13, Q13, Q18**

**Keywords: Broiler, Johansen's Multivariate Co-integration Test, Law of One Price, Seasonality, Spatial market integration.**

[1] . Phd student of Agricultural Policy and Development of Tabriz University, Associate Professor and Assistant Professor of Agricultural Economics, Faculty of Agriculture, Tabriz University, respectively.
Email: zahrarasouli.480@gmail.com