مطالعه قانون قیمت واحد در بازار گوشت قرمز ایران

قاسم ذوالفقاریان[1]، رضا رستمیان[2] و مصطفی گودرزی[3] *

چکیده

بازارهای منطقه‌ای برای محصولات کشاورزی بسیار دارای اهمیت می‌باشند زیرا محصولات کشاورزی حجیم و یا فسادپذیر و نواحی تولید و مصرف آنها مجزا از یکدیگرند. مطالعه روابط بین قیمت محصولات کشاورزی کمک می نماید تا عملکرد بازار و درجه پیوستگی آنها تعیین گردد . در کشورهای کمترتوسعه‌یافته توجه به مساله پیوستگی بازار و نظام بازاریابی کارآ از اهمیت خاصی برخوردار است و یکی از راههای رسیدن به این هدف بررسی رابطه قیمتها در بازارهای منطقه ای است.بنابراین بررسی اینکه آیا بازارهای یک محصول کشاورزی در مکانهای مختلف،پیوسته‌اند یا خیر،بسیار مفید و سودمند است. دراین مطالعه ارتباط میان بازارهای منطقه ای گوشت قرمز در ۱۰ استان ایران مورد بررسی قرار گرفته است . اطلاعات مورد نیاز از بانک مرکزی بصورت داده های ماهانه شاخص قیمت خرده فروشی کالا و خدمات مصرفی به دست آمده و دوره مورد بررسی شامل ۳۹ ماه از فرودین ۱۳۸۶ تا خرداد ۱۳۸۹ بوده است .

در این بررسی به منظور آزمون پیوستگی بازار از روشهای آزمون همگرایی انگل – گرنجر ، مدل تصحیح خطا و همچنین آزمون علیت گرنجر بین قیمت گوشت قرمز در بازارهای مختلف استفاده شده است .

نتایج این تحقیق نشان می دهد که از میان ۴۵ بازار ، ۲۷ بازار دارای ارتباط بلند مدت با یکدیگر هستند و قانون قیمت واحد در این بازارها رعایت می شود و تنها ۱۸ بازار ارتباط نداشته و پیوسته نیستند .

طبقه‌بندی *JEL* : Q_{13}

واژه‌های کلیدی : پیوستگی بازار ، همگرایی ، مدل تصحیح خطا ، گوشت قرمز

مقدمه

بازار محصولات کشاورزی بازاریست که در آن تولید کنندگان و مصرف کنندگان با یکدیگر ارتباط مستقیم نداشته و در مکان های مختلف قرار دارند . این توزیع مکانی موجب اختلاف قیمت حداقل برابر هزینه حمل است ولی در واقعیت عواملی از قبیل اطلاع رسانی ضعیف ، ضایعات محصولات و کمبود تجهیزات ترابری یا ارتبا طی باعث اختلاف معنی دار در قیمت یک محصول در مکان های مختلف می شود . هر چه آثار اینگونه عوامل بر تفاوت یا تبعیض قیمتی بیشتر باشد ، بازار محضول از کارآیی کمتری برخوردار بوده و قانون قیمت واحد[1] ضعیف تلقی می گردد . قانون قیمت واحد جایگاه خاصی در مباحث اقتصادی و بازاریابی دارد . این قانون به معنی برابری قیمت کالا در بازارهای مختلف نیست . در مورد اختلاف قیمت یک کالای خاص در بازارهای مختلف دو اصل قابل ذکر است که عبارتند از :

* ۱- دانش آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد قائم‌شهر ، گروه اقتصاد کشاورزی،قائم‌شهر ، ایران،
۲- عضو هیأت علمی و استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد قائم‌شهر ، گروه اقتصاد کشاورزی،قائم شهر ، ایران،
۳- عضو هیأت علمی و استادیار دانشگاه آزاد اسلامی، واحد قائم‌شهر ، گروه اقتصاد کشاورزی،قائم شهر ، ایران،
Email: Rezarostamian74@gmail.com

1- Law of One Price(LooP)

الف- اختلاف قیمت بین دو بازار که از نظر تجاری نسبت به هم غیر قابل دسترس باشند دقیقاً ناشی از هزینه حمل است .
ب- اختلاف قیمت بین دو بازار که از نظر تجاری نسبت به هم غیر قابل دسترس باشند کمتر و یا برابر هزینه حمل است .
اصولاً بازارهای پیوسته ، بازارهایی هستند که در آنها قیمت ها اثرات متقابل دارند و معمولاً فرض می گردد قیمت در یکی از بازارها بطور کامل به بازارهای دیگر منتقل می شود . درجه ضعیفی از پیوستگی نشان می دهد که قیمت ها دربازارها بطور کامل منتقل نشده اند و این ممکن است به دلیل تخصیص غیر بهینه منابع و انحرافات تولیدو توزیع باشد . درجه بزرگتری از پیوستگی بیان می دارد که بازارها بطور کارآ عمل می نمایند .
در مطالعه جاری با توجه به اهمیت موضوع پیوستگی [۲] بازار گوشت قرمز به عنوان یکی از منابع مهم تامین پروتئین حیوانی ، بازار این منبع غذایی مورد بررسی قرار گرفته است . با توجه به اهمیت این محصول و دارابودن سهم زیاد در بودجه خانوار ، به دلیل نوسانات قیمتی و اهمیت بالای پیوستگی بازار محصولات کشاورزی در کشور این مطالعه با هدف پیوستگی بازارهای منطقه ای با تاکید بر قانون قیمت واحد برای گوشت قرمز انجام شده است .
با وجود اهمیت زیاد پیوستگی بازار محصولات کشاورزی وقانون قیمت واحد، پیوستگی بازارهای منطقه ای در مورد بسیاری از کالاهای کشاورزی بطور گسترده مورد مطالعه قرارگرفته است . از جمله مطالعات خارجی میتوان به چند مورد زیر اشاره نمود :
سن خوآن [۱] و گیل [۲] (۱۹۹۸) در مقاله ای تحت عنوان « رویکردی به روشهای کاربردی انعطاف پذیر برای بررسی پیوستگی بازارهای گوشت خوک و گوشت گوسفند اتحادیه اروپا (هلند ، ایتالیا ، آلمان ، فرانسه ، دانمارک ، انگلستان و اسپانیا) آزمونهای پیوستگی را بکار بردند . آزمون های مورد استفاده در این تحقیق عبارت بودند از آزمونهای علیت گرنجر [۳] ، مدل تصحیح خطا [۴] و یوهانسون [۵] . نتایج نشان می دهد که بازارهای اروپا برای هردو کالا نه تنها در بلند مدت بلکه در کوتاه مدت نیز پیوسته هستند و فرآیند انتقال قیمت در بازارهای گوشت خوک کارآ تر می باشد .
پنگ [۶] و مارچنت [۷] (۲۰۰۳) در مطالعه ای به بررسی روابط مکانی قیمت میان بازارهای منطقه ای گوشت گاو در چین پرداختند . آنها برای دستیابی به این هدف قیمت های ماهانه گوشت گاو را برای سال های ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۲ مد نظر قرار دادند و روابط قیمتی میان بازارها را در ۱۳ استان چین مطالعه نمودند . آنها برای بررسی پیوستگی بازار گوشت گاو از روش های همگرایی انگل – گرنجر [۸] و مدل تصحیح خطا استفاده کردند . نتایج نشان می دهد که روابط بلند مدت برای بیشتر بازارهای منطقه ای گوشت گاو در چین وجود دارد و وجود روابط کوتاه مدت براساس مدل تصحیح خطا در بیشتر بازارها تایید نگردید .
از جمله مطالعات داخلی میتوان به موارد زیر اشاره نمود :
کاظم نژاد و مهرابی (۱۳۷۸) در مقاله ای با عنوان تحلیل قیمت انواع برنج با استفاده از آمار هفتگی متوسط قیمت انواع برنج در سطح خرده فروشی در شهر تهران و نیز استفاده از شاخص بهای عمده فروشی و خرده فروشی ماهانه آن ، روابط بین قیمت و سیر تحولات آن را بررسی نمودند . آنها در این مطالعه آزمون های همگرایی و آزمون علیت گرنجر را بکار بردند . نتایج نشان می دهد

2- Integration
1- San juan
2- Gil
3- Granger causality
4- Error correction
5- Johanson
6- Peng
7- Marchantl
8- Engle- Granger

که قیمت انواع برنج ارتباطی بلند مدت با یکدیگر دارند و تغییر قیمت در یک نوع آن می تواند بر دیگر انواع آن اثر گذار باشد . همچنین در سطح خرده فروشی ارتباط نزدیکتر و فشرده تری میان قیمت انواع برنج وجود دارد .

کریمی و ترکمانی (۱۳۷۹) به بررسی پیوستگی بازار انواع ماهی آبهای جنوب ایران پرداختند . بدین منظور آنها ۹ استان را انتخاب کرده و برای بررسی پیوستگی از آزمون همگرایی انگل – گرنجر استفاده نمودند . نتایج نشان میدهد که بین بازارهای اکثر استان های مورد مطالعه ارتباط بلند مدت وجود دارد و بازار پیوسته هستند و تنها ۱۱ بازار از ۳۶ بازار مورد مطالعه ارتباط نداشته و پیوسته نمی باشند .

باقری و ترکمانی (۱۳۷۹) در مطالعه ای پیوستگی بازار گوشت مرغ را در ایران بررسی کردند . آنها ۹ استان عمده تولید کننده گوشت مرغ را انتخاب نمودند و برای آزمون پیوستگی از روش های ضریب همبستگی ساده ، آزمون همگرایی انگل – گرنجر ، مدل تصحیح خطا و آزمون علیت گرنجر استفاده کردند . نتایج نشان می دهد که بجز ۱۱ بازار از ۳۶ بازار ، مابقی بازارها با هم ارتباط بلند مدت دارند . همچنین ارتباط کوتاه مدت در این ۲۵ بازار تنها در ۱۴ بازار توسط مدل تصحیح خطا تایید شده است .

ابونوری و مجاوریان (۱۳۸۱) در مطالعه ای با عنوان « تحلیل قانون یک قیمتی در بازار محصولات زراعی ایران » پیوستگی بازارهای ۵ محصول منتخب زراعی (برنج ، پیاز ، زعفران ، سیب زمینی و عدس) را در ۹ شهر مهم کشور بررسی نمودند . در این تحقیق آزمون فرضیه ها براساس الگوی راوالیون صورت گرفته است . طبق نتایج حاصله ، فرضیه پیوستگی کوتاه مدت در بین اکثر بازارها رد شده است و بازار محصولات زراعی در ایران از شرایط مطلوب دور بوده است . پیوستگی بازارها در بلند مدت حدود ۳۹ درصد برآورده شده است که نوع ارتباط بین بازارها اغلب از الگوی بازار حاکم (قیمت گذار) پیروی می کند .

مواد و روشها

بررسی مطالعات انجام شده نشان می دهد که وجود یک نظام کارآ ، بخصوص در بخش کشاورزی از اهمیت زیادی برخوردار است . در این رابطه استفاده از مدل های مناسبی که بتواند اهداف تحقیق را تامین کند حائز اهمیت می باشد . در این مطالعه از داده های ماهانه شاخص قیمت خرده فروشی کالا و خدمات مصرفی که از بانک مرکزی ایران اخذ گردیده ، استفاده شده است . دوره مورد بررسی از فروردین ۱۳۸۶ تا خرداد ۱۳۸۹ می باشد . ۱۰ استان مورد بررسی براساس ضریب اهمیت گوشت قرمز در بودجه خانوار انتخاب گردیده اند . این ضرایب درصد اهمیت کالای مورد نظر را در بودجه خانوار بیان می دارند . جدول (۱) این ضرایب را برای گوشت قرمزدر ۱۰ استان مورد نظر نشان می دهد که بیشترین ضریب اهمیت را نسبت به دیگر استان ها دارا می باشند .

جدول(۱) ضریب اهمیت گوشت قرمز(بر حسب درصد)

نام استان	ضریب اهمیت	نام استان	ضریب اهمیت
سیستان و بلوچستان	۸/۱۳	یزد	۶/۴۶
سمنان	۷/۷۹	کهکیلویه و بویر احمد	۶/۳۳
لرستان	۷/۵۷	زنجان	۶/۱۱
کرمانشاه	۷/۲۵	خراسان	۶/۱۲
اردبیل	۶/۷۷	کرمان	۶/۰۸

مأخذ : گزارش بانک مرکزی ایران .

آزمون همگرایی انگل – گرنجر :

تحلیل همگرایی در اواسط دهه ۱۹۸۰ به متون اقتصادی وارد گردید و به گفته بسیاری از اقتصاددانان از مهمترین پیشرفتها در مدل سازی تجربی به شمار می رود .

اگر دو یا چند متغیر که هریک در طول زمان دارای میانگین واریانس و کوواریانس متغیر هستند ، در تخمین معادلات رگرسیونی بکار روند ، رگرسیونهای حاصله کاذب خواهند بود . اما اگر متغیرهای مزبورهمگرا باشند مساله رگرسیونهای کاذب[1] دیگر صادق نمی باشد .

از لحاظ مفهومی همگرایی عبارتست از مطالعه ثبات روابط بلند مدت بین متغیرها . این مفهوم محققان را قادر می سازد که وجود یک رابطه تعادلی یا با ثبات را میان دو یا چند متغیر سری زمانی که خود غیر ایستا هستند ، پیدا کنند . در این مطالعه از آزمون همگرایی انگل – گرنجر استفاده شده است . طبق این روش اگر یک رابطه تعادلی بلند مدت بین دو متغیر غیر ایستا برقرارباشد ، این متغیرها همگرا خواهند بود.قبل از آزمون همگرایی آزمون ایستایی و یا غیر ایستایی سریهای زمانی بکار رفته ضروریست .زیرا لازمهٔ همگرایی غیر ایستا[1] بودن متغیرها و همچنین یکسان بودن درجه همگرایی آنهاست . در واقع چنانچه یک متغیر سری زمانی d بار تفاضل گیری شود تا ایستا گردد ، دارای d ریشه واحد است و گفته می شود که متغیر مزبور همگرا از درجه d است و با I(d) نشان داده می شود .

به منظور آزمون ایستایی و یا غیر ایستایی متغیرهای سریهای زمانی از آزمون ریشه واحد [2] استفاده می شود . در این مطالعه برای دستیابی به این هدف از آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته [3] (ADF) استفاده گردیده است . این آماره از رابطه زیر بدست می آید :

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p} \delta_j Y_{t-j} + W_t \qquad (۱)$$

بطوریکه در این رابطه W_t جمله پسماند می باشد . آماره مزبور ، همان آماره t ضریب تخمین زده شده β_1 است . در این رابطه برای تعیین تعداد وقفه بهینه از معیار Akaike استفاده می شود . حال اگر قدر مطلق آماره t آزمون ADF از مقدار بحرانی [4] جدول مک کینون [5] بیشتر باشد فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد یا غیر ایستایی متغیر رد خواهد شد یعنی Y_t یک متغیر ایستا و از درجه صفر $I(0)$ می باشد . اما اگر این فرضیه رد نشود ، آنگاه این آزمون را باید برای تفاضل مرتبه اول Y_t انجام داد در این حالت اگر قدر مطلق آماره t محاسباتی از مقادیر بحرانی جدول مک کینون بیشتر باشد با رد شدن فرضیه H_0 نتیجه میشود که Y_t یک متغیر I(1) می باشد . در مرحله بعدی در صورت غیرایستا بودن متغیرها وجود رابطهٔ همگرایی میان آنها آزمون میشود. آزمون انگل – گرنجر بدین ترتیب است که ابتدا رگرسیونی به روش OLS برآورد گردیده و جملات خطای آن بدست می آید . ($U_1 = Y_t - \beta X_t$) سپس با آزمون ADF ایستا و یا غیر ایستا بودن جملات اخلال آزمون میگردد . اگر جمله اخلال ایستا باشد نتیجه میشود که متغیرهای مورد بررسی همگرا هستند .

به منظور بررسی پیوستگی دوبازار از رابطهٔ زیر استفاده می شود :

$$P_{1t} = \alpha_0 + \alpha_{jt} P_{jt} + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

1- Spurious Regression
1- Non Stationary
2- Unit Root Test
3- Augmented Dickey- Fuller Test
4- Critical Value
5- Mackinon

که در این رابطه P_i و P_j سریهای قیمت برای یک کالا در دو بازار i و j هستند و ε_t جمله خطا می باشد . به عنوان مثال در تحقیق حاضر P_i و P_j قیمت گوشت قرمز را در بازارهای دو استان i و j نشان می دهند. چنانچه ε_t ایستا باشد نتیجه میشود که سریهای قیمت در دو بازار دارای ارتباط بلند مدت بوده و پیوسته هستند .

مدل تصحیح خطا (ECM) :

در صورتیکه براساس آزمون های مرسوم رابطه بلند مدت بین متغیرها تایید شود با برآورد یک مدل تصحیح خطا میتوان این رابطه را در کوتاه مدت بررسی کرد . این مدل در کارهای تجربی از شهرت فزاینده ای برخوردار شده است . عمده ترین دلیل شهرت الگوی تصحیح خطا آنست که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آنها ارتباط می دهد . بدین منظور میتوان الگویی بصورت زیر تنظیم نمود :

$$\Delta P_{it} = a_0 + a_1 \Delta P_{jt} + a_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

در این معادله تمامی متغیرها دارای درجه صفر $I(0)$ هستند . چنانچه فرضیه $a_1=1$ تایید شود نشان دهنده پیوستگی ضعیف کوتاه مدت و اگر فرضیه $a_2=a_1=1-$ تایید گردد نشان دهندهٔ پیوستگی ، انتقال کامل و فوری قیمت در کوتاه مدت است . همچنین در معادله فوق α_2 ضریب تعدیل کوتاه مدت نام دارد و مقدار آن بین صفر و منفی یک است.این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره زمانی چه مقدار از تفاوت بین تعادل بلندمدت و مقدار آن در کوتاه مدت جبران می‌شود.

آزمون علیت گرنجر :

برای بازارهایی که براساس آزمون انگل – گرنجر همگرایی آنها تایید نشده است از آزمون علیت گرنجر استفاده میگردد . یکی از مسائل مهم در علم اقتصاد یافتن روابط علت و معلولی بین متغیرهاست . اساس این آزمون برمبنای تخمین رگرسیونهای زیر است :

$$A_t = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i B_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \beta_j A_{t-j} + U_{1t} \qquad (۴)$$

$$B_t = \sum_{i=1}^{m} \lambda_i B_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \delta_j A_{t-j} + U_{2t} \qquad (۵)$$

در دو معادله فوق B_t, A_t به ترتیب قیمت در دو بازار است . با فرض اینکه اجزای اخلال U_{2t}, U_{1t} ناهمبسته باشند چهار حالت زیر قابل تفکیک است :

۱- چنانچه از نظر آماری $\sum \alpha_i \neq 0, \sum \delta_1 = 0$ در اینصورت علت یکطرفه از B به A خواهد بود .

۲- برعکس حالت اول اگر از نظر آماری $\sum \alpha_i = 0, \sum \delta_1 \neq 0$ باشد در اینصورت علیت یکطرفه از A به B خواهد بود .

۳- اگر از لحاظ آماری $\sum \alpha_i = 0, \sum \delta_1 \neq 0$ باشد ، علیت دو طرفه است .

۴- اگر از نظر آماری $\sum \alpha_i = 0, \sum \delta_1 = 0$ باشد ، دو متغیر مستقل از هم می باشند .

لازم به ذکر است که کاربرد این روش متضمن ایستا بودن متغیرهاست در غیر اینصورت باید از تفاضل مرتبه اول آنها استفاده نمود .

نتایج و بحث:

پیش از انجام آزمون همگرایی انگل – گرنجر با استفاده از آزمون ADF درجه همگرایی هریک از سریهای قیمتی تعیین میـشود . نتایج این آزمون در جدول (۲) آمده است .

جدول (۲) نتایج آزمون دیکی – فولر (ADF)

متغیر	آماره ADF	مقادیر بحرانی	درجه همگرایی
سیستان وبلوچستان	-۲/۱۴۱۷۸۱	-۳/۶۲۲۸ -۲/۹۴۴۶ -۲/۶۱۰۵	I(1)
D(سیستان وبلوچستان)	-۷/۷۳۳۹۳۱	-۳/۶۱۷۱ -۲/۹۴۲۲ -۲/۶۰۹۲	I(0)
کرمانشاه	-۲/۱۴۲۷۶۳	-۳/۶۲۸۹ -۲/۹۴۷۲ -۲/۶۱۱۸	I(1)
D (کرمانشاه)	-۳/۳۵۶۵۴۳	-۳/۶۳۵۳ -۲/۹۴۹۹ -۲/۶۱۳۳	I(0)
لرستان	-۱/۹۵۴۶۸	-۳/۶۱۱۷ -۲/۹۳۹۹ ۲/۶۰۸۰	I(1)
D(لرستان)	-۳/۵۳۹۴۳۲	-۳/۶۱۷۱ -۲/۹۴۲۲ -۲/۶۰۹۲	I(0)
سمنان	-۲/۳۴۵۲۰۷	-۳/۶۱۷۱ -۲/۹۴۲۲ -۲/۶۰۹۲	I(1)
D (سمنان)	-۵/۹۱۵۳۰۶	-۳/۶۱۷۱ -۲/۹۴۲۲ -۲/۶۰۹۲	I(0)
خراسان	-۱/۶۸۷۸۷۴	-۳/۶۲۲۸ -۲/۹۴۴۶ -۲/۶۱۰۵	I(1)
D(خراسان)	-۴/۰۰۹۵۳۱	-۳/۶۲۲۸ -۲/۹۴۴۶ -۲/۶۱۰۵	I(0)

متغیر	آماره ADF	مقادیر بحرانی	درجه همگرایی
کرمان	-۲/۵۳۰۶۱۷	-۳/۶۳۵۳ -۲/۹۴۹۹ -۲/۷۱۳۳	I(1)
D(کرمان)	-۴/۳۸۵۸۸۲	-۳/۶۲۲۸ -۲/۹۴۴۶ -۲/۶۱۰۵	I(0)
کهکیلویه وبویراحمد	-۱/۴۷۳۶۸۵	-۳/۶۱۷۱ -۲/۹۴۲۲ -۲/۶۰۹۲	I(1)
D(کهکیلویه وبویر احمد)	-۵/۰۸۲۶۱۱	-۳/۶۱۷۱ -۲/۹۴۲۲ -۲/۶۰۹۲	I(0)
اردبیل	-۲/۲۳۹۱۴۱	-۳/۶۲۲۸ -۲/۹۴۴۶ -۲/۶۱۰۵	I(1)
D(اردبیل)	-۳/۹۴۰۸۲۶	-۳/۶۳۵۳ -۲/۹۴۹۹ -۲/۶۱۳۳	I(0)
زنجان	-۱/۶۳۶۱	-۳/۶۲۲۸ -۲/۹۴۴۶ -۲/۶۱۰۵	I(1)
D (زنجان)	-۶/۸۲۹۸۶۶	-۳/۶۲۲۸ -۲/۹۴۴۶ -۲/۶۱۰۵	I(0)
یزد	-۲/۴۰۱۲۷۹	-۳/۶۳۵۳ -۲/۹۴۹۹ -۲/۶۱۳۳	I(1)
D (یزد)	-۳/۷۱۴۴۴۴	-۳/۶۲۸۹ -۲/۹۴۷۲ -۲/۶۱۱۸	I(0)

مأخذ : یافته های تحقیق

- مقادیر بحرانی برای هر متغیربه ترتیب از بالا به پایین در سطوح۱٪ ، ۵٪ ، ۱۰ ٪ هستند .
- علامت D بیانگر تفاضل مرتبه اول است .

یافته‌ها نشان می دهند که تمامی سریهای قیمت غیر ایستا بوده و دارای ریشه واحد هستند و با یکبار تفاضل گیری ایستا شده اند.بنابراین میتوان گفت که درجه همگرایی آنها برابر با یک I(1) میباشد . در این آزمون وقفه بهینه با توجه به معیار Akaike انتخاب گردیده است که کمترین مقدار بدست آمده این معیار برای وقفه های مختلف تعیین کنندۀ وقفۀ بهینه است .

با توجه به اینکه تمام سریهای قیمت غیر ایستا و درجه همگرایی تمامی متغیرها یکسان است، آزمون هم انباشتگی انگل – گرنجر انجام می‌شود . بدین منظور برای هر زوج بازار معادله $U_1 = Y_t - \beta X_t$ به روش OLS تخمین زده شد و از آزمون ADF برای تعیین درجه همگرایی جملات اخلال استفاده شد . این نتایج در جدول (۳) نشان داده شده است .

جدول (۳) نتایج آزمون همگرایی انگل – گرنجر

	سیستان و بلوچستان	کرمانشاه	لرستان	سمنان	خراسان	کرمان	کهکلیویه وبویراحمد	اردبیل	زنجان	یزد
سیستان و بلوچستان	–	-۱/۱۹	-۲/۵۷	-۲/۹۳*	-۴/۱۲***	-۳/۴۰**	-۱/۴۲	-۲/۳۹	-۴/۷۸	-۲/۲۶
کرمانشاه	–	–	-۱/۹۱	-۱/۴۷	-۲/۹۷**	-۱/۷۱	-۱/۴۵	-۲/۳۷	-۴/۸۹***	-۲/۹۴**
لرستان	–	–	–	-۲/۵۳	-۳/۳۹**	-۲/۱۸	-۲/۲۱	-۲/۸۰*	-۴/۸۹***	-۲/۵۵
سمنان	–	–	–	–	-۴/۱۷***	-۳/۶۸***	-۳/۸۰***	-۲/۸۶*	-۴/۹۷***	-۳/۳۹***
خراسان	–	–	–	–	–	-۳/۵۷**	-۳/۸۶***	-۴/۰۴***	-۳/۶۵***	-۳/۷۳***
کرمان	–	–	–	–	–	–	-۲/۱۹	-۲/۱۰	-۵/۴۴***	-۲/۳۷
کهکیلویه و یویر احمد	–	–	–	–	–	–	–	-۳/۹۷***	-۳/۱۳**	-۳/۵۱**
اردبیل	–	–	–	–	–	–	–	–	-۴/۱۸***	-۱/۸۹
زنجان	–	–	–	–	–	–	–	–	–	-۴/۶۲***

مأخذ : یافته های تحقیق

*و**و***به ترتیب معنی داری در سطوح ۱۰٪ ۵٪ و۱٪ می باشند .

چنانچه مقادیر بحرانی جدول مک کینون در هر یک از سطوح مختلف ۱، ۵ و ۱۰ درصد از مقادیر آماره ADF کوچکتر باشد فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد (غیر ایستایی متغیر) رد می گردد و این بدان معناست که بین متغیرهای مورد بررسی رابطه بلند مدت وجود دارد و دو متغیر همگرا خواهند بود به عبارت دیگر زوج بازارمورد بررسی رابطه بلند وجود دارد ودومتغیر همگرا خواهند بود به عبارت دیگر زوج بازار مورد بررسی پیوسته می باشند .

نتایج جدول نشان می دهد که به جزء ۱۸ زوج بازار سیستان و بلوچستان – کرمانشاه ، سیستان و بلوچستان – اردبیل ، سیستان و بلوچستان – یزد ، کرمانشاه – لرستان ، کرمانشاه – سمنان ، کرمانشاه – کهکیلویه و بویر احمد ، کرمانشاه – اردبیل ، لرستان – سمنان ، لرستان – کرمان ، لرستان – کهکیلویه ، لرستان – یزد ، کرمان – کهکیلویه و بویر احمد ، کرمان – اردبیل ، کرمان –

یزد ، اردبیل – یزد که هیچ ارتباط بلند مدتی با هم ندارند بقیه استانها (۲۷بازار باقیمانده) در سطوح مختلف آماری همگرا هستند . به عبارت دیگر قانون قیمت واحد در آن استان ها رعایت می شود .

همانگونه که قبلاً نیز بیان گردید به منظور بررسی ارتباط کوتاه مدت بازارها در صورت تایید همگرایی از مدل تصحیح خطا استفاده می گردد . جدول (۴) نتایج این مدل را نشان می دهد . نتایج نشان می دهد از بین ۲۷ بازاری که پیوستگی بلند مدتشان توسط آزمون همگرایی انگل – گرنجر تایید شده است تنها ۷ بازار درکوتاه مدت دارای پیوستگی و یا انتقال کامل قیمت هستند . این بازارها عبارتند از : لرستان – اردبیل ، سمنان – کرمان ، سمنان – اردبیل ، خراسان – کرمان ، خراسان – یزد ، کهکیلویه و بویر احمد – یزد ، زنجان – یزد .

مابقی بازارها (۲۰ بازار دیگر) در کوتاه مدت هیچگونه انتقال قیمتی بینشان وجود ندارد .

جدول (۴) نتایج آزمون مدل تصحیح خطا (ECM)

بازار	$a_1=1$	$-a_2 = a_1=1$	بازار	$a_1=1$	$-a_2 = a_1=1$
سیستان – سمنان	۴۷/۱***	۶۳/۶***	سمنان- زنجان	۳۶۷/۶***	۱۹۰/۵***
سیستان – خراسان	۱۰۴/۲***	۱۰۹/۵۳***	سمنان – یزد	۲۵/۴***	۵۴/۷***
سیستان – کرمان	۲۶/۶***	۳۰/۶***	خراسان – کرمان	۰/۰۵۸	۱/۹
سیستان- زنجان	۹۳۰/۴***	۵۲۹/۷***	خراسان – کهکیلویه	۲۲/۶***	۲۵/۱***
کرمانشاه – خراسان	۳۹/۳***	۱۲۱/۶***	خراسان- زنجان	۲۷/۸***	۱۸/۲***
کرمانشاه – زنجان	۲۲۹***	۱۲۱/۶***	خراسان – اردبیل	۱۲۱/۹***	۷۶/۲۳***
کرمانشاه – یزد	۲۱/۶۲***	۳۰/۵۲***	خراسان – یزد	۲/۰۱	۲/۸۴
لرستان – خراسان	۱۸۰/۲۵***	۱۴۴/۲۲***	کرمان – زنجان	۴۵۵/۶***	۲۲۸/۵***
لرستان – اردبیل	۸/۵۲	۱/۷	کهکیلویه – اردبیل	۰/۵۹	۱/۹۸
لرستان – زنجان	۸۴۲/۸***	۴۵۳/۸	کهکیلویه – زنجان	۱۷۹/۲***	۱۴۴/۴***
سمنان – خراسان	۸۱/۹***	۸۱/۷***	کهکیلویه – یزد	۹/۲***	۶۴***
سمنان – کرمان	۵/۹۶	۹/۶	اردبیل – زنجان	۹۶۲/۶***	۵۱۳/۴***
سمنان – کهکیلویه	۶۹/۲***	۱۰۷***	زنجان – یزد	۱/۵۱	۲/۰۲
سمنان – اردبیل	۰/۹۶	۱/۷			

مأخذ : یافته های تحقیق

*و**و*** به ترتیب معنی داری در سطوح ۱۰٪ ، ۵٪ و ۱٪ می باشد .

آماره مذکور ، آماره F محاسباتی آزمون والد است .

در بخش آخر ارائه نتایج ، بازارهایی که وجود همگرایی بین آنها توسط آزمون انگل – گرنجر تایید نشد مد نظر قرار می گیرد و آزمون علیت گرنجر در مورد آنها انجام می گردد . در این آزمون فرضیه H_0 بدین معناست که متغیر X علت گرنجری Y نمی باشد . حال اگر آماره F محاسباتی معنی دار باشد فرضیه صفر رد خواهد شد و می توان X را علیت Y دانست . چون تمامی سریهای قیمت غیر ایستا می باشند برای انجام این آزمون باید از تفاضل مرتبه اول آنها استفاده نمود . جدول (۵) نتایج این آزمون را مختصراً بیان می کند .

نتایج جدول نشان میدهد که در بین بازارهایی که پیوستگی آنها توسط آزمون انگل – گرنجر تایید نشده است ، قیمت گوشت قرمز تنها در بازارهای لرستان – سیستان و بلوچستان ، کهکیلویه و بویر احمد – سیستان و بلوچستان ، یزد – سیستان و بلوچستان ، کرمانشاه – سمنان ، کرمان – کرمانشاه پیوستگی آنها بطور یکطرفه تایید شد . بدین صورت که لرستان علیت سیستان و بلوچستان ، کهکیلویه و بویر احمد علیت سیستان و بلوچستان ، یزد علیت سیستان و بلوچستان ، کرمانشاه علیت سمنان و کرمان علیت کرمانشاه می باشد .

جدول(۵) نتایج آزمون علیت گرنجر

نتیجه	احتمال	آمارهF	فرضیه H_0	نتیجه	احتمال	آماره F	فرضیه H_0
قبول	۰/۷۱	۰/۳۴	اردبیل – کرمانشاه	قبول	۰/۵۹	۰/۵۲	کرمانشاه – سیستان
قبول	۰/۷۴	۰/۳۰	کرمانشاه – اردبیل	قبول	۰/۹۷	۰/۰۲	سیستان – کرمانشاه
قبول	۰/۱۸	۱/۷۶	سمنان- لرستان	قبول	۰/۵۴	۰/۶۱	لرستان – سیستان
قبول	۰/۲۳	۱/۵۳	لرستان – سمنان	رد	۰/۰۲	۴/۰۹	سیستان – لرستان
قبول	۰/۵۹	۰/۵۲	کرمان – لرستان	قبول	۰/۱۸	۱/۸	کهکیلویه – سیستان
قبول	٪۶۰	٪۵۰	لرستان – کرمان	رد	۰/۰۰	۱۱/۳	سیستان – کهکیلویه
قبول	۰/۶۸	۰/۳۸	کهکیلویه – لرستان	قبول	۰/۷۴	۰/۲۹	اردبیل – سیستان
قبول	۰/۷۵	۰/۲۹	لرستان – کهکیلویه	قبول	۰/۱۱	۲/۴۷	سیستان – اردبیل
قبول	۰/۷۷	۰/۲۵	یزد – لرستان	قبول	۰/۶۶	۰/۴۲	یزد – سیستان
قبول	۰/۴۴	۰/۸۳	لرستان – یزد	رد	۰/۰۹	۲/۴۸	سیستان – یزد
قبول	۰/۶۰	۰/۵۰	کهکیلویه – کرمان	قبول	۰/۶۷	۱/۸۶	لرستان – کرمانشاه
قبول	۰/۵۸	۰/۵۴	کرمان – کهکیلویه	قبول	۰/۶۰	۰/۵	کرمانشاه – لرستان
قبول	۰/۶۸	۰/۳۸	اردبیل – کرمان	رد	۰/۰۱	۴/۵۳	سمنان – کرمانشاه
قبول	۰/۳۳	۱/۱۳	کرمان – اردبیل	قبول	۰/۷۹	۰/۲۲	کرمانشاه – سمنان
قبول	۰/۸۱	۰/۲۰	یزد – کرمان	قبول	۰/۱۹	۱/۷۱	کرمان – کرمانشاه
قبول	۰/۱۲	۲/۳۴	کرمان – یزد	رد	۰/۰۹	۲/۵	کرمانشاه – کرمان
قبول	۰/۲۶	۱/۴۰	یزد – اردبیل	قبول	۰/۷۳	۰/۳۱	کهکیلیوه – کرمانشاه
قبول	۰/۱۱	۲/۴۲	اردبیل – یزد	قبول	۰/۳۸	۰/۹۷	کرمانشاه – کهکیلویه

مأخذ : یافته های تحقیق

منابع

۱- ابونوری ، ا. و م. مجاوریان (۱۳۸۱) ، تحلیل قانون یک قیمتی در بازار محصولات زراعی ایران ، پژوهشنامه بازرگانی ، فصلنامه شماره ۲۵ ، ص : ۸۵-۱۲۶.

۲- بیدارم ، ر. (۱۳۸۱) ، Eviews همگام با اقتصاد سنجی ، انتشارات منشور بهره وری .

۳- باقری ، م. (۱۳۷۹) ، بررسی پیوستگی بازار گوشت مرغ در ایران ، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران ، جلد اول ، ص ۸۷-۱۰۳ .

۴- توکلی ، ا. (۱۳۷۶) تحلیل سریهای زمانی ، موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی .

۵- کاظم نژاد ،م. و ح. مهرابی بشر آبادی (۱۳۷۸) ، تحلیل قیمت انواع برنج ، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه ، شماره ۲۵ ، ص ۱۰۳ – ۱۲۲ .
۶- کریمی، ش. و ج. ترکمانی (۱۳۷۹) ، بررسی پیوستگی بازار انواع ماهی آبهای جنوب در ایران ، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران ، جلد دوم ، ص ۵۹۷ – ۶۱۲.
۷- گجراتی ، د. (۱۳۷۲) ، مبانی اقتصاد سنجی ، ترجمه حمید ابریشمی ، انتشارات دانشگاه تهران .
۸- گزارش بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران ، سال های۸۴ -۱۳۸۱
۹- مجاوریان ، م. و ا. امجدی(۱۳۷۶) ، بررسی پیوستگی بین بازارهای فاصله ای و قانون یک قیمتی ، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه ، شماره ۱۸ ، ص ۱۶۵- ۱۸۷ .
۱۰- مقدسی ، ر. و س. یزدانی (۱۳۷۹) ، مطالعه روابط متغیرهای عمده اقتصادی بخش کشاورزی با سیاستهای پولی و مالی ، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران ، جلد اول ، ص ۸۹-۲۱۶ .
۱۱- نوفرستی ، م. (۱۳۷۸) ، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی ، موسسه خدمات فرهنگی رسا .
12- Bahramshah , A and Habibulah ,M. (1994), "price Efficiency in popper markets m Malaysia :A cointegration analysis ", Indian Jourunal of Agricultural Economics , 49:205-216.
13- Engle, R. and c.granger (1987) " cointegration and Error correction : Representation,. Estimation and Testing ", Econometrics ,55 (2) .'251-276.
14- Peng, x. and M.marchant (2003)" Spatial Price Linkeges Between Chinese Regional Beef Markets " southern Agricultural Economics Association Annual Meeting.
15- Sanjuan ,A . and J.Gil(1998)," price Transmission Analysis : A Flexible Methodological Approach Applied to Euro pean pork and lambMarlets .
16- WWW.cbi.ir

Study on the law of one Price in Red Meat Market of Iran

Ghasem Zolfagharyan[1] & Reza Rostamian[2] & Mostafa Goudarzi[3]

Abstract

Regional markets are extremely important to agriculture because agricultural products are bulky and perishable and production and consumption areas are separated. Therefore,it is very useful to test whether the markets of a particular agricultural commodity in different locations are integrated. Studying of relation between the price of agricultural products leads to explain market function and their agree of Integration. In this research the relation between regional markets of red meat among 10 provinces are investigated using monthly retail price indexes from March 2003 until June 2006.The applied methodologies were Engle-Granger cointegration test , Error Correction Model(*ECM*) and also Granger Causality test.

Finally , the results show a long run relation among 27 markets of total 45 studied markets.Meanwhile the law of one price is respected in corresponding 27 markets while the other 18 markets are not integrated and related together.

JEL: Q_{13}

Key Words: Market Integration , Cointegration , Error Correction Model , Red Meat

1- Agricultural Economics Post Graduated, Qaemshahr Branch, Islamic Azad University Qaemshahr, Iran.
2- Assistant Professor of Departement of Agricultural Economics, Qaemshahr Branch, Islamic Azad University, Qaemshahr, Iran
3- Assistant Professor of Departement of Agricultural Economics, Qaemshahr Branch, Islamic Azad University, Qaemshahr, Iran
Rezarostamian74@gmail.com