بررسی پیوستگی بازار انواع ماهی آبهای جنوب در ایران

شهلا کریمی ـ دکتر جواد ترکمانی

به ترتیب دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی ـ
دانشیار و رئیس بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

چکیده:

یکی از معیارهای کارآیی در بازارهای فاصله‌ای، پیوستگی بین آنها است. در کشورهای در حال توسعه توجه به مسأله پیوستگی بازار و نظام بازاریابی کاراً از اهمیت خاصی برخوردار است. و مناسب‌ترین نحوه توجه به آن بررسی رابطه قیمتها در بازارهای فاصله‌ای است. در مطالعه حاضر، پیوستگی بازار انواع ماهی آبهای جنوب در ۹ استان ایران شامل بوشهر، هرمزگان، خورستان، تهران، فارس، اصفهان، کرمان، یزد و کهگیلویه و بویر احمد تجربه شده است. بدین منظور، از روش همگرایی انگل-گرنجر استفاده شده است. اطلاعات مورد نیاز از بانک مرکزی کشور بصورت داده های ماهانه شاخص قیمت خرده فروشی کالا و خدمات مصرفی به دست آمده و دوره مورد بررسی شامل ۳۰ ماه از فروردین ماه ۱۳۷۷ تا شهریور ماه ۱۳۷۹ بوده است. نتایج این تحقیق نشان می دهد که بین بازارهای اکثریت استانهای مورد مطالعه ارتباط بلندمدت وجود دارد و پیوسته هستند. تنها ۱۱ بازار از ۳۶ بازار مورد مطالعه ارتباط نداشته و پیوسته نیستند.

مقدمه

برای اینکه قیمت بتواند به نحو مؤثر عمل کرده و انگیزه لازم در جهت افزایش تولید را فراهم نماید به یک نظام بازار یابی کاراً و سازگار با ویژگیهای عرضه محصولات کشاورزی نیاز است. زیرا تنها یک نظام بازاریابی کاراً قادر است به افزایش تولید، اشتغال و در آمد روستائیان به نحو مناسب کمک نماید. اصلاحات ساختاری بازار در کشورهای در حال توسعه به افزایش بهره وری نیروی کار در بازارهای کشاورزی به عنوان یک منبع درآمد، اشتغال و تأمین غذا منجر شده است. اصلاح ساختار بازار و رفع نقایص ساختاری متعدد موجود در بازارهای محلی می تواند موجب برقراری عدالت اجتماعی و افزایش کارایی شود (۱۲). یکی از پیامدهای اصلی وجود نقایص ساختاری بازار، پیوستگی[1] ضعیف بازار است. که این مشکل خود به دلیل عدم وجود جریانات مبادلاتی و اطلاعاتی کارآمد در بازارهای فاصله ای بوجود می آید (۱۱). بنابراین در جریان اصلاح ساختار بازار این نیاز محسوس است که توسعه پیوستگی بازارهای فاصله ای مورد بررسی قرار گیرد. پیوستگی بازار یک معیار کارآیی در بازارهای فاصله‌ای است و ارتباط نزدیک و تنگاتنگی با رفتار قیمت‌ها در بازارهای مختلف دارد. این ارتباط موجب انتقال تغییرات قیمت بین بازارهای مختلف می شود. از این رو، به بازارهایی پیوسته گفته می شود که در آنها قیمت محصولات مختلف نتوانند بطور مستقل رفتار نمایند (۱۶).

با توجه به قانون یک قیمتی در بازهای رقابتی، که با تبادل آزادانه اطلاعات، کاراً عمل می نمایند، تفاوت قیمت بین دو بازار، برابر یا کمتر از هزینه حمل و نقل بین آنها است (۶). لذا تنها یک قیمت در این بازارها وجود دارد و تفاوتهای قیمتی یک کالای خاص مربوط به تغییرات مکانی می باشد. افزون بر آن، چنانچه در مورد کالایی خاص فرآیندهای تبدیل، انبارداری و غیره صورت گیرد و هزینه ای بابت این تغییرات در قیمت آن کالا منظور گردد، باعث تفاوت قیمتی در بازارهای مختلف می شود. بازاری که به صورت کاراً عمل نماید در آن مجالی برای واسطه ها وجود ندارد، سیستم قیمت‌گذاری به سهولت تغییر می یابد و موقعیت عرضه و تقاضا را کاملاً تحت تأثیر قرار میدهد (۱۱).

---

1. Integration

در کشورهای در حال توسعه که بازارهای مواد غذایی از نظر تولید و مصرف پراکندگی زیادی دارند مسأله پیوستگی بازار و توجه به نظام بازیابی کاراً از اهمیت بیشتری برخوردار است و بهترین راه برای رسیدگی به آن، بررسی رابطه قیمت ها در بازارهای مختلف می باشد (۶).

پیوستگی بازار و قانون یک قیمتی جایگاه خاصی در مباحث اقتصادی و بازار یابی دارد و بررسی پیوستگی بازار منطقه ای در بسیاری از کالاهای کشاورزی به طور گسترده مورد توجه و علاقه محققان بوده است. برای نمونه راوالیون[1] (۱۹۸۰) بر روی بازار برنج در کشور بنگلادش، آردنی[2] (۱۹۸۹) بر روی بازارهای بین المللی گندم، شکر، چای، گوشت و پشم، جایاراجا[3] (۱۹۹۲) در مورد بازار بادام زمینی در کشور هند، بهرامشاه و حبیب الله[4] (۱۹۹۴) بر روی بازار فلفل در کشور مالزی، دیاکوساواز[5] (۱۹۹۵) بر روی بازار گوشت گاو در استرالیا و آمریکا، مجاوریان و امجدی (۱۳۷۶) بر روی بازار برنج صدری ایران و کاظم نژاد و مهرابی بشر آبادی (۱۳۷۸) در مورد بازار انواع برنج در ایران به مطالعه و تحقیق نموده اند.

بازارهای پیوسته بازارهایی هستند که در آنها قیمت ها اثرات متقابل دارند و معمولاً فرض می گردد که تغییرات قیمت در یکی از بازارها به طور کامل به بازارهای دیگر منتقل می شود (۱۱). اگر تجارتی بین دو بازار صورت بگیرد آنگاه خرید کالا از یک بازار و فروش فوری آن در بازار دیگر به منظور کسب سود، منجر به ایجاد تعادل در دو بازار می گردد که در آن اختلاف قیمت تنها به علت هزینه حمل و نقل بین مناطق و هزینه هایی چون انبارداری، تبدیل و غیره است (۱۷).

راوالیون پیوستگی بازارها را به دو دسته پیوستگی کوتاه مدت و دراز مدت تقسیم نموده است. در پیوستگی کوتاه مدت تغییرات قیمت بطور کامل و بلافاصله به دیگر بازارها منتقل می شود. اما در پیوستگی دراز مدت، تغییر قیمت در یک بازار در طول زمان به بازارهای دیگر منتقل می شود (۱۶). روابط بین قیمت ها در بازارهای فاصله ای بطور گسترده برای

---

1. Ravallion
2. Ardeni
3. Jayaraja
4. Baharumshah , Habibullah
5. Diakosavvas

نشان دادن نحوهٔ عمل بازارها مورد استفاده قرار می گیرند. آزمونهای آماری رابطه بین قیمت ها را در مکانهای مختلف جهت نشان دادن درجه پیوستگی بازارها نشان میدهد. اگر بازارها پیوسته باشند قیمت ها در بازارهای مختلف باید همگرا باشند. در مطالعه جاری، با توجه به اهمیت موضوع پیوستگی بازار گوشت ماهی بعنوان یکی از منابع مهم تأمین پروتئین حیوانی، بازار این منبع غذایی مورد بررسی قرار گرفته است. ارزش غذایی و طبی گوشت ماهی از سالها پیش تشخیص داده شده است. گوشت ماهی یک منبع غنی پروتئین در رژیم غذایی انسان به شمار می رود که حدود ۳۰۰ گرم آن برای تأمین نیمی از پروتئین و چربی لازم و یک پنجم از کالری مورد نیاز در رژیم غذایی روزانه یک انسان بالغ کافی است (۷).

در ایران در حال حاضر حدود ۲۰ درصد پروتئین حیوانی مورد نیاز مردم از آبزیان و خصوصاً ماهی تأمین می گردد (۱). در سالهای اخیر توسعه ماهیگیری و افزایش تولیدات دریایی به منظور قطع وابستگی غذایی مورد توجه قرار گرفته و توزیع محصولات دریایی در سرتاسر ایران معمول شده است. لازم به ذکر است که افزایش تولید نه تنها باعث کاهش قیمت ها نشده بلکه افزایش تقاضا به دلیل آشنایی تدریجی مردم و کمبود جایگزین، قیمت ها را افزایش داده و مصرف سرانه را نیز به حد نسبتاً قابل قبولی رسانده است (۸) . بطوریکه رشد مصرف سرانه فرآورده های دریایی و بخصوص ماهی در دو دههٔ اخیر از رشد مصرف گوشت مرغ، شیر و تخم مرغ بیشتر شده است (۱).

منابع اصلی تأمین گوشت ماهی در ایران، شامل آبهای مناطق جنوب، شمال و داخلی است. آبهای داخلی حوضچه های پرورش ماهی را نیز شامل می گردد. با این حال، میزان تولید ماهی از آبهای جنوب به مراتب بیشتر از بقیه منابع تأمین گوشت ماهی در ایران است (۲). لذا در این مطالعه بررسی پیوستگی بازار انواع ماهی آبهای جنوب در ایران بررسی گردید. هدف اصلی این مطالعه پاسخ به این سؤال است که آیا قیمت ماهی در یک بازار با قیمت آن در بازارهای دیگر ارتباط دارد؟ بدین منظور با استفاده از آزمون همگرایی رابطه قیمت ماهی در یک بازار را با قیمت آن در بازارهای دیگر مشخص گردیده و مورد بحث و بررسی قرار گرفته است.

مواد و روشها

در این مطالعه، از داده های ماهانه شاخص قیمت خرده فروشی کالا و خدمات مصرفی که از طریق بانک مرکزی ایران جمع آوری می گردد استفاده شده است. دوره مورد بررسی از فروردین ماه ۱۳۷۷ تا شهریور ماه ۱۳۷۹ می باشد. دریای جنوب عمده‌ترین مرکز تولید گوشت ماهی در ایران است، لذا، انواع ماهی آبهای جنوب انتخاب گردیده است. استانهای بوشهر، هرمزگان و خوزستان بعنوان عمده ترین مراکز صید و تولید ماهی آبهای جنوب انتخاب شدند و استانهای تهران، اصفهان، فارس، کرمان، یزد و کهگیلویه و بویر احمد بعنوان مهمترین مراکز مصرف، با توجه به جمعیت آنها و ضریب اهمیت انواع ماهی آبهای جنوب در بودجه خانوار، نسبت به ضرایب اهمیت ماهی بدست آمده از سایر منابع انتخاب شدند. ضریب اهمیت ماهی برای انواع ماهی آبهای جنوب و شمال در استانهای فوق در جدول شماره (۱) آورده شده است. این ضرایب، درصد اهمیت کالای مورد نظر در بودجه خانوار را بیان می دارند.

جدول (۱): مقایسه ضرایب اهمیت ماهی ، انواع ماهی آبهای جنوب وشمال .

نام استان	ضریب اهمیت ماهی	ضریب اهمیت انواع ماهی آبهای جنوب	ضریب اهمیت انواع ماهی آبهای شمال
بوشهر	۳/۰۵	۲/۹۲	-
هرمزگان	۵/۱۷	۴/۰۲	-
خوزستان	۱/۳۶	۱/۱۹	-
تهران	۰/۳۵	۰/۱۵	۰/۱۲
اصفهان	۰/۵۱	۰/۳۴	۰/۰۴
فارس	۱/۰۱	۰/۷۸	۰/۰۴
کرمان	۰/۵۳	۰/۴۰	-
یزد	۰/۳۸	۰/۱۸	-
کهگیلویه و بویراحمد	۰/۶۵	۰/۶۲	-

مأخذ : گزارش مرکز آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۵).

تا کنون برای بررسی پیوستگی بازارهای فاصله ای از چندین تکنیک تجربی استفاده شده است . بعنوان مثال می توان استفاده از ضریب همبستگی ساده (Lele در ۱۹۷۱ و Blyn در ۱۹۷۳ و Thukur در ۱۹۷۴)، مدلهای رگرسیون که الگوهای پویای قیمت های تعدیلی را مورد تجزیه و تحلیل قرار میدهند (Ravallion در ۱۹۸۶، Duff و Umali در ۱۹۸۸ و Heytens در ۱۹۸۶) و روابط lead-lag (Muellerr و Gupta در ۱۹۸۲) را نام برد، در ۱۹۸۹ آردنی ثابت نموده که این تکنیک ها، خواص سری زمانی داده های قیمت را نادیده می‌انگارند و نتایج بدست آمده از این روشها ممکن است اریب و غیر منطقی باشد. و مهمتر اینکه نتایج بیشتر به رد فرضیهٔ H_0 می‌انجامد و نشان میدهد که بازارها غیر کارآ و مستقل هستند هر چند که این بازارها رقابتی باشند (۱۰).

در این تحقیق، بر اساس مطالعه بهرامشاه و حبیب‌اله (۱۱)، از روش دیگری که توسط انگل و گرنجر توسعه یافته و به آزمون همگرایی انگل ـ گرنجر[1] معروف است استفاده شده است.

در اکثر سریهای زمانی تمایل به حرکت هم جهت با یکدیگر وجود دارد. علت این امر وجود روندی است که در تمامی آنها مشترک است. چنانچه متغیرهای سری زمانی که غیر ساکن[2] هستند، در برآورد ضرایب الگویی مورد استفاده قرار گیرند. ممکن است نتیجه به یک رگرسیون کاذب[3] بیانجامد. زیرا در متغیرهایی که از روند برخوردارند این گرایش دیده می شود که حتی در مواردی که رابطه اقتصادی معنی‌داری بین آنها وجود ندارد همبستگی شدید را نشان دهند، با ساکن‌سازی متغیرهای سری زمانی می توان یک رابطه رگرسیونی از طریق تفاضل گیری را تأمین نمود. با این حال، برای حفظ اطلاعات بلند مدت در رابطه با سطح متغیر ها کار خاصی نمی توان کرد. در این حالت است که می‌توان با استفاده از روش همگرایی، رگرسیون واقعی را برآورد نمود. همگرایی از ابزارهایی تحلیلی است که طی پانزده

---

1. Engle- Granger Cointegration Test
2. Nonstationary
3. Spurious Regression

سال گذشته به سرعت توسعه یافته و مبنایی را فراهم می آورد تـا بتـوان رگرسـیونهای حـاوی متغیرهای گام تصادفی[۴] را پذیرفت. بنابراین، می توان آن را به عنـوان توجیهـی بـرای بسـیاری رگوسیونها در نظر گرفت. تحلیل همگرایی اولین بار توسط گرنجر (۱۹۸۱) و انگـل و گرنجـر (۱۹۸۷) مطرح گردید که مفهوم آن تداعی کننده وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت اسـت کـه سیستم اقتصادی در طول زمان به سمت آن حرکت می کند. وجود همـاهنگی در حرکـت بیـن سری های زمانی ایده اساسی همگرایی است. ایـن همـاهنگی مبیـن آن اسـت کـه یـک رابطـه تعادلی بلند مدت بین متغیرهای مورد بررسـی وجـود دارد. اگـر چنیـن باشـد متغیرهـا همگـرا خواهند بود. در این صورت رگرسیون بر آورده شده کاذب نیست و آماره هـای آزمـون t و F معمول از اعتبار لازم برخوردار خواهند بود. مفهوم همگرایی در تحلیهای تجربـی بسـیار مفیـد است. زیرا پژوهشگران را قادر می سازد که وجود یک رابطه تعادلی یـا بـا ثبـات (سـاکن[۱]) را میان دو یا چند سری زمانی که خود غیر ساکن هستند پیدا کنند.

در این مطالعه از آزمون همگرایی انگل ـ گرنجر استفاده شده است. طبـق ایـن آزمـون اگر یک رابطه تعادلی بلند مدت ساکن بین دو متغیر غیر سـاکن وجـود داشـته باشـد، ایـن دو متغیر همگرا خواهند بود.

قبل از آزمون همگرایی، آزمون سـاکن و یـا غـیر سـاکن بـودن سـریهای زمـانی مـورد استفاده، ضروری است. چرا که لازمهٔ آزمون همگرایی، غیر سـاکن بـودن متغیرهـا و همچنیـن یکسان بودن درجه همگرایی آنها است.

باید به این نکته اشاره نمود که اگر لازم است یک سری زمـانی d بـار تفـاضل گـیری شود تا ساکن گردد، دارای d ریشه واحد است و گفته مـی شـود کـه متغیـر مزبـور همگـرا از درجه یا مرتبه d است و با I(d) نمایش داده می شـود. اکنـون دو سـری زمـانی x_t و y_t را اگر در نظر بگیریم که هر دو I(d) هستند این دو سری زمانی همگرا هسـتند کـه طبـق گفتـه انگل و گرنجر (۱۹۸۷) یک ترکیب خطی نظیر ترکیب خطی زیر بین آنها وجـود داشـته باشـد که درجه همگرایی آن کمتر از d باشد.

4- Random Walk
1- Stationary

(۱)

برای آزمون ساکن و یا غیر ساکن بودن سریهای زمانی از آزمون ریشه واحد استفاده می گردد و برای تعیین درجه همگرایی، در این مطالعه از آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF^2) طبق معادله (۲) به عنوان متداولترین روش استفاده می شود. لازم به ذکر است که فرضیهٔ صفر در این آزمونها مبنی بر غیر ساکن بودن سری زمانی مورد مطالعه است. هانسن[۳] (۱۹۹۲) نشان داده که آزمونهای ریشه واحد بر اساس الگوی بودن روند، بسیار قدرتمند است. بنابراین بهتر است از آزمونهای دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF) بدون روند استفاده شود.

(۲)

$$\Delta P_t = \beta_0 + \beta_1 P_{t-1} + \sum_{k=1}^{n} \delta_k \Delta P_{t-k} + \eta_t$$

آمارهٔ مزبور، همان آماره t ضریب تخمین زده شدهٔ β_1 است. از معیار خطای تخمین نهایی یا آکایک[۱] برای تعیین تعداد وقفه بهینه استفاده می گردد. اگر قدر مطلق آماره t دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF) از مقادیر بحرانی جدول مککینون[۲] (۱۹۹۱) بیشتر باشد فرضیه H_0 مبنی بر غیر ساکن بودن سری زمانی مزبور رد می گردد. یعنی p_t یک متغیر ساکن ($I(0)$) است. در غیر این صورت این آزمون را برای تفاضل مرتبه اول p_t باید انجام داد. چنانچه باز فرضیه H_0 رد گردد، نتیجه می گیریم که p_t با یکبار تفاضل گیری ساکن می شود و p_t یک متغیر $I(1)$ می باشد.

در مرحلهٔ بعدی، در صورت غیر ساکن بودن متغیرها، وجود رابطه همگرایی میان متغیرها آزمون می شود. روش آزمون انگل ـ گرنجر به این ترتیب است که ابتدا رگرسیونی به روش حداقل مربعات معمولی (OLS^3) بر آورد می کنیم و جملات خطای آن را بدست می آوریم. سپس به روش آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF)، ساکن و یا غیر ساکن

2- Augmented Dickey - Fuller
3- Hansen
1- Akaike
2- Mackinnon
3- Ordinary Least Squares

بودن جملات خطا را آزمون می کنیم. اگر جملات خطا ساکن باشند آنگاه نتیجه گیری می شود که متغیرهای مورد بررسی همگرا هستند. در این مقاله بر اساس مطالعه بهرامشاه و حبیب الله (۱۹۹۴)، برای تعیین رابطه قیمت بین دو بازار مختلف، رگرسیون زیر بر آورد می گردد. این رابطه معمولاً برای بررسی پیوستگی بازار استفاده می شود.

$$P_{it} = a_0 + a_1 P_{jt} + E_t \qquad (۳)$$

که در این رابطه P_i و P_j سریهای قیمت برای یک کالای خاص در دو بازار i و j هستند و E جمله خطا در نظر گرفته شده است. پارامتر a_0 هزینه های حمل و نقل، تبدیل، انبارداری و . . . را شامل می گردد. پس از اطمینان از ساکن بودن سریهای قیمت و تعیین درجه همگرایی آنها، طبق آزمون همگرایی انگل و گرنجر اگر آزمون ریشه واحد بر روی جملات خطای معادله فوق نشان داد که E_t ساکن $(I(0))$ است، نتیجه می‌گیریم که سریهای قیمت در دو بازار همگرا هستند و دارای ارتباط بلند مدت می‌باشند.

قابل توجه است که هر گاه رابطه بلند مدت بر اساس آزمونهای مختلف همگرایی از جمله روشهای استوک ـ واتسون[1]، انگل ـ گرنجر، یوهانسن ـ ژوسیلیوس[2] و فونتیس ـ دیکی[3] تأیید نشود، می توان از آزمونهای علیت (گرنجر، سیمز[4] و . . .) برای بررسی رابطه علت و معلولی میان متغیرها استفاده کرد.

1. Stock-Watson
2. Johansen-Juselius
3. Fontis-Dickey
4. Simss

نتایج و بحث :

قبل از انجام آزمون همگرایی انگل ـ گرنجر، آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF) را برای تعیین درجه همگرایی هر یک از سریهای قیمتی مورد استفاده قرار دادیم. نتایج حاصل از انجام این آزمون در جدول شماره (۲) آورده شده است.

جدول(۲): نتایج آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF).

متغیر	آماره ADF[1]	تعداد وقفه بهینه	درجه همگرایی
بوشهر	-۲/۰۹	۱	I(1)
D(بوشهر)	-۴/۵۴	-	I(0)
فارس	-۲/۴۸	-	I(1)
D(فارس)	-۴/۸۲	-	I(0)
هرمزگان	-۲/۲۲	-	I(1)
D(هرمزگان)	-۴/۵۴	-	I(0)
اصفهان	-۱/۳۷	۱	I(1)
D(اصفهان)	-۴/۵۷	-	I(0)
کرمان	-۲/۴۶	۱	I(1)
D(کرمان)	-۴/۴۵	۱	I(0)
خوزستان	-۰/۱۴	-	I(1)
D(خوزستان)	-۶/۸۳	-	I(0)
کهگیلویه و بویراحمد	-۰/۲۶	۱	I(1)
D(کهگیلویه و بویراحمد)	-۵/۰۶	-	I(0)
تهران	-۱/۲۲	۱	I(1)
D(تهران)	-۵/۲۶	-	I(0)
یزد	-۱/۰۰	۱	I(1)
D(یزد)	-۴/۸۵	-	I(0)

۱- مقادیر بحرانی در سطح ۱٪ ، ۵٪ ، ۱۰٪ برای وقفه بهینه (۱)در سطح و برای تفاضل مرتبه اول بدون وقفه به ترتیب ۳/۶۸۵۲- ، ۲/۹۷۰۵، ۲/۶۲۴۲- و برای تفاضل مرتبه اول با وقفه بهینه (۱) به ترتیب ۳/۶۹۵۹- ، ۲/۹۷۵۰- ، ۲/۶۲۶۵- میباشد.
مأخذ : یافته های تحقیق

مقایسه مقادیر آمارهٔ دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF) با مقادیر بحرانی جدول مککینون در سطوح مختلف ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ نشان می دهد که در سطح، تمامی سریهای قیمت غیر ساکن هستند. یعنی از آنجائیکه آماره (ADF) از مقادیر بحرانی مککینون کمتر است فرضیهٔ H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد یا غیر ساکن بودن سریهای قیمت پذیرفته می شود. با یکبار تفاضل گیری در مورد تمام سریهای قیمت آماره (ADF) از مقادیر بحرانی جدول مککینون بیشتر گردیده و فرضیهٔ H_0 رد می شود یعنی سریهای قیمت ساکن می گردند. در نتیجه درجه همگرایی تمامی آنها برابر با یک می شود. در این آزمون وقفه بهینه ذکر شده با توجه به معیار آکایک انتخاب گردیده که کمترین مقدار بدست آمدهٔ این معیار برای وقفه های مختلف تعیین‌کننده وقفهٔ بهینه است.

با توجه به اینکه تمام سریهای قیمت غیر ساکن هستند و درجه همگرایی تمامی متغیرها یکسان است اقدام به آزمون همگرایی انگل ـ گرنجر نموده ایم. بدین منظور برای هر زوج بازار، معادله (۳) به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده شد و از آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته (ADF) برای تعیین درجه همگرایی جملات خطای معادلات، استفاده شد که نتایج حاصله در جدول شماره (۳) بصورت خلاصه آورده شده است. چنانچه مقادیر آماره (ADF) از مقادیر بحرانی جدول مککینون در هر یک از سطوح مختلف ۱٪ و ۵٪ و ۱۰ بزرگتر باشد فرضیهٔ H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد (غیر ساکن بودن) یا عدم وجود همگرایی بین متغیرهای مورد بررسی رد می گردد. بدین معنا که زوج بازار مورد بررسی همگرا هستند.

جدول(۳): نتایج آزمون همگرایی انگل - گرنجر

وقفه بهینه	آماره ADF	بازارها	وقفه بهینه	آماره ADF	بازارها
۲	-۳/۲۶۰۰	یزد-اصفهان	۱	-۲/۷۶۰۰	فارس-بوشهر
۱	-۲/۵۲	هرمزگان-اصفهان	-	-۳/۳۴۰	اصفهان-بوشهر
۲	-۲/۲۷	خوزستان-اصفهان	۱	-۴/۶۳۰	تهران-بوشهر
۱	-۱/۶۱	کرمان-اصفهان	۱	-۳/۶۳۰۰	یزد-بوشهر
۲	-۲/۳۳	کهگیلویه بویراحمد-اصفهان	۱	-۲/۶۶۰۰	هرمزگان-بوشهر
۱	-۳/۱۸۰۰	یزد-تهران	۱	-۳/۷۹۰	خوزستان-بوشهر
۱	-۳/۰۸۰۰	هرمزگان-تهران	-	-۱/۴۵	کرمان-بوشهر
-	-۳/۲۲۰۰	خوزستان-تهران	۱	-۳/۷۴۰	کهگیلویه و بویراحمد-بوشهر
-	-۱/۷۹	کرمان-تهران	۱	-۳/۸۹۰	اصفهان-فارس
۱	-۳/۱۹۰۰	کهگیلویه بویراحمد-تهران	۱	-۵/۲۳۰	تهران-فارس
۱	-۲/۹۱۰۰۰	هرمزگان-یزد	۱	-۵/۲۶۰	یزد-فارس
-	-۲/۴۶	خوزستان-یزد	۱	-۴/۶۴۰	هرمزگان-فارس
-	-۱/۷۳	کرمان - یزد	۱	-۵/۰۲۰	خوزستان-فارس
۲	-۳/۴۴۰۰	کهگیلویه بویراحمد-یزد	۱	-۴/۵۵۰	کرمان-فارس
۱	-۱/۶۶	خوزستان- هرمزگان	۱	-۴/۷۷۰	کهگیلویه بویراحمد-فارس
۱	-۲/۹۶۰۰۰	کرمان-هرمزگان	۲	-۳/۰۲۰۰	اصفهان-تهران
۲	-۲/۳۹	کهگیلویه بویراحمد-هرمزگان	۱	-۲/۳۸	کرمان-خوزستان
۱	-۳/۵۴***	کهگیلویه و بویراحمد- کرمان	-	-۲/۸۳۰۰	کهگیلویه بویراحمد-خوزستان

- *، ** و *** نمایانگر معنی‌داری در سطح ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول شماره (۳) مشاهده می گردد. زوج بازارهـای بوشـهر ـ کرمـان، هرمزگان ـ اصفهان، خوزستان ـ اصفهان، کرمان ـ اصفهـان، کهگیلویـه و بویراحمـد ـ اصفهـان، کرمان ـ تهران، خوزستان ـ یزد، کرمان ـ یزد، خوزسـتان ـ هرمزگـان، کهگیلویـه و بویراحمـد ـ هرمزگان و کرمان ـ خوزستان هیچ گونه ارتباط بلند مدتی با هم ندارند. اکثریت استانهای مورد مطالعه در سطوح مختلف آماری همگرا هستند یعنی دارای ارتباط بلند مدت می باشند.

با توجه به درجه فساد پذیری بالای گوشت ماهی بـا ایجـاد امکانـات بـرای بسته‌بندی مناسب و حمل و نقل فوری و صحیح گوشـت مـاهی مـی تـوان بـه پیوسـتگی بازارهـای غـیر پیوسته مذکور کمک نمود.

فهرست منابع

۱- احمد پور، م. و سلطانی، غ. (۱۳۷۹)، " بررسی تأثیر فن آوری صید بر بهره وری نیروی کار صیادان استان بوشهر "، مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، شماره ۲ : ۶۹-۵۹ .

۲- سازمان برنامه و بودجه (۱۳۷۶)، ایران در آیینه آمار. تهران.

۳- عسکری، م. و محمدی، ت. (۱۳۷۵) " هم انباشتگی : مفاهیم، اهمیت اقتصادی، نقاط قوت و ضعف " ، فصلنامه پژوهشهای اقتصادی شماره ۳ : ۵۷-۲۸ .

۴- کاظم نژاد، م. و مهرابی بشر آبادی، ح. (۱۳۷۸)، " تحلیل قیمت انواع برنج "، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۲۵ : ۱۲۲-۱۰۳.

۵- گزارش مرکز آمار بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سالهای ۷۹- ۱۳۷۷.

۶- مجاوریان، م. و امجدی، ا. (۱۳۷۶) " بررسی پیوستگی بازارهای فاصله ای و قانون یک قیمتی " ، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۱۸ : ۱۸۷-۱۶۵ .

۷- محمد مرادی، ع. (۱۳۷۴) ،" ماهی یک ماده غذایی کامل " . ماهنامه آبزیان شماره ۵۳ ، ۶۰-۶۵۴ .

۸- میگلی نژاد، ا. (۱۳۷۴)، " اوضاع و احوال ماهیگیری در جهان و ایران تا سال ۲۰۱۰ " فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۷ : ۲۰۳ ـ ۱۹۲ .

۹- نوفرستی، م. (۱۳۷۴)، " ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی "، انتشارات رسا، تهران.

10. Ardeni, P.G. (1989), " Does the law of one price realy hold for commodity prices?", *American Journal of Agricultural Economics*, 71: 661-9 .

11. Bahrumshah, A. and Habibulah, M. (1994), " Price efficiency in papper markets in Malaysia: A cointegration analysis" . *Indian Journal of Agricultural Economics*, 49: 205-216 .

12. Behura, D. and Pradhan, D.C. (1998), " Cointegration and market integration: An application to the marine fish markets in orissa",

Indian Journal of Agricultural Economics, 53: 344-350.

13. Diakosavvas, D. (1995), " How integrated are world beef markets? The case of Australian and U.S. beef markets?", *Agricultural Economics* , 12:37-53.
14. Engle, R.F.C and Granger, C.W.J. (1987) , " Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica* , 55: 251-279 .
15. Jayaraja, B. (1992), " Spatial pricing efficiency in ground nut market in Tamil Nodu", *Indian Journal of Agricultural Economics,* 47: 79-89 .
16. Ravallion, M. (1986), " Testing market integration" , *American Journal of Agricultural Economics,* 68: 102 -109.
17. Takayama, T. and Judge, G.G. (1971), " Spatial and temporal price allocation models", North Holland Publishing Co. Amsterdam.