

تحلیل قانون یک قیمتی در بازار محصولات زراعی ایران

دکتر اسمعیل ابونوری* دکتر مجتبی مجاوریان**

قانون یک قیمتی / محصولات کشاورزی / پایایی / پیوستگی / همجمعی / ایران

چکیده

بازار محصولات کشاورزی یک بازار فاصله‌ای است که در آن تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان در مکان‌های مختلف توزیع شده‌اند. هدف از این تحقیق تحلیل قانون یک قیمتی از طریق ارزیابی پیوستگی و نوع پیوستگی بازارهای ۵ محصول منتخب زراعی (برنج، پیاز، زعفران، سیب زمینی و عدس) و همچنین کل محصولات بخش کشاورزی ایران در ۹ شهر مهم کشور (اصفهان، اهواز، ارومیه، تبریز، تهران، شیراز، رشت، کرمان و مشهد) بوده است. در این تحقیق از اطلاعات سری زمانی ماهانه در دوره زمانی فروردین ۱۳۶۱ تا اسفند ۱۳۷۸ استفاده شده است و آزمون فرضیه‌ها براساس الگوی راولیون و سریهای زمانی پایا صورت گرفته است. بدین ترتیب در مجموع برای انجام این تحقیق از ده هزار داده آماری استفاده شده و شاخص خرده‌فروشی کالاها و خدمات مصرفی از منابع اطلاعاتی موجود در بانک مرکزی استخراج، سازماندهی و در بسته نرم افزاری EViews ثبت شده است. طبق نتایج حاصل، فرضیه پیوستگی قوی و کوتاه مدت در بین اکثر بازارها رد شده است. به این ترتیب بازار محصولات زراعی در ایران از شرایط مطلوب دور بوده است. پیوستگی بازارها در بلندمدت حدود ۳۹٪ برآورد شده است که نوع ارتباط بین بازارها اغلب از

* عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران

** عضو هیأت علمی دانشگاه مازندران

الگوی بازار حاکم (قیمت گذار) پیروی می کند؛ برپایه اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه، در تمام بازارها به استثنای بازار پیاز، بازارهای تولیدی حاکم بوده و منشاء تغییرات قیمت بوده اند.

Archive of SID

مقدمه

بازار محصولات کشاورزی نوعی از بازار است که تولیدکنندگان و مصرف کنندگان با یکدیگر ارتباط مستقیم نداشته و در مکان‌های مختلف قرار دارند. توزیع مکانی تولیدکنندگان و مصرف کنندگان موجب تبعیض قیمت محصول در نقاط مختلف می‌شود. از دیدگاه نظری این اختلاف قیمت حداقل برابر هزینه حمل است، ولی در واقعیت عواملی موجب اختلاف معنی‌دار در قیمت یک محصول در مکان‌های مختلف می‌شود. این عوامل شامل اطلاع رسانی ضعیف و زمان بر، ضایعات محصولات، نسبت تراکم جمعیت بازارهای انحصاری، کمبود تجهیزات ترابری یا ارتباطی است. هر چه آثار اینگونه عوامل بر تفاوت یا تبعیض قیمتی بیشتر باشد، بازار محصول از کارآیی کمتر برخوردار بوده و نظام یک قیمتی محصول، ضعیف تلقی می‌گردد. بنابراین، عوامل توسعه نیافتگی بازار مانند انحصار خرید یا فروش، اطلاع رسانی ناکافی و پرهزینه، مانع از دستیابی به کارآیی بازار شده و باعث اختلال در توزیع درآمد خواهد گشت.

یکی از ویژگی‌های محصولات کشاورزی نوسانات مداوم قیمت آنها است. در اقتصاد در حال توسعه و پیشرفته ثبات نسبی قیمتها بسیار اهمیت دارد. ولی، امکان تثبیت قیمت‌های محصولات کشاورزی بطور طبیعی بعید بوده و معمولاً با اعمال سیاست‌های قیمتی برقرار می‌گردد. نوسانات قیمتی در محصول کشاورزی در اثر تغییرات فصلی (بدلیل تغییرات شرایط جوی)، تغییرات سیکلی (بدلیل وقفه بین تصمیم‌گیری برای تولید تا تولید توسط تولیدکنندگان)، تغییرات روند (بدلیل شرایط اقلیمی، تغییرات فناوری، جمعیت تقاضاکننده و تغییر سلیقه) و تغییرات غیرقابل پیش‌بینی (بحران‌های طبیعی و انسانی) ایجاد میشود. بنابراین، منظور از ارتباط بین توزیع مکانی قیمت‌ها، چگونگی اثرگذاری یا اثرپذیری تغییرات قیمت از یک مکان تا مکان دیگر میباشد که بطور مدام اتفاق می‌افتد.

۱. در این تحقیق منشاء تغییرات قیمت مانند تغییرات طبیعی (فصلی)، تصمیم‌گیری (سیکلی) و برونزا (سیاست‌های دولت) مورد توجه نبوده، بلکه تنها ارتباط بین تغییر قیمت در بازارهای مختلف یک محصول معین مورد نظر است. به عبارت دیگر، هدف از این تحقیق برآورد الگوی پیش‌بینی قیمتها یا تحلیل عوامل مؤثر بر تغییرات قیمت نیست.

بررسی چنین ارتباطی لزوماً باید بصورت پویا صورت گیرد. ارتباط بین قیمت‌های هر محصول کشاورزی در بازارهای فاصله‌ای ممکن است بصورت کوتاه مدت، بلند مدت و یا مستقل باشد. در یک ارتباط کوتاه مدت، اثر تغییرات قیمت از یک مکان به مکان دیگر آنی و بدون وقفه زمانی صورت می‌پذیرد. در چنین حالت، پیوستگی بین دو بازار کامل بوده و معیاری از کارایی کامل بازار تلقی می‌شود. اگر تغییر قیمت در یک مکان موجب تعدیل قیمت در مکان دیگر شده و این تعدیل در بلند مدت کامل گردد، پیوستگی از نوع بلندمدت خواهد بود. برخلاف موارد مذکور، ممکن است نوسانات قیمت در دو بازار مستقل از یکدیگر صورت پذیرد، به نحوی که حتی در بلندمدت نیز پیوستگی بین بازارها مشاهده نشود. دو بازار مستقل تنها در مناطقی که انحصار کامل فروش وجود دارد یا در بازارهای مجزا قابل مشاهده است. در این صورت، انحصارگر ممکن است پی‌بیرد که تبعیض قیمت فاصله‌ای، به نفع وی می‌باشد.

با توجه به مطالب فوق، هدف مقاله حاضر ارزیابی کارایی بازار محصولات کشاورزی از طریق معیار پیوستگی بازارهای فاصله‌ای می‌باشد. به بیان دیگر، آیا بازارهای فاصله‌ای محصولات کشاورزی در ایران پیوسته‌اند؟ در این تحلیل پیوستگی یا عدم پیوستگی و نوع پیوستگی در بازار محصولات کشاورزی که مبین سطح پیشرفت بازار است، به تفکیک مشخص خواهد شد.

۱. فرضیه‌های تحقیق

فرض‌های مطرح در این تحقیق به صورت زیر بوده و برای هر محصول جداگانه، در بین بازارها دو بدو و در دو جهت آزمون خواهد شد. در این راستا بازار حاکم (قیمت گذار) در صورت وجود، از بازار دیگر تفکیک خواهد گشت.

- الف - در بین بازارهای محصولات زراعی منتخب، پیوستگی کوتاه مدت وجود دارد
- ب - در بین بازارهای محصولات کشاورزی، ارتباط بلندمدت وجود دارد

۲. هدف و حدود تحقیق

وجود قانون یک قیمتی در بازار محصولات کشاورزی موجبات پیشرفت و توسعه

پایدار در بازار این محصولات را فراهم می‌سازد. هدف از این تحقیق، تحلیل قانون یک قیمتی در بازار محصولات زراعی ایران است. برای این منظور پیوستگی بازار محصولات پیاز، زعفران، سیب زمینی، شلتوک، عدس و همچنین بازار کل محصولات کشاورزی ارزیابی میگردد. تحت شرایط قانون یک قیمتی (پیوستگی بازارها) دستیابی به اهداف زیر ممکن می‌شود:

۲-۱. افزایش تولید و درآمد کشاورزی

به طور کلی افزایش ریسک موجب کاهش فعالیت‌ها می‌شود. این امر بویژه در بخش کشاورزی ایران که هنوز در حالت نیمه سنتی اداره می‌گردد و در آن تولیدکنندگان به دلیل اندازه کوچک فعالیت، ریسک‌گریزند، اهمیت بیشتری دارد. انتظار می‌رود که نوسانات منطقه‌ای قیمت از نوسانات قیمت همان محصول در سطح کشور شدیدتر باشد. در این صورت، نوسانات قیمت در بازارهای پیوسته، بویژه اگر ارتباط مزبور در بازارهای فاصله‌ای دو طرفه باشد (متاثر از هم باشند)، نسبت به حالتی که بازارها مستقل از هم عمل می‌کنند، خفیف‌تر خواهد بود و ریسک قیمت کاهش خواهد یافت. کاهش در ریسک موجب بهبود تصمیم‌گیری تولیدکنندگان و افزایش سرمایه‌گذاری در این بخش می‌شود. این پیامدها موجب افزایش سطح درآمد تولیدکنندگان خواهد شد.

۲-۲. افزایش کارایی

یکی از خدمات بازاریابی، توزیع است. کارایی در شبکه توزیع با اختلاف قیمت در مکان‌های مختلف ارزیابی می‌شود. به این ترتیب، زمانی توزیع دارای بالاترین کارایی است که قانون یک قیمتی در آن جاری باشد و تفاوت قیمت کالا در دو بازار تنها برابر هزینه حمل باشد. در این شرایط فعالیت آربیتراژگر^۲ (سوداگر) سودآور نخواهد بود.

۲-۳. اصلاح سیاست گذاری در امور کشاورزی

به طور کلی یک سیاست کشاورزی زمانی موفق است که اطلاعات کافی از وضعیت موجود در تولید، بازار و بازاریابی وجود داشته باشد. تحقیق حاضر اطلاعات با ارزشی را

2. Arbitragist

درباره پویایی تعدیلات بازارهای محصولات کشاورزی فراهم می آورد و در این مسیر لزوم مداخله یا عدم مداخله دولت‌ها در بازار تبیین می‌گردد. علاوه بر نحوه ارتباط دو بازار فاصله‌ای، در این تحقیق بازارهای حاکم (یا قیمت‌گذار) - در صورت وجود - برای هر محصول مشخص می‌گردد. شناخت بازار حاکم به دولت کمک می‌کند تا کنترل بازار در همان محدوده متمرکز شود.

۳. مروری بر ادبیات موضوع تحقیق

۳-۱. مرور ادبیات قانون یک قیمتی از دیدگاه نظری

پیوستگی بازارهای فاصله‌ای را می‌توان به سه روش ارزیابی کرد. اول آزمون ضریب همبستگی، دوم برآورد الگوی راولیون و روش سوم آزمون همجمعی پس از تشخیص ساختار پایایی قیمت‌ها در دو یا چند بازار.

۳-۱-۱. آزمون ضرایب همبستگی

مفهوم پیوستگی بازارها از مدل تاکایاما و جاج^۳ (۱۹۷۱)، مربوط به تعادل رقابت فاصله‌ای در اقتصاد (نئو کلاسیک) استخراج شده است. اگر تجارت در بین دو بازار برقرار شود، آنگاه سوداگری کالا منجر به تعادل در دو بازار خواهد شد که در آن اختلاف قیمت تنها ناشی از هزینه حمل و نقل بین مناطق و هزینه‌های دیگر، چون ضایعات، انبارداری و غیره را در بر خواهد داشت. برای سادگی مدل، فرض می‌شود که هیچگونه هزینه حمل و نقل درون منطقه‌ای وجود نداشته باشد. در این صورت، عرضه محصولات در بین مناطق مختلف تا جایی انجام خواهد گرفت که تعادل کوتاه‌مدت و بلندمدت بوجود آید. تعادل بلند مدت معمولاً از تعدیلات کوتاه مدت حاصل می‌شود.

یکی از کاربردهای مستقیم مدل تاکایاما و جاج (۱۹۷۱)، آزمون آماری اختلاف قیمت بین دو بازار است که فرضیه اختلاف قیمت برابر با هزینه حمل و نقل را آزمون می‌کند. همچنین قیمت‌ها می‌توانند معیاری برای سنجش سیستم اقتصادی کامل باشند. یکی دیگر از کاربردهای مدل تاکایاما و جاج در تحلیل حساسیت قیمت بین بازارها یا مناطق مختلف

3. Takayama T. & G. Judge (1971)

می‌باشد. اگر دو منطقه وجود داشته باشد که با یکدیگر تجارت کنند، تغییرات قیمت در یکی موجب تغییرات مشابه در بازار دیگر می‌شود. بنابراین، براساس تعریف مانک و پنزل^۴ (۱۹۸۰)، بازارهای پیوسته بازارهایی هستند که در آنها قیمت محصولات مستقل از هم نباشند. در بازار منطقه ای، محصولات همگن فرض شده و اختلاف بین بازارها تنها اختلاف مکانی است. آزمون های آماری رابطه متقابل بین قیمت‌ها در مکان‌های مختلف را برای انعکاس درجه پیوستگی بازارها نشان می‌دهند. برای این منظور آزمون همبستگی دو متغیره سری قیمت‌ها (سری زمانی)، بین هر جفت بازار انجام می‌گیرد. استیگلر و شروین^۵ (۱۹۸۵) با مقایسه ضریب همبستگی قیمت‌ها نشان دادند که پیوستگی بازارها، حتی با وجود عملکرد رقابتی، در حد پایینی قرار دارد. با توجه به ضعف های موجود در روش مذکور، محققین زیادی از قبیل راولیون^۶ (۱۹۸۶) روش های آماری حساس به وقفه های زمانی یا اثرات فصلی را مطرح نمودند.

۲-۱-۳. الگوی راولیون

راولیون (۱۹۸۶) خاطر نشان کرد که محدودیت عمده در بررسی های پیوستگی بازار محصولات کشاورزی در فوق به خاطر اندازه گیری همبستگی قیمت‌ها به صورت ایستا بوده است. وی سپس یک روش اقتصادسنجی را برای رفع آن پیشنهاد کرد. در مدل راولیون یک بازار به عنوان بازار مرکزی و سایر بازارها به عنوان بازارهای پیرامون در نظر گرفته شد. طبق این مدل در بلندمدت اختلاف قیمت‌ها بین بازار مرکزی (حاکم) و بازارهای پیرامون تنها ناشی از هزینه های حمل خواهد بود. با این وجود، الگوی راولیون نیز دچار محدودیت‌های جدی می‌باشد. برای مثال، وجود یک بازار مرکزی در کشورهای در حال توسعه، همواره یک فرض صحیح نیست. زیرا، در اغلب این کشورها بازارهای منطقه‌ای زیادی وجود دارد که همه با هم پیوسته اند و بریکدیگر اثر متقابل دارند.

راولیون پیوستگی بازارها را به دو دسته تقسیم نمود: پیوستگی کوتاه مدت و پیوستگی بلندمدت. در پیوستگی کوتاه مدت تغییرات قیمت به طور کامل و بیدرنگ، بدون هیچ

4. Monke M. & Penzel (1980)
5. Strigler G. J. & R. A. Sherwin (1985)
6. Ravallinon M. (1986)

وقفه ای به دیگر بازارها منتقل می‌شود. ولی در پیوستگی بلند مدت، تغییر قیمت در یک بازار در طول زمان به بازارهای دیگر منتقل می‌گردد. راولیون آزمون‌های پیوستگی بازار را برای بازار مرکزی همراه با بازارهای تابعه در مناطق دیگر که با بازار مرکزی تجارت می‌کنند، توسعه داد. بازار مرکزی نقش غالب را در جریان شکل‌گیری قیمت ایفا می‌کند. در اقتصاد کشاورزی، بازار مرکزی بصورت مراکز عمده مصرف شهری و بازارهای تابعه بصورت بازارهای کوچک تولید و مصرف (روستا) تصور میشود، چون بازارهای روستایی کوچکتر هستند. حال، مدل راولیون به صورت ریاضی بیان می‌گردد:

$$X_t = \sum_{j=1}^n a_j X_{t-j} + \sum_{k=0}^m b_k Z_{t-k} + E_t \quad (1)$$

که در آن X_t و Z_t به ترتیب تغییر قیمت‌ها ($\Delta P_t = P_t - P_{t-1}$) در مکان‌های X و Z در زمان t و E_t جمله اختلال بوده و پارامترهای a_j و b_k ثابت هستند. در این مدل، پیوستگی بازار به صورت‌های زیر قابل ارزیابی می‌باشد:

$$b_k = 0, \quad k = 0, 1, 2, \dots, m \quad \text{الف) شرط استقلال بازارها}$$

یعنی تغییرات قیمت در مکان Z اصلاً تحت تاثیر تغییرات قیمت همان کالا در مکان X نیست.

ب) شرط پیوستگی کوتاه مدت (به شکل قوی) بازارها

$$b_0 = 1, \quad a_j = b_k = 0 \quad (j = 1, 2, \dots, n; \quad k = 1, 2, \dots, m)$$

یعنی تغییرات قیمت یک کالا در مکان X بیدرننگ (همزمان) در مکان Z ظاهر می‌گردد.

ج) شرط پیوستگی کوتاه مدت (شکل ضعیف) بازارها

$$b_0 = 1; \quad \sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=1}^m b_k = 0$$

یعنی تغییرات قیمت یک کالا در مکان X به تدریج در مکان Z ظاهر می‌شود.

$$\sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=0}^m b_k = 1 \quad \text{د) پیوستگی بلند مدت بازارها}$$

یعنی تغییرات قیمت یک کالا در مکان X به تدریج در بلند مدت در مکان Z کامل می‌گردد.

بررسی روابط متقابل در سیستم به صورت دو به دو انجام می‌گیرد. زمانی دو بازار از هم مستقل هستند که تمام ضرایب تغییر قیمت‌ها در مکان دیگر صفر باشد. این حالت زمانی اتفاق می‌افتد که تبعیض قیمت فاصله‌ای، همراه با هزینه نهایی ثابت وجود داشته باشد. تحت شرایطی که قبلاً توضیح داده شده $b_i \neq 0$ است. پیوستگی قوی کوتاه مدت در بازارهای فاصله‌ای زمانی وجود دارد که سیستم به صورت مدل قیمت تمام شده عمل کند و اختلاف قیمت تنها مربوط به هزینه حمل باشد. در این حالت تعدیلات قیمت کاملاً در یک زمان انجام می‌شود ($b_n = 1$) و هیچ اثر وقفه‌ای باقی نمی‌ماند. مدل‌های دیگر مثل انحصار رقابتی و تبعیض قیمت فاصله‌ای نمی‌توانند چنین انتظاراتی را بوجود آورد. برای تایید پیوستگی ضعیف کوتاه مدت، لازم است تا مجموع آثار وقفه‌های تعدیلات قیمت برابر صفر شود، یعنی $\sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=1}^m b_k = 0$ باشد. این نتایج با سیستم نقطه مبنا (قیمت تمام شده) کمتر سازگار است. به عقیده راولیون، هر آزمونی که اثرات کوتاه مدت را تایید کند، پیوستگی بلند مدت را نیز تایید خواهد کرد. اما اگر آزمونی، پیوستگی کوتاه مدت را رد کرده ولی اثرات بلند مدت را تایید کند در این صورت عکس العمل قیمت برای رقابت فاصله‌ای و یا مدل تبعیض قیمت برای هزینه نهایی، فزاینده تایید می‌شود.

۳-۱-۳. ارزیابی پیوستگی^۷ بازارها با روش همجمعی^۸

در این روش نقطه شروع آزمون قانون یک قیمتی (LOP)^۹، تعیین درجه پایایی سری زمانی قیمت‌ها در مناطق مورد مطالعه است. فرض کنید P_{1t} و P_{2t} قیمت‌های یک محصول کشاورزی در زمان t در دو منطقه باشد. قانون یک قیمتی به صورت قوی در حالتی که هزینه حمل وجود نداشته باشد و کالاها همگن باشند، بصورت $P_{1t} = P_{2t}$ بیان می‌شود. برای آزمون اعتبار فرض LOP از رابطه زیر استفاده می‌شود:

7. Integration
8. Cointegration
9. Law of One Price

$$P_{1t} = \alpha + \beta P_{2t} + u_t \quad (۲)$$

در رگرسیون (۲) فرضیه $\beta=1$ آزمون می‌شود. در سمت راست معادله فوق، جمله ثابت (α) میانگین نوسانات عوامل دیگر را نشان می‌دهد. این عوامل شامل هزینه حمل، اطلاعات، موانع تجاری، مالیات و غیره می‌باشد که سودآوری را در فعالیت های سوداگری بوجود نمی‌آورد. در حالت ایده آل لازم است، تمام موارد مذکور قبل از آزمون، از سری قیمت‌ها کسر گردد تا سرانجام $\alpha=0$ و $\beta=1$ آزمون گردد و بدین ترتیب منافع کوتاه مدت (α) و بلندمدت (β) سوداگران مشخص شود. اما طبق ریچاردسون^{۱۰} (۱۹۷۸) معمولاً این اطلاعات موجود نیست.

استفاده از این روش برای آزمون پیوستگی در صورتی درست است که P_{1t} و P_{2t} متغیرهای پایا باشند. متغیرهای قیمت اغلب ناپایا هستند. در صورت ناپایا بودن متغیرها، رابطه آماری LOP گرچه معنی دار، ممکن است کاذب باشد. طبق فیلیپس^{۱۱} (۱۹۸۶) این آزمون‌ها همواره در معرض رد فرضیه نفی LOP قرار دارند. بنابراین، لازم است قبل از آزمون قانون یک قیمتی، درجه پایایی هر یک از متغیرها مشخص شود. کشف درجه پایایی هر متغیر (درجه تفاضلی که متغیر با آن پایا می‌گردد) بوسیله آماره‌هایی مانند DF و ADF و ACF و DW و PACF امکان پذیر است.

بر مبنای درجه پایایی، ممکن است سه حالت زیر برای متغیرهای مورد توجه، P_{1t} و P_{2t} ، رخ دهد:

(a) اگر $P_{1t} \sim I(0)$ و $P_{2t} \sim I(0)$ باشد، هر دو قیمت دارای درجه پایایی صفر بوده و به عبارت دیگر پایا هستند. در این صورت، رگرسیون (۲) واقعی بوده و اعتبار فرضیه $\beta=1$ به معنای پذیرش قانون یک قیمتی و رد فرضیه H_0 به معنای رد قانون یک قیمتی در دو بازار خواهد بود. در این وضعیت چنانچه فرضیه $\beta=1$ پذیرفته شود، تفاوت در میانگین P_1 و P_2 به اندازه α سود پایدار دلالت در حالت انحصاری، مالیات و هزینه حمل تفسیر می‌شود.

(b) اگر $P_{1t} \sim I(d)$ و $P_{2t} \sim I(b)$ بوده که در آنها $b \neq d$ باشد، درجه پایایی دو سری قیمت

10. Richardson D. j. (1987)

11. Phillips P.C.B. (1986)

یکسان نبوده و قانون یک قیمتی در بازارها وجود ندارد. زیرا حداقل یکی از سری‌های قیمت، انفجار در واریانس یا میانگین را نشان می‌دهد. برای مثال، اگر $P_{1t} \sim I(0)$ و $P_{2t} \sim I(1)$ باشد، وجود جمله انفجاری در P_{2t} موجب می‌شود تا تغییرات آن تنها توسط P_{1t} قابل توضیح نباشد. در این صورت قانون یک قیمتی که مبین کارایی بازار است، همواره رد می‌شود. براین مبنای شرط لازم (نه کافی) برای پیوستگی بین بازارهای فاصله‌ای برابری درجه پیوستگی دوسری قیمت است.

c) اگر P_{1t} و $P_{2t} \sim I(d)$ بوده که در آن $d > 0$ باشد، درجه پایایی دو متغیر (که مقادیر اصلی آنها ناپایا است) یکسان می‌باشد. به عبارت دیگر با درجه تفاضل گیری یکسان، هر دو سری پایا می‌شوند. برای ارزیابی LOP در این وضعیت، به اطلاعات اضافی نیاز است. این اطلاعات بوسیله روش هم‌پیوستگی که توسط انگل و گرنجر معرفی و توسعه داده شد، بدست می‌آید.

روش انگل و گرنجر^{۱۲} (۱۹۸۷) بر پایه بررسی درجه پیوستگی پسماندهای رگرسیون (۲) می‌باشد. اگر مشخص شود که P_1 و $P_2 \sim I(d)$ بوده ولی $e_t \sim I(b)$ است که در آنها $b < d$ می‌باشد، بین دوسری ارتباط بلند مدت می‌تواند وجود داشته باشد. چون سری‌های اقتصادی - مانند قیمت‌ها - معمولاً درجه پایایی یک دارند، شرط دوم لازم جهت اعتبار قانون یک قیمتی در بازارها این است که $e_t \sim I(0)$ باشد. در این صورت شرط سوم یا شرط کافی برای LOP، همان آزمون فرضیه $\beta = 1$ است. برای بررسی توأم شرط دوم و سوم، می‌توان بجای رگرسیون (۲) و تعیین درجه پایایی e_t و سپس آزمون فرضیه $\beta = 1$ ، از رگرسیون مقید زیر استفاده کرد:

$$\varepsilon_t = P_{1t} - P_{2t}(-\alpha_n) \quad (3)$$

وقتی که P_1 و $P_2 \sim I(d)$ باشند، آزمون و تایید فرضیه $e_t \sim I(0)$ برای ارزیابی LOP کافی است. در اینجا مسئله بصورت آزمون ریشه واحد برای یک متغیر تبدیل می‌شود^{۱۳} رد فرضیه عدم وجود همجمعی (پذیرش وجود همجمعی یا در بحث بازارها همپیوستگی) نشانگر تایید LOP می‌باشد. همجمعی را میتوان همچنین از روش حداکثر درستمایی

12. Engle R. F. & C. W. J. Granger (1987)

13. Engle R. & B. S. Yoo (1987)

جانسون^{۱۴} (۱۹۹۲)، یا استفاده از مدل‌های تصحیح خطا^{۱۵} انجام داد. مزیت اصلی در روش جانسون این است که محدودیت آماره های ADF را که دارای تورش همزمانی برای بیش از یک متغیر درونزا می باشد، برطرف می کند. علاوه بر این، روش انگل - گرنجر تنها برای بررسی همجمعی دو متغیره کاربرد دارد، حال آنکه روش حداکثر درستنمایی جانسون را میتوان به چندین متغیر نیز تعمیم داد^{۱۶}.

۲-۳. مرور ادبیات قانون یک قیمتی از دیدگاه تجربی

با توجه به نقش انتظارات قیمتی در فعالیت سوداگران و یکسان سازی قیمت در بازارهای فاصله‌ای، گودوین، جرنس و هولگرانت^{۱۷} (۱۹۹۵) طی مطالعه ای به بررسی نقش انتظارات عقلایی در قانون یک قیمتی پرداختند. برای این منظور آنها از دو روش مجزا برای بررسی موضوع استفاده کردند. روش اول متکی بر برآورد الگوی اقتصادسنجی بصورت پارامتریکی و روش دوم ناپارامتریکی بود. نتایج هر دو حالت نشان داد که نظریه انتظارات عقلایی در LOP معتبر است.

بافس^{۱۸} (۱۹۹۱) در مقاله ای با عنوان "برخی شواهد اضافی بر قانون یک قیمتی"، به بررسی این موضوع برای هفت کالا در میان چهار کشور پرداخت. سری قیمت‌ها پس از یک بار تفاضل گیری، همگی پایا شدند. وی آزمون همجمعی بین جفت کشورها و هر کالا را انجام داد. تعیین پایایی در این مطالعه با استفاده از سه معیار دیکی-فولر (DF) و دیکی-فولر تعمیم یافته (ADF) و دورین-واتسون (DW) انجام گرفت. از میان ۱۶ جفت بازار، تنها در سه جفت از بازارها فرضیه مربوط به همجمعی رد شد.

زانایاس^{۱۹} (۱۹۹۳) در بررسی پیوستگی در بازار محصولات کشاورزی جامعه اروپا، مطالعه خود را بر پایه تحلیل همجمعی قرارداد که در آن قانون یک قیمتی در بین شش کشور انگلیس، بلژیک، دانمارک، فرانسه، آلمان و ایتالیا برای چهار محصول گندم، شیر،

14. Johanson S. (1992)

15. Error Correction Model (ECM)

16. Engle R. F. and C. W. J. Granger (1987)

17. Goodwin B. K., Grennes T. J. & M. K. Wohlgerant (1995)

18. Baffes J. (1991)

19. Xanias G. P. (1993)

گوشت و سیب زمینی مورد توجه قرار گرفت. برای هر جفت کشور آزمون به دو صورت غیر مقید و مقید ($\beta=1$) انجام گرفت. از میان چهار محصول انتخاب شده، بازار شیر از کمترین پیوستگی برخوردار بود. در مقابل بازار گندم بیشترین پیوستگی را نشان داد. زانیاس با احتمال مهمترین علت، کارایی کم بازار شیر را به موانع غیر تعریفه ای وضع شده برای شیر و فرآورده های آن در جامعه مشترک اروپا ربط داد.

بالچ^{۲۰} (۱۹۹۷) در مروری بر پیوستگی بازار، عملکرد الگوهای رایج برای سنجش پیوستگی بازارها را مورد بررسی قرار داد. این الگوها شامل مدل راوالیون، همجمعی و علیت گرنجر بوده است. نتایج حاصل از این بررسی نشان داد که سازگاری کامل در یافته های حاصل از روش های رقیب وجود ندارد. وی نشان داد که هیچ یک از الگوها بطور مطلق بر الگوهای رقیب مزیت ندارد.

موهانتی، پیترسون و اسمیت^{۲۱} (۱۹۹۸) به بررسی قانون یک قیمتی، در بازار بین المللی کالا پرداختند. در این مطالعه محصولات گندم، شکر، پشم، چای و روی در کشورهای کانادا، استرالیا، آمریکا، کانادا، نیوزلند و انگلستان مورد توجه واقع شدند. در این تحقیق از دو روش همجمعی معمولی و همجمعی جزئی استفاده شد. آنها نشان دادند روش اخیر از کارایی بیشتری برخوردار است. در تحقیق این افراد که با عنوان همجمعی جزئی و حذف خطای قانون یک قیمتی در بازار بین المللی کالا منتشر گردید، به مقایسه بین نتایج این دو روش تمرکز یافت. از میان نه جفت سری قیمت مورد مطالعه، استفاده از روش همجمعی معمولی فرضیه قانون یک قیمتی را تنها در سه حالت تایید کرد. در حالی که استفاده از روش همجمعی جزئی ارتباط بلند مدت را در هشت جفت از نه جفت معتبر دانست.

علاوه بر ارتباط بین بازارها، شناسایی بازار حاکم نیز اهمیت یافته است. منظور از بازار حاکم بازاری است که تغییرات قیمت را به بازارهای دیگر سوق می دهد. کوپپر^{۲۲} (۱۹۹۹) با این هدف به بررسی شش بازار منطقه ای ذرت پرداخت. وی برای این تحقیق روش

20. Baulch B. (1997)

21. Mohanty S., E. Peterson & D. B. smith (1998)

22. Kuiper W. E. (1999)

همجمعی جانسون (که در آن از روش برآورد حداکثر درست‌نمایی با اطلاعات کامل^{۲۳} استفاده می‌شود) را به کاربرد. نتایج بررسی وی وجود ارتباط بلندمدت در میان بازارهای منطقه را تایید کرده و دو بازار را بعنوان بازار حاکم یا هادی قیمت معرفی نمود. نکته جالب توجه در نتایج بدست آمده اینکه، بازارهای روستایی هادی قیمت بوده اند؛ به بیان دیگر قیمت گذاری از طرف تولیدکنندگان بوده است.

در اغلب مطالعات، بررسی قانون یک قیمتی تنها در کشورهای توسعه یافته صورت پذیرفت. حال آنکه کمتر ارتباط بلندمدت قیمت در بین کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه مورد توجه قرار گرفته است. یانگ، بسلر و لیتام^{۲۴} (۲۰۰۰) به مطالعه ارتباط بلندمدت بین کشورهای شمال و جنوب پرداختند. در این مطالعه، آنان دو فرضیه رقیب زیر را ارزیابی کردند:

الف) بین بازارهای شمال از یکطرف و جنوب از طرف دیگر پیوستگی وجود دارد.
 ب) درون هر یک از بلوک های شمال و جنوب بطور مستقل پیوستگی وجود دارد.
 تایید فرضیه دوم به معنی سیاستگذاری اقتصادی مستقل در هر یک از دو قطب می‌باشد. اعتبار فرضیه دوم همچنین موجب می‌شود در الگوسازی بازار جهانی حداقل دو مدل مجزا [همانند مانک و تیلور (۱۹۸۵)] در نظر گرفته شود. در پژوهش مذکور از سری های قیمت روزانه آرد و سویا در چهار کشور آمریکا، انگلیس، آرژانتین و برزیل طی دوره زمانی ۱۹۹۱ الی ۱۹۹۸ استفاده گردید. نتایج این مطالعه فرضیه دوم را رد کرد و نشان داد پیوستگی کاملی بین بازار سویا در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه وجود دارد.

۴. جمع‌آوری، سازماندهی و تعریف اطلاعات

برای ارزیابی قانون یک قیمتی در بازارهای محصولات زراعی ایران از اطلاعات سری زمانی قیمت در بازارهای فاصله ای بصورت ماهانه در دوره ۱۳۶۱/۰۱ تا ۱۳۷۸/۱۲ استفاده شده است. برای این منظور با توجه به امکان دسترسی به اطلاعات تاریخی، اهمیت تولید، ارزش و تجارت، پنج محصول زراعی (برنج، پیاز، عدس، سیب زمینی و زعفران) مورد

23. Full Information Maximum Likelihood (FIML)

24. Yang J., D. A. Bessler & D. J. Leatham (2000)

توجه واقع شده است. از میان مراکز عمده تولید و مصرف این محصولات، ۹ مرکز اصفهان، اهواز، ارومیه، تبریز، تهران، شیراز، رشت، کرمان و مشهد، بعنوان بازارهای فاصله‌ای در نظر گرفته شده اند. بدین ترتیب در مجموع برای انجام این تحقیق از ده هزار داده استفاده شد. شاخص خرده فروشی کالاها و خدمات مصرفی از منابع اطلاعاتی موجود در بانک مرکزی استخراج، سازماندهی و در بسته نرم افزاری EViews ثبت شده است.

۴-۱. اهمیت مطلق و نسبی محصولات در تولید و صادرات

اهمیت مطلق و نسبی محصولات مورد توجه در این تحقیق را می‌توان در جدول (۱) مشاهده نمود.

جدول ۱- اهمیت محصولات منتخب در تولید، تجارت و ارزش ۱۳۷۸

محصول	میزان تولید (تن)	سهم از تولید بخش (درصد)	مقدار صادرات (تن)	ارزش صادرات (میلیون ریال)	سهم از صادرات مقدار (درصد)	ارزش بخش (درصد)
شلتوک	۲۳۴۸۲۴۱	۳/۹	-	-	-	-
پیاز	۱۶۷۶۸۹۶	۲/۸	۵۳۱۵۴	۶۷۷۶	۵/۵	۰/۶
زعفران	۱۸۲	۰/۰۰۰۳	۸۷	۶۱۹۰۵	۰/۰۰۹	۵/۲
سیب زمینی	۳۴۳۳۱۰۹	۵/۷	۲۴۷۹۳	۴۴۸۵	۲/۵	۰/۴
عدس	۶۲۶۹۱	۰/۱	-	-	-	-

- مقدار آن ناچیز بوده و در مقایسه با تولید قابل چشم پوشی است.

مأخذ: وزارت کشاورزی: بانک اطلاعات کشاورزی ۱۳۷۸

۴-۲. روند تغییرات قیمت محصولات به تفکیک در بازارهای مختلف

جدول (۲) روند تغییرات قیمت این محصولات در طی ۱۸ سال گذشته (۱۳۶۱-۱۳۷۸) را با استفاده از شاخص قیمت ماهانه خرده فروشی نشان می‌دهد. طبق یافته های جدول مزبور، بیشترین نوسانات قیمت در بین کالاهای منتخب طی دوره بررسی مربوط به زعفران و کمترین آن مربوط به برنج می‌باشد. رشد متوسط قیمت کالاهای منتخب در ستون سوم جدول (۲) ارایه شده است. بیشترین رشد قیمت مربوط به برنج و کمترین آن مربوط به پیاز بوده است. متوسط رشد قیمت ماهانه کل محصولات کشاورزی ۱/۶ درصد بوده

است. متوسط رشد قیمت سالانه کل محصولات کشاورزی ۲۱/۴ درصد و دامنه آن برای محصولات منتخب بین ۱۸/۳ تا ۲۴ درصد متغیر بوده است.

جدول ۲- روند تغییرات شاخص قیمت کالاها در شهرهای منتخب ۱۳۶۱/۰۱-۱۳۷۸/۱۲

کالا	ضریب تغییرات (درصد)	رشد متوسط ماهانه (درصد)	رشد متوسط سالانه (درصد)
برنج	۱۱۴	۱/۸	۲۴
پیاز	۱۲۷	۰/۸	۱۸/۳
زعفران	۲۰۴	۱/۷	۲۳/۲
سیب زمینی	۱۱۵	۱/۵	۲۳/۳
عدس	۱۲۳/۸	۱/۷	۲۳/۵
کل محصولات	۱۰۲	۱/۶	۲۱/۴

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، دایره شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی

چون این تحقیق بر روی بازار محصولات منتخب در هر یک از شهرها بطور مجزا و کلی انجام گرفت، میزان تولید هر یک از کالاها در استان‌هایی که مراکز آنها مورد بررسی قرار گرفته است، اطلاعات مفیدی را ارائه خواهد داد. جدول (۳) تولید و سهم هر یک از کالاها را به تفکیک استان‌ها نشان می‌دهد. مطابق این جدول وضعیت هر محصول در مراکز انتخاب شده به شرح زیر است:

الف - برنج: در ۹ مرکز انتخاب شده مجموعاً ۴۸/۷ درصد از محصول برنج کشور تولید می‌شود. از نظر اهمیت تولید این محصول در سبد تولیدات کشاورزی هر استان، گیلان بالاترین و آذربایجان غربی و تهران پایین‌ترین رتبه را دارند.

جدول ۳- اهمیت نسبی تولید محصولات انتخاب شده در بازارهای مختلف (۱۳۷۸)

میزان تولید (تن) و سهم (درصد)

استان	محصول	عدس	پیاز	سیب زمینی	برنج	زعفران
-------	-------	-----	------	-----------	------	--------

۱	۸۹۹۹۲	۵۵۹۵۰۰	۲۹۱۱۱۸	۱۲۲۵	میزان تولید	اصفهان
۰/۵	۳/۸	۱۶/۳	۱۷/۴	۱/۹	سهام از تولید کل	(اصفهان)
۰	۲/۲	۱۳/۷	۷/۱	۰/۰۳	سهام از تولید استان	
۰	۳۱۹	۶۰۲۵۱	۳۴۴۴۱	۶۹۴	میزان تولید	ارومیه
۰	۰/۰۱	۱/۷	۲	۱/۱	سهام از تولید کل	(آ. غربی)
۰	۰/۰۱	۲/۴	۱/۴	۰/۰۳	سهام از تولید استان	
۰	۱۴۷۳۰۶	۶۹۲۶۶۳	۱۰۵۸۳۹	۸۶	میزان تولید	اهواز
۰	۶/۳	۲	۶/۳	۰/۱	سهام از تولید کل	خوزستان
۰	۲/۳	۱/۱	۱/۷	۰/۰۰۱	سهام از تولید استان	
۰	۱۹۵۶۷	۲۸۴۱۲۳	۴۵۰۹۶۳	۸۹۵۰	میزان تولید	تبریز
۰	۰/۸	۸/۳	۲۶/۹	۱۴/۳	سهام از تولید کل	(آ. شرقی)
۰	۰/۷	۹/۹	۱۵/۸	۰/۳	سهام از تولید استان	
۰	۰	۸۳۷۱۳	۲۴۳۹۴	۷۰	میزان تولید	تهران
۰	۰	۲/۴	۱/۴	۰/۱	سهام از تولید کل	(تهران)
۰	۰	۳/۲	۰/۹	۰/۰۰۳	سهام از تولید استان	
۰	۶۳۸۳۵	۶۲۸۷	۹۶۱۵	۳۱۵	میزان تولید	رشت
۰	۲۶/۷	۰/۲	۰/۶	۰/۵	سهام از تولید کل	(گیلان)
۰	۴۰/۷	۰/۴	۰/۶	۰/۰۲	سهام از تولید استان	
۱	۲۵۳۹۷۰	۱۸۸۶۷۹	۱۶۸۶۶۶	۶۴۶۳	میزان تولید	شیراز
۰/۵	۱۰/۸	۵/۵	۱۰/۱	۱۰/۳	سهام از تولید کل	(فارس)
۰	۳/۹	۲/۹	۲/۶	۰/۱	سهام از تولید استان	
۱۰	۰	۱۱۶۴۳۳	۱۵۴۱۸	۱۹۳۳	میزان تولید	کرمان
۵/۵	۰	۳/۴	۰/۹	۳/۱	سهام از تولید کل	(کرمان)
۰	۰	۸/۶	۱/۱	۰/۱	سهام از تولید استان	
۱۶۹	۷۴۳۲	۱۸۷۶۴۹	۱۳۷۲۰۹	۶۷۷۹	میزان تولید	مشهد
۹۲/۹	۰/۳	۵/۵	۸/۲	۱۰/۸	سهام از تولید کل	(خراسان)
۰/۰۰۲	۰/۱	۲/۶	۱/۹	۰/۰۹	سهام از تولید استان	
۱۸۲	۲۳۴۸۲۴۱	۳۴۳۳۱۰۹	۱۶۷۶۸۹۶	۶۲۶۹۱	میزان تولید	کل کشور
۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	سهام از تولید کل	
۰	۳/۹	۵/۷	۲/۸	۰/۱	سهام از تولید کشور	

مأخذ: وزارت کشاورزی: بانک اطلاعات کشاورزی

ب - پیاز: مراکز انتخاب شده در این تحقیق مجموعاً ۷۳/۸ درصد از کل محصول پیاز کشور را تولید می‌کنند. از نظر اهمیت تولید در سبد تولیدات کشاورزی هر استان، آذربایجان شرقی بالاترین و گیلان پایین ترین رتبه را دارا هستند.

ج - زعفران: با ارزش ترین محصول کشاورزی محسوب می‌شود. ایران بزرگترین تولید کننده زعفران در جهان به شمار می‌رود. با این وجود شرایط خاص تولید و پرورش

زعفران موجب شد تا توسعه باغات زعفران محدود به چند استان باشد. از ۹ مرکز انتخاب شده در این تحقیق تنها دو استان خراسان و کرمان اهمیت دارند.

۵ - سیب زمینی: این محصول زراعی در اغلب استان‌های کشور تولید و عرضه می‌شود. مهمترین استان‌های تولید کننده سیب زمینی اردبیل، اصفهان و همدان هستند. از نظر اهمیت تولید، اصفهان بالاترین و گیلان پایین ترین رتبه را داراست.

۵-۲ - عدس: مهمترین مراکز تولیدی آن در اردبیل قرار دارد که جزو استان‌های منتخب نیست. فارس، آ. شرقی و خراسان دیگر مراکز تولید هستند. از نظر اهمیت عدس در سبد تولیدی، آ. شرقی بالاترین و خوزستان پایین ترین رتبه را دارد.

۳-۴. بررسی ماهیت پایایی قیمت‌ها

در این تحقیق از اطلاعات سری زمانی ماهیانه استفاده می‌شود. جدول‌های (۴) و (۵) به ترتیب وضعیت پایایی متغیرهای مورد مطالعه را در سطح و تفاضل نشان می‌دهد.

جدول ۴ - آزمون دیکی- فولر برای مقادیر اولیه سری‌های قیمت ۱۳۶۱/۰۱ - ۱۳۷۸/۱۲

محصول	برنج	پیاز	زعفران	سیب زمینی	عدس
اصفهان	** -۱/۳۷	-۶/۸	** -۱/۹	** -۲/۳۴	** ۰/۰۵
ارومیه	** -۱/۰۶	-۵/۲۸	** ۱/۰۱	** -۲/۸۷	** ۱/۵
اهواز	** -۰/۷۸	-۴/۹۹	-	** -۳/۱۴	** ۰/۲
تبریز	** -۰/۴۳	-۴/۸۸	-	** -۳	** -۰/۰۱
تهران	** -۱/۱۳	-۵/۳۴	** ۰/۱	** -۲/۵۲	** -۰/۰۱
رشت	** -۱/۱	-۶/۳۹	-	* -۳/۸۷	** ۰/۶۱

ادامه جدول ۴ -

شیراز	** -۱/۲۹	-۵/۸۱	** -۱/۸۷	** -۲/۲۳	** ۰/۴۴
کرمان	** -۲/۰	-۶/۰۸	** -۱/۷۷	** -۲/۲۲	** ۱/۱۱
مشهد	** -۰/۳۹	-۵/۷۹	-	** -۲/۵۷	** -۱/۱۴
کل کشور	** -۱/۲۲	-۵/۷۴	** ۲/۰۱	* -۳/۷۳	** ۰/۶۴

* فرضیه پایایی در سطح ۵٪: مقدار بحرانی ۳/۴۳۱۹ - ** فرضیه پایایی در سطح ۱٪: مقدار بحرانی ۴/۰۰۳۹.

منبع: نتایج حاصل از آزمون دیکی - فولر با استفاده از بسته نرم افزاری EViews.

جدول ۵ - آزمون دیکی - فولر بر تفاضل اولیه سری قیمت ها ۱۳۶۱/۰۱-۱۳۷۸/۱۲

شهر کالا	برنج	پیاز	زعفران	سیب زمینی	عدس
اصفهان	-۷/۷	-۸/۶۱	-۱۰	-۹/۰۵	-۱۲/۱۳
ارومیه	-۷/۷۴	-۸/۳۷	-۸/۳۵	-۱۰/۱	-۱۱/۱۸
اهواز	-۶/۷۶	-۱۲/۲۴	-	-۱۰/۶۳	-۹/۹
تبریز	-۷/۶۷	-۸/۹۹	-	-۹/۶۶	-۲۴/۲۴
تهران	-۷/۶۱	-۸/۳۱	-۹/۰۷	-۹/۵۹	-۷/۴۳
رشت	-۹/۵۳	-۹/۴۱	-	-۱۰/۶۵	-۱۰/۱۷
شیراز	-۷/۷۸	-۸/۰۳	-۱۰/۴۳	-۸/۸۶	-۱۲/۵
کرمان	-۸/۴۶	-۸/۷۲	-۱۶/۱۲	-۹/۱۷	-۱۱/۶۴
مشهد	-۸/۴۹	-۸/۵۳	-	-۹/۳۳	-۱۴/۹
کل کشور	-۶/۸۱	-۸/۵	-۱۷/۶۲	-۸/۴	-۸/۸۶

مأخذ: نتایج حاصل از آزمون دیکی - فولر با استفاده از بسته نرم افزاری EViews.

برای آزمون پایایی از آماره دیکی - فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. طبق جدول (۴)، به استثنای سری زمانی قیمت پیاز، سریهای زمانی قیمت سایر محصولات در کلیه بازارهای منتخب ناپایاب بوده اند. به هر حال بایک تفاضل گیری کلیه سری قیمت ها پایا شدند.

۵. ارزیابی قانون یک قیمتی با پیوستگی بازارها

با استفاده از الگوی راولیون و داده های تغییرات قیمتی پایا (تفاضل قیمت ها)، قانون یک قیمتی یا پیوستگی بازارها برای هر یک از محصولات کشاورزی به تفکیک ارزیابی شده است. برای این منظور، الگوی راولیون برای هر یک از محصولات در بین دو بازار به صورت جابجایی با استفاده از روش حداقل مربعات برآورد شده است. بنابراین، الگوی مذکور برای ارزیابی پیوستگی قیمت هر محصول در میان ۹ مرکز، ۱۲ بار برای پنج محصول جمعاً ۳۰ بار برآورد شده است. علاوه بر این برای ارزیابی پیوستگی کل بازار

محصولات کشاورزی در ایران نیز ۷۲ بار الگوی راولیون برآورد و فرضیات آزمون شدند. پس از برآورد پارامترهای الگو، نتایج حاصل از آزمون قیده‌های متناظر با فرضیه‌های تحقیق برای هر محصول، در جدولهای جداگانه ارائه شده است. برای آزمون قیده‌ها از آزمون والد (WaldTest) موجود در بسته نرم افزاری EViews استفاده شده است و مقادیرهای آماره F در جدولهای (۶) تا (۱۱) نشان داده شده است.

۵-۱. بازار برنج

جدول (۶) یافته‌های مربوط به بازارهای منتخب برنج است. طبق نتایج آزمون، پیوستگی قوی کوتاه مدت در هیچ کدام از ارتباط‌های بین بازارها مشاهده نشده است. قسمت دوم جدول نشان می‌دهد که از کل ۷۲ رابطه ممکن تنها هفت رابطه با سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته شده است. به بیان دیگر کارایی پیوستگی ضعیف کوتاه مدت در این بازار ۹/۷ درصد بوده است. پیوستگی‌های تایید شده شامل اهواز ← مشهد، اهواز ← شیراز، اهواز ← تهران، کرمان ← اصفهان، کرمان ← رشت، مشهد ← اصفهان و شیراز ← اصفهان می‌باشند. در نتیجه، در دوره کوتاه مدت اصفهان مهمترین بازار قیمت پذیر و اهواز مهمترین بازار قیمت گذار برنج در بین بازارهای منتخب بوده است. چنانچه سطح معنا ۱٪ در نظر گرفته شود، فرضیه دوم را در چهار مورد دیگر نمی‌توان رد کرد. این چهار رابطه شامل اهواز ← ارومیه، اهواز ← رشت، کرمان ← مشهد و کرمان ← ارومیه می‌باشند.

در قسمت سوم جدول شماره (۶)، فرضیه پیوستگی بلند مدت در بازار برنج ارزیابی شده است. مطابق جدول مزبور از ۷۲ رابطه موجود، ۳۰ مورد را در سطح اطمینان ۹۵ درصد و ۳۹ مورد را در سطح اطمینان ۹۹ درصد نمیتوان رد کرد. بنابراین، (با احتساب ۵ درصد خطای مجاز) کارایی بلند مدت بازار برنج ۴۱/۷ درصد محاسبه می‌گردد. بجز پیوستگی بین بازار تهران با اصفهان، سایر پیوستگی‌ها یک طرفه است. اهواز و مشهد مهمترین بازارهای قیمت گذار محسوب می‌شوند. هیچ بازاری مستقل نبوده ولی بطور نسبی ارومیه و رشت از پیوستگی کمتری برخوردار بوده‌اند.

گرچه بزرگترین تولید کننده برنج در کشور استان مازندران است، ولی بدلیل نبود آمار لازم، متأسفانه بررسی وضعیت بازار این استان پراهمیت مقدور نشده است. در بین

مراکز منتخب، رشت با ۲۶/۷ درصد، شیراز با ۱۰/۸ درصد اهواز با ۶/۳ درصد و اصفهان با ۳/۸ درصد و مجموعاً ۴۷/۶ درصد از تولید برنج در ایران به عنوان مراکز تولید و عرضه این محصول، و سایر مراکز به عنوان بازار مصرف محسوب می‌شوند. با توجه آماره‌های مندرج در جدول (۶)، پیوستگی در بین مراکز تولید ۴۱/۶ درصد (پنج رابطه از ۱۲ رابطه ممکن پیوسته هستند)، در بین بازارهای مصرفی ۴۰ درصد (هشت رابطه از ۲۰ رابطه ممکن پیوستگی بلند مدت دارند)، و بین مراکز تولید و مراکز مصرف ۴۲/۵ درصد (۱۷ مورد از ۴۰ رابطه ممکن) وجود دارد. می‌توان نتیجه گرفت، به طور نسبی قیمت گذاری از مراکز تولید به مراکز مصرف بوده است، به نحوی که از ۱۷ رابطه پیوستگی در ۱۰ مورد آن جهت قیمت گذاری از مراکز تولید به مراکز مصرف و در هفت مورد جهت عکس تایید شده است. بطور کلی بررسی پیوستگی بازار برنج در مراکز منتخب نشان می‌دهد:

- ۱- ۵. الف - ارتباط کوتاه مدت به صورت قوی مشاهده نشده و به صورت ضعیف نیز تنها در ۹/۷ درصد تایید میشود.
- ۱- ۵. ب - کارایی پیوستگی بازار برنج در بلند مدت ۴۱/۷ درصد برآورد شده است که اغلب آنها یک طرفه هستند.
- ۱- ۵. ج - به طور نسبی بازار تهران از بیشترین پیوستگی برخوردار بوده است. مهمترین بازار حاکم (قیمت گذار) اهواز و مهمترین قیمت پذیر تهران و اصفهان بوده اند. همچنین بطور نسبی قیمت برنج در بازار تولید تعیین می‌شود.

جدول ۶- آماره F حاصل از آزمون قیدها برای ارزیابی پیوستگی بازار محصول برنج

فرضیه H ₀	اهواز	تهران	تبریز	شیراز	رشت	ارومیه	مشهد	کرمان	اصفهان
$b_0=1$ $a_j = b_k = 0$ $j=1 \dots n$ $k=1 \dots m$ پیوستگی قوی کوتاه مدت	۱۰۲/۸	۱۵۳/۳	۱۰۲	۱۲۵/۵	۱۸۴/۱	۲۱۳/۳	۸۲/۹	۷۶/۸	-
	۱۰۷/۹	۱۷۹/۱	۲۲۵/۲	۳۷۶/۵	۶۳۸/۳	۲۹۴/۵	۲۴۰/۶	-	۵۴۴/۷
	۴۸	۷۱	۱۰۰/۴	۲۱۶/۸	۳۰۰/۹	۱۶۴/۵	-	۵۶/۵	۲۹۵/۶
	۱۰۳/۱	۱۶۰/۳	۱۷۶/۳	۲۶۸/۶	۵۵۳	-	۱۸۰	۱۶۰/۲	۴۷۰
	۴۵/۴	۶۵/۶	۴۳/۶	۷۸/۵	-	۱۱۶	۵۱	۶۰	۹۶/۱
	۱۵۲/۱	۱۹۱/۶	۲۳۴/۳	-	۵۳۹/۲	۳۲۰/۹	۲۸۶/۱	۳۰۸/۶	۴۶۱/۹
	۱۱۸/۲	۱۲۴/۸	-	۳۲۸	۴۸۶/۱	۲۸۴/۳	۲۵۳	۱۷۹/۳	۵۱۴/۳
	۸۶/۵	-	۱۹۶	۳۳۶/۴	۶۹۱/۲	۲۷۵/۶	۲۲۸	۲۰۳/۴	۷۱۱/۸
$b_0=1$ $\sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=1}^m b_k = 0$ پیوستگی ضعیف کوتاه مدت	-	۳۴/۳	*۸/۷	**۳/۷	۹۲/۷	۱۱/۶	**۵/۸	**۰/۸	-
	۲۲/۵	۲۲/۶	۹۱	۸۳/۹	۳۴۳/۸	۱۱۲/۴	۱۷۴/۶	-	۲۴۲/۷
	**۳/۴	۸/۸	۲۴/۲	۲۵/۶	۱۴۲/۹	۳۱/۴	-	*۷/۸	۸۷
	*۷/۹	۱۰/۳	۳۴/۱	۴۸/۱	۲۳۳/۱	-	۵۷/۴	*۷/۸	۱۰۹/۴
	*۷/۸	۱۰/۶	۱۶/۶	۱۲/۸	-	۱۴/۲	۱۶/۹	**۱/۹	۳۵/۶
	**۰/۷	۱۰/۸	۳۸/۶	-	۲۷۸	۶۶/۵	۹۲	۴۲/۷	۱۴۷/۶
	۱۱/۸	۲۰/۵	-	۶۰/۱	۲۶۶/۷	۸۸/۳	۱۳۸/۹	۳۸/۹	۱۸۵/۱
	**۴/۹	-	۶۳/۲	۷۹/۷	۳۷۷/۷	۸۲/۴	۱۳۲/۷	۴۳/۲	۳۱۰/۶
$\sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=0}^m b_k = 1$ پیوستگی بلند مدت	-	۶۵	۱۴۲/۴	۱۷۵/۳	۵۸۲/۴	۲۴۳/۹	۲۳۶/۷	۵۹/۹	۵۰۹/۸
	**۰/۴	**۳/۲	۶/۶	**۳/۵	**۰/۲	*۴/۸	**۲	**۰/۳	-
	**۰/۹	۷/۵	۱۹/۴	۹	۱۰/۶	*۴/۹	**۰/۹	-	۱۹/۴
	**۰/۹	۸/۸	۱۸/۸	۸/۶	۱۱/۶	۱۱	-	*۵/۳	۲۲/۳
	**۰/۹	**۲	۱۰	**۳/۵	۹/۲	-	**۱/۳	*۵	۸/۴
	**۱/۵	۸/۶	۱۳	۹/۹	-	۷/۸	**۲	**۱/۵	۲۲/۱
	**۰/۷	*۴/۳	۸/۱	-	۶/۷	۹/۴	**۲/۶	**۳/۱	۷/۴
	**۰/۹	**۱/۱	-	**۲/۷	*۴/۸	*۴/۱	**۰/۱	**۰/۴	*۶/۳
**۰/۱	-	۹/۷	**۳/۲	**۳	۸/۳	**۰/۲	**۰/۷	**۱/۸	
-	۱۰/۲	۱۸	۶/۴	۹/۸	۱۳/۶	۶/۶	۸/۱	۷/۹	

*سطح معنای ادرصد **سطح معنای ۵ درصد

منبع: نتایج حاصل از برآورد الگوی راولیون و اجرای آزمون والد برای قیدها

۲-۵. بازار پیاز :

جدول شماره (۷) وضعیت پیوستگی بازار پیاز را در مراکز منتخب نشان می‌دهند. همانگونه که مشاهده می‌شود، پیوستگی قوی کوتاه‌مدت در بین هیچ جفت بازاری دیده نمی‌شود. فرضیه مذکور حتی در سطح ۱ درصد نیز در تمام موارد، رد شده است. با این وجود، فرضیه پیوستگی ضعیف کوتاه مدت را در بعضی از موارد نمی‌توان رد کرد. چنانچه سطح اطمینان ۹۵ درصد در نظر گرفته شود، در ۹ مورد رابطه ضعیف کوتاه‌مدت معنی دار می‌باشد. این پیوستگی‌ها شامل رشت ← اصفهان، ارومیه ← اصفهان، کرمان ← اصفهان، ارومیه ← کرمان، ارومیه ← مشهد، کرمان ← مشهد، اصفهان ← شیراز، ارومیه ← اهواز، و کرمان ← اهواز بوده است.

Archive of SID

جدول ۷- آماره F حاصل از آزمون قیدها برای ارزیابی پیوستگی بازار محصول پیاز

فرضیه H_0	اهواز	تهران	تبریز	شیراز	رشت	ارومیه	مشهد	کرمان	اصفهان
$b_0=1$ $a_j = b_k = 0$ $j = 1 \dots n$ $k = 1 \dots m$ پیوستگی قوی کوتاه مدت	۵۴۹	۱۷۲/۲	۱۹۱/۸	۳۶۷/۶	۱۳۵/۹	۲۱۶/۱	۴۶۸/۱	۳۴۸/۳	-
	۹۱۸/۴	۳۳۹/۱	۴۸۰/۱	۹۴۶/۸	۲۰۹/۱	۳۰۶/۶	۸۷۲	-	۶۸۴/۲
	۶۸۶/۴	۱۷۶/۱	۴۰۳/۷	۷۶۳/۹	۲۰۶/۶	۳۲۱/۹	-	۵۷۴	۶۳۷/۱
	۵۷۴	۲۳۴/۷	۳۹۲/۱	۱۰۴۸	۲۹۳/۶	-	۸۶۵/۶	۶۱۸/۸	۸۷۱
	۳۷۶	۱۷۵/۱	۳۲۹/۸	۱۰۴۶	-	۳۴۱/۴	۶۸۱/۶	۶۹۰/۵	۹۸۹/۹
	۶۶۵/۸	۲۳۸	۲۵۴/۱	-	۱۴۲/۶	۲۲۹/۳	۶۵۱/۲	۴۲۵	۲۹۲/۸
	۴۵۸/۶	۱۴۷/۸	-	۷۴۴	۱۹۱/۷	۱۷۸/۵	۴۸۱/۳	۳۶۷/۷	۶۲۴/۳
	۱۵۵۶	-	۱۴۴۹	۲۶۱۷	۶۴۵/۷	۹۶۰/۶	۱۹۲۰	۱۷۶۶	۲۳۱۹
	-	۲۳۶/۵	۵۴۷/۶	۹۲۰/۸	۲۳۰/۱	۲۹۸/۱	۸۰۰	۷۰۱/۴	۷۰۸/۹
$b_0=1$ $\sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=1}^m b_k = 0$ پیوستگی ضعیف کوتاه مدت	۳۶	۷۵/۸	۳۱/۴	۲۶/۴	**۴/۸	**۲/۸	۱۷/۷	**۳/۵	-
	۴۷/۶	۴۶/۴	۵۱/۶	۱۰۹	*۷/۴	**۰/۸	۴۸	-	۶۱
	۱۶/۳	۳۳/۶	۱۳	۲۸	۱۱/۹	**۰/۱۵	-	**۱/۰۲	۳۸/۷
	۷۲/۳	۱۴/۵	۷۴/۱	۲۰۰/۸	۳۳/۹	-	۹۵/۸	۵۶/۱	۱۲۴/۸
	۸۹/۵	۱۷/۶	۶۹/۳	۲۷۹/۳	-	۵۲/۹	۱۰۶/۵	۱۱۷/۷	۱۹۵
	۱۲/۸	۱۱۶/۳	۲۷/۴	-	۲۶	۱۶/۲	*۸/۸	۱۴/۳	**۰/۵
	۲۷/۵	۵۳	-	۱۵۷/۹	۳۴/۱	۱۴/۷	۳۰/۸	۲۰/۱	۱۵۹/۵
	۳۱۳/۴	-	۴۴۱/۶	۸۳۰/۱	۱۰۷/۶	۱۶۴/۴	۴۴۵/۹	۳۰۸	۶۵۷/۱
	-	۱۶	۲۹/۳	۴۲/۹	۵۲/۴	**۴/۱	۲۴/۷	**۴/۹	۵۰/۶
$\sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=0}^m b_k = 1$ پیوستگی بلند مدت	**۲/۲	۸/۵	۲۸/۹	**۳/۶	**۳/۱	**۲/۵	*۶/۱	**۳	-
	**۰/۳	۹	۱۵/۵	**۰/۰۰۲	*۶/۸	**۰/۵	**۱/۷	**۰/۳	-
	**۰/۲	۱۲/۳	۱۰/۷	**۰/۳	**۳/۷	**۰/۲	-	**۱	**۱
	**۰/۷	۱۰/۵	۱۳/۷	**۰/۰۰۲	**۰/۰۰۲	۱۱/۸	-	**۰/۱۳	**۰/۱۳
	۳۷/۶	۹/۴	۹/۵	*۴/۸	-	۱۷/۹	**۳/۳	۷/۷	**۲/۷
	**۰/۳	۱۴/۹	۲۷/۴	-	*۵/۸	**۰/۹	**۳/۵	**۰/۸	**۰/۵
	۱۰/۵	۱۱/۱	-	۲۰/۲	۱۴/۸	۱۴/۳	**۳/۳	۱۰/۲	۱۶/۳
	۳۰/۲	-	*۵/۸	۱۰/۴	۱۶/۳	۱۲/۲	۷/۳	۹/۴	*۵/۱
	-	۱۲/۱	*۶/۳	**۰/۰۳	۸	**۰/۷	**۰/۳	**۰/۴	**۰/۰۰۱

*سطح معنای ادرصد **سطح معنای ۵ درصد

منبع: نتایج حاصل از برآورد الگوی راولیون و اجرای آزمون والد برای قیدها

به این ترتیب، کرمان و ارومیه مهمترین بازارهای قیمت گذار پیاز در دوره کوتاه مدت به شمار می آیند. در مقابل مراکز اصفهان، اهواز و مشهد که مجموعاً تولیدکننده ۳۲ درصد از پیاز کشور هستند، مهمترین قیمت پذیر به شمار می آیند. بنابر این، می توان نتیجه گرفت که در دوره کوتاه مدت در بازار پیاز، مصرف کنندگان حاکم بازار می باشند. در سطح اطمینان ۹۹ درصد، علاوه بر روابط فوق، پیوستگی ضعیف کوتاه مدت در جفت بازارهای زیر نیز تایید میشود: رشت ← کرمان و مشهد ← شیراز. باین ترتیب و بر اساس نتایج فوق، کارایی پیوستگی بازار در سطح اطمینان ۹۵ درصد حدود ۱۲/۵ درصد و در سطح اطمینان ۹۹ درصد حدود ۱۵/۳ درصد برآورد می گردد.

طبق نتایج حاصل از آزمون های قانون یک قیمتی بلندمدت برای محصول پیاز در میان بازارهای منتخب، اغلب ارتباط های تایید شده دو طرفه هستند. به این ترتیب، در دوره بلند مدت بازار این محصول، حاکمیت و قیمت گذاری یک بازار بر روی بازار دیگر کمتر مشاهده می گردد. در میان مراکز بررسی شده، بازار پیاز مشهد، اهواز، اصفهان، کرمان، ارومیه و شیراز به ترتیب از بیشترین پیوستگی برخوردار بوده اند. برای بررسی پیوستگی بین قطب مصرف و قطب تولید این محصول، مراکز اهواز، اصفهان، مشهد، شیراز و تبریز به عنوان قطب تولید پیاز و سایر مراکز را می توان به عنوان قطب مصرف به حساب آورد. قطب تولیدی انتخاب شده مجموعاً ۶۹ درصد تولید و عرضه پیاز را در سطح کشور به عهده داشته اند. بر این اساس، کارایی پیوستگی در بازار تولید ۶۰ درصد، در بازار مصرف ۱۶/۷ درصد و بین بازارهای تولیدی و بازارهای مصرفی ۵۰ درصد برآورد می گردد.

۲-۵. الف - کارایی قانون یک قیمتی در میان بازار های منتخب پیاز برای پیوستگی قوی کوتاه مدت صفر و برای پیوستگی ضعیف کوتاه مدت ۱۲/۵ درصد و برای دوره بلند مدت ۴۷/۲ درصد برآورد میگردد.

۲-۵. ب - اغلب ارتباط های بین بازارهای منتخب پیاز، دو طرفه است. بازارهای تهران و تبریز در این بررسی دارای استقلال نسبی می باشند.

۲-۵. ج - در بلند مدت حاکمیت در بازار پیاز مشاهده نشده، ولی پیوستگی در میان بازارهای تولیدی بیشتر از پیوستگی در میان بازارهای مصرفی تشخیص داده شد. این در حالی است که در کوتاه مدت به طور نسبی بازار مصرفی را می‌توان حاکم بازار پیاز معرفی نمود.

۳-۵. بازار زعفران

باغات زعفران در ایران اغلب در استان خراسان پراکنده است، به نحوی که این استان به تنهایی تولید کننده ۹۳ درصد تولید زعفران کشور است. بنابراین، برای بررسی بازار زعفران مطالعه وضعیت پیوستگی بازار زعفران مشهد با سایر شهرها اهمیت خاصی دارد. با این وجود اطلاعات قیمتی مربوط به زعفران در طول دوره مطالعه (۱۳۶۱-۱۳۷۸) بطور کامل وجود نداشته و بررسی فوق قابل انجام نبوده است. اطلاعات قیمتی زعفران برای دوره مذکور تنها برای چهار شهر از ۹ شهر انتخاب شده اصفهان، کرمان، ارومیه و تهران موجود بوده است. بنابراین، وضعیت پیوستگی بازار زعفران تنها در این محدوده صورت پذیرفت.

جدول شماره (۸) نتایج فرضیات آزمون راوایون را نشان می‌دهند. بر اساس این جدول، پیوستگی کوتاه مدت به صورت قوی در رابطه اصفهان ← کرمان تایید شده است. چنانچه سطح اطمینان ۹۹ درصد در نظر گرفته شود، دو رابطه تهران ← کرمان و ارومیه ← کرمان نیز به آن اضافه می‌شود. به این ترتیب، در پیوستگی قوی کوتاه مدت، شهر کرمان قیمت پذیر محسوب می‌گردد. کرمان با تولید ۵/۵ درصد از زعفران کشور، یک تولید کننده در بین چهار شهر منتخب تلقی می‌شود. به بیان دیگر در کوتاه مدت مصرف کنندگان حاکم بر بازار زعفران تشخیص داده می‌شوند.

جدول ۸ - آماره F حاصل از آزمون قیدها برای ارزیابی پیوستگی بازار محصول زعفران

فرضیه H_0	اهواز	تهران	تبریز	شیراز	رشت	ارومیه	مشهد	کرمان	اصفهان
$b_0=1$ $a_j = b_k = 0$ $j=1 \dots n$ $k=1 \dots m$ پیوستگی قوی کوتاه مدت	۲۵۸/۸	*۸/۲				۲۹۳/۹		۳۲۵۷	-
									اصفهان
									کرمان
									مشهد
		۳۷۰/۸							ارومیه
						-			رشت
					-				شیراز
				-					تبریز
$b_0=1$ $\sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=1}^m b_k = 0$ پیوستگی ضعیف کوتاه مدت	-								اهواز
									تهران
									تبریز
									شیراز
									رشت
		۱۵۰/۸							ارومیه
									مشهد
									کرمان
$\sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=0}^m b_k = 1$ پیوستگی بلند مدت									اصفهان
									تهران
									تبریز
									شیراز
									رشت
									ارومیه
									مشهد
									کرمان

*سطح معنای ادرصد **سطح معنای ۵ درصد

منبع: نتایج حاصل از برآورد الگوی راولیون و اجرای آزمون والد برای قیدها

نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم (پیوستگی بلند مدت) نشان می‌دهد که بطور کلی بازار زعفران در بلندمدت از پیوستگی خوبی برخوردار است؛ از ۱۲ رابطه ممکن، فرضیه پیوستگی بلند مدت در شش حالت رد شده است (سطح معنای ۵ درصد) و در شش حالت با سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نشده است. در نتیجه، کارایی آن را می‌توان ۵۰ درصد برآورد کرد. در میان بازارهای مورد مطالعه، بازار اصفهان مهمترین قیمت گذار محسوب می‌شود. بعد از اصفهان، تهران به عنوان یک بازار حاکم برای محصول زعفران تشخیص داده می‌شود. به این ترتیب، در نمونه چهار بازار انتخاب شده، در بازار زعفران، مصرف کنندگان حاکم اند. نتایج بدست آمده از بازار زعفران نشان می‌دهد:

۳-۵. الف - کارایی بازار در کوتاه مدت ۲۵ درصد است که به صورت قوی وجود دارد. از این لحاظ بازار زعفران از جمله بازارهایی پیوسته به شمار می‌رود. از طرف دیگر در کوتاه مدت بازار تولید تحت تاثیر بازارهای مصرف قرار دارد.

۳-۵. ب - کارایی بازار در بلند مدت ۵۰ درصد است. هیچ بازاری مستقل نبوده و همه بازارها از پیوستگی یکسانی برخوردارند. ارتباط های بلند مدت تایید شده همگی یکطرفه هستند.

۳-۵. ج - مهمترین بازار زعفران حاکم، اصفهان و سپس تهران می‌باشد. با توجه به تولید صفر در این دو استان، می‌توان آنها را بازار مصرف کنندگان به حساب آورد. مهمترین بازار قیمت پذیر شهر کرمان است که تولید کننده ۵/۵ درصد تولید زعفران کشور نیز بوده است. بنابراین، می‌توان آنرا در بین چهار مرکز انتخاب شده، بازار تولیدی در نظر گرفت. پس، در بازار زعفران، مصرف کنندگان حاکم بر بازار و قیمت می‌باشند.

۴-۵. بازار سیب زمینی

جدول شماره (۹) وضعیت پیوستگی بازار محصول سیب زمینی را نشان می‌دهد. هیچ‌یک از روابط در شرایط پیوستگی قوی کوتاه مدت معنی دار نبوده است. از ۷۲ مورد آزمون فرضیه دوم پیوستگی ضعیف کوتاه مدت بین ۹ بازار منتخب، در ۱۰ حالت پیوستگی مزبور را نمی‌توان رد کرد. این روابط شامل ارومیه ← اصفهان، اهواز ← کرمان، اهواز ← رشت، شیراز ← رشت، ارومیه ← رشت، رمان ← رشت، اصفهان ← رشت،

کرمان ← شیراز ، ارومیه ← تبریز و مشهد ← تبریز هستند. بنابراین کارایی پیوستگی بازار برای دوره کوتاه مدت با سطح اطمینان ۹۵ درصد حدود ۱۳/۹ درصد برآورد می‌گردد. چنانچه سطح اطمینان را ۹۹ درصد در نظر گرفته شود، فرضیه پیوستگی ضعیف کوتاه مدت علاوه بر ۹ حالت فوق ، در پنج حالت دیگر نیز رد نمی‌شود.

نتایج آزمون‌های پیوستگی بلند مدت در قسمت سوم جدول (۱۱) نشان داده شده است. بر پایه یافته های مزبور، بازار سیب زمینی از کارایی کمی برخوردار بوده است. از میان ۷۲ ارتباط بلند مدت در بین مراکز منتخب، فرضیه مزبور در ۴۷ مورد با سطح معنای ۵ درصد رد شده است. به بیان دیگر کارایی پیوستگی برای دوره بلند مدت بازارهای منتخب سیب زمینی تنها ۳۴/۷ درصد برآورد می‌گردد. از دیگر نتایج این بررسی یک طرفه بودن تمام ارتباطات بلند مدت تایید شده است. بیشترین پیوستگی در بازارهای ارومیه ، شیراز ، اهواز و رشت مشاهده می‌شود. مهمترین قیمت گذار در بین این بازارها اهواز و مهمترین قیمت پذیر بازار سیب زمینی شهر رشت است. با توجه به میزان تولید سیب زمینی در مناطق مختلف کشور بر اساس آمار سال ۱۳۷۸ ، چهار مرکز اصفهان، مشهد ، شیراز و تبریز مجموعاً با تولید ۳۵/۶ درصد از کل تولید این محصول در کشور را می‌توان به عنوان قطب تولیدی در نظر گرفت. در مقابل سایر مراکز منتخب در مقایسه با قطب تولیدی ، بازار مصرف سیب زمینی را تشکیل می‌دهند. نتایج آزمون‌ها نشان داده است که پیوستگی بلند مدت در ۳۳/۳ درصد بازارهای تولیدی ، ۳۵ درصد بازارهای مصرف و ۳۵ درصد بین بازارهای تولیدی و مصرفی حاکم است. بطور نسبی نیز هیچ یک از دو قطب مصرفی و تولیدی قیمت گذار نیستند. مهمترین نتایج حاصل از بررسی پیوستگی در بازار سیب زمینی را می‌توان بصورت زیر خلاصه کرد:

۴-۵ الف - پیوستگی کوتاه مدت قوی در هیچ یک از روابط بین بازارهای فاصله ای منتخب وجود ندارد. اما پیوستگی کوتاه مدت به صورت ضعیف در ۱۳/۹ درصد از روابط حاکم است.

جدول ۹- آماره F حاصل از آزمون قیدها برای بررسی پیوستگی بازار محصول سیب زمینی

فرضیه H ₀	اهواز	تهران	تبریز	شیراز	رشت	ارومیه	مشهد	کرمان	اصفهان
b ₀ =۱ a _j = b _k =0 j=۱ و ... n k=۱ و ... m پیوستگی قوی کوتاه مدت	۵۹/۳	۱۱۳/۲	۱۰۶/۸	۵۹/۷	۴۷۹/۲	۵۶/۶	۴۴/۱	۵۵	-
	۱۱۸/۵	۵۹/۷	۱۱۰/۵	۱۶۲/۸	۶۷۵/۶	۶۶/۸	۷۲/۶	-	۲۱۰/۴
	۱۷۵/۸	۴۹/۷	۹۵/۵	۲۲۵/۴	۷۶۵/۲	۹۰/۸	-	۱۵۶/۸	۲۲۵/۵
	۱۱۸/۳	۲۷/۲	۷۶/۲	۲۰۸/۶	۷۱۱	-	۸۲/۱	۱۲۰/۹	۲۴۲/۷
	۱۳/۳	۴۵/۸	۲۱/۵	۱۳/۷	-	۲۰/۴	۲۱/۱	۹/۵	۲۹/۳
	۱۶۴	۶۳/۹	۱۳۳	-	۷۱۹/۱	۱۳۷/۱	۱۱۶/۱	۱۱۳	۱۱۸/۹
	۲۱/۲	۶۳/۵	-	۱۸۷/۷	۶۸۲/۷	۴۵/۴	۶۳/۶	۱۱۶/۶	۲۷۵/۱
	۴۴۱/۹	-	۴۴۱/۸	۶۶۱/۵	۱۹۲۴	۲۹۱	۳۴۹/۸	۴۸۴/۱	۸۹۸/۶
	-	۸۱/۶	۱۷۰/۹	۲۷۵/۹	۷۹۳/۴	۱۵۵/۴	۱۹۳/۱	۱۹۲/۴	۲۹۷/۸
b ₀ =۱ $\sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=1}^m b_k = 0$ پیوستگی ضعیف کوتاه مدت	*۸/۱	۹۶/۲	*۶/۹	۱۴/۶	۳۲۱/۸	*۰/۸	۱۵/۲	*۶	-
	*۴	۱۸/۲	۴۰/۶	۲۴/۹	۴۷۲/۷	۱۲/۴	*۶/۴	-	۸۵/۴
	۱۶/۶	۲۷/۶	۳۲/۴	۶۹/۷	۶۲۷/۴	۲۸/۶	-	۳۸/۹	۱۴۱
	۱۷/۲	۲۴/۷	۲۶/۸	۴۸/۱	۵۵۹	-	۱۱/۷	۴۰/۶	۱۰۷/۶
	*۵/۲	۳۹/۳	۱۲/۴	*۱/۷	-	*۵/۵	۱۳/۹	*۱/۴	*۵/۸
	۱۰	۱۱/۶	۲۱/۲	-	۴۷۷/۸	۲۳/۵	۱۰	*۳/۵	۴۳/۷
	۱۰	۴۳/۹	-	۴۸/۹	۵۴۱/۵	*۵/۵	*۳/۵	۲۵/۴	۸۶/۴
	۱۷۴/۸	-	۳۱۳/۱	۳۰۷	۱۶۰۲	۲۶۶/۱	۲۱۹/۴	۲۴۷/۲	۶۴۹/۷
	-	*۸/۱	۴۵/۳	۵۷/۳	۶۱۲/۴	۴۶/۴	۲۲	۴۶/۹	۱۴۷/۸
$\sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=0}^m b_k = 1$ پیوستگی بلند مدت	۷/۹	۴۹/۱	*۵/۹	*۰/۴	۴۶۸	*۰/۸	۱۵	*۶	-
	*۰/۰۲	۱۵/۸	*۱/۲	*۶/۲	۵۰/۲	*۱/۲	*۰/۰۳	-	۳۰/۵
	*۳/۳	۱۳/۸	۱۱/۲	۲۳/۱	۴۶/۹	۱۲/۲	-	۲۲/۹	۵۳/۹
	*۱/۸	۲۱/۹	*۶/۴	۱۲/۶	۵۰/۴	-	*۰/۴	۱۲/۵	۳۷/۱
	*۳/۲	۱۱/۲	*۳/۴	*۰/۵	-	*۱/۳	*۳/۷	*۰/۸	*۳/۳
	*۰/۰۷	۸/۹	*۲/۳	-	۴۷/۵	*۳/۲	*۰/۰۹	*۰/۴	۱۸/۹
	*۲	۲۴/۳	-	۱۳/۷	۵۲/۴	*۱/۲	*۰/۰۰۱	۱۱/۳	۲۹/۸
	۲۱/۳	-	۶۴	۶۳/۴	۶۹/۵	۵۹/۳	۴۹/۵	۶۰/۳	۹۸/۶
	-	*۱/۴	۱۱/۸	۲۶/۴	۷۳/۳	۱۴/۵	*۶/۵	۱۸	۵۹

*سطح معنای ادرصد **سطح معنای ۵ درصد

منبع: نتایج حاصل از برآورد الگوی راولیون و اجرای آزمون والد برای قیدها

۴-۵.ب - کارایی قانون یک قیمتی در دوره بلند مدت برای بازار سیب زمینی ۳۴/۷ درصد برآورد گردید. در بین بازارهای منتخب، رشت، ارومیه، اهواز و شیراز، از بیشترین پیوستگی و تهران از کمترین پیوستگی برخوردارند.

۴-۵.ج - چنانچه مراکز اصفهان، مشهد، شیراز و تبریز به عنوان قطب تولید کننده سیب زمینی در بین مراکز بررسی شده و سایر بازارها به عنوان مراکز مصرف در نظر گرفته شود، کارایی پیوستگی در بازار تولیدی ۳۳/۳ درصد، در بازار مصرف ۳۵ درصد و پیوستگی بین دو قطب ۳۵ درصد برآورد می‌گردد. به این ترتیب تفاوت قابل ملاحظه‌ای در پیوستگی بازارهای تولیدی، بازارهای مصرفی و بین بازارهای تولید و بازارهای مصرف مشاهده نمی‌گردد.

۵-۵. بازار عدس

مطابق جدول (۱۰) ارتباط قوی کوتاه مدت تنها بین رشت ← تبریز و شیراز ← تبریز بصورت یک طرفه وجود دارد. در قسمت دوم جدول (۱۰)، فرضیه ارتباط ضعیف کوتاه مدت مورد ارزیابی قرار گرفت. از بین ۷۲ جفت بازار، فرضیه پیوستگی ضعیف کوتاه مدت در ۹ مورد پذیرفته و در سایر موارد در سطح ۵ درصد رد شده است. تهران مهمترین محرک تغییرات قیمت کوتاه مدت در سایر شهرها است. تمام پیوستگی‌ها بصورت یک سویه است.

قسمت سوم جدول (۱۰) ارتباط بلندمدت بین جفت بازارها را نشان می‌دهد. براساس نتایج حاصل تنها ۲۱ رابطه در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. با تحلیل نتایج نکات مهم زیر در بازار عدس مشخص می‌گردد:

۵-۵.الف - بازارهای تهران، کرمان و تبریز بیشترین پیوستگی را با سایر بازارها داشته‌اند. در مقابل بازار مشهد از کمترین پیوستگی برخوردار بوده است. هیچیک از مراکز پیوستگی کامل با سایر بازارها نداشته یا کاملاً مستقل نبوده است.

۵-۵.ب - بازار تهران بزرگترین اثر گذار قیمت و تبریز بزرگترین اثر پذیر قیمت عدس در کشور بوده است. شهر تهران با داشتن جمعیت زیاد مصرف کنندگان، تنها ۰/۱ درصد از تولید عدس کشور را در اختیار دارد. بنابراین بازار تهران را باید بازار مصرف کنندگان

نامید. در مقابل تبریز با جمعیت کمتر، مرکز تولید ۱۴/۳ درصد از محصول عدس می‌باشد (بزرگترین بازار تولید کننده از بین مراکز مورد بررسی). در نتیجه، می‌توان بازار تبریز را بازار تولید کنندگان عدس در نظر گرفت. با توجه به نتیجه بدست آمده در بند ب، می‌توان بیان کرد که در بازار عدس، مصرف کنندگان حاکم می‌باشند.

۵-۵ ج - با مقایسه بین روابط تایید شده کوتاه مدت و بلند مدت مجدداً نقش بازار تهران به عنوان محور تاکید می‌شود. در اغلب موارد بازار تهران با شهرهای دیگر هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت پیوستگی دارد. این وضعیت در هیچ‌یک از شهرهای دیگر مشاهده نشده است. نکته قابل توجه آنکه تمام پیوستگی‌های کوتاه مدت در دوره بلند مدت نیز تایید شده است. نتیجه اخیر کاملاً قابل انتظار بوده و معیاری برای تایید کاربرد الگوی راولیون به حساب می‌آید.

Archive of SID

جدول ۱۰- آماره F حاصل از آزمون قیدها برای ارزیابی پیوستگی بازار محصول عدس

فرضیه H_0	اهواز	تهران	تبریز	شیراز	رشت	ارومیه	مشهد	کرمان	اصفهان
$b_0=1$ $a_j = b_k = 0$ $j=1 \dots n$ $k=1 \dots m$ پیوستگی قوی کوتاه مدت	۲۰/۲	۱۴/۲	۲۳۴۴	۳۸/۵	۸۱/۴	۸۷/۱	۵۰۳/۷	۲۷۸/۵	-
	۲۳۶/۹	۸۴/۸	۳۳۰۰	۲۲۲/۳	۱۹۵/۹	۱۹۱/۴	۶۳۵/۹	-	۲۹۵/۵
	۷۵/۵	۳۴/۷	۱۰۳۲	۹۶/۳	۷۳/۴	۷۱/۸	-	۱۶۰	۱۰۴/۲
	۷۷۵/۷	۲۰۶/۳	۳۴۲۰	۴۴۷/۹	۲۸۹/۱	-	۱۰۰۷	۳۵۴/۸	۶۶۵/۵
	۳۱۴/۷	۶۴/۴	۴۰۶۴	۳۳۹/۶	-	۱۹۴/۵	۱۰۶۹	۴۸۶	۳۶۷/۶
	۱۰۵/۲	۳۰/۷	۲۳۳۱	-	۹۲/۶	۶۲/۴	۵۸۴	۲۵۷/۲	۲۱۳/۴
	۱۳	۹/۷	-	۴/۸	۱/۷	۷/۲	۳۵/۵	۳۷/۴	۱۵/۷
	۶۱۵/۵	-	۹۸۶۰	۶۴۳/۸	۵۹۰	۳۶۴/۶	۲۸۶۷	۱۲۱۰	۷۹۳/۴
$b_0=1$ $\sum_{i=1}^n a_j + \sum_{k=1}^m b_k = 0$ پیوستگی ضعیف کوتاه مدت	-	۷۰/۵	۳۵۳۰	۱۰۵/۹	۱۷۴/۳	۱۲۷/۱	۸۴۶	۵۰۲/۴	۱۴۵/۳
	۱۱/۲	۳۳/۴	۲۰۵۸	۳/۸	۲۰/۱	۵۲/۴	۲۸۵/۹	۹۹/۴	-
	۶۵	۳۸/۲	۲۸۶۴	۱۳۳	۶۶/۹	۹۳/۲	۳۶۷/۷	-	۱۳۹/۱
	۱۸/۱	۳۳/۹	۹۲۴	۲۸/۹	۱۰/۹	۲۰/۷	-	۵۹/۵	۳۱/۷
	۵۱۱/۶	۸۷/۳	۲۸۸۷	۳۰/۹	۱۴۷/۹	-	۵۴۶/۵	۱۸۱	۴۳۳/۶
	۱۰۷/۲	۸/۴	۳۶۳۶	۱۴۸/۸	-	۹۱/۷	۵۳۱/۶	۱۹۹/۹	۱۸۶/۳
	۶۱/۸	۴/۵	۲۰۵۳	-	۱۳/۵	۴۹/۳	۳۲۹/۹	۱۴۹/۱	۱۷۰/۸
	۳/۱	۲/۲	-	۳/۴	۴/۹	۹/۱	۲۲/۶	۳۱/۳	۱۰/۶
$\sum_{i=1}^n a_j + \sum_{k=0}^m b_k = 1$ پیوستگی بلند مدت	۲۷۵/۱	-	۸۹۴۷	۴۱۰/۶	۲۱۹/۸	۲۴۴/۱	۱۵۴۹	۵۹۲/۶	۴۷۸/۹
	-	۳۱۸۶	۶۴	۳۶/۲	۳۶/۲	۱۲۲/۳	۴۳۴/۹	۱۶۹/۹	۱۰۷/۴
	۷	۳۳/۲	۴۵/۱	۳/۴	۱۳/۹	۲۷/۲	۲۷	۴۱/۸	-
	۳	۴/۴	۲۲/۸	۱/۸	۰/۷	۰/۳	۳/۴	-	۲/۴
	۲	۴/۲	۴۷/۳	۴/۷	۴/۹	۱۳/۳	۱۳/۲	۳۳/۲	۵
	۰/۴	۴/۸	۱۲/۷	۵/۸	۰/۱	۴/۲	۱۷/۹	۱	۱
	۷/۸	۰/۲	۳۴/۸	۴/۸	-	۲۷	۲۲/۳	۳۷/۱	۵/۵
	۱۴/۸	۳/۳	۶۴/۴	-	۱۱/۸	۳۸۴	۳۷/۳	۵۸۶	۱۳/۳
تهران	۱۱/۶	-	۲۰/۶	۵/۵	۱۳/۱	۲۶/۸	۱۵/۹	۲۷/۵	۶/۳
	۲/۶	۰/۳	-	۱	۴/۱	۴/۵	۷۳	۲/۸	۱/۵
	-	۰/۴	۳۴/۶	۱۱	۸/۷	۲۶/۸	۲۵	۳۰/۹	۵/۲
اهواز	-	-	-	-	-	-	-	-	

*سطح معنای ادرصد **سطح معنای ۵ درصد

منبع: نتایج حاصل از برآورد الگوی راولیون و اجرای آزمون والد برای قیدها

۵-۵. د - کارایی بازار عدس در کشور بر مبنای تجربیات ۱۸ سال گذشته (۷۸-۱۳۶۱) برابر ۱۲/۵ درصد برای دوره کوتاه مدت و حدود ۳۰ درصد در دوره بلند مدت بوده است.

۵-۶. کل محصولات کشاورزی

وضعیت ۵ محصول منتخب کشاورزی به تفکیک در ۹ بازار مورد بررسی قرار گرفت. در این بخش به بررسی کل محصولات کشاورزی اعم از محصولات منتخب و سایر محصولات که مورد مطالعه واقع نشده‌اند، پرداخته می‌شود. بنابراین، در مباحث این بخش نمی‌توان قطب تولید را از قطب مصرف تشخیص داد و نتایج آزمون پیوستگی را در هر یک یا بین آن دو مرور کرد. هر استان به فراخور وسعت و استعدادهای طبیعی تولیدکننده انواع خاصی از محصولات کشاورزی بوده و مصرف‌کننده تمام انواع محصولات مزبور نیز به شمار می‌رود. جدول (۱۱) نتایج حاصل از آزمون فرضیات راوالبون را برای کل محصولات کشاورزی نشان می‌دهد.

Archive of SID

جدول ۱۱- آماره F حاصل از آزمون قیدها برای ارزیابی پیوستگی بازار کل محصولات کشاورزی

فرضیه H ₀	اهواز	تهران	تبریز	شیراز	رشت	ارومیه	مشهد	کرمان	اصفهان
$b_0=1$ $a_j = b_k = 0$ $j=1 \dots n$ $k=1 \dots m$ پیوستگی قوی کوتاه مدت	۲۷۷/۸	۷۱/۳	۱۹۰/۳	۲۲۱/۲	۳۵۴/۶	۴۴۵	۴۳۰/۳	۲۵۳/۳	-
	۲۱۲/۴	۵۴/۶	۱۴۳/۶	۱۴۵/۷	۲۷۱/۵	۳۳۷/۴	۲۴۴	-	۱۱۶
	۵۴/۷	۸*	۳۹/۶	۲۲/۳	۶۴/۵	۱۰۲/۸	-	۵۱/۸	۲۶/۷
	۹۴/۸	۴۱/۱	۵۲/۷	۹۱/۵	۹۸/۷	-	۱۵۹/۷	۱۰۷/۵	۶۰/۹
	۱۳۶/۲	۳/۵	۷۴	۷۸/۱	-	۱۴۷/۴	۲۳۲/۸	۱۲۹/۴	۶۲/۹
	۲۲۸/۹	۷۲/۲	۲۳۰/۹	-	۳۴۶/۳	۴۴۲/۴	۳۳۲/۸	۲۴۰/۵	۱۵۴/۹
	۲۰۵	۸۲/۵	-	۱۷۹/۱	۲۹۸/۴	۳۲۱/۹	۳۰۵/۴	۲۱۳/۷	۱۰۰/۹
	۵۵۵/۱	-	۴۷۳/۵	۴۳۰/۵	۸۰۲/۹	۸۷۹/۷	۷۵۵/۳	۵۷۹/۵	۳۵۰/۲
	-	۶۶/۵	۱۷۳	۱۵۵/۵	۱۴۹/۶	۳۶۰/۳	۲۳۰	۲۰۰/۹	۱۴۸/۵
$b_0=1$ $\sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=1}^m b_k = 0$ پیوستگی ضعیف کوتاه مدت	۶۱/۶	۱/۱**	۷۶/۵	۴۷/۶	۱۵۰/۷	۱۹۷/۱	۲۹۸/۷	۶۴/۸	-
	۴۶/۹	۶/۵*	۳۰/۶	۳۵/۵	۹۱/۳	۱۴۷/۳	۲۱۹/۷	-	۱۷/۱
	۱۲/۹	۶/۱*	۴/۹**	۰/۹**	۳۰/۵	۴۲/۲	-	۳۳/۸	۰/۳**
	۱۲/۸	۴/۱**	۷/۸*	۴/۸**	۳۹/۵	۱۰۵/۸	-	۱۳/۳	۲/۴**
	۲۱/۴	۲/۱**	۱۵/۹	۸/۹*	-	۶۶/۸	۱۷۹/۵	۱۲/۴	۹/۶
	۴۱/۹	۲/۲**	۵۵/۱	-	۱۴۲	۱۶۱/۳	۲۲۳/۱	۵۲/۶	۱۱
	۴۳	۱/۸**	-	۳۵/۴	۱۲۶/۶	۱۴۳/۳	۲۰۸/۴	۴۲	۸*
	۲۴۲/۸	-	۲۲۵/۱	۲۰۰/۱	۴۱۲/۳	۴۷۴/۴	۶۱۹/۶	۲۶۱/۲	۱۳۷/۱
	-	۶/۶*	۵۰/۷	۲۴/۷	۹۶/۸	۱۵۵/۴	۱۷۰/۱	۳۳/۴	۲۰/۳
$\sum_{j=1}^n a_j + \sum_{k=0}^m b_k = 1$ پیوستگی بلند مدت	۱۰/۶	۰/۱**	۱۲/۵	۶۹	۱۵/۸	۶/۴*	۱۳/۶	۱۸/۱	-
	۳۳/۳**	۵/۱*	۰/۹**	۰/۳**	۵/۵*	۱**	۵/۲*	-	۲/۶**
	۶۴*	۴*	۱/۵**	۰/۶**	۹/۵	۲/۶**	-	۴/۹*	۰/۲**
	۱۰	۰/۱**	۷/۱*	۲/۳**	۱۳/۶	-	۷/۱	۸/۱	۱**
	۱/۶**	۱/۸**	۱/۵**	۰/۲**	-	۰/۲**	۱/۵**	۱**	۰/۴**
	۷	۱/۷**	۴/۸*	-	۷/۴	۲/۹**	۵/۸*	۶/۱*	۰/۱**
	۴/۸*	۱/۷**	-	۰/۵**	۵/۴*	۰/۲**	۴*	۳/۹*	۰/۵**
	۲۰/۳	-	۱۱	۹/۴	۱۰/۹	۶/۸	۱۶/۷	۱۱/۴	۲/۶**
	-	۶/۱*	۰/۸**	۰/۱**	۴/۱*	۰/۱**	۱/۳**	۲/۷**	۰/۷**

* سطح معنای ادرصد ** سطح معنای ۵ درصد

منبع: نتایج حاصل از برآورد الگوی راولیون و اجرای آزمون والد برای قیدها

بر اساس یافته های مذکور فرضیه پیوستگی قوی کوتاه مدت در تمامی موارد در سطح معنایی ۵ درصد رد می شود. بنابراین، کارایی بازار برای پیوستگی قوی کوتاه مدت صفر است. از ۷۲ رابطه ممکن بین ۹ بازار منتخب، فرضیه ارتباط ضعیف کوتاه مدت را در ۱۰ مورد نمی توان رد کرد (سطح اطمینان ۹۵ درصد)، این موارد شامل تهران ← صفهان، اصفهان ← مشهد، شیراز ← مشهد، تبریز ← مشهد، تهران ← ارومیه، شیراز ← ارومیه، اصفهان ← ارومیه، تهران ← رشت، تهران ← شیراز و تهران ← تبریز می باشند. به این ترتیب تهران مهمترین بازار حاکم در کوتاه مدت تلقی می شود. نکته جالب دیگر اینکه بازارهای بزرگ حاکم بر بازارهای کوچکتر می باشند. در هر حال کارایی پیوستگی ضعیف کوتاه مدت ۱۳/۹ درصد برآورد می گردد. بر اساس قسمت سوم جدول (۱۱)، از کل ۷۲ رابطه موجود در میان بازار های منتخب، ۳۵ رابطه در سطح ۹۵ درصد معنادار بوده است، کارایی پیوستگی بلندمدت ۴۸/۶ درصد برآورد می شود. در بین بازارهای بررسی شده، اصفهان و شیراز از بیشترین پیوستگی بلندمدت با سایر بازارها برخوردار بوده اند. پیوستگی در این بازارها بیش از ۵۶ درصد بوده است. اغلب روابط بلند مدت تایید شده یکطرفه هستند. بنابراین، بازار فاصله ای محصولات کشاورزی اغلب از الگوی بازار حاکم پیروی می کند. بطور کلی نتایج حاصل از بررسی پیوستگی بازار محصولات کشاورزی عبارتند از:

۵-۶. الف - پیوستگی کوتاه مدت به صورت قوی در هیچیک از روابط در میان بازارهای منتخب مشاهده نشده اما به صورت ضعیف تنها در ۱۳/۹ درصد از موارد مشاهده شد. بنابراین، به عنوان یک اصل کلی می توان پذیرفت که در کوتاه مدت کارایی بازار کم بوده و اثر شوک در یک بازار به سختی در بازار های دیگر قابل مشاهده است. همچنین در این دوره، بازارهای بزرگتر حاکم بر بازارهای کوچکتر هستند.

۵-۶. ب - کارایی در پیوستگی بلند مدت ۴۸/۶ درصد می باشد. اغلب پیوستگی های معنادار یکطرفه میباشند. بنابراین، بازار محصولات کشاورزی اغلب از الگوی بازار حاکم پیروی می کنند.

۵-۶. ج - در نتایج بدست آمده از بررسی کوتاه مدت و بلند مدت تناقض یا ناسازگاری مشاهده نشده است. به عبارت دیگر، تمام پیوستگی های کوتاه مدت در بلند مدت نیز حفظ شده اند.

جمع‌بندی و ملاحظات

هدف از این تحقیق، بررسی بازارهای فاصله ای محصولات کشاورزی به تفکیک پنج محصول مختلف زراعی در ایران بوده است. مطالعه درمیان ۹ بازار انجام گرفت. انتخاب بازارها بر اساس اهمیت آنها در تولید یا مصرف محصولات کشاورزی و قابل دسترس بودن اطلاعات مورد نیاز صورت گرفت. آزمون فرضیه‌ها هم برای پنج محصول کشاورزی به تفکیک و هم برای کل محصولات بخش کشاورزی انجام شد. محصولات مورد مطالعه عبارت بوده اند از: برنج، پیاز، زعفران، سیب زمینی و عدس. مهمترین نتایج حاصل از این تحقیق حاکی از آنست که:

- ۱- فرضیه پیوستگی قوی کوتاه مدت تنها در دو مورد از بازارهای عدس و یک مورد از بازارهای زعفران رد نشده است و در سایر موارد در سطح معنای ۵ درصد رد شده است. به این ترتیب، از کل ۳۰۰ رابطه موجود در میان ۹ بازار و پنج محصول، پیوستگی قوی کوتاه مدت تنها در یک درصد از موارد معنی دار بوده است.
- ۲- فرضیه پیوستگی ضعیف کوتاه مدت در تعداد بیشتری از روابط تایید شده است. زعفران بیشترین و برنج کمترین پیوستگی مزبور را نشان می‌دهند. جدول (۱۲) تعداد و درصد پیوستگی‌ها را نشان می‌دهد. مطابق جدول مذکور، کارایی پیوستگی ضعیف کوتاه مدت بطور متوسط ۱۳ درصد بوده است. به این ترتیب، بازار محصولات زراعی از کارایی پایینی در دوره کوتاه مدت برخوردار می‌باشد.

جدول ۱۲- نتایج کلی آزمون فرضیات سه گانه الگوی راولیون

نام محصول	ارتباط قوی کوتاه مدت (تعداد)	کارایی (درصد)	ارتباط ضعیف کوتاه مدت (تعداد)	کارایی (درصد)	ارتباط بلندمدت (تعداد)	کارایی (درصد)
برنج	-	۰	۷	۹/۷	۳۰	۴۱/۷
پیاز	-	۰	۹	۱۲/۵	۳۴	۴۷/۲
زعفران	۱	۸/۳	۳	۲۵	۶	۵۰
سیب زمینی	-	۰	۱۰	۱۳/۹	۲۵	۳۴/۷
عدس	۲	۲/۸	۹	۱۲/۵	۲۱	۲۹/۲
جمع	۳	۱	۳۸	۱۲/۷	۱۱۶	۳۸/۷

منبع: نتایج حاصل از جدول‌های (۶) تا (۱۰)

۳- مطابق جدول (۱۲) از ۳۰۰ ارتباط بین بازارها و محصولات منتخب، مجموعاً ۱۱۶ ارتباط بلند مدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نشده است. به این ترتیب، کارایی بلندمدت بازارهای مورد بررسی حدود ۳۹ درصد برآورد شده است. در این میان، بیشترین پیوستگی بلند مدت در بازار پیاز و کمترین آن در بازار زعفران وجود دارد. در مجموع بازارهای فاصله ای محصولات زراعی در بلند مدت از پیوستگی بیشتری برخوردار بوده اند. محدودیت‌هایی که در کوتاه مدت موجب پایین ماندن کارایی بازارهای این محصولات بوده اند، شامل اطلاعات کم بازار، رقابت ناقص و مشکلات حمل و نقل بتدریج در بلند مدت تعدیل شده‌اند.

جدول ۱۳- کیفیت پیوستگی بلند مدت در محصولات منتخب

نام محصول	ارتباط بلند مدت (تعداد)	رابطه یک طرفه (تعداد)	رابطه دو طرفه (تعداد)	م ← ت (تعداد)	م → ت (تعداد)	م ↔ ت (تعداد)
برنج	۳۰	۲۸	۱	۷	۱۰	۰
پیاز	۳۴	۲	۱۶	۰	۰	۱۰
زعفران	۶	۶	۰	۳	۰	۰
سب زمینی	۲۵	۲۵	۰	۷	۷	۰
عدس	۲۱	۲۱	۰	۷	۳	۰
جمع	۱۱۶	۸۲	۱۷	۲۴	۲۰	۱۰

م ← ت : جهت ارتباط از بازار مصرف به بازار تولید بوده یا بازار مصرف حاکم است .

م → ت : جهت ارتباط از بازار تولید به بازار مصرف بوده یا بازار تولید حاکم است .

م ↔ ت : جهت ارتباط دو طرفه بوده و بازار حاکم قابل تشخیص نیست .

مأخذ: نتایج تحقیق

۴- با توجه به مبانی نظری الگوی رقابت فاصله ای و الگوی بازار حاکم، خلاصه نتایج حاصل از بررسی محصولات در جدول (۱۳) حاکی از آن است که الگوی پیوستگی بلند مدت باستانی مورد پیاز از نوع الگوی بازار حاکم بوده است که در آن یک بازار، قیمت گذار محصول برای بازار فاصله ای دیگر است.

۵- برای تشخیص حاکمیت بازار تولید یا بازار مصرف بر دیگری، مراکز دارای سهم تولید بیشتر - بر اساس آمار تولید سال (۱۳) به عنوان بازار تولید کنندگان و سایر مراکز که تولید محصول در آن از اهمیت کمتری برخوردار بوده است یا اصلاً تولید صورت نگرفته است به عنوان بازار مصرف تلقی شده‌اند. سه ستون آخر جدول (۱۳) نشانگر تعداد ارتباط بلند مدت و جهت حاکمیت بازار می‌باشد. در ستون ۵ تعداد ارتباط بلند مدت تایید شده با حاکمیت بازار مصرف، در ستون ۶ تعداد ارتباط بلند مدت تایید شده با حاکمیت بازار تولید و در ستون ۷ تعداد ارتباط دو طرفه بدون حاکمیت یکی بردیگری نشان داده شده است. بر اساس این اطلاعات، در مجموع و بطور نسبی حاکمیت بازار تولیدی بیشتر بوده است. اما این نتیجه برای همه محصولات صادق نیست. برای محصولات برنج قیمت گذاری اغلب از مراکز تولید انجام گرفته است. ولی در زعفران و عدس قیمت گذاری بیشتر از مراکز مصرف صورت پذیرفته است. در مورد محصول پیاز، نوع حاکمیت قابل تشخیص نبوده است. برای سیب زمینی حاکمیت قیمت بین دو قطب بطور مساوی وجود داشته است. شناخت بازارهای حاکم به سیاست‌گذاران کمک می‌کند تا کنترل بازارها را در همان محدوده متمرکز نمایند. این شناخت علاوه بر کاهش هزینه‌ها، زمینه تاثیر بیشتر و سریعتر سیاست‌های کشاورزی را فراهم می‌کند.

منابع

۱. اداره گمرک جمهوری اسلامی ایران (۱۳۷۸)؛ آمار واردات و صادرات.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، دایره شاخص کالاها و خدمات مصرفی و شاخص ماهانه، سالهای ۱۳۷۸-۱۳۶۱.
۳. مجاوریان مجتبی و افشین امجدی (۱۳۷۶)؛ "بررسی پیوستگی بین بازارهای فاصله ای و قانون یک قیمتی: مطالعه موردی بازار برنج ایران"، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال پنجم، شماره ۱۸، صفحات ۱۶۵-۱۸۸.
۴. وزارت جهاد کشاورزی (۱۳۷۸)؛ دفتر کل آمار و اطلاعات، بانک اطلاعات کشاورزی.
5. Baffes j. (1991); "Some further evidence on the law of one price : the law of one price still holds", **American Journal of Agricultural Economics**, 73 (4), PP. 1264 – 73
6. Baulch B. (1997); "Testing for food market integration revisited", **Journal of Development Studies**, 33(4), PP. 512-534.
7. Benson B. L. and M. D. Faminow (1995); "Integration of Special Markets", **American Journal of Agricultural Economics**, 72(1), PP. 249-62.
8. Delpachitra S.B. and R. L. Hill (1994); "The Law of One Price: A test based in prices for selected inputs in new Zealand", **Agricultural Economics**, 10(3), PP. 297-305.
9. Engle R. F. and C. W. j. Granger (1987); "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", **Econometrica**, 55(2), PP. 251-276.
10. Engle R. and B. S. Yoo, (1987); "Forecasted and testing in cointegrated System", **Journal of Econometrics**, 35 (1), PP. 143-159.
11. Goodwin B. K., Grennes, T. J. and M. K. Wohlgenant(1995); "A revised test of the law of one price using rational price expectations", **American Journal of Agricultural Economics**, 72 (3), PP. 682 – 692.
12. Goodwin B. K. (1992); "Multivariate cointegration tests and the law of one price in international wheat markets," **Review of Agricultural Economics**, 14(1), PP. 117-124.

13. Greenhut J. and M. L. Greenhut (1975); "Spatial price discrimination, competition and Location effect", **Econometrica**, 42 (4), PP. 401-419.
14. Haninen R.H. (1998); "The law of One Price in United Kingdom Soft Samnwood Imports", **Forest Science**, 44(1), PP. 17-23.
15. Johansen S. (1992); "Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trends", **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 54(3), PP. 383-397.
16. Kuiper W. E. (1999); "Testing for the Law of One Price and Identifying Price Leading Markets: An application to Corn Markets in Benin", **Journal of Regional Science** , 39 (4) , PP. 713-739.
17. Mohanty S., Peterson E. and D. B. Smith (1998); "Fractional cointegration and the false rejection of the law of one price in international commodity markets." **Journal of Agricultural and Applied Economics**, 30(2), PP. 267-76.
18. Mohanty S., D. B. Smith, E. W. F. Peterson and W. H Meyers (1996); **Law of One Price in International Commodity Markets : a Fractional Cointegration Analysis**. CARD. Working paper, No 96 .
19. Monke M. and Penzel (1980); "Integration in Spatial Markets, American", **Journal of Agricultural Economics**, 62(2), PP. 255-268.
20. Phillips P. C. B. (1986); "Understanding spurious regressions in econometrics", **Journal of Econometrics**, 33(2), PP. 311-340.
21. Ravallion M. (1986); "Testing markets integration", **American Journal of Agricultural Economics**, 68(1), PP.120-109.
22. Ravallion M. (1987); **Markets and Famines**, Oxford University Press, Oxford .
23. Richardson D, J. (1987); "Some empirical evidence on commodity arbitrage and the law of one price", **Journal of International Economics**, 8(3) , pp. 341-351.
24. Strigler G. J. and R. A. Sherwin (1985); "The extent of the market", **Journal of Law and Economics**, 27 (4), PP. 555-585.
25. Takayama T and G. G. Judge (1971); **Spatial and Temporal Price Allocation Models**, North Holland Publishing Company, Amsterdam.
26. Yang J., D. A. Bessler and D. j. Leatham (2000); "The Law of One Price: developed and developing country market integration", **Journal of Agricultural and Applied Economics**, 32 (3), PP. 429 –440 .

27. Zanas G. P. (1993); "Testing for Integration in European Community Agricultural Product Markets", **Journal of Agricultural Economics**, 44(3), PP. 418-427.

Archive of SID