نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی
جلد ۲۹، شماره ۴، زمستان ۱۳۹۴، ص. ۳۸۸-۳۷۴

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 29, No. 4, Winter 2016, p. 374-388

آزمون قانون قیمت واحد تحت روابط غیرخطی برای بازار تخم‌مرغ استان‌های منتخب ایران

محمد قهرمان زاده[1*]- فاطمه فریادی شاهگلی[2]- قادر دشتی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۶/۰۹
تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۰۹/۰۷

چکیده

مطالعات صورت گرفته در سال‌های اخیر نشان داده‌اند روابط قیمت‌های مکانی به دلیل وجود هزینه‌های مبادلاتی ممکن است غیرخطی باشد لذا مطالعه حاضر با هدف آزمون قانون قیمت واحد (LOP) در بازار تخم‌مرغ بین استان‌های شمالغرب کشور شامل آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، زنجان و تهران تحت روابط غیرخطی و با استفاده از داده‌های روزانه قیمت خرده‌فروشی تخم‌مرغ طی سال‌های ۹۲-۱۳۸۵ صورت گرفته است. در ابتدا جهت اطمینان از غیرخطی بودن رابطه بین سری قیمت‌ها از آزمون‌های لوکنن وهمکارن (۲۰) و BDS بهره گرفته شد. نتیجه هر دو آزمون وجود رابطه غیرخطی بین سری‌های مذکور را تایید کردند. در نتیجه از رهیافت پیشنهادی امنوئیلیدس و فوسکیس (۸) که یک رگرسیون کمکی برای مدل ESTAR می‌باشد، برای آزمون قانون قیمت واحد (LOP) تحت روابط غیرخطی قیمت ها در بازار تخم‌مرغ در استان‌های مذکور استفاده شد. نتایج بدست آمده بیان می‌کنند که بازارهای مذکور برای محصول تخم‌مرغ بخوبی پیوسته هستند و LOP در تمامی جفت‌های بازار برقرار است و بجز دو استان تهران-اردبیل که رابطه LOP ضعیف بین آنها برقرار بوده در بقیه استان‌ها رابطه LOP قوی برقرار می‌باشد. در نتیجه می‌توان بازارهای این استان‌ها را به عنوان یک بازار تلقی نمود. بنابراین دولت هرگونه سیاستی را در هریک از این استان‌ها اجرا کند آثار این سیاست به‌طور کامل به استان‌های دیگر نیز منتقل شده و رفاه تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان این استان‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. لذا توصیه می‌گردد سیاستگذاران و برنامه‌ریزان یک نگاه کلی به قضیه داشته باشند و با توجه به پیوستگی بازارها و انتقالات قیمتی بین این بازارها برنامه خود را به صورت منطقه‌ای اتخاذ نمایند.

واژه های کلیدی: آزمون غیرخطی بودن، آزمون ریشه واحد غیرخطی، پیوستگی مکانی بازار، تخم‌مرغ

مقدمه

پیوستگی بازار[4] معیاری برای اندازه‌گیری رفتار تجاری، اطلاعات و تفاوت قیمت بین بازارهاست، یعنی چه نوع رفتاری بین این بازارها اتفاق می‌افتد و چه تفاوت قیمتی بین این‌ها وجود دارد؟ بطور کلی سه بحث در پیوستگی بازار وجود دارد: ۱) یک افزایش در عرضه یک کالا می‌تواند تقاضا برای سایر کالاها را تحت تاثیر قرار دهد، بنابراین تغییرات در عرضه و تقاضا برای یک کالا می‌تواند به سایر بازارهای همان کالا هم سرایت کند. پس تفکر پیوستگی بازار، اندازه‌گیری درجه‌ای از تغییرات در شرایط تجاری یک بازار است که بر سایر بازارها اثر می‌گذارد. ۲) در تحلیل‌های پیوستگی بازار ممکن است ارزیابی کنند که آیا تجارت فیزیکی بالا بین بازارها وجود دارد؟ یا ارزیابی کند که آیا تفاوت قیمت بین دو بازار برابر با هزینه‌های حمل-ونقل کالا بین بازار است؟ و آیا قیمت‌ها در این بازارها تمایل دارند در طول زمان با هم حرکت کنند؟ و ۳) پیوستگی بازار عموما نتیجه مبادله کالا بین بازارها توسط بازرگانان است زمانی که تفاوت قیمت این کالا بین این بازارها بیش از هزینه‌های حمل محصول باشد (۲۹ و ۳۴).

ارزیابی پیوستگی بازار وسیله مهمی برای مطالعه شبکه‌های بازاری مکانی فراهم می‌کند. توجه اصلی در این سوال نهفته است که آیا شوک‌های قیمتی پدید آمده در یکی از بازارهای شبکه به سایر بازارها منتقل می‌شود و از اینرو تجارت از جایی که شوک اولیه ایجاد شده است جریان می‌یابد. از این گذشته، نتایج به نفع مصرف‌کننده‌ها و تولیدکننده‌ها نیز است. اگر بازارها پیوسته نباشند، آنها اطلاعات یکسانی را به مشارکت نمی‌گذارند بدین معنی که آنها توسط یک‌وتنها یک " نیروی فشار[5] " هدایت نمی‌شوند. در این صورت، علامت‌های قیمتی بطور کارا در سراسر بازارها انتقال نمی‌یابد. حتی اگر بازارها پیوسته باشند، علامت‌های قیمتی ممکن است خیلی آهسته انتشار

۱- ۲ و۳- به ترتیب دانشیار، دانش آموخته کارشناسی ارشد و دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تبریز
(*- نویسنده مسئول: Email:Ghahremanzadeh@Tabrizu.ac.ir)

4- market integration

5- Pushing force

یابند. بنابراین، تا زمانیکه بنگاه‌های اقتصادی اطلاعات کامل ندارند، امکان دارد که در نتیجه تخصیص ناکارای منابع، زیان‌های رفاهی پدید آید (۱۸).

نبود پیوستگی بین بازارها و یا انتقال ضعیف علامت‌های قیمتی بین آنها می‌تواند به علت سیاست‌های داخلی یا تجاری، انعطاف-ناپذیری نرخ مبادله یا هزینه‌های مبادله باشد. اگر دلایل این اختلالات شناخته شوند، فعالیت‌هایی برای بهبود روابط بازارها می‌تواند صورت بگیرد. این نتایج می‌توانند در طراحی سیاست‌های منطقه‌ای یا سیاست‌های تجاری کمک کنند. بعلاوه، وجود دلایل و شواهدی از بازارهای با عملکرد خوب[1] می‌تواند به تاجران یا سیاست‌گذاران در ارزیابی مالیات‌های پرداختی‌شان در این بازارها مساعدت کند. به عبارت دیگر، سیاست‌گذاران و اقتصاددانان برای سنجش این مورد که اقدامات صورت گرفته به چه میزان به نتایج مطلوب منجر شده‌اند، علاقه‌مند به ارزیابی اثرات سیاست‌های مشخص می‌باشند (۱۲). از سوی دیگر، بازارهایی که بصورت ناقص پیوسته‌اند، ممکن است علامت‌های اطلاعاتی قیمتی اشتباهی برای تولیدکنندگان و سایر فعالان شبکه بازاریابی بفرستند و سبب تصمیمات تولیدی و بازاریابی نادرستی شوند. به این معنی که به عنوان مثال ممکن است پرورش طیور در یک منطقه مانند استان آذربایجان‌شرقی کاهش یابد و در منطقه دیگر مانند استان اردبیل افزایش یابد، قیمت‌های استانی اختلاف پیدا می‌کنند، چرا که اطلاعات قیمتی که بین بازارها جریان دارد صحیح نیست. اگر این حالت اتفاق بیافتد، تغییرات قیمت بازار بین نواحی لزوما پدیده اقتصادی مربوط و مناسبی را منعکس نمی-کنند.

عدم برقراری قانون قیمت واحد[2] (LOP) در دو ناحیه و یا بیشتر، ممکن است به این دلایل باشد: ۱) این نواحی بوسیله آربیتراژ بهم پیوسته نیستند، یعنی این بازارها از نظر اقتصادی مستقل هستند؛ ۲) موانعی بر سر راه آربیتراژ کارا وجود دارد، مثل موانع تجاری، اطلاعات ناقص، یا اجتناب از ریسک؛ یا ۳) رقابت ناقص در یک یا بیشتر بازارها وجود دارد. بنابراین اطلاع از پیوستگی بازار ممکن است گواهی بر رقابتی بودن بازارها، کارایی آربیتراژ و کارایی قیمت‌گذاری‌ها باشد (۳۱). در این راستا در مطالعه حاضر سعی بر آن خواهد شد تا وضعیت پیوستگی بازار تخم‌مرغ در استان‌های شمال‌غرب کشور مورد بررسی قرار گیرد. نکته حائز اهمیت این است که اکثر مطالعات انجام شده در خصوص سنجش پیوستگی بازار و LOP عموما بر روابط خطی حاکم بر قیمت‌های بازارهای مکانی تاکید داشته‌اند، این در حالی است که در سال‌های اخیر اقتصاددانان با استفاده از مدل‌های غیرخطی با فرم‌های مختلف، به مفهوم آربیتراژ مکانی رسیده‌اند. انگیزه اصلی این است که تعدیلات به سمت نقطه تعادل ممکن است خطی نباشد و این غیرخطی بودن متعاقبا مرتبط با هزینه‌های مبادله-ای وابسته به آربیتراژ است. اساس و پایه نظری برای غیرخطی بودن القا شده توسط هزینه‌های مبادله‌ای[3] در روابط LOP، توسط دوماس (۷) مطرح شده است هرچند تفکر اصلی به سال‌ها قبل و حداقل به کار هکسچر (۱۶) برمی‌گردد که اظهار کرده بود هزینه‌های مبادله‌ای ممکن است "نقاط کالایی[4]" را تعریف کنند که این نقاط مطابق با قیمت‌هایی هستند که بصورت مستقیم در ارتباط باهم نیستند چرا که تفاوت‌های قیمتی کمتر از هزینه‌های مبادله هستند (۱۵). در حال حاضر بررسی ماهیت غیرخطی روابط قیمت مکانی مسئله‌ای رایج در تحلیل پیوستگی مکانی بازار می‌باشد. هر چند در مطالعات خارج از کشور اخیرا چنین رویکردی شکل گرفته است ولی در مطالعات داخل کشور در موارد معدودی به این نکته توجه شده است.

جدول ۱- میزان تولید تخم‌مرغ در استان های مورد مطالعه

Table 1- The amount of egg production in the studied provinces

نام استان Province	تولید(هزار تن) در سال ۱۳۹۱ Production (1000 ton) in 2012
آذربایجان شرقی East Azerbaijan	87.853
آذربایجان غربی West Azerbaijan	13.034
اردبیل Ardebil	10.912
تهران Tehran	158.88
زنجان Zanjan	10.982
جمع کل Total	281.661

مأخذ: آمارنامه کشاورزی، ۱۳۹۱

Source: Agricultural statistics, 2012

تخم‌مرغ یکی از منابع تامین پروتئین، ویتامین‌ها و املاح ضروری است و می‌تواند به عنوان یک ماده غذایی مهم در برنامه غذایی افراد وجود داشته باشد. یکی از عوامل تاثیرگذار بر قیمت تخم‌مرغ در طی سال‌های اخیر روند فزاینده افزایش مصرف داخلی این کالا بوده است. یکی از دلایل این مساله جایگزینی تخم‌مرغ در سبد کالایی خانوارها با برخی اقلام خوراکی گران‌تر است بطوریکه مصرف سرانه این محصول در سال ۱۳۵۷ برابر با ۴/۸۸ کیلوگرم بوده که این رقم در سال ۱۳۸۴برابر با ۱۰/۵۳ و در سال ۱۳۹۱ معادل ۱۱/۴۱ کیلوگرم بوده است. از نظر تولید نیز تولید تخم‌مرغ در سال ۱۳۵۷ برابر با ۱۶۰

1 Well-functioning
2 Law of One Price (LOP)
3 Transactions– Costs–Induced Nonlinearity
4 Commodity points

هزار تن بوده که این رقم در سال ۱۳۹۱ به ۹۱۲/۷ هـزار تـن رسـیده است (۲۴). در جدول ۱ میزان تولید تخم‌مرغ به تفکیـک اسـتان‌هـای مورد بحث در این پژوهش آمده است.

تاکنون برخی از مطالعات و تحقیقات در زمینـه پیوسـتگی بـازار و قانون قیمت واحد انجام گرفتـه اسـت، ازجملـه مـی‌تـوان بـه مطالعـه گودوین و پیگوت (۱۳) اشاره نمود کـه از مـدل‌هـای خـود رگرسـیون آستانه[1] و مـدل‌هـای همجمعـی اسـتفاده کردنـد و نشـان دادنـد کـه پیوستگی قیمت و قانون قیمت (LOP) بین بازارهای ذرت و سـویا در شمال کارولینا برقرار است. پنگ و مارچانـت (۲۸) بـه بررسـی روابـط مکانی قیمت میان بازارهای منطقه‌ای گوشت گاو در چین با استفاده از داده‌های ماهانه و روش همگرایی انگل–گرنجر و مدل تصـحیح خطـا پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که روابط بلندمدت برای بیشتر بازارهـای منطقه‌ای گوشت گاو در چین وجود دارد و وجود روابط کوتاه‌مـدت بـر اساس مدل تصحیح‌خطا در بیشتر بازارها تایید نگردید. اش و همکاران (۳) پیوستگی قیمت و قانون قیمت واحد (LOP) را در بازارهای مـاهی سفید فرانسه مورد آزمون قرار دادند و رابطه بـین مـدل‌هـای علیـت و مدل‌های همجمعی را در آزمون LOP بررسی کردند و با مقایسه ایـن دو مدل نشان دادند که با داده‌های ناایستا، روش علیت وجود LOP را رد می‌کند در حالیکه مدل همجمعی پیوستگی خوب بازارهای ماهی را نشان می‌دهند. وینویا (۳۵)، با استفاده از داده‌های ماهانه‌ی میگو برای کشورهای ژاپن، آمریکا و اتحادیه‌ی اروپا به بررسی پیوسـتگی بـازار و قانون قیمت واحد در این بازارها پرداختند. نتایج بیانگر این اسـت کـه بازار میگو در سه منطقه‌ی یاد شده پیوسته بـوده، ولـی قـانون قیمـت واحد برای کشور آمریکا و ژاپن برقرار بـوده در حالیکـه بـین اتحادیـه اروپا و دو کشور ژاپن و آمریکا برقرار نمی‌باشـد. سوسـانتو و همکـاران (۳۴) همجمعی قیمت و پیوستگی بازار را در بازارهـای پیـاز آمریکـای شمالی و با بکارگیری روش آزمون ریشه واحد داده‌های پنـل[2] بررسـی کردند. نتایج تجربی گویای وجود همجمعی بین بازارهـای گونـه‌هـای مختلف پیاز بودند. سرا و همکاران (۳۰) بـا اسـتفاده از مـدل تصـحیح خطای برداری انتقال هموار[3] به بررسی روابط قیمت در صنعت اتـانول (الکل معمولی) ایالات متحده پرداختند. نتایج نشان می‌داد کـه روابـط بلندمدت بین چهار دسته قیمـت‌هـای تحلیـل شـده وجـود دارد و نیـز مشخص شد که ارتباط قوی بین قیمت‌های غذا و انـرژی وجـود دارد. امنوئیلیدس و فوسکیس (۸) یـک روش بـرای آزمـون صـحت وجـود LOP تحت روابط غیرخطی و تمایز بین شـکل قـوی و ضـعیف آنـرا گسترش دادند. آنها این روش را برای چهار بازار اصلی گوشـت خـوک در اتحادیه اروپا (آلمان، دانمارک، اسپانیا، و فرانسه) بکارگرفتند. نتـایج تجربی نشان می‌داد که بازارها بخوبی پیوسـته هسـتند و LOP بـرای تمام جفت‌های بازار معتبر است.

در داخل کشور نیز مجاوریـان و امجـدی (۲۷) پیوسـتگی بـازار و قانون قیمت واحد در بازار برنج ۵ شـهر کشـور بـا اسـتفاده از الگـوی راوالیون بررسی کردند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که هیچ یک از بازارها مستقل از یکدیگر نیستند و همچنین بین بازارها ارتباط کوتـاه-مدت فوری وجود نـدارد. شـاه ولـی و بخشـوده (۳۲) پیوسـتگی بـین بازارهای عمده شیلات ایران، بازارهای جنوب، شـمال و شـیراز را بـه کمک رهیافت همجمعی بررسی و ارتباط بلندمـدت بـین بازارهـا را بـا استفاده از آزمون انگل–گرنجر ارزیابی کردند و نتیجـه گرفتنـد کـه بـا وجود ارتباط بلندمدت بین بازارهـا در کوتـاه مـدت بـین ایـن بازارهـا پیوستگی وجود ندارد. اکبرزاده (۱)، نیز پیوسـتگی بـازار بـرنج را در دو استان گیلان و تهران با استفاده از آزمون علیـت گرنجـر و بـا کـاربرد شاخص ماهانه بهای خرده‌فروشی بررسی کرد. نتایج مطالعه حـاکی از آن است که شرط پیوستگی بازار برای محصول بـرنج برقـرار اسـت و ارتباط بلندمدت یک طرفه بین دو بازار تهـران و گـیلان وجـود دارد و قیمت‌های برنج در بازار گیلان تاثیرپذیر از قیمـت‌هـای بـرنج تهـران است. مقدسی و همکاران (۲۶) به بررسی قانون قیمـت‌هـای واحـد در بازار محصولات کشاورزی ایران با استفاده از روش‌هـای همگرایـی و الگوهای تصحیح خطا پرداختند. نتـایج موییـد وجـود ارتبـاط بلندمـدت میان قیمت‌های داخلی و جهانی جو و برنج بود، در حالیکه این ارتبـاط در بازار محصول پنبه تایید نشد. رسولی و همکـاران (۲۹) بـه بررسـی روش‌های جهت تحلیل همجمعی سری‌های زمانی فصـلی پرداختنـد. بـدین منظـور از رگرسـیون تقلیـل یافتـه و الگـوریتم سـویچینگ یوهانسون، از طریق مدل تصحیح خطای بـرداری فصـلی بـرای بـازار گوشت مرغ در استان‌های منتخب بهره گرفتند. نتـایج نشـان داد کـه اگرچه قانون قیمت واحد بین بازارهای گوشت مرغ این استان‌ها برقرار نیست و هیچ بازاری رهبری قیمت را بین آنها بـر عهـده نـدارد، ولـی پیوستگی جزئی بین آنها وجود دارد.

با توجه به اهمیت موضوع و همچنـین در راسـتای مطالـب بیـان شده و از طرفی با در نظر گرفتن اهمیت مصرف محصـول تخـم‌مـرغ درسبد غذایی خانوارهـای ایرانـی، ایـن تحقیـق در نظـر دارد پـس از بررسی رفتار خطی یا غیرخطی سری‌های قیمت تخم‌مـرغ در اسـتان-های منتخب شمال غرب کشور شامل استان‌هـای آذربایجـان‌شـرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، زنجان و تهران، وجود یـا عـدم وجـود قـانون قیمت واحد در بازار تخم‌مرغ در بین این استان‌ها را مورد بررسی قـرار دهد.

مواد و روش‌ها

1 Threshold Autoregression
2 Panel Data Unit Root Test
3 Smooth transition (ESTVECM)

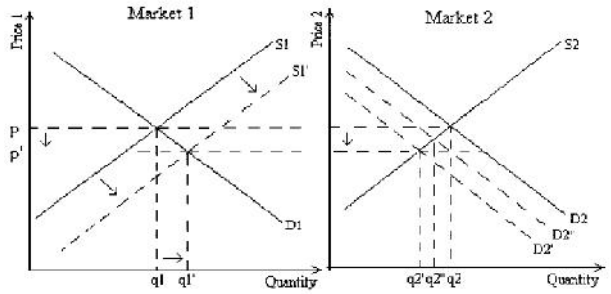
برطبق تعاریف سنتی (مارشال (۲۱)) یک بازار یک منطقه‌ای است که در آن تولیدات یکسان قیمت یکسانی دارند. این تعاریف براساس قانون قیمت واحد (LOP) هستند که بیان می‌کنند صرفنظر از موقعیت، در یک لحظه مشخص از زمان قیمت‌های کالاهای یکسان، به دلیل عمل آربیتراژ، زمانی که به یک واحد پولی مشترک تبدیل می‌شوند، باید برابر باشند. در مقابل، پراکندگی قیمت‌های مکانی به این معنی است که بازارها بصورت کارا عمل نمی‌کنند و یا پیوسته نیستند (۳۶). همچنین استیگلر (۳۳) یک بازار را چنین تعریف می‌کند: " یک ناحیه به وسعتی که در آن قیمت یک کالا تمایل به یکسانی دارد، در شرایطی که کمک هزینه[1] برای هزینه‌های حمل‌ونقل در نظر گرفته شده است." همچنین تعاریف مشابهی توسط کورنات (۶) و مارشال (۲۲) ارائه شده است. در این تعاریف، قیمت‌ها اجازه انحراف از یکدیگر را دارند ولی آربیتراژ یا جایگزینی[2] تضمین می‌کند که آنها در بلندمدت مرتبط هستند (۲). در واقع، استیگلر(۳۳) و کورنات(۶) بر روی فضای جغرافیایی تمرکز می‌کنند (۳). یک مدل نظری برای رابطه بین قیمت‌ها در بازارهای رقابتی همزمان با هاتلینگ (۱۹۲۹) ارائه شده است. در حالیکه این ادبیات بر روی بازارهای کالاهای یکسانی که به واسطه مسافت جدا از هم هستند، تمرکز می‌کند، مدل هاتلینگ می‌تواند در فضای تولید[3] نیز تفسیر شود، یک بازار در فضای تولید می‌تواند به عنوان ناحیه‌ای که قیمت یک کالا تمایل به یکسان بودن دارد، در حالیکه کمک هزینه برای تفاوتهای کیفیت در نظر گرفته شده است، تعریف شود (۲).

برای دستیابی به مفهوم LOP از این منظر و تعاریف بازار بر پایه قیمت، در شکل ۱ تعادل بین دو بازار نشان داده شده است. فرض کنید که یک شوک عرضه در بازار ۱ مانند استان آذربایجان‌شرقی اتفاق می‌افتد که منحنی عرضه را به S'_1 منتقل می‌کند و قیمت و مقدار جدید در p' و q'_1 حاصل می‌شود. این باعث می‌شود که با افزایش مقدار، قیمت کاهش یابد. اتفاقی که در بازار ۲ مانند استان اردبیل می‌افتد بستگی به درجه جانشینی بین دو کالا دارد. اگر امکان هیچ جانشینی بین دو بازار/کالا نباشد، تغییری در قیمت و مقدار در بازار ۲ صورت نخواهد گرفت. اگر دو کالا جانشین کامل باشند، منحنی تقاضا در بازار ۲ به D'_2 منتقل خواهد شد و مصرف‌کنندگان کالای ۱ را جانشین کالای ۲ خواهند کرد (که این قانون قیمت واحد است). اگر کالاها جانشین ناقص باشند، منحنی تقاضا در بازار ۲ تا حدودی به پایین منتقل خواهد شد مثلا به D''_2، ولی نه تا اندازه‌ای که قیمت‌ها در دو بازار مساوی شوند (۳).

میزان تاثیر شوک در بازار ۱ روی بازار ۲ معمولا با کشش‌های متقاطع اندازه‌گیری می‌شود. اما می‌توان به اثر حاصل از شوک عرضه از جنبه قیمت‌ها نگاه کرد. تغییر قیمت در بازار ۱ می‌تواند روی قیمت بازار دیگر از راه‌های مختلف اثر بگذارد. اگرهیچ اثر جانشینی وجود نداشته باشد، منحنی تقاضا تغییر نمی‌کند و هیچ نوسان قیمتی در بازار ۲ وجود نخواهد داشت. اگر اثر جانشینی وجود داشته باشد، منحنی تقاضا در بازار ۲ به پایین منتقل می‌شود و قیمت در این بازار هم جهت با تغییر قیمت در بازار ۱ منتقل می‌شود. قیمت در بازار ۲ می‌تواند حداکثر به همان درصد که در بازار ۱ تغییر کرده، تغییر کند (یعنی LOP) و قیمت‌های نسبی در این حالت ثابت هستند. از اینرو با توجه به اطلاعات ساختاری درباره یک بازار، روابط قیمتی می‌تواند اطلاعاتی درباره اینکه: (۱) آیا دو بازار(کالا) رقابت نمی‌کنند؛ (۲) آیا آنها جانشین‌های ناقص هستند؛ (۳) آیا آنها جانشین‌های کامل هستند و لذا قیمت نسبی ثابت است، فراهم آورد. این مسئله نشان می‌دهد که تعدیل نسبت به یک تعادل جدید می‌تواند بوسیله هزینه‌های تعدیل به تاخیر بیافتد. این مورد می‌تواند در هنگام بررسی روابط قیمتی با تصریح یک مدل پویا الگوسازی شود. با یک مدل پویا می‌توان بررسی نمود که فرایند تعدیل یکطرفه است یا دو طرفه، این مسئله می‌تواند به عنوان رهبری قیمت، برای قیمتی که تعدیل نمی‌شود، تعبیر گردد. یک مثال از این حالت وقتی است که یک بازار مرکزی قیمت بازارهای محلی کوچکتر را تحت تاثیر قرار می‌دهد، ولی این در جهت معکوس اتفاق نمی‌افتد (۳).

در ادبیات اقتصاد، بازارهای کالاهای همگن در موقعیت‌های مکانی جدا ازهم (بررسی از بعد جغرافیایی بازارها) به طور گسترده‌تری مورد مطالعه قرار گرفته است. اساس و پایه این مطالعات شرط تعادلی LOP است که عدم وجود فرصت‌های آربیتراژ را ضمانت می‌کند و برای کارایی قیمتی مکانی ضروری است. قانون قیمت واحد (LOP) یکی از راه‌های اولیه مورد استفاده برای آزمون پیوستگی بازار است. این قانون بیان می‌کند که جدای از هزینه های معامله، بازارهای ناحیه‌ای که توسط تجارت و آربیتراژ متصل شده‌اند، یک قیمت مشترک و واحد دارند (۱۰). طبق حالت اکید یا مطلق LOP، قیمت یک کالا در دو بازار مختلف برابر است و حرکت باهم آنها کامل است و تغییرات قیمت در بازار صادر کننده به بازار وارد کننده بر پایه یک–برای–یک منتقل خواهد شد. اما اینها بندرت در دنیای واقعی قانع‌کننده هستند. به همین علت، یک حالت ضعیف (نسبی) از LOP برای آزمون پیوستگی بازار مطرح شده است. این حالت بیان می‌کند که قیمت‌ها یک رابطه نسبی دارند و سطوح آنها به دلیل عواملی مثل هزینه‌های حمل‌ونقل و سایر هزینه‌های مبادله متفاوت است (۱۲).

1- Allowances
2- Substitutability
3- Product Space



شکل ۱- عکس العمل بالقوه بین دو بازار (مأخذ: محقق)

Figure 1- Potential Market Interaction between Two Markets (Source: reaction)

رایجترین رابطه برای LOP به صورت رابطه (۱) است.

$$lnp_t^1 = \beta + lnp_t^2 \quad (۱)$$

که در آن p_t^2 و p_t^1 به ترتیب قیمت کالا در بازارهای ۱ و ۲ است.

اگر $\beta=0$ باشد، دو قیمت باهم برابر خواهند بود، که این یک حالت اکید[1] از LOP است. اگر $\beta\neq0$ باشد، قیمت‌ها یک رابطه نسبی خواهند داشت، ولی سطح آنها، طوری که در بالا اشاره شد، به دلیل عواملی نظیر هزینه‌های حمل‌ونقل یا تفاوت‌های کیفیتی متفاوت خواهد بود، که این حالت ضعیف[2] LOP است (زمانیکه قیمت‌ها در یک واحد پولی نیستند، نرخ مبادله نیز به عنوان یک بحث در رابطه وارد شده و هزینه حمل‌ونقل نیز ممکن است در مدل لحاظ شود و وقفه‌ها اجازه تمیز بین پیوستگی بازاری آنی و بلندمدت را می‌دهند) (۲).

قانون قیمت واحد (LOP) بیان می‌کند که جدا از هزینه‌های معامله، بازارهای ناحیه‌ای که توسط تجارت و آربیتراژ متصل شده‌اند، یک قیمت مشترک و واحد دارند (۶). هزینه‌های معامله مثلا شامل هزینه‌های بیمه، هزینه‌های قرارداد، هزینه‌های صدور پروانه، هزینه‌های قانونی و احتمالا حق بیمه می‌باشند (۱۵). چندین حالت متفاوت از این " قانون" وجود دارد، بعضی‌ها تفاوتی بین LOP و شرط آربیتراژ مکانی قائل نیستند. این دیدگاه به عنوان شکل ضعیف LOP در نظر گرفته می‌شود. حالت قویتر LOP این است که شرط آربیتراژ مکانی به عنوان یک تساوی (تعادل) گرفته شود. نقض شکل قوی LOP ممکن است بیانگر فقدان یک رابطه تجاری با ثبات یا یک موقعیت غیرتعادلی و یا هر دوی این‌ها باشد (۶).

آزمون LOP تحت فرض غیرخطی بودن رابطه قیمت‌ها

در سال‌های اخیر، در بسیاری از مطالعات سری‌های زمانی اقتصادی، شواهدی وجود دارند مبنی بر اینکه بیشتر سری‌های زمانی خصوصیات غیرخطی را نشان می‌دهند. برای حصول چنین خصوصیات غیرخطی، لازم است که مدل‌های پویای غیرخطی بکار گرفته شوند نکته قابل توجه این است زمانیکه روابط بین مولفه‌های مورد بررسی (اینجا تفاضل قیمت بین دو استان) غیر خطی باشند، آزمون‌های دیکی فولر به داشتن قدرت خیلی کم شناخته شده‌اند (۸). وجود هزینه‌های مبادله‌ای به مفهوم یک فرایند غیرخطی است. مطالعاتی که صریحا هزینه‌های مبادله را نیز حساب می‌کنند تمایل به تایید LOP دارند. درواقع، چشم پوشی از هزینه‌های مبادله می‌تواند منجر به مشکلات اقتصاد سنجی جدی و تورش در نتایج شود (۱۰). برای سادگی فرض می‌شود که هزینه‌های مبادله تنها شامل هزینه‌های حمل‌ونقل می‌باشد. فرض کنید که یک کالای همگن وجود دارد که بین دو بازار منطقه‌ای که به ترتیب با شاخص‌های موقعیت i و j نشان داده می‌شوند مبادله می‌شود. قیمت‌های بازار منطقه‌ای برای کالا شامل p_i و p_j می‌باشند، بعلاوه فرض کنید که در همان لحظه کالا در منطقه i خریده می‌شود و در منطقه j بفروش می‌رسد. هر واحد درآمد آربیتراژگران با فروش در منطقه j بصورت $(1-k)p_j$ است که k هر واحد زیان در ارزش کالا بدلیل هزینه‌های مبادله (حمل‌ونقل) است و $0<k<1$ می‌باشد. بطور کلی هر اندازه که مسافت بین مناطق i و j بیشتر باشد مولفه k به یک نزدیکتر است. بنابراین تا زمانیکه $(1-k)p_j - p_i \leq 0$ باشد یا برعکس $(1-k) \leq p_i/p_j$ باشد، آربیتراژ از منطقه i به منطقه j سودآور نخواهد بود. متناوباً اگر آربیتراژ از j به i باشد، این فعالیت سودآور نخواهد بود چنانچه $p_i/p_j \leq 1/(1-k)$ باشد.

1 Strict Version
2 Weak Version

از ترکیب نامساوی‌های مرتبط با آربیتراژ غیر سودآور رابطه (۲) حاصل می‌شود:

$$1/(1-k) \geq p_i/p_j \geq (1-k) \qquad (۲)$$

ویا بعد از گرفتن لگاریتم طبیعی بصورت رابطه (۳) خواهد بود:

$$-\ln(1-k) \geq y \geq ln(1-k) \qquad (۳)$$

که $y = lnp_i - lnp_j$ است.

رابطه (۳) اشاره به این دارد که یک باندی وجود دارد به اینصورت $[-\ln(1-k), \ln(1-k)]$ که در داخل آن هیچ فعالیت آربیتراژ سودآوری رخ نخواهد داد ولی زمانیکه لگاریتم قیمت‌های نسبی یعنی y بیرون از محدوده باند بیافتد آربیتراژ سودآور خواهد بود. انتظار می‌رود که لگاریتم قیمت‌های نسبی که در داخل باند محدود هستند از حالتی نزدیک به فرایند ریشه واحد، احتمالا بدون رانش[1]، پیروی می‌کنند. ولی لگاریتم قیمت‌های نسبی که خارج از محدوده باند هستند بایستی بازگشت به میانگین[2] باشند. چیزی که استنباط می‌شود این است که آزمون‌های ریشه واحد استانداردی که در طول سال‌ها بکار گرفته می‌شد ممکن است گمراه کننده باشد به همان میزان که فرض مقابل خطی بکار رفته در این آزمون‌ها با وجود هزینه‌های مبادله ناسازگار است (۱۵).

رابطه (۳) به یک باند هزینه مبادلاتی گسسته اشاره دارد چیزی که غالبا در ادبیات فرض شده است و معمولا ثمره آن یک مدل تجربی سازگار با یک مدل خودتوضیحی آستانه(TAR) است. یک چنین رهیافتی زمانی منطقی است که بنگاه‌ها تا درجه بالایی همگن بوده و از نظر جغرافیایی متمرکز شده باشند. ولی تا جائیکه بنگاه‌ها (و یا شرکت‌ها) بطور جغرافیایی متمرکز شده نیستند (یعنی با هزینه‌های مبادلاتی متفاوتی مواجه هستند)، همانند آن چیزی که در این مطالعه مدنظر است، رهیافت آستانه‌ای ممکن است محدودکننده باشد. بنابراین یک جایگزین منطقی که اجازه اعمال یک رشته باندهای هزینه مبادلاتی دهد بطوریکه مفهوم مورد نظر را برساند، می‌تواند مدل انتقال هموار[3] باشد (۱۵). در چنین حالتی فرایند تعدیل غیرخطی می‌تواند در یک مدل خودتوضیحی انتقال هموار[4] (STAR) مشخص شود. اینجا تعدیلات در هر دوره اتفاق می‌افتد ولی سرعت تعدیل با وسعت انحراف از برابری، تغییر می‌کند. یعنی بر خلاف مدل TAR، تغییرات رژیم بتدریج اتفاق می‌افتد بجای اینکه بطور ناگهانی اتفاق بیافتد (۲۳).

1- Drift
2- Mean Reverting
3- Smooth Transition Model
4- Smooth Transition Autoregressive (STAR)

آزمون خطی بودن سری قیمت‌های تفاضلی

در ادبیات موضوع تشخیص وجود رابطه غیرخطی در داده‌های سری زمانی توجه زیادی را به خود جلب کرده است. در زمینه روابط قیمت‌های مکانی این غیرخطی بودن اغلب به وجود هزینه‌های مبادله‌ای نسبت داده می‌شود. بنابراین ابتدا لازم خواهد بود که وجود یا عدم وجود رفتار غیرخطی سری‌های قیمت تفاضلی مورد بررسی قرار گیرد. لذا اولین آزمون، آزمونی است که توسط لوکنن و همکاران (۲۰) ارائه شده است. این آزمون با برآورد رابطه (۴) صورت می‌گیرد(۳۷):

$$y_t = \varphi_0 + \sum_{k=1}^{\omega}(\varphi_{1k} y_{t-k} + \varphi_{2k} y_{t-k} y_{t-d} + \varphi_{3k} y_{t-k} y_{t-d}^2) + \varphi_4 y_{t-d}^3 + u_{ijt} \qquad (۴)$$

که در آن y_t قیمت تفاضلی مورد نظر در زمان t، k طول وقفه خودرگرسیون، d طول وقفه تاخیر و u_{ij} جزء خطا نوفه سفید است.

فرضیه صفر که فرض خطی بودن $\varphi_{1k} = \varphi_{2k} = \varphi_{3k} = \varphi_4 = 0$ برای تمام k ها) است در مقابل فرض غیرخطی بودن با استفاده از آماره آزمون نوع LM مورد آزمون قرار می‌گیرد. البته به خاطر مسئله دیویس(۱۹۷۷، ۱۹۸۷) مقادیر بحرانی LM حالت استاندارد نداشته و باید شبیه سازی گردند. طول وقفه بهینه خودرگرسیون (k) و طول وقفه تاخیر (d) براساس داده‌های نمونه می‌تواند از مجموعه $k,d \in \{1,2,3,4,5,6\}$ انتخاب شود (۵).

آزمون بعدی آزمون BDS است که توسط براک، دیچرت و شیکمن(۴) توسعه داده شده است که رایجترین آزمون برای سنجش رفتارغیرخطی بودن می‌باشد. این آزمون در اصل برای آزمون فرض صفر مبنی بر وجود توزیع با توان معین و مستقل[5] (iid) با هدف کشف حرکات آشوبناک غیرتصادفی[6] طراحی شده بود. با اینحال بیشتر مطالعات نشان داده‌اند که آزمون BDS توان بالایی در مقابل دامنه وسیعی از فروض مقابل خطی و غیرخطی دارد. بعلاوه این آزمون زمانیکه بر روی پسماندهای یک مدل مناسب برآورد شده بکار گرفته می‌شود، می‌تواند بعنوان یک آزمون مرکب[7] یا آزمون خطای تصریح[8] استفاده شود (۳۷). شکل ریاضی آزمون BDS بصورت رابطه رابطه (۵) می‌باشد.

$$BDS_{\varepsilon,m} = \frac{\sqrt{T}}{\sqrt{V_{\varepsilon,m}}}(C_{\varepsilon,m} - (C_{\varepsilon,1})^m) \qquad (۵)$$

که در آن T تعداد مشاهدات ، $C_{\varepsilon,m}$ انتگرال همبستگی[9] با بعد

5- Ientically and Independently Distributed
6- Non-random Chaotic Dynamics
7- Portmanteau test
8- Mis-specification Test
9- Correlation Integral

محاط[1] m و سطح تحمل[2] (یا فاصله ابعادی[3]) ε می‌باشد و $V_{\varepsilon,m}$ واریانس مجانبی[4] از $C_{\varepsilon,m}$ است. آماره BDS بطور مجانبی از توزیع نرمال استاندارد تبعیت می‌کند و آزمونی دوطرفه است. فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن، زمانیکه سری بطور خطی به شکل نوفه سفید باشد، برای مقادیر مطلق بزرگ از آماره آزمون رد می‌شود. یک مسئله مهم در محاسبه BDS انتخاب فاصله ابعادی(ε) می‌باشد. از آنجایی که این مسئله کار آسانی نیست اینجا یک دامنه از ε بکار گرفته می‌شود: چهار مقدار هم فاصله، از 0.5σ تا 2σ، که σ انحراف معیار داده‌ها است (۸).

آزمون ریشه واحد غیرخطی و قانون قیمت واحد

اگر p_{it} و p_{jt} را به ترتیب لگاریتم قیمت‌ها برای یک کالای همگن در بازارهای i و j جدا از هم از نظر جغرافیایی مانند استان آذربایجان‌شرقی و اردبیل در زمان t تصور گردد، برای اینکه شکل قوی LOP برقرار باشد باید قیمت تفاضلی $p_{ijt} = p_{it} - p_{jt}$ میانگین–صفر ایستا[5] باشد. در نتیجه تمرکز اصلی این مطالعه بر روی قیمت‌های تفاضلی خواهد بود. در نتیجه با اطمینان از اینکه سری‌های تفاضلی قیمت از رفتار غیرخطی تبعیت می‌کنند لازم خواهد بود که وجود ریشه واحد در این سری‌های قیمت، به روش غیرخطی آزمون گردد. کاپتانیوس و همکاران (۱۹) بر روی یک نوع خاص از پویایی غیرخطی که بوسیله مدل ESTAR[6] بدست می‌آید، آید، تمرکز کردند و یک آزمون با فرضیه صفر مبنی بر یک فرایند ریشه واحد غیرخطی در برابر فرضیه مقابل یک فرایند ESTAR سراسر ایستا غیرخطی طراحی کردند. با در نظر گرفتن p_{it} و p_{jt} بعنوان لگاریتم طبیعی قیمت‌ها در بازارهای i و j که بصورت جغرافیایی جدا از هم هستند، برای قیمت‌های تفاضلی یعنی $p_{ijt} = p_{it} - p_{jt}$ مدل ESTAR از مرتبه ۱ و پارامتر تاخیر ۱ از یک قیمت تفاضلی ممکن است بصورت رابطه (۶) نوشته شود:

$$p_{ijt} = \delta_{ij} p_{ijt-1} + \pi_{ij} p_{ijt-1}\left(1 - \exp\left(-\theta_{ij} p_{ijt-1}^{2}\right)\right) + \varepsilon_{ijt} \quad (۶)$$

و یا با استفاده از بازنویسی مناسب به صورت رابطه (۷) نوشته شود:

$$\Delta p_{ijt} = \mu_{ij} p_{ijt-1} + \pi_{ij} p_{ijt-1}\left(1 - \exp\left(-\theta_{ij} p_{ijt-1}^{2}\right)\right) + \varepsilon_{ijt} \quad (۷)$$

که در آن، $\rho_{ij} \pm \delta_{ij} - 1$ است و θ_{ij} (مثبت) سرعت برگشت به میانگین را معین می کند، ρ_{ij} می تواند مثبت، منفی یا صفر باشد ولی برقراری شرایط $\pi_{ij} \neq 0$ و $\rho_{ij} + \pi_{ij} < 0$ از شروط لازم برای سراسر ایستایی می‌باشد. فرایند ESTAR در مجاورت یک مجذوب‌کننده[7] (نقطه تعادل) اجازه برای ناایستایی و یا بی‌ثباتی بالقوه در سیستم را می‌دهد و ولی زمانیکه به اندازه کافی از آن نقطه دور است یک رفتار تعدیل‌کننده بسوی مجذوب‌کننده را نشان می‌دهد.

با وارد کردن قید $\rho_{ij} \pm 0$ در رابطه (۷) (که منعکس‌کننده این نکته می‌باشد که p_{ij}، در محل مجذوب‌کننده، یک فرایند ریشه واحد است)، کاپتانیوس و همکاران (۱۹) یک آزمون برای وجود ریشه واحد غیرخطی در مقابل یک فرایند ESTAR غیرخطی ولی سراسر ایستا بر پایه ارزش پارامتر θ_{ij} پیشنهاد دادند که در فرضیه صفر آن این پارامتر صفر و در فرضیه مقابل اکیدا مثبت می‌باشد. ولی تا زمانیکه پارامتر π_{ij} تحت فرض صفر نتواند شناخته شود، پروسه آزمون حقیقی بصورت رگرسیون کمکی رابطه (۸) خواهد بود:

$$\Delta p_{ijt} = \beta_{ij} p_{ijt-1}^{3} + \sum_{l=1}^{L} \gamma_l \Delta p_{ijt-l} + \varepsilon_{ijt} \quad (۸)$$

مدل (۸) از یک تقریب مرتبه اول تیلور از تابع انتقالی مدل ESTAR و تحت فرضیه $H_0: \theta_{ij} = 0$ مشتق شده است. وجود ریشه واحد غیرخطی در قیمت تفاضلی با قید $\beta_{ij} \pm 0$ سازگار است، درحالیکه غیرخطی بودن و سراسر ایستا بودن با قید $\beta_{ij} < 0$ سازگار است. معنی‌داری آماری β_{ij} می‌تواند با یک آماره از نوع t آزمون شود. مدل ESTAR در رابطه (۶) فرض می‌کند که مجذوب‌کننده صفر است. بنابراین رد فرضیه صفر در رگرسیون کمکی به این معنی است که برای دو سری قیمت p_{jt} و p_{it} شکل قوی LOP برقرار است. همانطور که چانگ و همکاران (۵) نشان دادند رگرسیون کمکی (۸) می‌تواند اصلاح شود تا مولفه‌های قطعی (μ_{ijt}) را نیز در بر بگیرد و اجازه آزمون شکل ضعیف LOP را بدهد. از اینرو رگرسیون کمکی بصورت رابطه (۹) قابل بیان می‌باشد:

$$\Delta p_{ijt} = \mu_{ijt} + \beta_{ij} p_{ijt-1}^{3} + \sum_{l=1}^{L} \gamma_l \Delta p_{ijt-l} + \varepsilon_{ijt} \quad (۹)$$

در این مورد، رد فرضیه صفر $\beta_{ij} \pm 0$ اشاره به این خواهد داشت که قیمت تفاضلی در سطح ایستا است. به این معنی که قیمت

1- Embedding Dimension
2- Tolerance Level
3- Dimensional Distance
4- Asymptotic
5- Zero-mean Stationary
6- Exponential Smooth Transition Autoregressive
7- Attractor

تفاضلی حول مجذوب‌کننده می‌چرخند (یا معادل آن این است که برای دو سری قیمت p_{it} و p_{jt} شکل ضعیف LOP برقرار است). اینجا نیز معنی‌داری پارامتر β_{ij} در رابطه (۷) می‌تواند توسط آماره‌ای از نوع t آزمون شود (۸).

یک مشکل مهم (و همزمان بطور معمول چشم‌پوشی شده) در آزمون ریشه واحد این است که چنین آزمون‌هایی مشروط به وجود متغیرهای توضیحی قطعی[1] هستند و آزمون‌هایی برای وجود متغیرهای توضیحی قطعی مشروط به وجود ریشه‌های واحد هستند. برای حل این مشکل می‌توان از رهیافت امنوئیلیدس و فوسکیس (۸) بهره گرفت. این محققان از روش پیشنهادی اندرس (۹) که برای سری‌های خطی ارائه شده است، استفاده کرده و با بسط و توسعه آن یک آزمون مناسب پیشنهاد کرده‌اند. فرایند کار به این ترتیب می‌باشد که ابتدا مدل (۹) برآورد می‌گردد پس از آن فرضیه صفر $H_0: \beta_{ij} = 0$ در برابر فرض $H_1: \beta_{ij} < 0$ مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای این منظور از آماره نوع t مشخص شده با τ_μ استفاده می‌شود. در صورت رد فرض صفر که بیان‌کننده عدم وجود ریشه واحد می‌باشد، پارامتر μ_{ij} در رابطه (۹) تحت فرض صفر $H_0: \mu_{ij} = 0$ در مقابل فرض $H_1: \mu_{ij} \neq 0$ و با استفاده از توزیع نرمال استاندارد آزمون می‌گردد که آماره آزمون با t معین شده است. در این مرحله رد فرض صفر مؤید برقراری LOP ضعیف بین دو استان مورد بررسی (به عنوان مثال استان تهران و زنجان) است و چنانچه نتوان فرض صفر را رد کرد نتیجه گرفته می‌شود که LOP قوی بین دو استان مورد مطالعه برقرار می‌باشد. ولی در صورتیکه فرض $H_0: \beta_{ij} = 0$ در مرحله اول رد نشود فرض $H_0: \mu_{ij} = 0$ در برابر فرض $H_1: \mu_{ij} \neq 0$ مورد آزمون قرار می‌گیرد مشروط به اینکه $\beta_{ij} \neq 0$ در نظر گرفته شود. دراین قسمت نیز آماره آزمون با $\tau_{\mu\mu}$ مشخص می‌شود. در این مرحله اگر فرض صفر رد گردد از توزیع نرمال برای آزمون فرض $H_0: \beta_{ij} = 0$ در مقابل $H_1: \beta_{ij} < 0$ بهره گرفته می‌شود. آماره آزمون مربوطه با n_μ مشخص شده است. در شرایطی که فرض صفر رد گردد که بیان کننده عدم وجود ریشه واحد است برقراری LOP ضعیف بین دو استان تایید می‌شود. ولی در صورتی که نتوان فرض صفر را رد کرد نتیجه گرفته می‌شود که ریشه واحد وجود دارد و بین این دو استان LOP برقرار نمی‌باشد. حال اگر فرض صفر آزمون شده با آماره $\tau_{\mu\mu}$ رد نشود، ملزم به کسب شواهد اضافی باآزمون فرض صفر $H_0: \mu_{ij} = \beta_{ij} = 0$ خواهیم بود. برای این منظور از آماره نوع F استفاده می‌گردد که اینجا با نماد Φ مشخص شده است. در صورتیکه فرض صفر رد شود به مرحله قبل و آزمون n_μ باز می‌گردیم. ولی اگر فرض صفر رد نشود مدل (۸) برآورد می‌گردد سپس فرض صفر $H_0: \beta_{ij} = 0$ در مقابل فرض $H_1: \beta_{ij} < 0$ مورد آزمون قرار می‌گیرد. در این قسمت نیز آماره آزمون با نماد τ مشخص شده است. چنانچه فرض صفر مطرح شده رد شود، نتیجه گرفته می‌شود که ریشه واحد وجود ندارد و LOP قوی بین دو استان مورد بررسی برقرار است ولی عدم رد فرض صفر مبین وجود ریشه واحد و عدم برقراری LOP خواهد بود. فرایند کار مطابق این رهیافت در شکل ۲ آمده است که این شکل بطور خلاصه در برگیرنده مراحل کار در مطالعه حاضر می‌باشد. این شکل مراحل مورد بحث و نیز آزمون‌های مربوطه در هر مرحله را نشان می‌دهد. مقادیر بحرانی مربوط به آماره‌های آزمون t ($\tau, \tau_\mu, \tau_{\mu\mu}$) و F ($\Phi$) در مقاله امنوئیلیدس و فوسکیس (۸) برای سطوح متفاوت دنباله احتمالاتی و برای اندازه‌های مختلف نمونه آمده است.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل داده‌های روزانه قیمت خرده‌فروشی تخم‌مرغ طی سال‌های ۹۲-۱۳۸۵ مربوط به استان‌های شمال‌غرب کشور شامل بر: آذربایجان‌شرقی، آذربایجان-غربی، اردبیل، زنجان و تهران می‌باشد که از بانک اطلاعاتی شرکت پشتیبانی امور دام کشور جمع‌آوری گردید. براساس ادبیات رایج در موضوع تحقیق حاضر بایستی یک بازار مرکزی برای استان‌های مورد بررسی در نظر گرفت و پیوستگی این بازار مرکزی و بازارهای پیرو را مورد مطالعه قرار داد. بدین منظور در بین پنج استان انتخاب شده استان تهران بعنوان بازار مرکزی در نظر گرفته می‌شود. دلیل آن این است که استان تهران برای سایر استان‌های کشور از جمله استان‌های شمال‌غرب کشور حکم رهبری قیمت و اطلاعات قیمت بازار را دارد. عموما قیمت نهاده‌های تولیدی که نقش عمده‌ای در تعیین قیمت تخم‌مرغ دارد توسط بازار تهران هدایت یا کنترل می‌گردند. به شواهد تاریخ، بازار تهران در جریان مبادله اطلاعات قیمتی کالاها و نهاده‌ها نقش اساسی دارد و بازار مصرف و تولید تخم‌مرغ نیز این استان به سبب بزرگ بودن آن نقش اساسی دارد. از طرف دیگر قهرمان زاده و محمودی (۱۱) نشان دادند که در بازار تخم‌مرغ کشور، استان تهران نقش بازار مرکزی را دارد. بنابراین در این مطالعه استان تهران به عنوان بازار مرکزی برای چهار استان آذربایجان‌شرقی، آذربایجان-غربی، اردبیل و زنجان در نظر گرفته می‌شود. همچنین در سطح

1- Deterministic Regressors

استان‌های شمال‌غرب کشور همانند ادبیات موضوع (نظیر مطالعه صورت گرفته توسط امنوئیلیدس و فوسکیس (۸)) استان آذربایجان-شرقی به لحاظ آنکه تولید و مصرف این محصول در آن در مقایسه با سایر استان‌های مورد نظر در سطح بالایی بوده و همچنین از لحاظ اهمیت آن در مبادله اطلاعات قیمتی، این استان نقش اساسی در تعیین قیمت تخم‌مرغ در شمال‌غرب را دارد به عنوان بازار مرکزی بین استان‌های شمال‌غرب انتخاب می‌شود و استان‌های آذربایجان-غربی، اردبیل و زنجان بعنوان بازارهای پیرو در نظر گرفته می‌شوند. البته این مسئله از لحاظ اقتصاد سنجی نیز مورد سنجش واقع خواهد شد.

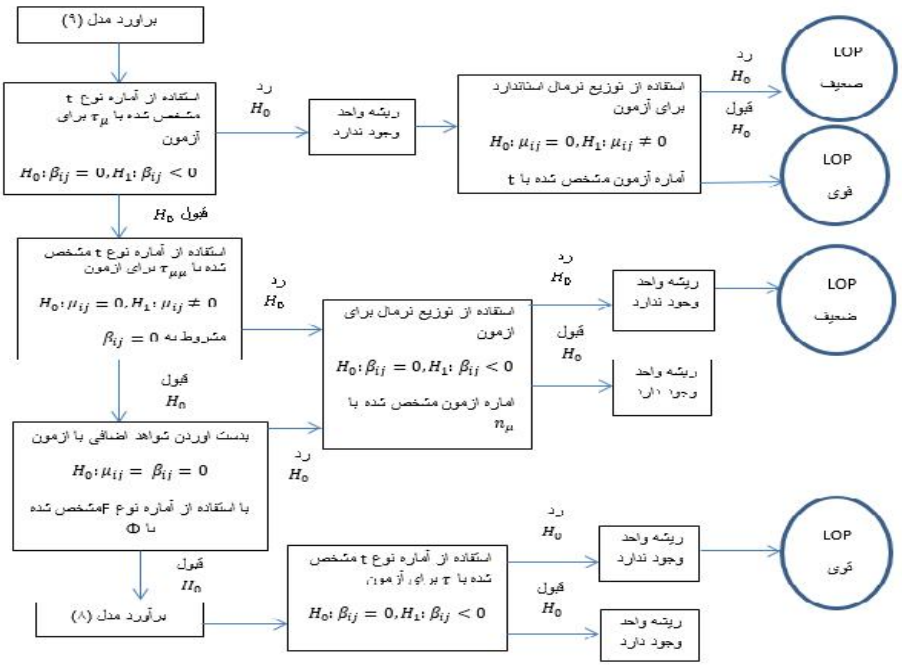
نتایج و بحث

با توجه به اینکه اطلاعات این پژوهش به صورت سری زمانی می‌باشند لذا در گام اول ایستایی متغیرها از طریق آزمون ریشه واحد DF-GLS بررسی شد که نتایج آن برای محصول تخم‌مرغ در جدول ۲ آمده است. فرایند آزمون‌ها بر پایه تفاضل‌های قیمت دوجانبه صورت گرفته است. برای جلوگیری از خطاهای بالقوه موجود در انتخاب بازار انفرادی بعنوان بازار مرکزی و برای ارزیابی توان نتایج تجربی، آزمون‌های خطی بودن و آزمون بررسی LOP با تمام بازارهای مرکزی جایگزین ممکن انجام شده است. تفاضل‌های قیمت مورد نظر بصورت $p_{ijt} \vDash p_{it} - p_{jt}$ می‌باشد که اندیس اول یعنی i مشخص کننده بازار مرکزی است.با توجه به نتایج آزمون DF-GLS بر روی قیمت‌های تفاضلی تخم‌مرغ که در جدول ۲ آمده است و وقفه بهینه براساس آماره آکایک (AIC) مشروط به نوفه سفید بودن اجزای اخلال تعیین شده است. براساس جدول ۲ ملاحظه می‌گردد تمامی قیمت‌های تفاضلی تخم‌مرغ در بازارهای مورد نظر در سطح داده‌ها ایستا بوده و جمعی از درجه صفر I(0) می‌باشند.

نتایج آزمون خطی بودن لوکنن و همکاران(۱۹۸۸)

در آزمون خطی بودن لوکنن و همکاران(۱۹۸۸) طول وقفه بهینه خودرگرسیون (k) و طول وقفه تاخیر (d) براساس داده‌های نمونه از مجموعه $k,d \in \{۱،۲،۳،۴،۵،۶\}$ انتخاب شده است و آماره آزمون F محاسبه شده است. نتایج مربوط به این آزمون در جدول ۳ برای محصول تخم‌مرغ آمده است.

مطابق جدول ۳ ملاحظه می‌گردد به عنوان مثال زمانی که استان آذربایجان‌شرقی به عنوان بازار مرکزی برای استان اردبیل در نظر گرفته می‌شود



شکل ۲- فرایند آزمون شکل قوی و ضعیف LOP با یک قیمت تفاضلی غیرخطی (مأخذ: امنوئیلیدس و فوسکیس (۸))

Figure 2- Process to test for the weak and strong version of the LOP with a nonlinear price differential (Source: Emmanouilides and Fousekis(8)).

مقدار آماره F برای این قیمت تفاضلی برابر با ۱۱/۳۲ است که در سطح احتمالی یک درصد معنی دار می‌باشد، در نتیجه فرض صفر خطی بودن قیمت تفاضلی آذربایجان‌شرقی–اردبیل برای تخم‌مرغ رد می‌شود.

جدول ۲- نتایج آزمون DF-GLS برای قیمت تفاضلی تخم‌مرغ در استان‌های مورد نظر

Table 2- Results of the DF-GLS unit root test for egg price differentials in the studied provinces

سری قیمت Price Series	متغیر Variable	آماره DF-GLS DF-GLS Statistic	مقادیر بحرانی Critical Values			وقفه بهینه Optimal Lag
			10%	5%	1%	
بازار مرکزی: تهران Benchmark Market: Tehran						
آذربایجان‌شرقی East Azerbaijan	$P_{Te\text{-}As}$	-4.125	-2.55	-2.84	-3.84	5
آذربایجان‌غربی West Azerbaijan	$P_{Te\text{-}Ag}$	-5.202	-2.55	-2.84	-3.48	5
اردبیل Ardebil	$P_{Te\text{-}Ar}$	-4.527	-2.55	-2.84	-3.48	6
زنجان Zanjan	$P_{Te\text{-}Za}$	-6.933	-2.55	-2.84	-3.48	3
بازار مرکزی: آذربایجان‌شرقی Benchmark Market: East Azerbaijan						
آذربایجان‌غربی West Azerbaijan	$P_{As\text{-}Ag}$	-12.46	-2.55	-2.84	-3.48	3
اردبیل Ardebil	$P_{As\text{-}Ar}$	-10.83	-2.55	-2.84	-3.48	4
زنجان Zanjan	$P_{As\text{-}Za}$	-7.473	-2.55	-2.84	-3.48	3

Source: Research findings ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- نتایج آزمون خطی بودن لوکنن و همکاران(۱۹۸۸) برای تخم‌مرغ

Table 3- Result of the Luukkonen et al.(1988) linearity test for egg

سری قیمت Price Series	متغیر Variable	d	آماره F F statistic	p-value
بازار مرکزی: تهران Benchmark Market: Tehran				
آذربایجان‌شرقی East Azerbaijan	$P_{ch.Te\text{-}As}$	1	13.86	0.001
آذربایجان‌غربی West Azerbaijan	$P_{ch.Te\text{-}Ag}$	1	18.47	0.001
اردبیل Ardebil	$P_{ch.Te\text{-}Ar}$	1	7.39	0.001
زنجان Zanjan	$P_{ch.Te\text{-}Za}$	1	10.39	0.001
بازار مرکزی: آذربایجان‌شرقی Benchmark Market: East Azerbaijan				
آذربایجان‌غربی West Azerbaijan	$P_{ch.As\text{-}Ag}$	1	16.27	0.001
اردبیل Ardebil	$P_{ch.As\text{-}Ar}$	1	11.32	0.001
زنجان Zanjan	$P_{ch.As\text{-}Za}$	1	13.71	0.001

Source: Research findings ماخذ: یافته‌های تحقیق

به همین ترتیب فرض صفر خطی بودن برای تمامی قیمت‌های تفاضلی مربوط به تخم‌مرغ براساس این آزمون قویا رد می‌شود. لذا قیمت‌های تفاضلی تخم‌مرغ از رفتار غیرخطی تبعیت می‌نمایند.

نتایج آزمون خطی بودن BDS

در مطالعه حاضر آزمون BDS برروی پسماندهای یک مدل ARIMA[1] انجام شد تا وجود یا عدم وجود هرگونه وابستگی غیرخطی بعد از برآورد مدل ARIMA بررسی گردد. در همین راستا ابتدا مدل مناسب ARIMA برای هرسری برآورد شد. جدول ۴ مدل مناسب برای هر سری را نشان می‌دهد.

جدول ٤- نتایج مربوط به مدل نهایی ARIMA برای تخم‌مرغ

Table 4- Results of final model for egg

سری قیمت تفاضلی price differentials Series	مدل انتخابی Selected model
P_{Te-As}	ARMA(6,0,0)
P_{Te-Ag}	ARMA(6,0,0)
P_{Te-Ar}	ARMA(7,0,0)
P_{Te-Za}	ARMA(4,0,0)
P_{As-Ag}	ARMA(9,0,0)
P_{As-Ar}	ARMA(7,0,0)
P_{As-Za}	ARMA(4,0,0)

Source: Research findings ماخذ: یافته‌های تحقیق

پس از برآورد مدل ARIMA برای هریک از سری‌ها و انتخاب مدل مناسب، آزمون BDS بر روی پسماندهای هریک از این مدل‌ها انجام شد. در مطالعه حاضر آزمون BDS با بعد محاط (m) ۲ تا ۸ و چهار مقدار فاصله ابعادی ۰/۵ – ۲ برابر انحراف معیار داده‌ها (σ) انجام شد ولی جهت اجتناب از طولانی شدن مقاله فقط فاصله ۲ برابر انحراف معیار ($\varepsilon = 2\sigma$) گزارش شده‌اند. نتایج مربوط به این آزمون در جدول ۵ آمده است. نتایج گزارش شده در جدول ۵ نشان می‌دهد که به عنوان مثال در قیمت تفاضلی تهران-آذربایجان‌غربی مقدار آماره آزمون BDS برای بعد محاط کننده m=4 و برای $\varepsilon = 2\sigma$ معادل با ۱۱/۲۱ بوده و در سطح احتمالی ۱ درصد معنی دار می‌باشد در نتیجه فرض توزیع معین و مستقل در مشاهدات رد می‌گردد و وجود رابطه غیرخطی در این سری تفاضلی تایید می‌شود. همین نتیجه برای تمامی سری‌های قیمت تفاضلی تخم‌مرغ قابل مشاهده است. در نهایت برای تمامی سری‌ها، آزمون BDS در سطوح ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪ معنی‌دار است ولذا فرض صفر توزیع یکسان و مستقل در مشاهدات رد شده و وجود رابطه غیرخطی در سری‌ها تایید می‌گردد.

نتایج آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی و LOP

بر اساس نتایج حاصل از آزمون‌های خطی بودن، وجود یا عدم وجود LOP در سری‌های مورد بررسی از طریق آزمون ریشه واحد غیرخطی تعیین خواهد شد. مراحل انجام این آزمون طبق فرایند مطرح شده در شکل ۲ صورت گرفته است. مقادیر بحرانی مربوط به آماره‌های آزمون t ($\tau, \tau_{\mu}, \tau_{\mu\mu}$) و F ($\Phi$) در مقاله امنوئیلیدس و فوسکیس (۲۰۱۲) برای سطوح متفاوت دنباله احتمالاتی و برای اندازه‌های مختلف نمونه آمده است.

جدول ٥- آماره آزمون BDS (با بعد محاط ۲-۸) بر روی قیمت‌های تفاضلی تخم‌مرغ

Table 5- Results of the BDS test (for m=2-8) on egg price differentials.

	P_{Te-As}		P_{Te-Ag}		P_{Te-Ar}		P_{Te-Za}		P_{As-Ag}		P_{As-Ar}		P_{As-Za}	
m \ ε	2σ	p-val.	2σ	p-val.	2σ	p-val.	2σ	p-val.	2σ	p-val.	2σ	p-val.	2σ	p-val.
2	10.22	0.000	10.36	0.000	9.78	0.000	9.58	0.000	15.17	0.000	11.36	0.000	10.85	0.000
3	11.09	0.000	10.71	0.000	10.14	0.000	10.21	0.000	15.04	0.000	11.29	0.000	11.04	0.000
4	10.95	0.000	11.21	0.000	10.31	0.000	10.27	0.000	14.86	0.000	10.95	0.000	11.02	0.000
5	10.71	0.000	11.33	0.000	10.29	0.000	10.33	0.000	14.47	0.000	10.66	0.000	11	0.000
6	10.27	0.000	11.15	0.000	10.24	0.000	10.48	0.000	14.06	0.000	10.42	0.000	10.89	0.000
7	10.09	0.000	10.87	0.000	10.04	0.000	10.52	0.000	13.63	0.000	10.31	0.000	10.9	0.000
8	9.87	0.000	10.59	0.000	9.78	0.000	10.50	0.000	13.3	0.000	10.18	0.000	11.02	0.000

Source: Research findings ماخذ: یافته‌های تحقیق

1- Autoregressive integrated moving average

جدول ۶ نتایج حاصل از آزمون‌های LOP را ارائه می‌دهد. با توجه به نتایج گزارش شده در جدول ۶ در تمامی سری‌ها فرض صفر ریشه واحد غیرخطی در اولین گام از فرایند آزمون در سطح معنی داری ۱ درصد رد شد. به عنوان مثال برای قیمت تفاضلی تخم‌مرغ تهران-آذربایجان‌غربی مقدار آماره آزمون τ_μ معادل با ۱۳/۱۷- است که در مقایسه با مقدار بحرانی آن در سطح ۱ درصد یعنی ۳/۴۷- فرض صفر وجود ریشه واحد رد شد. در مرحله بعد آزمون t بر روی پارامتر عرض از مبدا مدل (۹) انجام شد، مقدار این آماره نیز برای جفت استان‌های تهران-آذربایجان‌شرقی، تهران-آذربایجان‌غربی، تهران-زنجان، آذربایجان‌شرقی-آذربایجان‌غربی، آذربایجان‌شرقی-اردبیل و آذربایجان‌شرقی-زنجان به ترتیب برابر است با ۰/۹۹-، ۰/۷۲، ۲/۳۲-، ۰/۵۸، ۰/۵۶-، و ۱/۰۲- که فرض صفر برای تمامی قیمت‌های تفاضلی در سطح ۱ درصد رد نشده و وجود LOP قوی بین جفت استان‌های مورد بحث برای محصول تخم‌مرغ تایید گردید. برای دو استان تهران-اردبیل نیز مقدار این آماره برابر با ۱/۹۱- است که از لحاظ آماری در سطح ۱۰ درصد معنی دار بوده و برقراری LOP ضعیف بین این دو استان تایید می‌گردد. در نتیجه زمانی که استان تهران به عنوان بازار مرکزی در نظر گرفته می‌شود برای محصول تخم‌مرغ بین استان‌های تهران-آذربایجان‌شرقی، تهران- آذربایجان-غربی و تهران-زنجان LOP قوی و برای دو استان تهران-اردبیل LOP ضعیف برقرار است. همچنین زمانی که استان آذربایجان‌شرقی به عنوان بازار مرکزی برای استان‌های شمال‌غرب کشور انتخاب گردد بین استان‌های آذربایجان‌شرقی-آذربایجان‌غربی، آذربایجان‌شرقی-اردبیل و آذربایجان‌شرقی-زنجان LOP قوی برقرار می‌باشد.

جدول ٦- نتایج آزمون LOP برای محصول تخم‌مرغ در استان‌های مورد نظر

Table 6- Result of LOP tests on Egg price differentials

سری قیمت تفاضلی Differentials price Series	L	آماره t_μ t_μ-statistic	آماره t t statistic	نتایج Conclusion
بازار مرکزی: تهران Benchmark Market: Tehran				
آذربایجان‌شرقی East Azerbaijan	5	-14.08***	-0.99	Strong LOP
ذربایجان‌غربی West Azerbaijan	4	-13.17***	0.72	Strong LOP
اردبیل Ardebil	6	-10.46***	-1.91*	Weak LOP
زنجان Zanjan	5	-12.66***	-2.32	Strong LOP
بازار مرکزی: اذربایجان‌شرقی Benchmark Market: East Azerbaijan				
ذربایجان‌غربی West Azerbaijan	7	-8.64***	0.58	Strong LOP
اردبیل Ardebil	8	-11.77***	-0.56	Strong LOP
زنجان Zanjan	3	-14.39***	-1.02	Strong LOP

***، ** و * به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪.

***, **, and *statistically significant at the 1%, 5%, and 10% level, respectively

ماخذ: یافته‌های تحقیق

Source: Author's estimate.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش با توجه به این نکته که روابط قیمت‌های مکانی به دلیل وجود هزینه‌های حمل‌ونقل و سایر هزینه‌های مبادلاتی ممکن است غیرخطی باشند، برقراری قانون قیمت واحد (LOP) در بازار تخم‌مرغ استان‌های منتخب شامل بر پنج استان آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، تهران و زنجان تحت روابط غیرخطی مورد

بررسی و تجزیه و تحلیل قرار گرفت. مطابق نتایج بدست آمده بازارهای مذکور برای محصول تخم‌مرغ بخوبی پیوسته هستند و LOP در تمامی جفت‌های بازار برقرار است با این توضیح که بجز دو استان تهران–اردبیل در بقیه استان‌ها LOP قوی برقرار است و بین دو استان تهران و اردبیل LOP ضعیف برقرار می‌باشد.

زمانیکه LOP قوی برقرار است سری قیمت‌های p_{it} و p_{jt} با بردار همجمعی $(1,0,-1)$ همجمع می‌باشد درصورتیکه هنگام برقراری LOP ضعیف دو سری قیمت با بردار همجمعی $(1,-\mu_{ij},-1)$ همجمع هستند. در هر دو حالت LOP قوی و LOP ضعیف در بلندمدت، انتقال کامل شوک‌ها از یک بازار مکانی به سایر بازارها صورت می‌گیرد. در واقع وجود LOP قوی یعنی اینکه قیمت تخم‌مرغ در دو بازار مختلف تقریبا برابراست و حرکت باهم قیمت‌ها در این دو بازار کامل است. به عبارت دیگر اکثر تغییراتی که در بازار یکی از استان‌ها اتفاق بیافتد وضعیت بازار تخم‌مرغ در استان دیگر را تحت تاثیر قرار خواهد داد. در خصوص بازار تخم‌مرغ به عنوان مثال در حالتی که LOP قوی بین دو استان نظیر استان تهران و آذربایجان‌غربی برقرار است اکثر تغییراتی که در بازار تخم‌مرغ استان تهران اتفاق بیافتد وضعیت بازار تخم‌مرغ استان آذربایجان‌غربی را تحت تاثیر قرار خواهد داد. این شرایط برای بازارهای تخم‌مرغ استان-های تهران–آذربایجان‌شرقی، تهران–زنجان،آذربایجان‌شرقی–آذربایجان‌غربی،آذربایجان‌شرقی–اردبیل و آذربایجان‌شرقی–زنجان که LOP قوی بین آنها وجود دارد نیز به همین صورت می‌باشد. اما در حالت وجود LOP ضعیف عموما یک رابطه نسبی بین قیمت‌های دو استان حاکم است و سطوح قیمت تخم‌مرغ در آنها به دلایلی مثل هزینه‌های حمل‌و نقل و سایر هزینه‌های مبادله و یا تفاوت‌های کیفیتی متفاوت است. این وضعیت در بازار تخم‌مرغ بین دو استان تهران–آذربایجان‌غربی که LOP ضعیف در آنها برقرار می‌باشد قابل مشاهده است. به این معنی که هزینه‌های مبادله و حمل‌ونقل و یا تفاوت‌های کیفیتی در قیمت‌های نسبی تخم‌مرغ بین هر دو جفت استان مذکور اثرگذار است. در هر دو حالت LOP قوی و LOP ضعیف در بلندمدت، انتقال کامل شوک‌ها از یک بازار مکانی به سایر بازارها صورت می‌گیرد. مفهوم نتایج این است که اگر در بلندمدت در قیمت روزانه خرده‌فروشی هر یک از بازارهای تخم‌مرغ ۱ درصد تغییر رخ دهد موجب ۱ درصد تغییر در قیمت روزانه خرده‌فروشی سایر بازارها خواهد شد.

بطور کلی نتایج بدست آمده از آزمون LOP برای استان‌های مورد بررسی نشان می‌دهد پیوستگی کامل مکانی بین هرپنج استان برای محصول تخم‌مرغ وجود دارد. به این مفهوم که فعالیت‌های آربیتراژ بطور سودآوری از فرصت‌های موجود استفاده می‌کند و کارایی اقتصادی را افزایش می‌دهد. لذا هرگونه مداخله یا شکست بازار در هریک از استان‌ها، وضعیت عرضه و تقاضای بازار استان‌های دیگر را تحت تاثیر قرار می‌دهد. در نتیجه با در نظر گرفتن این که بازار محصول تخم‌مرغ در بین پنج استان مورد مطالعه پیوسته بوده و قانون قیمت واحد نیز در آن جاری است، این استان‌ها به عنوان یک بازار تلقی گردیده و بازارها از لحاظ کارایی در سطح مطلوبی قرار دارند. بنابراین دولت هرگونه سیاستی را در هریک از این استان‌ها اجرا کند آثار این سیاست به‌طور کامل به استان‌های دیگر نیز منتقل شده و رفاه تولید کنندگان و مصرف کنندگان این استان‌ها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. لذا توصیه می‌گردد سیاستگذاران و برنامه‌ریزان یک نگاه کلی به قضیه داشته باشند و با توجه به پیوستگی بازارها و انتقالات قیمتی بین این بازارها برنامه خود را به صورت منطقه‌ای اتخاذ نمایند.

براساس آزمون LOP ملاحظه می‌گردد که در استان‌های شمال-غرب کشور عموما قانون قیمت واحد قوی حاکم است که نشان از پیوستگی بالا بین این استان‌ها دارد. این امر نشان از سیستم بازار آزاد حاکم بر محصول تخم‌مرغ در این استان‌ها می‌باشد. به هر میزان که سیستم بازار آزادتر باشد، بازارها پیوسته‌تر خواهند بود و هر چه پیوستگی بازارها بالاتر باشد به نفع تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان خواهد بود. به این ترتیب که هرچه بازارها آزادتر و پیوسته تر باشند علامت‌های قیمتی صحیحی از طریق کانال‌های بازاریابی منتقل خواهد شد و درنتیجه تولیدکنندگان طبق مزایایی که از شرایط رقابتی خود بدست می‌آورند تخصص بیشتری خواهند یافت. البته قابل ذکر است بعضا به خاطر وجود قدرت بازاری تعاونی‌ها و اتحادیه مرغداری-ها امکان تشکیل کارتر جهت یکسان سازی قیمت‌ها و وجود پیوستگی کاذب در بازار وجود دارد که این مسئله نیاز به تحقیق و بررسی دقیق‌تر می‌باشد. در بازارهایی که پیوستگی بالایی باهم دارند وابستگی زیادی در تغییرات قیمت‌ها در بلندمدت وجود دارد در نتیجه دولت می‌تواند وسعت دخالت‌های خود را از طریق فعالیت‌های تثبیت قیمت محدودتر کند. همچنین از طریق تشویق بنگاه‌های بخش خصوصی در شرکت در فعالیت‌های تجاری، دولت می‌تواند بدون صرف هزینه زیاد، به امنیت غذایی و ثبات اجتماعی قابل ملاحظه‌ای بدست یابد. در نهایت نتیجه گیری کلی این است که بازار تخم‌مرغ در استان‌های آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، تهران و زنجان یکپارچه می‌باشد لذا به مدیران و سیاست‌گذاران مربوطه توصیه می-شود که در اتخاذ سیاست‌های قیمت‌گذاری و مدیریت بازار این محصول در این استان‌ها جانب احتیاط بیشتری را رعایت نمایند.

منابع

1- Akbarzadeh M. 2005. Market integration in rice market of Iran. 5th biennial Conference of Iranian Agricultural Economics. Zahedan. (In Persian).
2- Asche F., Bremnes H., and Wessels C. 1999. Product aggregation, market integration, and relationships between prices: An application to world salmon markets. Am. J. Agric. Econ. 81, 568–581.
3- Asche F., Gordon D.V., and Hannesson R. 2004. Tests for market integration and the Law of One Price: the market for whitefish in France. Marine resource economics. 19, 195–210.
4- Brock W. A., Dechert W. D., and Scheinkman J. A. 1987. A Test for independence based on the correlation dimension. Work. paper. Department of Economics, University of Wisconsin at Madison, University of Houston, and University of Chicago.
5- Chong T., Hinich M., Liew Khim-Sen V., and Lim K.P. 2008. Time series test of non-linear convergence and transitional dynamics. Econ. Lett. 100, 337– 339.
6- Cournot A.A. 1971. Researches into the mathematical principles of the theory of wealth. New York: A.M. Kelly.
7- Dumas B. 1992. Dynamic Equilibrium and the real exchange rate in a spatially separated world. The Review of Financial Studies. 5, 153–180.
8- Emmanouilides C.J., and Fousekis P. 2012. Testing for the LOP under nonlinearity: an application to four major EU pork markets. Agricultural economics 43, 715-723.
9- Enders W. 1995. Applied Econometric time series. John Wiley, New York.
10- Fackler P.L., and Goodwin B.K. 2001. Spatial price analysis. In: Rauser G., Gardner B. (Eds.), handbook of agricultural economics. Elsevier Publishing, Amsterdam, NL, 971–1024.
11- Ghahremanzadeh M., and Mahmoodi H. 2013. Testing the market integration and central market hypothesis in the selected egg markets. Animal science Researches. 32(190), 179-190. (In Persian).
12- Ghosh M. 2010. Spatial price linkages in regional food grain markets in India. The Journal of Applied Economic Research 4, 495-516.
13- Goodwin B., and Piggott N. 2001. Spatial market integration in the presence of threshold effects. Am. J. Agric. Econ. 83, 302–317.
14- Goodwin B.K., Holt M.T., and Prestemon J.P. 2008. Commodity terms of trade, unit roots, and nonlinear alternatives: A smooth transition approach. North Carolina State University, Purdue University, USDA Forest Service. Online at http://mpra.ub.uni-muenchen.de/9684/
15- Goodwin B.K., Holt M.T., and Prestemon J.P. 2010. North American oriented strand board markets, arbitrage activity, and market price dynamics: A smooth transition approach. Department of Economics, Finance, and Legal Studies, University of Alabama
16- Heckscher E.F. 1916. “Vaxelkursens grundval vid pappersmyntfot.” Ekonomisk Tidskrift. 18, 309–312.
17- Hotelling H. 1929 "Stability in Competition." Econ. J. 39, 41-57.
18- Ihle R., Brümmer B., and Thompson S.R. 2009. Spatial market integration in the EU beef and veal sector: policy decoupling and export bans. Diskussions papiere. Department für Agrarökonomie und Rurale Entwicklung, No. 0913.
19- Kapetanios G., Shin Y., and Snell A. 2003. Testing for a unit root in the non- linear STAR framework. J. Econ. 112, 359–379.
20- Luukkonen R., Saikkonen P., and Ter¨asvirta T. 1988. Testing linearity against smoothtransition autoregressive models, Biometrika 75, 491–499.
21- Marshall A. 1920. Principles of economics, 8th Edition Macmillian London.
22- Marshall A. 1947. Principles of Economics. London: Macmillan.
23- Michael P., Nobay A.R., and Peel A.D. 1997. Transactions costs and nonlinear adjustment in real exchange rates: An empirical investigation. Journal of Political Economy. 105(4), 862-879.
24- Ministry Of Agriculture Jihad. Agricultural statistic, general office of statistics and information technology, Department of Economy and Planning. 2. Tehran.
25- Ministry of Commerce of Iran. 2010. Status of broiler market. Public relations of Ministiry of Commerce, Media Monitoring (16). (In Persian).
26- Moghadasi R., Khaligh P. and Ghalambaz F. 2011. The Law of one price in iran Agricultural Market (Case study: Barley, Rice and Cotton) Journal of Agricultural Extention and Education Research. 4(13), 41-51. (In Persian).
27- Mojaveryan M. and Amjadi A. 1997 Anlasying of Spatial markets integration and law of one one price. Journal of Agricultural Economics and Development. 18, 165-187. (In Persian).
28- Peng X. and Marchant M. 2003.Spatial price linkages between Chinese regional beef markets. Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting.
29- Rasouli Z., Ghahremanzadeh M., and Dashti Gh. 2012. An analysis of price convergence in broiler market of Iran. Journal of Agricultural Economics and Development. 20(78), 1-21. (In Persian).

30- Serra T., Zilberman D., Gil J.M., and Goodwin B.K. 2011. Nonlinearities in the U.S. corn-ethanol-oil-gasoline price system. Agricultural Economics. 42, 35–45.
31- Sexton R.J., Kling C. L. and Carman H. F. 1991. Market integration, efficiency of arbitrage, and imperfect competition: Methodology and application to U.S. celery. American Agricultural Economics Association. 568-580.
32- Shahvali O., and Bakhshoodeh M. 2005. Investigating fish market integration in Iran. Quarterly Journal of Economics. 1, 69-85.
33- Stigler G.J. 1969.The Theory of price. London: Mac-millan.
34- Susanto D., Rosson C. and Adcock F.J. 2008. Market integration and convergence to the Law of One Price in the North American onion markets. Agribusiness. 24, 177–191.
35- Vinuya F. D. 2007. Testing for market integration and the law of one price in world Shrimp markets. Aqu Econ Man, 11, 243-265.
36- Wolszczak-Derlacz J. 2008. Price convergence in the EU—an aggregate and disaggregate approach. International Economics and Economic Policy.5(1), 25-47.
37- Zivot E., and Wang J. 2006. Modeling financial time series with S-PLUS. ISBN: 987-0-387-27965-7. http://www.springer.com.