مطالعه قانون قیمت‌های واحد در بازارهای میوه و تره‌بار تهران (مطالعه موردی: گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی)

پدرام محقق[۱] و رضا مقدسی[۲*]

تاریخ دریافت: ۹۵/۸/۱ تاریخ پذیرش: ۹۶/۴/۲۸

چکیده

این مطالعه به بررسی قانون قیمت‌های واحد در بازارهای میوه و تره‌بار تهران با استفاده از داده‌های ماهانه قیمت دو محصول گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی در سال‌های ۱۳۹۲- ۱۳۸۹، پرداخته است. روش‌های مورد استفاده شامل روش‌های نوین اقتصاد سنجی سری‌های زمانی(آزمون هگی، آزمون هم‌گرایی یوهانسن و الگوی تصحیح خطای برداری) می‌باشند. نتیجه بدست آمده از آزمون هگی نشان‌دهنده وجود ریشه واحد غیرفصلی در متغیرهای مورد مطالعه است. قانون قیمت‌های واحد به وسیله آزمون هم‌گرایی یوهانسن برای محصول سیب‌زمینی و گوجه‌فرنگی در سال‌های مورد بررسی به گونه‌ای معنی‌دار پذیرفته شده است. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجر بیانگر علیت یک‌طرفه از قیمت عمده‌فروشی میدان مرکزی به قیمت خرده‌فروشی بازارهای سازمان میادین در دو محصول مورد مطالعه می‌باشد. نتایج بدست آمده از برآورد الگوی تصحیح خطای برداری نشان می‌دهد که در هر دوره زمانی به ترتیب ۲۶ و ۳۰ درصد از عدم تعادل‌های کوتاه مدت ناشی از تکانه‌های وارده در بازار گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی، تصحیح خواهد شد. در نتیجه بمنظور پرهیز از نوسان قیمت دو محصول در بازارهای سازمان میادین، پیشنهاد می‌شود قیمت در میدان عمده‌فروشی به گونه مستمر نظارت شده و با اتخاذ تدابیر حمایتی از سوی نهادهای حاکمیتی و مسئولان محترم سازمان میادین، وابستگی قیمت دو محصول به قیمت عمده‌فروشی کاهش یابد.

طبقه‌بندی JEL : Q13

واژه‌های کلیدی : بازارهای میوه و تره بار، آزمون هگی، قانون قیمت‌های واحد، آزمون هم‌گرایی یوهانسن.

[۱] - کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی ، واحد علوم و تحقیقات،دانشگاه ازاد اسلامی،تهران، ایران

[۲] - دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

*- نویسنده مسئول مقاله : r.moghaddasi@srbiau.ac.ir

پیشگفتار

بازار نهادی است که در آن داد و ستد کالا صورت می پذیرد. مهم‌ترین رکن بازار قیمت است و بازار به وسیله قیمت، خواسته‌ها و نیازهای مصرف‌کنندگان و امکانات و محدودیت‌های تولیدکنندگان را به گونه‌ای که بتوانند به تصمیم‌های هماهنگ در کارآمدترین شکل ممکن دست یابند، نشان می‌دهد. در کشورهایی که توزیع‌کنندگان کلان محصولات خام کشاورزی توسعه نیافته‌اند، بیش‌تر اقلام غذایی-کشاورزی از طریق بازارهای عمده فروشی توزیع شده و در محل‌های فروش سنتی و متداول به فروش می رسند. در بخش عمده‌فروشی، تولیدات کشاورزی اغلب از دست چند واسطه بازار عبور می‌کند، به همین خاطر، روشن است که همکاری از راه بازارهای عمده فروشی بیش‌ترین هزینه فیزیکی بازار را متحمل شده و سیستم فروش را ناکارآمد می سازد. در حقیقت، عرضه مستمر و بدون وقفه محصولات کشاورزان درگرو مقدار سهم دریافتی آنان از پرداختی مصرف‌کنندگان نهایی است و این امر مستلزم وجود کارایی نظام بازار از تولید تا مصرف است. بنابراین، یکی از فروض اصلی کارایی قیمتی و رقابتی بودن بازار برای یک محصول خاص و همگن، وجود تنها یک قیمت در تمام بازارها است که این امر به لحاظ نظری، در بازار رقابت کامل محقق خواهد شد. به بیان دیگر، تفاوت قیمت در دو بازار باید پس از کسر هزینه‌ها برابر با صفر یا حداقل برابر با هزینه‌های مبادلاتی (هزینه حمل و نقل، بازاریابی، و...) در دو بازار باشد و قیمت‌ها در دو بازار با هم مرتبط باشند. این موضوع با عنوان پیوستگی بازار مطرح شده و چنین بازارهایی را پیوسته می‌نامند (ناردلا، ۲۰۰۵). سازمان میادین میوه و تره بار شهرداری تهران، نهادی است که در سال ۱۳۵۸ با هدف تهیه و توزیع محصولات کشاورزی با محوریت کاهش حاشیه سود بازاریابی (متصل نمودن تولیدکننده به مصرف‌کننده) تاسیس گردید. بازارهای خرده فروشی این سازمان در سطح شهر تهران به مرور زمان توسعه یافته و هم اکنون دارای ۱۸ میدان اصلی و ۲۱۵ بازار می‌باشد به گونه‌ای که، محصولات تولیدی کشاورزان را برای فروش به مصرف‌کنندگان نهایی از راه میدان مرکزی میوه و تره‌بار تهران (میدان عمده‌فروشی میوه و تره‌بار تهران)، تهیه و عرضه می‌کنند. این سازمان چند سال پس از تاسیس، از فلسفه وجودی خود خارج و به سیاست قیمت‌گذاری یا تثبیت قیمت محصولات و فرآورده های کشاورزی، پایین‌تر از نرخ سطح شهر تهران روی آورده و با اعمال این سیاست به دنبال حمایت از مصرف‌کنندگان در سراسر شهر تهران می‌باشد. بنابراین، قیمت محصولات خام کشاورزی در میادین و بازارهای سازمان در سطح شهر تهران با در نظر گرفتن مکانیزم‌های گوناگون نرخ‌گیری، یکسان بوده و وجود قانون قیمت های واحد (بازارهای پیوسته) در ۲۳۳ نقطه شهر تهران را القاء می‌کند، در حالی که هزینه مبادلات (حمل و نقل، بازاریابی، اجاره ملک و...) در تمام اقصی نقاط تهران (غرب به شرق، شمال

به جنوب) به گونه‌ای معنی‌دار متفاوت بوده وکارایی نظام بازارهای سازمان در این نوع قیمت‌گذاری واحد را نقض می‌کند و اصولا به لحاظ نظری، هر نوع قیمت‌گذاری و دخالت در قیمت بازارها باعث کاهش منافع اجتماعی و منافع متعاملان آن بازار می‌گردد. از سوی دیگر، برخی سیاست‌گذاران سازمان میادین بر این باور هستند که قیمت‌گذاری محصولات و فرآورده‌های کشاورزی موجب تعدیل قیمت عمده فروشی میدان مرکزی شده و یا به بیان دیگر، مکانیزم قیمت‌گذاری باعث می‌گردد که علیت از سمت قیمت بازارهای سازمان (خرده‌فروشی) به قیمت میدان مرکزی (عمده‌فروشی) باشد. با توجه به باور بیان شده در بالا و اهمیت کارایی نظام بازار و تعیین بازار هدایت‌کننده قیمت برای دو محصول گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی که دارای نوسان‌های قیمتی درطول سال بوده و به عنوان دو محصول پر اهمیت در سبد خانوار ایرانی مطرح می‌باشند، این پژوهش می‌تواند داده‌های مفیدی در مورد مدیریت و برنامه‌ریزی بازار فراهم آورد و در این مسیر، لزوم مداخله یا عدم مداخله سازمان و دیگر نهادهای حاکمیتی در این دو بازار را تبیین نماید. در واقع قرار است در این پژوهش به دو مسئله اصلی پاسخ داده شود:

- آیا قانون قیمت‌های واحد در دو بازار خرده‌فروشی سازمان میادین(۲۳۳ نقطه شهر تهران) و عمده‌فروشی میدان مرکزی برای دو محصول سیب‌زمینی و گوجه‌فرنگی به گونه‌ای معنی‌دار برقرار است؟
- بازار هدایت‌کننده قیمت این دو محصول کدام است؟

فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر در نظر گرفته شد:

- قانون قیمت‌های واحد در بازارهای عمده‌فروشی و خرده‌فروشی سیب‌زمینی برقرار است.
- قانون قیمت‌های واحد در بازارهای عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گوجه‌فرنگی برقرار است.
- بازار هدایت‌کننده قیمت برای هر دو محصول از سمت عمده‌فروشی به سمت خرده‌فروشی است.

شکل ۱، روند قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی محصول گوجه‌فرنگی را از اول فروردین ۱۳۸۹ تا پایان اسفند ماه ۱۳۹۲ با مجموع ۴۸ داده ماهیانه در تهران را، نمایش می‌دهد. بر اساس نمودار قیمت‌های عمده‌فروشی هر ساله در مرداد و شهریور ماه به پایین‌ترین مقدار خود (به استثنای سال ۸۹) و در دی، بهمن و گاهی فروردین به بالاترین حد خود می‌رسند. قیمت‌های خرده‌فروشی با یک وقفه زمانی و در یک نگاه کلی رفتاری مشابه قیمت عمده‌فروشی این محصول دارند. این نوسان‌های قیمتی را با فرض انتقال قیمت مزرعه به عمده‌فروشی می‌توان این‌گونه توجیه کرد که فصل برداشت گوجه‌فرنگی در اکثر مناطق ایران، مرداد و شهریور ماه است و به دلیل افزایش عرضه محصول (با فرض ثابت ماندن تقاضا)، قیمت آن در سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی پایین است، در فصل‌های دیگر سال، برداشت گوجه محدود به مناطق گرمسیر و گلخانه‌ها می‌شود، بنابراین در

فصل زمستان عرضه آن محدود و تقاضا افزایش می‌یابد، در نتیجه قیمت‌ها در سطح عمده‌فروشی و خرده‌فروشی به بیشینه خود می‌رسد. یکی دیگر از دلایل کاهش عرضه (از مهرماه به بعد) این محصول به ویژگی فیزیلوژیک آن مربوط می‌شود، به گونه‌ای که با کاهش طول روز (نور)، عملکرد در هکتار آن با کاهش مواجه می‌شود. یکی دیگر از دلایل بسیار مهم نوسان قیمت محصولات مورد مطالعه در این پژوهش و دیگر محصولات کشاورزی بویژه در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، مدل تار عنکبوتی[1] در اقتصاد است. در این مدل نوسان‌های عرضه محصولات کشاورزی در سال‌های گوناگون با توجه به سود انتظاری کشاورزان رخ می‌دهد به گونه‌ای که آن‌ها با توجه به مناسب بودن قیمت مثلاً گوجه فرنگی و سیب زمینی در امسال، مبادرت به کشت این دو محصول در سال آینده می‌کنند، در حالی‌که سال بعد با توجه به ترغیب بیش‌تر کشاورزان به کشت این دو محصول، قیمت‌ها در اثر افزایش عرضه (با فرض ثابت بودن تقاضا) کاهش یافته و سود انتظاری آن‌ها را تامین نمی‌کند، بنابراین این کاهش و افزایش عرضه در سال‌های گوناگون همیشه قیمت را حول نقطه تعادلی آن می چرخاند که این البته به دلیل سوء مدیریت نهادهای حاکمیتی و نبود سیاست‌های گوناگون در زمینه حمایت از تولیدکنندگان است.

شکل ۲ نیز روند قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی محصول سیب‌زمینی را از اول فروردین ۱۳۸۹ تا پایان اسفند۱۳۹۲ با مجموع ۴۸ داده ماهیانه در تهران را، نمایش می‌دهد. روند قیمتی محصول سیب زمینی در دو بازار مکانی (به استثنای فروردین ماه ۱۳۹۲) از شدت نوسان‌های کم‌تری در مقایسه با بازار گوجه‌فرنگی برخوردار است. پیامدهای گسترده نوسان‌های قیمت این محصول، وزارت کشاورزی را بر آن داشت تا از سال ۱۳۷۳ نسبت به این موضوع چاره‌اندیشی کند. نتیجه آن اجرای طرح استمرار کشت سیب‌زمینی در در مناطق دارای اقلیم مناسب در سطح کشور بوده که از سال ۱۳۷۴ تا ۱۳۷۶ به تدریج اجرای آزمایشی آن آغاز شد و در سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸ در سطوح وسیعی اجرا شد با این همه اجرای طرح نتوانست عاملی در جهت کاهش نوسان‌های قیمت آن باشد (مرب و مقدسی، ۱۳۸۶).

مطالعات داخلی و جهانی متعددی در زمینه یکپارچگی بازار و قانون قیمت‌های واحد انجام شده است که به شرح زیر می‌باشد :

کریمی و ترکمانی (۱۳۷۹) به بررسی پیوستگی بازار انواع ماهی آب های جنوب ایران پرداختند. بدین منظور، آن‌ها ۹ استان را انتخاب کرده و برای بررسی پیوستگی از آزمون هم‌گرایی انگل- گرنجر استفاده نمودند. نتایج نشان دادند که بین بازارهای اکثر استان‌های مورد مطالعه ارتباط بلند

[1]-Cobweb model

مدت وجود دارد و بازارها پیوسته هستند و تنها ۱۱ بازار از ۳۶ بازار مورد مطالعه ارتباط نداشته و پیوسته نبودند.

صحراییان و بخشوده (۱۳۸۰) در مطالعه‌ای با عنوان بررسی پیوستگی بازارهای داخلی و خارجی گندم در ایران به پیوستگی بازارهای گندم در ایران و جهان با استفاده از روش هم‌گرایی انگل-گرنجر پرداختند.یافته های این مطالعه نشان داد که اغلب بازارهای داخلی گندم پیوستگی بلند مدتی دارند، اما این بازارها با بازارهای مرکزی جهان پیوستگی پایین داشته و با بازارهای سایر کشورهای مورد بررسی به جزء اروپا، پیوستگی بلند مدتی دارند.

مقدسی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه خود با عنوان قانون قیمت های واحد در بازار محصولات کشاورزی ایران برای ۳ محصول جو ، برنج و پنبه در دوره ۱۳۸۷-۱۳۷۰ به مطالعه ارتباط بلند مدت میان قیمت‌های داخلی و جهانی ۳ محصول مذکور با استفاده از روش هم‌گرایی یوهانسن پرداختند. نتایج بدست آمده بیانگر وجود ارتباط بلند مدت میان قیمت‌های داخلی و جهانی جو و برنج می‌باشد در حالی که این ارتباط در بازار محصول پنبه تایید نشده است. به بیان دیگر، قانون قیمت‌های واحد در مورد محصول جو و برنج در سال‌های مورد بررسی به گونه‌ای معنی‌دار پذیرفته شده است، لذا می‌توان ادعا نمود که قیمت محصول پنبه به دلیل مدیریت های اعمال شده از سوی دولت، از قیمت های جهانی پیروی نکرده است.

دشتی و همکاران (۱۳۹۰) در مطالعه خود به به پیشرفت‌های اخیر در ادبیات این موضوع پرداختند. بدین‌منظور، روش تعمیم‌یافته بیش‌ترین راست‌نمایی یوهانسن به حالت فصلی برپایه راهبرد تخمین رگرسیون مرتبه تقلیل یافته و الگوریتم سویچینگ، برای انجام آزمون هم‌جمعی از راه مدل تصحیح خطای برداری فصلی به تفصیل بحث شد. در راستای درک بهتر موضوع، کاربرد تجربی روش‌های بحث شده برای بازار گوشت مرغ در استان‌های آذربایجان‌شرقی، آذربایجان‌غربی، اردبیل، تهران و زنجان طی دوره زمانی ۸۸-۱۳۷۷ ارایه شد. نتایج بدست آمده از آزمون هگی مبین وجود ریشه واحد در فراوانی‌های صفر و شش‌ماهه در تمام سری‌های قیمت سه ماهه گوشت مرغ است. براساس آزمون هم‌گرایی فصلی مشخص شد، اگرچه قانون قیمت واحد بین بازارهای گوشت مرغ این استان‌ها برقرار نیست و هیچ بازاری رهبری قیمت را بین آن‌ها بر عهده ندارد، ولی پیوستگی جزئی بین آن‌ها وجود دارد. با توجه به نتایج بدست آمده از تحلیل هم‌گرایی قیمت گوشت مرغ در این پنج استان، مدیریت علمی بازار گوشت مرغ، بهبود شبکه حمل و نقل، کاهش هزینه حمل‌ونقل و در کل کاهش هزینه‌های معامله، اتخاذ سیاست‌هایی در راستای کاهش احتمال آربیتراژ و مدیریت و سازماندهی اطلاع‌رسانی در صنعت مرغداری کشور پیشنهاد شده است.

رفیعی و همکاران (۱۳۹۱) در مطالعه خود به بررسی یکپارچگی مکانی و آزمون قیمت‌های واحد در بازار ماهیان استخوانی در استان‌های مازندران و گیلان می‌پردازد. بر این اساس بازار محصولات ماهیان سفید، کپور و کفال در دو استان مورد نظر با استفاده از داده‌های ماهیانه طی سال‌های ۸۹-۱۳۸۰ و با بهره‌گیری از آزمون‌های هم‌گرایی و الگوهای تصریح خطای برداری بررسی شده است. براساس نتایج، یکپارچگی بازار دو استان مازندران و گیلان و قانون قیمت واحد در این دو بازار در مورد انواع بازار ماهی اثبات شده است و هم‌گرایی مکانی در دو استان مازندران و گیلان وجود دارد. هم‌چنین، بازار ماهیان استخوانی سفید و کفال، در استان مازندران به منزله بازار مبدأ بر قیمت‌های بازار استان گیلان اثرگذار است. از سوی دیگر، درباره بازار ماهی کپور، نتایج نشان می‌دهد که بازار استان گیلان مبدأ است. نتایج آزمون تصحیح خطای برداری نیز بیانگر آن است که سرعت تعدیل شوک‌های ناگهانی در بازار انواع ماهی حدود دو دوره است. براساس یافته‌های پژوهش، توجه به بازارهای مبدأ بمنظور اتخاذ سیاست‌های کارای تنظیم بازار و برقراری مناسب‌تر ارتباط بلندمدت بازارهای مکانی ضروری است.

آلفرانچا و همکاران (۲۰۰۴) در پژوهش خود به بررسی یکپارچگی بازار و هم‌گرایی قیمت ماهی دریایی و پرورشی در اسپانیا با استفاده از روش یوهانسون و الگوی تححیح خطای برداری می‌پردازد. نتایج نشان‌دهنده هم‌گرایی قیمت در این دو بازار است، اما نتایج الگوی تصحیح خطای برداری حکایت از سرعت تعدیل اندک در بازار ماهی پرورشی با بروز شوک‌های کوتاه مدت احتمالی دارد.

آشه و همکاران (۲۰۰۵) به بررسی برقراری شرایط قیمت واحد در مورد قیمت ماهی سالمون پرورشی و آزاد در فرانسه با استفاده از آزمون هم‌گرایی یوهانسون پرداختند. نتایج بیانگر برقراری قانون قیمت واحد برای بازار ماهی سالمون آزاد و پرورشی بوده است.

ناردلا(۲۰۰۶) در پژوهش خود هم‌گرایی بازار انواع غلات اصلی، سویا و پنیر را در کانادا با استفاده از روش تصحیح خطای برداری بررسی کرد. نتایج بیانگر هم‌گرایی بازار انواع غلات و پنیر بود، اما این رابطه برای انوع بازار سویا مشاهده نشد.

وینویا (۲۰۰۷) در مطالعه ای با عنوان آزمون یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد در بازارهای جهانی میگو یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد برای محصول میگو را در بازارهای جهانی مورد بررسی قرار داد. او در بررسی خود با استفاده از داده های قیمت وارداتی کشورهای ژاپن، ایالات متحده و اتحادیه اروپا و روش آزمون هم‌گرایی انگل-گرنجر به این نتیجه رسید که یک پیوستگی قوی بین بازارهای ژاپنی، آمریکایی و اروپایی وجود دارد و هم‌چنین، شواهد نشان داد که قانون قیمت واحد در بازار های میگو برقرار بوده است.

آشه و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی هم‌گرایی قیمت بازار انواع میگو در آمریکا می‌پردازد. در این پژوهش با استفاده از آزمون هم‌گرایی، شواهدی معنی‌دار مبنی بر وجود آن در بازار انواع میگو مشاهده شد. لذا، پیشنهاد شد قانون قیمت واحد در صنعت میگو در نظر گرفته شود.

در این مقاله نیز همچون مطالعه دشتی و همکاران (۱۳۹۰)، ابتدا به بررسی وجود ریشه واحد فصلی یا غیر فصلی از طریق آزمون هگی پرداخته می‌شود و در صورت وجود ریشه واحد فصلی برای پی بردن به روابط بلند مدت، آزمون هم‌گرایی از راه مدل تصحیح خطای برداری فصلی انجام می‌پذیرد و در غیر این صورت آزمون هم‌گرایی یوهانسن و تصحیح خطای برداری همچون دیگر مطالعات مورد بررسی قرار می‌گیرد. نقطه تمایز این مطالعه با بیش‌تر مطالعات مشابه بررسی ریشه واحد به صورت فصلی و غیر فصلی است که نشان از پیشرفت‌های اخیر در ادبیات این موضوع است.

مواد و روش‌ها

در بحث کارایی قیمتی ساختار بازار از بعد مکانی، این بحث مطرح است که در ساختار کارایی بازار، اختلاف سود در دو بازار پس از کسر تمامی هزینه‌ها از جمله هزینه حمل‌ونقل، در بلندمدت برابر صفر می‌باشد که در رابطه (۱) به آن پرداخته شده است:

(1)

$$\pi_{ij} = P_i - P_j - C_{ij} = 0$$

که در رابطه (۱) P_i و P_j قیمت در بازارهای مکانی گوناگون i و j ساختار کلی بازارند. هم‌چنین، C_{ij} هزینه‌های حمل بین دو ناحیهٔ i و j است. در نتیجه، هر انحرافی از سود π_{ij} در بلندمدت، شرط کارایی ساختار بازار را درمکان‌های گوناگون نقض خواهد کرد. بنابراین، نظام بازار زمانی کارا خواهد بود که سود اضافی نصیب متعاملین[1] آن نشده باشد. این مورد نیز بیانگر برقراری شرایط رقابتی در دو بازار گوناگون مکانی بوده و در نتیجه، در بازار رقابتی قیمت‌ها در بلندمدت یکسان است، لذا هم‌گرایی قیمتی در دو بازار گوناگون نشان‌دهنده شرایط رقابتی در دو بازار و برقراری یکی از شروط کارایی ساختار بازار خواهد بود (رفیعی و همکاران، ۱۳۹۱). یکی از بهترین معیارهای کارایی در بازارهای مکانی، پیوستگی بازار است که ارتباط نزدیک و تنگاتنگی با رفتار قیمت‌ها در بازارهای گوناگون دارد. این هم‌گرایی بیانگر آن است که قیمت محصولات همگن در بازارهای مکانی گوناگون، در بلندمدت یکسان خواهد بود یا نه. تاکنون روش‌های متعددی برای آزمون هم‌گرایی پیشنهاد شده که پس از روش انگل گرنجر، معروف‌ترین آن‌ها روش یوهانسن و

[1] -Stakeholders

بررسی الگوهای تصحیح خطای برداری[1] است. آزمون هم گرایی یوهانسن[2] مبتنی بر رابطه بین رتبه ماتریس و ریشه‌های مشخصه آن است، اما به طور ساده این روش، نوعی تعمیم آزمون دیکی- فـولر به حالت چندمتغیره خواهد بود. در حالت تک متغیره برای بررسی پایایی متغیـر قیمـت P_t مقـدار ضریب (a_{i-1}) آزمون می‌شود. در صورتی که اگر $(a_{i-1}) = 0$ باشد، سری مورد نظر دارای ریشه واحد و در غیر این صورت سری مزبور پایا می‌باشد که در رابطه (۲) به آن اشاره شده است:

(۲)

$$P_t = a_1 P_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\Delta P_t = (\alpha_1 - 1) P_{t-1} + \varepsilon_t$$

حال اگر آزمون دیکی- فولر بـه حالـت n متغیـر تعمـیم داده شـود، رابطـه (۳) بـا یـک الگـوی خودتوضیح برداری تعریف می‌شود.

(۳)

$$P_t = A_1 P_{t-1} + U_t$$
$$\Delta P_t = (A_1 - 1) P_{t-1} + U_t$$
$$P_t = \pi P_{t-1} + U_t$$

که در آن P_t بـرداری از مجموعـه قیمـت‌هـای متغیرهـای پـژوهش وπ برابـر تعـداد بردارهـای هم‌گرایی است. بنابراین در روش یوهانسن، برای تعیین تعداد روابط بلندمـدت، ابتـدا مقـادیر ویـژه ماتریس π برآورد می‌شود و بردارهای مشخصه مرتبط با هر یک بدست می‌آید. بـه ازای هـر ریشـه مشخصه غیرصفر یک بردار مشخصـه وجـود دارد کـه همـان بـردار دارای روابـط بلندمـدت اسـت. بنابراین، برای تعیین تعداد روابط بلندمدت، فرضیه صفر بودن ریشه‌های مشخصه ماتریس π آزمون می‌شود. برای بررسی فرض صفر بودن ریشه‌های مشخصه از آماره‌های آزمون اثر[3] و بیش‌ترین مقدار ویژه[4] استفاده می‌شود (نیلسن و همکاران، ۲۰۰۸). در آزمون مرتبه هم‌گرایی و هم‌چنین، در برآورد الگوی تصحیح خطای برداری چگونگی در نظر گرفتن رونـد و عـرض از مبـدأ دارای اهمیـت اسـت. روی هم رفته، پنج حالت برای وجود روند و عرض از مبدأ در روابط کوتـاه‌مـدت و بلندمـدت وجـود دارد که انتخاب بین این پنج روش بر اساس ماهیت سری‌های زمانی خواهد بـود (پسـران و شـین، ۱۹۹۹). چنانچه متغیرهای مورد اسـتفاده، پایـا از مرتبـه یـک $I(1)$ باشـند و بـا توجـه بـه آزمـون

[1] -Vector error correction model

[2] -Johansen co-integration

[3] -Trace test

[4]- Maximum Eigenvalue

یوهانسن، رابطه هم‌گرایی تأیید شود، می‌توان از الگوهای تصحیح خطای برداری استفاده کرد (نیلسن و همکاران، ۲۰۰۸). در این الگو، فرض بر درون‌زایی همه متغیرهای‌قیمتی الگوست. رابطه تصحیح خطای برداری مربوط به دو متغیر را می‌توان به صورت رابطه (۴) نوشت(لاتکپول و ریمرز، ۱۹۹۲).

$$\Delta P_t = \alpha\beta' P_{t-1} + \Gamma_1 \Delta P_{t-1} + U_t \qquad (۴)$$

به گونه‌ای که $\alpha = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix}$ ماتریس ضرایب تعدیل روابط کوتاه‌مدت به بلندمدت و ماتریس $\beta' = [1, -\beta_1]$ نشان‌دهنده بردار هم‌گرا و ماتریس $\Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11,1} & \gamma_{12,1} \\ \gamma_{21,1} & \gamma_{22,1} \end{bmatrix}$ ضرایب کوتاه‌مدت بین متغیرهاست.

برای توضیح بیش‌تر فقط دو بازار A و B مانند میدان مرکزی میوه و تره‌بار تهران و بازار سازمان میادین شهرداری تهران در نظر گرفته می‌شود. فرض می‌گردد این دو سری قیمت، پایا و هم‌انباشته از مرتبه یک می‌باشد، بنابراین، بر اساس رابطه (۵)

$$\begin{bmatrix} \Delta P_t^A \\ \Delta P_t^B \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} [b_1 \quad b_2] \begin{bmatrix} P_{t-1}^A \\ P_{t-1}^B \end{bmatrix} \qquad (۵)$$

اگر $b_1 = -b_2$، آنگاه شرط LOP به گونه کامل برقرار است. هم‌چنین، برای آزمون برون‌زایی ضعیف از پارامتر a استفاده می‌شود و اگر $a_1 \neq 0$، آنگاه یک تغییر در رابطه بلندمدت تا حدودی به وسیله تغییر در قیمت بازار A تصحیح می‌شود، متقابلاً اگر $a_2 \neq 0$، آنگاه یک تغییر در رابطه بلندمدت تا حدودی به وسیله تغییر در قیمت بازار B تصحیح می‌شود. اگر $a_1 = 0$، آنگاه بازار A بازار مرکزی یا هدایت کننده قیمت است و اگر $a_2 = 0$، آنگاه بازار B بازار مرکزی است. چنانچه $a_1 \neq a_2 \neq 0$، بازار مرکزی در این سیستم وجود ندارد و در صورت تایید این فرض، رابطه بلند مدت بین بازار A و B وجود ندارد(آشه و همکاران، ۲۰۱۲). با باز کردن جملات تفاضلی رابطه (۴) و انتقال متغیر P_{t-1} به سمت راست معادله و فاکتورگیری از آن در نهایت رابطه (۶) بدست می‌آید که یک الگوی VAR است:

$$P_t - P_{t-1} = \alpha\beta' P_{t-1} + \Gamma_1 (P_{t-1} - P_{t-2}) + U_t \qquad (۶)$$
$$P_t = \alpha\beta' P_{t-1} + \Gamma_1 (P_{t-1} - P_{t-2}) + P_{t-1} + U_t$$
$$P_t = (I_m + \Gamma_1 + \alpha\beta') P_{t-1} - \Gamma_1 P_{t-2} + U_t$$

بنابراین، الگوی تصحیح خطای برداری با یک وقفه در تفاضل‌ها، معادل یک الگوی خود توضیح برداری با یک وقفه بیش‌تر در سطح متغیرها خواهد بود. روابط بالا را می‌توان به بیش از دو متغیر و بیش از دو وقفه تعمیم داد. در واقع الگوی تصحیح خطای برداری عموماً در قالب یک الگوی خودتوضیح برداری ارایه می‌شود. با این فرض که تمامی متغیرهای بردار P_t هم‌انباشته از مرتبه یک

I(1) هستند، آنگاه در رابطه (۴)، تمامی جملاتی که به صورت ΔP_{t-1} درآمده‌اند، I(0) خواهند بود. از آن‌جا که جملات اخلال نیز نوفه سفید[1] هستند، لازم است $\Gamma_1 \Delta P_{t-1}$ هم پایا I(0) باشد (نوفرستی، ۱۳۸۷). در نهایت، با توجه به مقدار ضریب برآورده شده تصحیح خطا، اثر شوک‌های گوناگون ناگهانی بر قیمت گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی در سطوح گوناگون تفسیر خواهد شد. بر این اساس، بمنظور انجام پژوهش حاضر، قیمت‌های ماهانه عمده فروشی و خرده فروشی گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی در سال‌های ۱۳۹۲- ۱۳۸۹ به ترتیب از منابع بانک مرکزی و معاونت بازرگانی سازمان میادین شهرداری تهران استخراج گردید. هم‌چنین، بمنظور برآورد و تحلیل نتایج از بسته‌های نرم افزاری J-Multi و E-views 8 استفاده شد.

در این مطالعه تلاش شده است تا قانون قیمت‌های واحد را از راه متغیرهای قیمت عمده‌فروشان میدان مرکزی و خرده‌فروشان سازمان میادین و هم‌چنین، بازار هدایت‌کننده قیمت‌ها برای دو محصول گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی را بررسی شود. با توجه به این‌که متغیرهای قیمت در این پژوهش به صورت سری‌های زمانی ماهانه بوده، بنابراین، بکارگیری روش‌های معمول و کلاسیک اقتصاد سنجی در داده‌های سری زمانی وقتی که متغیرها غیر پایا باشند، از کارایی و اعتبار لازم برخوردار نبوده و آماره‌های آزمون F و t معتبر نمی‌باشند. برای رفع این مشکل، مهم‌ترین بحث در سری‌های زمانی بررسی پایایی متغیرها می‌باشد. برای این امر، آزمون های گوناگونی پیشنهاد شده است که هر کدام دارای ویژگی و مزیت خاصی هستند (گجراتی، ۱۳۸۳). آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم یافته و فیلیپس- پرون که فرضیه صفر آن‌ها وجود ریشه واحد و آزمون کویتوفسکی– فیلیپس– اسمیت و شین که فرضیه صفر آن عدم وجود ریشه واحد است، برای بررسی ریشه واحد بلند مدت (غیر فصلی)، مناسب می‌باشند اما برای یک سری زمانی بویژه قیمت یک محصول کشاورزی، تغییر شرایط آب و هوا، تقاضای فصلی مصرف‌کنندگان ، وجود مناسبت‌های مذهبی و اعیاد و عرضه فصلی، از جمله عواملی است که احتمال داده می‌شود باعث فصلی بودن سری های قیمت شود. بنابراین، لازم است که قبل از هرگونه واکنش، ماهیت رفتار فصلی در هر کدام از سری های زمانی شناخته شود. با توجه به ماهیت متغیرهای مورد مطالعه در این پژوهش، بررسی رفتار فصلی و وجود ریشه واحد فصلی به وسیله آزمون هگی[2] مورد بررسی قرار می‌گیرد، به بیان دیگر، پایایی یا ناپایایی متغیرهای موصوف به وسیله آماره‌های بولیو و مایرن و تقریب تیلور می‌شود. در صورتی که متغیرهای مورد مطالعه در پژوهش دارای ریشه واحد فصلی باشند، آزمون هم‌گرایی فصلی یوهانسن و الگوی تصحیح خطای برداری فصلی، روابط بلند مدت و

[1] -White noise

[2] -HEGY test

سرعت تعدیل کوتاه مدت را شناسایی می‌کند و باید از فیلتر تفاضل‌گیری فصلی[1] برای پایا نمودن استفاده کرد. در حالی که متغیرهای پژوهش دارای ریشه واحد غیر فصلی یا همان ریشه واحد فصلی در فراوانی صفر باشند، آزمون‌های هم‌گرایی یوهانسن و الگوی تصحیح خطای برداری باید به همان شیوه معمول، مورد بررسی قرار گیرد و از فیلتر تفاضل‌گیری معمولی برای پایا کردن آن سری های زمانی باید استفاده کرد.

نتایج و بحث

همان گونه که به تفصیل توضیح داده شد، بازارهای مورد مطالعه در این پژوهش شامل ۲۰۰ بازار خرده‌فروشی مورد نظارت سازمان مدیریت میادین شهرداری تهران است که قیمت‌های محصولات و فرآورده‌های کشاورزی در آن (در این پژوهش گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی) به وسیله کمیته نرخ‌گذاری سازمان مشخص می‌گردد. ساز و کار نرخ‌گذاری این کمیته از راه مبادی عمده‌فروشی (میدان مرکزی میوه و تره‌بار) و خرده‌فروشی (مراکز خرده‌فروشی سطح شهر) می‌باشد. دیگر بازار مورد مطالعه در این پژوهش میدان مرکزی یا عمده‌فروشی میوه و تره‌بار تهران است که محصولات خام کشاورزان و باغداران از طریق عمده فروشان این میدان به شیوه سلف‌خری (پیش خرید محصولات باغی – زراعی قبل برداشت) با نازل‌ترین قیمت خریداری شده و به بهره‌برداران بازارهای سازمان میادین شهرداری و دیگر خرده‌فروشان سطح شهر فروخته می‌شود. واسطه‌های ثانویه بازار هم در میدان مرکزی حضور داشته که خود باعث افزایش حاشیه بازاریابی یا خرید خرده‌فروشان یاد شده با قیمت‌های بالاتر می‌شود. بنابراین، مسیر بازاریابی محصولات مورد مطالعه در این پژوهش (گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی) با فرض عدم خرید بهره‌برداران سازمان میادین از واسطه‌های ثانویه میدان مرکزی به صورت زیر خواهد بود:

تولیدکنندگان ← عمده‌فروشان میدان مرکزی← خرده‌فروشان سازمان میادین ← مصرف‌کنندگان نهایی

همان‌گونه که در جدول ۱ نشان داده شده است، برای سری‌های لگاریتم قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی گوجه فرنگی و سیب زمینی، مقایسه‌ی آماره‌های محاسبه شده آزمون بولیو و مایرن (BM) با مقادیر بحرانی آن‌ها بیان‌گر معنی داری آماره t_2 و تمام آماره‌های $F_{k,k+1}$ در سطوح احتمال ۱٪ و ۵٪ است، اما فرضیه صفر آماره t_1 در هر ۴ سری، پذیرفته می‌شود که نشان از ناپایایی متغیر های پژوهش است. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که سری لگاریتم قیمت عمده‌فروشی و خرده‌فروشی دو محصول مورد مطالعه در پژوهش حاضر دارای ریشه واحد غیر

[1]- Seasonal differencing

فصلی یا معمولی می‌باشندکه برای پایا کردن آن‌ها از تفاضل گیری غیرفصلی (معمولی) در نرم افزار J-Multi استفاده شد. بنابراین، نیازی به برازش آزمون هم گرایی یوهانسن و تصحیح خطای برداری فصلی نیست.

پس از اطمینان از درجهٔ پایایی متغیرها، به منظور بررسی یکپارچگی بازار و هم‌گرایی مکانی و آزمون قانون قیمت های واحد، لازم است الگوی یوهانسن در مورد آن برآورد شود. به این منظور، ابتدا می‌بایست وقفه‌های بهینه و وجود روند و عرض از مبدأ در روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص شود. برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه نخست باید الگوی خودتوضیح برداری برازش شود. پس از برازش این الگو، وقفه‌های بهینه از آن استخراج می‌شود. با توجه به این‌که معیار شوارتز تعداد وقفه‌های کم‌تری را در نظر می‌گیرد، به افزایش درجه آزادی الگو منجر خواهد شد. بر اساس این معیار با توجه به جدول ۲ برای بازار گوجه‌فرنگی و بازار سیب‌زمینی، یک وقفه در نظر گرفته می‌شود. برای آزمون یوهانسن طول وقفه با توجه به معادله (۶)، باید یکی کم‌تر از طول وقفه در الگوی خودتوضیح برداری (VAR) باشد. بنابراین، آزمون یوهانسن بدون وقفه زمانی برای بازار سیب‌زمینی و گوجه‌فرنگی به منظور بررسی روابط بلندمدت استفاده خواهد شد.

باید توجه داشت که پیش از تعیین تعداد بردارهای هم‌گرا، لازم است تا وضعیت متغیرهای قطعی، نظیر عرض از مبدأ و روند در الگوی یوهانسن مشخص شود. از آن‌جایی که فرآیند تولید داده‌ها نامعلوم است، به نظر می‌رسد که باید حالت‌های گوناگون ارزیابی شوند و با مقایسه حالات گوناگون، مدل مطلوب تعیین شود. بنابراین، با توجه به خروجی نرم افزار E-views و بر اساس جدول ۳، ماهیت داده‌های قیمت ماهیانه گوجه‌فرنگی و سیب زمینی، منطبق با حالت نخست این آزمون می‌باشند. هر چند که در تمامی حالات وجود دست‌کم یک رابطه بلند مدت مورد تایید است. بر اساس هر دو آماره اثر و بیشینه مقدار ویژه، یک رابطه بلند مدت در الگو تایید می‌گردد.

نتایج تفصیلی آزمون هم‌گرایی در جداول ۴ تا ۷ آورده شده است. باتوجه به این‌که مقادیر آماره اثر و بیشینه مقدار ویژه از مقادیر بحرانی خود بیش‌تر است، در این حالت وجود یک رابطه بلند مدت در سطح احتمال ۵ درصد در بازارهای گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی میدان مرکزی و سازمان میادین شهرداری تهران تایید می‌شود.

در ادامه، بر مبنای آزمون هم‌گرایی و برآورد الگوی خود توضیح برداری، آزمون علیت گرنجر بر مبنای آماره F برآورد شد. نتایج نشان می‌دهند که تغییرات قیمت گوجه فرنگی و سیب زمینی در این مطالعه، از سمت میدان مرکزی میوه و تره‌بار تهران به سمت بازارهای سازمان میادین شهرداری تهران است، زیرا آماره F محاسباتی مربوط به علیت از عمده‌فروشی به سمت خرده‌فروشی برای هر دو محصول در سطح احتمال ۵ درصد، معنی دار است و این در حالی است

که به دلیل معنی دار نبودن آماری مقدار F محاسباتی علیت از قیمت خرده‌فروشی به سمت عمده‌فروشی وجود ندارد. در مطالعه‌ای با عنوان نحوه انتقال قیمت از مزرعه تا خرده‌فروشی در بازار دو محصول گوجه‌فرنگی و سیب‌زمینی به وسیله (مرب و مقدسی، ۱۳۸۶) که در بازه زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۴ انجام گرفت، رابطه علی برای محصول گوجه‌فرنگی، از قیمت تولیدکننده به سمت قیمت خرده‌فروشی و برای سیب‌زمینی از خرده‌فروشی به سمت تولیدکننده با استفاده از آزمون علیت گرنجر برآورد شد.

برآورد ضرایب نرمال شده بلند مدت از نتایج جدول ۹ بیانگر آن است که با افزایش یک درصد قیمت گوجه فرنگی میدان مرکزی، قیمت این کالا در بازارهای سازمان میادین به اندازه ۱/۳۴درصد افزایش می‌یابد که این نشانه کشش پذیری قیمت بازار گوجه‌فرنگی می‌باشد. این رابطه در سطح پنج درصد معنی دار است. با ضرب نسبت میانگین قیمت گوجه فرنگی در دو بازار (میدان مرکزی و بازارهای سازمان میادین)، می‌توان مقدار کشش در میانگین را محاسبه کرد. هم‌چنین، ضریب تصحیح خطا در این الگو در سطح پنج درصد معنی دار بوده و بیانگر سرعت تعدیل ۲۶ درصدی شوک‌های ایجاد شده در کوتاه مدت است؛ به گونه‌ای که اگر در کوتاه مدت شوک ناگهانی به قیمت گوجه‌فرنگی وارد شود، حدود ۳/۸۴ دوره (۱۱۵ روز) طول خواهد کشید تا اثر این شوک تعدیل شود. در مورد بازار سیب زمینی نیز با توجه به برآورد ضرایب نرمال شده، با افزایش یک درصد قیمت آن در میدان مرکزی، قیمت در بازارهای سازمان میادین ۱/۱۵ درصد افزایش خواهد یافت که در سطح پنج درصد معنی دار است. ضریب تصحیح خطا نیز بیانگر آن است که با بروز شوک کوتاه مدت ناگهانی در بازار سیب زمینی، در هر دوره ۰/۳۰درصد از عدم تعادل‌ها تعدیل خواهد شد، به گونه‌ای که اگر در کوتاه مدت شوک ناگهانی به قیمت سیب زمینی وارد شود، حدود ۳/۳۳ دوره (۱۰۰ روز) طول خواهد کشید تا اثر این شوک تعدیل شود. در مطالعه مشابه به وسیله مرب و مقدسی (۱۳۸۶) در بازه زمانی ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۴ که علیت در بازار سیب‌زمینی از قیمت خرده‌فروشی به قیمت تولید کننده است، ضریب نرمال شده بلند مدت نشان دهنده آن است که با افزایش یک درصد قیمت خرده‌فروشی، قیمت در سر مزرعه ۱/۸ درصد افزایش می‌یابد و ضریب تصحیح خطا بیان‌گر آن است که با بروز شوک کوتاه مدت ناگهانی در این بازار، در هر دوره ۰/۳۱ درصد از عدم تعادل‌ها تعدیل خواهد شد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به تایید قانون قیمت‌های واحد در بازارهای میوه و تره بار تهران (میدان مرکزی تهران و بازارهای میوه و تره بار سازمان میادین) و نتایج ناشی از الگوی تصحیح خطا در بازار گوجه‌فرنگی و

سیب زمینی و هم‌چنین، تاثیرپذیری قیمت دو محصول بازارهای سازمان میادین از قیمت میدان مرکزی و در نهایت قیمت‌گذاری دو محصول به وسیله سازمان میادین شهرداری تهران، پیشنهادهای زیر جهت مدیریت بازار به مسئولان مربوطه قابل تامل می‌باشد:

۱- اتخاذ تدابیر لازم برای کاهش حساسیت قیمت دو محصول در بازارهای سازمان میادین از قیمت میدان مرکزی به دلیل کشش بالای تغییرات قیمتی برای محصولات گوجه‌فرنگی و سیب زمینی.

۲- پیشنهاد می‌شود مطالعه‌ای در رابطه با ساختار بازار میدان مرکزی تره‌بار(نوع بازار آن) و ارتباط قیمتی آن با قیمت تولید کننده انجام گیرد و در صورت اثبات وجود آربیتراژ، اتخاذ سیاست‌های احتمالی از راه نهادهای حاکمیتی و مسئولان امر در راستای کاهش آن صورت پذیرد.

۳- به مدیران ارشد سازمان میادین شهرداری تهران پیشنهاد می‌شود که با مدیریت علمی‌بازار گوجه‌فرنگی و سیب زمینی با ایجاد زنجیره تامین و توزیع، موجب کاهش حاشیه بازاریابی، حذف واسطه‌های غیر ضرور، سهم بری عادلانه عوامل تولید و توزیع برای تمامی متعاملان این زنجیره (بویژه تولید کننده‌گان و مصرف کنندگان)، ایجاد شفافیت از تولید تا مصرف نهایی، کاهش ریسک بازار بویژه برای تولیدکنندگان، کاهش هزینه مبادلات (حمل و نقل، بازاریابی و..)، کاهش ضایعات و هدر رفت دو محصول، و در نهایت، افزایش بهره‌وری شوند.

۴- به سازمان میادین شهرداری تهران پیشنهاد می‌شود که در صورت لزوم قیمت‌گذاری با توجه به سیاست‌های آن سازمان، مطالعاتی در خصوص قیمت‌های مکانی و قیمت گذاری مکانی بازارهای خود در سطح شهر تهران بویژه در مورد دو محصول گوجه فرنگی و سیب زمینی انجام گیرد چرا که این شیوه قیمت‌گذاری با توجه به تفاوت هزینه‌های مبادلاتی در نقاط گوناگون تهران، منجر به کارایی قیمتی بازارهای آن سازمان در ۲۰۰ نقطه شهر نخواهد شد.

منابع

۱- اندرس، و.(۱۳۹۱). اقتصاد سنجی سری‌های زمانی با رویکرد کاربردی، جلد یکم. ترجمه م. صادقی و س. شوال‌پور. تهران : انتشارات دانشگاه امام صادق (ع).

۲- تقوایی، م.، و سلطانی، ل.، و رحمتی، ص. (۱۳۸۹). تحلیل مکانی میدان‌ها و بازارهای میوه و تره‌بار در شهر اصفهان. نشریه علمی- پژوهشی جغرافیا و برنامه‌ریزی (دانشگاه تبریز)، سال ۱۵، شماره ۳۴ زمستان ۱۳۸۹، صفحات ۲۶-۱.

۳-دشتی، ق.، قهرمان زده، م.، رسولی بیرامی، ز. (۱۳۹۱). تحلیلی بر هم‌گرایی قیمت‌ها در بازار گوشت مرغ کشور، اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیستم، شماره ۷۸، ۲۴۳-۲۱۱.

۴- رفیعی، ح.، و یزدانی، س.، و حسینی، ص.، و چیذری، ا.، صالحی، ح. (۱۳۹۲). بررسی یکپارچگی مکانی و آزمون قیمت‌های واحد در بازار ماهیان استخوانی شمال، (مطالعه موردی : استان‌های مازندران و گیلان). تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران، دوره ۴۴، شماره ۳، صفحه ۳۶۸-۳۵۷.

۵- شمس الدینی، س. (۱۳۸۴). بررسی هم‌گرایی قیمت‌های جهانی و داخلی محصولات منتخب کشاورزی ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد کشاورزی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات.

۶- صحراییان، م.، و بخشوده، م. (۱۳۸۶). بررسی پیوستگی بازارهای داخلی و خارجی گندم در ایران مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۱۵، شماره ۵۹، صفحات ۱۱۸-۹۷.

۷-عبداللهی، ب. (۱۳۸۹). بررسی پیوستگی بازار محصولات دامی و طیور شمال غرب کشور، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز.

۸- قهرمان‌زاده، م.(۱۳۹۰). پیش‌بینی قیمت ماهانه جوجه‌ی یک روزه گوشتی در استان آذربایجان شرقی. مجله اقتصاد کشاورزی، جلد ۵، شماره ۴، صفحه‌های ۲۱۰-۱۸۳.

۹- قهرمان‌زاده، م.، و محمودی، ه. (۱۳۹۲). آزمون پیوستگی و فرضیه بازار مرکزی محصول تخم‌مرغ در استانهای منتخب کشور. نشریه پژوهش‌های علوم دامی، جلد ۲۳، شماره ۴، سال ۱۳۹۲.

۱۰-کجوری، ه. (۱۳۹۳). بررسی قانون قیمت واحد در محصولات کشاورزی ایران (مطالعه موردی : مرکبات)، پایان نامه کارشناسی ارشد رشته توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، دانشگاه فردوسی مشهد.

۱۱-گجراتی، د. (۱۳۸۳). مبانی اقتصاد سنجی، جلد دوم. ترجمه ح. ابریشمی. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

۱۲- مقدسی، ر.، و خلیق، پ.، و قلمباز، ف. (۱۳۸۹). قانون قیمت‌های واحد در بازار محصولات کشاورزی، (مطالعه موردی : جو، برنج، پنبه). مجله پژوهش‌های ترویج و آموزش کشاورزی، سال چهارم، شماره یک، بهار ۱۳۹۰.

Refrences

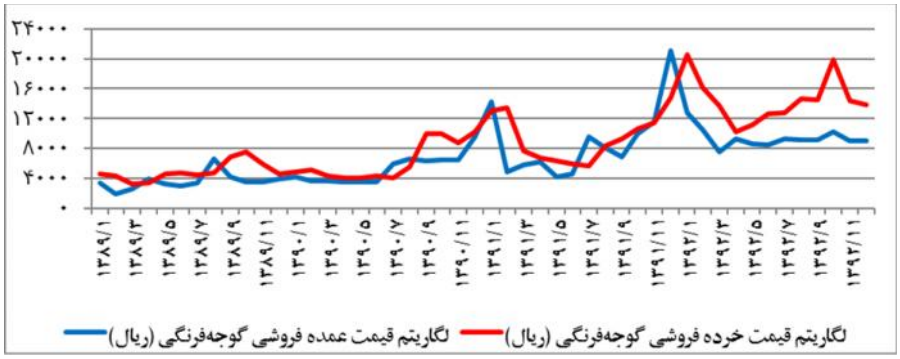
- AbouNouri, E., & Mojaverian, M. (2002). Analysis of the law of one price in the Farm products markets of Iran. Iranian Journal of Trade Studies, 2002(25), 5-17.

- Alfranca, O. Oca, J. & Reig, L. (2004). Product Differentiation and Dynamic Price Behavior in Fish Markets, Advances in Econ. Res,pp. 150-158.

- Asche, F. Bjorndal, T. & V. Gordon, D. (2005). Studies in the Demand Structure for Fish and Seafood Products, International Series in Operations Research & Management Science 99, 295-314.

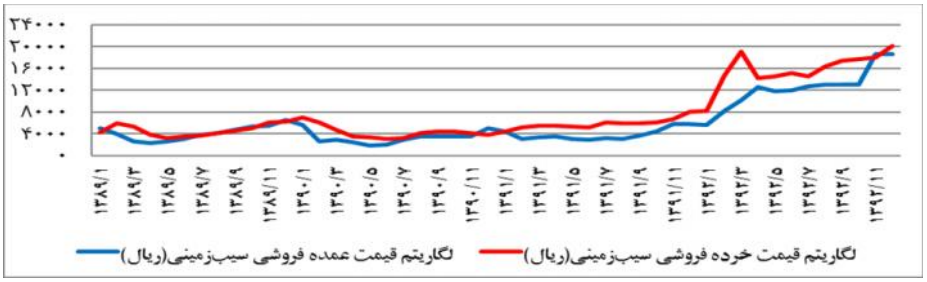
- Asche, F. Bennear, L. S. Oglend, A. & Smith, M. (2011). U.S. Shrimp Market Integration, Duke University Environmental Economics Working Paper, pp. 11-09.
- Bada, T. & Rahji, M. A. Y. (2010). Market Delineation Study of the Fish Market in Nigeria: An Application of Co-integration Analysis, Journal of Agricultural Science, 2, 158-168.

پیوست‌ها



ماخذ: یافته‌های پژوهش

شکل ۱- لگاریتم قیمت خرده‌فروشی گوجه‌فرنگی.



ماخذ : یافته‌های پژوهش

شکل ۲- لگاریتم قیمت خرده‌فروشی سیب‌زمینی.

جدول ۱ - نتایج آزمون هگی جهت شناسایی ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی.

فراوانی آماره	0	π	$\frac{\pi}{2}$	$\frac{2\pi}{3}$	$\frac{\pi}{3}$	$\frac{5\pi}{6}$	$\frac{\pi}{6}$	آماره‌های تیلور	
	t_1	t_2	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$	$F_{1,2,\dots,12}$	$F_{2,3,\dots,12}$
L_{T1t}	-۱/۷۸	۲۵** /۳	۴۰** /۶	۹۸** /۶	۷**	۶/۸۰**	/۰۴*** ۷	/۱۱*** ۷	/۶۶*** ۷
$D(L)_{T1}$	/۲۵** -۳	——— _	——— _	——— _	———	———	———	———	———
L_{T2t}	-۲/۷۰	۲۵** /۴	۴۰** /۶	۷۰** /۶	۹۵** /۶	/۳۲*** ۱۱	/۹۱*** ۱۱	/۶۶*** ۱۷	/۱۸*** ۱۵
$D(L)_{T2}$	/۵۷** -۳	——— _	———	———	——— _	———	———	———	———
L_{P1t}	-۱/۶۷	۷۰** /۲	۵۰** /۳	۵۰** /۳	۱۴** /۴	۳/۸۰**	۴/۵۱**	۵/۲۶**	۴/۵۲**
$D(L)_{P1}$	/۷۶** -۲	——— _	———	———	——— _	———	———	———	———
L_{P2t}	-۲/۸۳	۶۳** /۳	۴۰** /۴	۷۸** /۴	۳۸** /۵	/۷۸*** ۸	/۲۵*** ۹	/۲۳*** ۱۱	۸/۵۳**
$D(L)_{P2}$	/۳۵** ۳	——— _	———	———	——— _	———	———	———	———

ماخذ : یافته‌های پژوهش (*** معنی داری در سطح ۱٪ ** در سطح ۵٪ * در سطح ۱۰٪)

جدول ۲- انتخاب طول وقفه بهینه بر اساس معیار شوارتز بیزین (SBC).

وقفه	بازار سیب‌زمینی	بازار گوجه‌فرنگی
۰	۳۷/۸۵	۳۸/۳۰
۱	۳۴/۸۲*	۳۶/۶۲*
۲	۳۵/۱۳	۳۶/۹۵
۳	۳۵/۳۹	۳۷/۲۹
۴	۳۵/۶۵	۳۷/۵۴
۵	۳۵/۸۲	۳۷/۸۳
۶	۳۶/۱۶	۳۷/۸۰
۷	۳۶/۲۱	۳۷/۶۹
۸	۳۵/۸۴	۳۸/۰۳
۹	۳۶/۱۶	۳۷/۹۳
۱۰	۳۶/۲۶	۳۷/۷۴

ماخذ: یافته‌های پژوهش (علامت * نشان‌دهنده طول وقفه بهینه می‌باشد)

جدول۳- نتایج بدست امده از آزمون هم‌گرایی یوهانسن برای تعیین تعداد روابط بلند مدت.

نوع کالا	نوع روند داده‌ها / حالت آزمون	بدون روند / بدون عرض از مبدا بدون روند	بدون روند / با عرض از مبدا بدون روند	روند خطی / با عرض از مبدا بدون روند	روند خطی / با عرض از مبدا با روند	روند درجه دوم / با عرض از مبدا با روند
سیب زمینی	آماره اثر	۱*	۱	۱	۱	۱
	بیشینه مقدار ویژه	۱*	۱	۱	۱	۱
گوجه فرنگی	آماره اثر	۱*	۱	۱	۱	۲
	بیشینه مقدار ویژه	۱*	۱	۱	۱	۲

ماخذ: یافته‌های پژوهش (علامت *۱ نشان‌دهنده دست‌کم یک رابطه بلند مدت معنی‌دار در حالت بیان شده می‌باشد).

جدول۴- نتیجه آزمون تعیین مرتبه هم‌گرایی یوهانسن از راه آماره اثر برای محصول گوجه‌فرنگی.

آزمون مرتبه هم‌گرایی نامقید (آماره اثر)			
سطح معنی داری	مقدار بحرانی (۰/۰۵)	آماره اثر	آزمون فرضیه
<۰/۰۰۰۱	۱۲/۳۲	۶۰/۲۳	نبود رابطه بلند مدت
۰/۶۱	۴/۱۲	۰/۳۴	حداکثر یک رابطه بلند مدت

ماخذ : یافته‌های پژوهش

جدول ۵- نتیجه آزمون تعیین مرتبه هم‌گرایی یوهانسن از راه آماره بیشینه مقدار ویژه برای محصول گوجه‌فرنگی.

آزمون مرتبه هم‌گرایی نامقید (آماره بیشینه مقدار ویژه)			
سطح معنی داری	مقدار بحرانی (۰/۰۵)	آماره اثر	آزمون فرضیه
<۰/۰۰۰۱	۱۱/۲۲	۵۹/۸۸	نبود رابطه بلند مدت
۰/۱۳	۴/۱۲	۰/۳۴	بیشینه یک رابطه بلند مدت

ماخذ : یافته‌های پژوهش

جدول ۶- نتیجه آزمون تعیین مرتبه هم‌گرایی یوهانسن از راه آماره اثر برای محصول سیب‌زمینی.

آزمون مرتبه هم‌گرایی نامقید (آماره اثر)			
سطح معنی داری	مقدار بحرانی (۰/۰۵)	آماره اثر	آزمون فرضیه
۰/۰۲	۱۲/۳۲	۲۰/۳۷	نبود رابطه بلند مدت
۰/۴۳	۴/۱۲	۱/۵۱	بیشینه یک رابطه بلند مدت

ماخذ : یافته‌های پژوهش

جدول ۷- نتیجه آزمون تعیین مرتبه هم‌گرایی یوهانسن از راه آماره بیشینه مقدار ویژه برای محصول سیب‌زمینی.

آزمون مرتبه هم‌گرایی نامقید (آماره بیشینه مقدار ویژه)			
سطح معنی داری	مقدار بحرانی (۰/۰۵)	آماره اثر	آزمون فرضیه
۰/۰۰۱۹	۱۱/۲۲	۱۸/۸۵	نبود رابطه بلند مدت
۰/۲۵	۴/۱۲	۱/۵۱	بیشینه یک رابطه بلند مدت

ماخذ : یافته‌های پژوهش

جدول ۸- نتیجه آزمون علیت گرنجر بر مبنای آماره F برای محصول گوجه‌فرنگی و سیب زمینی.

فرضیه صفر	آمارهF	سطح معنی‌داری
تغییرات قیمت گوجه فرنگی میدان مرکزی، علت تغییرات قیمت آن در بازارهای تره بار تهران نیست.	۲۵/۸۹	<۰/۰۰۰۱
تغییرات قیمت گوجه فرنگی بازارهای تره بار تهران، علت تغییرات قیمت آن در میدان مرکزی نیست.	۰/۰۶	۰/۹۴
تغییرات قیمت سیب زمینی میدان مرکزی علت تغییرات قیمت آن در بازارهای تره بار تهران نیست.	۹/۰۸	۰/۰۰۴
تغییرات قیمت سیب زمینی بازارهای تره بار تهران علت تغییرات قیمت آن در میدان مرکزی نیست.	۰/۰۲	۰/۸۶

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹- نتایج برآورد ضرایب نرمال شده بلندمدت و تصحیح خطا.

انواع بازار و حالت برآورد	متغیرها	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t
گوجه فرنگی (حالت اول)	قیمت عمده‌فروشی	-۱/۳۴	۰/۰۴	-۳۰/۱۲
	ضریب تصحیح خطا	-۰/۲۶	-۰/۱۱	-۲/۲۲
سیب زمینی (حالت نخست)	قیمت عمده‌فروشی	-۱/۱۵	۰/۰۶	-۱۸/۷۸
	ضریب تصحیح خطا	-۰/۳۰	-۰/۰۸	-۳/۵۹

ماخذ : یافته‌های پژوهش