تعیین استراتژی قیمتی مناسب ایران در مقابل رقبا؛ بازارهای صادراتی مرکبات

سید عباس زارع، سعیده رفیعی، مطهره کبودتبار[1]
Abbas.zare95@ut.ac.ir

چکیده

باتوجه به اهمیت توسعه صادرات غیرنفتی و جذابیت کشورهای همسایه جهت صادرات مرکبات به این کشورها، در این مطالعه به بررسی قانون قیمت واحد و وجود رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت در بازار صادراتی محصول پرتقال ایران نسبت به رقبا در بازار هدف روسیه طی دوره ۱۹۹۵الی ۲۰۱۶ پرداخته شده است. روش مورد استفاده در این تحقیق با توجه به پایایی متغیرهای الگو، الگوی ARDL بوده و نتایج این الگو بیانگر این است که قیمت صادراتی ایران تاثیر مثبت و معنی‌داری روی قیمت صادراتی ترکیه دارد. بطوریکه با تغییر قیمت ایران در بلندمدت به میزان یک دلار، قیمت ترکیه به اندازه ۰/۸۸دلار تغییر خواهد نمود. در نهایت‌پیشنهاد می شود که در عرضه به بازارهای جهانی، ایران از سیاست کاهش قیمت صادراتی جهت رقابت با رقیب اصلی خود (ترکیه) استفاده نکند و به جای آن با بهبود کیفیت تولید، سورتینگ و بسته بندی مناسب به دنبال وفادری مشتریان خارجی و افزایش قیمت ناشی از افزایش تقاضا باشد چرا که در این صورت قیمت‌های ایران مطابق نتایج الگوهای بندمدت، بیش از قیمت رقبای خود در بازارهای هدف افزایش خواهد یافت.

طبقه بندی JEL: D40، L11 ، M31

واژه‌های کلیدی: الگوی تصحیح خطا، مرکبات، قانون قیمت واحد، ARDL

۱ـ دانشجویان کارشناسی ارشد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران

مقدمه

با توجه به نقش و اهمیت کشاورزی در توسعه اقتصادی، افزایش تولید محصولات کشاورزی و درآمد زارعین در ایران همواره مورد توجه سیاست‌گزاران بوده است. تعیین سیاست‌ها و تدوین برنامه‌های مناسب در بخش کشاورزی، علاوه بر این مستلزم آگاهی لازم از شرایط تولید در واحدهای کشاورزی و نحوه بازارسازی و بازاررسانی است و تا حدود زیادی نیز بستگی به میزان آگاهی برنامه‌ریزان از فرآیند تصمیم‌گیری زارعین و عکس العمل آنها نسبت به انواع سیاست‌های کشاورزی دارد. در این بین تولید مرکبات در جهان امروز از اهمیت بسزائی برخوردار است و یکی از منابع بسیار مهم تولید ثروت، مبادلات تجاری و اشتغال به کار ساکنین حدود ۱۴۸ کشور مرکبات خیز جهان شده است.

تولید مرکبات ایران در سال ۲۰۱۳ به میزان ۲۷۳۰۹۲۰ تن بوده است که معادل دو درصد از کل تولید مرکبات جهان می‌باشد (فائو ۲۰۱۵) در این بین استان مازندران از لحاظ سطح زیر کشت و میزان تولید کشور رتبه اول کشور را به خود اختصاص داده است و مرکبات به عنوان محصول اول تولیدی استان مازندران نقش ویژه‌ای بین ساکنین این استان دارا می‌باشد (جهاد کشاورزی استان مازندران، ۱۳۹۴). مرکبات گروهی از میوه‌های نیمه گرمسیری جهان هستند که دارای ارزش اقتصادی بسیار چشمگیری در کشورهایی نظیر برزیل، آمریکا و چین می‌باشند. به طوری که امروزه در دنیا مجموع فعالیت‌های کشاورزی و اقتصادی و صنعتی این گروه تحت عنوان صنعت مرکبات شناخته شده است. مرکبات یکی از با صرفه ترین میوه‌ها برای تولیدکنندگان آن می‌باشد. مرکبات امروزه در

جهان جنبه صنعتی بسیار مهمی را حائز گردیده و منبع پر درآمدی برای کشورهای تولیدکننده آن می‌باشد. امروزه تجارت جهانی طیف گسترده ای از کالاها و خدمات را در برگرفته که در آن محصولات کشاورزی دارای مقبولیت ویژه‌ای است. بسیاری از کشورهای جهان به دلیـــل بهره‌مندی از شرایط اقلیمی مناسب، تولیدکننده انواع محصولات کشاورزی بوده و از راه صدور آن با بدست آوردن میلیاردها دلار درآمد ارزی، بخشی از نیازهای وارداتی خود را تامین می‌کنند.

نمودار یک میزان تولید و صادرات پرتقال ایران را نشان می‌دهد. همانطور که در جدول یک نشان داده شده است روند تغییرات میزان تولید و میزان صادرات به جزء چند سال روند عکس با یکدیگر دارند. به اینصورت که زمانی میزان تولید افزایش میابد میزان صادرات کاهش میابد(سالهای ۲۰۰۲الی۲۰۰۸ و۲۰۱۰الی۲۰۱۶).

جدول۱. میزان تولید و صادرات پرتقال ایران

سال	مقدار تولید پرتقال ایران (تن)	مقدار صادرات پرتقال ایران(تن)	درصد نسبت تولید به صادرات
۲۰۰۰	۱۸۴۳۰۴۲	۱۳۹۹۸	۰/۷۶
۲۰۰۱	۱۸۷۸۵۴۸	۸۰۳	۰/۰۴

۲۰۰۲	۱۹۷۳۳۳۲	۲۲۷۶	۰/۱۲
۲۰۰۳	۲۰۱۸۶۱۶	۱۰۷۹	۰/۰۵
۲۰۰۴	۲۱۲۹۴۷۲	۱۰۶۲	۰/۰۵
۲۰۰۵	۲۲۵۳۲۰۹	۱۸۸۶	۰/۰۸
۲۰۰۶	۱۸۵۱۷۳۸	۲۱۳۷	۰/۱۲
۲۰۰۷	۲۰۵۴۶۵۸	۲۲۰۳	۰/۱۱
۲۰۰۸	۲۰۱۵۵۸۷	۲۵۵۷	۰/۱۳
۲۰۰۹	۲۰۱۶۰۷۵	۲۲۶۸	۰/۱۱
۲۰۱۰	۲۱۷۶۲۵۸	۴۴۹۴	۰/۲۱
۲۰۱۱	۲۲۹۳۲۵۸	۷۲۱	۰/۰۳

۲۰۱۲	۲۴۵۶۱۳۱	۱۴۱۲	۰/۰۶
۲۰۱۳	۲۵۴۷۱۶۶	۲۳۴۴	۰/۰۹
۲۰۱۴	۱۵۳۰۳۶۲	۲۶۸۹	۰/۱۸
۲۰۱۵	۱۶۵۰۰۰۰	۹۸۴	۰/۰۶
۲۰۱۶	۱۹۴۴۰۲۳	۷۹۲	۰/۰۴

مأخذ: FAO, 2018

تاثیر جریانهای سیاسی- اقتصادی بر تجارت بین المللی کالاهای کشاورزی و مواد غذایی مانند پیوستن به سازمان جهانی تجارت ،حذف موانع گمرکی و محدودیتهای تجاری، توجه به اصول موافقتنامه

عمومی تعرفه و تجارت، ایجاد امنیت غذایی و...، اهمیت بررسی قانون قیمتهای واحد و همگرایی قیمتهای جهانی و داخلی را روشن می‌سازد. تاکنون مطالعات متعددی در زمینه یکپارچگی بازار و قانون قیمتهای واحد انجام شده است.

شاهولی و بخشوده (۱۳۸۴) در مقالهای با عنوان «بررسی پیوستگی بازارهای آبزیان ایران» به بررسی پیوستگی بین بازارهای عمده شیلات ایران، بازارهای جنوب، شمال و شیراز، به کمک رهیافت همجمعی پرداختند. ارتباط بلندمدت بین بازارها با استفاده از آزمون انگل-گرنجر ارزیابی شد. یافته‌های تحقیق نشان داد که با وجود ارتباط بلندمدت بین بازارها، در کوتاهمدت بین این بازارها پیوستگی وجود ندارد.

دشتی و همکاران (۱۳۹۱) در تحلیل رفتار فصلی و پیوستگی مکانی بازار(مطالعه موردی بازار گوشت مرغ ایران) به این نتایج دست یافتن که سری‌های قیمت گوشت مرغ از رفتار فصلی تبعیت می‌کنند و در بازار گوشت مرغ این استان‌ها، دو روند تصادفی مشترک وجود دارد که قیمت‌ها بر اساس آنها تعدیل می‌شوند

شهبازی و همکاران (۱۳۹۱)در همگرایی شاخص قیمت در استان‌های ایران به این نتیجه رسیدندکه همگرایی شاخص‌های قیمت در استان‌های کشور به انتخاب استان پایه بستگی دارد و با پیدایش انحراف از قانون قیمت واحد در اثر یک شوک محلی، نیمه عمر همگرایی در حدود ۱/۵ سال خواهد.

اسکندر پور و همکاران (۱۳۹۳) در این مطالعه به بررسی وضعیت بازارهای جهانی و آزمون قیمت واحد در بازار خرما طی سال‌های ۱۹۶۱تا۲۰۰۸ با استفاده از رهیافت همجمعی وآزمون علیت گرنجر پرداخته شد. نتایج این مطالعه بیانگر همگرایی قیمت‌ها در بازارهای جهانی و بین صادر کنندگان بزرگی نظیر ایران، امارات، تونس، عربستان و عراق می‌باشد.

نیکوکار (۱۳۹۴) از الگوی آستانه‌ای انتقال مکانی قیمت برای بررسی همگرایی بازار پسته ایران استفاده کرد. که بررسی‌ها نشان داد بازارها در مجموع در بلندمدت همگرا هستند و تقارن بلندمدت در انتقال قیمت‌ها وجود دارد.

امانوئیدز[1] وفاسکیس[2] (۲۰۱۲) تحت یک رویکرد غیر خطی به بررسی برقراری قانون قیمت واحد بازار گوشت‌خوک بین چهار کشور اصلی اتحادیه اروپا پرداختند. که به این نتیجه رسیدند که بین این چهار کشور قانون قیمت واحد برقرار بوده و بین آنها زوج اسپانیا-آلمان ارتباط قوی‌تری نسبت به بقیه باهم دارند.

[1]–Emmanouilides

[2]–Fousekis

ماریا[1] و اوترو[2] (۲۰۱۳) قانون قیمت واحد را درمورد نرخ سپرده بانکی مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که با تغییر اندازه بانک‌ها، نرخ سپرده بانکی به سرعت تغییر کرده و منجر به این می‌شود که بازار رقابتی‌تر شود.

[1]–María

[2]– Otero

یانگ[1] و همکاران(۲۰۱۷) در مطالعه‌ای به بررسی همگرایی بازار زمین‌های کشاورزی در آلمان پرداختند و به این نتیجه رسیدند که قانون قیمت واحدذ فقط به صورت محلی به دلیل اختلافات ساختاری بین مناطق برقرار است.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه داده‌های مورد نظر از طریق گمرک جمهوری اسلامی ایران، سایت Trademapو سایت سازمان خوار و بار جهانی (فائو) اخذ شده است. جهت بررسی همگرایی قیمت‌ها در بازارهای هدف

[1]–Yang

ایران بین رقبای آن در محصول پرتقال از تحلیل سری زمانی استفاده شده است. ابتدا ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس بعد از نتایج بدست آمده از آزمون ایستایی الگوی مورد نظر برای آزمون همگرایی انتخاب می‌شود. بازارهای هدف ایران برای صادرات پرتقال، روسیه و قزاقستان است. که رقبای ایران در این بازارها عبارت اند از: مصر، ترکیه و آفریقای جنوبی در روسیه و مصر، ترکیه و چین در قزاقستان. در این مطالعه بازار هدف روسیه مورد مطالعه قرار گرفته است.

به کارگیری روش‌های معمول و کلاسیک اقتصادسنجی در داده‌های سری زمانی وقتی که متغیرها ناایستا باشند از کارایی و اعتبار لازم برخوردار نبوده و آماره های آزمون‌های t وf معتبر نمی‌باشند. برای رفع این مشکل مهمترین بحث در سری‌های زمانی، بررسی ایستایی متغیرها می‌باشد. برای این

امر آزمون‌های مختلفی پیشنهاد شده است که هر کدام دارای ویژگی و مزیت خاصی هستند (گجراتی، ۱۳۸۳). آزمونی که اخیراً برای بررسی ایستایی شهرت یافته، آزمون ریشه واحد است. آزمون ریشه واحد شامل چندین آزمون برای بررسی ایستایی است که در این تحقیق از آزمون دیکی فولر استفاده شده است.

مهمترین بحث پس از بررسی ایستایی متغیرها تعیین رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل می‌باشد. روش غالب نسبت به سایر روش‌های اقتصادسنجی در مورد تعیین همگرایی روش جوهانسون (۱۹۹۸) می‌باشد که از طریق روش تابع حداکثر راستنمایی تخمین زده می‌شود. آماره حداکثر مقادیر ویژه و آماره اثر جهت بررسی همگرایی برآورد خواهد شد که بیان‌کنندهٔ تعداد بردارهای همگرایی بین

متغیرهای الگو می‌باشند. در روش حداکثر مقادیر ویژه(λmax) فرضیه صفر و مقابل به صورت زیر می‌باشد:

$H_0 = r = 0$ (۱)

$H_1 = r = ۱$

اگر فرضیه صفر که عدم وجود رابطه همگرایی بین متغیرهای مدل می‌باشد رد شود، نشان‌دهندهٔ این است که حداقل r=1 می‌باشد، یا به عبارت دیگر حداقل یک بردار همگرایی بین متغیرها برقرار است. اگر باز هم فرضیه صفر که وجود حداقل یک بردار همگرایی است رد شود، نشان‌دهندهٔ این است که

حداقل ۲ بردار همگرایی بین متغیرها برقرار می‌باشد. لازم است این مراحل تا جایی ادامه یابد که فرضیه صفر پذیرفته شود.

در این تحقیق به منظور بررسی همگرایی و رابطه بلندمدت بین قیمت ایران و رقبای آن در بازار هدف روسیه در رابطه با محصول پرتقال در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۹۵ از تکنیک همگرایی ARDL و آزمون همگرایی جوهانسون برای متغیرها استفاده گردیده است. الگوی ARDL براساس رهیافت پویا شکل گرفته و شکل عمومی آن برای حالت دومتغیره به صورت زیر است:

$$Y_t = a_0 + \sum_{j=1}^{p} a_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \beta_i X_{t-i} + V_t \qquad (۲)$$

که در آن متغیر وابسته تابعی است از مقادیر سطح و با وقفه متغیر توضیحی و مقادیر با وقفه خودش که می‌توان آن‌را به شکل زیر بازنویسی کرد.

$$A(L)Y_t = B(L)X_t + U_t \qquad (۳)$$

در این رابطه A(L) عملگر وقفه بصورت $1 - a_1L - a_2L^2 - \cdots - a_pL^P$، B(L)عملگر وقفه بصورت $\beta_0 + \beta_1L + \beta_2L^2 + \cdots + \beta_qL^q$, $L^rX_t = X_t - r$ است. از ویژگی‌های الگوی

ARDL این است که علاوه بر ارئه برآورد بدون تورش از پارامتر رابطه بلندمدت به همراه آماره t معتبری از آن ، این امکان را فراهم می‌آورد تا آزمون ریشه واحد فرضیه صفر عدم وجود همگرایی نیز انجام شود . لازمه آنکه الگوی پویای (۳) به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع a_1 ها (i =۱,...,p) کمتر از یک باشد. نحوه آزمون به این ترتیب است که آماره t را از طریق رابطه (۴) بدست آورده و با کمیت‌های بحرانی بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) مقایسه می‌کنیم.

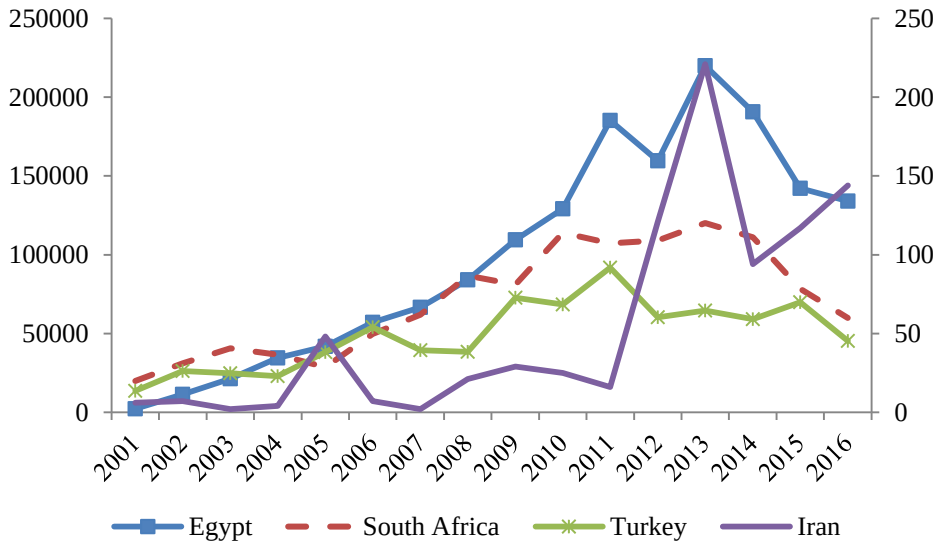
$$\hat{t} = \frac{\sum \hat{a_j} - 1}{\sum se\hat{a}_j} \qquad (۴)$$

اگر آماره t محاسبه شده بزرگتر از کمیت بحرانی باشد، رگرسیون برآورد شده دارای رابطه تعادلی بلندمدت است. در غیر این صورت متغیر ها همگرا نیستند. در صورت همگرا بودن متغیر ها می‌توان از طریق الگوی تصحیح خطا (ECM) به بررسی پویایی کوتاه مدت و تمایل آن به سمت تعادل بلندمدت پرداخت.

نتایج

در بازارهای جهانی پرتقال در ارزش صادرات مشاهده می‌شود همانگونه که در نمودار ۱ مشخص است نمودار روند تغییرات ارزش صادرات بیانگر این است که در اکثر سال‌ها رقبای ایران در بازار هدف

روسیه روند افزایشی در میزان ارزش صادراتی خود داشتند اما روند تغییرات ارزش صادراتی برای ایران دارای نوسان زیادی بوده است. این مطالعه به بررسی این مساله می‌پردازد که با وجود این نوسانات مشخصی که در ارزش صادراتی پرتقال در کشور هدف روسیه وجود دارد آیا قانون قیمت واحد در این بازار برقرار خواهد شد؟


250000
200000
150000
100000
50000
0
250
200
150
100
50
0
2001
2002
2003
2004
2005
2006
2007
2008
2009
2010
2011
2012
2013
2014
2015
2016
Egypt
South Africa
Turkey
Iran

نمودار۱. روند تغییرات ارزش صادرات پرتقال کشورهای رقیب در بازار هدف روسیه

همانگونه که نتایج مربوط به پایایی متغیر ها در جدول ۳ نشان می دهد که متغیر قیمت ایران و آفریقای جنوبی پایا از مرتبه یک است و قیمت ترکیه در سطح پایا است و همچنین قیمت مصر نه در سطح ایستا بوده و نه در تفاضل از مرتبه اول، همچنین لگاریتم این متغیر در هر دو مورد پایا نشد. بر این اساس این متغیر از الگو حذف شد. بنابر این با توجه به اینکه دو تا از متغیر ها با یک بار تفاضل گیری پایا هستند و یکی از متغیر ها در سطح ایستا است، الگو مناسب برای این تحقیق ARDL است.

جدول۳. بررسی پایایی متغیرهای مورد بررسی

ارزش صادراتی	ADF	
	سطح	تفاضل مرتبه اول
ایران	۰/۳۵۲	۰/۰۰۱۸***
ترکیه	۰/۰۵۰۷**	
آفریقای جنوبی	۰/۵۸۵	۰/۰۰۷۸**
مصر	۰/۲۱۵	۰/۹۹۷

مأخذ: یافته‌های‌تحقیق ** معنی داری در سطح۵٪ *** معنی داری در سطح ۱٪

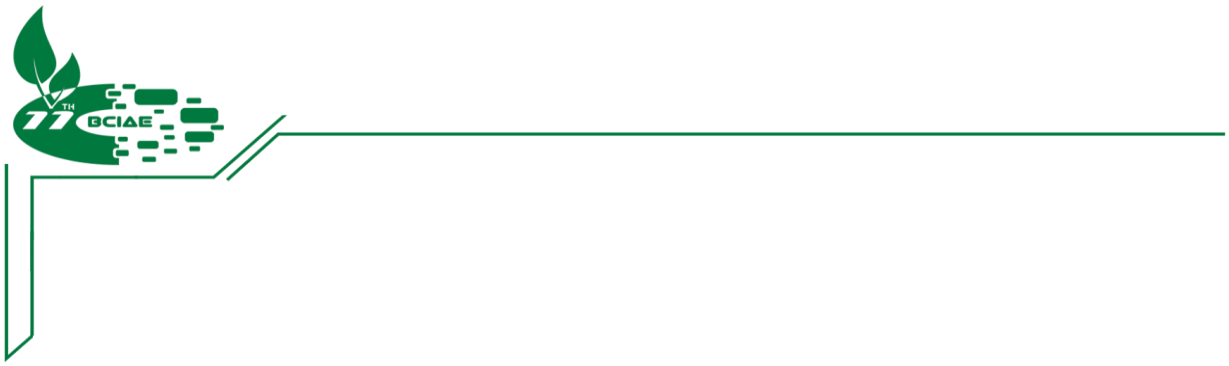
برای بررسی قانون قیمت واحد، ابتدا لازم است تا مقدار وقفه بهینه در الگوی همجمعی تعیین شود. برای این منظور یک الگوی VAR برآورد شد و مقدار وقفه بهینه از آن شخص شد همانطور که در جدول ۴ مشخص است وقفه بهینه در این الگو برابر یک است. بنابر این برای بررسی همگرایی متغیرها باید یک وقفه از وقفه بهینه کم کنیم.

جدول ۴. تعیین وقفه بهینه در الگوی VAR

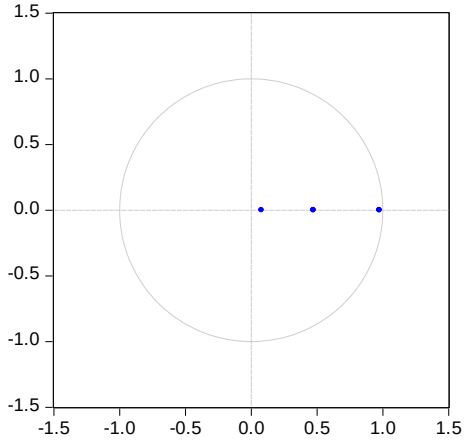
وقفه	آمارهlogl	آمارهLR	آماره FPE	آمارهACI	آمارهSC	آماره HQ
۰	-۳۷۸/۹۸۵	NA	۷/۸۰	۳۸/۱۹۸	۳۸/۳۴۷	۳۸/۲۲۷
۱	-۳۴۱/۶۳۳	۵۹/۷۶۳*	۴/۶۵	۳۵/۳۶۳	۳۵/۹۶۰*	۳۵/۴۷۹
۲	-۳۳۱/۰۷۸	۱۳/۷۲۱	۴/۳۰*	۳۵/۲۰۷*	۳۶/۲۵۳	۳۵/۴۱۱*

مأخذ: یافته‌های‌تحقیق

به منظور بررسی اطمینان از الگوی برآوردی لازم است تا آزمون‌هایی نظیر ریشه معکوس انجام داد. با توجه به نمودار۳ مشخص است که الگوی مورد بررسی فاقد ریشه معکوس خودرگرسیو بوده است و از این جهت الگوی برآوردی مناسب بوده است. همچنین آزمون های نرمالیته جزء خطا، عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس هم مورد بررسی قرار گرفت که تمام این آزمون ها نشان دهنده این بودند که الگوی برآوردی، الگوی مناسبی بوده است.

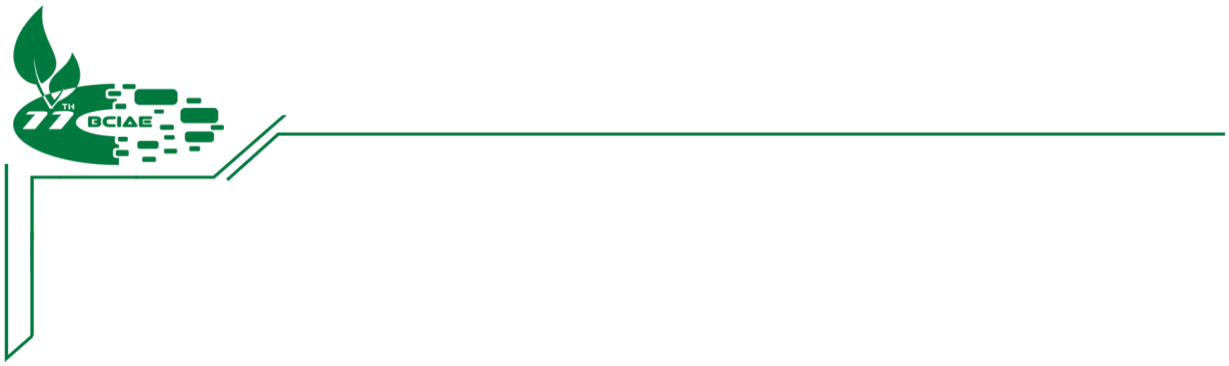


Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



نمودار۲. بررسی ریشه معکوس خودرگرسیو در الگوی برآوردی

پس از بدست آوردن وقفه بهینه باید آزمون علیت گرنجر را به منظور بررسی اثر کوتاه‌مدت متغیرها روی هم انجام داد که نتایج این‌آزمون درجدول۵ نشان دهنده آن‌است که قیمت ایران با قیمت ترکیه علیت دوطرفه داشته است که یعنی هم قیمت ایران روی تغییرات قیمت ترکیه و هم قیمت ترکیه روی تغییرات قیمت ایران تاثیرگذار است. ولی بین قیمت ترکیه و آفریقای‌جنوبی علیت یک طرفه وجود دارد که از طرف قیمت آفریقای‌جنوبی به سمت ترکیه می‌باشد. در نهایت بین قیمت ایران و آفریقای‌جنوبی هیچ گونه علیتی وجود ندارد که این بیانگر این است که قیمت ایران و آفریقای‌جنوبی روی یکدیگر اثرگذار نیستند.


7TH
BCIAE

جدول۵. آزمون علیت گرنجر بین متغیر های تحقیق

فرضیه	آماره F-Statistic	سطح احتمال
قیمت آفریقای جنوبی علیت گرنجر قیمت ترکیه نیست	۴/۴۰۰**	۰/۰۳۱
قیمت ترکیه علیت گرنجر قیمت آفریقای جنوبی نیست	۰/۵۴۰	۰/۵۹۳
قیمت ایران علیت گرنجر قیمت ترکیه نیست	۳/۶۲۰**	۰/۰۵۲
قیمت ترکیه علیت گرنجر قیمت ایران نیست	۴/۱۹۹**	۰/۰۳۵
قیمت ایران علیت گرنجر قیمت آفریقای جنوبی نیست	۰/۹۳۸	۰/۴۱۲
قیمت آفریقای جنوبی علیت گرنجر قیمت ایران نیست	۲/۳۵۵	۰/۱۲۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق ** معنی داری در سطح۵٪

پس از بررسی علیت گرنجر باید آزمون همجمعی را مورد بررسی قرار داد که نتایج این آزمون در جداول ۶ و ۷ آمده است که بیانگر این است که قیمت‌های صادراتی کشورهای رقیب در بازار هدف روسیه در بلندمدت گرایش به یکسان شدن دارند که از این جهت می‌توان نتیجه گرفت بازار صادراتی پرتقال ایران در بازار هدف روسیه بین رقبا گرایش به رقابتی شدن دارد و قیمت‌ها در این بازارها همگرا هستند. و براساس هر دو آزمون TRACEو MAX-Eigen فرض صفر یعنی وجود هیچ رابطه بلندمدت بین قیمت‌های صادراتی در کشور هدف، رد شده و وجود یک رابطه بلندمدت اثبات می‌شود.

جدول۶. آزمون TRACE در الگوهای جوهانسون جوسیلیوس

فرضیه صفر	آماره Eigenvalue	آمارهTrace	مقادیر بحرانی
عدم وجود رابطه بلندمدت	۰/۷۵۹*	۴۳/۳۸۱	۲۹/۷۹۷
بیش از یک رابطه بلندمدت	۰/۴۷۳	۱۳/۴۸۶	۱۵/۴۹۴
بیش از دو رابطه بلندمدت	۹/۴۱	۰/۰۰۰۱	۳/۸۴۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق * معنی داری در سطح۵٪

جدول۷. آزمون Max-Eigen در الگوهای جوهانسون جوسیلیوس

فرضیه صفر	آماره Eigenvalue	آماره Max-Eigen	مقادیر بحرانی
عدم وجود رابطه بلندمدت	۰/۷۵۹*	۲۹/۸۹۵	۲۱/۱۳۱
بیش از یک رابطه بلندمدت	۰/۴۷۳	۱۳/۴۸۶	۱۴/۲۶۴
بیش از دو رابطه بلندمدت	۹/۴۱	۰/۰۰۰۱	۳/۸۴۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق * معنی داری در سطح۵٪

بعد از بررسی تعداد بردارهای همگرایی در آزمون جوهانسون جلیسیوس، برای بدست‌آوردن میزان اثر متغیرها روی یکدیگر از الگو ARDL استفاده شده است که نتایج آن در جداول ۸ و۹ آمده است. همانگونه که از آزمون‌های همبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمـال بودن توزیع اجزای اخلال و ناهمسانی

واریانس و مقدار آماره احتمـال (p-value) نیز مشخص است، تابع برآوردی مورد نظر هـیچ یـک از مشکلات فوق را نداشته و بخوبی تصریح شده است. قیمت صادراتی ایران هم در کوتاه مدت هم در بلندمدت در سطح اطمینان یک درصد تاثیر مثبت و معنی داری رو قیمت ترکیه دارد.

جدول۸. مدل پویای ARDL(۱,۰,۰)

نام متغیر	ضریب	آمارهt
وقفه سال اول قیمت ترکیه	۰/۵۸۶	۶/۰۸۴**
قیمت آفریقای جنوبی	-۰/۰۶	-۰/۳۱۳
قیمت ایران	۰/۳۶۴	۲/۷۹۷*
عرض از مبدا	۸۲/۳۴	۳/۰۴۹**

Serial Correlation *CHSQ(1)= ۰/۴۷۷ p-value= ۰/۴۹۰

Functional Form *CHSQ(1)= ۰/۰۵۷۴	p-value=۰/۸۱۱
C:Normality *CHSQ(2) =۰/۹۰۵	p-value= ۰/۶۳۶
Heteroscedasticity*CHSQ(1)=۲/۶۲۷	p-value=۰/۱۰۵

مأخذ: یافته های تحقیق * معنی داری در سطح۵٪ ** معنی داری در سطح ۱٪

پس از برآورد مدل پویای ARDL، وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها به وسیله رابطه (۳)آزمون شد.

$$\hat{t} = \frac{\sum \hat{a_j} - 1}{\sum se\hat{a}_j} = \frac{0.586 - 1}{0.143} \approx -3$$

با توجه به کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر فرضـــیه H_0 رد شده و یک رابطه تعادلی بلندمدت بـین متغیرهـای الگـو وجـود دارد.

نتایج جدول ۹ نشان می‌دهد که در بلندمدت قیمت ایران روی قیمت ترکیه تاثیرگذار است و اثر معنا داری بر روی قیمت ترکیه دارد. به گونه‌ای که اگر قیمت ایران در بلندمدت یک دلار ت یابد، قیمت ترکیه به اندازه ۰/۸۸دلار افزایش می‌یابد.

جدول ۹. برآورد ضرایب بلندمدت استفاده شده در الگوی ARDL(۱,۰,۰)

نام متغیر	ضریب	آمارهt
قیمت آفریقای جنوبی	۰/۱۴۶	۰/۲۹۲
قیمت ایران	۰/۸۸۰	۱/۹۶۹**

عرض از مبدا	۱۹۸/۹۱۰	۱/۸۷۵**

مأخذ: یافته‌های‌تحقیق ** معنی داری در سطح ۵٪

نتایج جدول ۱۰ نشـــان می‌دهد که اگر شـــوکی در کوتاه مدت به طور ناگهانی به قیمت ترکیه وارد شود، در هر دوره اثر شوک ۴۱ درصد تعدیل خواهد شد. به عبارتی در بلندمدت جهت تعدیل کامل اثر شوک نیازمند تقریبا ۲/۵ دوره زمانی خواهد بود.

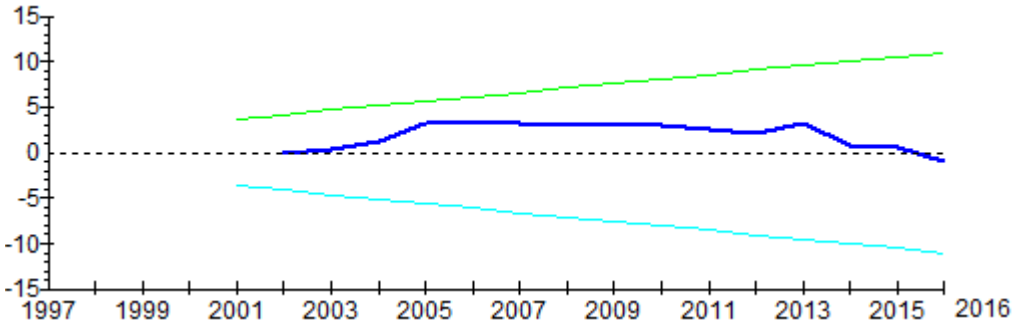
جدول ۱۰- برآورد الگوی تصحیح خطای ارزش صادرات خرما(۱،۰،۰) ARDL

نام متغیر	ضریب	آمارهt
تفاضل قیمت آفریقا جنوبی	-۰/۰۶	۰/۳۱۳
تفاضل قیمت ایران	۰/۳۶۴	۲/۷۹۷***
تفاضل عرض از مبدا	۸۲/۳۴	۲/۱۱۸**

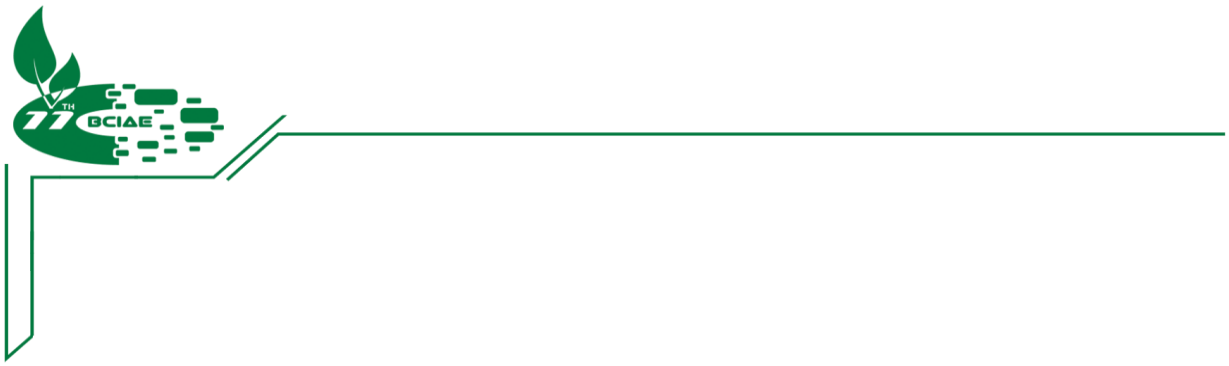
ضریب عبارت تصحیح خطا	-۰/۴۱۳		-۲/۸۸۶
آماره		R^2 =۰/۴۹۷	DW=۲/۰۳۶
** معنی داری در سطح۵٪	*** معنی داری در سطح ۱٪		

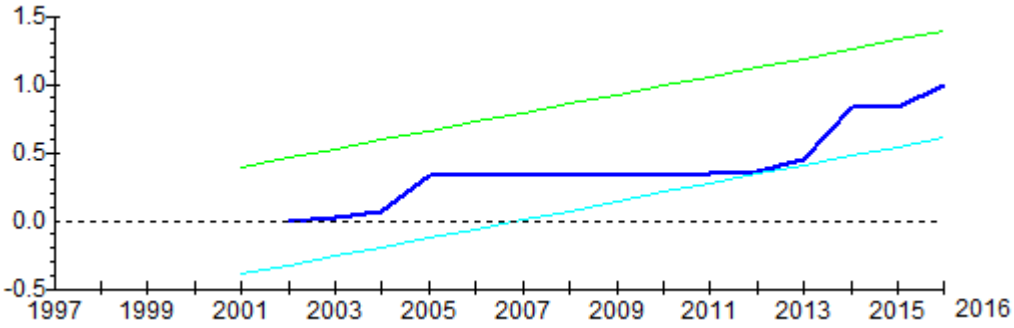
مأخذ: یافته‌های‌تحقیق

در نهایت پایداری ضرایب برآورد شده مدل نیز توسط آزمون CUSUMو CUSUMQ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون که در نمودارهای (۴) و (۵) ارایه شده است نشان داد که ضرایب مدل برآورد شده طی دوره مورد بررسی پایدارند. خطوط راست بیانگر معنی‌دار بودن در سطح ۵ درصد می‌باشد.



نمودار۴- آزمون مجموع تجمعی پسماندهای برگشتی(CUSUM)


7TH
BCIAE



نمودار۵- آزمون مجموع مجذور تجمعی پسماندهای برگشتی(CUSUMQ)

نتیجه گیری و پیشنهادها

در این تحقیق قانون قیمت واحد و یکپارچگی بازار صادراتی محصول پرتقال در کشور هدف روسیه مورد بررسی قرار گرفت. همانگونه که از نتایج این پژوهش مشخص است، قانون قیمت واحد در بازار صادراتی کشور هدف برقرار است. همچنین بین قیمت صادراتی ایران و قیمت صادراتی ترکیه همگرایی قیمتی و قانون قیمت واحد در بلندمدت برقرار است. نتایج نشان می‌دهد که ایران در بازارهای صادراتی خود، بر قیمت رقبای خود اثرگذار بوده و افزایش قیمت‌های ایران منجر به افزایش کمتری در قیمت های ترکیه به عنوان مهمترین رقیب ایران خواهد داشت و بالعکس چنانچه قیمت‌های ایران کاهش یابد، قیمت رقبا با سرعت و شدت کمتری کاهش خواهد یافت.

لذا پیشنهاد می‌شود که در عرضه به بازارهای جهانی، ایران از سیاست کاهش قیمت صادراتی جهت رقابت با رقیب اصـلی خود (ترکیه) اسـتفاده نکند و به جای آن با بهبود کیفیت تولید، سـورتینگ و بسته بندی مناسب به دنبال وفادری مشتریان خارجی و افزایش قیمت ناشی از افزایش تقاضا باشد چرا که در این صورت قیمت‌های ایران مطابق نتایج الگوهای بندمدت، بیش از قیمت رقبای خود در بازارهای هدف افزایش خواهد یافت.

منابع

۱. شاهولی، ا.، و بخشوده، م. ۱۳۸۴. بررسی پیوستگی بازارهای آبزیان ایران. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، سال ۴، شماره ۱، صفحات ۶۹-۸۵.

۲. نیکوکار، الف.۱۳۹۴. بررسی همگرایی بازار پسته ایران، کاربردی از الگوی آستانه‌ای انتقال مکانی قیمت. مجله اقتصاد کشاورزی ایران. جلد نهم، شماره ۴. ص۱-۲۹.

۳. اسکندرپور، ب.کاوسی،م. رفیعی، ح. خلیق خیاوی،پ. ۱۳۹۳. قانون قیمت واحد و یکپارچگی در بازارهای جهانی خرما. مجله علمی پژوهشی تحقیقات اقتصاد کشاورزی. شماره ۲۳. ص ۱۵۹-۱۷۴.

٤. رسولی، ز، قهرمانزاده، م و دشتی، ق.۱۳۹۱تحلیلی‌برهمگرایی‌قیمتهادربازار گوشت مرغ کشور، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ، ۷۸ ص.

۵. شهبازی، ک. فلاحی، ف. غلامی، الف.۱۳۹۱. همگرایی شاخص قیمت در استان های ایران. فصلنامه علمی و پژوهشی. شماره ۲۰. ص ۱۲۸-۱۱۱.

۶. سازمان جهادکشاورزی استان مازندران (۱۳۹۴)، اطلاعات بانک‌های باغبانی.

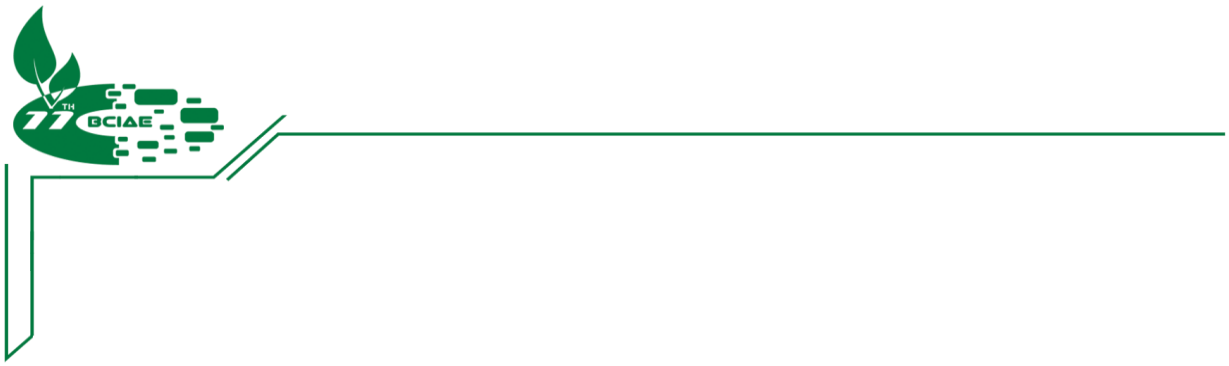
7. Iregui, A.and Otero, J.(2013) Testing the law of one price in retail banking: An analysis for Colombia using a pair-wise approach, Economics letters118, 29-32
8. Yang, X.and Ritter, M. and Odening, M.(2017), Testing for regional convergence of agricultural land prices, Land Use Policy 64, 64–75
9. Emmanouilides, C. and Fousekis, P.(2012), Testing for the LOP under nonlinearity: an application to four major EU pork markets
10. Iregui, A.and Otero, J.(2013) Testing the law of one price in retail banking: An analysis for Colombia using a pair-wise approach, Economics letters118, 29-32

11. Yang, X.and Ritter, M. and Odening, M.(2017), Testing for regional convergence of agricultural land prices, Land Use Policy 64, 64–75
12. Emmanouilides, C. and Fousekis, P.(2012), Testing for the LOP under nonlinearity: an application to four major EU pork markets
13. Food and Agriculture Organization (FAO). (2013) ,www.fao.org.

Determine the appropriate price strategy for Iran against competitors; Export markets for citrus

ABSTRACT

According to the importance of non-oil export and the charm of neighboring countries for exporting citrus, this study examines the unit price law and the existence of a short-run and long-run relationship between Iran's export product market rather than its rivals in the target market of Russia during 1995-2016. Regarding the reliability of variables an ARDL method was carried out. Results of model estimation show that Iran’s export prices has a positive and significant impact on Turkish export prices. Furthermore, export prices of Iran, Turkey and South Africa are co-integrated which has highlighted the importance of adopting appropriate foreign exchange policies to support exports. Finally, with regard to



the estimated coefficient of the error correction model, in each period about ٤١٪ of the short-term imbalance is adjusted to achieve long-term equilibrium**.**

JEL Classification: D40، L11 ،M31

Keywords: Error correction pattern, Citrus, The unit price law, ARDL