

قانون قیمت واحد و یکپارچگی در بازارهای جهانی خرما

بهروز اسکندرپور*^۱، محمد کاوسی کلاشمی^۲، حامد رفیعی^۳، پریسا خلیق خیایوی^۴
تاریخ دریافت: ۹۳/۰۴/۲۲ تاریخ پذیرش: ۹۳/۰۷/۲۷

چکیده

با توجه به اهمیت صادرات خرما در ایران، در این مطالعه به بررسی وضعیت بازارهای جهانی و آزمون قیمت واحد در این بازارها طی سالهای ۲۰۰۸-۱۹۶۱ با استفاده از رهیافت هم‌جمعی و آزمون علیت گرنجر پرداخته می‌شود. نتایج این مطالعه بیانگر همگرایی قیمت‌ها در بازارهای جهانی و بین صادرکنندگان بزرگ نظیر ایران، تونس، امارات، عراق و عربستان می‌باشد. لذا می‌توان گفت که قانون قیمت واحد در بازارهای جهانی خرما برقرار است. همچنین بین قیمت‌های جهانی خرما و قیمت صادراتی در بازارهای صادراتی ایران نیز همگرایی قیمتی و قانون قیمت‌های واحد در بلندمدت برقرار است. ضمن آنکه آزمون علیت گرنجر بیانگر آن است که قیمت بازارهای خرما صادراتی ایران بر قیمت‌های جهانی موثر بوده و عکس این حالت برقرار نمی‌باشد. لذا با توجه به تایید قانون قیمت واحد در بازارهای جهانی خرما و وجود ارتباط بلندمدت بین قیمت‌های جهانی خرما و قیمت صادراتی در بازارهای صادراتی ایران و جایگاه ایران در این بازار پیشنهاد می‌شود که به منظور حفظ موقعیت ایران بین رقبای تجاری خود، شرایط بازار جهانی به طور مستمر نظارت شده و با اتخاذ تدابیر حمایتی لازم به‌ویژه در زمینه‌ی سیاست‌های تجاری، بهبود کیفی محصول و بسته‌بندی مناسب و همچنین تعیین بازارهای مناسب بالقوه و بالفعل، موقعیت ایران در بلندمدت در بازارهای جهانی حفظ شده و در واقع نوعی رهبری قیمت در بازارهای جهانی برای ایران به‌وجود آید.

طبقه‌بندی *JEL*: C22, L11, Q13

واژه‌های کلیدی: قانون قیمت واحد، همجمعی، بازار خرما، ایران، کشورهای رقیب.

۱- عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور.

۲- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده علوم کشاورزی، دانشگاه گیلان

۳- استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران

۴- دکتری اقتصاد کشاورزی، مدرس دانشگاه آزاد اسلامی واحد رشت.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله: skandarpur@yahoo.com

پیشگفتار

با توجه به سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی کشور، سطح اشتغال، صادرات غیر نفتی و رسالتی که این بخش در تامین امنیت غذایی، تامین منابع لازم برای صنایع، بهبود سطح زندگی روستاییان و در کل فراهم آوردن زمینه‌ی ثبات سیاسی و اقتصادی کشور بر دوش دارد، هرگونه بهبود عملکرد در این بخش تأثیری فراگیر، فزاینده و ملی خواهد داشت. این اهمیت به‌گونه‌ای است که دولت‌ها سعی دارند تا با توسل به سیاست‌های مختلف به طریقی از فعالیتهای کشاورزی حمایت منطقی و قابل قبولی به عمل آورند. اگرچه این حمایت ممکن است در اشکال مختلف ظهور نماید. تأثیر جریان‌های سیاسی - اقتصادی بر تجارت بین‌المللی کالاهای کشاورزی و مواد غذایی مانند پیوستن به سازمان جهانی تجارت^۱، حذف موانع گمرکی و محدودیتهای تجاری، توجه به اصول موافقت‌نامه‌ی عمومی تعرفه و تجارت^۲، ایجاد امنیت غذایی و ... اهمیت بررسی قانون قیمت‌های واحد و همگرایی قیمت‌های جهانی و داخلی را روشن می‌سازد (مقدسی و همکاران، ۱۳۹۰).

دو بازار در مکان‌های مختلف در صورتی یکپارچه هستند که قیمت کالای مبادله شده در بازار واردکننده برابر با قیمت کالا در بازار صادرکننده به‌علاوه‌ی هزینه‌های حمل و نقل و سایر هزینه‌های انتقال باشد. به تعبیر دیگر، بازار برای گروهی از محصولات پیوسته است که در آنها قیمت‌های کالا در طول زمان متناسب با یکدیگر حرکت کنند. به این معنی که قانون قیمت واحد^۳ (*LOP*) حفظ شود. در یک بازار پیوسته، قیمت یک کالا تمایل به یکنواختی دارد و اختلاف قیمت بر اثر هزینه‌ی حمل و نقل ایجاد می‌شود. این تعریف مربوط به تکامل تدریجی قیمت‌ها در درازمدت می‌شود. هرچند قیمت‌ها می‌توانند در کوتاه مدت از یکدیگر منحرف شوند. وجود فاصله میان بازارهای مختلف فروش محصولات با مراکز تولیدی منجر به اختلاف قیمت میان این بازارها می‌شود. منظور از بازارهای فاصل، بازارهایی است که در آن تولیدکنندگان و مصرف کنندگان در مکان‌های مختلف توزیع شده‌اند و این توزیع مکانی، موجب اختلاف و تبعیض قیمت محصولات در نقاط مختلف می‌شود. کارایی این نوع بازارها با استفاده از معیار پیوستگی، قابل ارزیابی است (ارشد، ۱۹۹۰).

به‌منظور آزمون پیوستگی بازارهای جهانی محصولات، می‌توان از آزمون هم‌جمعی انگل-گرنجر و روش هم‌جمعی یوهانسون استفاده کرد. با وجود اهمیت زیاد پیوستگی بازار محصولات کشاورزی و

1- World Trade Organization (WTO)

2- General Agreement On Tariffs And Trade (GATT)

3- Law of One Price

قانون قیمت واحد، پیوستگی بازارهای منطقه‌ای در مورد بسیاری از کالاهای کشاورزی به‌طور گسترده مورد مطالعه قرار گرفته است. تاکنون مطالعات متعددی در زمینه‌ی یکپارچگی بازار و قانون قیمت‌های واحد انجام شده است که از جمله مطالعات صورت گرفته می‌توان به چند مورد زیر اشاره نمود:

مقدسی و همکاران (۱۳۹۰) به بررسی قانون قیمت‌های واحد در بازار محصولات کشاورزی ایران شامل جو، برنج و پنبه در دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۷۰ با استفاده از تکنیک‌های همگرایی و الگوهای تصحیح خطا پرداختند. مهم‌ترین نتایج حاصل موید وجود ارتباط بلندمدت میان قیمت‌های داخلی و جهانی جو و برنج بوده، درحالی‌که این ارتباط در بازار محصول پنبه تایید نگردید. شاه‌ولی و بخشوده (۱۳۸۴) به بررسی پیوستگی بین بازارهای عمده‌ی شیلات ایران، بازارهای جنوب، شمال و شیراز به کمک رهیافت هم‌جمعی پرداخته و ارتباط بلندمدت بین بازارها با استفاده از آزمون انگل-گرنجر ارزیابی شده است. برای تعیین بازار مرکزی نیز آزمون علیت گرنجر به‌کار گرفته شده است. همچنین به کمک شاخص ارتباط بازار *IMC* میزان ارتباط بین بازارها تعیین شد. داده‌های مورد استفاده شامل قیمت‌های عمده‌فروشی ماهی و میگو در این بازارها در دوره‌ی ۱۳۶۶-۱۳۸۱ می‌باشد. یافته‌های تحقیق نشان داد که با وجود ارتباط بلندمدت بین بازارها در کوتاه‌مدت بین این بازارها پیوستگی وجود ندارد. به این معنی که در کوتاه‌مدت قیمت بازارهای یاد شده از یکدیگر متاثر نمی‌شوند. نتایج آزمون علیت گرنجر بیانگر وجود رابطه‌ی علی دو طرفه بین دو بازار شیراز و سواحل جنوبی است. ارتباط بین بازارهای شمال و شیراز و همچنین ارتباط بین بازارهای جنوب و شمال یک‌طرفه و به سمت بازار شمال است و به این دلیل بازار شمال به‌عنوان بازار مرکزی تعیین شده است. مقادیر شاخص *IMC* هم نشان داده که ارتباط بازار شمال و جنوب کمتر از ارتباط بازار شمال و شیراز است.

صحرائیان و بخشوده (۱۳۸۶) به بررسی پیوستگی بازارهای گندم در ایران و جهان با استفاده از روش هم‌جمعی انگل-گرنجر و محاسبه‌ی شاخص پیوستگی بازار حاصل از بسط مدل راولیون پرداختند. یافته‌های این مطالعه نشان داد که اغلب بازارهای داخلی گندم پیوستگی درازمدت دارند. اما بر اساس شاخص پیوستگی بازار، این بازارها با بازار مرکزی جهان پیوستگی پایین دارند؛ ولی با بازار سایر کشورهای مورد بررسی به‌جز اروپا، پیوستگی درازمدت دارند. در راستای افزایش پیوستگی با بازار جهانی و ایجاد و توسعه بازارهای محلی به‌منظور افزایش رقابت و تمرکز بازارها و در نتیجه افزایش پیوستگی بازارهای داخلی، آزادسازی بازار گندم پیشنهاد می‌شود.

فلسفیان و زیبایی (۱۳۸۴) به مطالعه‌ی شرایط یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد برای دو محصول گوشت گوسفند و گوساله در ۵ استان منتخب کشور پرداختند. برای این منظور از دو روش *VAR*

نامقید و روش هم‌جمعی *VAR* استفاده کرده‌اند. نتایج نشان داد که در رابطه با گوشت گوساله استان‌های کرمان - خوزستان، خراسان - اصفهان و آذربایجان شرقی - خراسان دارای بازار یکسان هستند. در رابطه با گوشت گوسفند تمامی استان‌ها به غیر از مورد خوزستان - کرمان دارای بازار یکسانی هستند. به علاوه شرایط قانون قیمت واحد در بلندمدت برای هیچ کدام از محصولات و در هیچ یک از استان‌ها برقرار نیست.

شمس‌الدینی (۱۳۸۴) نیز به بررسی قانون قیمت‌های واحد ۸ محصول منتخب کشاورزی ایران پرداخته است. نتایج حاصل نشان داد که قیمت جهانی محصولات گوشت، جو، پسته، چای و گندم در بلندمدت با قیمت داخلی این محصولات ارتباط داشته و قیمت جهانی محصولات خرما، ذرت و برنج ارتباط بلندمدتی را با قیمت داخلی این محصولات نشان نداده است. اثر کوتاه‌مدت در مورد قیمت داخلی و جهانی محصولات گندم، پسته، برنج، چای و گوشت معنادار نبوده است و در مورد محصولات ذرت، جو و خرما این اثر کوتاه‌مدت معنادار بوده است.

صحرائیان و بخشوده (۱۳۸۶) پیوستگی بازارهای گندم در ایران و جهان را با استفاده از روش هم‌جمعی انگل-گرنجر مورد بررسی قرار دادند. یافته‌های این مطالعه نشان داد که اغلب بازارهای داخلی گندم، پیوستگی درازمدت دارند. اما این بازارها با بازار مرکزی جهان پیوستگی پایین دارند و با بازار سایر کشورهای مورد بررسی به جز اروپا، پیوستگی درازمدت دارند.

ابونوری و مجاوریان (۲۰۰۲) نیز به بررسی قانون قیمت واحد با استفاده از روش پیوستگی در بازار محصولات زراعی پرداخته و نتایج حاصله نشان داد که در بیشتر موارد فرضیه‌ی پیوستگی کوتاه‌مدت رد شده و پیوستگی بلندمدت نیز در حدود ۳۹٪ برآورد شده است.

بافس (۱۹۹۱) به بررسی پیوستگی ۷ کالا در میان ۴ کشور با استفاده از قانون قیمت‌های واحد پرداخت. یافته‌های این تحقیق بیانگر وجود رابطه‌ی هم‌جمعی میان ۱۳ مورد بازار از مجموع ۱۶ بازار می‌باشد.

موهانتی و همکاران (۱۹۹۸) به بررسی قانون قیمت واحد در بازار بین‌المللی محصولات گندم، شکر، پشم، چای در کشورهای کانادا، استرالیا، آمریکا، نیوزیلند و انگلستان پرداختند. در این مقاله از ۲ روش هم‌جمعی معمولی و هم‌جمعی جزئی استفاده گردیده و نتایج با هم مقایسه شد. در سه حالت روش هم‌جمعی معمولی قانون قیمت‌های واحد را تایید کرده و روش هم‌جمعی جزئی، ارتباط بلندمدت را در ۸ جفت تایید می‌کند.

کوپر (۱۹۹۹) در مطالعه‌ی خود برای شناسایی بازار مرکزی به بررسی ۶ بازار منطقه‌ای ذرت با استفاده از روش هم‌جمعی یوهانسون پرداخت. نتایج به دست آمده وجود ارتباط بلندمدت در میان بازارهای منطقه‌ای را تایید کرد.

زانباس (۱۹۹۳) به بررسی پیوستگی بازار گندم، شیر، گوشت و سیب‌زمینی در بین کشورهای انگلیس، بلژیک، دانمارک، فرانسه، آلمان و ایتالیا پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که بازار شیر کمترین و بازار گندم بیشترین پیوستگی را دارند.

دلپاچیترا و سنت هیل (۱۹۹۴) به بررسی قانون قیمت‌های واحد در کشور نیوزیلند پرداختند. در این مطالعه از داده‌های قیمت ۱۵ نهاده‌ی کشاورزی استفاده شد. نتایج این تحقیق تایید کرد که پیوستگی بازارها در کوتاه‌مدت برقرار نیست.

وینویا (۲۰۰۷) در یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد برای محصول میگو در بازارهای جهانی را مورد بررسی قرار داد. برای این منظور از داده‌های قیمت وارداتی کشورهای ژاپن، ایالات متحده و اتحادیه اروپا استفاده شد. نتایج حاصله نشان داد که یک پیوستگی قوی بین بازارهای ژاپنی، آمریکایی و اروپایی وجود دارد و همچنین شواهد نشان داد که قانون قیمت واحد در بازارهای میگو برقرار است.

با توجه به سهم و اهمیت خرما در صادرات بخش کشاورزی ایران و با توجه به اینکه تاکنون مطالعه‌ای در زمینه‌ی یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد برای محصول خرما صورت نگرفته است، در این مطالعه نیز با توجه به اطلاعات موجود، به آزمون پیوستگی بازارهای جهانی صادرات خرما پرداخته شده است. در واقع هدف کلی این تحقیق بررسی پیوستگی بازارهای جهانی خرما و بررسی موقعیت ایران در بازارها است.

روش پژوهش

در این تحقیق برای آزمون پیوستگی بازار خرما و بر اساس اطلاعات موجود پس از بررسی ایستایی متغیرهای مورد بررسی، از آزمون همگرایی انگل-گرنجر و آزمون جوهانسون استفاده گردیده است. قبل از آزمون همگرایی، آزمون ایستایی و یا غیر ایستایی سری‌های زمانی به کار رفته، ضروری است. لازمه‌ی آزمون همگرایی، غیر ایستا بودن متغیرها و همچنین یکسان بودن درجه‌ی همگرایی آنهاست. برای این امر آزمون‌های مختلفی پیشنهاد شده است که هر کدام دارای ویژگی و مزیت خاصی می‌باشند (گجراتی، ۱۳۸۳). آزمونی که اخیراً برای بررسی ایستایی شهرت یافته است، آزمون ریشه واحد می‌باشد. آزمون ریشه واحد شامل چندین آزمون برای بررسی ایستایی است که عبارت از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته^۱ (ADF)، فیلیپس پرون^۲، $KPSS$ ^۳ و آزمون ERS ^۴ می‌باشد که

1- Augmented Dickey – Fuller (ADF)

2- Phillips -Perron (PP)

3- Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin (KPSS)

4- Elliot-Rothenberg -Stock point optimal (ERS)

با توجه به کاربرد گسترده‌ی آزمون ADF و PP در مطالعات اقتصادی، در اینجا فقط دو آزمون $KPSS$ و ERS توضیح داده می‌شوند.

آزمون $KPSS$ (۱۹۹۲) با سایر آزمون‌های ریشه واحد متفاوت است. این تفاوت نیز به فرضیه‌ی صفر این آزمون بر می‌گردد. در این آزمون بر خلاف سایر آزمون‌های ریشه واحد فرضیه‌ی صفر دلالت بر ایستایی متغیر سری زمانی مربوطه داشته و فرضیه‌ی مقابل نیز به وجود ریشه واحد و نایستایی متغیر مورد نظر تاکید دارد. شاخص آماری $KPSS$ بر مقادیر باقی‌مانده‌ی رگرسیون حداقل مربعات معمولی y_t روی متغیرهای برون‌زای x_t استوار است.

$$y_t = x_t' \delta + U_t \quad (۱)$$

آزمون LM به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$LM = \sum_t S_{(t)}^2 / (T^2 f_0) \quad (۲)$$

که f_0 یک برآوردگر طیف باقی مانده در فراوانی صفر و $S_{(t)}$ نیز تابع تراکمی باقی مانده است که به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$S_{(t)} = \sum_{r=1}^t \hat{U}_r, \hat{U}_t = y_t - x_t' \hat{\delta}(0) \quad (۳)$$

این آزمون برای جملات پسماند معادلاتی که از روش حداقل مربعات معمولی و با روش کمترین مجذورات دو مرحله‌ای تخمین زده شده‌اند را می‌توان اجرا نمود. کاربرد برآوردگر $\hat{\delta}$ که در این محاسبه به کار می‌رود، با برآوردگر δ که در تغییر روند GLS استفاده می‌شود، متفاوت است. این برآوردگر رگرسیون روی داده‌های اصلی و نه شبه تفاوت داده‌ها استوار است. برای محاسبه‌ی آزمون $KPSS$ باید مجموعه رگرسیون‌های برون‌زای X_t تخمین زده شوند که در این روش f_0 نیز برآورد می‌شود (کواپات کوسکی اسمیت شین، ۱۹۹۲).

نقطه‌ی بهینه در آزمون ERS (۱۹۹۶) بر پایه‌ی رگرسیون شبه تفاوت تعریف شده در معادله‌ی زیر است.

$$d(y_t|a) = d(x_t|a)' \delta(a) + \eta_t \quad (۴)$$

باقی‌مانده‌ها نیز از فرمول بالا به صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\hat{\eta}_t(a) = d(y_t|a) - d(x_t|a)' \hat{\delta}(a) \quad (۵)$$

برای تابع مجموع مربعات باقی‌مانده‌ها نیز داریم:

$$SSR(a) = \sum \hat{\eta}_t^2(a) \quad (۶)$$

برای تعیین نقطه‌ی بهینه در آزمون ERS طبق فرمول تعریف شده‌ی زیر آزمون آماری فرضیه‌ی صفر برابر است با $\alpha = 1$ و فرضیه‌ی یک عبارت است از $\alpha = \bar{\alpha}$:

$$P_T = (SSR(\bar{\alpha}) - \bar{\alpha}SSR(1)) / f_0 \quad (7)$$

هنگامی که f_0 یک برآوردگر طیف باقی‌مانده در فراوانی صفر است. برای محاسبه‌ی آزمون ERS باید مجموعه رگرسورهای برون‌زای x_t تخمین زده شوند که در این روش f_0 نیز برآورد می‌شود. در مرحله‌ی بعدی در صورت غیر ایستا بودن متغیرها، وجود رابطه‌ی همگرایی میان آنها آزمون می‌شود. روش آزمون انگل-گرنجر بدین ترتیب است که ابتدا رگرسیون به روش OLS برآورد می‌کنیم و جملات خطای آن را به دست می‌آوریم ($U_t = y_t - Bx_t$). سپس با آزمون‌های مختلف ایستا یا غیر ایستا بودن جملات اخلال را آزمون می‌نماییم. اگر جمله‌ی اخلال ایستا باشد، نتیجه می‌گیریم که متغیرهای مورد بررسی همگرا هستند. به‌منظور بررسی پیوستگی دو بازار از رابطه‌ی زیر استفاده می‌شود.

$$P_{it} = a_0 + a_{jt}P_{jt} + E_t \quad (8)$$

که در این رابطه P_j و P_i سری‌های قیمت برای یک کالا در دو بازار j و i است. همچنین E_t جمله‌ی خطا می‌باشد. چنانچه E_t ایستا باشد، نتیجه که سری‌های قیمت در دو بازار دارای ارتباط بلندمدت بوده و پیوسته هستند. مهم‌ترین و رایج‌ترین آزمون که برای بررسی روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرهای سری زمانی به‌کار می‌رود، روشی است که جوهانسون در سال ۱۹۹۰ ارائه کرد. مزیت این روش نسبت به سایر آزمون‌ها این است که تعداد بردار همگرایی و نوع رابطه‌ی بلندمدت نیز مشخص می‌گردد. تعیین و برآورد بردارهای همگرایی بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خودبازگشت برداری^۱ (VAR) انجام می‌گیرد. مدل مورد بحث به فرم زیر است (جوهانسون، ۱۹۸۸ و جوهانسون و جوسیلیوس، ۱۹۹۰):

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-p} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

آنچه که در تعیین همگرایی به‌کار می‌رود، رتبه‌ی β است که می‌تواند سه حالت زیر را داشته باشد:

الف) اگر رتبه‌ی β صفر باشد، متغیرها همگرا نیستند.

ب) اگر رتبه‌ی β برابر با تعداد متغیرهای الگو باشد ($r = m$)، متغیرها در سطح ایستا هستند.

ج) اگر رتبه‌ی β بین متغیرهای الگو و صفر باشد ($0 < r < m$) متغیرها همگرا هستند یا به عبارت دیگر r بردار همگرایی یا r ترکیب خطی ایستا از Y_t وجود دارد.

1 Vector of Autoregression (VAR)

جوهانسون به منظور آزمون فرضیه‌ی صفر دو معیار λ_{trace} و λ_{Ma} را پیشنهاد می‌نماید (جوهانسون، ۱۹۸۸ و جوهانسون و جوسیلیوس، ۱۹۹۰):

$$\lambda_{trace} = -n \sum_{j=r+1}^k Ln(1 - \hat{\mu}_j) \quad (10)$$

$$\lambda_{Max} = -nLn(1 - \hat{\mu}_{r+1})$$

به منظور دستیابی به نتایج مورد نظر، داده‌های قیمتی مربوط به کشورهای ایران، عربستان، عراق، امارات و تونس طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۶۱ از سایت سازمان جهانی خواروبار کشاورزی (FAO) استخراج گردید. همچنین برای تحلیل نتایج مورد نظر از بسته‌ی نرم‌افزاری *Eviews7* استفاده شده است.

نتایج

در بازار جهانی خرما نوسانات متعددی در مقدار و ارزش صادرات مشاهده می‌شود. همانگونه که در نمودارهای ۱ و ۲ مشخص است، نمودار روند مقدار صادرات در کشورهای بزرگ صادرکننده بیانگر نوسانات متعددی در مقادیر صادر شده از سوی هر کشور به بازارهای جهانی می‌باشد. بر این اساس نوسانات کشور امارات و تا حدودی عراق در میزان صادرات بیش از سایر کشورها بوده و در سال‌های اخیر مشاهده می‌شود که صادرات عراق بیش از پیش رشد داشته است. در مورد ارزش صادرات خرما به بازارهای جهانی هم بیانگر نوسان متعددی در بازارهای صادراتی امارات است و ارزش صادرات خرمای ایران به دلیل کاهش مقادیر صادرات به بازارهای جهانی روند کاهشی داشته است. این مطالعه به بررسی این مساله می‌پردازد که با وجود این نوسانات مشخصی که در مقادیر و ارزش‌های صادراتی خرما در کشورهای بزرگ صادرکننده وجود دارد، آیا قانون قیمت واحد در این بازار قابل اثبات خواهد بود؟ آیا بازار صادرات خرمای ایران نیز به صورت رقابتی با بازارهای جهانی در ارتباط است؟

همانگونه که نتایج مربوط به پایایی متغیرها نشان می‌دهد، کلیه‌ی متغیرهای مورد بررسی پایا از مرتبه‌ی یک ($I(1)$) می‌باشند.

برای بررسی قانون قیمت واحد، ابتدا لازم است تا مقدار وقفه‌ی بهینه در الگوی هم‌جمعی تعیین شود. برای این منظور یک الگوی VAR برآورد گردید. پس از برآورد این الگو، وقفه‌ی بهینه در آن استخراج گردید. همانگونه که از نتایج جدول ۲ مشخص است، وقفه‌ی بهینه در این الگو برابر با یک خواهد بود. در نتیجه الگوهای هم‌جمعی از یک وقفه‌ی کمتر برآورد می‌شوند.

به منظور بررسی اطمینان از الگوی VAR برآوردی لازم است تا آزمون‌هایی نظیر ریشه معکوس انجام گیرد. همان‌گونه که در نمودار ۳ مشخص است، الگوی مورد نظر فاقد ریشه معکوس خودرگرسیو بوده و از این جهت الگوی برآوردی مناسب بوده است. همچنین آزمون‌های نرمال بود، عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس هم مورد بررسی قرار گرفت و از این جهت نیز الگوی برآوردی مناسب بوده است.

در نهایت به منظور بررسی قانون قیمت واحد در بین کشورهای بزرگ صادرکننده‌ی خرما در بازارهای جهانی، از الگوهای هم‌جمعی استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها بیانگر آن است که قیمت‌های صادراتی در بازارهای جهانی خرما در کشورهای مختلف صادرکننده، در بلندمدت گرایش به یکسان شده داشته و از این جهت می‌توان چنین نتیجه گرفت که بازار خرمای جهانی تمایل به رقابتی بودن داشته و قیمت‌ها در این بازارها همگرا هستند. در واقع با توجه به جداول ۳ و ۴ بر اساس هر دو آزمون *Trace* و *Max-Eigen* فرض صفر یعنی وجود هیچ رابطه‌ی بلندمدت بین قیمت‌های صادراتی در کشورهای رقیب، رد شده و وجود یک رابطه‌ی بلندمدت اثبات می‌شود. در قسمت بعدی وضعیت ایران در بلندمدت به‌طور جداگانه در مقابل بازارهای جهانی مورد بررسی قرار گرفته است. براین اساس، ارتباط بلندمدت قیمت‌های صادراتی خرمای ایران و قیمت‌های جهانی (متوسط قیمت جهانی خرما) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج هر دو آماره‌ی *Trace* و *Max-Eigen* نیز وجود یک رابطه‌ی بلندمدت را اثبات می‌کند و این نکته بیانگر وجود و اثبات قانون قیمت واحد بین قیمت خرمای ایران و قیمت آن در بازار جهانی است.

پس از بررسی قانون قیمت واحد در بازار قیمت صادراتی خرمای ایران و قیمت‌های جهانی، می‌توان با استفاده از آزمون علیت گرنجر، نحوه‌ی اثر قیمت خرما در بازارهای جهانی را مورد بررسی قرار داد. همان‌گونه که از جدول ۷ مشخص است، آزمون علیت گرنجر بیانگر آن است که ایران به‌عنوان یکی از بزرگ‌ترین صادرکنندگان خرمای جهان با توجه به این نتیجه می‌تواند بر قیمت‌های موجود در بازارهای جهانی اثرگذار باشد.

پیشنهادات و سیاست‌گذاری‌ها

در این تحقیق قانون قیمت واحد و یکپارچگی بازارهای جهانی برای محصول خرما بررسی شد. همان‌گونه که از نتایج این پژوهش مشخص است، قانون قیمت واحد در بازارهای جهانی خرما برقرار است. همچنین بین قیمت‌های جهانی خرما و قیمت صادراتی در بازارهای صادراتی ایران نیز همگرایی قیمتی و قانون قیمت‌های واحد در بلندمدت برقرار است. ضمن آنکه آزمون علیت گرنجر بیانگر آن است که قیمت بازارهای خرمای صادراتی ایران بر قیمت‌های جهانی موثر بوده و عکس این حالت برقرار نمی‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که بازارهای جهانی خرما گرایش به یک بازار رقابتی

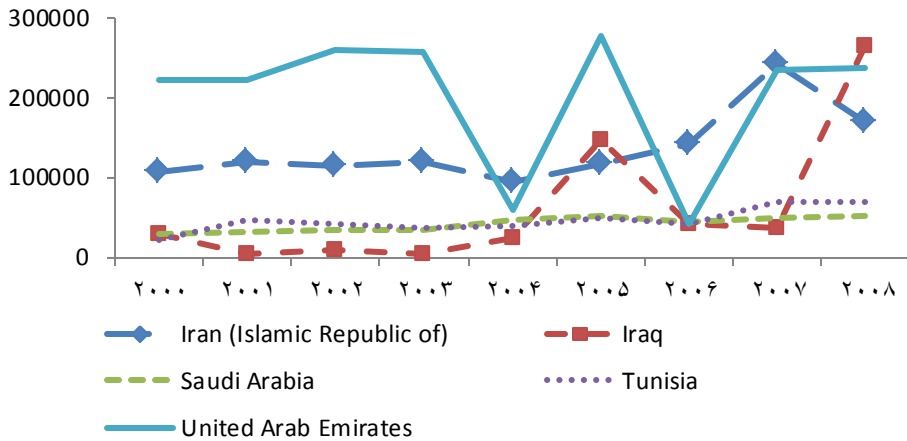
داشته و در این بین بازار صادراتی ایران نیز در رقابت با این بازار جهانی می‌باشد. در واقع کارایی بازارهای جهانی خرما مناسب بوده و متعاقب آن کارایی بازار صادراتی خرما ایران نیز در وضعیت مطلوبی می‌باشد. این وضعیت رقابتی در بلندمدت می‌تواند بسیار حساس باشد. چرا که رقابتی بزرگی نظیر تونس، امارات، عربستان و عراق، سهم قابل ملاحظه‌ای از بازارهای جهانی را به خود اختصاص داده‌اند. لذا پیشنهاد می‌شود که به منظور حفظ موقعیت ایران بین رقابتی تجاری خود، شرایط بازار جهانی به طور مستمر نظارت شده و با اتخاذ تدابیر حمایتی لازم به ویژه در زمینه‌ی سیاست‌های تجاری، بهبود کیفی محصول و بسته‌بندی مناسب و همچنین تعیین بازارهای مناسب بالقوه و بالفعل، موقعیت ایران در بلندمدت در بازارهای جهانی حفظ شده و در واقع نوعی رهبری قیمت در بازارهای جهانی برای ایران به وجود آید.

منابع

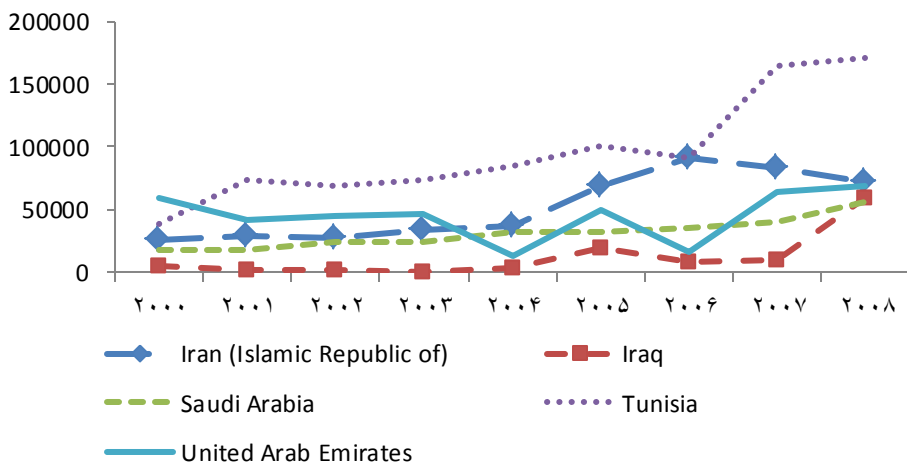
۱. شاه ولی، ا و م. بخشوده ۱۳۸۴. بررسی پیوستگی بازارهای آبریان ایران. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی شماره ۱. صص ۶۹-۸۵.
۲. شمس‌الدینی، س. ۱۳۸۴. بررسی همگرایی قیمت‌های جهانی و داخلی محصولات منتخب کشاورزی ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران.
۳. صحرائیان، م و م. بخشوده . ۱۳۸۶. بررسی پیوستگی بازارهای داخلی و خارجی گندم در ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه . سال ۱۵. شماره ۵۹. صص ۹۷-۱۱۸.
۴. فلسفیان، آ و م. زیبایی . ۱۳۸۴. یکپارچگی بازار و قانون قیمت واحد (بازار گوشت گوسفند و گوساله در استان‌های منتخب). علوم و صنایع کشاورزی. شماره ۱۹. صص ۱۷۲-۱۸۰.
۵. گجراتی، د. ۱۳۸۳. مبانی اقتصاد سنجی، جلد دوم. ترجمه حمید ابریشمی. انتشارات دانشگاه تهران.
۶. مقدسی، ر. خلیق، پ. و ف. قلمباز ۱۳۹۰. قانون قیمت‌های واحد در بازار محصولات کشاورزی ایران (مطالعه موردی: جو، برنج، پنبه). پژوهش‌های ترویج و آموزش کشاورزی. شمار ۱۳. صص ۴۱-۵۱.
7. AbouNouri E.&Mojaverian M. 2002. Analysis of the Law of One Price in the Farm Products Markets of Iran. Iranian Journal of Trade Studies (IJTS) winter 2002; vol 25.
8. Arshad F. M. 1990. The Integration of Palm Oil Market in Peninsular Malaysia, Indian Journal of Agricultural Economics. 45: 21-35.
9. Baffes J .1991 .Some further Evidence on the Law of One Price : The Law of One Price Still Holds. American Journal of Agricultural Economics. 17: 1264- 1273.
10. Delpachitra S .B .& R .L .St Hill. 1994. the Law of One Price : A Test on Prices for Selected Inputs in New Zealand agriculture. Agricultural Economics. 10: 297-305.
11. FAO. 2011. Available at: www.FAO.org

12. Johansen S. 1988. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12 :231 - 254.
13. Johansen S & Juselius, K. 1990. Maximum likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Application to The Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52:169 - 211.
14. Kwiatkowski D. and Phillips, P.C.B, Schmidt, P .and Shin, Y . 1992. Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*. 54: 159-178.
15. Kuiper, W. E .1999 .Testing for the Law of One Price and Identifying Price Leading Markets :An Application to Corn Markets in Benin .*Journal of Regional Science*.vol 39, pp: 713-739.
16. Lutkepohl, H., Reimers, H. 1992. Impluse Response Analysis of Co-integrated Systems. *Journal of Economic Dynamics and Control*. Vol. 16, No., pp. 53-78.
17. Mohanty, S., E .Peterson and D .B .Smith. 1998.Fractional Cointegration and the False Rejection of the Law Of One Price in International Commodity Markets .*Journal of Agricultural and Applied Economics*. 30: 267-276.
18. Zanas, G .P .1993 .Testing for Integration in European Community Agricultural Product Markets.*Journal of Agricultural Economics*. 44: 418-427.

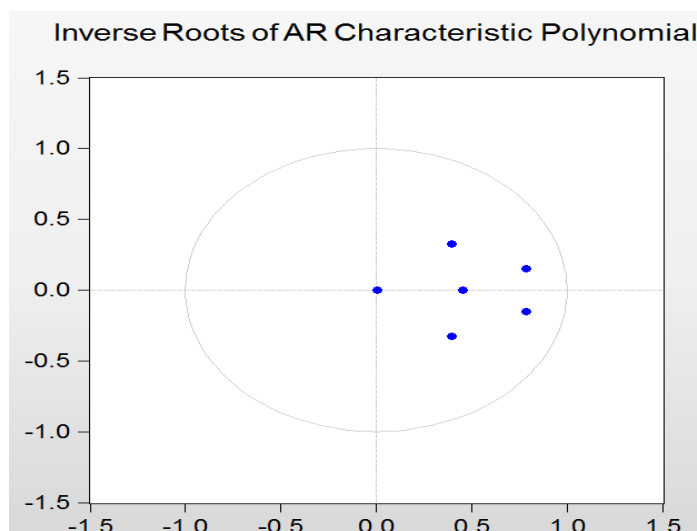
پیوست‌ها



نمودار ۱- روند تغییرات صادرات خرما در کشورهای عمده صادر کننده جهانی.



نمودار ۲- ارزش صادرات خرما توسط کشورهای بزرگ صادر کننده جهانی.



نمودار ۳- بررسی ریشه معکوس خود رگرسیون در الگوی براوردی.

جدول ۱- بررسی پایایی متغیرهای مورد بررسی.

قیمت صادراتی	KPSS		ERS		PP		ADF	
	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	سطح
ایران	۰/۰۵	۰/۱۵ ^{***}	۳/۹۱ ^{***}	۱۰/۶۷	-۷/۳۵ ^{***}	-۲/۱۸	-۷/۳۵ ^{***}	-۲/۱۹
عراق	۰/۰۵	۰/۱۶ ^{***}	۴/۰۳ ^{***}	۱۵/۷۶	-۵/۶۴ ^{***}	-۱/۸۰	-۵/۶۹ ^{***}	-۱/۸۰
عربستان سعودی	۰/۰۹	۰/۳۱ ^{***}	۱/۹۰ ^{***}	۵/۷۷	-۹/۷۶ ^{***}	-۳/۷۹	-۱۱/۰۶ ^{***}	-۳/۷۴
تونس	۰/۱۹	۰/۱۲ ^{***}	۲/۶۰ ^{***}	۲۹/۹۴	-۱۱/۵۸ ^{***}	-۲/۹۵	-۱۱/۰۶ ^{***}	-۰/۲۸
امارات متحده عربی	۰/۰۹	۰/۱۶ ^{***}	۱/۹۹ ^{***}	۸/۱۹	-۸/۷۱ ^{***}	-۲/۵۱	-۶/۷۸ ^{***}	-۲/۵۶
متوسط جهانی	۰/۰۵	۰/۱۵ ^{***}	۴/۱۳ ^{***}	۹/۵۵	-۸/۶۹ ^{***}	-۲/۲۵	-۸/۷۲ ^{***}	-۲/۲۹

مأخذ: یافته‌های مطالعه *** معنی داری در سطح ۱٪

جدول ۲- تعیین وقفه بهینه در الگوی VAR

وقفه	آماره LogL	آماره LR	آماره FPE	آماره AIC	آماره SC	آماره HQ
۰	۱۰۰/۸۸	NA	$۵/۸ \times ۱۰^{-۱۱}$	-۶/۵۴	-۶/۲۶	-۶/۴۵
۱	۱۷۱/۲۵	۱۰۶/۷۸*	$۵/۷۴ \times ۱۰^{-۱۲}$ *	-۸/۹۱	-۶/۹۳*	-۸/۲۹*
۲	۲۱۰/۶۲	۴۳/۴۳	$۶/۴۸ \times ۱۰^{-۱۲}$	-۹/۱۴*	-۵/۴۷	-۷/۹۹

مأخذ: یافته‌های مطالعه

جدول ۳- آزمون Trace در الگوهای جوهانسون جوسیلیوس.

فرضیه صفر	آماره Eigenvalue	آماره Trace	مقادیر بحرانی
عدم وجود رابطه بلندمدت	۰/۶۵*	۹۶/۲۳	۹۵/۷۵
بیش از یک رابطه بلندمدت	۰/۵۴	۶۴/۸۹	۶۹/۸۱
بیش از دو رابطه بلندمدت	۰/۴۷	۴۱/۷۶	۴۷/۸۵
بیش از سه رابطه بلندمدت	۰/۲۹	۲۲/۵۲	۲۹/۸۰
بیش از چهار رابطه بلندمدت	۰/۲۱	۱۲/۲۲	۱۵/۴۹
بیش از پنج رابطه بلندمدت	۰/۱۲	۳/۲۹	۳/۸۴

مأخذ: یافته‌های مطالعه * معنی‌داری در سطح ۵ درصد.

جدول ۴- آزمون Max-Eigen در الگوهای جوهانسون جوسیلیوس.

فرضیه صفر	آماره Eigenvalue	آماره Max-Eigen	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد
عدم وجود رابطه بلندمدت	۰/۶۵*	۴۱/۲۴	۴۰/۰۸
بیش از یک رابطه بلندمدت	۰/۵۴	۲۳/۱۲	۳۳/۸۷
بیش از دو رابطه بلندمدت	۰/۴۷	۱۹/۲۴	۲۷/۵۸
بیش از سه رابطه بلندمدت	۰/۲۹	۱۰/۳۰	۲۱/۱۳
بیش از چهار رابطه بلندمدت	۰/۲۱	۷/۳۲	۱۴/۲۶
بیش از پنج رابطه بلندمدت	۰/۱۲	۳/۲۹	۳/۸۴

مأخذ: یافته‌های مطالعه * معنی‌داری در سطح ۵ درصد.

جدول ۵- آزمون Trace در الگوهای جوهانسون جوسیلیوس.

فرضیه صفر	آماره Eigenvalue	آماره Trace	مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد
عدم وجود رابطه بلندمدت	۰/۳۱*	۲۴/۱۵	۲۳/۲۴
بیش از یک رابطه بلندمدت	۰/۰۹	۴/۵۰	۱۰/۶۷

مأخذ: یافته‌های مطالعه * معنی‌داری در سطح ۵ درصد.

جدول ۶- آزمون Max-Eigen در الگوهای جوهانسون جوسیلیوس.

مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد	آماره Max-Eigen	آماره Eigenvalue	فرضیه صفر
۱۷/۲۳	۱۷/۶۵	۰/۳۱*	عدم وجود رابطه بلندمدت
۱۰/۶۷	۴/۵۱	۰/۰۹	بیش از یک رابطه بلندمدت

مأخذ: یافته‌های مطالعه * معنی‌داری در سطح ۵ درصد.

جدول ۷- آزمون علیت گرنجر بین قیمت صادراتی خرما ایران و قیمت‌های جهانی

سطح احتمال	آماره F	فرضیه
۰/۵۷	۰/۳۳	قیمت‌های جهانی علیت گرنجر قیمت صادراتی خرما ایران نیست
۰/۰۷	۳/۳۸*	قیمت‌های صادراتی خرما ایران علیت گرنجر قیمت جهانی نیست

مأخذ: یافته‌های مطالعه * معنی‌داری در سطح ده درصد.