نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)
جلد ۲۵، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۰، ص. ۲۵۲-۲۴۶

Journal of Agricultural Economics and Development
Vol. 25, No. 2, Summer 2011, P. 246-252

بررسی رابطه نرخ ارز با صادرات محصول خرما

سید ابوالقاسم مرتضوی[1*]- الهام دربندی[2]- پژمان اعلایی بروجنی[3]- حامد رفیعی[4]

تاریخ دریافت: ۸۹/۱۲/۶
تاریخ پذیرش: ۹۰/۴/۲۹

چکیده

با توجه به اهمیت صادرات خرما در ایران، این مطالعه به بررسی ارتباط کوتاه مدت و بلندمدت بین صادرات خرما و متغیرهای مهم اقتصادی، بویژه نرخ ارز می‌پردازد. برای نیل به این هدف، تابع ارزش صادرات خرما با استفاده از الگوی تحلیل هم‌جمعی موسوم به ARDL برآورد گردید. دوره مورد مطالعه سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۶۰ می‌باشد. نتایج نشان داد که قیمت صادراتی و ارزش افزوده بخش کشاورزی تأثیری مثبت و معنی‌دار بر ارزش صادرات دارند. همچنین، متغیر نرخ ارز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ارزش صادرات خرما دارد که این امر لزوم توجه به اتخاذ سیاست‌های مناسب ارزی به منظور حمایت از صادرات و حفظ موقعیت ایران در بازارهای جهانی را خاطرنشان می‌سازد. در نهایت، باتوجه به ضریب برآوردی تصحیح خطای الگو، در هر دوره حدود ۶۶ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

واژه های کلیدی: نرخ ارز، صادرات، خرما، ایران، ARDL

مقدمه

نرخ ارز یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر صادرات محصولات کشاورزی می‌باشد. جایگاه و اهمیت بخش کشاورزی در کسب استقلال اقتصادی و حصول به خودکفایی از یک سو و تأثیرات اجتناب ناپذیر نرخ ارز بر این بخش از سوی دیگر، شناخت هر چه دقیق‌تر اثرات نوسان نرخ ارز بر بخش کشاورزی را ضروری می‌سازد. مطابق تئوری، نرخ ارز رابطه مثبت با صادرات دارد. اعتقاد کلی بر این است که کاهش ارزش پول ملی در قبال پول خارجی سبب خواهد شد تا قیمت کالای صادراتی برای خارجیان کاهش یابد و به تبع آن تقاضا برای کالاهای صادراتی افزایش یابد (۲).

در میان محصولات کشاورزی، خرما از محصولات مهم باغی ایران و یکی از محصولات استراتژیک برای کشور ما محسوب می‌شود. درحدود ۹۰ درصد تولید خرمای جهان مربوط به کشورهای ایران، عربستان، مصر، عراق، پاکستان و تونس است. بر اساس آمار به دست آمده از سایت فائو، در سال ۲۰۰۸ از میزان تولید سالانه جهانی خرما، یک میلیون تن در سال سهم ایران است که از این نظر در رتبه دوم جهانی قرار دارد. خرما محصولی با ارزش غذایی بالا است، که به علت دارا بودن مواد قندی قابل توجه، علاوه بر مصرف غذایی در صنعت نیز موارد استفاده فراوان دارد. خرما از نظر سطح زیر کشت پنجمین محصول مهم باغی کشور و از نظر تولید ۷/۲ درصد کل تولیدات باغی کشور را به خود اختصاص داده است (۶). همچنین در طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۹۸، محصول خرما همواره رتبه سوم تا ششم را از لحاظ ارزش صادراتی در بین صادرات غیرنفتی ایران داشته است (۱).

در سال‌های اخیر تأکید زیادی بر صادرات غیرنفتی در سیاست‌های اقتصادی کشور شده است. از طرفی، محدودیت بازار جهانی خرما و رقابت کشورهای تولیدکننده خرما با روش‌های نوین تولید، بازاریابی و صادرات، لزوم توجه به این محصول را در صادرات غیرنفتی آشکار می‌سازد؛ بعلاوه، با توجه به وابستگی کشاورزی مناطق خرماخیز کشور به درآمد حاصل از تولید و صادرات خرما و همچنین اهمیت اشتغال‌زایی خرما در چارچوب توسعه اقتصادی کشور، لازم است توجه خاصی به صادرات این محصول مهم مبذول گردد.

در این زمینه چندین مطالعه داخلی و خارجی وجود دارد که از جمله مطالعات صورت گرفته می‌توان به مطالعه کرمی و زیبایی (۱۰) اشاره کرد که اثرات نوسان‌پذیری نرخ ارز بر صادرات محصولات

۱، ۲ و ۳- به ترتیب استادیار، دانشجوی کارشناسی ارشد و دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس
(*- نویسنده مسئول: E-mail: samortazavi898@yahoo.com)
۴- دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران

کشاورزی در کشورهای مختلف را با استفاده از معیار انحراف میانگین متحرک نرخ ارز (MASD) و الگوی خودبازگشتی با وقفه توزیع شده (ARDL)، که یکی از شیوه‌های تحلیل هم‌جمعی است، بررسی کرده‌اند. نتایج نشان داد نوسان‌پذیری نرخ ارز، دارای اثرات متفاوتی بر روی میزان صادرات محصولات به کشورهای مختلف می‌باشد.

در مطالعه دیگری کاظم‌زاده و ابونوری (۹)، به برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات خرمای ایران با استفاده از الگوی سیستم معادلات همزمان و آمار سری زمانی سال‌های ۸۲-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تخمین گویای این مطلب بود که در تابع تقاضای صادرات خرما، متغیر نرخ ارز معنی‌دار و دارای تأثیر مثبت بوده است. هم‌چنین فرهادی (۸) عوامل مؤثر بر صادرات غیرنفتی ایران را با استفاده از الگوی خودبازگشتی با وقفه توزیع‌شده (ARDL) مورد بررسی قرار داده است، نتایج حاکی از آن است که اثر نرخ ارز مؤثر صادراتی بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی معنی‌دار نیست. در اینجا لازم به توضیح است نرخ موثر واقعی ارز به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل رقابت پذیری بین‌المللی تلقی می‌شود. با افزایش آن رقابت پذیری صادراتی کشور افزایش و با کاهش آن رقابت پذیری صادراتی کشور کاهش می‌یابد. لذا حفظ و یا ارتقای نرخ موثر واقعی ارز، اثر مثبت بر تراز تجاری کشور و کاهش آن اثر منفی بر آن خواهد داشت (۱۱).

نتایج مطالعه ترکمانی و طراز کار (۴)، با موضوع اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته برای دوره ۷۹-۱۳۵۰ با الگوی ARDL نشان داد که قیمت صادراتی پسته با نرخ ارز رابطه مثبت دارد. درهمین راستا نجارزاده و همکاران (۱۲)، در مطالعه‌ای با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری، به بررسی تأثیر رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی بر کسری بخش تجارت خارجی اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج حاکی از این بود که اولاً رابطه مستقیم بلندمدتی بین تجارت خارجی و نرخ ارز واقعی کشور وجود دارد؛ ثانیاً وجود رابطه معنی‌دار بلندمدت معکوس میان تراز بخش تجاری و رابطه مبادله در اقتصاد ایران تایید می‌شود. بر اساس مطالعه عاقل و همکاران (۷)، با عنوان بررسی عوامل مؤثر بر ارزش صادرات محصولات کشاورزی با تأکید بر استانداردهای صادرات با استفاده از مطالعه توابع صادرات محصولاتی نظیر خرما، زعفران و ... محققان با استفاده از روش داده‌های پانل مربوط به دوره زمانی ۸۴-۱۳۷۹ دریافته‌اند که ضریب نرخ ارز رابطه منفی با صادرات محصول خرما دارد به طوری که با افزایش یک درصدی نرخ ارز، صادرات خرما حدود ۱۶ درصد کاهش می‌یابد.

به علاوه در پژوهش دیگری صبوحی و پیری (۲۰۰۹)، به وسیله الگوی ARDL اثر نوسان نرخ ارز بر قیمت صادراتی زعفران را بررسی کرده و دریافته‌اند که اثر این متغیر بر قیمت صادراتی زعفران در بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت و معنی‌دار و بزرگتر از سایر متغیرها نظیر مقدار صادرات می‌باشد. نتایج مطالعه بیک و همکاران (۱۵)، که با استفاده از داده‌های سال ۲۰۰۷-۱۹۸۷ و با تکیه بر الگوی ARDL، اثرات پویایی نرخ ارز بر تجارت دو جانبه محصولات کشاورزی بین ایالات متحده و ۱۵ شریک عمده تجاری‌اش را بررسی کرده‌اند گویای آن است که نرخ ارز نقش تعیین‌کننده‌ای در تجارت محصولات کشاورزی در بلندمدت و کوتاه‌مدت ایفا می‌کند که در مورد کشورهای مختلف اثر متفاوتی دارد.

در پژوهش دیگری یزدانی و شجری (۱۹)، اثر شاخص‌های اقتصاد خرد ایران و بیست شریک تجاری‌اش را، روی تراز تجاری محصولات کشاورزی ایران با استفاده از الگوی ARDL طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۶۰ بررسی کرده‌اند. این بررسی نشان داد که نرخ حقیقی ارز تأثیر مثبتی روی تراز تجاری دارد به طوری که کاهش آن، تراز تجاری را بهبود می‌بخشد؛ گرچه یک ابزار سیاستی قوی برای ایجاد تعادل بلندمدت نیست. در مورد فراریت نرخ ارز، احمد (۱۳)، با استفاده از تکنیک‌های هم‌جمعی و خطای تصحیح، اثر نوسان نرخ ارز بر رشد تجارت بین‌الملل را در بنگلادش مطالعه کرده و دریافته است که فراریت نرخ ارز یک اثر منفی و مهم هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت، بر رشد تجارت جهانی دارد.

در مطالعه‌ای تجربی، هایاکو و کی‌مارو (۱۷)، رابطه بین نرخ ارز و تجارت بین‌المللی را با تمرکز بر آسیای شرقی بررسی کرده و با استفاده از رهیافت OLS نشان داده‌اند که تجارت خاورمیانه به صورت جدی‌تری نسبت به سایر نقاط منطقه به وسیله نوسانات نرخ ارز تحت تأثیر قرار گرفته است و اثر منفی فراریت نرخ ارز از اثر تعرفه‌ها بزرگتر و از اثر هزینه مربوط به مسافت در شرق آسیا کوچک‌تر است. در مطالعه‌ای با عنوان فراریت نرخ ارز، نظام نرخ ارز و حجم تجارت، آریستوتلوس (۲۰۰۱)، شواهدی از تابع صادرات بین آمریکا و انگلیس را در دوره زمانی ۱۹۹۹-۱۸۸۹ مورد بررسی قرار داده است. نتایج نشان می‌داد که هیچ‌یک از دو عامل فراریت نرخ ارز و نظام نرخ ارز متفاوت در فاصله قرن اخیر تأثیری بر حجم صادرات نداشته است.

بنا بر آنچه گفته شد در این تحقیق با توجه به اهمیت صادرات خرما در ایران، این مطالعه به بررسی ارتباط کوتاه مدت و بلندمدت بین صادرات خرما و متغیرهای مهم اقتصادی، بویژه نرخ ارز می‌پردازد. در این راستا، تابع ارزش صادرات خرمای ایران با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی برآورد گردیده است.

روش تحقیق

در این مطالعه با توجه به تصریح بهتر فرم لگاریتمی با استفاده از آزمون‌های تصریح مدل و بویژه آزمون BOX-COX مدل ارزش

صادرات خرما به شکل لگاریتمی ارایه می‌شود. این مدل‌ها از این مزیت برخوردارند، که می‌توان کشش متغیر وابسته را نسبت به هریک از متغیرهای مستقل به دست آورد. هم‌چنین باتوجه به مطالعات پیشین (که در قسمت قبل یه آنها اشاره شد) عموماً عواملی چون قیمت صادراتی محصول، درآمد کشورهای واردکننده، نرخ ارز و ... بر صادرات انواع محصولات کشاورزی موثر بوده است، این عوامل همچنین به عنوان متغیرهای اثر گذار بر ارزش صادرات خرما، در الگوی زیر در نظر گرفته شده‌اند:

$$LnX_t = \lambda_0 + \lambda_1 LnER_t + \lambda_2 LnQ_t + \lambda_3 LnEP_t + \lambda_4 LnI_t + U_t \qquad (۱)$$

که در آن X ارزش صادرات خرما، ER نرخ واقعی ارز، Q ارزش افزوده بخش کشاورزی، EP قیمت صادراتی محصول و I میانگین وزنی درآمد کشورهای واردکننده می‌باشد.

به منظور بررسی روابط درازمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو می‌توان از روش‌های هم‌جمعی مانند انگل–گرنجر و مدل‌های تصحیح خطا مانند سازوکار تصحیح خطا (ECM) استفاده کرد. با این حال، روش‌هایی مثل انگل–گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک سروکار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند؛ چرا که برآوردهای حاصل از آنها بدون تورش نبوده و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود (۵). به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند.

در این زمینه می‌توان به الگوی ARDL اشاره کرد. ازمزایای آن می‌توان به این اشاره نمود که در استفاده از این الگو به یکسان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها که در روش انگل گرنجر ضروری است، نیازی نیست. همچنین این روش الگوهای درازمدت و کوتاه‌مدت موجود در مدل را به طور همزمان تخمین می‌زند و مشکلات مربوط به حذف متغیرها و خودهمبستگی را رفع می‌کند؛ لذا تخمین‌های الگوی ARDL به دلیل اجتناب از مشکلاتی همچون خودهمبستگی و درون زایی، ناریب و کارا هستند (۴). در مطالعه حاضر پس از انجام آزمون دیکی–فولر تعمیم یافته و حصول این نتیجه که متغیرهای مدل از درجات متفاوت مانا می‌باشند،از الگوی ARDL، که الگویی پویاست، برای بیان روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت استفاده شده است. به طور کلی الگوی پویا الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها وارد شوند. برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده کنیم که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه (۲) در نظر بگیرد:

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{K} b_i(L,q_i)X_{it} + CW_t + U_t \qquad (i = 1,2,...,k) \qquad (۲)$$

الگوی فوق یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) نام دارد، که در آن داریم:

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - ... - \phi_P L^P \sum jh \qquad (۳)$$

$$b_i(L,q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + ... + \beta_{iq}L^q \qquad (۴)$$

L عملگر وقفه و W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت است. تخمین‌های مورد نظر با استفاده از نرم افزار Microfit حاصل گردید. نرم افزار Microfit معادله را برای تمام حالات و برای کلیه ترکیب‌های ممکن مقادیر، یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می‌کند. m حداکثر وقفه است که توسط محقق تعیین می‌شودو k نیز تعداد متغیرهای توضیحی است.

در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک، شوارتز–بیزین، حنان کوئین یا ضریب تعیین شده یکی از معادلات انتخاب می‌شود. معمولا در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارز–بیزین استفاده می‌شود تا درجه آزادی زیادی از دست نرود (۵).

برای محاسبه ضریب بلندمدت از همان مدل پویا استفاده می‌شود، ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به دست می‌آیند (۵) :

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{b}_i(L,q_i)}{1-\hat{\phi}(L,P)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+\hat{b}_{i2}+...+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\phi}_i-\hat{\phi}_2-...-\hat{\phi}_p} \qquad (۵)$$

حال برای بررسی اینکه روابط بلندمدت حاصل از این روش کاذب نیست، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^{P}\phi_i - 1 \geq 0$$
$$H_1: \sum_{i=1}^{P}\phi_i - 1 < 0 \qquad (۶)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است؛ چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف ضرایب مذکور تقسیم شود. کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق، از رابطه زیر محاسبه می شود (۵):

$$\frac{\sum_{i=1}^{P} \hat{\phi} - 1}{\sum_{i=1}^{P} s\ \hat{\phi}_i} \qquad (۷)$$

اگر قدر مطلق کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان مورد نظر از قدر مطلق کمیت آماره t محاسباتی فوق کوچک‌تر باشد، فرض H0 رد می‌شود و نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد.

نتایج و بحث

در این مطالعه، داده‌های مورد نیاز برای افق زمانی ۱۳۸۶-۱۳۶۰ از منابع گوناگون مانند سایت فائو و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری گردید. همچنین برای تخمین مدل و انجام آزمون‌های مربوط از بسته نرم‌افزاری Microfit استفاده شد. علاوه بر نرخ ارز، متغیرهای قیمت صادراتی، ارزش افزوده بخش کشاورزی و نیز میانگین وزنی درآمد کشورهای واردکننده مورد بررسی قرار گرفت که یافته‌های تحقیق در ادامه بیان می‌گردد.

برای تشخیص مدل اقتصادسنجی مناسب جهت برآورد تابع ارزش صادرات از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)، برای سنجش درجه مانایی متغیرها استفاده شد. نتایج به دست آمده نشان داد که لگاریتم نرخ واقعی ارز، ارزش افزوده بخش کشاورزی، میانگین وزنی درآمد کشورهای وارد کننده و قیمت صادراتی با یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند و لگاریتم ارزش صادرات در سطح ایستا می‌باشد. بنابراین باتوجه به متفاوت بودن درجات مانایی متغیرها، برای برآورد مدل از روش ARDL استفاده شد. نتایج حاصل از برآورد مدل کوتاه‌مدت در جدول (۱) خلاصه شده است:

جدول ۱- برآورد مدل پویای ARDL(1,0,0,1,1)

نام متغیر	ضریب	آماره *t*
ارزش صادرات با یک وقفه	۰/۳۳۵	۲/۲۰**
قیمت صادراتی	۱/۳۴۱	۳/۹۶***
نرخ ارز	۱/۵۱۵	۲/۰۴*
ارزش افزوده بخش کشاورزی	۷/۹۰۹	۳/۲۳***
ارزش افزوده با یک وقفه	۳/۴۹۱	۱/۷۵*
میانگین وزنی درآمد کشورهای واردکننده	-۰/۴	-۱/۰۶
میانگین وزنی درآمد کشورهای واردکننده با یک وقفه	-۰/۹۴۸	-۲/۴۲**
عرض از مبدأ	-۲۱۵/۹۳	-۳/۵۷***
روند	-۰/۳۲۰	-۳/۰۷***
آماره‌ها	$R^{2=}$۰/۸۶	DW=۱/۵

Serial Correlation *CHSQ(1)= ۲/۳۹۴۵ p-value=۰/۱۲۲

Functional Form *CHSQ(1)= ۲/۳۴۷۳ p-value= ۰/۱۲۶

C:Normality *CHSQ(2) = ۰/۶۵۹۷ p-value= ۰/۷۱۹

Heteroscedasticity*CHSQ(1)= ۱/۸۴۶۴ p-value= ۰/۱۷۴

*، ** و *** به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد

جدول ۲- برآورد الگوی تصحیح خطای ارزش صادرات خرما ARDL(1,0,0,1,1)

نام متغیر	ضریب	آماره t
تفاضل قیمت صادرات	۱/۳۴۱	۳/۹۶***
تفاضل نرخ ارز	۱/۵۱۵	۲/۰۴*
تفاضل ارزش افزوده بخش کشاورزی	۷/۹۰۹	۳/۲۳***
تفاضل میانگین وزنی درآمد کشورهای واردکننده	-۰/۴۰۰	-۱/۰۶
تفاضل عرض از مبدأ	-۲۱۵/۹۳۰	-۳/۵۷***
روند	-۰/۳۲۰	-۳/۰۷***
ضریب عبارت تصحیح خطا	-۰/۶۶۴	-۴/۳۶***
آماره ها	R^{2}= ۰/۶۹	DW=۱/۵

*، ** و *** به ترتیب معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد، ۵ درصد و ۱ درصد

همانگونه که از آزمون‌های همبستگی سریالی، فرم تابعی، نرمال بودن توزیع اجزای اخلال و ناهمسانی واریانس و مقدار آماره احتمال (p-value) نیز مشخص است، تابع برآوردی مورد نظر هیچ یک از مشکلات فوق را نداشته و بخوبی تصریح شده است. همچنین آزمون همخطی نیز با استفاده از آزمون مؤلفه اصلی[1](PC) انجام گرفت و عدم وجود همخطی در بین متغیرهای مورد بررسی به اثبات رسید. پس از برآورد مدل پویای ARDL، وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها به وسیله رابطه (۷) آزمون شد:

$$\frac{\sum_{i=1}^{P} \hat{\phi} - 1}{\sum_{i=1}^{P} s\ \hat{\phi}_i} = \frac{0/335 - 1}{0/152} = -4/37$$

با توجه به اینکه کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۹ درصد، ۳/۸۲- می‌باشد، فرضیه H_0 رد شده و یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد. نتایج رابطه تعادلی بلندمدت در جدول (۲) بیان شده است:

قیمت صادراتی خرما، هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر ارزش صادرات می‌گذارد. همچنین ضریب معنی‌دار متغیر نرخ ارز همان‌طور که انتظار می‌رفت، مثبت می‌باشد. در واقع افزایش قدرت خرید پول داخلی به معنی کاهش نرخ ارز بوده و افزایش نرخ ارز که با کاهش قدرت خرید داخلی همراه می‌باشد، موجب افزایش صادرات می‌شود، به طوری که با یک درصد افزایش سبب افزایش ۱/۵ درصدی ارزش صادرات می‌گردد. علامت مثبت ضریب متغیر ارزش افزوده بخش کشاورزی نیز، نشان می‌دهد با افزایش یک درصدی ارزش افزوده، ارزش صادرات خرما ۷/۹ درصد افزایش می‌یابد. البته در این باره بنا به مطالعات باید گفت کیفیت پایین بسته‌بندی این محصول، از مشکلات اساسی صادرات خرمای ایران می‌باشد، به طوری که بخشی از صادرات در بسته‌های بزرگ و فله‌ای به کشورهای همسایه، نظیر امارات متحده عربی، پاکستان و ترکیه صورت می‌گیرد و در آن کشورها با بسته‌بندی مناسب و قیمت بالاتر مجدداً صادر می‌گردد، که به این ترتیب بخش مهمی از ارزش افزوده نصیب این کشورهای واسطه می‌گردد. کشورهای عمده واردکننده خرما از ایران عبارتند از: فرانسه، آلمان، روسیه، استرالیا، کانادا، کویت، انگلستان و هند (۱). با توجه به ضریب برآورد شده، میانگین وزنی درآمد این کشورها رابطه غیرمستقیم با ارزش صادارت خرمای ایران دارد که البته به لحاظ آماری معنی دار نمی‌باشد.

الگوهای تصحیح خطا (ECM)، نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. ضریب جمله تصحیح خطا نشان می‌دهد، در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته به سمت رابطه بلندمدت تعدیل می‌شود. در مدل تخمین زده شده، این ضریب برابر با ۰/۶۶۴- به دست آمده است که نشان می‌دهد در هر دوره، حدود ۶۶ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

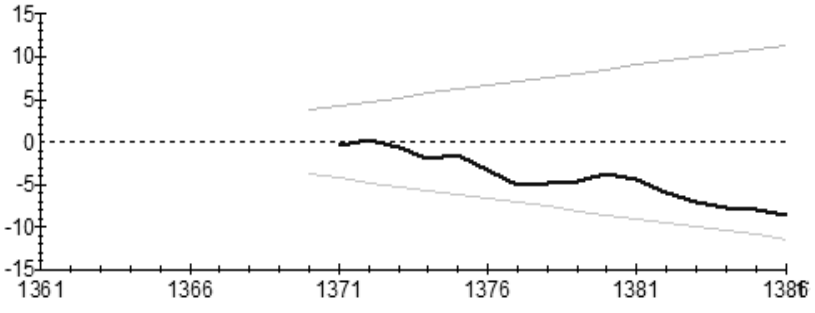
در نهایت پایداری ضرایب برآورد شده مدل نیز توسط آزمون CUSUM و CUSUMQ مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون که در نمودارهای شماره (۱) و (۲) ارایه شده است نشان داد که ضرایب مدل برآورد شده طی دوره مورد بررسی پایدارند. خطوط راست بیانگر معنی‌دار بودن در سطح ۵ درصد می‌باشد:

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

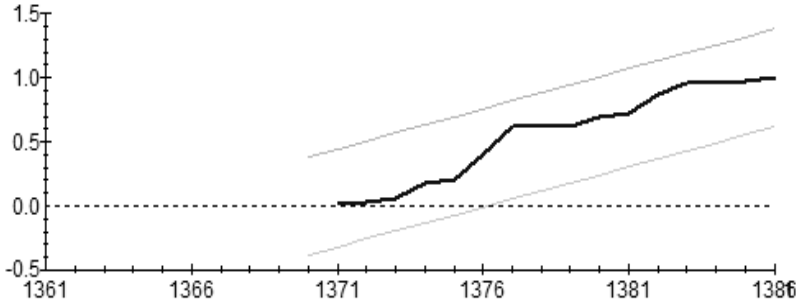
طبق یافته‌های این مطالعه مشخص گردید، در بلندمدت متغیر نرخ ارز، که می‌تواند بیانگر جهت‌گیری سیاست‌های دولت در زمینه تجارت خارجی محصولات کشاورزی باشد، و همین‌طور قیمت صادراتی، دارای تأثیری مثبت و معنی‌دار بر ارزش صادرات خرما می‌باشند؛ بنابراین پیشنهاد می‌گردد سیاست‌های شفاف ارزی در جهت حمایت از صادرات اتخاذ گردد. در میان متغیرهای مورد مطالعه،ارزش افزوده بخش کشاورزی بیشترین تأثیر را بر ارزش صادراتی خرما دارد، که این تأثیر مثبت و معنی‌دار می‌باشد. از طرفی ضریب منفی متغیر میانگین وزنی درآمد کشورهای واردکننده تأثیر معنی‌داری بر آن ندارد. با برآورد مدل تصحیح خطا ضریب ECM، حدود ۶۶ درصد به دست آمد. این ضریب بیانگر این است که در هر دوره ۶۶ درصد از نبود تعادل درارزش صادرات خرما، تعدیل می‌گردد.

علاوه بر متغیرهای اقتصادی، از آنجا که بازاریابی و تبلیغات، می‌تواند نقش مهمی در قیمت صادراتی و در نتیجه ارزش صادرات ایفا کند، بنابراین چنانچه صادرکنندگان بتوانند به نحو مطلوب در بازار جهانی عمل کنند و محصول تولیدشده در کشور را به بازار مصرف نهایی صادر کنند، می‌توانند ارزش صادرات را افزایش دهند. در این راستا پیشنهاد می‌گردد توجه به استانداردهای بسته‌بندی و درجه‌بندی محصولات صادراتی و همچنین توسعه و حمایت از گسترش صنایع فرآوری و بسته‌بندی، در کنار سرمایه‌گذاری در امور بازاررسانی و صنایع پسین سرلوحه کار سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان این بخش قرارگیرد.

1 . Principle Component



شکل ۱-آزمون مجموع تجمعی پسماندهای برگشتی (CUSUM)



شکل ۲- آزمون مجموع مجذور تجمعی پسماندهای برگشتی (CUSUMQ)

منابع

۱- اسفندیارپور ل. ۱۳۸۷. سیاست‌های حمایتی دولت و مزیت نسبی تولید خرمای مضافتی در استان کرمان. پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی. دانشکده کشاورزی. دانشگاه تربیت مدرس. ۱۸۱ص.

۲- برانسون و اچ. ۱۳۷۸. تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان. ترجمه عباس شاکری. چاپ چهارم. نشر نی. تهران. ۸۰۸ ص.

۳- پایگاه اطلاع رسانی الکترونیکی بانک مرکزی ایران.۱۳۸۹. http://tsd.cbi.ir

۴- ترکمانی ج و طرازکار م.ح. ۱۳۸۴. اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته. مجله اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره ۴۹: صفحات ۸۳ تا ۹۵.

۵- تشکینی ا. ۱۳۸۴. اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit. چاپ اول. انتشارات دیباگران. تهران.۳۰۳ ص.

۶- توفیقی محمدی و .۱۳۸۴. خرما در اینترنت. چاپ اول. نشر آموزش کشاورزی-موج سبز. تهران. ۸۴ ص.

۷- عاقل ح.، یوسف زاده س. و منصوری ه. ۱۳۸۶. بررسی عوامل مؤثر بر ارزش صادرات محصولات کشاورزی با تأکید بر استانداردهای صادرات. مجله علوم و صنایع کشاورزی. جلد ۲۲، شماره ۱.، صفحات ۱۰ تا ۲۰.

۸- فرهادی ع. ۱۳۸۰. بررسی عوامل مؤثر بر صادرات غیرنفتی ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی. دانشکده کشاورزی. دانشگاه تربیت مدرس. ۱۲۳ص.

۹- کاظم‌زاده ل و ابونوری ع. ۱۳۸۵. برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات خرمای ایران با استفاده از الگوی سیستم معادلات همزمان. مجله پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۵۴.، صفحات ۲۳ تا ۵۸.

۱۰-کرمی آ و زیبایی م. ۱۳۸۷. اثرات نوسان‌پذیری نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای مختلف. پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۳.، صفحات ۵۹ تا ۷۱.

۱۱-مجرد م و رازینی ا. ۱۳۸۶. رقابت پذیری مبتنی بر نرخ ارز موثر واقعی در ایران. مجله پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۷.، صفحات ۱۳۱ تا ۱۷۹.

۱۲-نجارزاده ر، عاقلی ل. و شقاقی شهری و. ۱۳۸۷. تأثیر رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی بـر کسـری بخـش تجـارت خـارجی اقتصـاد ایـران. مجلـه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۲، صفحات ۷۳ تا ۱۰۲.

13- Ahmed M. 2009. Exchange rate volatility and International trade growth, Evidence from Bangladesh. MPRA paper [*On–line*] Available on the http//:mpra.ub.uni–muenchen.de/19466/.

14- Aristotelos K. 2001. Exchange–rate Volatility, Exchange–rate Regime, and Trade Volume: Evidence from the UK–US Export Function. Economics Letters, 72: 87-94.

15- Baek J., W.Koo W., and Mulki, K. 2009. Exchange Rate Dynamics and the Bilateral Trade Balance: The Case of U.S. Agricultural and Resource Economics Review, 38/2: 213–228.

16- Food and Agriculture Organization. 2010. Retrived October 9, 2010, from http://www.fao.org

17- Hayakaw K., and kimura f. 2009. The Effect of Exchange Rate Volatility on International Trade in East Asia. J. Japanese Int. Economies, 32: 395–406.

18- Sabuhoi M. and Piri M. 2008. Consideration the Effect of Exchange rate Volatility on Agricultural Products Export Price, the Case Study of Iran's Saffron. American–Eurasian J. Agric. & Environ. Sci, 2 Supple 1: 97–100.

19- Yazdani S. and Shajari S. 2009. The impact of macroeconomic indicators on agricultural trade balance of Iran. American Journal of Applied Sciences, 6 (8): 1473-1477.