اثر انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادراتی خرما در ایران

فاطمه استخری، مهرنوش میری و محمد حسن طرازکار [1]

چکیده

با توجه به اهمیت ارتباط نرخ ارز و نوسانات آن بر قیمت صادراتی محصولات کشاورزی، در پژوهش حاضر اثر انتقالی کوتاه مدت و بلند مدت نرخ ارز بر قیمت صادراتی خرمای ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) مورد بررسی قرار گرفت. آمار و داده‌های مورد نیاز از منابع مختلف از جمله سازمان خواربار و کشاورزی و بانک مرکزی ایران برای دوره های ۱۳۸۸-۱۳۴۱ استخراج و با استفاده از نرم افزار Microfit4 تجزیه و تحلیل شدند. نتایج حاکی از آن است که در بلند مدت تغییرات نرخ ارز، عامل تاثیر گذار بر قیمت صادراتی خرما می‌باشد. بر اساس نتایج بدست آمده پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی باید سیاست‌های پولی را به گونه ای طراحی کند که از نوسانات نرخ ارز به طور غیر قابل پیش بینی جلوگیری کند.

طبقه بندی JEL: C22, F12, Q17

واژه های کلیدی: نرخ واقعی ارز، قیمت صادراتی خرمای ایران، مدل های خود رگرسیو با وقفه توزیعی

مقدمه

صادرات کشورهای در حال توسعه غالبا به یک یا چند محصول عمده کشاورزی و منابع طبیعی خام محدود می‌شود که میزان آن بیشتر بین ۹۰-۸۰ درصد ارزش کل صادرات است. بنابراین با شروع نوسانات قیمتی در بازار جهانی آن محصولات تراز پرداخت‌های کشور مربوطه دچار عدم موازنه می‌شود. ایران نیز از این قاعده مستثنی نیست و نفت خام سهم عمده‌ای در صادرات کشور دارد. بر این اساس، سیاست‌های دولت در طی سال‌های اخیر همیشه در جهت کاهش درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت و افزایش محصولات غیر نفتی بوده و این امر موجب شده تا سهم صادرات نفت از کل صادرات کشور در سال‌های اخیر، رو به کاهش باشد. با این حال نفت همچنان محصول عمده صادراتی کشور به شمار می‌رود. بنابراین هرگونه نوسان در قیمت نفت می‌تواند در سیاست‌های اقتصادی کوتاه مدت و دراز مدت کشور، تأثیراتی شگرفی گذاشته و آثار آن تا بلند مدت در اقتصاد محسوس خواهد بود. بنابراین، توجه بیشتر به صادرات محصولات غیرنفتی از جمله محصولات کشاورزی به ویژه آن دسته از محصولاتی که در آینده قابلیت صادرات بیشتر و دسترسی به بازارهای جدید را دارا می‌باشند ضروری به نظر می‌رسد (پیری و صبوحی، ۱۳۸۶).

[1]. به ترتیب فاطمه استخری کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، مهرنوش میری مدرس بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه پیام نور مرکز داراب، محمد حسن طرازکار دانشجوی دکترای بخش اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز

E-mail: estakhri@gmail.com
E-mail: mehrnush.miri@yahoo.com
E-mail: mhtarazkar@yahoo.com

خرما یکی ار محصولات مهم و استراتژیک ایران می‌باشد که قدمت کشت آن به بیش از ۴۰۰۰ سال پیش می‌رسد. ایران با دارا بودن شرایط مناسب برای کشت خرما، از نظر سطح زیر کشت دارای مقام اول جهان، از نظر تولید و صادرات با دارا بودن ۱۶/۵ درصد صادرات جهان، دارای مقام دوم می‌باشد. با این حال، صادرات خرمای ایران در طی سنوات گذشته همواره در نوسان بوده، به طوری که در اکثر سال‌ها دارای رشد منفی بوده است. ضعف سیستم بسته‌بندی، بازاریابی و تبلیغات در بخش صادرات خرما از سوی صادرکنندگان ایرانی سبب شده که واردکنندگان این محصول را از ایران، به قیمت‌های پایین تری خریداری کرده و سپس با بسته‌بندی مجدد و تبلیغات مناسب، به قیمت‌های بالاتر در بازار جهانی به فروش برسانند. لذا توجه بیشتر در زمینه اجرای سیاست‌های مناسب برای معرفی بهتر این محصول و بهبود شرایط صادرات آن، ضروری به نظر می‌رسد. با توجه به تأثیرپذیری تجارت جهانی محصولات مختلف به ویژه محصولات کشاورزی از تغییرات نرخ ارز در سطح دنیا، این فاکتور به عنوان یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار در تجارت جهانی مطرح شده و نقش قابل توجهی در این زمینه می‌تواند ایفا کند (پیری و صبوحی، ۱۳۸۶). بر این اساس در مطالعه حاضر با توجه به این که قیمت صادراتی خرما بر فرآیند تصمیم‌گیری صادرکنندگان آن نقش مهمی دارد، اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی خرما در کوتاه مدت و بلند مدت بررسی شد.

با توجه به اهمیت اثر تغییر نرخ ارز بر قیمت محصولات صادراتی مطالعات متعددی نیز در این زمینه صورت گرفته است. از جمله آدوکرلا و منون (۱۹۹۴) در تحقیقی تاثیر تغییر نرخ ارز بر قیمت کل صادرات ژاپن و هفت گروه کالاهای صنعتی را با استفاده از داده-های فصلی دوره ۱۹۹۲-۱۹۸۰ مورد بررسی قرار داده‌اند. برای تعیین مقدار رابطه انتقالی از معادلات قیمت صادرات و هزینه تولید استفاده شده است و معادله قیمت صادرات از چارچوب تابع افزایش بها (mark- Up- function) استخراج شده است. برای برآورد معادلات از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد معادلات مربوط به کل صادرات و هر گروه کالا به طور جداگانه نشان می‌دهد که ضریب انتقالی مربوط به کل صادرات ۰/۷ است. به این معنی که یک درصد کاهش ارزش ین، ۰/۷ درصد قیمت کل صادرات بر حسب پول خارجی را کاهش می‌دهد. در مورد زیر گروه‌ها ضریب رابطه انتقالی زیر گروه منسوجات بسیار پایین (۰/۴) است. به طور کلی ناقص بودن رابطه انتقالی تایید شده است و اثر تغییر هزینه تولید معنی‌دار است. بنابراین اگر مشابه تحقیقات دیگر این اثر در نظر گرفته نشود، مقدار رابطه انتقالی بیش برآورد خواهد شد.

فینسترا و همکاران (۱۹۹۶) ارتباط بین رابطه انتقالی نرخ ارز و سهم بنگاه صادر کننده در بازار اتومبیل را با استفاده از داده‌های سالانه دوره ۱۹۸۸-۱۹۷۰ مورد بررسی قرار داده است. این تحقیق در مورد صادرات ۴ کشور تولید کننده اتومبیل فرانسه، آلمان، سوئد و آمریکا به خود این کشورها و کشورهای کانادا، ژاپن، انگلستان، نروژ، فنلاند، استرالیا، سویس و اسرائیل انجام شده است. مدل مورد استفاده در این تحقیق بر اساس ماکزیمم کردن سود یک بنگاه صادر کننده بنا شده است که محصولاتش را در بازار خارجی به فرش می‌رساند. از داده‌های تلفیقی در این تحقیق استفاده شده است. نتایج برآورد نشان می‌دهد که اگر سهم بنگاه در بازار یک کشور کوچک باشد، مقدار رابطه انتقالی به تابع تقاضا بستگی دارد. اما اگر بازار کشور صددرصد در اختیار بنگاه باشد، رابطه انتقالی به یک می‌رسد. در این تحقیق ارتباط بین سهم در بازار و رابطه انتقالی در مورد گروه اتومبیل‌ها تایید شده است. اگر سهم کوچک باشد رابطه انتقالی کم است و اگر سهم در بازار بزرگ باشد، مقدار رابطه انتقالی زیاد است. در کشورهای مختلف مقدار رابطه انتقالی بسیار متفاوت است. این ضریب در مورد فرانسه بسیار پایین است به طوری که مقدار آن در مورد سوئیس ۳۰ درصد و آمریکا و آلمان ۶۰ درصد بیشتر از فرانسه است. دو محدودیت نیز در مدل وارد شده و مورد آزمون قرار گرفته است. در محدودیت اول این فرضیه آزمون شده

است که رابطه انتقالی شوک‌های هزینه و نرخ ارز به مصرف‌کنندگان یکسان است که مورد تایید قرار گرفته است. محدودیت دوم این است که واکنش صادرکنندگان به نرخ ارز و تغییرات قیمت رقبا برابر است که به استثنای مورد فرانسه و سوئد رد شده است.

رزتیس (۱۹۹۹) تاثیر تغییرات تعرفه و نرخ ارز را بر قیمت واردات صنعتی امریکا از یونان با تاکید بر تنباکو برای دوره ۹۵-۱۹۶۸ را مورد بررسی قرار داده است. نتایج حاصل از برآورد مدل نشان می‌دهد که رابطه قیمت واردات با نرخ ارز و تعرفه بسیار ناچیز است. رابطه انتقالی نرخ ارز در حدود ۰/۲۷۲ و رابطه انتقالی تعرفه در حدود ۰/۱۸۵ می‌باشد. یکی از دلایل کم بودن رابطه انتقالی، وجود بازار الیگو پولی (Oligopoly) در صادرات تنباکو ذکر شده است. دلیل دیگر، دادن جایزه به ارز حاصل از صادرات تنباکو در سیاست‌های گذشته بخش کشاورزی ذکر گردیده است.

ویگفوسان و همکاران (۲۰۰۷) در کار تحقیقی درباره‌ی نفوذ نرخ ارز بر قیمت‌های صادراتی به این نتیجه رسیدند که قیمت محصول صادراتی به ایالات متحده نسبت به قیمت صادرات به سایر نقاط واکنش بیشتری به نرخ ارز نشان می‌دهد.

رحیمی (۱۳۸۰) در مطالعه‌ی خود در ارتباط با بررسی تأثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی و تراز تجاری در ایران به این نتیجه رسید که کاهش ارزش ریال، قیمت صادراتی بر حسب پول خارجی را کاهش می‌دهد، اما در نتیجه ی کاهش ارزش پول ملی، قیمت صادرات بر حسب پول داخلی افزایش می‌یابد، بنابراین این رابطه ی انتقالی نرخ ارز ناقص است.

ترکمانی و طرازکار (۱۳۸۴) در تحقیق خود در زمینه ی اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته طی دوره‌ی ۱۳۷۹-۱۳۵۰ دریافتند که تغییرات نرخ ارز در کوتاه مدت و بلندمدت مهم ترین عامل مؤثر قیمت صادراتی پسته است؛ همچنین قیمت صادراتی پسته تحت تأثیر مقدار صادرات این محصول نیز قرار دارد، و ارتباط بین تولید داخلی و قیمت صادراتی پسته در کوتاه مدت منفی و معنی‌دار است.

پیری و صبوحی (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای به نام بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر قیمت صادراتی زعفران، اثر تغییرات کوتاه مدت و بلند مدت نرخ ارز بر قیمت صادراتی زعفران ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی(ARDL) را مورد بررسی قرار دادند و نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز در کوتاه مدت و بلندمدت نسبت به سایر متغیرهای مدل، تأثیر مثبت بیشتری بر روی قیمت صادراتی زعفران داشته است و اعمال سیاست‌های کنترل و تثبیت نرخ ارز و در نتیجه افزایش میزان صادرات زعفران امری ضروری می‌باشد.

حقیقت و حسین پور (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای به نام اثر انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادراتی کشمش در ایران اثرات انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادراتی کشمش ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) را مورد بررسی قرار دادند و نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که در بلندمدت تغییرات نرخ ارز مهم ترین عامل مؤثر بر قیمت صادراتی کشمش است.

روش تحقیق

در اقتصاد رابطه بین نرخ ارز و قیمت صادرات را، رابطه انتقالی نرخ ارز می‌گویند (آریز، ۱۹۹۶). بر اساس سیاست قیمت‌گذاری برای بازار که در آن قیمت صادرات بر اساس شرایط رقابت در بازار خارج تعیین می‌شود، بنگاه های صادر کننده در بازارهای داخل و خارج سیاست تبعیض قیمت را دنبال می‌کنند و در نتیجه بین قیمت در داخل و خارج فاصله ایجاد می‌شود. از این رو با افزایش یا کاهش ارزش پول ملی، قیمت صادراتی نسبت به قیمت داخلی آن کمتر می‌شود.

بر پایه نظریات اقتصادی، به منظور بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر قیمت صادراتی خرما می توان از معادله قیمت صادراتی زیر که از شرط حداکثر سود بنگاه در شرایط انحصاری استخراج شده استفاده کرد (آدوکرلا و منون، ۱۹۹۴). همچنین متغیر مجازی برای نوسانات اول انقلاب و جنگ نیز به آن اضافه شده و انتظار بر این است که علامت کشش صادرات نسبت به نرخ ارز و مقدار صادرات مثبت باشد.

$$Ln(XPI_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(X_t) + \alpha_2 Ln(PR_t) + \alpha_3 Ln(PER_t) + \alpha_4 Dum_1 + \alpha_5 Dum_2 + u_t$$

(۱)

در رابطه (۱) داریم:

XPI_t : شاخص قیمت صادراتی خرما

X_t : مقدار صادرات (خرما مقدار واحد تن در هر سال)

PR_t : مقدار تولید داخلی (در هر سال به واحد تن)

RER_t : نرخ واقعی ارز (از تقسیم شاخص قیمت مصرف کننده در ایالات متحده بر شاخص قیمت مصرف کننده در ایران و ضرب آن در نرخ ارز به دست می‌آید.)

Dum_1 : متغییر مجازی برای نوسانات اوایل انقلاب (به دلیل تغییرات هیئت دولت و برنامه های اقتصادی در اوایل انقلاب امکان نوسان قیمت صادراتی خرما در آن سال‌ها وجود داشته که برای از بین بردن اثر آن روی متغیر وابسته ایتن متغیر وارد مدل می‌شود، که برای سال ۱۳۶۱-۱۳۵۷ ارزش یک و برای بقیه سال‌ها ارزش صفر مد نظر قرار می‌دهیم.)

Dum_2 : متغیر مجازی مربوط به جنگ تحمیلی (برای سال های ۱۳۶۷-۱۳۵۹ ارزش یک و برای بقیه سال‌ها ارزش صفر در نظر گرفته می‌شود.)

u_t : جمله ی اخلال

روش‌هایی مثل انگل و و گرنجر (۱۹۸۷) در مطالعاتی که با نمونه های کوچک و تعداد مشاهدات کم سر و کار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند. چرا که برآوردهای حاصل آنان بدون تورش نیست و در نتیجه، آزمون فرضیه با استفاده از آماره های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی های کوتاه مدت را در خود داشته باشند، به برآورد ضرایب دقیق تر از الگو منجر می شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند (تشکینی، ۱۳۸۴). از جمله این روش‌ها می‌توان به روش‌های ARDL اشاره نمود. مزیت به کارگیری روش ARDL در این است که صرف نظر از این که متغیرهای توضیحی در سطح پایا باشند (یعنی I(0) باشند) و یا با یک بار تفاضل گیری پایا شوند (یعنی I(1) باشند) یعنی بدون توجه به این که بعضی از متعیرها جمعی از مرتبه‌ی یک و بعضی دیگر جمعی مرتبه دو باشند، می توان این شیوه را برای تشخیص رابطه بلندمدت بین متغیرها و نیز در صورت وجود چنین رابطه‌ای، از آن برای تخمین ضرائب و بررسی پویایی سیستم در کوتاه مدت استفاده کرد. این روش توسط پسران و پسران(۱۹۹۷) و پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) ارائه شد. مدل پویای ARDL برای تابع قیمت صادراتی به صورت زیر خواهد بود:

$$LnXPI = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \beta_i LnXPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i LnRER_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma LnX_{t-i} + \sum_{i=1}^{f} \mu LnPR_{t-i}$$
$$+ \varepsilon_0 LnRER_t + \gamma_0 LnX_t + \mu_0 LnPR_t + u$$

(۲)

در این معادله m و n و k و f ، به ترتیب تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای $LnXPI_t$ و $LnRER_t$ و LnX_t و $LnPR_t$ می‌باشد. بنابراین رابطه بلندمدت قیمت صادراتی را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$LnXPI_t = \delta_0 + \delta_1 LnRER_t + \delta_2 LnX_t + \delta_3 LnPR_t + u_{2t} \quad (۳)$$

مدل تصحیح خطای مدل ARDL را نیز به صورت رابطه‌ی (۴) خواهد بود:

$$\Delta LnXPI_t = \Delta\alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i \Delta LnXPI_{t-i} + \sum_{t=1}^{n} \hat{\varepsilon}_i \Delta LnRER_{t-i} + \sum_{i-1}^{k} \hat{\gamma} \Delta LnX_{t-i} + \sum_{i=1}^{f} \hat{\mu}_i \Delta LnPR_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + u_{t3} \quad (۴)$$

که در این رابطه Δ نشان دهنده‌ی عملگر اولین تفاضل و $\hat{\beta}_i$ و $\hat{\varepsilon}_i$ و $\hat{\gamma}_i$ و $\hat{\mu}_i$ ضرایب برآورد شده از معادله‌ی (۴) می‌باشند. θ نیز جزء تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه گیری می‌کند. در رابطه ی (۴) جزء خطای ECT_{t-1} به صورت زیر می‌باشد:

$$ECT_t = LnXPI_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\varepsilon}_1 LnRER_t - \hat{\gamma} LnX_t - \hat{\mu}_1 LnPR_t \quad (۵)$$

رهیافت ARDL در دو مرحله انجام می‌گیرد، در مرحله اول وجود ارتباط بلند مدت بین متغیرهای تحت بررسی مورد آزمون قرار می‌گیرد. بدین ترتیب که اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل دراز مدت گرایش می‌یابد. بنابراین، برای آزمون همگرایی آزمون فرضیه زیر ضروری است:

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \geq 0$$
$$H_1 : \sum_{i=1}^{p} \alpha_i - 1 \langle 0 \quad (۶)$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق چنین محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\alpha}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\alpha}_i}} \quad (۷)$$

در صورتی که کمیت آماره ی t محاسباتی فوق بزرگ تر از مقدار بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان مورد نظر باشد، فرض H_0 رد و در نتیجه یک رابطه ی تعادلی دراز مدت بین متغیرهای الگو وجود دارد (نوفرستی، ۱۳۸۷). در مرحله ی دوم، تخمین و تجزیه و تحلیل ضرایب دراز مدت و استنتاج در مورد ارزش آن‌ها صورت می‌گیرد.

این پژوهش از نوع توصیفی، با نگرش کاربردی است و روش جمع آوری اطلاعات، اسنادی و کتابخانه‌ای می‌باشد. آمار و اطلاعات مورد استفاده در این پژوهش از داده‌های آماری FAO و سری زمانی موجود در بانک مرکزی، استخراج شده است. دوره مطالعه تحقیق حاضر سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۴۱ است. در این تحقیق برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از مدل‌های اقتصادسنجی و نرم افزار Microfit4 استفاده شده است.

نتایج و بحث

همان طوری که قبلا اشاره شد روش انگل-گرنجر بدلیل آنکه در نمونه های کوچک کاربرد دارد و اگر بیش از یک بردار همجمعی بین متغیرهای مدل وجود داشته باشد، آماره آزمون بکار گرفته شده دارای کارایی کمی بوده و تورش‌دار خواهد بود. روش ARDL از مزایای زیادی برخوردار است . اولا آزمون ARDL از لحاظ آماری روشی بهتر و معنی دارتر برای تعیین روابط همجمعی در نمونه های کوچک بوده است . ثانیا در این روش نیازی نیست که کلیه متغیرهای الگو دارای درجه همبستگی یکسانی باشند. همچنین این روش توانایی تخمین اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به طور همزمان دارا می‌باشد و ضمناً به دلیل اینکه این مدل‌ها عموماً عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی سریالی و درون‌زایی هستند تخمینهای به دست آمده از آنها ناریب و کارآ خواهند بود. خروجی حاصل از برآورد مدل با استفاده از مدل ARDL در جدول شماره ۱ گزارش شده است.

جدول (۱) نتایج حاصل از برآورد تابع شاخص قیمت صادراتی خرما با روش ARDL(1,1,1,0)

متغییر	ضریب	خطای‌معیار	آماره t
لگاریتم شاخص قیمت صادراتی با یک دوره تاخیر PXI(-1)	۰/۴۹۷	۰/۱۳۹***	۳/۵۵
لگاریتم مقدار صادرات X	-۰/۰۱۳	۰/.۰۷۵	-۰/۱۸۳
لگاریتم مقدار صادرات با یک دوره تاخیر X(-1)	-۰/۲۳۷	۰/۰۹۳***	-۲/۵۵
لگاریتم نرخ واقعی ارز RER	۱/۰۷	۰/۱۰۷***	۹/۹۴
لگاریتم نرخ واقعی ارز با یک دوره تاخیر RER(-1)	-۰/۳۹۴	۰/۱۶۸**	-۲/۳۴
لگاریتم مقدار تولید PR	۰/۱۶۲	۰/۴۳۴	۰/۳۷۵
عرض از مبدا C	-۷/۹۶	۶/۴۰	-۱/۲۴
روند زمانی T	۰/۰۷۵	۰/۰۱۷***	۴/۱۹
متغیر مجازی انقلاب DUM_1	-۰/۱۳۱	۰/۲۲۹	-۰/۵۷۱
متغیر مجازی جنگ DUM_2	۰/۱۱۵	۰/۲۲۱	۰/۵۲۱
$\overline{R}^2$= ۰/ ۹۸	R^2 = ۰/۹۸	F = ۲۶۳/۸۶	

ماخذ: یافته‌های تحقیق. * و ** و *** به ترتیب بیانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۱۰و ۵ و ۱ درصد است.

با استفاده از ضرایب مدل پویا ی ARDL که در جدول ۱ آورده شده است وجود ارتباط بلند مدت بین متغیرها آزمون می شود، از این رو در ادامه برای بررسی رابطه بلند مدت بین متغیرهای مدل از آزمون t استفاده گردید. برای این منظور، باید مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته از یک کسر و بر انحراف معیارش تقسیم شود. آماره بدست آمده برای آزمون وجود رابطه بلند مدت در مدل برابر ۳/۶- محاسبه گردید. با مقایسه این مقدار با کمیت بحرانی ارئه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر، در سطح ۹۰درصد (۳/۴۵-) فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلند مدت بین متغیرها رد می‌شود و یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل برقرار می‌گردد. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلند مدت مدل در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول (۲) برآورد بلند مدت مدل ARDL

برآورد کننده	ضریب	خطای استاندارد	آماره t	احتمال
لگاریتم مقدار صادرات X	۰/۵۰-	۰/۳۱	۱/۶-	{۰/۱۱۵}
لگاریتم نرخ واقعی ارز RER	۱/۳۱***	۰/۲	۶/۶	{۰/۰۰۰}
لگاریتم مقدار تولید PR	۰/۳۲	۰/۸۳	۰/۳۹	{۰/۶۹۸}
عرض از مبدا C	۱۵/۸-	۱۰/۲	۱/۶-	{۰/۱۲۹}
روند زمانی T	۰/۱۵***	۰/۰۳	۴/۹	{۰/۰۰۰}
متغیر مجازی انقلاب DUM_1	۰/۲۶-	۰/۴۷	۰/۵۴-	{۰/۵۸۷}
متغیر مجازی جنگ DUM_2	۰/۲۳	۰/۴۱	۰/۵۶	{۰/۵۷۷}

ماخذ: یافته‌های تحقیق. * و ** و *** به ترتیب بیانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۱۰و ۵ و ۱درصد است.

براساس نتایج حاصله در جدول ۲ در بلند مدت نرخ واقعی ارز به صورت مثبت قیمت صادراتی خرما را تحت تاثیر قرار می‌دهد، به طوری که یک درصد افزایش (کاهش) در نرخ واقعی ارز می‌تواند سبب ۱/۳۴ درصد افزایش (کاهش) در قیمت صادراتی خرما شود. می‌توان گفت در نتیجه افزایش نرخ ارز صادرکنندگان که در بازار غیر رقابتی قرار دارند به منظور به دست آوردن سود بیشتر سود نهایی خود را افزایش داده و در نتیجه این باعث اقزایش قیمت صادراتی خرما می‌شود. از سوی دیگر با کاهش نرخ ارز بنگاه های صادرکننده که با تابع تقاضای نزولی مواجه‌اند برای جلوگیری از تاثیر نامطلوب کاهش نرخ ارز سود نهایی و در نتیجه قیمت صادراتی خرما را می‌کاهند. روند زمانی (T) نیز در قیمت صادراتی خرما در سطح یک درصد معنادار شده است. با توجه به اینکه متغیرهای مجازی تعریف شده برای نوسانات اول انقلاب و جنگ تحمیلی معنی‌دار نشدند، نشان دهنده این امر است که در دو دوره ۱۳۵۷-۱۳۶۱ و ۱۳۵۹-۱۳۶۷ روند تغییرات متغیر شاخص قیمت صادراتی تاثیر قابل توجهی نداشته‌اند

در همین راستا جهت بررسی روابط کوتاه مدت بین شاخص قیمت صادراتی و سایر متغیرهای مورد مطالعه، از مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شد . نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطا در جدول (۳) آمده است.

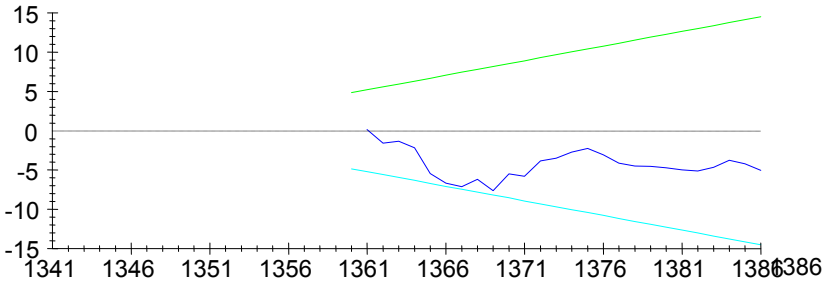
جدول (۳) برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM)

متغییر	ضریب	خطای معیار	آماره t
تفاضل مرتبه اول لگاریتم مقدار صادرات	-۰/۰۱۳	۰/۰۷۵	-۰/۱۸۳
تفاضل مرتبه اول لگاریتم نرخ واقعی ارز	۱/۰۷***	۰/۱۰۷	۹/۹۴
تفاضل مرتبه اول لگاریتم مقدار تولید خرما	۰/۱۶۲	۰/۴۳۴	۰/۳۷۵
تفاضل مرتبه اول عرض از مبدا	-۷/۹۶	۴/۴۰	-۱/۲۴
تفاضل مرتبه اول روند زمانی	۰/۰۷۵***	۰/۰۱۷	۴/۱۹
تفاضل مرتبه اول متغیر مجازی انقلاب	-۰/۱۳۱	۰/۲۲۹	-۰/۵۷۱
تفاضل مرتبه اول متغیر مجازی جنگ	۰/۱۱۵	۰/۲۲۱	۰/۵۲۰
عبارت تصحیح خطا با یک وقفه زمانی	-۰/۵۰۲***	۰/۱۳۹	-۳/۵۹

ماخذ: یافته‌های تحقیق . *و ** و *** به ترتیب بیانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۱۰و ۵ و۱ درصد است.

مطابق جدول شماره سه قیمت صادراتی خرما در کوتاه مدت با تفاضل مرتبه اول لگاریتم نرخ واقعی ارز و تفاضل مرتبه اول روند رابطه معنی‌داری دارد. نتایج گویای آن است که ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) معنی‌دار بوده و علامت مورد انتظار (منفی) را نشان می‌دهد. مقدار این ضریب ۰/۵۰ بوده و نشان دهنده آن است که ۵۰ درصد از عدم تعادل متغیر وابسته که قیمت صادراتی خرما است پس از گذشت یک دوره از بین رفته است.

می‌توان آماره پسماند تجمعی (CUSUM) برای آزمون ثبات ساختاری را محاسبه کرد. نتایج این آزمون در نمودار شماره یک قابل مشاهده است.



خطوط راست معنی داری سطح ۵٪ را نشان می دهد.

نمودار شماره (۱) آزمون ضرایب (CUSUM)

از آن جایی که نمودار پسماند تجمعی رسم شده، فاصله اعتماد ۹۵٪ را قطع نکرده است، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری پذیرفته و وجود عدم آن رد می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

با توجه به مطالب بیان شده نتایج حاکی از آن است که در بلند مدت تغییرات نرخ ارز، عامل تاثیر گذار بر قیمت صادراتی خرما می‌باشد.

در خاتمه با توجه به نتایج به دست آمده موردهای زیر توصیه می‌شود:

۱ – یک برنامه بلندمدت تحت عنوان استراتژی صادراتی برای خرمای ایران تدوین گردد که این امر ازطریق حمایت‌ها و یارانه‌های صادراتی – اصلاح روش‌های صادرات و بسته بندی – گسترش تعداد بازارهای هدف جهت صادرات خرما و تشویق صادرکنندگانی که خرمای ایران را به کشورهای اتحادیه اروپا و یا بازارهای جدیدی صادر می‌کنند و همچنین عملی کردن شعار مشتری مداری در بازارهای جهانی خرما صورت گیرد.

۲ – تدوین برنامه در جهت ارتقاء سطح بهداشتی خرمای صادراتی و نحوه بسته بندی آن مطابق با معیارهای بهداشتی اتحادیه اروپا و کدکس جهانی از طریق اصلاح قوانین صادراتی و بهداشت نباتی کشور – آموزش باغداران در مدیریت باغ و نحوه برداشت – جذب سرمایه گذاری بخش خصوصی در زمینه بسته بندی و فرآوری خرما – مکانیزاسیون عملیات – ایجاد نمایشگاههای تبلیغاتی در خارج از کشور.

۳ – تفکیک باغات براساس نوع محصول تولیدی (تولید برای صادرات , تولید برای مصرف بازار داخلی – تولید جهت مصرف صنایع تبدیلی) سپس تدوین برنامه در مراحل نگهداری، برداشت، بازاریابی و غیره در جهت پیشبرد اهداف تعیین شده که با روش مدیریتی خاص در جهت تحقق هر هدف می‌توان به آن هدف دست یافت.

۴- با توجه به اینکه نرخ ارز عامل اصلی تاثیر گذار بر قیمت صادراتی خرما است، بایستی سیاست‌های پولی بانک مرکزی به گونه‌ای باشد که از نوسانات نرخ ارز به صورت غیر قابل پیش بینی ممانعت کند.

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه، سال‌های مختلف.

پیری، م. و م، صبوحی (۱۳۸۶) بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر قیمت صادراتی محصولات کشاورزی، ششمین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران، دانشگاه فردوسی.

ترکمانی، ج. و م، طرازکار (۱۳۸۴) اثر نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته، *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۸۳-۹۶(۴۹) ۱۳.

تشکینی، ا (۱۳۸۴) اقتصادسنجی کاربردی با میکروفیت۴، چاپ اول، مؤسسه فرهنگی دیباگران، تهران، ۱۳۸۵.

حقیقت، ج. و ر، حسین پور (۱۳۸۷) اثر انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادراتی کشمش در ایران، *پژوهش نامه علوم اقتصادی*، ۱۰(۳۷): ۳۳-۵۴.

رحیمی، ح (۱۳۸۰) بررسی تأثیرات نرخ ارز بر قیمت صادرات و تراز تجاری، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

عسکری، م (۱۳۸۷) اثر نوسانات نرخ واقعی ارز بر عملکرد صادرات صنایع منتخب ایران، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ۴۸(۱۲): ۱۳۲-۱۰۳.

نوفرستی، م (۱۳۸۷) ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. چاپ اول، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران، ۱۳۸۹.

Arize, A. C (1996) The impact of exchange rate uncertainty on export growth: Evidence from Korean data, *International Economic Journal*, 10(3): 44-59.
Athukorala P. and J. Menon (1994) Priing to market Behavior and Exchange Rate Pass- Through in Japanese Exports, *The Economic Journal*, 104(423): 271-281.
Cheung, F. K., M. L. Lee, and Y. Wu (1997) Endogenius export prices and the Taiwan- US trade imbalance, *Applied Economics*, 29(1): 23-31.
Engle, R.F. and C.W. J. Granger (1987) Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55(2): 251-276.
Feenstra R.C. and J. E. Gagnon and M. M. Knetter (1996) Market Share and Exchange rate Pass- Through in World Automobile Trade, *Journal of International Economics*, 40(446): 187-207.
Pesaran, H. M. and B. Pesran (1997) Working with microfit 4.0: an introduction to econometrics, Oxford University Press, Oxford.
Pesran, M. H. and Y. Shin. and R. J. Smith (2001) Bounds testing approaches to the analysis of level relationship, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3): 289-326.
Rezitis, A. N. and A. B. Brown (1999) Pass- Through Of Exchange Rate and Tariffs in Greek-U.S Tabaco Trade, *Agricultural Economics*, 21: (3) 269-277.
Shahbaz, M. and N. Ahmed. and L. Ali (2008) Stock Market Development and Enomic Growth: ARDL Causality in Pakistan, *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 14(14):182-195.
Vigfussan R. G. , Sheets N. and Gagnon J. (2007) Exchange Rate Pass-Through to Export Prices: Assessing Some Cross-Country Evidence, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, Number 902.

The effect of exchange rate fluctuations on the export price of Iranian dates

Fateme estakhri, Mehrnush miri, Mohammad Hassan Tarazkar[2]

Abstract

Given the importance of the relationship between exchange rate and its fluctuations on the export prices of agricultural products, in this study the effects of short and long-term exchange rate on the export price of Iranian dates is tested, using ARDL model. Statistical data required is collected from various sources such as food and agriculture organization and Central Bank of Iran for periods 1968-2009 and were analyzed using the Microfit4 software. The results showed that in the long term exchange rate changes is factors affecting on the export price dates based on the results offer be Central Bank monetary policy should designed to provide that to prevent of exchange rate fluctuations the unpredictable.

JEL classification: C22, F12, Q17

Keywords: real exchange rate, ARDL model, export price of Iranian dates

1. Respectively: Fateme estakhri Master of Agricultural Economics, Mehrnush miri Lecturer Department of Agricultural Economics in Payam Noor University, Darab, Mohammad Hassan Tarazkar PhD student in Department of Agricultural Economics, Shiraz University.

E-mail: estakhri@gmail.com
E-mail: mehrnush.miri@yahoo.com
E-mail: mhtarazkar@yahoo.com