

اثر انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادراتی خرما در ایران: کاربرد مدل ARDL

سید ابوالقاسم مرتضوی^۱، فاطمه مجتهدی^{۲*}

۱، استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

۲، دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت مدرس

(تاریخ دریافت: ۹۲/۱۲/۱۹ - تاریخ تصویب: ۹۳/۹/۳)

چکیده

ایران به عنوان یکی از بزرگترین تولیدکنندگان و صادرکنندگان محصولات چرمی، پسته و کشمش در سطح جهان به شمار می‌آید و در بازار جهانی این تولیدات جایگاه مناسبی دارد. مطالعه حاضر به بررسی اثرات کوتاه و بلندمدت نرخ ارز بر روی قیمت صادراتی خرما در ایران با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توضیحی می‌پردازد. آمار و اطلاعات مربوط از داده‌های بانک مرکزی و سازمان خواروبار جهانی استخراج و با استفاده از نرم‌افزارهای Microfit و Eviews تجزیه و تحلیل شده است. نتایج نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت تغییرات نرخ ارز و مقدار صادرات دوره جاری خرما و دوره قبل بر قیمت صادراتی آن اثر منفی و تغییرات قیمت جهانی و قیمت داخلی بر قیمت صادراتی خرما اثر مثبت دارد. همچنین، در بلندمدت، تغییرات نرخ ارز یکی از مهم‌ترین عوامل موثر بر قیمت صادراتی خرما است، لذا پیشنهاد می‌شود اتخاذ سیاست‌های پولی توسط بانک مرکزی به گونه‌ای باشد که باعث جلوگیری از نوسانات ناگهانی نرخ ارز شود.

واژه‌های کلیدی: نرخ ارز، قیمت صادراتی، خرما، ARDL

مقدمه

اقتصادی کشور است که از طرفی تامین‌کننده امنیت غذایی و سلامت جامعه است و از طرف دیگر صادرات محصولات کشاورزی می‌تواند تامین‌کننده ارز در جریان توسعه باشد. بنابراین، توجه به این بخش و حمایت از آن در مواجهه با رقیب‌های بین‌المللی در دنیای تجارت آزاد، از وظایف مهم مسئولان و محققین کشور می‌باشد. در این میان، محصولات باغی که پتانسیل صادراتی بالایی دارند، در اولویت این توجه قرار دارند (Shirani, Bidabadi et al., 2011). تکیه بر بخش کشاورزی و توسعه و گسترش صادرات این بخش می‌تواند زمینه مناسبی را برای حضور این کشور در بازارهای جهانی و

یکی از مشکلات اساسی کشورهای در حال توسعه، اتکای بیش از حد درآمد دولت‌ها به صادرات یک یا تعداد محدودی کالا است. این موضوع در ایران به صورت وابستگی درآمد دولت به صادرات نفت به وضوح نمایان بوده و این در حالی است که نوسان قیمت نفت و آسیب‌پذیری شدید اقتصاد تک محصولی لزوم بازنگری و توجه عمیق به سیاست‌های توسعه اقتصادی کشور را ایجاد می‌کند تا بتوان راه‌های منجر به توسعه درآمدهای غیر نفتی را ایجاد کرد (Khaledi et al., 2005). بخش کشاورزی یکی از مهم‌ترین بخش‌های

استفاده از مزایای آن فراهم آورد. یکی از محصولات کشاورزی مهم صادراتی کشور در سال‌های اخیر خرما بوده است (Hosseini & Parme, 2002).

از کشورهای عمده تولیدکننده خرما در جهان می‌توان مصر، عراق، ایران، عمان، پاکستان و عربستان را نام برد. طبق بررسی صورت گرفته در سال ۲۰۱۱ م. مصر با تولید ۱۳۷۳۵۷۰ تن رتبه اول تولید خرما در جهان را داراست. پس از آن کشور ایران با تولید حدود ۱۰۱۶۶۱۰ تن در رتبه دوم قرار دارد و کشورهای کنیا، عراق، پاکستان، عمان در رتبه‌های بعدی قرار دارند (FAO, 2012). سطح زیرکشت نخلستان‌های کشور با احتساب درختان پراکنده در سال ۱۳۸۷ حدود ۲۴۴ هزار هکتار برآورد گردیده است. بیشترین سطح بارور خرما در کشور با ۱۷ درصد به استان سیستان و بلوچستان تعلق دارد و استان‌های بوشهر، هرمزگان، منطقه جیرفت و کهنوج، خوزستان، کرمان و فارس به ترتیب با ۱۶، ۱۵/۷، ۱۵/۵، ۱۳/۲، ۱۱، ۱۰/۱ درصد از سطح زیرکشت خرما بارور کشور در جایگاه‌های بعدی قرار گرفته‌اند. هفت استان مزبور جمعاً ۹۸/۴ درصد سهم در سطح بارور خرما داشته‌اند (Agricultural Statistics of Iran, 2009).

مطالعات زیادی در زمینه خرما در ایران انجام گرفته است که از جمله می‌توان به مطالعه Estakhr & Esmaili (2010) اشاره کرد، هدف کلی این مطالعه، شناسایی و ارزیابی راه حل در خصوص مشکلات و تنگنایهای بازاریابی داخلی خرما کبکاب در استان فارس می‌باشد، نتایج نشان داد که به منظور بهبود وضعیت بازاریابی محصول خرما، اعطای تسهیلات اعتباری به شرکت‌های تعاونی روستایی و بخش خصوصی انجام شود. Shirani (2011) Bidabadi et al. به محاسبه مزیت نسبی خرما از روش ماتریس تحلیل سیاستی (PAM) و شاخص هزینه منابع داخلی (DRC) پرداختند. نتایج بدست آمده از محاسبه شاخص‌ها، عدم مزیت نسبی خرما در کرمان را نشان داد و علت اصلی نیز پایین بودن قیمت صادراتی این محصول به علت صادرات فله‌ای آن بیان شد. Hosseini & Rezayi (2009) به برآورد مقدار حمایت از تولیدکنندگان خرما در کشور با استفاده از روش‌شناسی سازمان توسعه همکاری‌های اقتصادی پرداختند و

حمایت از تولیدکننده خرما را برای هر هکتار در طی چهار برنامه توسعه اقتصادی بررسی نمودند. نتایج حاکی از آن بود که برنامه سوم توسعه در حمایت از قیمت بازاری و برنامه دوم در حمایت‌های بودجه موفق‌ترین برنامه‌های توسعه کشور در تولید خرما بودند. Azizi & Yazdani (2007)، وضعیت صادراتی خرما را مورد بررسی قرار دادند و تابع عرضه صادرات خرما را تخمین زده و میزان عدم پایداری درآمد صادراتی آن را تعیین کردند. نتایج نشان داد که استراتژی صادراتی خرما ایران براساس معیار RCA در طول دوره مورد بررسی ضعیف‌تر از کشورهای عراق، تونس، عربستان و الجزایر بوده و یا اصلاً استراتژی مشخصی نداشته‌است. همچنین، میزان ناپایداری درآمد صادراتی حاصل از خرما ایران طی دوره مورد بررسی برابر ۲۵/۴ محاسبه گردیده، که نشان‌دهنده نوسانات بالای درآمد صادراتی خرما در طول زمان می‌باشد. Haghghi & Hosseinpour (2010) به بررسی اثر تغییرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر روی قیمت صادراتی محصول کشمش ایران با استفاده از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) پرداختند. نتایج نشان داد که در بلندمدت تغییرات نرخ ارز، مهمترین عامل موثر بر قیمت صادراتی کشمش بوده است. Torkamani & Tarazkar (2005) اثر تغییر کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته ایران را مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که تغییرات نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت مهم‌ترین عامل موثر بر قیمت صادراتی پسته است. همچنین، قیمت صادراتی پسته تحت تاثیر مقدار صادرات این محصول نیز قرار دارد و رابطه بین تولید داخلی و قیمت صادراتی پسته در کوتاه‌مدت منفی و معنی‌دار است.

از جمله مطالعات انجام گرفته در زمینه نرخ ارز مطالعه Rahimi (2001) می‌باشد. Rahimi در مطالعه خود اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادرات غیرنفتی و همچنین تراز تجاری ایران را برای داده‌های سالانه دوره ۱۳۷۶-۱۳۴۶ با استفاده از روش سیستمی حداقل مربعات سه مرحله‌ای بررسی کرد. نتایج نشان داد که نرخ ارز مهمترین عامل موثر بر قیمت صادراتی محصولات غیر نفتی بوده است. Ehsani et al. (2009) اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی اقتصاد ایران را

سپس، با بکارگیری روش‌های هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسلیوس و تصحیح خطای مقید به این نتیجه رسید که بی‌ثباتی نرخ ارز اثر منفی و معنی‌دار بر صادرات کشور ایالات متحده به کشورهای کانادا و ژاپن داشته‌است. (Fogarasi (2010) در مطالعه خود با استفاده از داده‌های تابلویی کشور رومانی طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۹ به بررسی تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات کشاورزی پرداخت. نتایج حاکی از آن بود که بی‌ثباتی نرخ ارز اثر منفی و معنی‌دار بر صادرات کشاورزی کشور رومانی داشته‌است، به طوری که ده درصد افزایش در بی‌ثباتی نرخ ارز منجر به پنج درصد کاهش در صادرات کشاورزی کشور رومانی شده است.

مبانی نظری و تجربی

در تحقیقات و نظریات اقتصادی رابطه نرخ ارز و قیمت صادرات را، رابطه انتقالی نرخ ارز گویند. قیمت صادراتی بر حسب پول داخلی از حاصلضرب نرخ ارز و قیمت صادراتی بر حسب پول خارجی بدست می‌آید. نرخ ارز به عنوان معیار ارزش برابری پول ملی یک کشور در برابر پول کشورهای دیگر و منعکس‌کننده وضعیت اقتصادی آن کشور در مقایسه با شرایط اقتصادی سایر کشورهاست. در یک اقتصاد باز نرخ ارز به دلیل ارتباط متقابل آن با سایر متغیرهای داخلی و خارجی، متغیر کلیدی به شمار می‌رود که سیاست‌های اقتصادی داخلی و خارجی و تحولات اقتصادی، تاثیرات بسیاری بر آن می‌گذارند. در مقابل، نرخ ارز متغیری است که می‌تواند عملکرد اقتصاد و متغیرهای اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهد (Halafi et al., 2004). اگر با تغییر نرخ ارز، تغییر قیمت صادرات کالا بر حسب پول داخلی متناسب با تغییر نرخ ارز باشد، قانون قیمت واحد برقرار و رابطه انتقالی نرخ ارز کامل است. در شرایط رقابتی، کامل بودن رابطه انتقالی نرخ ارز در مورد یک اقتصاد باز کوچک صدق می‌کند. در چنین شرایطی صادرکنندگان با تقاضای کاملاً با کشش روبرو هستند و بنابراین، کشور در بازارهای جهانی گیرنده قیمت است. اما اگر انحراف از قیمت یکسان اتفاق بیفتد و تغییر قیمت صادرات بر حسب پول داخلی کمتر از تغییر نرخ ارز باشد، رابطه انتقالی ناقص است. این امر در صورتی امکان‌پذیر است که کشور در بازارهای جهانی قیمت‌گذار باشد و با تغییر

طی دوره زمانی ۱۳۸۳-۱۳۳۸ مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه از دو شاخص انحراف معیار شرطی و انحراف معیار میانگین متحرک برای کمی کردن بی‌ثباتی نرخ ارز استفاده شد. بر اساس نتایج بدست‌آمده، اثر مثبت نرخ ارز و اثر منفی بی‌ثباتی آن بر صادرات غیرنفتی مورد تایید قرار گرفت. Bleaney & Greenaway (2001) به بررسی اثر سطح و نوسانات رابطه مبادله و نرخ ارز موثر واقعی بر سرمایه‌گذاری و رشد در ۱۴ کشور آفریقایی با استفاده از داده‌های پانل پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که رشد به صورت منفی از طریق بی‌ثباتی رابطه مبادله تاثیر می‌پذیرد، در حالی که بی‌ثباتی نرخ ارز سرمایه‌گذاری را تحت تاثیر قرار می‌دهد. همچنین، در حالتی که رابطه مبادله مطلوب باشد و نرخ ارز کمتر ارزش‌گذاری شود، سرمایه‌گذاری و رشد هر دو بهبود می‌یابند. Vergil (2002) در مطالعه خود در خصوص نوسان‌پذیری نرخ ارز بر روی صادرات کشور ترکیه به کشورهای آلمان، فرانسه و آمریکا به یک رابطه منفی بین این دو متغیر دست یافت. (Acaravci & Ozturk (2003) با بکارگیری روش هم‌انباشتگی جوهانسن-جوسلیوس اثر بی‌ثباتی نرخ ارز را بر صادرات کشور ترکیه طی دوره ۲۰۰۸:۲۰۰۲-۱۹۸۹:۲۰۰۱ مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که بی‌ثباتی نرخ ارز تاثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات این کشور داشته‌است. Siregar & Rajan (2004) در مطالعه خود در خصوص تاثیر نوسان‌پذیری نرخ ارز بر روی عملکرد تجاری کشور اندونزی، دریافتند که نوسان‌پذیری نرخ ارز یک تاثیر منفی بر صادرات و واردات این کشور داشته‌است. Azid et al. (2005) اثر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد و عملکرد اقتصاد را در پاکستان با تاکید بر تولیدات کارخانه‌ای برای دوره ۱۹۷۳-۲۰۰۳ مورد مطالعه قرار دادند. بر اساس نتایج به‌دست آمده، نااطمینانی نرخ ارز تاثیر منفی بر تولیدات کارخانه‌ای در این کشور داشته‌است، اما این تاثیر به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. Choudhry (2005) تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات واقعی ایالات متحده به کشورهای کانادا و ژاپن را طی دوره ۱۹۹۸-۱۹۷۴ مورد مطالعه قرار داد و با استفاده از روش GARCH(1,1) بی‌ثباتی نرخ ارز را استخراج نمود.

$$PR_t = \text{مقدار تولید داخلی خرما}$$

$$WP_t = \text{قیمت صادراتی جهانی خرما}$$

$$P_t = \text{قیمت داخلی خرما}$$

$$RER_t = \text{نرخ واقعی ارز}$$

$$AE_t = \text{درآمد حاصل از بخش کشاورزی}$$

روش‌هایی مثل Engle & Granger (1987) در مطالعاتی که با تعداد مشاهدات کم و نمونه‌های کوچک سروکار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند. چرا که برآوردهای حاصل آنان بدون تورش نیست و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه‌مدت را در خود داشته باشند، به برآورد ضرایب دقیق‌تر از الگو منجر می‌شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند (Tashkini, 1384).

در مطالعه‌ی حاضر از روش اقتصادسنجی، الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای تخمین مدل و بررسی روابط بین متغیرهای مورد مطالعه استفاده شده‌است.

الگوی پویای خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

روش اقتصادسنجی^۱ ARDL، توسط Pesaran & Shin (1999) به منظور بررسی رابطه همجمعی و بلندمدت بین متغیرها ارائه شده‌است. این روش، مزیت‌های زیادی نسبت به سایر روش‌های مشابه داشته و لذا، به طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد. مهم‌ترین مزیت روش ARDL، قابلیت استفاده از آن برای بررسی روابط بین متغیرها، صرف نظر از ایستا یا نایستا بودن آنهاست. همچنین در این روش، علاوه بر امکان محاسبه روابط بلندمدت بین متغیرها، امکان محاسبه روابط پویا و کوتاه‌مدت وجود دارد. ضمن آنکه سرعت تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت در هر دوره، برای رسیدن به تعادل بلندمدت نیز قابل محاسبه است.

یک مدل الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به طور کلی به صورت $ARDL(p_1, q_1, q_2, \dots, q_k)$ نشان داده می‌شود. به طور مشخص اگر Y_t متغیر وابسته و

نرخ ارز می‌تواند قیمت صادرات بر حسب پول خارجی را تغییر دهد (Rahimi, 2001). با گسترش دامنه تجارت بین‌الملل، نرخ ارز به عنوان پل ارتباطی بین اقتصادهای مختلف عمل کرده و نوسانات آن سایر متغیرهای اقتصادی کشورها را تحت تاثیر قرار می‌دهد. لذا، وجود ارتباط ساختاری بین همه متغیرهای کلان اقتصادی، نوسانات نرخ ارز می‌تواند از طرق مختلف سطح قیمت‌ها، تولید، صادرات و واردات را متاثر سازد. بنابراین، یکی از دلایل اصلی طرفداران نظام ارزی ثابت، این است که این نظام با کاهش دامنه نوسانات نرخ ارز، محیط مساعدتری را برای تولید، تجارت و سرمایه‌گذاری بین‌المللی فراهم می‌کند (Mehrabi Bashar Abadi & Javdan, 2011). از سوی دیگر، برخی معتقدند حتی تحت شرایط وجود فرضیه ریسک‌گریزی و کاهش محدودیت‌ها، تاثیر بی‌ثباتی و نااطمینانی نرخ ارز بر تجارت مبهم می‌باشد. De Grauwe (1998) اشاره می‌کند که افزایش در ریسک دارای اثر جاننشینی و درآمدی است. اثر جاننشینی درصد کاهش در فعالیتهای صادراتی به ازای افزایش ریسک نرخ ارز می‌باشد، به نحوی که موجب ترغیب فعالان اقتصادی، جهت انتقال فعالیتهای صادراتی خود از فعالیتهای با ریسک زیاد به فعالیتهای با ریسک پایین می‌شود. از این رو اگر اثر درآمدی بر اثر جاننشینی غلبه کند، بی‌ثباتی نرخ ارز اثر مثبت بر فعالیتهای صادراتی خواهد داشت. علاوه بر این افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز می‌تواند فرصت سودآوری برای بنگاه‌ها ایجاد کند، به شرط آنکه، آنها بتوانند با ایجاد محدودیتهایی خود را از آثار منفی محافظت کنند و یا آنکه توانایی تعدیل حجم تجارت را با تغییر نرخ ارز داشته‌باشند.

روش تحقیق

به منظور بررسی رابطه نوسانات نرخ ارز و قیمت صادراتی خرما، بر پایه نظریات اقتصادی می‌توان از رابطه زیر استفاده کرد.

$$\ln(XP_t) = \alpha_1 \ln(X_t) + \alpha_2 \ln(PR_t) + \alpha_3 \ln(WP_t) + \alpha_4 \ln(P_t) + \alpha_5 \ln(RER_t) + \alpha_6 \ln(AE_t)$$

در این معادله:

$$XP_t = \text{قیمت صادراتی خرما}$$

$$X_t = \text{مقدار صادرات خرما}$$

¹ Auto- Regressive Distributed Lag

که در آن γ ، مقدار تعدیل در هر دوره تا رسیدن به تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد.

همچنین می‌توان بیان کرد چنانچه در این مدل مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد ($\sum_{i=1}^p \delta_i < 1$) الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت. بنابراین، برای آزمون همجمعی لازم است آزمون فرضیه زیر صورت گیرد:

$$H_0: \sum_{i=1}^p \delta_i - 1 \geq 0$$

$$H_1: \sum_{i=1}^p \delta_i - 1 < 0$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \delta_i - 1}{\sum_{i=1}^p S \hat{\delta}_i}$$

چنانچه مقدار t محاسباتی از مقدار بحرانی ارایه شده توسط Benreji, dolado و Mester بزرگتر باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد خواهد شد (Nofersti, 2013).

بررسی ایستایی متغیرها

قبل از برآورد مدل، باید آزمون ایستایی برای تمام متغیرها انجام شود تا این اطمینان حاصل شود که هیچیک از متغیرهای جمعی از مرتبه دو، یعنی $I(2)$ نیستند و بدین وسیله از نتایج ساختگی اجتناب شود، زیرا هنگام وجود متغیرهای $I(2)$ در مدل، آماره‌های F محاسبه شده، قابل اعتماد نیستند. آزمون F مبتنی بر این فرض است که تمامی متغیرهای موجود در مدل، $I(0)$ و $I(1)$ هستند. لذا انجام آزمون ریشه واحد در مدل ARDL برای تعیین اینکه هیچیک از متغیرهای جمعی از مرتبه یک یا بیشتر هستند یا نه، ضروری است (Azerbaijani et al., 2009).

بر اساس آنچه گفته شد، مدل پویای ARDL برای تابع قیمت صادرات خرما به صورت زیر خواهد بود:

$$\ln XP_t = \alpha_i \sum_{i=1}^m \ln XP_{t-i} + \beta_0 \ln X_t + \beta_i \sum_{i=1}^n \ln X_{t-i} + \delta_0 \ln PR_t + \gamma_0 \ln WP_t + \mu_0 \ln P_t + \omega_0 \ln RER_t + \varphi_0 \ln AE_t + u$$

در این معادله، m و n به ترتیب تعداد وقفه‌های بهینه برای متغیرهای XP_t و $\ln X_t$ باشد.

X_t متغیر توضیحی باشد، مدل ARDL به صورت زیر خواهد بود:

$$\alpha(L, P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)X_{i,t} + U_t$$

این معادله رابطه پویای بین متغیرها را نشان می‌دهد، به طوری که در آن:

$$\alpha(L, q_i) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$$

$$\beta(L, q_i) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \dots + \beta_{iq} L^q$$

و a_0 مقدار ثابت، L عملگر وقفه، P تعداد وقفه‌های بکار رفته برای متغیر وابسته (Y_t) و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل (X_{it}) است.

رابطه بلندمدت مدل ARDL، با عملیات جبری ساده در معادله بالا و توجه به آنکه در بلندمدت ارزش جاری وقفه‌های هر یک از متغیرهای وابسته و توضیحی

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \delta_i - 1}{\sum_{i=1}^p S \hat{\delta}_i}$$

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^k \gamma_i X_{i,t} + e_t$$

در این معادله:

$$e_t = \frac{U_t}{\alpha(1, p)}$$

$$\phi_0 = \frac{\alpha_0}{\alpha(1, p)}$$

$$\gamma_i = \frac{\beta_i(1, q)}{\alpha(1, p)}$$

در روش ARDL، به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، آزمون F انجام می‌گیرد. آماره این آزمون از معادله زیر بدست می‌آید:

$$\Delta Y_t = C + \delta Y_{t-1} + \sum_{m=1}^n \delta_m X_{m,t-1} + \sum_{j=1}^p \omega_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{m=1}^n \sum_{i=0}^q \theta_{m,i} \Delta X_{m,t-i} + \varepsilon_t$$

که در آن n ، وقفه توضیحی متغیر Δm ، ز وقفه متغیر وابسته، n تعداد متغیرهای توضیحی، p تعداد وقفه‌های متغیر وابسته و q تعداد وقفه متغیرهای مستقل است.

در این آزمون فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و فرض مقابل، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهاست که به صورت ذیل تعریف می‌شود:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m = 0$$

$$H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \dots \neq \delta_m \neq 0$$

آخرین مرحله در برآورد یک مدل ARDL، بررسی رابطه کوتاه مدت بین متغیرها و محاسبه سرعت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است. مدل تصحیح خطای ARDL، به صورت ذیل می‌باشد:

$$\Delta Y_t = \phi + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{m=1}^n \sum_{i=0}^q \beta_{m,i} \Delta X_{m,t-1} + \gamma ECM_{t-1} + u_t$$

داده‌های مدل

اطلاعات مورد استفاده در این مقاله به صورت سری زمانی (۸۹-۱۳۵۰) از سایت بانک مرکزی و سازمان خوارو بار جهانی (FAO) استخراج شده است. همچنین برای برآورد مدل از روش ARDL و برای تخمین مدل‌ها و انجام آزمون‌های مربوطه از بسته‌های نرم‌افزاری Eviews7 و Microfit4 استفاده شده است.

نتایج

قبل از برآورد مدل، ابتدا آزمون ایستایی برای تمام متغیرها انجام شده تا اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها جمعی از مرتبه دو، یعنی $I(2)$ نیستند و بدین وسیله از نتایج ساختگی اجتناب شود. در اینجا به منظور بررسی ایستایی از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده شده و نتایج حاکی از آن است که تمام متغیر در سطح یا تفاضل مرتبه اول خود ایستا شده‌اند.

رابطه بلندمدت قیمت صادراتی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\ln XP_t = \rho_0 \ln X_t + \rho_1 \ln PR_t + \rho_2 \ln WP_t + \rho_3 \ln P_t + \rho_4 \ln RER_t + \rho_5 \ln AE_t + u_t$$

معادله تصحیح خطا نیز به صورت رابطه زیر خواهد بود:

$$d \ln XP_t = \hat{\beta}_0 d \ln X_t + \hat{\delta}_0 d \ln PR_t + \hat{\gamma}_0 d \ln WP_t + \hat{\mu}_0 d \ln P_t + \hat{\omega}_0 d \ln RER_t + \hat{\phi}_0 d \ln AE_t + \theta ECM_t + u_t$$

که در این رابطه d نشان‌دهنده عملگر اولین تفاضل و $\hat{\beta}_0, \hat{\delta}_0, \hat{\gamma}_0, \hat{\mu}_0, \hat{\omega}_0$ و ضرایب برآورد شده از معادله بالا می‌باشند. θ نیز ضریب جزء تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. در این رابطه جزء خطا به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$ECM_t = \ln XP_t - \hat{\beta}_0 \ln X_t - \hat{\delta}_0 \ln PR_t - \hat{\gamma}_0 \ln WP_t - \hat{\mu}_0 \ln P_t - \hat{\omega}_0 \ln RER_t - \hat{\phi}_0 \ln AE_t$$

جدول ۱- بررسی ایستایی متغیرهای الگو براساس آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته

متغیر							
وضعیت بررسی ایستایی	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول
آماره دیکی فولر	-۶/۹۸	-۴/۰۹	-۴/۶۶	-۶/۰۳	-۵/۳۵	-۴/۱۸	-۶/۰۷
مقادیر بحرانی	۰/۰۰۰	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱۱۲	۰/۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

است از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده استفاده شود. نتایج حاصل از برآورد مدل ARDL در جدول (۲) آمده‌است.

چون در مدل متغیرهای از درجه $I(1)$ و $I(0)$ وجود دارد و روش ARDL با وارد کردن مقادیر با وقفه متغیرها برآورد پویایی آرایه می‌دهد؛ لذا برای برآورد بهتر

جدول ۲- نتایج حاصل از برآورد تابع قیمت صادراتی خرما با روش $ARDL(1,1,0,0,0,0)$

برآوردکننده	ضریب	خطای استاندارد	t	سطح معنی‌داری
	۰/۳۲۹۸۲	۰/۱۰۷۹۰	۳/۰۵۶۷	٪۱
	-۰/۱۵۳۸۹	۰/۰۶۳۷۹۹	-۲/۴۱۲۲	٪۵
	-۰/۲۸۸۱۸	۰/۰۵۳۹۱۸	-۵/۳۴۴۷	٪۱
	۰/۴۴۶۴۸	۰/۳۶۵۷۳	۱/۲۲۰۸	٪۷۷
	۱/۰۰۵۱	۰/۲۰۶۵۵	۴/۸۶۶۳	٪۱
	۰/۵۱۰۸۴	۰/۱۶۵۱۸	-۳/۰۹۲۵	٪۱
	-۰/۵۸۴۲۷	۰/۱۹۵۸۴	-۲/۹۸۳۴	٪۱
	۰/۱۹۹۷۶	۰/۱۵۹۸۹	۱/۲۴۹۳	٪۷۸
		F=400.437	$\bar{R}^2=0.98$	$R^2=0.98$

ماخذ: یافته‌های تحقیق

رقابت با خرمای صادراتی رقبای ایران را پیدا کرده و کاهش می‌یابد.

در ادامه، به منظور بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل، آزمون t انجام گرفت:

$$t = \frac{-0.31688}{0.10763} = -6/$$

با توجه به اینکه قدرمطلق آماره محاسباتی، از قدرمطلق مقادیر بحرانی آرایه شده توسط بنرجی، دولاو و مستر بزرگتر است فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و فرضیه مقابل که نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی است پذیرفته می‌شود.

در بررسی رابطه بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی وجود رابطه بلندمدت مورد تایید قرار می‌گیرد. در این حالت می‌توان با استفاده از الگوی تصحیح خطا رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها را به رابطه بلندمدت بین آن‌ها ارتباط داد. نتایج در جدول (۳) آورده شده‌است.

بر اساس جدول (۲) ملاحظه می‌شود که قیمت صادراتی خرما با یک دوره وقفه به صورت مثبت بر قیمت صادراتی خرما موثر است. به این ترتیب که با یک واحد افزایش در قیمت صادراتی دوره قبل، قیمت صادراتی این دوره ۰/۳۲ واحد افزایش می‌یابد. مقدار صادراتی خرما با یک دوره وقفه و نرخ ارز بر قیمت صادراتی خرما اثر منفی می‌گذارند و قیمت جهانی صادراتی و قیمت داخلی اثر مثبتی بر قیمت صادراتی خرما دارند.

با بالا رفتن نرخ ارز ارزش ریال در مقابل دلار کاهش می‌یابد. به این معنی که به ازای هر دلار باید ریال بیشتری پرداخت شود. همانطور که ملاحظه می‌شود با یک واحد افزایش در نرخ ارز قیمت صادراتی ۰/۵۸ واحد کاهش می‌یابد. همچنین، طبق نتایج مقدار صادرات خرمای ایران افزایش یافته است. این امر بیان‌کننده آن است که قیمت صادراتی خرما در بازار جهانی قابلیت

جدول ۳- برآورد الگوی تصحیح خطا (ECM)

برآوردکننده	ضریب	خطای استاندارد	t	سطح معنی‌داری
-۰/۱۵۳۸۹	۰/۰۶۳۷۹۹	-۲/۴۱۲۲	۰/۵	
۰/۴۴۶۴۸	۰/۳۶۵۷۳	۱/۲۲۰۸	۰/۷۷	
۱/۰۰۵۱	۰/۲۰۶۵۵	۴/۸۶۶۳	۰/۱	
-۰/۵۱۰۸۴	۰/۱۶۵۱۸	-۳/۰۹۲۵	۰/۱	
-۰/۵۸۴۲۷	۰/۱۹۵۸۴	-۲/۹۸۳۴	۰/۱	
۰/۱۹۹۷۶	۰/۱۵۹۸۹	۱/۲۴۹۳	۰/۷۸	
-۰/۶۷۰۱۸	۰/۱۰۷۹۰	-۶/۲۱۱۰	۰/۱	

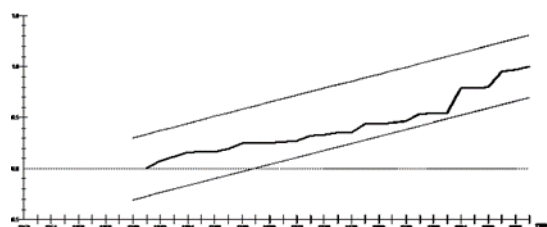
$$ECM_t = \ln XP_t + 0.65963 \ln X_t - 0.66622 \ln PR_t - 1.4998 \ln WP_t + 0.76224 \ln P_t + 0.87181 \ln RER_t - 0.29806 \ln AE_t$$

$R^2=0.70$ $\bar{R}^2=0.63$ $F=11.73$

ماخذ: یافته‌های تحقیق

عبارت تصحیح خطا با یک وقفه زمانی، بیان‌کننده این است که در هر سال ۶۷ درصد از عدم تعادل متغیر قیمت صادراتی از مقادیر بلندمدت آن برطرف می‌شود. همچنین بر طبق نتایج، دو متغیر درآمد کشاورزی و تولید داخلی معنادار نشده‌اند. به این معنی که افزایش یا کاهش در این دو متغیر نمی‌تواند قیمت صادراتی را تحت تاثیر قرار دهد.

بر اساس نتایج حاصل از جدول (۳) ملاحظه می‌شود که در کوتاه‌مدت، با یک واحد افزایش صادرات ایران قیمت صادراتی ۰/۱۵ واحد کاهش می‌یابد. همچنین با یک واحد افزایش در نرخ ارز، قیمت صادراتی خرما ۰/۵۸ واحد کاهش می‌یابد. به همین ترتیب با یک واحد افزایش در قیمت جهانی و تولید داخلی خرما، قیمت صادراتی ۱/۰۰ و ۰/۵۱ واحد افزایش می‌یابد. ضریب



شکل ۲- آزمون پایداری ضرایب (CUSUMQ)

با توجه به اینکه نمودارهای ارایه شده در داخل فاصله اطمینان قرار دارند، فرضیه صفر مبنی بر پایداری ضرایب مورد پذیرش واقع می‌شود.

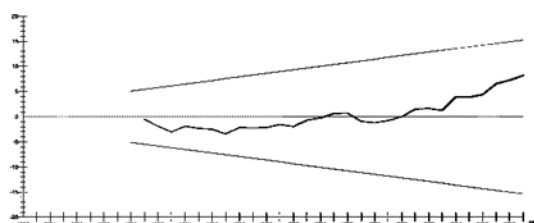
همچنین، آزمون شکست ساختاری برای سال ۱۳۸۱ نیز بر روی مدل انجام شد، که نتایج آن در جدول (۴) گزارش شده است. طبق این آزمون اگر در پایداری پارامترهای یک مدل خللی حاصل شود، این تغییرات را شکست ساختاری گویند.

جدول ۴- آزمون شکست ساختاری

صادراتی خرما کاهش می‌یابد. میزان صادرات دوره جاری و دوره قبل بر قیمت صادراتی اثر معکوس دارد. به عنوان مثال با افزایش در میزان صادرات دوره قبل، عرضه خرما ایران در بازار جهانی افزایش یافته و به دنبال آن قیمت صادراتی کاهش می‌یابد، این کاهش در قیمت صادراتی تقاضا را برای خرما در سال جاری افزایش می‌دهد و با افزایش صادرات دوباره عرضه افزایش می‌یابد و قیمت صادراتی کاهش می‌یابد. افزایش در قیمت صادراتی خرما در بازار جهانی، قیمت صادراتی این محصول را برای ایران نیز افزایش می‌دهد. طبق نتایج می‌توان پیشنهادی زیر را مطرح نمود:

با توجه به این که نرخ ارز یک عامل موثر بر روی قیمت صادراتی خرما است، سیاست‌های پولی بانک مرکزی باید به گونه‌ای طراحی شود که از نوسانات نرخ ارز به صورت غیرقابل پیش‌بینی ممانعت شود. همچنین با توجه به اینکه قیمت صادراتی خرما از میزان صادرات امسال و سال قبل تاثیر می‌پذیرد، بهتر است در روند رسیدن محصول به دست مصرف‌کننده خارجی تاخیری صورت نگیرد.

می‌توان برای آزمون ثبات ساختاری^۱ آماره پسماند تجمعی^۲ (CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی^۳ (CUSUMQ) را محاسبه کرد. نتایج در نمودارهای (۱) و (۲) قابل مشاهده است:



شکل ۱- آزمون پایداری ضرایب (CUSUM)

- ¹ Structural Stability
² Cumulative Sum of Recursive Residuals
³ Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals

F-statistic	۶/۵۵	۰/۰۰۰۲
Log likelihood ratio	۴۰/۶۸	۰/۰۰۰۰
Wald statistic	۴۵/۸۹	۰/۰۰۰۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

طبق نتایج حاصل از جدول (۴)، در سال مورد نظر شکست ساختاری وجود ندارد. به عبارت دیگر، یکسان سازی نرخ ارز در سال ۸۱ پایداری پارامترها را تحت تاثیر قرار نداده است.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر قیمت صادراتی خرما، با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توضیحی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون وجود رابطه بلندمدت بین قیمت صادراتی خرما و متغیرهای توضیحی مدل را تایید کرد. همانطور که مشاهده شد طبق نتایج نرخ ارز قیمت صادراتی خرما را در جهت مخالف تغییر می‌دهد، به این معنی که با افزایش نرخ ارز ارزش ریال کم شده و قیمت

REFERENCES

1. Acaravci, A., & Ozturk, I. (2003). The effects of exchange rate volatility on the Turkish export: an empirical investigation, review of social. *Economic & business studies*, 2, 197- 206.

2. Agricultural Jihad Ministry. (2009), *Agricultural Statistics of Iran, 2008- 2009*. (In Farsi).
3. Azerbaijani, K., Shahidi, A. & Mohammadi, F. (2009). The relationship between foreign direct investment - business development and within a model auto-regressive distributed. *Journal of Economic Research*, 2: 1- 17. (In Farsi).
4. Azid, T., Jamil, M., & Kousar, A. (2005). Impact of exchange rate volatility on growth and economic performance: a case study of Pakistan. *The Pakistan development review*, 44, 749- 775.
5. Azizi, J& Yazdani, S. (2007). Stability of Assessment of Iran's Date Export Revenues. *Journal of Agricultural Sciences*, 1: 1- 19. (In Farsi).
6. Bleaney, M., & Greenaway, D. (2001). The impact of terms of trade and real exchange rate volatility on investment and growth in Sub- Saharan Africa. *Journal of Development Economics*, 65, 491- 500.
7. Choudhry, T. (2005). Exchange rate volatility and the United States export: evidence from Canada and Japan. *Journal of Japanese International Economic*, 19, 51- 71.
8. De Grauwe, P. (1998). *The economics of monetary integration*. New York: Oxford University Press.
9. Ehsani, M., Khanalipour, A. & Abbasi, J.(2009). Effect of exchange rate volatility on non oil exports in Iran. *Journal of Economic Sciences*, 32: 13- 34. (In Farsi).
10. Estakhr, M. & Esmaili, A. (2010). Economic analysis of domestic marketing date Kabkab in the City Kazeroun. *Journal of Agricultural Economics*. 2: 109- 126. (In Farsi).
11. Engle, R.F. & Granger, C. W. J.(1987). Co-Intergration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55: 251- 276.
12. Food and Agricultural Organization (FAO). (2012). Database. Retrieved from: [Http:// www. fao. org](http://www.fao.org).
13. Fogarasi, J. (2010). The effect of exchange rate volatility upon foreign trade of Romanian agricultural products, *global development network regional research competition*, project RRC8+39.
14. Haghghi, J. & Hosseinpour, R.(2010). Effect transition of exchange rates on export price of raisins in Iran. *Journal of Economic Sciences*, 1: 33- 54. (In Farsi).
15. Halafi, H.R., Eghbali, A. & Gaskari, R.(2004). Deviation real exchange rate and economic growth in the economy Iran. *Journal of Economic*, 22: 167- 188. (In Farsi).
16. Hosseini, S.S. & Rezayi, S.(2009). Determine and evaluate the economic development policies of dates manufacturers. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 1: 33- 41. (In Farsi).
17. Hosseini, M.A. & Parme, Z.(2002). Comparative advantage, trade policy and agricultural challenges Iran. *Journal of Economic Research*, 5- 6: 61- 84. (In Farsi).
18. Khaledi, K., Naser Esfahani, A., Haghani, F., & Hafar ardestani, M. (2005). Export of agricultural products, opportunities, challenges and strategies for its development. Planning and agricultural economics research institute, publications management planning process and research findings: 1- 10.
19. Mehrabi Bashar Abadi, H. & Javdan, A. (2011). Uncertainty in the real exchange rate effect on the growth of the agricultural sector in Iran. *Agricultural Economics Research*, 1: 27- 46. (In Farsi).
20. Nofersti, M. (2013). *Unit Root and Co-integration in econometrics*, Moasseh khadamat farhangi resa,.(In Farsi).
21. Pesaran, M.H., Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis. In: Strøm, S.(Ed.), *Econometrics and Economic Theory in the Twentieth Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*.Cambridge University Press, Cambridge.
22. Rahimi, H. (2001). Effect of exchange rate changes on export prices and trade balance. *Masters Dissertation*, University of Shiraz. (In Farsi).
23. Shirani Bidabadi, F., Jolayi, F. & Yousefzadeh, H.(2011). Study of comparative advantage indices of support date in Kerman. *Agricultural Economics Research*, 2: 99- 116. (In Farsi).
24. Siregar, R., & Rajan, R.S. (2004). Impact of exchange rate volatility on Indonesia's trade performance in the 1990s flows. *Journal of Japanese International Economies*. 18, 218- 240.
25. Tashkini, A. (2006). *Applied Econometric with Microfit4*, Moasseh Farhangi Dibagaran Tehran, First edition, (In Farsi).
26. Torkamani, J. & Tarazkar, M.H. (2005). Effect of exchange rate changes on pistachio export price: ARDL. *Agricultural Economics and Development*, 49: 83- 96. (In Farsi).
27. Vergil, H. (2002). Exchange rate volatility in Turkey and in effect on trade flows. *Journal of Economic and Social Research*, 4, 83- 99.