بررسی اثر انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادراتی خرما در ایران

فاطمه مجتهدی[1*]، سید ابوالقاسم مرتضوی[2]

*۱- دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصادکشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت‌مدرس

۲- استادیار گروه اقتصادکشاورزی دانشکده کشاورزی دانشگاه تربیت‌مدرس

چکیده

ایران به عنوان بزرگترین تولیدکننده و صادرکننده محصولاتی چون خرما، پسته و کشمش در سطح جهان به شمار می‌رود، و در بازار جهانی این تولیدات جایگاه مناسبی دارد. لذا این مطالعه به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر روی قیمت صادراتی خرمای ایران با استفاده از روش خودرگرسیونی با وقفه‌های توضیحی می‌پردازد. آمار و اطلاعات مربوطه از داده‌های بانک مرکزی و سازمان خواروبار جهانی استخراج و با استفاده از نرم‌افزارهای Microfit و Eviews تجزیه و تحلیل شده‌است. نتایج نشان می‌دهد در بلندمدت تغییرات نرخ ارز و مقدار صادرات دوره جاری و دوره قبل بر قیمت صادراتی اثر منفی و تغییرات قیمت جهانی و قیمت داخلی بر قیمت صادراتی اثر مثبت دارد.

کلمات کلیدی: نرخ ارز، قیمت صادراتی، خرما، ARDL .

مقدمه

یکی از مشکلات اساسی کشورهای درحال توسعه، اتکای بیش از درآمد دولت‌ها به صادرات یک یا تعداد محدودی کالاست. 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 آسیب پذیری شدید اقتصاد تک محصولی لزوم بازنگری و توجه عمیق به سیاست‌های توسعه اقتصادی کشور ایجاب می‌کند تا بتوان راه‌های منجر به توسعه درآمدهای غیر نفتی را ایجاد کرد(خالدیی و همکاران، ۱۳۸۴). کشاورزی از مهمترین بخش‌های اقتصادی کشور است که از طرفی تامین‌کننده امنیت غذایی و سلامت جامعه است و از طرف دیگر از طریق صادرات محصولات کشاورزی می‌تواند تامین‌کننده ارز در جریان توسعه باشد. بنابراین توجه به این بخش و حمایت از آن در مواجه با رقیبان بین‌المللی دردنیای تجارت آزاد، از وظایف مهم مسئولان و محققین کشور می‌باشد. در این بین محصولات باغی که پتانسیل صادراتی بالایی دارند، در اولویت این توجه قرار دارند(فرهاد شیرانی بیدآبادی و همکاران، ۱۳۹۰). با توجه به اینکه ایران دارای مزیت‌ها و مشخصه های مهمی چون تنوع آب و هوایی، تنوع زمین، نیروکار ارزان و غیره است، بخش کشاورزی وابستگی کمتری به فن‌آوری پیچیده و امکانات گسترده تولید دارد. تکیه بر بخش کشاورزی و توسعه و گسترش صادرات این بخش می‌تواند زمینه مناسبی را برای حضور این کشور در بازارهای جهانی و استفاده از مزایای آن فراهم آورد. یکی از محصولات کشاورزی مهم صادراتی کشور در سال‌های اخیر خرما بوده است(حسینی و پرمه، ۱۳۸۱).

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 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. کشورهای کنیا، عراق، پاکستان، عمان در رتبه‌های بعدی قرار دارند(فائو، ۲۰۱۲). 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. 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 جایگاه های بعدی قرار گرفته‌اند. هفت استان مزبور جمعا ۹۸/۴ درصد سهم در سطح بارور خرما داشته اند. مطالعات زیادی در زمینه خرما در ایران انجام گرفته است از جمله آنها می‌توان مطالعه استخر و اسماعیلی(۱۳۸۹) اشاره کرد، هدف کلی این مطالعه، شناسایی و ارائه راه حل در خصوص مشکلات و تنگناهای بازاریابی داخلی خرمای کبکاب در استان فارس می‌باشد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که به منظور بهبود وضعیت بازاریابی محصول خرما، اعطای تسهیلات اعتباری به شرکت‌های تعاونی روستایی و بخش خصوصی در جهت گسترش کارگاه‌ها و امکانات بسته‌بندی توصیه می‌شود. شیرانی‌بیدآبادی و همکاران(۱۳۹۰)، به محاسبه مزیت نسبی 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 می‌دهد و علت اصلی نیز پایین بودن قیمت صادراتی این محصول به علت صادرات فله‌ای آن است. حسینی و رضایی(۱۳۸۸)، به برآورد مقدار حمایت از تولیدکنندگان خرما در کشور با استفاده از متدولوژی سازمان توسعه همکاری‌های اقتصادی پرداختند. در این پژوهش حماین از تولیدکننده خرما، برای هر هکتار درطی چهار برنامه توسعه اقتصادی بررسی می‌شود. نتایج حاکی از آن است که برنامه سوم توسعه در حمایت از قیمت بازاری و برنامه دوم در حمایت‌های بودجه موفق‌ترین برنامه‌های توسعه کشور در تولید خرما هستند. حقیقت و حسین پور (۱۳۸۸)، به بررسی اثر تغییرات کوتاه مدت و بلندمدت نرخ ارز بر روی قیمت صادراتی محصول کشمش ایران با استفاده از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی(ARDL) پرداختند. نتایج برآورد نشان داده‌است که در بلندمدت تغییرات نرخ ارز، مهمترین عامل موثر بر قیمت صادراتی کشمش است.

از جمله مطالعات انجام گرفته در زمینه نرخ ارز می‌توان به مطالعه رحیمی(۱۳۸۰) اشاره نمود، وی در مطالعه خود اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادرات غبرنفتی و همچنین تراز تجاری ایران را برای داده‌های سالانه دوره ۱۳۴۵-۷۶ 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 بوده‌است. احسانی و همکاران(۱۳۸۸) اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی اقتصاد ایران را طی دوره زمانی ۱۳۳۸- ۱۳۸۳ مورد بررسی قرارداده‌اند. در این مطالعه از دو شاخص انحراف‌معیار شرطی و انحراف‌معیار میانگین‌متحرک برای کمی کردن بی‌ثباتی نرخ ارز استفاده شده‌است. بر اساس نتایج بدست‌آمده، اثر مثبت نرخ ارز و اثر منفی بی‌ثباتی آن بر صادرات غیرنفتی مورد تایید قرار گرفته‌است. بلنی و گرین‌وی(۲۰۰۱) به بررسی اثر سطح و نوسانات رابطه مبادله و نرخ ارز موثر واقعی بر سرمایه‌گذاری و رشد در ۱۴ کشور افریقایی 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 هردو بهبود می‌یابند. ورگیل(۲۰۰۲) در مطالعه خود در خصوص نوسان‌پذیری نرخ‌ارز بر روی صادرات کشور ترکیه به کشورهای آلمان، فرانسه و امریکا به یک رابطه منفی بین این دو متغیر دست یافت. آجاراوجی و اوزترک(۲۰۰۳) با بکارگیری روش هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسلیوس اثر بی‌ثباتی نرخ ارز را بر صادرات کشور ترکیه طی دوره ۱۹۸۹:۲۰۰۱- ۲۰۰۲:۲۰۰۸ مورد بررسی قرار داده و به این نتیجه رسیدند که بی‌ثباتی نرخ ارز تاثیر منفی و معنی‌داری بر صادرات این کشور داشته‌است. آریز و همکاران(۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های فصلی دوره زمانی ۱۹۷۳-۱۹۹۸ اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر جریان صادرات را در ۱۰ کشور در حال توسعه مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی هانسن و مدل تصحیح خطا این نتیجه را یافتند که بی‌ثباتی نرخ ارز هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت تاثیر منفی و معنی‌دار بر تقاضای صادرات دارد. سیرگار و راجان(۲۰۰۴) 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. ازید و همکاران(۲۰۰۵) 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 حاصل از این مطالعه، نااطمینانی نرخ ارز تاثیر منفی بر تولیدات کارخانه‌ای در این کشور داشته‌است، اما این تاثیر به لحاظ آماری معنی‌دار نیست .چودری(۲۰۰۵) تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات واقعی ایالات متحده به کشورهای کانادا و ژاپن را طی دوره ۱۹۷۴–۱۹۹۸ مورد مطالعه قرار داده و با استفاده از روش GARCH(1,1) بی‌ثباتی نرخ ارز را استخراج نموده‌است. سپس با بکارگیری روش‌های هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسلیوس و تصحیح خطای مقید به این نتیجه رسیده‌است که بی‌ثباتی نرخ ارز اثر منفی و معنی‌دار بر صادرات کشور ایالات متحده به کشورهای کانادا و ژاپن داشته‌است. فانگ و همکاران(۲۰۰۶) به بررسی اثر نرخ ارز و بی‌ثباتی آن بر صادرات ۸ کشور آسیای شرقی با استفاده از داده‌های ماهانه دوره ۱۹۷۹–۲۰۰۳ پرداختند. بی‌ثباتی نرخ ارز با استفاده از مدل GARCH_M بدست‌آمده و مدل با بهره‌گیری از تکنیک هم‌انباشتگی برآورد شده‌است. نتایج حاکی از آن است که کاهش ارزش پول داخلی در خمخ کشورها باعث افزایش صادرات شده، ولی به رشد صادرات کمک چندانی نداشته‌است. بی‌ثباتی نرخ ارز در کشورهای فیلیپین و مالزی باعث افزایش صادرات گشته ولی در سایر کشورها آن را کاهش داده‌است(اصغرپور). فوگاراسی(۲۰۱۰) در مطالعه خور با استفاده از داده‌های تابلویی کشور رومانی طی دوره ۱۹۹۹– ۲۰۰۸ به بررسی تاثیر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات کشاورزی پرداخته‌است. نتایج حاکی از آن است که بی‌ثباتی نرخ ارز اثر منفی و معنی‌دار بر صادرات کشاورزی کشور رومانی داشته‌است، به طوری که ده‌درصد افزایش در بی‌ثباتی نرخ ارز منجر به پنج درصد کاهش در صادرات کشاورزی کشور رومانی شده‌است.

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 برحسب 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 برآن می‌گذارند. در مقابل، نرخ ارز متغیری است که می‌تواند عملکرد اقتصاد و متغیرهای اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهد(حلافی و همکاران،۱۳۸۳). اگر با تغییر نرخ ارز، تغییر قیمت صادرات کالا برحسب 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 کاملا 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 نرخ ارز می‌تواند قیمت صادرات بر حسب پول خارجی را تغییر دهد(رحیمی، ۱۳۸۰). 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 و بدلیل 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(حسین مهرابی بشرآبادی و ابراهیم جاودان، ۱۳۹۰). از سوی دیگر، برخی معتقدند حتی تحت شرایط وجود فرضیه ریسک‌گریزی و کاهش محدودیت‌ها، تاثیر بی‌ثباتی و نااطمینانی نرخ ارز بر تجارت مبهم می‌باشد. دی‌گرو(۱۹۹۸) اشاره می‌کند که افزایش در ریسک دارای اثر جانشینی و درآمدی است. اثر جانشینی درصد کاهش در فعالیت‌های صادراتی به ازای افزایش ریسک نرخ ارز می‌باشد، به‌نحوی 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 جانشینی غلبه کند، بی‌ثباتی نرخ ارز اثر مثبت بر فعالیت‌های صادراتی خواهد داشت. علاوه براین افزایش بی‌ثباتی نرخ ارز می‌تواند فرصت سودآوری برای بنگاه‌ها ایجاد کند، به شرط آنکه، انها بتوانند با ایجاد محدودیت هایی خود را از آثار منفی محافظت کنند و با آنکه توانایی تعدیل حجم تجارت را با تغییر نرخ ارز داشته‌باشند.

متدولوژی و روش پژوهش

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

(۱

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

در این معادله:

XP_t = قیمت صادراتی خرما

X_t = مقدار صادرات خرما

PR_t = مقدار تولید داخلی خرما

WP_t = قیمت صادراتی جهانی خرما

P_t = قیمت داخلی خرما

RER_t = نرخ واقعی ارز

AE_t = درآمد حاصل از بخش کشاورزی

روش‌هایی مثل انگل و گرنجر(۱۹۸۷)، در مطالعاتی که با تعداد مشاهدات کم و نمونه‌های کوچک سروکار دارند، به دلیل درنظر 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(تشکینی، ۱۳۸۴).

لذا در این مقاله از روش اقتصادسنجی، الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای تخمین مدل و بررسی روابط بین متغیرهای مورد مطالعه استفاده شده‌است. اطلاعات مورد استفاده در این مقاله به صورت سری زمانی(۸۸-۱۳۵۰) از سایت بانک مرکزی و سازمان خوارو بار جهانی(FAO) استخراج شده است. همچنین انجام آزمون‌های مربوطه از بسته‌های نرم افزاری Eviews7 و Microfit4 استفاده گردیده است.

الگوی پویای خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

روش اقتصاد سنجی ARDL، توسط پسران و شین(۱۹۹۹) 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 ناایستا 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 $ARDL(p_1,q_1,q_2\ldots,q_k)$ نشان داده می‌شود. به طور مشخص اگر Y_t، متغیر وابسته و X_t، متغیر توضیحی باشد، مدل ARDL به صورت زیر خواهد بود:

(۲

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

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

(۳

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

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

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 با هم برابر هستند، به صورت ذیل بست می‌آید:

(۴

$$Y_t = \emptyset_0 + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i X_i + e_t$$

در این معادله:

(۵

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

$$\emptyset_0 = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,p)}$$

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

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

(۶

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

که در آن i، وقفه توضیحی متغیر mام، j 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:

(۷

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

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

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:

(۸

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

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

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

(۹

$$H_0: \sum_{i=1}^{p}\delta_i - 1 \geq 0$$
$$H_1: \sum_{i=1}^{p}\delta_i - 1 < 0$$

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

(۱۰

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

چنانچه مقدار t محاسباتی از مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگتر باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد خواهد شد(نوفرستی، ۱۳۹۲).

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، آمارهای F محاسبه شده، قابل اعتماد نیستند. آزمون F مبتنی براین فرض است که تمامی متغیرهای موجود در مدل، I(0) و I(1) هستند. لذا انجام آزمون ریشه واحد در مدل ARDL برای تعین اینکه هیچیک از متغیرهای جمعی از مرتبه یک یا بیشتر هستند یا نه، ضروری است(آذربایجانی و همکاران، ۱۳۸۸).

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

(۱۱

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

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

رابطه بلندمدت قیمت صادراتی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

(۱۲

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

معادله تصحیح خطا نیز به صورت رابطه زیر خواهد بود:

(۱۳

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

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 $\hat{\varphi}_0$ ضرایب برآوردشده از معادله بالا می‌باشند. θ نیز ضریب جز تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. در این رابطه جز خطا به صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۱۴

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

نتایج

همانطور که اشاره شد 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. در اینجا به منظور بررسی ایستایی از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته استفاده شده است که نتایج حاکی از آن که تمام متغیر در سطح یا تفاضل مرتبه اول خود ایستا شده‌اند.

جدول۱. بررسی ایستایی متغیرهای الگو براساس آزمون دیکی– فولر تعمیم‌یافته

متغیر	XP_t	X_t	PR_t	WP_t	P_t	RER_t	AE_t
وضعیت بررسی ایستایی	تفاضل مرتبه اول	سطح	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول	تفاضل مرتبه اول

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 ارائه می‌دهد پس برای برآورد بهتر است از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده استفاده شود. نتایج حاصل از برآورد مدل ARDL در جدول ۲ آمده‌است.

جدول۲. نتایج حاصل از برآورد تابع قیمت صادراتی خرما با روش ARDL(1,1,0,0,0,0,0)

برآوردکننده	ضریب	خطای استاندارد	t	سطح معنی‌داری
$XP_t(-1)$	۰/۳۱۶۸۸	۰/۱۰۷۶۳	۲/۹۴۴۱	٪۱
X_t	-۰/۱۴۳۳۲	۰/۰۶۳۱۷۷	-۲/۲۶۸۶	٪۵
$X_t(-1)$	-۰/۲۶۸۰۹	۰/۰۵۳۷۴۹	-۴/۹۸۳۶	٪۱
PR_t	۰/۳۸۴۷۳	۰/۳۶۱۷۱	۱/۰۶۳۶	٪۷۱
WP_t	۰/۹۹۱۰۰	۰/۲۰۴۸۱	۴/۸۳۸۷	٪۱
P_t	۰/۴۹۸۰۸	۰/۱۶۳۴۳	-۳/۰۴۷۸	٪۱
RER_t	-۰/۵۱۸۷۱	۰/۱۹۶۲۵	-۲/۶۴۳۱	٪۵
AE_t	۰/۲۰۲۶۱	۰/۱۵۸۶۱	۱/۲۷۷۴	٪۷۸

R^2=0.99	F=476.28	$\bar{R}^2$=0.98

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 ۰/۳۱ واحد افزایش می‌یابد. مقدار صادراتی خرما، 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 صاراتی کشمش 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 ۰/۵۱ واحد کاهش می‌یابد. افزایش مقدار صادرات خرمای ایران و به دنبال آن افزایش عرضه خرما در بازار جهانی، نشان می‌دهد که سهم ایران از بازار جهانی این محصول بالا رفته است و به عبارت دیگر تقاضای جهانی برای خرمای صادراتی ایران افزایش یافته است. این امر بیان‌کننده آن است که قیمت صادراتی خرما در بازار جهانی قابلیت رقابت با خرمای صادراتی رقبای ایران را پیدا کرده و کاهش می‌یابد.

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

$$t = \frac{۰/۳۱۶۸۸-۱}{۰/۱۰۷۶۳} = -۶/۳۴$$

با توجه به اینکه قدرمطلق آماره محاسباتی، از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگتر است فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد خواهد شد 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 می‌توانیم با استفاده از الگوی تصحیح خطا رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها را به رابطه بلندمدت بین آن‌ها ارتباط دهیم. نتایج در جدول ۳ آورده شده‌است.

جدول۳. برآورد الگوی تصحیح خطا(ECM)

برآوردکننده	ضریب	خطای استاندارد	t	سطح معنی‌داری
$d\ln X_t$	-۰/۱۴۳۳۲	۰/۰۶۳۱۷۷	-۲/۲۶۸۶	٪۵
$d\ln PR_t$	۰/۳۸۴۷۳	۰/۳۶۱۷۱	۱/۰۶۳۶	٪۷۱
$d\ln WP_t$	۰/۹۹۱۰۰	۰/۲۰۴۸۱	۴/۸۳۸۷	٪۱
$d\ln P_t$	۰/۴۹۸۰۸	۰/۱۶۳۴۳	-۳/۰۴۷۸	٪۱
$d\ln RER_t$	-۰/۵۱۸۷۱	۰/۱۹۶۲۵	-۲/۶۴۳۱	٪۵
$d\ln AE_t$	۰/۲۰۲۶۱	۰/۱۵۸۶۱	۱/۲۷۷۴	٪۷۸
ECM	-۰/۶۸۳۱۲	۰/۱۰۷۶۳	-۶/۳۴۶۷	٪۱

$$ECM_t = \ln XP_t - 0.60226 \ln X_t - 0.56320 \ln PR_t - 1.4507 \ln WP_t - 0.72913 \ln P_t - 0.75933 \ln RER_t - 0.29660 \ln AE_t$$

R^2=0.69 $\bar{R}^2$=0.62 F=11.69

بر اساس نتایج حاصل از جدول ۳، ملاحظه می‌شود که در کوتاه‌مدت، با یک واحد افزایش صادرات ایران قیمت صادراتی ۰/۱۴ واحد کاهش می‌یابد. همچنین با یک واحد افزایش در نرخ ارز، قیمت صادراتی خرما ۰/۵۱ واحد کاهش می‌یابد. به همین ترتیب با یک واحد افزایش در قیمت جهانی و تولید داخلی خرما، قیمت صادراتی ۰/۹۹ و ۰/۴۶ واحد افزایش می‌یابد. ضریب عبارت تصحیح خطا با یک وقفه زمانی، بیان‌کننده این است که در هر سال ۶۸ درصد از عدم تعادل متغیر قیمت صادراتی از مقادیر بلندمدت آن برطرف می‌شود.

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 یعنی با افزایش نرخ ارز ارزش ریال کم شده و قیمت 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.

منابع

۱. آذربایجانی، ک، شهیدی، آ و محمدی، ف. (۱۳۸۸). بررسی ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی- تجارت و رشد در چارچوب یک الگوی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره۲، ۱- ۱۷.

۲. احسانی، م، خانعلی‌پور، ا و عباسی، ج. (۱۳۸۸). اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیر نفتی در ایران. پژوهشنامه علوم اقتصادی، شماره ۳۲، ۱۳- ۳۴.

۳. استخر، م و اسماعیلی، ع. (۱۳۸۹). تحلیل اقتصادی بازاریابی داخلی خرمای کبکاب در شهرستان کازرون. مجله تحقیقات اقتصادکشاورزی، شماره ۲، ۱۰۹- ۱۲۶.

۴. تشکینی، ا.(۱۳۸۵). اقتصاد سنجی کاربردی به کمک مایکروفیت. تهران، انتشارات موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران.

۵. حسینی، س، ص و رضایی، س. (۱۳۸۸). تعیین و ارزیابی سیاست‌های حمایت از تولیدکنندگان خرما در برنامه‌های توسعه اقتصادی. نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی، شماره ۱، ۳۳- ۴۱.

۶. حسینی، م، ع و پرمه، ز. (۱۳۸۱). مزیت‌های نسبی، سیاست تجاری و چالش‌های فراروی کشاورزی ایران. فصل‌نامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۵-۶، ۶۱- ۸۴.

۷. حقیقت، ج و حسین‌پور، ر. (۱۳۸۹). اثر انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادراتی کشمش در ایران. پژوهشنامه علوم اقتصادی، شماره ۱، ۳۳- ۵۴.

۸. حلافی، ح، ر، اقبالی، ع و گسکری، ر. (۱۳۸۳). انحراف نرخ ارز واقعی و رشد اقتصادی در اقتصاد ایران. پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲۲، ۱۶۷- ۱۸۸.

۹. رحیمی، ح. (۱۳۸۰). بررسی تاثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادرات و تراز تجاری. پایان‌نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

۱۰. شیرانی بیدآبادی، ف، جولایی، ر و یوسف‌زاده، ح. (۱۳۹۰). بررسی مزیت نسبی و شاخص‌های حمایتی خرمای استان کرمان. تحقیقات اقتصادکشاورزی، شماره۲، ۹۹- ۱۱۶.

۱۱. مهرابی بشرآبادی، ح، جاودان، ا. (۱۳۹۰). تاثیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر رشد بخش کشاورزی در ایران. تحقیقات اقتصادکشاورزی، شماره۱، ۲۷- ۴۶.

۱۲. نوفرستی، م. ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی. ۱۳۹۲. چاپ پنجم، انتشارات رسا، صفحه ۲۲.

13. 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.
14. 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.
15. 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.
16. Choudhry, T. (2005). Exchange rate volatility and the United States export: evidence from Canada and Japan. J. Japanese Int Economic, 19, 51- 71.
17. De Grauwe, P. (1998). The economics of monetary integration (New York: Oxford University Press.)
18. 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.
    i. Food and Agricultural Organization(FAO). Web Page.(2012): Http:// www. fao. org.
19. Khaledi, K., Naser Esfahani, A., Haghani, F., & Hafar ardestani, M.(1384). 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.
20. Nofersti, M.(1378). Unit Root and Co-integration in econometrics, Moasseh khadamat farhangi resa,.
21. Siregar, R., & Rajan, R.S. (2004). Impact of exchange rate volatility on Indonesia's trade performance in the 1990s flows. J. Japanese Int. Economies. 18, 218- 240.
22. Tashkini, A.(1384). Applied Econometric with Microfit4, Moasseh Farhangi Dibagaran Tehran, First edition,(In persian).
23. Vergil, H. (2002). Exchange rate volatility in Turkey and in effect on trade flows. Journal of Economic and Social Research, 4, 83- 99.