بررسی اثر انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادراتی انجیر خشک استان فارس

نسیم تقوی*[۱]، جواد ترکمانی[۱]

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۷/۱۸ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۰/۰۵

چکیده

بررسی چگونگی تاثیر نرخ ارز و نوسانات آن بر صادرات بخش کشاورزی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در پژوهش حاضر، اثر انتقالی کوتاه‌مدت و بلند مدت نرخ ارز بر قیمت صادراتی انجیر فارس در سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۵۱ بررسی شد. آمار و اطلاعات از داده‌های FAO و بانک مرکزی استخراج و با استفاده از نرم‌افزار Microfit4 تجزیه و تحلیل شد. نتایج حاکی از آن است که در بلندمدت تغییرات نرخ ارز تاثیر مثبت و معنی‌دار قابل توجهی و در کوتاه‌مدت تاثیر منفی و معنی‌داری بر قیمت صادراتی انجیر دارد. لذا کاهش نوسانات نرخ ارز با اتخاذ سیاست‌های پولی مناسب توسط بانک مرکزی از اهمیت خاصی برخوردار است.

طبقه‌بندی *JEL*: *F1, Q1, S31*

واژه‌های کلیدی: نرخ واقعی ارز، فارس، قیمت صادراتی انجیر، مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱- به ترتیب دانش‌آموخته کارشناسی ارشد و استاد اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد مرودشت.
* نویسنده‌ی مسئول مقاله: Taghavinasim@Gmail.com

پیشگفتار

کشاورزی یکی از بخش‌های اصلی اقتصاد ایران است. تامین حدود ۷۵٪ از نیازهای غذایی داخلی و ۲۳٪ از تولید ناخالص ملی و حدود ۲۰٪ از صادرات غیرنفتی موقعیت ویژه‌ای به این بخش داده است(آمارنامه‌ی وزارت جهاد کشاورزی،۱۳۸۶).

صادرات غیرنفتی کشورهای در حال توسعه غالبا به یک یا چند محصول عمده‌ی کشاورزی و منابع طبیعی خام محدود می‌شود که میزان آن بیشتر بین ۹۰-۸۰٪ ارزش کل صادرات است. بنابراین با شروع نوسانات قیمتی در بازار جهانی آن، محصولات تراز پرداخت‌های کشور مربوطه دچار عدم موازنه می‌شود که می‌بایست با اتخاذ سیاست‌های مناسب و تنوع صادراتی این مشکل را مرتفع نمود(پیری و صبوحی،۱۳۸۶).

انجیر یکی از محصولات مهم و پر فروش ایران در بازارهای جهانی می‌باشد. ایران با دارا بودن شرایط مناسب برای کشت انجیر، از نظر سطح زیر کشت دارای مقام اول جهان است. همچنین از نظر تولید و صادرات با رقمی بالغ بر ۲۷/۳٪ صادرات جهان، دارای مقام سوم می‌باشد(فائو،۲۰۱۰). با این حال صادرات انجیر ایران در طی سنوات گذشته همواره در نوسان بوده، به‌طوری‌که در اکثر سال‌ها دارای رشد منفی بوده است(آمارنامه‌ی وزارت بازرگانی،۱۳۹۰).

انجیر یک ماده‌ی غذایی مقوی، سالم و پرکاربرد در مناطق محروم می‌باشد. افزایش تولید این محصول منجر به ایجاد اشتغال در مناطق جنوبی کشور به‌ویژه استان فارس شده و به افزایش ضریب امنیت ملی در این نواحی کمک می‌کند. امکان توسعه‌ی سطح زیر کشت و افزایش تولید به‌دلیل وجود شرایط اقلیمی مناسب و پتانسیل‌های بالقوه آب و خاک و از همه مهم‌تر امکان صادرات و ارزآوری، نقش اساسی در ایجاد فضای سبز مطبوع و دلپذیر در مناطق کوهستانی بایر و فاقد پوشش گاهی مناسب دارد. موقعیت خاص ایران از لحاظ جغرافیایی به‌عنوان پلی بین آسیا و اروپا و دسترسی به آبراهه‌های بین‌المللی و داشتن مناطق مستعد کشت و پرورش انجیر آن را به‌عنوان یکی از قطب‌های بالقوه‌ی تولید و صادرات این محصول قرار داده است(جهاد کشاورزی استان فارس،۱۳۹۰). استان فارس با تامین بیش از نیمی از انجیر مصرفی کشور بزرگ‌ترین تولیدکننده‌ی انجیر به‌شمار می‌رود.

ضعف سیستم بسته‌بندی، بازاریابی و تبلیغات در بخش صادرات محصولات کشاورزی از سوی صادرکنندگان ایرانی سبب شده تا واردکنندگان این محصولات از ایران، به قیمت‌های پایین‌تری خریداری کرده و سپس با بسته‌بندی مجدد و تبلیغات مناسب، به قیمت‌های بالاتر در بازار جهانی به فروش برسانند(حقیقت و حسین پور،۱۳۸۶). لذا توجه بیشتر در زمینه‌ی اجرای سیاست‌های مناسب برای معرفی بهتر این محصول و بهبود شرایط صادرات آن، ضروری به‌نظر می‌رسد. با توجه

به تاثیرپذیری تجارت جهانی محصولات مختلف به‌ویژه محصولات کشاورزی از تغییرات نرخ ارز در سطح دنیا، این فاکتور به‌عنوان یکی از عوامل مهم و تاثیرگذار در تجارت جهانی مطرح شده و در این زمینه نقش قابل توجهی می‌تواند ایفا کند. در مطالعه‌ی حاضر با توجه به این که قیمت صادراتی انجیر بر فرآیند تصمیم‌گیری صادرکنندگان آن نقش مهمی دارد، اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی آن بررسی شده است.

ادبیات اثر انتقالی نرخ ارز در دهه‌ی ۱۹۸۰ به‌دنبال تغییر نظام‌های ارزی ثابت به نظام ارزی انعطاف‌پذیر ایجاد شده است. هرگونه نوسان در بازارهای مالی از طریق نوسان در جریان‌های ورود و خروج سرمایه منجر به نوسان‌های نرخ ارز در کشورها شده که در آنها اثرات قیمتی ناشی از اثر انتقالی نرخ ارز پدیدار می‌شود. اینکه به چه میزان تغییرات نرخ ارز به تغییر شاخص‌های قیمتی منجر می‌شود، همواره یکی از موضوعات مورد علاقه‌ی اقتصاددانان بوده است. در اکثر مطالعات، اثر انتقالی نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه اساسا بر اثرات وجود محیط تورمی، " برتون وودز " تورمی نرخ ارز متمرکز است. پس از فروپاشی نظام ارزی موجب شد تا بسیاری از بانک‌های مرکزی در مورد اثرات بالقوه‌ی تغییرات ارزش پول‌های ملی بر تورم نگران شوند؛ به‌ویژه نگرانی در ارتباط با چرخه‌ی معیوبی بود که از تضعیف نرخ‌های ارز می‌توانست به‌وجود آید. به‌طوری که تضعیف شدید ارزش پول ملی منجر به تورم شده و انتظارات تورمی را افزایش می‌دهد. اکثر مطالعات تجربی و نظری بر اثر انتقالی نرخ ارز بر قیمتهای وارداتی تاکید دارند. اگرچه نگرانی اصلی، تورم داخلی است. اثر انتقالی نرخ ارز به قیمت‌های داخلی به این ترتیب منجر به تضعیف ارزش پول داخلی شده که باعث ارزان شدن کالاهای داخلی برای خارجیان شده و این مساله منجر به افزایش صادرات و تقاضای کل می‌شود و در نتیجه سطح قیمت‌های داخلی افزایش می‌یابد. از آنجایی که سطح دستمزدهای اسمی در کوتاه‌مدت ثابت است؛ با افزایش سطح قیمت‌ها، دستمزد حقیقی کاهش یافته ولی تولید افزایش می‌یابد. با گذشت زمان دستمزدها به مقدار اولیه‌ی خود تعدیل شده و هزینه‌ی تولید افزایش یافته، به‌طوری که با افزایش سطح قیمت‌ها تولید کاهش می‌یابد. بنابراین، کاهش ارزش پول موجب افزایش سطح قیمت‌ها و افزایش موقتی تولید می‌شود و به این ترتیب انتظارات تورمی بالا می‌رود(یاجی و همکاران،۲۰۰۷).

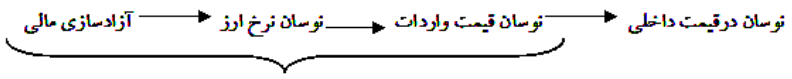
در اکثر مطالعات مهم، اثر انتقالی نرخ ارز بر تغییرپذیری شاخص قیمت واردات متمرکز می‌شود، به‌نحوی که هر قدر قیمت‌ها چسبنده‌تر باشند؛ اثر انتقالی نرخ ارز ناقص‌تر خواهد بود. نکته‌ی مهمی که در اینجا باید به آن اشاره کرد، این است که اگرچه در مطالعات انجام شده در کشورهای توسعه یافته اثر انتقالی نرخ ارز از طریق قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی مورد توجه قرار گرفته است؛ ولی در مورد کشورهای در حال توسعه به‌دلیل کوچک بودن صادرات و عدم وجود کشش عرضه‌ی

داخلی کالاهای صادراتی، اثر انتقالی نرخ ارز معمولا از طریق قیمت واردات تحلیل می‌شود(ژانگ، ۲۰۰۱).

مبانی نظری اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر قیمت واردات ریشه در قانون قیمت واحد و ادبیات برابری قدرت خرید دارد. قانون قیمت واحد بیان می‌کند اگر قیمت یک کالا در کشورهای متفاوت با یک پول مشخص شود، سوداگری کالا منجر به برابری قیمت آن کالا در کشورهای مختلف می‌شود(اگرت و هاپلم، ۲۰۰۶).

اگر قانون قیمت واحد برای همه‌ی تولیدات بین دو کشور برقرار باشد، تئوری برابری قدرت خرید بین این کشورها برقرار است. انتقال ناقص تغییرات نرخ ارز به قیمت واردات، به‌دلیل برقرار نبودن قانون قیمت واحد در مورد کالاهای قابل مبادله است. اگر هزینه‌ی نهایی مبادله ثابت باشد، قانون قیمت واحد برقرار است و تغییرات نرخ ارز به‌طور کامل به قیمت‌های وارداتی منتقل می‌شود. در غیر این صورت اثر انتقالی نرخ ارز به قیمت‌های واردات ناقص خواهد بود. بنابراین اگر برابری قدرت خرید برقرار باشد، نوسان‌های نرخ ارز به‌طور نسبی به نقل و انتقالات در سطح قیمت‌ها منتقل می‌شود. به این معنی که اثر انتقالی نرخ ارز برابر یک می‌شود(ادواردز، ۱۹۸۸).

هرگونه نوسان نرخ ارز بر قیمت کالاهای نهایی وارداتی اثر می‌گذارد و به‌طور مستقیم منجر به تغییر شاخص قیمت مصرف‌کننده می‌شود. تغییرات نرخ ارز به‌عنوان شوک‌های هزینه‌ای برای بنگاه‌های خارجی تولیدکننده هستند و مطالعات نشان می‌دهد که بنگاه‌ها ممکن نیست این شوک‌ها را به‌طور کامل به قیمت‌های فروش منتقل کنند. مطالعات موجود در این زمینه نشان می‌دهند که بنگاه‌ها حتی بدون پوشاندن هزینه‌های متغیر برای حفظ سهم خود در بازار می‌مانند. در این صورت اثر انتقالی نرخ ارز ناقص خواهد بود(پیری و صبوحی،۱۳۸۶) از سوی دیگر، میزان اثر انتقالی نرخ ارز به نحوه‌ی قیمت‌گذاری کالاها نیز بستگی دارد. چنانچه قیمت‌گذاری کالاها بر اساس پول رایج کشور تولیدکننده ۲ باشد، قانون قیمت واحد برای کالاهای فروخته شده در داخل و خارج برقرار است و میزان انتقال کامل است. ولی اگر نحوه‌ی قیمت‌گذاری بر اساس پول رایج مصرف‌کننده ۱ باشد، قیمت‌های نسبی نمی‌توانند در کوتاه‌مدت در مقابل شوک‌های حقیقی تغییر کنند و میزان انتقال صفر خواهد بود. اما در عمل، حالتی بین این دوحد نهایی وجود دارد و میزان اثر انتقالی نرخ ارز ناقص است و اندازه‌ی آن بستگی به قدرت بازاری صادرکنندگان در تعیین قیمت دارد. زیرا صادرکنندگان اغلب با تغییر اضافه بها و حاشیه سودشان برای حفظ سهم خود در بازار، قادر به عرضه‌ی بیشتر کالا در بازارها هستند و از نوسان شدید قیمت محصولات خود جلوگیری می‌کنند. اگر واحدهای تولیدی با افزایش قیمت، بهای کالای خود را افزایش ندهند، اثر انتقالی نرخ ارز ناقص خواهد بود(ترکمانی و طرازکار، ۱۳۸۴).



با توجه به آنچه پیرامون جایگاه صادرات و تجارت خارجی و تغییرات نرخ ارز در رشد اقتصادی بخش کشاورزی عنوان شد، در مطالعه‌ی حاضر سعی شده است تا عوامل تاثیرگذار بر تغییرات قیمت صادراتی انجیر خشک استان فارس مورد تحلیل قرار گیرد. قبل از طرح تئوری مورد استفاده در این بخش ابتدا به برخی از مطالعات صورت گرفته در زمینه‌ی صادرات محصولات کشاورزی اشاره شده است.

وار و والمر(۱۹۹۶) رابطه‌ی تقاضا برای صادرات روغن نارگیل فیلیپین را بررسی کردند. هدف اصلی مطالعه‌ی آنها بررسی نحوه‌ی تاثیر فیلیپین، به‌عنوان بزرگ‌ترین صادرکننده‌ی روغن نارگیل، بر قیمت این محصول در سطح جهانی بود. نتایج مطالعه مبین این امر بود که فیلیپین در زمینه‌ی صادرات روغن نارگیل قیمت‌پذیر نمی‌باشد و این کشور توانسته است به‌عنوان یکی از مهم‌ترین قطب‌های صادرکننده‌ی این محصول، در قیمت‌گذاری نقش مهم و اساسی ایفا نماید.

سوبرانا سامانتا(۱۹۹۸) در مقاله‌ای تحت عنوان نوسانات نرخ ارز و تجارت خارجی در یک کشور در حال توسعه با استفاده از داده‌های سری زمانی در کشور هند به مطالعه‌ی شدت و نحوه‌ی تاثیرگذاری عدم اطمینان حاصل از نوسانات نرخ ارز بر صادرات و واردات این کشور پرداخته است. وی تحقیق خود را براساس دو مدل، یکی برای صادرات و دیگری برای واردات بنا نهاده است که هر کدام از مدل‌های فوق را در مقطع زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت تخمین زده است. دوره‌ی مطالعاتی در این تحقیق، سال‌های ۸۹-۱۹۵۳ می‌باشد و نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که نوسانات نرخ ارز تنها در یک مورد، تجارت خارجی را متاثر ساخته‌اند و آن معادله‌ی واردات کوتاه‌مدت است و در سایر معادلات نوسانات نرخ ارز بر تجارت خارجی بی‌تاثیر بوده است.

مطالعه‌ی متسون و همکاران(۲۰۰۴) نشان داد که عوامل موثر برصادرات گوشت گاو و خوک از کانادا به آمریکا شامل نرخ ارز، تولید کانادا، تفاوت قیمت کانادا- آمریکا و محدودیت تجاری در موافقتنامه‌ی آزاد تجاری کانادا- آمریکا در سال ۱۹۸۹ می‌باشد.

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.

سلمان‌پور(۱۳۷۶) به بررسی تاثیر نرخ ارز رسمی و نسبت شاخص قیمت‌های خارجی به داخلی بر واردات و صادرات غیر نفتی کشور(۱۳۴۰-۱۳۷۳) پرداخته و بیان می‌دارد یکی از دلایل عمده‌ی تضعیف قدرت رقابتی خارجی در غالب کشورهای در حال توسعه، نرخ بالای تورم داخلی همراه با اعمال سیاست حفظ نرخ ثابت رسمی ارز می‌باشد. طی برآوردی معلوم شد که اثرات نرخ اسمی ارز و نسبت شاخص قیمت‌ها روی واردات در یک جهت(منفی) بوده و با توجه به آزمون انجام شده اثرات یکسانی روی واردات می‌گذارند و اختلاف موجود در مقادیر پارامتر برآورد شده اختلاف معنی‌داری نیست. همچنین اثرات این دو متغیر روی صادرات غیرنفتی هم جهت(مثبت) می‌باشد و اختلاف موجود در ضرایب با توجه به آزمون انجام شده، معنی‌دار نیست.

رحیمی(۱۳۸۰) در مطالعه‌ی خود در ارتباط با بررسی تاثیر 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 می دهد؛ اما در نتیجه‌ی کاهش ارزش پول ملی، قیمت صادرات بر حسب پول داخلی افزایش می یابد. بنابراین این رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص است.

مودت(۱۳۸۰) به بررسی تاثیر نرخ ارز بر ساختار روابط واردات و صادرات ایران طی سال‌های ۱۳۷۶-۱۳۴۰ پرداخته و نتایج به‌دست آمده از این پژوهش این‌گونه بیان شده است که صادرات غیر نفتی و واردات تحت تاثیر نرخ ارز بازار آزاد قرار می‌گیرند و در بخش‌های کشاورزی و صنعت نیز این حساسیت وجود دارد. در پایان در راستای نتایج تحقیق پیشنهاد می‌گردد که دولت با هدایت غیر مستقیم از نوسانات نرخ ارز در بازار آزاد بکاهد.

ترکمانی و طرازکار(۱۳۸۴) در تحقیق خود در زمینه‌ی اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته طی دوره‌ی ۱۳۷۹-۱۳۵۰ نشان دادند که تغییرات نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت مهم‌ترین عامل موثر قیمت صادراتی پسته است. همچنین قیمت صادراتی پسته تحت تاثیر مقدار صادرات این محصول نیز قرار دارد و ارتباط بین تولید داخلی و قیمت صادراتی پسته در کوتاه‌مدت منفی و معنی‌دار است.

صبوحی و پیری(۱۳۸۴) در مطالعه‌ای بنام بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر قیمت صادراتی زعفران، اثر تغییرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر قیمت صادراتی زعفران ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی(ARDL) را مورد بررسی قرار دادند. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت نسبت به سایر متغیرهای مدل، تاثیر مثبت بیشتری بر روی قیمت صادراتی زعفران داشته است و اعمال سیاست‌های کنترل و تثبیت نرخ ارز و در نتیجه‌ی افزایش میزان صادرات زعفران امری ضروری می‌باشد.

حقیقت و حسین‌پور(۱۳۸۷) در مطالعه‌ای بنام 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 مهم‌ترین عامل موثر بر قیمت صادراتی کشمش است.

با بررسی مطالعات صورت گرفته مشخص می‌شود که مهم‌ترین عوامل موثر بر قیمت صادرات محصولات کشاورزی متغیرهای تولید داخلی، میزان صادرات و نرخ ارز می‌باشد و بهترین مدل به منظور تجزیه و تحلیل اثر این متغیرها بر یکدیگر روش همجمعی موسوم به ARDL می‌باشد. از آنجایی که گروه خشکبار به‌ویژه فرآورده‌های حاصل از محصول انجیر سهم ناچیزی از درآمد صادراتی کشور را به‌خود اختصاص داده‌اند؛ لذا می‌توان با سنجش اقتصادی عوامل مؤثر یاد شده میزان صادرات این محصول مفید کشاورزی را افزایش داد.

روش تحقیق

رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز نمایانگر رابطه‌ی بین نرخ ارز و قیمت صادرات است. قیمت صادراتی بر اساس شرایط حاکم بر بازار تعیین می‌گردد. لذا بنگاه‌های صادرکننده 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 پایه‌ی نظریات اقتصادی، به‌منظور بررسی تاثیر نوسانات نرخ ارز بر قیمت صادراتی انجیر می‌توان از معادله‌ی قیمت صادراتی زیر که از شرط حداکثر سود بنگاه در شرایط انحصاری استخراج شده استفاده کرد(۱۱). همچنین متغیر مجازی برای نوسانات اول انقلاب نیز به آن اضافه شده و انتظار بر این است که علامت کشش صادرات نسبت به نرخ ارز و مقدار صادرات مثبت باشد.

$$Ln(XPIt) = {}_0 + {}_1 Ln(Xt) + {}_2 Ln(PRt) + {}_3 Ln(PERt) + {}_4 Dum_1 ut \quad (۱)$$

در رابطه‌ی فوق:

XPIt : شاخص قیمت صادراتی انجیر

Xt : مقدار صادرات(تن در هر سال)

PRt : مقدار تولید داخلی(تن در هر سال)

RERt : نرخ واقعی ارز(از تقسیم شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایالات متحده بر شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران و ضرب آن در نرخ ارز به‌دست می‌آید).

Dum_1 : متغیر مجازی برای نوسانات اوایل انقلاب(به‌دلیل تغییرات هیات دولت و برنامه‌های اقتصادی در اوایل انقلاب امکان نوسان قیمت صادراتی انجیر در آن سال‌ها وجود داشته که برای از

بین بردن اثر آن روی متغیر وابسته این متغیر وارد مدل می‌شود که برای سال ۱۳۶۱-۱۳۵۷ ارزش یک و برای بقیه سال‌ها ارزش صفر مد نظر قرار می‌دهیم) و بالاخره Ut که نشان‌دهنده‌ی جمله‌ی اخلال رگرسیون می‌باشد.

پس از تعیین مدل قیمت صادراتی محصول انجیر و به‌منظور به‌دست آوردن نتایج همگن‌تر و اجتناب از تجزیه و تحلیل داده‌های نا اریب نخست باید مانایی(ایستایی) کلیه‌ی متغیرهای مدل بررسی شود. برای این مهم اغلب از آزمون‌های دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته که کاربرد گسترده‌تری دارد، استفاده می‌شود. در این راستا معمولا با متغیرهایی روبرو خواهیم شد که در سطح ایستا نخواهند بود که این متغیرها ناظر بر روابط بلندمدت می‌باشند و لازم است روابط متغیرهای دیگری نیز که قادرند تاثیر خود در کوتاه مدت را اعمال نمایند، مورد بررسی قرار گیرد. برای بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی مدل می‌توان از روش‌های همجمعی مثل روش انگل ° گرنجر[1] و مدل‌های تصحیح خطا مانند مدل (ECM)[2] بهره گرفت. الگوهای تصحیح خطا نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند(نوفرستی،۱۳۷۸). با توجه مطالعات گذشته می‌توان به نقایص و محدودیت‌های این دو مدل از جمله وجود اریب در نمونه‌های کوچک و نبود توانایی در انجام آزمون فرضیات آماری پی برد. لذا روش‌های مناسب‌تری برای تحلیل روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرها پیشنهاد شده است که از جمله‌ی آنها می‌توان به رهیافت ARDL[3] اشاره نمود(پسران و پسران،۱۹۹۷). مزیت عمده‌ی این استراتژی تخمین این است که می‌توان آن را بدون توجه به مانا بودن متغیرها در سطح و یا مانا بودن پس از یک بار تفاضل‌گیری به‌کار گرفت و این ویژگی منحصر به فرد سبب می‌شود تا با مشکل جداسازی متغیرها به دو دسته متغیرهای هم‌جمع مانا در سطح و مانا پس از یک بار تفاضل‌گیری که در تحلیل همجمعی استاندارد اهمیت دارد، مواجه نشویم (پسران و پسران، ۱۹۹۷). در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها که در روش انگل گرنجر ضروری است، نیازی نیست(یوسفی،۱۳۷۹). همچنین این روش توانایی تخمین اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت را به‌طور همزمان دارا می‌باشد و ضمنا به‌دلیل اینکه این مدل‌ها عموما عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی سریالی و درون‌زایی هستند تخمین‌های به‌دست آمده از آنها نااریب و کارآ خواهند بود(سیدیکی،۲۰۰۰). کلیه‌ی دلایل و شواهد فوق مبنای استفاده از الگوی ADRL در این پژوهش گردید. لازم به ذکر است کلیه‌ی مراحل تخمین و بررسی آزمونهای مربوط، توسط بسته‌های نرم‌افزاری Eviews و Microfit انجام شد. اطلاعات و

1. Engle Grenger
2. Error Correction Model
3. Auto Regressive Distributed Model

داده‌های مورد نیاز این پژوهش، برای دوره‌ی زمانی ۹۰-۱۳۵۱ از پایگاه آماری سازمان خوار و بار کشاورزی(FAO) و نشریه‌های مختلف سازمان گمرک، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سازمان جهاد کشاورزی استان فارس جمع‌آوری شد.

مدل ARDL تعمیم یافته بر اساس الگوی مطالعه حاضر را می‌توان به‌صورت زیر نوشت.

$$\alpha(L,p)EX_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,p)X_{it} + u_t \qquad (۲)$$

که در آن α_0 عرض از مبدأ، EX_t قیمت صادرات، $i=1,2,...,k$ و L عامل وقفه[1] می‌باشد که به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$L^j EX_t = EX_{t-j}$$
$$L^j EX_t = EX_{t-j} \qquad (۳)$$

همچنین X_t بردار متغیرهای مستقل مورد استفاده در تابع قیمت صادرات است. بنابراین خواهیم داشت:

$$\alpha(L,p) = 1 - \alpha L^1 - ... - \alpha_p L^p \;,\; \beta_i(L,q) = \beta_{i0} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + ... + \beta_{iq}L_i^q \qquad (۴)$$

X_{it}، iامین متغیر مستقل می‌باشد. بر این اساس مدل پویای ARDL برای تابع قیمت صادرات را به‌صورت زیر محاسبه نمود.

$$\begin{aligned} EX_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i EX_{t-1} + \sum_{i=1}^{m}\varepsilon_i P^c_{i(t-i)} + \\ &\sum_{i=1}^{n}\gamma_i PR_{i(t-i)} + \sum_{i=1}^{f}\mu_i Y_{i(t-i)} + \sum_{i=1}^{g}\theta_i GDP_{i(t-i)} \\ &+ \sum_{i=1}^{s}\varphi_i H_{i(t-i)} + \sum_{i=1}^{b}\delta_i ER_{i(t-i)} + \varepsilon_0 P^c_{it} + \\ &\gamma_0 PR_{it} + \mu_0 Y_{it} + \theta_i GDP_{it} + \phi_i H_{it} + \delta_i ER_{it} \end{aligned} \qquad (۵)$$

در این تابع k ، m ، n ، f ، g ، s و b به‌ترتیب وقفه‌های بهینه برای متغیرهای Ex ، Pc ، PR، Y ، GDP ، Ht و ER می‌باشد. برای تخمین رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها دو تئوری وجود دارد که به تشریح آنها می‌پردازیم.

تئوری اول: در این قسمت می‌توان از یک روش دو مرحله‌ای به‌نحو زیر استفاده کرد: در مرحله‌ی اول وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی آزمون می‌شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب برآورد شده، مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد؛ الگوی پویا به سمت

1. Lag Operator.

تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد. لذا برای آزمون همگرایی لازم است تا آزمون فرضیه‌ی زیر انجام گیرد(نوفرستی،۱۳۷۸).

$$H_0 : \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0 \quad , \quad \mathrm{H}_1 : \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 < 0$$

کمیت آماره‌ی t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به‌صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$t = \sum_{i=1}^{m} \widehat{\beta}_i - 1 / \sum_{i=1}^{m} s\widehat{\beta}_i \qquad (۶)$$

با مقایسه‌ی آماره‌ی t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا عدم وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد. اگر وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله‌ی دوم تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت صورت می‌پذیرد.

تئوری دوم: در اینجا نیز برای تخمین روابط بلندمدت همانند تئوری نخست از یک روش دو مرحله‌ای استفاده می‌شود. در مرحله‌ی اول وجود یک رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل که به‌وسیله‌ی تئوری بیان می‌شود، مورد بررسی قرار می‌گیرد. اگر وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها در اثبات شد، پارامترهای کوتاه‌مدت و بلندمدت در مرحله‌ی دوم با استفاده از معادله‌ی ۲ مورد تخمین قرار می‌گیرند(پسران و همکاران،۱۹۹۶). فرض کنید در مرحله‌ی اول تئوری پیش‌بینی می‌کند که یک رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای y و x و z برقرار است. بدون داشتن هرگونه اطلاعات قبلی در مورد جهت ارتباط بلندمدت بین متغیرها، ما اقدام به برآورد سه معادله‌ی رگرسیونی تصحیح خطای نامقید به شرح زیر می‌نماییم که در هر یک از معادلات یکی از متغیرهای سه‌گانه به‌عنوان متغیر وابسته درنظر گرفته می‌شود(سیدیکی،۲۰۰۰).

$$\Delta y_t = a_{0y} + \sum_{t=1}^{n} b_{iy} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c_{iy} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{iy} \Delta z_{t-i} + \gamma_{1y} y_{t-1} + \gamma_{2y} x_{t-1} + \gamma_{3y} z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad (۷\text{-}۱)$$

$$\Delta z_t = a_{0z} + \sum_{t=1}^{n} b_{iz} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c_{iz} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} d_{iz} \Delta z_{t-i} + \gamma_{1z} y_{t-1} + \gamma_{2z} x_{t-1} + \gamma_{3z} z_{t-1} + \varepsilon_{3t} \qquad (۷\text{-}۲)$$

$$\Delta x_t = a_{0x} + \sum_{t=1}^{n} b_{ix} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} c_{ix} \Delta x_{t-i} + \qquad (۷\text{-}۳)$$

$$\sum_{i=1}^{n} d_{ix}\Delta z_{t-i} + \gamma_{1x} y_{t-1} + \gamma_{2x} x_{t-1} + \gamma_{3x} z_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

حال جهت آزمون وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها از آماره‌ای بنام F استفاده می‌شود. فرض صفر برای عدم وجود رابطه‌ی بلندمدت اول عبارت است از:

$$H_0 = \gamma_{1y} = \gamma_{2y} = \gamma_{3y} = 0$$

آماره‌ی F به‌دست آمده را بایستی با مقادیر بحرانی آماره‌ی F محاسبه شده توسط پسران و همکاران(۱۹۹۶) و پسران و شین(۱۹۹۵) مقایسه شده و نسبت به پذیرش و یا عدم پذیرش فرضیه‌ی صفر اقدام نمود. به‌طور مشابه می‌توان این آزمون را برای روابط بلندمدت دوم و سوم تکرار نمود. اگر F محاسباتی خارج از محدوده‌ی بحرانی قرار گیرد، تصمیم نهایی می‌تواند بدون نیاز به اطلاع از درجه‌ی هم‌جمعی متغیرها اتخاذ شود. اگر آماره‌ی F محاسباتی مابین دو مقدار بحرانی قرار گرفت، در این صورت برای تصمیم‌گیری در مورد رابطه‌ی بلندمدت ما به اطلاعاتی در مورد درجه‌ی هم‌جمعی متغیرهای مدل نیاز خواهیم داشت. اگر وجود رابطه‌ی پایدار بلندمدت بین متغیرهای مدل در مرحله‌ی اول اثبات شود، در مرحله‌ی دوم جهت تخمین پارامترهای مدل از یک فرآیند دو قسمتی استفاده می‌شود. در گام اول درجه‌ی هم‌جمعی متغیرها با استفاده از شاخص‌های آکائیک(Akaike) و یا شوارتز- بیزین(Schwars-Bayesian) تعیین می‌شود و سپس در گام دوم مدل انتخابی به‌وسیله‌ی OLS مورد تخمین قرار می‌گیرد(همان منبع). در بلندمدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در مدل صادق خواهد بود:

$$EX_t = EX_{t-1} = \ldots = EX_{t-p}\,, \qquad X_{i,t} = X_{i,t-1} = \ldots = X_{i,t-q} \qquad (۸)$$

که در رابطه‌ی آخری q عبارت از q امین وقفه مربوط به iامین متغیر می‌باشد. رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها می‌تواند به‌صورت زیر بیان شود.

$$EX = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i X_i + v_i \qquad , \qquad \alpha = \frac{\alpha_0}{\alpha(1,p)} \qquad (۹)$$

$$\beta_i = \frac{\beta_i(1,q)}{\alpha(1,p)} = \frac{\sum_{j=0}^{q} \beta_i}{\alpha(1,p)} \qquad , \qquad v_i = \frac{u_t}{\alpha(1,p)} \qquad (۱۰)$$

لذا رابطه‌ی بلند مدت تابع قیمت صادراتی انجیر را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد.

$$E_x = \rho_0 + \rho_1 P_t^c + \rho_2 PR_t + \rho_3 Y_t + \rho_4 GDP_t + \rho_5 H_t + \rho_6 ER_t + u_{2t} \qquad (۱۱)$$

به‌دلیل وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، می‌بایست از مدل‌های تصحیح خطا نیز استفاده شود(نوفرستی،۱۳۷۸). معادله‌ی تصحیح خطای مدل ARDL را می‌توان به‌صورت رابطه‌ی زیر نوشت.

$$\Delta EX_t = \Delta\widehat{\alpha}_0 - \sum_{j=2}^{p}\widehat{\alpha}_j \Delta EX_{t-j} + \sum_{i=0}^{k}\widehat{\beta}_{j0}\Delta X_{tit} - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=2}^{q}\widehat{\beta}_{i,t-j}\Delta X_{i,t-j} - \alpha(1,p)ECT_{t-1} + u_t \qquad (۱۲)$$

در این رابطه، ذ عملگر اولین تفاضل و $\widehat{\alpha}_{j,t-1}$ و $\widehat{\beta}_{ij,t-1}$ ضرایب برآورد شده از معادله‌ی ۵ می‌باشند. $\alpha(1,p)$ ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند. جزء تصحیح خطا به‌صورت زیر می‌باشد.

$$ECT = EX_t - \widehat{\alpha} - \sum_{i=1}^{k}\widehat{\beta}_i X_{it} \qquad (۱۳)$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرها را می‌توان با کمک هر یک از ضابطه‌های آکائیک، شوارتز- بیزین و حنان کوئین تعیین کرد(ترکمانی و طرازکار،۱۳۸۴).

نتایج و بحث

پس از تعیین مدل قیمت صادراتی انجیر با استفاده از رابطه‌ی ۱، سپس این تابع با استفاده از روش همگرایی موسوم به ARDL برآورد گردید و با کمک گرفتن از روابط ۲ و ۳ به رابطه‌ی ۵ که رابطه‌ی پویای مدل ARDL می‌باشد، تعمیم پیدا نمود. با توجه به روابط ۳ و ۴، نتایج به‌دست آمده از برآورد مدل پویای قیمت صادراتی انجیر که در قالب رابطه‌ی ۵ بیان شد، با کمک گرفتن از ضابطه‌ی شوارتز- بیزین(SBC) - به‌دلیل حجم نسبتا پایین نمونه- و با اعمال حداکثر ۲ وقفه‌ی موثر برای متغیرها، در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱ نشان می‌دهد که با توجه به آماره‌ی R^2، متغیرهای توضیحی ۶۳٪ تغییرات متغیرهای وابسته را توضیح خواهند داد. همچنین آماره‌ی F نشان از معنی‌داری کل رگرسیون در سطح ۹۹٪ است. نتایج حاصل از آزمون تشخیص، خودهمبستگی پیاپی پسماندها، خطا در تصریح فرم تابعی مدل، نرمال بودن پسماندها و واریانس ناهمسانی نشان‌دهنده‌ی مناسب بودن الگوی مورد مطالعه، جهت بررسی روابط در بین متغیرها بوده و هیچ کدام از این فروض نقض نشده است.

جهت بررسی وجود رابطه‌ی هم‌جمعی در بین متغیرهای الگو، مقدار آماره‌ی t بر اساس رابطه‌ی ۶ برابر است با۴/۲۹- محاسبه گردیده و مقایسه‌ی آن با کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر (۳/۴۵-) نشان می‌دهد که در سطح ۱٪، فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی هم‌جمعی بین متغیرها رد شده و در نتیجه وجود یک رابطه‌ی بلندمدت در بین متغیرهای الگو تایید می‌گردد.

$$t = \frac{\sum_{i=۱}^{p} \alpha_i}{\sum_{i=۱}^{p} \alpha_i} = \frac{-.۲۳۲-۱}{۰.۱۷۹} = -۴.۲۹$$

در جدول ۲ رابطه‌ی بلندمدت ارائه شده است.

نتایج حاصل از برآورد در بلندمدت نشان می‌دهد که ضریب نرخ ارز واقعی در سطح اطمینان ۹۰٪ معنی‌دار است و علامت آن نیز مثبت می‌باشد. بدین مفهوم که با افزایش نرخ ارز قیمت صادراتی انجیر خشک افزایش می‌یابد.

با توجه به اینکه ضریب متغیر مذکور برابر با ۰/۴۳ است، می‌توان گفت که با افزایش یک درصد نرخ ارز، قیمت صادراتی انجیر خشک۰/۴۳٪ افزایش می‌یابد.

ضریب صادرات انجیر خشک مطابق انتظار با علامت منفی آمده است و در سطح ۹۵٪ معنی‌دار می‌باشد. بدین مفهوم که با افزایش میزان صادرات انجیر خشک، قیمت صادراتی انجیر خشک کاهش می‌یابد.

با توجه به اینکه ضریب متغیر مذکور برابر با ۰/۲۷۹- می‌باشد، می‌توان گفت که با افزایش یک درصد میزان صادرات، قیمت صادراتی این محصول ۰/۲۷۹٪ درصد کاهش می‌یابد.

با توجه به این نوسانات اوایل انقلاب نیز با علامت مثبت آمده و در سطح ۹۹٪ معنی‌دار می‌باشد، بدین مفهوم است که نوسانات اوایل انقلاب تاثیر مثبت بر قیمت صادراتی انجیر داشته است.

جهت بررسی روابط کوتاه‌مدت 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.

نتایج حاصل از جدول ۳ نشان می‌دهد که ضریب جزء تصحیح خطا معنی‌دار و برابر با ۱/۲۳- می‌باشد. ضریب مذکور نشان‌دهنده‌ی سرعت تعدیل رابطه‌ی کوتاه‌مدت به سمت بلندمدت است. بر اساس این ضریب می‌توان نتیجه گرفت که در هر دوره ۱۲۰٪ از عدم تعادل در رابطه‌ی کوتاه مدت تعدیل می‌گردد.

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

به‌منظور اطمینان بیشتر از نتیجه‌ی آزمون فوق، حالت مجذور آن نیز بررسی می‌شود که در نمودار ۲ قابل مشاهده است.

با توجه به تغییرات، نمودار فوق نیز فاصله‌ی اطمینان ۹۵٪ را قطع نکرده و لذا فرضیه‌ی صفر مبنی بر پایداری ضرایب مورد پذیرش می‌باشد.

پیشنهادات:

با توجه به نتایج به‌دست آمده، راهکارهای ذیل ارائه می‌گردد.

۱- تغییرات نرخ ارز(در بلندمدت و کوتاه مدت) تاثیر معنی‌داری بر میزان صادرات داشته است. در این رابطه توصیه می‌گردد که با ایجاد یک بازار مشترک اقتصادی امکان فعالیت تولیدکننده و صادرکننده به‌طور همزمان ایجاد شود تا از این طریق بتوان اثرات منفی احتمالی نرخ ارز بر میزان صادرات را خنثی نمود. یکی از فواید ایجاد این بازار مشترک آگاهی تولیدکنندگان از تغییرت نرخ ارز و تنظیم بازار می‌باشد. همچنین ایجاد این بازار منجر می‌شود که صادرکنندگان با در نظر گرفتن حجم تولید و نوسانات نرخ ارز اقدام به صادرات نمایند. در این راستا سیاست‌های پولی بانک مرکزی نیز باید به‌گونه‌ای باشد که از نوسانات نرخ ارز به‌صورت غیر قابل پیش بینی ممانعت شود.

۲- با توجه به اینکه میزان صادرات انجیر نسبت به تغییرات قیمت در مقایسه با سایر متغیرهای مدل حساسیت بیشتری دارد، لذا به‌کارگیری سیاست تثبیت قیمت و کنترل بازار می‌تواند یکی از مهم‌ترین عوامل موثر بر ثبات میزان صادرات هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت باشد. در این راستا با ارائه‌ی خدمات مناسب و دادن تسهیلات ویژه به صادرکنندگان از یک سو درآمد آنها را افزایش داد و از سوی دیگر جایگاه ایران را در بین صادرکنندگان انجیر ارتقا داد.

۳- با توجه به این امر که قیمت صادراتی انجیر از جانب میزان صادرات سال قبل تاثیر می‌پذیرد، پیشنهاد می‌شود که در زمینه‌ی ترخیص و حمل و نقل این محصول تدابیری اندیشه شود که در رسیدن محصول به دست مصرف‌کننده‌ی خارجی تاخیری صورت نگیرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه، سال های مختلف، تهران.

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

۳. ترکمانی، ج و طرازکار، م. (۱۳۸۴). اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته: کاربرد روش خود توضیح با وقفه های گسترده (ARDL)، فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه، ۴۹: ۹۶-۸۳.

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

۵. حقیقت، ج و حسین پور، ر. (۱۳۸۷). اثر انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادراتی کشمش در ایران، پژوهش نامه علوم اقتصادی، ۱: ۴۸-۳۶.

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

۷. سلمان پور، ع. (۱۳۷۶). اثرات تغییر ارز بر صادرات و وادرات کشور(۱۳۷۴-۱۳۴۰)، پایان نامه نامه دوره کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.

۸. عسکری، م. (۱۳۷۸). اثر نوسانات نوخ واقعی ارز بر عملکرد صادرات صنایع منتخب ایران. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، ۴۸: ۷۴-۶۷.

۹. مودت، پ. (۱۳۸۰). تأثیر نرخ ارز بر ساختار روابط واردات و صادرات ایران در بخش های کشاورزی و صنعت، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان.

۱۰. نوفرستی، م. (۱۳۷۸). ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول، تهران.

۱۱. وزارت جهاد کشاورزی،(۱۳۸۶). آمارنامه و گزارشات داخلی، تهران.

12. Cheung, F.K., M.L. Lee and Y. Wu. (1997). Endogenous export prices and the Taiwan ˚ US trade imbalance, Applied Economics, 29: 23-31.

13. Edwards, S. (1988). Exchange rate misalignment in developing countries. World Bank Occasional Paper 2, Baltimore. MD: The Johns Hopkins University Press.

14. Egert B. And Halpern L. (2006). Equilibrium exchange rates in Central and Eastern Europe: A meta-regression analysis. Journal of Banking & Finance, 30: 1359-1374.
15. Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation and testing, Econometrics, 55: 251-276.
16. FAO. (2012) .Food and Agriculture Organization. http://www.fao.org
17. Mattson, J. W., Wachenheim, C.J., Koo, W.W. and T.A.Petry. (2004). Canadin exports of livestock and meat to the United States , Center for Agricultural Policy and Trade Studies Department of Agribusiness and Applied Economics North Dakota State University Fargo, North Dakota 5105-5636.
18. Pesaran, H. M. and B. Pesran. (1997). working with microfit 4.0: an introduction to econometrics, Oxford University Press, Oxford.
19. Pesran, M.H. and Shin, Y. and Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationship, Journal of Applied Econometrics, 16: 289-326.
20. Siddiky, J, U. (2000). Demand for money in Bangladesh: A co integration analysis, Applied Economics, 32: 1977-1984.
21. Shahbaz, M., Ahmed, N. and Ali, L. (2008). Stock Market Development and Economic Growth: ARDL Causality in Pakistan, International Research Journal of Finance and Economics, Issue 14, 182-195.
22. 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.
23. War, P. and Wollmer, F. (1996). The demand for LCD exports of primary commodities: The case of Philippines, Australian Journal of Agricultural Economics, 40(1): 37 ˚ 49.
24. Yajie, W., Xiaofeng H. and Soofi A.S. (2007). Estimating renminbi (RMB) equilibrium exchange rate. Journal of Policy Modeling. 29: 417-429.
25. Zhang, Z. (2001). Real exchange rate misalignment in China: an empirical investigation. Journal of Comparative Economics. 29: 80-94.

پیوست‌ها

جدول ۱- نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL(1,1,2,2)

متغیر	ضریب	خطای معیار	آمارهt
LXP(-1)	-0/232	0/179	-1/29
LXT	0/114	0/217	0/52
LXT(-1)	*۷۹۰/3-	0/200	-1/88
LPR	0/301	0/192	1/56
LPR(-1)	-0/036	0/272	-0/14
LPR(-2)	*۵۹۰/3	0/208	1/72
LER	***۲/۹۲-	0/942	-3/10
LER(-1)	0/975	1/69	0/57
LER(-2)	**۲/۳۴	1/182	1/97
U	***-۶/۷۷	2/282	-2/96
DUM_1	***۲/۳۴	0/682	3/43
آماره R^2=٪۶۷	آماره ^{2} = ٪۵۴		آمارهF=[00/0] ۵/۳۹
آزمون های تشخیص			
Serial Correlation	1/03[0/308]	Normality	4/73[0/094]
Functional Form	8/79[0/003]	Heteroscedasticity	25/07[0/000]

جدول ۲- نتایج حاصل از رابطه بلند مدت ARDL(1,1,2,2)

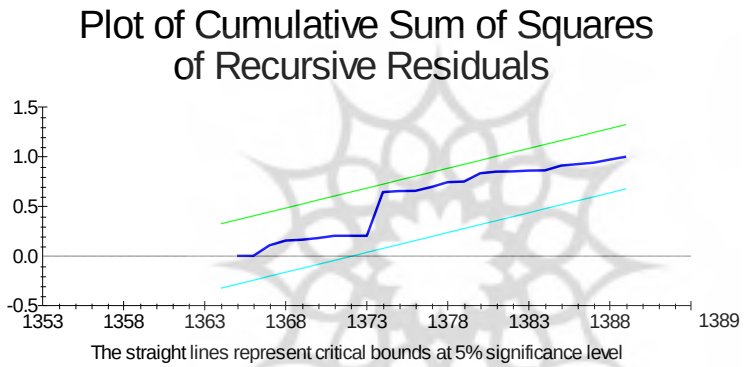
متغیرها	ضریب	آمارهt	خطای معیار
LXT	-0/214**	-2/42	۰/۰۸۸
LPR	0/505**	2/10	۰/۲۴۰
LER	0/313*	1/85	۰/۱۶۹
U	-5/49***	-3/12	۱/۷۶
DUM_1	1/90***	3/61	۰/۵۲۵

ماخذ: یافته‌های تحقیق . *و ** و *** به ترتیب بیانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۱۰و۵ و۱درصد است

جدول(۳): نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا (ECM)

متغیرها	ضرایب	آماره t	خطای معیار
dLXT	0/114	0/52	۰/۲۱۷
dLPR	0/301	1/56	۰/۱۹۲
$dLPR_1$	*۳۵۹-0/	-1/72	۰/۲۰۸
dLER	***۲/۹۲-	-3/10	۰/۹۴۲
$dLER_1$	**۲/۳۴-	-1/97	۱/۱۸
du	***۶/۷۷-	-2/96	۲/۲۸
$dDUM_1$	***۲/۳۴	3/43	۰/۶۸۲
ecm(-1)	-1/23***	-6/86	۰/۱۷۹

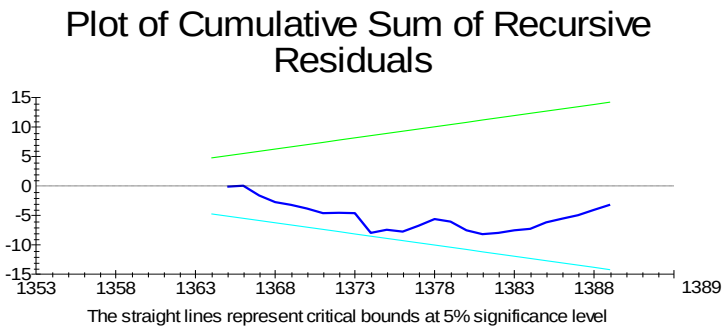
ماخذ: یافته‌های تحقیق . *و ** و *** به ترتیب بیانگر معنی داری ضرایب در سطوح ۱۰و۵ و۱درصد است



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

نمودار ۱- آزمون ضرایب پایداری (CUSUM)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



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

نمودار ۲- آزمون ضرایب پایداری (CUSUM)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی