پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی
علمی – پژوهشی
سال نهم، شماره‌ی ۱( پیاپی۳۷)، نیمه ی اول ۸۹

# اثر انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادراتی کشمش در ایران

جعفر حقیقت *
رسول حسین‌پور**

**تاریخ دریافت :** ۸۷/۵/۲۶ **تاریخ پذیرش:**۸۸/۱۱/۷

## چکیده

ایران به عنوان بزرگ‌ترین تولید کننده وصادرکننده‌ی محصولات خشکبار مثل پسته ،خرما وکشمش در سطح جهان به شمار می رود، و دربازار جهانی این تولیدات، جایگاه مناسبی را دارد. ایران بعد از ایالات متحده و ترکیه در رتبه‌ی سوم تولید جهانی کشمش و بعد از ترکیه در رتبه‌ی دوم صادرات جهانی کشمش قرار دارد. هدف این مطالعه بررسی اثر تغییرات کوتاه مدت وبلند مدت نرخ ارز بر روی قیمت صادراتی محصول کشمش ایران با استفاده از الگوی خود رگرسیون با وقفه های توزیعی(ARDL) است. آمار و اطلاعات از داده های (FAO ) و بانک مرکزی، برای دوره‌ی ۱۳۵۰-۱۳۸۴ استخراج و با استفاده از نرم‌افزار Microfit4 تجزیه و تحلیل شده است. نتایج برآورد مدلARDL نشان داد که در بلندمدت تغییرات نرخ ارز ، مهم‌ترین عامل مؤثر بر قیمت صادراتی کشمش است. بر اساس نتایج پیشنهاد می شود، سیاست‌های پولی بانک مرکزی باید به گونه‌ای طراحی شود که از نوسانات نرخ ارز به صورت غیرقابل پیش‌بینی جلوگیری گردد .

**واژه های کلیدی**: نرخ واقعی ارز، قیمت صادراتی کشمش، مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی

**طبقه‌بندیJEL**:C22,F12,Q17

* نویسنده مسئول - دانشیار دانشگاه تبریز، Emial:jafarhaghighat@yahoo.com
** دانش‌آموخته‌ی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز (rasoul_agriecon@yahoo.com)

Archive of SID
www.SID.ir

**۱- مقدمه**

در حال حاضر، بسیاری از کشورهای در حال توسعه از جمله ایران، به شدّت متّکی به درآمد حاصل از صادرات مواد اولیه نظیر نفت خام هستند. پس در ایران، برای برون-رفت از اقتصاد تک‌محصولی وابسته به درآمدهای حاصل از صدور نفت خام، با عنایت به وجود توانایی‌های مناسب تولید کالاهای غیر نفتی به ویژه در بخش کشاورزی، زمینه‌ی افزایش درآمدهای ارزی از طریق گسترش صادرات در این بخش وجود دارد (محمودزاده و زیبایی، ۱۳۸۳). جهش صادرات غیر نفتی در برنامه‌های پنج‌ساله‌ی توسعه‌ی اقتصادی – اجتماعی و فرهنگی جزء اهداف اصلی است که تنها با بهره‌گیری از تمامی مزیت‌های نسبی و قابل خلق در بخش‌های مختلف اقتصادی، تلاش و برنامه‌ریزی برای حفظ بازارهای صادراتی و نفوذ در بازارهای هدف، قابل دستیابی خواهد بود( تاجیالی و کپاهی، ۱۳۸۴). نجفی (۱۳۷۶)در خصوص اقتصاد کشاورزی ایران معتقد است که دررابطه با صادرات محصولات کشاورزی، دولت دخالت‌های مستقیم یا غیر مستقیم قیمتی را اعمال می کرده است و محدویت صادرات محصولات کشاورزی تا دهه‌ی قبل به طور گسترده ای صورت می گرفت که این مسأله باعث پایین آمدن قیمت داخلی محصولات قابل صدور می شده است. دخالت‌های غیر مستقیم دولت مربوط به سیاست پایین نگه داشتن نرخ ارز بوده که بیشترین لطمه را به محصولات صادراتی کشاورزی وارد کرده است (خلیلیان و فرهادی، ۱۳۸۱).در طی سال‌های گذشته، برنامه هایی به منظور متعادل ساختن اقتصاد وبرقراری محیط با ثبات اقتصادی آغاز شد، به عنوان مثال دولت برای برقراری نرخ واقعی ارز اقدام به چند نرخی کردن ارز کرده وسپس برای تک نرخی کردن ارز اقدام ورزید. متعاقب این اقدام، نوسانات نرخ ارز که همواره شدید بوده به نحو عمده ای کاهش یافته است، این سیاست همراه با دخالت‌های مستقیم دولت و اجرای سیاست‌های بازتر در مورد صادرات محصولات کشاورزی، زمینه را برای افزایش درآمد تولیدکنندگان محصولات صادراتی فراهم ساخته است. هرچند که عدم وجود نظام بازاریابی کارا، منافع حاصل از این سیاست را تا حدود زیادی کاهش داده است. با تقویت بخش کشاورزی می‌توان دریافتی‌های ارزی حاصل از صدور این محصولات را به طور قابل توجهی افزایش داد. لازمه‌ی شکل‌گیری یک بخش قوی در درازمدت، اتّخاذ سیاست‌های مناسبی است که بدون شناسایی و تشخیص عوامل مؤثر

Archive of SID

www.SID.ir

نمی‌تواند عملی شود. بنابراین، برای تقویت بخش کشاورزی و افزایش صادرات این بخش، بررسی و تعیین عوامل مؤثر بر صادرات محصولات کشاورزی ضروری است (همان ).

با توجه به سالنامه ی آماری سازمان خواربار و کشاورزی (FAO)،طی سالهای۱۹۶۱-۲۰۰۶ بازار جهانی کشمش در اختیار سه کشور ترکیه، ایران و ایالات متحده است. ایران با دارا بودن ۲۱ درصد از سهم بازار جهانی کشمش می‌تواند در تعیین قیمت این محصول در بازار جهانی نقش داشته باشد. بنابراین، بر پایه‌ی نظریات اقتصادی می‌توان تابع قیمت صادراتی را مورد مطالعه قرار داد. با کمترین تغییر در قیمت کشمش صادراتی ایران در بازار جهانی امکان تحت تأثیر قرار گرفتن سهم ایران از بازار جهانی این محصول وجود دارد. پس، مطالعه‌ی تأثیرپذیری قیمت صادراتی از جانب عوامل مختلف می‌تواند در رقابت‌پذیری ایران در بازار جهانی نقش مهمی ایفا کند. بنابراین، هدف و سؤال این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر قیمت صادراتی نظیر نرخ ارز، میزان تولید، میزان صادرات در طی دوره‌ی مطالعه است. در بین محصولات صادراتی کشاورزی، صادرات محصولات خشکبار بخش عمده‌ای را به خود اختصاص داده است. بر اساس سالنامه‌ی آماری سازمان خواربار و کشاورزی (FAO) برای سال‌های۱۹۶۱-۲۰۰۶ ، پسته، خرما و کشمش از جمله مهم ترین اقلام صادراتی ایران هستند، هم‌چنین در ارتباط با محصول کشمش، ایران طی سال‌های۱۹۹۷-۲۰۰۶بعد از ایالات متحده و ترکیه در رتبه‌ی سوم تولید جهانی و بعد از ترکیه در رتبه‌ی دوم صادرات جهانی کشمش قرار دارد . در سال ۱۳۸۶، حدود ۱۵۹هزار تن محصول کشمش به ارزش ۱۶۱میلیون دلار (معادل۱۴۹۷میلیارد ریال)عمدتاً به کشورهای آلمان، اوکراین، امارات متحده عربی، روسیه، لهستان، پاکستان، اتریش، انگلستان، کانادا، رومانی، عراق، مجارستان، هلند، فیلیپین، جمهوری آذربایجان، الجزایر و مراکش صادر شده است[1]. با توجه به این‌که در مورد پسته و خرما پژوهش‌های مشابه و متعددی صورت گرفته، این مطالعه روی محصول کشمش متمرکز شده است. بنابراین، وجه تمایز این مطالعه نوع محصول و بررسی تأثیر متغیّر مجازی برای نوسانات اول انقلاب و متغیّر مجازی جنگ تحمیلی در آن است.

Archive of SID

www.SID.ir

## ۲- مبانی نظری وتجربی

در تحقیقات ونظریات اقتصادی رابطه بین نرخ ارز و قیمت صادرات را ، **رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز**[1] گویند. قیمت صادراتی بر حسب پول داخلی از حاصل ضرب نرخ ارز و قیمت صادرات بر حسب پول خارجی(دریافتی صادرکننده از صدور هر واحد کالای صادراتی) به دست می آید.

اگر با تغییر نرخ ارز، تغییر قیمت صادرات کالا بر حسب پول داخلی متناسب با تغییر نرخ ارز باشد، قانون قیمت واحد[2] برقرار و رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز کامل است. در شرایط رقابتی، کامل بودن رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در مورد یک اقتصاد باز کوچک صدق می کند. در چنین شرایطی صادر کنندگان با تقاضای کاملاً با کشش روبه رو هستند و بنابراین کشور در بازارهای جهانی گیرنده‌ی قیمت است. اما اگر انحراف از قیمت یکسان اتفاق بیفتد و تغییر قیمت صادرات بر حسب پول داخلی کمتر از تغییر نرخ ارز باشد، رابطه‌ی انتقالی ناقص است. این امر در صورتی امکان پذیر است که کشور در بازارهای جهانی قیمت گذار باشد و با تغییر نرخ ارز می تواند قیمت صادرات برحسب پول خارجی را تغییر دهد (رحیمی، ۱۳۸۰). در شرایط غیر رقابتی، بنگاه های صادر کننده در تعیین قیمت نقش دارند و با تغییر نرخ ارز قیمت صادرات بر حسب پول کشور خارجی، تغییر می یابد. افزایش ارزش پول ملی(کاهش نرخ ارز)باعث می شود که قیمت کالاهای صادراتی بر حسب پول خارجی برای خارجیان افزایش یابد و کاهش ارزش پول ملی (افزایش نرخ ارز) قیمت کالاهای صادراتی در بازار خارجی را کاهش می دهد. افزایش یا کاهش قیمت صادرات بر حسب پول خارجی، به نسبت تغییر نرخ ارز نیست و یک درصد تغییر نرخ ارز، قیمت کالاهای صادراتی را کمتر از یک درصد تغییر می دهد. به عبارت دیگر، رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص است(همان، ۱۳۸۰ :۳۲).

یکی از عواملی که باعث می شود تا قیمت صادرات بر حسب پول داخلی، تغییر پیدا کند و درصدی از تأثیر اولیه‌ی نرخ ارز بر قیمت صادراتی بر حسب پول خارجی خنثی شود، اثر مستقیم قیمت گذاری برای بازار۳(PTM) یا قیمت گذاری استراتژیک است. با تغییر نرخ ارز قیمت صادرات بر حسب پول خارجی تغییر پیدا می کند. بنگاه

1-Exchange Rate Pass-Through
2-Low of One Price
3-Pricing to Market

Archive of SID

www.SID.ir

های صادر کننده در واکنش به تغییر نرخ ارز، ممکن است یکی از سه حالت را انتخاب کنند: الف- بنگاه ها ممکن است تمام تغییرات نرخ ارز را به قیمت صادرات بر حسب پول خارجی(قیمت خریدار) انتقال دهند. ب- تمام تغییرات نرخ ارز را خنثی(جذب) کنند. ج- درصدی از تغییرات نرخ ارز را خنثی کنند و بقیه‌ی تغییرات را به قیمت صادرات بر حسب پول خارجی انتقال دهند. اگر ارزش پول ملی افزایش پیدا کند، بنگاه های صادرکننده ای که با تابع تقاضای نزولی روبه رو هستند، به منظور حفظ موقعیت خود در بازار، قیمت را به گونه ای تعیین می کنند که رقابت پذیری آن‌ها حفظ شود. بدین منظور با توجه به این که قیمت گذاری با سود نهایی ارتباط پیدا می کند، در واکنش نسبت به تغییر نرخ ارز با کاهش سود نهایی، قیمت صادرات بر حسب پول خارجی را کاهش می دهند. در واقع بنگاه های صادر کننده برای محدود کردن تأثیر افزایش ارزش پول ملی بر قیمت صادرات بر حسب پول خارجی، سود نهایی و قیمت صادرات را کاهش می دهند. از طرف دیگر، اگر ارزش پول ملی کاهش پیدا کند، قیمت کالاهای صادراتی بر حسب پول خارجی کاهش پیدا می کند. بنگاه ها به منظور به دست آوردن سود بیشتر، سود نهایی و قیمت صادرات بر حسب پول داخلی را افزایش می دهند. چنین رفتار قیمت گذاری، به این دلیل که قیمت صادرات بر اساس شرایط رقابت در بازار خارج تعیین می شود، توسط کروگمن(۱۹۷۸) و دیگران قیمت گذاری برای بازار نامیده شده است (پیشین،۱۳۸۰: ۳۳).

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 می دهد؛ اما در نتیجه‌ی کاهش ارزش پول ملی، قیمت صادرات برحسب پول داخلی افزایش می یابد؛ بنابراین این رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص است. ترکمانی و تراز کار(۱۳۸۴) در تحقیق خود در زمینه‌ی اثر تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته طی دوره‌ی ۱۳۵۰-۱۳۷۹ دریافتند که تغییرات نرخ ارز در کوتاه مدت و بلند مدت مهم‌ترین 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 معنی دار است.(پری و صبحی، ۱۳۸۶). در پژوهشی درباره‌ی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر قیمت صادراتی

Archive of SID

www.SID.ir

محصولات کشاورزی روی زعفران به این نتیجه رسیدند که در بلند مدت متغیّرهای نرخ واقعی ارز و میزان صادرات تأثیر مثبت و معنی داری بر روی قیمت صادراتی زعفران داشته و متغیّر مقدار تولید داخلی تأثیر معنی داری نداشته است.

ویگفوسان و همکاران[1](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 می دهد.

## ۳- مواد و روش‌ها

### ۳-۱- تصریح مدل

براساس سیاست قیمت گذاری برای بازار که درآن قیمت صادرات بر اساس شرایط رقابت دربازارخارج تعیین می شود،بنگاه های صادرکننده در بازارهای داخل و خارج سیاست تبعیض قیمت را دنبال می کنند ودر نتیجه بین قیمت درداخل وخارج فاصله ایجاد می شود. از این‌رو با افزایش یا کاهش ارزش پول ملی ، قیمت صادراتی نسبت به قیمت داخلی آن کالا کمتر می شود.

بر پایه‌ی نظریات اقتصادی، به منظور بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر قیمت صادراتی کشمش می‌توان از معادله‌ی قیمت صادراتی زیر که ازشرط حداکثر کردن سود بنگاه درشرایط انحصاری استخراج شده استفاده کرد(چئونگ و همکاران[2] (۱۹۹۷) . هم‌چنین متغیّر مجازی برای نوسانات اول انقلاب وجنگ نیر به آن اضافه شده و انتظار بر این است که علامت کشش صادرات نسبت به نرخ ارز ومقدار صادرات مثبت باشد .

$$Ln(XPI_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Ln(X_t) + \alpha_2 Ln(PR_t) + \alpha_3 Ln(RER_t) + \alpha_4 Dum1 + \alpha_5 Dum2 + u_t \quad (1)$$

دراین معادله:

$XPI_t$:شاخص قیمت صادراتی کشمش (برای محاسبه این متغیّر ابتدا ارزش صادراتی کشمش را بر مقدار صادرات آن تقسیم کرده تا قیمت صادراتی به دست آید، در مرحله‌ی بعد این قیمت صادراتی که به دلار است با ضرب کردن در نرخ ارز به ریال

1-Vigfussan and et al
2-Cheung and et al

Archive of SID

www.SID.ir

تبدیل می‌شود و برای تبدیل به شاخص قیمت، برای به دست آوردن شاخص قیمت، قیمت هر سال را بر قیمت سال پایه تقسیم می‌کنیم.)

$X_t$:مقدار صادرات کشمش(مقدار صادرات به صورت میزان محصول کشمش صادر شده در هر سال به واحد تن )

$PR_t$: مقدار تولید داخلی کشمش(مقدار تولید نیز میزان کشمش تولیدی در هر سال به واحد تن می‌باشد.)

$RER_t$:نرخ واقعی ارز ( در نظریه‌ی برابری قدرت خرید، قیمت کالاهای تجاری یا سطح عمومی قیمت‌ها بین دو کشور تعیین کننده‌ی نرخ ارز تعادلی هستند، به عبارتی، این نظریه سطح عمومی قیمت‌ها را عامل تعیین کننده‌ی نرخ ارز در بلند مدت قلمداد می کند. شاخص قیمت مصرف کننده در ایالات متحده بر شاخص قیمت مصرف کننده در ایران تقسیم وحاصل را در نرخ ارز ضرب کرده تا نرخ واقعی ارز به دست آید.)

$Dum1$: متغیّر مجازی برای نوسانات اول انقلاب؛ (با توجه به این‌که با وقوع انقلاب اسلامی در سال ۱۳۵۷،دولت مرکزی دراین سال‌ها وضعیت با ثبات وپایدار نداشته واعضای هیأت دولت و برنامه ریزان بخش‌های اقتصادی تغییر کرده اند، امکان نوسان برای قیمت صادراتی کشمش در چند سال وجود داشته است، لذا برای حذف اثر آن روی متغیّر وابسته متغیّر مجازی وارد مدل می شود، که برای سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۶۱، ارزش یک و برای بقیه‌ی سال‌ها ارزش صفر را در نظر می‌گیریم.

$Dum2$: متغیّر مجازی جنگ تحمیلی؛ به علت پیامدهای ناشی از وقوع جنگ تحمیلی طی هشت سال و نیز امکان بروز نوساناتی در قیمت صادراتی کشمش در این دوره، متغیّر مجازی دیگری وارد مدل می‌شود. بدین صورت که برای سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۶۷ ارزش یک و برای بقیه‌ی سال‌ها ارزش صفر در نظر گرفته می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

$u_t$ : جمله‌ی اخلال

بنابراین، با توجه به آن‌چه بیان شد و با عنایت به این‌که، بازار جهانی کشمش در اختیار سه کشور ترکیه، ایران و ایالات متحده است و ایران با دارا بودن ۲۱ درصد از سهم بازار جهانی کشمش[۲] می‌تواند در تعیین قیمت این محصول در بازار جهانی نقش داشته باشد.

روش‌هایی مثل انگل و گرنجر[۱]، (۱۹۸۷) درمطالعاتی که با نمونه های کوچک و تعداد مشاهدات کم، سر و کار دارند، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیّرها، اعتبار لازم را ندارند. چرا که برآوردهای حاصل آنان بدون تورش نیست و در نتیجه، انجام 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).

به طور کلی، الگوی پویا الگویی است که وقفه های متغیّرها در آن بدین صورت است:

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \qquad (۲)$$

مزیت به کار گیری روش $ARDL$ در این است صرف نظر از این‌که متغیّر های توضیحی درسطح پایا باشند (یعنی$I(0)$ باشند) ویا با یک بارتفاضل گیری پایا شوند(یعنی$I(1)$ باشند) یعنی بدون توجه به این‌که بعضی ازمتغیّرها جمعی از مرتبه‌ی یک وبعضی دیگر جمعی مرتبه‌ی دو باشند می توان این شیوه را برای تشخیص رابطه‌ی بلند مدت بین متغیّر ها و نیزدرصورت وجود چنین رابطه ای، ازآن برای تخمین ضرائب و بررسی پویایی سیستم درکوتاه مدت استفاده کرد. این روش توسط (پسران و پسران[۲]، ۱۹۹۷) و(پسران ، شین و اسمیت[۳]،۲۰۰۱) ارائه شد. براساس این روش یک مدل ARDL(P,q1,q2,…,qk) را می توان به صورت زیر نشان داد:

$$\alpha(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)X_{it} + \delta' W_t + u_t \qquad (۳)$$

که در این رابطه:

1-Engle and Granger
2-Pesaran and Pesaran
3-Pesaran , Shin and Smith

Archive of SID

www.SID.ir

$$\alpha(L,P)=1-\alpha_1 L-\alpha_2 L^2-\ldots-\alpha_p L^p \qquad (۴)$$

$$\beta_i(L,q_i)=1-\beta_{i1}L-\beta_{i2}L^2-\ldots-\beta_{iq}L^{iq} \qquad (۵)$$

*می باشد.*

$L$ عملگر وقفه، $W_t$ برداری از متغیّرهای قطعی (غیر تصادفی) نظیر عرض از مبدأ، متغیّر روند، متغیّرهای مجازی و یا متغیّرهای برون زا با وقفه های ثابت، $P$ وقفه های به کار گرفته شده برای متغیّر وابسته و $q_i$ وقفه های مورد استفاده برای متغیّرهای مستقل است (شهباز و همکاران[1]، ۲۰۰۸ : ۱۸۶- ۱۸۷ ). تعداد وقفه های بهینه برای هر یک از متغیّرهای توضیح دهنده را می توان به کمک یکی از ضوابط آکاییک($AIC$)، شوارز- بیزین($SBC$)، حنان- کویین($HQC$) و یا $\overline{R}^2$ مشخص کرد. رهیافت $ARDL$ در دو مرحله انجام می‌گیرد، در مرحله‌ی اول وجود ارتباط بلند مدت بین متغیّرهای تحت بررسی مورد آزمون قرار می گیرد. بدین ترتیب که اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه های متغیّر وابسته‌ی کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل دراز مدت گرایش می یابد. بنابراین، برای آزمون همگرایی آزمون فرضیه زیر ضروری است:

$$H_۰ : \sum_{i=۱}^{P}\alpha_i - ۱ \geq ۰$$
$$H_۱ : \sum_{i=۱}^{P}\alpha_i - ۱ < ۰ \qquad (۶)$$

کمیت آماره‌ی t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق چنین محاسبه می شود:

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

1-Shahbaz and et al.

Archive of SID

www.SID.ir

در صورتی که کمیت آماره‌ی $t$ محاسباتی فوق بزرگ‌تر از مقدار بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر[1] در سطح اطمینان مورد نظر باشد، فرض $H_0$ رد و در نتیجه یک رابطه‌ی تعادلی دراز مدت بین متغیّر های الگو وجود دارد(نوفرستی، ۱۳۷۸). در مرحله‌ی دوم، تخمین و تجزیه و تحلیل ضرایب دراز مدت و استنتاج در مورد ارزش آن‌ها صورت می گیرد. ضرایب بلند مدت متغیّر های توضیح دهنده بر اساس رابطه‌ی زیر محاسبه می شوند:

$$\widehat{\theta}_i = \frac{\widehat{\beta}_{i0} + \widehat{\beta}_{i1} + \widehat{\beta}_{i2} + ... + \widehat{\beta}_{i\widehat{q}_i}}{1 - \widehat{\alpha}_1 - \widehat{\alpha}_2 - ... - \widehat{\alpha}_{\widehat{p}}} \qquad (۸)$$

که در آن، $\widehat{p}$ و $\widehat{q}_i$ برای $i = 1,2,3,...,k$ ، مقادیر انتخاب شده $\widehat{p}$ و $\widehat{q}_i$ بر اساس یکی از ضوابط تعیین وقفه می باشند. تعداد رگرسیون هایی که برآورد می شود از رابطه‌ی $(m+1)^{k+1}$ به دست می آید که در آن m حداکثر وقفه و k تعداد متغیّرهای توضیحی می‌باشد(شهباز و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۸۶ -۱۸۷ ).

وجود هم‌جمعی بین مجموعه ای از متغیّر های اقتصادی، مبنای استفاده از مدل های تصحیح خطا را فراهم می آورد. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسان‌های کوتاه مدت(عدم تعادل کوتاه مدت) متغیّرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد (نوفرستی، ۱۳۷۸). این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزیی اند که در آن‌ها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه‌ی بلند مدت، نیروهای مؤثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادل بلند مدت اندازه گیری می شود. مدل تصحیح خطا بدین صورت است:

$$\Delta Y_t = a + b\Delta X_t + cu_{t-1} + e_t \qquad (۹)$$

ضریب تصحیح خطا، یعنی برآورد ضریب $c$ در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود، نشانه‌ی سرعت تصحیح خطا[2]$(ECM)$ و میل به تعادل بلند مدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیّر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه‌ی بلند مدت نزدیک می شود(تشکینی، ۱۳۸۴).

1-Banerjee ،Dolado , Mestre
2-Error Correction Model

Archive of SID

www.SID.ir

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

$$LnXPI = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \beta_i LnXPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i LnRER_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma LnX_{t-i} + \sum_{t-i}^{f} \mu LnPR_{t-i} + \varepsilon_0 LnRER_t + \gamma_0 LnX_t + \mu_0 LnPR_t + u \quad (۱۰)$$

در این معادله $m$ , $n$ , $k$ , $f$، به ترتیب تعداد وقفه های بهینه برای متغیّر های $LnXPI_t$، $LnRER_t$ ، $LnX_t$ و $LnPR_t$ می باشد.

بنابراین رابطه‌ی بلند مدت قیمت صادراتی را به صورت زیر می توان نوشت:

$$LnXPI_t = \delta_0 + \delta_1 LnRER_t + \delta_2 LnX_t + \delta_3 LnPR_t + u_{2t} \quad (۱۱)$$

معادله‌ی تصحیح خطای مدل *ARDL* را نیز به صورت رابطه‌ی (۱۲) خواهد بود:

$$\Delta LnXPI_t = \Delta\alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i \Delta LnXPI_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon}_i \Delta LnRER_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \hat{\gamma}\Delta LnX_{t-i} + \sum_{t-i}^{f} \hat{\mu}_i \Delta LnPR_{t-i} + \theta ECT_{t-1} + u_{t3} \quad (۱۲)$$

که در این رابطه $\Delta$ نشان دهنده‌ی عملگر اولین تفاضل و $\hat{\mu}_i , \hat{\gamma}_i , \hat{\varepsilon}_i , \hat{\beta}_i$ ضرایب برآورد شده از معادله‌ی (۱۲) می باشند. $\theta$نیز ضریب جزء تصحیح خطا ست که سرعت تعدیل را اندازه گیری می کند.در رابطه‌ی (۱۲) جزء خطای $ECT_{t-1}$ ، به صورت زیر می باشد:

$$ECT_t = LnXPI_t - \hat{\alpha}_0 - \hat{\varepsilon}_1 LnRER_t - \hat{\gamma} LnX_t - \hat{\mu}_1 LnPR_t \quad (۱۳)$$

Archive of SID

www.SID.ir

### ۳-۲- داده‌های مدل

این تحقیق از نوع توصیفی، با نگرش کاربردی است و روش جمع آوری اطلاعات، اسنادی و کتابخانه ای می باشد. آمار و اطلاعات مورد استفاده در این تحقیق از داده های آماری سازمان خواروبار کشاورزی ملل متحد و سری‌های زمانی موجود در بانک مرکزی، استخراج شده است. دوره‌ی مطالعه تحقیق حاضر سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۸۴ است.در این تحقیق برای تجزیه و تحلیل داده ها از مدل های اقتصاد سنجی و نرم افزار Microfit4 و برای برآورد مدل از روش ARDL استفاده شده است.

### ۴- نتایج وبحث

همان طوری که پیشتر نیز اشاره شده روش انگل- گرنجر به دلیل این‌که در نمونه-های کوچک کاربرد دارد و اگر بیش از یک بردار هم‌جمعی بین متغیّرهای مدل وجود داشته باشد، آماره‌ی آزمون به کار گرفته شده دارای کارایی کمی بوده و تورش‌دار خواهد بود. هم‌چنین، چون در مدل متغیّرهای از درجه‌ی *I(0)* و *I(1)* وجود دارد و روش *ARDL* با وارد کردن مقادیر باوقفه‌ی متغیّرها در مدل برآورد پویایی از مدل را ارائه می‌کند، پس برای برآورد آن بهتر است از روش خود توضیح با وقفه های گسترده(*ARDL*) استفاده نمود. خروجی حاصل از برآورد مدل با استفاده از مدل *ARDL* در جدول شماره‌ی یک می آید.

**جدول شماره ی یک - نتایج حاصل از برآورد تابع شاخص قیمت صادراتی کشمش با روش ARDL(1,1,1,0)**

| برآورد کننده | ضریب | خطای استاندارد | t | سطح معنی-داری |
|---|---|---|---|---|
| لگاریتم شاخص قیمت صادراتی کشمش با یک دوره تأخیر | ۰/۱۷۱ | ۰/۰۶۴ | ۲/۶۷ | ٪ ۵ |
| لگاریتم مقدار تولید با یک دوره تأخیر | ۰/۳۷۶ | ۰/۲۱۷ | ۱/۷۲ | ٪ ۱۰ |
| لگاریتم مقدار صادرات | -۰/۲۴۹ | ۰/۱۱۶ | -۲/۱۳ | ٪ ۵ |
| لگاریتم مقدار صادرات با یک دوره تأخیر | ۰/۲۲۸۵ | ۰/۱۱۷ | ۱/۹۴ | ٪ ۱۰ |
| لگاریتم نرخ واقعی ارز | ۰/۹۹۹ | ۰/۰۸۱ | ۱۲/۳۲ | ٪ ۵ |

Archive of SID

www.SID.ir

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| عرض از مبدأ | -۸/۶۹ | ۲/۲۶۳ | -۳/۸۳ | ٪ ۵ |
| روند زمانی | ۰/۱۰۰ | ۰/۰۰۹۶ | ۱۰/۴ | ٪ ۵ |
| متغیّر مجازی انقلاب | ۰/۰۰۹. | ۰/۰۳۵ | ۰/۲۵۷ | ٪۴۵ |
| متغیّر مجازی جنگ | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۳۶ | ۰/۴۱ | ٪۶۶ |

$F = 190/83$ $\quad \overline{R}^2 = 0/98$ $\quad R^2 = 0/98$

بر پایه جدول شماره‌ی یک ملاحظه می‌شود که شاخص قیمت صادراتی کشمش با یک دوره وقفه به صورت مثبت بر شاخص قیمت صادراتی کشمش تأثیر می‌گذارد. مقدار تولید کشمش با یک دوره وقفه به طور مثبت بر شاخص قیمت صادراتی اثر می-گذارد. مقدار تولید سال جاری روی قیمت صادراتی تأثیری ندارد. مقدار صادرات کشمش به صورت منفی شاخص قیمت صادراتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. مقدار صادرات کشمش با یک دوره تأخیر به صورت مثبت قیمت صادراتی را متأثر می سازد و نرخ واقعی ارز به صورت مثبت قیمت صادراتی را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

با بالا رفتن نرخ ارز، ارزش ریال در برابر دلار کاهش می یابد ودر نتیجه ، به ازای هر دلار باید ریال بیشتری پرداخت شود. در این حالت قیمت صادراتی کشمش در ازای هر دلار صادراتی افزایش خواهد داشت. درنهایت می توان ملاحظه کرد که ، با افزایش نرخ ارز قیمت صادراتی بر حسب قیمت داخلی افزایش می‌یابد. هم‌چنین، با کاهش نرخ ارز، ارزش ریال در برابر دلار بالا می‌رود. و به ازای هر دلار باید ریال کمتری پرداخت شود. در این صورت قیمت صادراتی کشمش برحسب قیمت داخلی کاهش می یابد.

مقدار صادرات کشمش ایران، اثر منفی بر روی قیمت صادراتی آن دارد. بالا رفتن میزان صادرات کشمش ایران و افزایش عرضه‌ی آن در بازار جهانی، نشان دهنده‌ی این است که سهم ایران از بازار جهانی کشمش بالا رفته است و به عبارت دیگر تقاضای جهانی برای کشمش صادراتی ایران افزایش یافته است. این امر حاکی از آن است که قیمت صادراتی کشمش در بازار جهانی قابلیت رقابت با کشمش صادراتی با رقبای ایران در بازار یعنی ترکیه و ایالات متحده را پیدا کرده است و کاهش می‌یابد. هم‌چنین، کاهش صادرات کشمش ایران و پایین آمدن عرضه‌ی آن در بازار جهانی، بیان کننده‌ی این وضعیت است که تقاضای جهانی برای کشمش صادراتی ایران کاهش یافته و سهم ایران از بازار جهانی کمتر شده است. بنابراین، قیمت صادراتی ایران توانایی رقابت با

Archive of SID

www.SID.ir

کشمش صادراتی ترکیه و ایالات متحده را از دست داده و به عبارت دیگر قیمت آن در بازار جهانی افزایش یافته است. با توجه به این که متغیّرهای مجازی تعریف شده برای نوسانات اول انقلاب و جنگ تحمیلی معنی‌دار نشدند، نشان دهنده‌ی این امر است که در دو دوره‌ی ۱۳۵۷-۱۳۶۱ و ۱۳۵۹-۱۳۶۷ در روند تغییرات متغیّر شاخص قیمت صادراتی تأثیر قابل توجهی نداشته اند. هم‌چنین، دو متغیّر مجازی که به دلیل وجود دو جهش ناگهانی در متغیّر شاخص قیمت صادراتی برای سال‌های ۱۳۷۰و۱۳۸۱تعریف کرده بودیم معنی‌دار نشدند.

در ادامه، برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیّرهای مدل، آزمون t که عبارت است از مجموع ضرایب متغیّر وابسته‌ی منهای یک تقسیم بر مجموع انحراف معیار های متغیّر وابسته، را انجام می‌دهیم:

(۱۴)

$$t = \frac{۰/۱۷۱۲۶ - ۱}{۰/۰۶۳۹۸۱} = -۱۲/۹۵$$

با توجه به این‌که کمیّت بحرانی محاسبه شده توسط بنرجی، دولادو ومستر برای سه متغیّر توضیحی و تعداد مشاهده ۳۴، در سطح پنج و یک درصد به ترتیب ۳,۳۵- و ۴,۱۲- است، پس قدرمطلق آماره‌ی محاسباتی ما، از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر بزرگ‌تر است و در نتیجه فرض صفر مبنی بر بزرگ‌تر از صفر بودن مجموع ضرایب متغیّر وابسته رد می شود و فرضیه‌ی مقابل کوچک‌تر از صفر بودن مجموع ضرایب متغیّر وابسته، مورد پذیرش واقع می شود که نشان دهنده‌ی وجود رابطه‌ی بلند مدت بین متغیّر وابسته و متغیّرهای توضیحی است.

$$LXPI = -8/6896 + 0/17126LXPI(-1) + 0/37626LPR(-1) - 0.24939LEX + 0/2285LEX(-1) + 0/99945LRER + 0/10021TR + .009DUM1 + .015DUM2$$

(۱۵)

در این مرحله می‌توان آزمون‌های تشخیص انجام شده روی مدل را بررسی کرد:

براساس نتیجه‌ی آزمون همبستگی سریالی، فرضیه‌ی صفر (ناهمبسته بودن سریالی در یک وقفه‌ی زمانی) مورد پذیرش واقع می‌شود. بر پایه‌ی آزمون شکل تبعی که برای شناسایی فرم تبعی صحیح یا غلط ارائه شده است، فرضیه‌ی صفر مبنی بر تصریح صحیح مدل مورد پذیرش قرار می‌گیرد. برای بررسی نرمال بودن جملات پسماند

Archive of SID

www.SID.ir

براساس آزمون نرمالیتی ، فرضیه‌ی صفر (توزیع نرمال جملات پسماند) مورد پذیرش قرار می‌گیرد. هم‌چنین درآزمون واریانس ناهمسانی فرضیه‌ی صفر یعنی همسان بودن واریانس جملات پسماند مورد پذیرش واقع می‌شود. به عبارت دیگر جملات پسماند مدل دارای واریانس همسان می‌باشند.

در بررسی رابطه بین متغیّر وابسته (یعنی شاخص قیمت صادراتی کشمش) و متغیّرهای توضیحی وجود رابطه‌ی بلندمدت مورد تأیید قرار می‌گیرد. در این حالت ما می‌توانیم با استفاده از الگوی تصحیح خطا($ECM$)رابطه‌ی کوتاه‌مدت در بین متغیّرهای مدل را به رابطه‌ی بلندمدت آن‌ها ارتباط دهیم که نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطا در جدول شماره‌ی دو آورده شده است.

**جدول شماره‌ی دو - برآورد الگوی تصحیح خطا(ECM)**

| برآورد کننده | ضریب | خطای استاندارد | t | سطح معنی‌داری |
|---|---|---|---|---|
| تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم مقدار صادرات | -۰/۲۴۹ | ۰/۱۱۶ | -۲/۱۳۴ | ٪ ۴ |
| تفاضل مرتبه‌ی اول لگاریتم نرخ واقعی ارز | ۰/۹۹۹ | ۰/۰۸۱ | ۱۲/۳۳ | ٪ ۱ |
| تفاضل مرتبه‌ی اول عرض از مبدأ | -۸/۶۸ | ۲/۲۶۳ | -۳/۸۴ | ٪ ۱ |
| تفاضل مرتبه‌ی اول روند زمانی | ۰/۱۰۰ | ۰/۰۰۹۹ | ۱۰/۴۰ | ٪ ۱ |
| عبارت تصحیح خطا با یک وقفه‌ی زمانی | -۰/۸۲۸ | ۰/۰۶۴ | -۱۲/۹۵ | ٪ ۱ |
| $ecm = LXPI - 0/29688LPR + 0/025207LEX - 1/2060LRER + 10/4853C - 0/10772DUM1 + 0/045880DUM2 - 0/12092TR$ | | | | |
| $F = 33/13$ | $\overline{R}^2 = 0/87$ | $R^2 = 0/90$ | | |

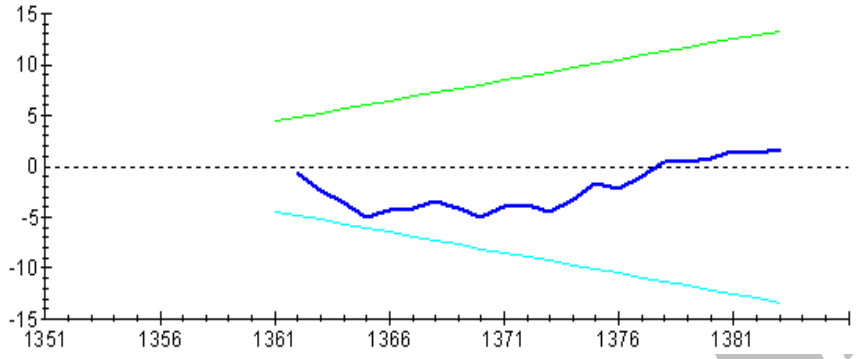
براساس جدول شماره‌ی دو، ملاحظه می‌شود که در کوتاه‌مدت، با یک واحد افزایش صادرات ایران قیمت صادراتی ۰/۲۴۹ واحد کاهش می‌یابد. هم‌چنین، با یک واحد افزایش نرخ ارز، قیمت صادراتی کشمش ۰/۹۹۹ واحد افزایش می‌یابد. هم‌چنین، ضریب عبارت تصحیح خطا با یک وقفه‌ی زمانی، دارای مقدار ۰/۸۲۸۷۴- با علامت منفی و ضریب معنی‌دار است که نشان دهنده‌ی این است که در هر سال ۸۲ درصد از عدم تعادل متغیّر شاخص قیمت صادراتی از مقادیر بلندمدت آن برطرف می شود.

Archive of SID

www.SID.ir

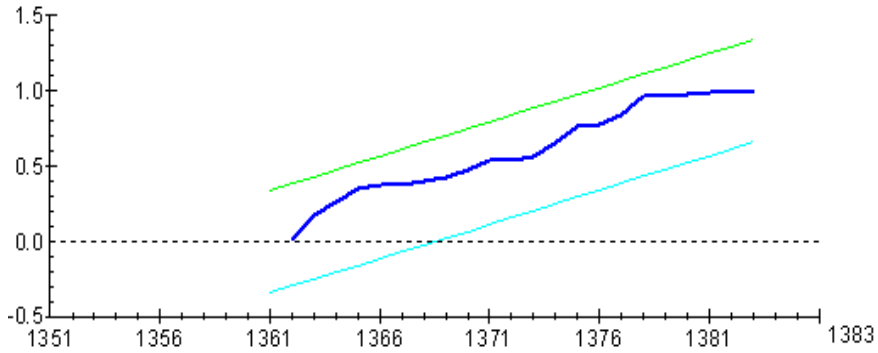
می‌توان آماره‌ی پسماند تجمعی(*CUSUM*)[1]و مجذور پسماند تجمعی(*CUSUMQ*)[2] برای آزمون ثبات ساختاری[3] را محاسبه کرد. نتایج این آزمون در نمودارهای شماره‌ی یک و دو قابل مشاهده است:

**نمودارشماره‌ی یک - آزمون پایداری ضرایب(CUSUM)**




خطوط راست معنی‌داری سطح پنج درصد را نشان می‌دهد.

**نمودار شماره‌ی دو - آزمون پایداری ضرایب(CUSUMQ)**




خطوط راست معنی‌داری سطح ۵ درصد را نشان می‌دهد.

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

Archive of SID

www.SID.ir

مشاهده می‌شود که نمودار ارائه شده در داخل فاصله‌ی اطمینان قرار دارد. پس فرضیه‌ی صفر مبنی‌بر پایداری ضرایب مورد پذیرش واقع می‌شود.

## ۵- نتیجه‌گیری وپیشنهادها

در مطالعه‌ی حاضر اثرات کوتاه مدت و بلند مدت تغییرات نرخ ارز بر قیمت صادراتی کشمش، با استفاده ازالگوی خود رگرسیون با وقفه های توزیعی (ARDL) مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به بررسی نتیجه آزمون‌های مختلف روی مدل درخصوص رابطه‌ی بلندمدت و کوتاه‌مدت بین شاخص قیمت صادراتی و متغیّرهای توضیحی مقدار تولید، مقدار صادرات و نرخ واقعی ارز، مشاهده می شود که وجود رابطه‌ی بلندمدت تأیید می شود و شاخص قیمت صادراتی از جانب مقدار تولید، مقدار صادرات و نرخ واقعی ارز تحت تأثیر قرار می‌گیرد؛ همچنین نرخ ارز در مقایسه با سایر متغیّر های مورد نظر، بر قیمت صادراتی کشمش در کوتاه مدت و بلند مدت بیشترین تاثیر را داشته است.

پس در بلندمدت نرخ واقعی ارز مهم‌ترین عامل تأثیرگذار روی قیمت صادراتی بوده و تغییرات نرخ ارز، قیمت کشمش صادراتی را در جهت موافق تغییر می‌دهد. بنابراین، رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در مورد محصول کشمش صادراتی ایران کامل است. با افزایش نرخ ارز و کاهش ارزش پول ملی، قیمت صادراتی کشمش به قیمت داخلی بالا می‌رود و با کاهش نرخ ارز و افزایش ارزش پول ملی، قیمت صادراتی کشمش به قیمت داخلی پایین می‌آید.

با افزایش میزان تولید کشمش در سال قبل، عرضه‌ی آن در بازار افزیش یافته و باعث کاهش قیمت آن می‌شود، با کاهش قیمت کشمش در ادامه، قیمت صادراتی آن نیز پایین می‌آید و در واکنش به این کاهش قیمت،تقاضا برای آن نیزبالا می‌رود. پس در سال جاری به دلیل افزایش تقاضا برای کشمش صادراتی ایران، قیمت صادراتی آن افزایش می‌یابد.

با افزایش عرضه‌ی کشمش در بازار جهانی در سال جاری قیمت آن پایین می‌آید. هم‌چنین، با افزایش میزان صادرات کشمش در سال قبل و کاهش قیمت آن، تقاضا برای کشمش در سال جاری افزایش می یابد. در نتیجه این امر، قیمت صادراتی کشمش بالا می‌رود.

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به معنی‌دار نشدن متغیّرهای مجازی نوسانات اول انقلاب و دوره‌ی هشت ساله‌ی جنگ تحمیلی، می‌توان گفت که متغیّرقیمت صادراتی کشمش از نوسانات اول انقلاب ودوره‌ی هشت ساله دفاع مقدس تأثیر نپذیرفته است.

با عنایت به نتایج و برداشت‌های صورت گرفته طی انجام تحقیق، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱- با توجه به این‌که نرخ ارز عامل اصلی تأثیر گذار بر روی قیمت صادراتی کشمش است، سیاست‌های پولی بانک مرکزی بایستی به گونه‌ای طراحی شود که از نوسانات نرخ ارز به صورت غیرقابل پیش‌بینی ممانعت گردد و از ایجاد نااطمینانی نسبت به روند تغییرات نرخ ارز جلوگیری به عمل آید.

۲- به دلیل این‌که قیمت صادراتی کشمش از میزان تولید در سال قبل تأثیر می‌پذیرد، باید در زمینه‌ی فرآوری کشمش سعی شود که هزینه‌ی تولید این محصول بالا نرود و در زمان مازاد آن در مکان‌های مناسب برای سال بعد نگهداری شود.

۳- با توجه به این امر که قیمت صادراتی کشمش از جانب میزان صادرات امسال و سال قبل تأثیر می‌پذیرد، پیشنهاد می‌شود که در روند ترخیص و حمل ونقل این محصول ترتیبی اعمال شود که در رسیدن محصول به دست مصرف کننده‌ی خارجی تأخیری صورت نگیرد.

Archive of SID

www.SID.ir

**پی‌نوشت‌ها**

۱- سالنامه‌ی آماری بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران، معاونت طرح و برنامه‌ی گمرک جمهوری اسلامی ایران، دفتر آمار و خدمات ماشینی، سال۱۳۸۶ .

۲- سالنامه‌ی آماری سازمان خواربار و کشاورزی (FAO)، سال‌های ۱۹۶۱-۲۰۰۶.

Archive of SID

www.SID.ir

**منابع و مآخذ**

1- Cameron, S. , Kihangire, D. and Potts, D. (2004) ***Has Exchange Rate Volatility Reduce Ugandan Fish Export Earning, Bradford Centre for International Development*** (BCID),University of Bradford.

2- Cheung, F.K., Lee, M.L. and Wu, Y. (1997)« Endogenous export prices and Taiwan-US Trade Imbalance», ***Applied Economics***,29:23-31.

3- Engle , R. F. and Granger, C. W. J. (1987) Co-integration and error correction:representation, ***estimation, and testing, Econometrica***, 55: 251-276.

4- Khlilian, S. and Farhadi, A. (1381)« Study of Affected Factors on the Iran Export of Agricultural Sector», ***Journal of Agricultural Economics and Development***, Vol. 39, PP. 71-84, (In Persian).

5-Mahmodzadeh, M. and Zibai, M. (1383)« Study of Affected Factors on the Iran's Pistachio Export: Co integration Analysis***», Journal of Agricultural Economics and Development***, Vol. 46, PP. 137-158, (In Persian).

6-Nofersti, M. (1378***) Unit Root and Co-integration in Econometrics***, Moasseh Khadamat Farhangi Resa, First Edition, (In Persian).

7-Peri, M. and Sabohi, M. (1386)« Survey of Effects of Exchange Rate on export Price of Agricultural Products: Case Study of Iran's Saffron», ***Sixth conference of Agricultural Economics of Iran***, Ferdousi University, (In Persian)

Archive of SID

www.SID.ir

8-Pesaran, H. M. and Pesaran, B. (1997) ***working with microfit 4.0: an introduction to econometrics***, Oxford University Press, Oxford.

9-Pesaran , M.H., Shin , Y . and Smith, R.J. (1996) ***Testing for the existence of a Long-Run relationship*** , DAE working paper No 9627, Department of Applied Economics , University of Cambridge.

10- Pesaran , M.H., Shin , Y . and Smith , R.J. (2001)«Bounds testing approaches to the analysis of level relationships», ***Journal of Applied Econometrics***,16, 289-326.

11-Rahimi, H. (1380) ***Effects of Exchange Rate on Export Price and Trade Balance: Case Study of Iran (1345-1376),*** MSc Thesis of Economics, Shiraz University, (In Persian).

12-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.

13-Tajiani, H. and Kopahee, M. (1384)«Estimate of Supply and Demand Export Function of Saffron for Iran», Vol. 36, No. 3, PP. 573-580 (In Persian).

14-Tashkini, A. (1384) ***Applied Econometric with Microfit4***, Moasseh Farhangi Dibagaran Tehran, First edition, (In Persian).

15-Todani, K. R. , and Munyama, T.V. (2005) ***Exchange Rate Volatility and Exports in South Africa*** ,Research Department – South Africa Reserve Bank.

Archive of SID

www.SID.ir

16-Torkamani, J. and Tarazkar, M. J. (1384)« The Effects of Exchange Rate on Export Price of Pistachio: Apply an ARDL Model», ***Journal of Agricultural Economics and Development***, Vol. 29, No. 96, PP. 83-96, (In Persian).

17-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.

18-Yuan ,Y. and Awokuse, T. O. (2003) ***Exchange Rate Volatility and U.S. Poultry Exports:Evidence From Panel Data***, Annual Meeting of the American Agricultural Economics (AAEA),Meeting in Montreal,Canada.

Archive of SID

www.SID.ir