رابطه انتقالی نرخ ارز در بازارهای صادراتی پسته ایران: رویکرد داده‌های تابلویی

محمدرضا زارع مهرجردی[۱]، امیرحسین توحیدی[۲]*

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۲/۰۶/۱۸

چکیده

رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز به‌دلیل اثرات آن بر تراز تجاری و قیمت‌های صادراتی، موضوعی است که همواره مورد بحث و تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه‌ی میان نرخ ارز و قیمت صادراتی پسته ایران به‌صورت تجربی می‌باشد. در این مقاله با استفاده از داده‌های تابلویی مربوط به ۲۳ بازار مقصد در طول دوره‌ی ۸۹-۱۳۷۱، از مدل رگرسیونی اثرات ثابت جهت آزمون این رابطه استفاده شد. نتایج برآورد مدل با ضریب نرخ ارز مشترک برای کل بازارهای مقصد نشان داد که صادرکنندگان ایرانی بخشی از تغییرات نرخ ارز را جذب می‌کنند و بنابراین رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص می‌باشد. نتیجه‌ی مهم دیگر این مقاله، این است که شرایط رقابتی در هیچ یک از بازارهای مقصد برقرار نمی‌باشد. با توجه به الگوی تقاضا در بازارهای مقصد و درجه بالای رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز برای پسته، نتیجه گرفته می‌شود که صادرکنندگان ایرانی برای افزایش سهم بازار باید روی رقابت غیر- قیمتی تمرکز داشته باشند.

طبقه‌بندی *JEL*: *O24 ,F41, F31, F14*

واژه‌های کلیدی: رابطه انتقالی نرخ ارز، قیمت‌های صادراتی، پسته ایران، بازارهای مقصد.

۱- دانشیار گروه مهندسی اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان

۲ - دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی-بازاریابی محصولات کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد

* نویسنده‌ی مسئول مقاله: Amirhossein_tohidi@yahoo.com

پیشگفتار

مدیریت نرخ ارز یکی از سیاست‌های مهم تجاری در کشورهای در حال توسعه است. درباره‌ی این مسئله، اتفاق نظر عمومی وجود دارد که کاهش ارزش پول کشور صادرکننده موجب افت قیمت صادرات بر حسب پول خارجی در بازار مقصد می‌شود و این امر در جهت حفظ یا افزایش سهم بازار به صادرکننده کمک می‌کند(حق و رزاق،۲۰۰۴). اما امکان محدود شدن تاثیر نرخ ارز بر قیمت صادرات بر حسب پول خارجی وجود دارد که این مساله توسط رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز[1] قابل بررسی و از موضوعات جدید در ادبیات تجارت بین‌الملل است. رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز بیان‌گر درصد تغییر در قیمت کالای صادراتی بر حسب پول خارجی در نتیجه یک درصد تغییر نرخ ارز است(کارباو،۲۰۰۹). بنابراین، اثرگذاری نرخ ارز بر قیمت کالای صادراتی بر حسب پول خارجی به شیوه‌های مختلفی است. اگر درصد تغییر در قیمت کالای صادراتی بر حسب پول خارجی به نسبت درصد تغییر نرخ ارز باشد؛ قانون قیمت واحد[2] برقرار و رابطه انتقالی نرخ ارز کامل است(حقیقت و حسین‌پور،۱۳۸۹). اگر قیمت کالای صادراتی بر حسب پول خارجی با تغییر نرخ ارز تغییر نیابد؛ صادرکنندگان تمام تغییر نرخ ارز را جذب(خنثی) می‌کنند و رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز صفر می‌باشد (حق و رزاق،۲۰۰۴). اگر درصد تغییر در قیمت کالای صادراتی بر حسب پول خارجی کمتر از درصد تغییر نرخ ارز باشد؛ صادرکنندگان بخشی از تغییرات نرخ ارز را جذب می‌کند و رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص می‌باشد(حق و رزاق،۲۰۰۴). انتقال ناقص نرخ ارز به‌دلیل جابجایی منحنی هزینه‌ی نهایی تولید و استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار[3] است(آتوکورالا و منون،۱۹۹۴). استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار نخستین بار توسط کروگمن در سال ۱۹۸۷ معرفی شد. کروگمن به این نتیجه دست یافت که صادرکنندگان با خنثی کردن تغییرات نرخ ارز به‌نحوی عمل می‌کنند که قیمت صادرات بر حسب پول خارجی تغییر چندانی نیابد. انتقال ناقص نرخ ارز به‌دلیل استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار در مطالعات دیگری نیز تایید شد(برای مثال: مارستون،۱۹۹۰؛ آتوکورالا و منون،۱۹۹۴؛ یومکلا و همکاران،۱۹۹۴؛ فاروقی،۱۹۹۵؛ کازمیرژاک و همکاران،۱۹۹۷؛ کارو،۲۰۰۰؛ گیل-پارجا،۲۰۰۰ و ۲۰۰۳؛ میکائیل،۲۰۰۶). مطالعات متعددی در مورد رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز و عوامل موثر بر آن در کشورهای مختلف صورت پذیرفته است. با مرور این مطالعات می‌توان مشاهده کرد که میزان رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز با توجه به نوع کالا و ساختار بازارهای مقصد متفاوت است. به‌طورکلی، بررسی رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در مطالعات انجام شده قابل تفکیک به دو گروه است.

1 Exchange Rate Pass Through (ERPT)
2 Law of One Price (LOP)
3 Pricing To Market (PTM)

گروه اول مطالعاتی هستند که رابطه انتقالی نرخ ارز را برای کل کالاهای صادراتی مورد بررسی قرار می‌دهند و گروه دوم مطالعاتی می‌باشند که به تجزیه و تحلیل رابطه انتقالی نرخ ارز برای یک محصول خاص می‌پردازند. در مهم‌ترین این مطالعات، نتر(۱۹۸۹) با استفاده از داده‌های فصلی و رگرسیون اثرات ثابت به بررسی تبعیض قیمت توسط صادرکنندگان آلمان و آمریکا پرداخت. دوره‌ی زمانی در نظر گرفته شده در این مطالعه، برای شش کالای صادراتی آمریکا از سال(۱)۱۹۷۸ تا سال (۱)۱۹۸۶ و برای ده کالای صادراتی آلمان از سال(۱)۱۹۷۷ تا سال(۴)۱۹۸۵ می‌باشد. نتایج مطالعه‌ی مذکور نشان داد که میزان رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز برای کالاهای مختلف متفاوت می‌باشد. یومکلا و همکاران(۱۹۹۴) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های فصلی طی سال‌های ۸۷-۱۹۸۰ به بررسی رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز برای برنج صادراتی آمریکا و تایلند پرداختند. در مطالعه‌ی مذکور، نتایج رگرسیون حداقل مربعات تعمیم یافته[1] نشان داد که رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز برای برنج صادراتی آمریکا و تایلند ناقص است. کارو(۲۰۰۰) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های تابلویی[2] و رگرسیون اثرات ثابت به بررسی استراتژی قیمت‌گذاری عرضه‌کنندگان آمریکایی و کانادایی در بازارهای صادراتی محصولات کشاورزی و مواد غذایی(گندم، حبوبات و تنباکو) طی سال‌های ۹۴-۱۹۸۰ پرداخت. نتایج مطالعه نشان داد که صادرکنندگان آمریکایی اثر نرخ ارز بر قیمت صادراتی را تقویت می‌کنند، درحالی‌که صادرکنندگان کانادایی اثر نرخ ارز بر قیمت صادراتی را خنثی می‌کنند. حق و رزاق(۲۰۰۴) با استفاده از داده‌های تابلویی طی سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۸۹ و با به‌کارگیری رگرسیون اثرات ثابت و حداقل مربعات معمولی[3] به بررسی رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز برای کالاهای صادراتی بنگلادش پرداختند. نتایج مطالعه‌ی آنها نشان داد که رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز برای کالاهای اولیه کامل می‌باشد. متفاوت بودن استراتژی قیمت‌گذاری برای یک محصول با توجه به نوع بازار یافته مهم مطالعه آنها می‌باشد. ژی و همکاران(۲۰۰۸) در مطالعه‌ای با به‌کارگیری روش رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط[4] و با استفاده از داده‌های ماهیانه طی دوره‌ی زمانی (۱۲)۲۰۰۵-(۱)۱۹۹۸ به بررسی رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز برای قیمت صادراتی ماهی قزل‌آلا پرورشی پرداختند. آنها نتیجه گرفتند که تغییرات نرخ ارز یک عامل مهم در تعیین قیمت صادراتی ماهی قزل‌آلا است و رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادراتی برای کشورهای شیلی و انگلیس کامل و برای کشور نروژ و سایر عرضه‌کنندگان جهان ناقص است. مالک و مارکوس(۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های تابلویی و روش هم‌جمعی به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت انتقال نرخ ارز بر قیمت صادراتی

1 Generalized Least Squares (GLS)
2 Panel data
3 Ordinary Least Squares (OLS)
4 Seemingly Unrelated Regression (SUR)

هند پرداختند. در مطالعه‌ی آنها، کالاهای صادراتی هند بر مبنای کد دو رقمی و به‌صورت سالیانه (۲۰۰۶-۱۹۹۶) و ماهیانه (۲۰۰۱-۱۹۹۶) در نظر گرفته شد. نتایج مطالعه‌ی آنها نشان داد که رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در کوتاه‌مدت ناقص می‌باشد. حقیقت و حسین‌پور(۱۳۸۹) با به‌کارگیری الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی[1] به ارزیابی رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادراتی کشمش ایران طی دوره‌ی زمانی ۸۴-۱۳۵۰ پرداختند. آنها نتیجه گرفتند که تغییرات نرخ ارز یک عامل مهم در تعیین قیمت صادراتی بر حسب پول داخلی است و لذا اجرای سیاست‌های پولی به‌منظور جلوگیری از نوسانات نرخ ارز را لازم می‌دانند. کرباسی و احمدی(۱۳۸۹) با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی طی سال‌های ۸۷-۱۳۴۹ به بررسی آثار نوسانات نرخ ارز بر حجم و قیمت صادراتی کشمش در ایران پرداختند. نتایج مطالعه‌ی مذکور مطابق با فرض رقابتی بودن بازار جهانی کشمش است. اصغرپور و همکاران(۱۳۹۰) در مطالعه‌ای با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی طی سال‌های ۸۶-۱۳۵۰ به بررسی تجربی میزان انتقال نرخ ارز بر قیمت صادرات غیرنفتی ایران پرداختند. آنها نتیجه گرفتند که میزان رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز به قیمت صادرات کشور کامل می‌باشد.

برآورد رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در اقتصاد کشور دارای اهمیت و ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است؛ زیرا کارایی سیاست‌های ارزی برای تنظیم تراز تجاری تا حد زیادی به میزان انتقال نرخ ارز به قیمت کالاهای تجاری بستگی دارد و این امر از دو بعد صادرات و واردات قابل بررسی است. برای مثال، اجرای سیاست کاهش ارزش پول داخلی به‌منظور افزایش صادرات تنها در صورتی از کارایی لازم برخوردار است که قانون قیمت واحد برقرار و رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در بازارهای صادراتی کامل باشد؛ اما اگر رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در بازارهای صادراتی ناقص باشد، صادرکنندگان داخلی به‌منظور افزایش سود نهایی بخشی از تغییرات نرخ ارز را خنثی می‌کنند و این امر منجر به کاهش کارایی این سیاست ارزی می‌شود. همچنین، اگر صادرکنندگان داخلی تمام تغییرات نرخ ارز را خنثی کنند؛ آن‌گاه اجرای سیاست کاهش ارزش پول داخلی هیچ تاثیری بر افزایش صادرات و بهبود تراز تجاری ندارد. پسته در میان محصولات صادراتی ایران از اهمیت ویژه و اعتبار بالایی برخوردار می‌باشد و سهم قابل توجه آن از صادرات کشور بیان‌گر نقش استراتژیک این محصول در اقتصاد کشاورزی ایران است. لذا برآورد رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در منتخبی از بازارهای صادراتی پسته طی سال‌های ۸۹-۱۳۷۱ هدف اصلی این مطالعه است. استفاده از روش داده‌های تابلویی به‌منظور کنترل اریب ناشی از متغیرهای حذف‌شده، در نظر گرفتن بازارهای چندگانه و سیاست تبعیض قیمت درجه سه از ویژگی‌های مدل رگرسیونی مورد استفاده در این مطالعه است.

1 Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

همچنین، مشترک بودن هزینه‌ی نهایی تولید در تمام بازارهای مقصد و قابل تقسیم بودن بازارهای صادراتی با محدود بودن فرصت‌های آربیتراژ از فرضیات اصلی این مدل است.

روش تحقیق

در مطالعات تجربی برای استخراج مدل رگرسیونی و برآورد رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز از مدل اضافه‌بها استفاده می‌شود(نتر،۱۹۸۹ و ۱۹۹۳؛ گاگنون و نتر،۱۹۹۵). مدل اضافه‌بها با استفاده از شرط حداکثرسازی سود، قیمت صادرات بر حسب پول کشور صادرکننده را به‌عنوان تابعی از هزینه‌ی نهایی تولید و ضریب اضافه‌بها در نظر می‌گیرد(مالک و مارکوس،۲۰۱۰):

$$P_{it} = \frac{Mc_t}{1 - \frac{1}{\varepsilon_{it}\left(\frac{P_{it}}{E_{it}}\right)}} \qquad (۱)$$

$i=1,...,N$

$t=1,...,T$

که در زمان t، P_{it} قیمت صادرات در بازار i بر حسب پول رایج کشور صادرکننده، Mc_t هزینه نهایی تولید، E_{it} نرخ ارز دوجانبه[1] (تعداد واحدهای پولی کشور صادرکننده به ازای هر واحد پول رایج بازار مقصد)، $\frac{p_{it}}{E_{it}}$ قیمت صادرات در بازار i بر حسب پول رایج بازار مقصد، ε_{it} قدرمطلق کشش قیمتی تقاضا در بازار i، N کل بازارهای مقصد و T دوره زمانی است(حق و رزاق،۲۰۰۴؛ مالک و مارکوس،۲۰۱۰). بر اساس رابطه‌ی ۱، تغییر نرخ ارز هم از طریق هزینه‌ی نهایی و هم از طریق اضافه‌بها بر قیمت صادرات در بازار i تاثیرگذار است. تغییرات در قیمت نهاده‌ها با اثرگذاری بر روی هزینه‌ی نهایی تولید موجب تغییر در قیمت کالای صادراتی در تمام بازارها می‌شود. اما اثر تغییر نرخ ارز بر قیمت صادرات از طریق اضافه‌بها بستگی به کشش قیمتی تقاضا در بازار مقصد دارد (نتر،۱۹۸۹ و ۱۹۹۳).

بر اساس رابطه‌ی ۱ و با توجه به مطالعات اخیر به‌خصوص مطالعه‌ی حق و رزاق(۲۰۰۴)، از مدل رگرسیونی زیر جهت برآورد رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در بازارهای صادراتی پسته ایران استفاده می‌شود:

$$\ln P_{it}=\lambda_i+\theta_t+\beta_i \ln RER_{it}+v_{it} \qquad (۲)$$

1 bilateral exchange rate

که $\ln P_{it}$ لگاریتم قیمت صادرات پسته ایران بر حسب پول داخلی(ریال) به بازار i در زمان t، λ_i اثرات کشوری، θ_t اثرات زمانی، $\ln RER_{it}$ لگاریتم نرخ ارز حقیقی میان ریال ایران و پول رایج بازار i و v_{it} جزء اخلال رگرسیون می‌باشد که فرض می‌شود دارای توزیع یکسان و مستقل است.

در ادبیات اقتصادسنجی، مدل رگرسیونی ۲ تحت عنوان مدل داده‌های تابلویی شناخته می‌شود. کنترل ناهمگنی بین کشورها، فراهم آوردن داده‌های بیشتر، افزایش تغییرپذیری، افزایش درجات آزادی و کارایی بیشتر از مزیت‌های مدل رگرسیونی ۲ است. افزون بر این مزیت‌ها، ویژگی مهم مدل داده‌های تابلویی اندازه‌گیری و شناسایی اثرات غیرقابل مشاهده است(هسیائو،۲۰۰۳؛ بالتاجی،۲۰۰۵). در مدل رگرسیونی ۲، اثرات غیرقابل مشاهده به دو دسته اثرات کشوری(λ_i) و اثرات زمانی(θ_t) تقسیم می‌شوند. اثرات کشوری (λ_i) بیان‌گر ویژگی‌های خاص هریک از کشورها است که غیرقابل مشاهده می‌باشند و در طول زمان تغییر نمی‌کنند(گجراتی،۲۰۰۳؛ وولدریج،۲۰۰۶). عوامل موثر بر تقاضا برای پسته‌ی ایران در بازارهای مقصد متفاوت هستند؛ بنابراین اندازه‌گیری تاثیر این عوامل بر قیمت صادراتی پسته ایران توسط متغیر اثرات کشوری (λ_i) امکان‌پذیر است(حق و رزاق،۲۰۰۴). برای لحاظ کردن متغیر اثرات کشوری(λ_i) در مدل رگرسیونی ۲ از روش متغیرهای مجازی استفاده می‌شود که این متغیرهای مجازی برای کشور i مقدار یک و برای سایر کشورها مقدار صفر را اختیار می‌کنند(گجراتی،۲۰۰۳). اما اثرات زمانی(θ_t) بیان‌گر عوامل غیرقابل مشاهده‌ای است که در میان کشورها ثابت و در طول زمان تغییر می‌کنند(بالتاجی،۲۰۰۵). بنابراین، متغیر اثرات زمانی(θ_t) را می‌توان به‌جای هزینه‌ی نهایی تولید در نظر گرفت؛ زیرا فرض بر این است که هزینه‌ی نهایی تولید به‌طور یکسان بر قیمت صادراتی پسته ایران در تمام بازارهای مقصد اثر گذاشته و مقدار آن در طول زمان تغییر می‌یابد(گلدبرگ و نتر،۱۹۹۷؛ حق و رزاق،۲۰۰۴). برای لحاظ کردن متغیر اثرات زمانی(θ_t) در مدل رگرسیونی ۲ از متغیرهای مجازی استفاده می‌شود که این متغیرهای مجازی برای سال t مقدار یک و برای سایر سال‌ها مقدار صفر را اختیار می‌کنند(گجراتی،۲۰۰۳).

میزان تغییر قیمت صادرات پسته ایران بر حسب ریال در واکنش به تغییر نرخ ارز حقیقی به کشش قیمتی تقاضا در هر بازار بستگی دارد که توسط ضریب β_i در مدل رگرسیونی ۲ قابل اندازه‌گیری است. لازم به ذکر است که ضریب رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز از نقطه نظر واردکننده همیشه برابر با $1-\beta_i$ می‌باشد(مالک و مارکوس،۲۰۱۰). بنابراین، β_i برابر با صفر نشان‌دهنده‌ی آن است که قیمت صادرات پسته ایران بر حسب ریال با تغییر نرخ ارز حقیقی تغییر نمی‌یابد و رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز کامل می‌باشد. به‌طور مشابه، β_i برابر با یک نشان می‌دهد که قیمت صادرات پسته ایران بر حسب ریال به‌صورت یک به یک با تغییر نرخ ارز حقیقی تغییر می‌یابد و رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز صفر

می‌باشد. اگر β_i برابر با صفر یا یک نباشد، آنگاه درصد تغییر در قیمت صادرات پسته ایران بر حسب پول بازار مقصد کمتر از درصد تغییرات در نرخ ارز حقیقی است و رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص می‌باشد(حق و رزاق،۲۰۰۴؛ مالک و مارکوس،۲۰۱۰). بنابراین میزان رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز تابعی معکوس از قدرت بازار است و ساختار بازار یکی از عوامل مهم و تعیین‌کننده‌ی میزان رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز می‌باشد(سوئیفت،۲۰۰۴).

در بازار رقابتی، کشش‌های قیمتی تقاضا بی‌نهایت و مستقل از بازار مقصد هستند. بنابراین، اضافه‌بها بر هزینه‌ی نهایی تولید معادل با صفر است و کشور صادرکننده سطحی از محصول را عرضه می‌کند که در آن هزینه‌ی نهایی تولید برابر با قیمت جهانی باشد(نتر،۱۹۸۹؛ کازمیرژاک و همکاران،۱۹۹۷). از این رو، شرایط رقابتی مستلزم آن است که قیمت صادراتی در تمام بازارهای مقصد برابر با هزینه‌ی نهایی تولید باشد. در این صورت، قیمت صادرات پسته ایران بر حسب ریال با تغییر نرخ ارز حقیقی تغییر نمی‌یابد و درنتیجه رابطه انتقالی نرخ ارز کامل می‌باشد. تحت شرایط بازار رقابتی، ضرایب اثرات کشور(λ_i) و نرخ ارز حقیقی(β_i) به‌طور معنی‌داری مخالف با صفر نیستند و قانون قیمت واحد برقرار می‌باشد(گلدبرگ و نتر،۱۹۹۷؛ حق و رزاق،۲۰۰۴).

بازار رقابت ناقص به‌طور معمول همراه با تقسیم بازار و تبعیض قیمت در بازارهای مقصد است (کارو،۲۰۰۰). در صورتی که صادرکننده با منحنی تقاضا با کشش ثابت روبه‌رو باشد، آنگاه قیمتی را برقرار می‌کند که یک اضافه‌بهای ثابت بر هزینه نهایی داشته باشد(نتر،۱۹۸۹؛ کازمیرژاک و همکاران،۱۹۹۷). بنابراین، قیمت‌های پرداختی در هر بازار تحت تاثیر اثرات زمانی(θ_t) و اثرات کشوری(λ_i) قرار می‌گیرد. ضریب اثرات کشور(λ_i) تحت شرایط تبعیض قیمت با کشش ثابت تقاضا از لحاظ آماری معنی‌دار است، درحالی‌که ضریب نرخ ارز حقیقی(β_i) به‌طور معنی‌داری مخالف با صفر نمی‌باشد. بنابراین، رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز تحت شرایط رقابتی و تبعیض قیمت با کشش ثابت تقاضا کامل می‌باشد(نتر،۱۹۸۹).

اگر کشش‌های قیمتی تقاضا با تغییر نرخ ارز حقیقی تغییر یابند، آنگاه میزان بهینه اضافه‌بها با تغییرات نرخ ارز حقیقی تغییر می‌کند. در این حالت، ضریب نرخ ارز حقیقی(β_i) به‌طور معنی‌داری مخالف با صفر می‌باشد و کشور صادرکننده به شکلی هدفمند سیاست تبعیض قیمت را اجرا می‌کند (نتر،۱۹۸۹؛ گلدبرگ و نتر،۱۹۹۷؛ حق و رزاق،۲۰۰۴).

از آزمون‌های مختلفی برای برآورد صحیح مدل رگرسیونی ۲ استفاده می‌شود. بررسی ارتباط حقیقی یا کاذب متغیرهای الگو از اهمیت خاصی برخوردار است. بنابراین، ایستایی متغیرها شرط لازم برای برآورد مدل می‌باشد. در صورتی که متغیرها ایستا نباشند، نتایج برآورد مدل قابل اعتماد نیستند و رگرسیون کاذب ایجاد می‌شود. آزمون ریشه واحد یکی از متداول‌ترین آزمون‌هایی است

که برای تشخیص ایستایی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این آزمون‌ها فرضیه‌ی صفر دلالت بر ناایستایی متغیرها دارد و به دو دسته تقسیم می‌شوند(اسفندیاری و همکاران،۱۳۸۷):

۱- آزمون‌هایی که فرآیند ریشه واحد مشترکی را برای داده‌های تابلویی بررسی می‌نمایند و ضرایب خودرگرسیون در میان کشورهای مختلف یکسان هستند. آزمون‌های بریتانگ و لوی-لین و چو این فرض را در نظر می‌گیرند.

۲- آزمون‌هایی که فرآیند ریشه واحد جداگانه‌ای را برای داده‌های تابلویی در میان کشورها بررسی می‌نمایند و ضرایب خودرگرسیون در میان کشورها نیز متفاوت می‌باشد. آزمون‌های ایم-پسران و شین، دیکی فولر تعمیم یافته فیشر و فیلیپس پرون فیشر بر اساس این فرض انجام می‌پذیرند.

آزمون چاو از آزمون‌های مهم در برآورد مدل رگرسیونی ۲ است، به‌طوری‌که معنی‌دار بودن همزمان اثرات کشوری(λ_i) و اثرات زمانی(θ_t) توسط این آزمون قابل بررسی است. در آزمون چاو فرضیه‌ی صفر مبنی بر صفر بودن متغیرهای مجازی مربوط به اثرات کشوری(λ_i) و اثرات زمانی(θ_t) با استفاده از آماره‌ی F مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر فرضیه‌ی صفر رد شود؛ آن‌گاه الگوی رگرسیونی ۲ را می‌توان با استفاده از اثرات کشوری(λ_i) و اثرات زمانی(θ_t) تخمین زد(گجراتی،۲۰۰۳؛ بالتاجی،۲۰۰۵).

رویکرد اثرات ثابت و رویکرد اثرات تصادفی دو روش متفاوت برای برآورد مدل رگرسیونی ۲ است. در رویکرد اثرات ثابت فرض می‌شود که اثرات کشوری(λ_i) و اثرات زمانی(θ_t) با متغیر توضیحی مدل(لگاریتم نرخ ارز حقیقی) همبسته می‌باشند، درحالی‌که رویکرد اثرات تصادفی فرض می‌کند که اثرات کشوری(λ_i) و اثرات زمانی(θ_t) با متغیر توضیحی(لگاریتم نرخ ارز حقیقی) ناهمبسته می‌باشند. برای انتخاب روش برآورد میان اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. فرضیه‌ی صفر در این آزمون بیان‌گر عدم همبستگی میان اثرات کشوری(λ_i) و اثرات زمانی(θ_t) با متغیر توضیحی است و فرضیه‌ی مقابل نشان‌دهنده‌ی وجود همبستگی میان آنها است. بنابراین اگر فرضیه‌ی صفر رد شود؛ تخمین‌زن اثرات تصادفی ناسازگار و تخمین‌زن اثرات ثابت سازگار و کارا است(گجراتی،۲۰۰۳؛ بالتاجی،۲۰۰۵).

این مطالعه به جهت نوع تحقیق، به روش کتابخانه‌ای انجام گرفت. جامعه‌ی آماری این مطالعه منتخبی از بازارهای صادراتی برای پسته ایران می‌باشد. بدین منظور با توجه به محدودیت‌های آماری، کشورهای پاکستان، چین، ژاپن، آفریقای‌جنوبی، آلمان، اردن، استرالیا، بحرین، تونس، جمهوری چک، سوریه، جمهوری کره، عربستان سعودی، فرانسه، قطر، کانادا، کویت، مالزی، مراکش، مصر، هند، هنگ کنگ و هلند به‌عنوان بازارهای مقصد انتخاب شدند. اطلاعات مربوط به متغیرهای قیمت صادرات پسته ایران به بازارهای مقصد و نرخ ارز حقیقی به‌صورت سالیانه و برای

دوره‌ی زمانی ۸۹-۱۳۷۱ در نظر گرفته شدند. داده‌های مربوط به متغیر قیمت صادرات پسته ایران بر حسب پول داخلی(ریال) می‌باشند که از سالنامه‌های آماری گمرک جمهوری اسلامی ایران طی سال‌های مختلف جمع‌آوری شدند. در هر یک از بازارهای مقصد، قیمت صادرات پسته ایران با تقسیم ارزش صادرات پسته بر حسب ریال بر مقدار صادرات پسته بر حسب تن به‌دست آمد. همچنین، نرخ ارز حقیقی میان ریال ایران و پول رایج بازار مقصد به‌صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$RER_{it}= NER_{it}(P_i/P) \quad (۳)$$

که NER نرخ ارز اسمی متقاطع بر حسب ریال، P_i شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در بازار i و P شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی ایران می‌باشد. داده‌های مربوط به نرخ ارز اسمی از نماگرهای بانک مرکزی و آمارنامه آمارهای مالی بین‌المللی[1] جمع‌آوری شدند و داده‌های مربوط به شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در ایران و بازارهای مقصد از آمارهای مالی بین‌المللی و شاخص‌های توسعه‌ی جهانی[2] به‌دست آمدند. همچنین، برای برآورد مدل رگرسیونی ۲ و انجام آزمون‌های آماری از نرم‌افزارهای $EVIEWS_6$ و $SAS_{9.2}$ استفاده شد.

نتایج و بحث

قبل از برآورد مدل رگرسیونی ۲ لازم است که ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های ایستایی مورد بررسی قرار گیرد تا از به‌وجود آمدن رگرسیون کاذب و نتایج غیر قابل اعتماد جلوگیری شود. وقفه‌های بهینه در این آزمون‌ها بر اساس معیار شوارتز تعیین و نتایج در جدول ۱ گزارش شد. نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد که در تمام آزمون‌های ایستایی فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح احتمال ۹۵٪ رد می‌شود و لگاریتم متغیرهای قیمت صادرات و نرخ ارز حقیقی ایستا می‌باشند. لزوم استفاده از متغیرهای مجازی مربوط به اثرات کشوری(λ_i) و اثرات زمانی(θ_t) در مدل رگرسیونی ۲ با استفاده از آزمون چاو مورد بررسی قرار می‌گیرد و برای انتخاب روش برآورد میان اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. گزارش نتایج آزمون‌های چاو و هاسمن در جدول ۲ می‌باشد. بر اساس جدول ۲، مقدار آماره‌ی F در آزمون چاو در سطح احتمال ۹۵٪ در ناحیه‌ی رد فرضیه‌ی صفر قرار می‌گیرد. بنابراین استفاده از روش داده‌های تابلویی(در نظر گرفتن متغیرهای مجازی مربوط به اثرات کشوری و اثرات زمانی) جهت برآورد الگوی مورد نظر کارآمدتر خواهد بود. مقدار آماره‌ی هاسمن در جدول ۲ نشان می‌دهد که فرضیه‌ی صفر مبنی بر وجود اثرات تصادفی در سطح احتمال ۹۵٪ رد می‌شود و بهتر است برآورد به روش اثرات ثابت

1 International Financial Statistics (IFS)
2 World Development Indicator (WDI)

انجام شود. نتایج برآورد مدل رگرسیونی ۲ به روش اثرات ثابت برای کل بازارهای مقصد در جدول ۲ ارائه گردید.

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که لگاریتم نرخ ارز حقیقی در سطح احتمال ۹۵٪ تاثیر مثبت و معنی‌داری بر لگاریتم قیمت صادرت پسته ایران بر حسب پول داخلی(ریال) دارد. در ابتدا، دلیل مثبت بودن ضریب لگاریتم نرخ ارز حقیقی با استفاده از منحنی‌های عرضه و تقاضای پسته ایران در بازار صادراتی و سپس با استفاده از مدل اضافه‌بها (رابطه ۱) مورد بررسی قرار می‌گیرد.

منحنی عرضه صادرکنندگان پسته ایران در نتیجه‌ی تغییرات نرخ ارز تغییر نمی‌کند؛ زیرا این منحنی تابع قیمت صادرات پسته بر حسب ریال است. به‌عبارت دیگر، تغییر نرخ ارز منجر به جابجایی منحنی عرضه صادرکنندگان پسته ایران نمی‌شود. زیرا برنامه‌های تولید داخلی کشور برای محصول پسته بر اساس پول داخلی(ریال) تنظیم می‌شوند و حرکت بر روی منحنی عرضه تنها تغییری است که در چنین شرایطی رخ می‌دهد. اما منحنی تقاضا برای پسته صادراتی ایران در بازار مقصد با تغییرات نرخ ارز تغییر می‌یابد. افزایش نرخ ارز منجر به کاهش قیمت صادرات پسته ایران بر حسب پول بازار مقصد می‌شود و در نتیجه میزان تقاضا برای پسته ایران در بازار مقصد افزایش می‌یابد. بنابراین افزایش نرخ ارز باعث انتقال منحنی تقاضا در بازارهای مقصد به سمت بالا می‌شود و با توجه به ثابت بودن منحنی عرضه صادرکنندگان پسته ایران انتظار می‌رود که مقدار و قیمت صادرات پسته بر حسب ریال افزایش یابد. به‌طور مشابه، کاهش نرخ ارز موجب انتقال منحنی تقاضا در بازارهای مقصد به سمت پایین می‌شود و درنتیجه مقدار و قیمت صادرات پسته ایران بر حسب ریال کاهش می‌یابد.

دلیل مثبت بودن ضریب لگاریتم نرخ ارز حقیقی را می‌توان با استفاده از مدل اضافه‌بها(رابطه ۱) نیز مورد بررسی قرار داد. در مدل اضافه‌بها، قیمت صادرات پسته بر حسب پول داخلی(ریال) تابعی از اضافه‌بهایی می‌باشد که صادرکننده به هزینه‌ی نهایی خود اضافه می‌کند. این اضافه‌بها تابعی معکوس از کشش قیمتی تقاضا در بازار مقصد است. در منحنی‌های تقاضا که انحنای آنها کمتر از منحنی تقاضا با کشش ثابت است(مانند منحنی تقاضای خطی)؛ کشش منحنی تقاضا با افزایش قیمت افزایش می‌یابد. بنابراین، کاهش نرخ ارز موجب افزایش قیمت صادرات پسته بر حسب پول بازار مقصد می‌شود و در نتیجه افزایش در کشش قیمتی تقاضا(به‌علت افزایش قیمت صادرات پسته بر حسب پول بازار مقصد) موجب کاهش اضافه‌بها و کاهش قیمت صادرات بر حسب پول داخلی می‌شود(یومکلا و همکاران،۱۹۹۴؛ گلدبرگ و نتر،۱۹۹۷؛ حق و رزاق،۲۰۰۴).

ضریب لگاریتم نرخ ارز حقیقی بیانگر کشش قیمت صادرات پسته ایران بر حسب ریال نسبت به تغییر نرخ ارز می‌باشد و مقدار آن نشان‌دهنده‌ی درجه استراتژی قیمت‌گذاری صادرکنندگان پسته

ایران برای بازارهای خارجی است. ضریب برآورد شده نشان می‌دهد که استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار حدود ۰/۰۸ می‌باشد. بنابراین به ازای یک درصد تغییر نرخ ارز، قیمت صادرات پسته ایران بر حسب ریال به میزان ۰/۰۸ درصد تغییر می‌یابد و در نتیجه ۰/۹۲٪ تغییر نرخ ارز به قیمت صادرات پسته ایران بر حسب پول بازار مقصد انتقال داده می‌شود. درجه‌ی بالای رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در بازارهای صادراتی پسته ایران به دلیل زیاد بودن کشش قیمتی تقاضا در این بازارها است؛ زیرا با افزایش کشش قیمتی تقاضا، اثر تغییر نرخ ارز بر قیمت صادرات بر حسب پول بازار مقصد بیشتر شده و درنتیجه رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز افزایش می‌یابد(ژی و همکاران،۲۰۰۸). همچنین، عواملی دیگری نظیر افزایش صادرات سایر کشورها، کاهش قیمت جهانی و کاهش تقاضا در بازارهای صادراتی موجب افزایش درجه‌ی رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز می‌شوند(حق و رزاق،۲۰۰۴). انتقال ناقص تغییر نرخ ارز به قیمت صادرات بر حسب پول بازار مقصد موافق با مطالعات نتر(۱۹۸۹)، آتوکورالا و منون(۱۹۹۴)، یومکلا و همکاران(۱۹۹۴)، کازمیرژاک و همکاران(۱۹۹۷)، کارو(۲۰۰۰)، حق و رزاق (۲۰۰۴) و مالک و مارکوس(۲۰۱۰) می‌باشد.

تعیین ساختار بازار صادراتی پسته ایران با استفاده از نتایج جدول ۲ امکان‌پذیر است. بر اساس جدول ۲، مقدار آماره‌ی F در آزمون چاو نشان می‌دهد که متغیرهای مجازی مربوط به اثرات کشوری(λ_i) و اثرات زمانی(θ_t) معنی‌دار می‌باشند. همان‌طور که در بخش مواد و روش‌ها بیان گردید؛ معنی‌داری همزمان اثرات کشوری(λ_i) و ضریب متغیر نرخ ارز حقیقی نشان می‌دهد که شرایط رقابت ناقص در بازارهای صادراتی پسته ایران برقرار است و کشش قیمتی تقاضا با تغییر نرخ ارز حقیقی تغییر می‌یابد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که صادرکنندگان پسته ایران در بازارهای صادراتی دارای قدرت بازاری هستند و سیاست تبعیض قیمت را دنبال می‌کنند. برای مثال، صادرکنندگان در بازارهایی که کشش قیمتی تقاضا بیشتر است؛ قیمت‌های کمتری را در نظر می‌گیرند(حق و رزاق،۲۰۰۴).

در مطالعات گذشته، برای کنترل اثر تغییرات هزینه‌ی نهایی تولید(که غیر قابل مشاهده است) بر قیمت صادراتی از شاخص‌های قابل مشاهده‌ای مانند قیمت نهاده‌ها و عوامل تولید استفاده می‌کردند. اما، این رهیافت با فرض بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و عدم وجود شوک‌های تکنولوژی معتبر می‌باشد. بنابراین، این شاخص‌ها برای اندازه‌گیری هزینه‌ی نهایی تولید مناسب نیستند و استفاده از آنها مطابق با رفتار یک کشور حداکثرکننده سود نمی‌باشد. با استفاده از داده‌های تابلویی امکان کنترل تاثیر تغییرات هزینه‌ی نهایی تولید بر قیمت صادراتی وجود دارد(گلدبرگ و نتر، ۱۹۹۷؛ گیل-پارجا،۲۰۰۰؛ حق و رزاق،۲۰۰۴). با استفاده از متغیر اثرات زمانی(θ_t)، بررسی تاثیر همزمان تغییرات هزینه‌ی نهایی بر قیمت صادراتی پسته ایران بر حسب ریال در تمام بازارهای

مقصد امکان‌پذیر می‌باشد. شکل ۱ نشان‌دهنده‌ی چگونگی تغییرات متغیر اثرات زمانی(θ_t) طی سال‌های مورد بررسی است. بر اساس شکل ۱، متغیر اثرات زمانی(θ_t) پس از سال ۱۳۸۰ دارای روند افزایشی بوده و این یافته نشان‌دهنده‌ی افزایش هزینه‌ی نهایی تولید پسته ایران طی دهه‌ی گذشته است. مشکل کم‌آبی ناشی از خشکسالی‌های اخیر و برداشت بی‌رویه از آب‌های زیرزمینی همراه با بهره‌وری پایین عوامل تولید از عوامل تاثیرگذار بر افزایش هزینه‌ی نهایی تولید پسته ایران در دهه‌ی ۱۳۸۰ می‌باشند.

تجزیه و تحلیل بر اساس ضریب نرخ ارز مشترک برای کل بازارهای مقصد بیانگر انتقال ناقص نرخ ارز بر قیمت صادرات بر حسب پول بازار مقصد است. اما این یافته در هریک از بازارهای مقصد صدق نمی‌کند، زیرا استراتژی قیمت‌گذاری صادرکنندگان در بازارهای چندگانه با توجه به شرایط بازار و الگوی تقاضا متفاوت می‌باشد(حق و رزاق،۲۰۰۴). بنابراین، برآورد رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در هریک از بازارهای مقصد باید به‌صورت منفرد انجام شود. نتایج برآورد روش اثرات ثابت مبتنی بر تجزیه و تحلیل کشوری در جدول ۳ گزارش شد.

بر اساس نتایج جدول ۳، ضریب متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی در کشورهای پاکستان، چین، آفریقای جنوبی، آلمان، اردن، استرالیا، بحرین، تونس، جمهوری چک، عربستان سعودی، کانادا، کویت، مالزی، مراکش، مصر، هند، هنگ کنگ و هلند تاثیر معنی‌داری بر قیمت صادرت پسته بر حسب ریال ندارد. بنابراین، قیمت صادرات پسته بر حسب پول بازار مقصد به نسبت یک به یک با تغییر نرخ ارز تغییر می‌یابد و رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در این بازارها کامل می‌باشد. رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز زمانی کامل است که شرایط رقابتی یا تبعیض قیمت با کشش ثابت تقاضا برقرار باشد(نتر،۱۹۸۹). معنی‌دار بودن اثرات کشوری(λ_i) در این بازارها نشان می‌دهد که ساختار بازارهای صادراتی از حالت رقابتی فاصله گرفته و شرایط رقابت ناقص برقرار می‌باشد(گلدبرگ و نتر،۱۹۹۷؛ حق و رزاق،۲۰۰۴). با توجه به معنی‌دار بودن اثرات کشوری(λ_i) و کامل بودن رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز نتیجه گرفته می‌شود که منحنی تقاضا برای پسته ایران دارای کشش قیمتی ثابت است. بنابراین، کشش قیمتی تقاضا با تغییر نرخ ارز تغییر نمی‌یابد و در نتیجه قیمت صادرات پسته بر حسب پول داخلی(ریال) تحت تاثیر تغییر نرخ ارز قرار نمی‌گیرد(نتر،۱۹۸۹). تحت چنین شرایطی، استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار صفر می‌باشد و صادرکنندگان ایرانی انگیزه‌ای برای تغییر قیمت صادرات پسته بر حسب پول داخلی(ریال) در مقابل تغییر نرخ ارز ندارند و تمام تغییر نرخ ارز را به قیمت صادرات پسته بر حسب پول بازار مقصد انتقال می‌دهند. در این حالت، صادرکنندگان ایرانی قیمت صادراتی را به‌گونه‌ای در نظر می‌گیرند که یک اضافه‌بهای ثابت بر هزینه‌ی نهایی داشته باشد. این یافته مطابق با نتایج مطالعات نتر(۱۹۸۹)، یومکلا و همکاران(۱۹۹۴) و حق و

رزاق(۲۰۰۴) در برخی بازارهای صادراتی است. در شکل ۲، منحنی $MC/(1-1/|\varepsilon|)$ جزء ثابتی بیش از منحنی هزینه‌ی نهایی است و محل تقاطع این منحنی با منحنی تقاضا نشان‌دهنده‌ی سطح بهینه‌ی تولید(y^*) برای حداکثرسازی سود است(واریان،۲۰۰۵).

ساختار بازار صادراتی در کشورهای ژاپن، سوریه، جمهوری کره، فرانسه و قطر متفاوت از سایر کشورها است. صادرکنندگان پسته ایران در این بازارها دارای قدرت بازاری هستند و رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز ناقص می‌باشد. استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار در کشورهای ژاپن، سوریه، جمهوری‌کره، فرانسه و قطر به‌ترتیب برابر با ۱۶/۲، ۱۸/۴، ۱۴/۲، ۸/۶ و ۱۳/۵ می‌باشد و صادرکنندگان پسته‌ی ایران بخشی از تغییر نرخ ارز را به‌منظور حفظ سهم بازار صادراتی(هنگام مواجه با کاهش نرخ ارز) یا افزایش سود نهایی(هنگام مواجه با افزایش نرخ ارز) خنثی می‌کنند. استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار بر اساس سیاست تبعیض قیمت درجه سه و مبتنی بر مدل اضافه‌بها(رابطه ۱) است(حق و رزاق،۲۰۰۴). صادرکنندگان پسته ایران با به‌کارگیری این استراتژی سعی می‌کنند که سیاست تثبیت قیمت صادرات بر حسب پول بازار مقصد[1] را دنبال کنند که این امر موجب انتقال ناقص نرخ ارز می‌شود. سیاست تثبیت قیمت صادرات بر حسب پول بازار مقصد به تحدب منحنی تقاضا در هر بازار بستگی دارد، زیرا انحنای منحنی تقاضا مشخص‌کننده چگونگی تغییرات کشش قیمتی تقاضا نسبت به تغییرات در قیمت است(یومکلا و همکاران،۱۹۹۴؛ گلدبرگ و نتر،۱۹۹۷؛ حق و رزاق،۲۰۰۴). متغیر لگاریتم نرخ ارز حقیقی دارای علامت مثبت است و این یافته نشان می‌دهد که تحدب منحنی تقاضا در بازار مقصد کمتر از منحنی تقاضا با کشش ثابت است و در نتیجه کشش قیمتی تقاضا با افزایش قیمت صادرات بر حسب پول بازار مقصد افزایش می‌یابد. بر اساس رابطه ۱، کاهش نرخ ارز منجر به افزایش قیمت صادرات پسته ایران بر حسب پول بازار مقصد می‌شود و در نتیجه کشش قیمتی تقاضا افزایش می‌یابد. با افزایش کشش قیمتی تقاضا، میزان اضافه‌بها و قیمت صادرات پسته بر حسب ریال کاهش می‌یابد(بر اساس رابطه ۱). با توجه به معنی‌دار بودن اثرات کشوری(λ_i) در هریک از بازارهای مقصد، نتیجه گرفته می‌شود که شرایط رقابتی در هیچ یک از این بازارها برقرار نمی‌باشد و صادرکنندگان پسته ایران در بازارهای صادراتی به‌صورت یک انحصارگر عمل می‌کنند.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مطالعه رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز بر قیمت صادراتی پسته ایران در منتخبی از بازارهای صادراتی با استفاده از داده‌های تابلویی طی سال‌های ۸۹-۱۳۷۱ مورد آزمون و بررسی قرار گرفت. نتایج برآورد مدل رگرسیونی به روش اثرات ثابت برای کل بازارهای مقصد نشان داد که رابطه‌ی

1 Local Currency Pricing Stability (LCPS)

انتقالی نرخ ارز ناقص می‌باشد و صادرکنندگان پسته ایران با هدف حفظ مزیت رقابتی یا افزایش سهم بازار استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار را دنبال می‌کنند. از طرف دیگر، نتایج برآورد مدل به روش اثرات ثابت برای هریک از بازارهای مقصد نشان داد که قیمت‌گذاری برای بازار استراتژی غالب در اکثر بازارهای مقصد نمی‌باشد و این یافته بیانگر متفاوت بودن شرایط بازار و الگوی تقاضا در هریک از بازارهای مقصد است. نتیجه‌ی مهم این مطالعه این است که در هیچ یک از بازارهای صادراتی شرایط رقابتی برقرار نمی‌باشد و صادرکنندگان ایران به‌صورت انحصاری عمل کرده و دارای قدرت بازاری هستند.

نتایج این مطالعه نشان داد که صادرکنندگان ایرانی قسمت زیادی از تغییر نرخ ارز به قیمت صادرات پسته ایران بر حسب پول بازار مقصد انتقال می‌دهند و قسمت اندکی از تغییر نرخ ارز توسط آنها خنثی می‌شود. بنابراین با توجه به زیاد بودن رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز در بازارهای صادراتی پسته ایران نتیجه گرفته می‌شود که اجرای سیاست کاهش ارزش پول داخلی از کارایی لازم برخوردار بوده و اجرای این سیاست موجب افزایش ارزش صادرات پسته می‌شود. همچنین با مقایسه‌ی نتایج این مطالعه با مطالعات گذشته، نتیجه گرفته می‌شود که درجه‌ی رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز برای کالاهای مختلف متفاوت می‌باشد و خصوصیات ساختاری بخش‌های اقتصادی در میزان انتقال تغییر نرخ ارز تاثیرگذار است. بخش کشاورزی یا بخش‌های تجاری کوچک بر خلاف بخش صنعت دارای قدرت بازاری کمتری هستند که این مساله باعث افزایش رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز و کاهش استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار می‌شود.

بر اساس نتایج این مطالعه، هزینه‌ی نهایی تولیدکنندگان پسته ایران طی سال‌های اخیر از روند رو به رشدی برخوردار است که این مساله تاثیر نامطلوبی بر تقاضا برای پسته ایران در بازارهای مقصد بر جای می‌گذارد و اجرای استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار و سیاست تثبیت قیمت بر حسب پول بازار مقصد در صورت ادامه این روند با مشکل مواجه خواهد شد. لذا کاهش هزینه‌ی تولیدکنندگان پسته ایران با توسعه‌ی مکانیزاسیون، انبارداری مناسب، اجرای سیاست‌های حمایتی و تخصیص بهینه‌ی عوامل تولید به‌خصوص منابع آب امری ضروری به‌شمار می‌رود. از طرف دیگر، با توجه به الگوی تقاضا در بازارهای مقصد پیشنهاد می‌شود که به رقابت‌های غیر قیمتی از جمله ایجاد نشان تجاری با بسته‌بندی مناسب، افزایش ارزش افزوده از طریق صنایع تبدیلی، بازاریابی و تبلیغات هدفمند با توجه به سلیقه‌ی جهانی در جهت افزایش درجه‌ی استراتژی قیمت‌گذاری برای بازار و کاهش رابطه‌ی انتقالی نرخ ارز توجه شود تا از این طریق قدرت انحصاری صادرکنندگان پسته ایران در بازار جهانی افزایش یابد.

فهرست منابع

1. Asgharpour, H., Sojoodi, S. and Aslani Nia, N.M. 2011. Exchange rate pass-through to non-oil export price of Iran, The Economic Research, 11(3):111-34 (in Persian).
2. Athukorala, P. and Menon, J. 1994. Pricing to market behaviour and exchange rate pass-through in Japanese exports, The Economic Journal, 104(423): 271-281.
3. Baltagi, B.H. 2005. Econometric analysis of panel data, 3rd edition, New York: John Wiley and Sons.
4. Carbaugh, R.J. 2009. International economics, 12th edition, Mason: South-Western Cengage Learning.
5. Carew, R. 2000. Pricing to market behavior: evidence from selected Canadian and U.S. agri-food exports, Journal of Agricultural and Resource Economics, 25(2): 578-95.
6. Esfandiari, A.A., Moghadas Hossein Zadeh S. and Delavari M. 2008. Evaluation of Iran's free trade zones and its effects on economic development of these zones, Economic Research Review, 28:119-46 (in Persian).
7. Faruqee, H. 1995. Pricing to market and the real exchange rate, International Monetary Fund, 42(4): 855-81.
8. Gagnon, J.E. and Knetter, M.M. 1995. Markup adjustment and exchange rate fluctuations: evidence from panel data on automobile exports, Journal of International Money and Finance, 14(2):289-310.
9. Gil-Pareja, S. 2000. Exchange rates and European countries' export prices: an empirical test for asymmetries in pricing to market behavior, Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv), 136(1): 1-23.
10. Gil-Pareja, S. 2003. Pricing to market behaviour in European car markets, European Economic Review, 47(6): 945–62.
11. Goldberg, P.K. and Knetter, M.M. 1997. Goods prices and exchange rates: what have we learned?, Journal of Economic Literature, 35(3): 1243-72.
12. Gujarati, D.N. 2003. Basic econometrics, 4th edition, New York: McGraw-Hill.

13. Haghighat, J. and Hosseinpour, R. 2010. Exchange rate pass-through on Iranian raisins export, Journal of Economics Science(JES), 37: 33-54 (in Persian).
14. Hoque, M.M. and Razzaque, A. 2004. Exchange rate pass-through in Bangladesh's export prices: an empirical investigation, The Bangladesh Development Studies, 30(1/2): 35-64.
15. Hsiao, C. 2003. Analysis of panel data, 2nd edition, Cambridge: Cambridge University Press.
16. Karbasi, A.R. and Ahmadi, H. 2010. Investigating the effects of exchange rate fluctuations on raisin export quantity and price, 17(32):147-63 (in Persian).
17. Kazmierczak, R.F. Jr., Zapata, H.O. and Diop, H. 1997. Noncompetitive pricing and exchange rate pass-through in Mauritanian octopus export markets, Journal of Agribusiness, 15(1): 85-102.
18. Knetter, M.M. 1989. Price discrimination by U.S. and German exporters, The American Economic Review, 79(1): 198-210.
19. Knetter, M.M. 1993. International comparisons of pricing to market behavior, The American Economic Review, 83(3): 473-86.
20. Krugman, P.R. 1987. Pricing to market when the exchange rate changes, in real financial linkages among open economies, Eds: Arndt, S.W. and Richardson J.D., Cambridge: MIT Press.
21. Mallick, S. and Marques, H. 2010. Data frequency and exchange rate pass-through: evidence from India's exports, International Review of Economics & Finance, 19(1):13-22.
22. Marston, R.C. 1990. Pricing to market in Japanese manufacturing, Journal of International Economics, 29(3/4): 217–36.
23. Michaelis, J. 2006. Optimal monetary policy in the presence of pricing-to-market, Journal of Macroeconomics, 28(3): 564–84.
24. Swift, R. 2004. The pass-through of exchange rate changes to the prices of Australian exports of dairy and livestock products, Australian Journal of Agricultural and Resource Economics, 48(1):159-85.
25. Varian, H.R. 2005. Intermediate microeconomics: a modern approach, 7th edition, New York: W. W. Norton.
26. Wooldridge, J.M. 2006. Introductory econometrics: a modern approach, 3rd edition, New York: South-Western.

27. Xie, J., Kinnucan, H.W. and Myrland, O. 2008. The effects of exchange rates on export prices of farmed salmon, Marine Resource Economics, 23(4): 439–57.
28. Yumkella, K.K., Unnevehr, L.J. and Garcia, P. 1994. Noncompetitive pricing and exchange rate pass-through in selected U.S. and Thai rice markets, Journal of Agricultural and Applied Economics, 26(2):406-416

پیوست‌ها

جدول ۱- نتایج آزمون ایستایی متغیرها

آزمون		لگاریتم قیمت صادرات	لگاریتم نرخ ارز حقیقی
Levin, Lin & Chu	لوی-لین و چو	-۶/۸۲۵۲۶	-۱۹/۱۱۰۷
	احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
Breitung	بریتانگ	-۴/۱۸۲۰۶	-۲/۶۴۸۹۶
	احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
Im, Pesaran and Shin	ایم-پسران و شین	-۵/۹۵۷۸۸	-۲۱/۱۸۷۲
	احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
ADF-Fisher	دیکی فولر تعمیم یافته فیشر	۱۱۳/۵۷۵	۳۸۳/۳۱۵
	احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰
PP - Fisher	فیلیپس پرون فیشر	۱۰۹/۰۳۰	۳۱۷/۵۷۲
	احتمال	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- نتایج حاصل از برآورد به روش اثرات ثابت برای کل بازارهای مقصد

متغیر وابسته: قیمت صادرات پسته ایران بر حسب ریال					
نام متغیر	توضیح متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	احتمال
c	عرض از مبدأ	۸/۱۷۶۳۹۶	۰/۲۱۶۸۵۲	۳۷/۷۰۵۰۱	۰/۰۰۰۰
LnRER	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۷۹۸۰۷	۰/۰۳۰۴۸۶	۲/۶۱۷۸۴۷	۰/۰۰۹۲
ضریب تعیین:	ضریب تعیین تعدیل شده:		آماره F در آزمون چاو:		آماره H در آزمون هاسمن:
۰/۹۷۸۹۱۶	۰/۹۷۶۵۵۴		۴۱۴/۴۵۷۶		۱۸۵/۷۸۱۶۹۵

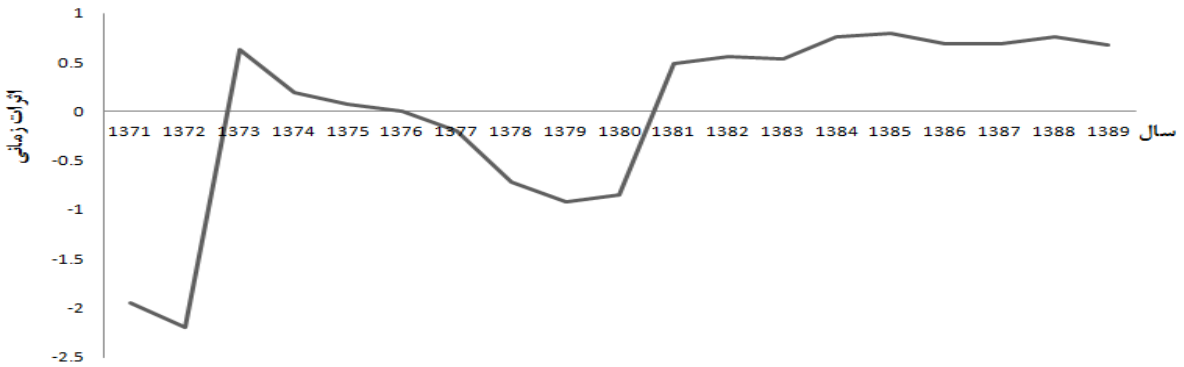
مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد به روش اثرات ثابت برای هر یک از بازارهای مقصد

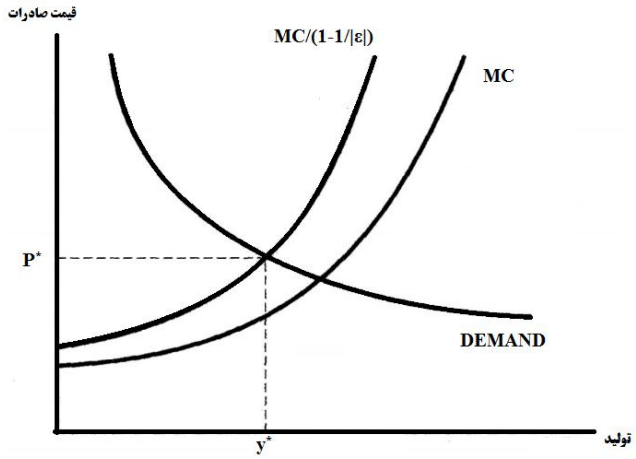
متغیر وابسته: قیمت صادرات پسته ایران بر حسب ریال					
کشور	متغیر	ضریب	خطای معیار	آماره t	احتمال
پاکستان	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۷۸۱۸	۰/۰۶۷۸۵	۱/۱۵	۰/۲۵
	اثر کشور	۸/۹۶۷۱۷	۰/۳۱۹۴۲	۲۸/۰۷	۰/۰۰۰۱
چین	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۸۴۰۴	۰/۰۹۷۷۸	۰/۸۶	۰/۳۹۰۷
	اثر کشور	۸/۷۲۰۳۱	۰/۶۶۱۷۵	۱۳/۱۸	۰/۰۰۰۱
ژاپن	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۱۶۲۰۷	۰/۰۶۵۸۶	۲/۴۶	۰/۰۱۴۴
	اثر کشور	۸/۸۰۷۶۶	۰/۲۷۴۹۰	۳۲/۰۴	۰/۰۰۰۱
آفریقای جنوبی	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۴۸۰۵	۰/۰۷۵۸۰	۰/۶۳	۰/۵۲۶۶
	اثر کشور	۹/۰۵۵۶۴	۰/۵۱۸۱۱	۱۷/۴۸	۰/۰۰۰۱
آلمان	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۶۱۹۶	۰/۰۵۳۲۰	۱/۱۶	۰/۲۴۵۰
	اثر کشور	۸/۸۳۵۶۰	۰/۴۶۳۸۴	۱۹/۰۵	۰/۰۰۰۱
اردن	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۸۵۵۵	۰/۰۶۷۳۴	۱/۲۷	۰/۲۰۴۸
	اثر کشور	۸/۶۰۱۱۷	۰/۶۱۴۸۲	۱۳/۹۹	۰/۰۰۰۱
استرالیا	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۸۶۵۷	۰/۰۶۰۱۴	۱/۴۴	۰/۱۵۰۹
	اثر کشور	۸/۷۱۴۹۲	۰/۵۰۶۰۷	۱۷/۲۲	۰/۰۰۰۱
بحرین	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۱۰۳۰۵	۰/۰۶۸۸۲	۱/۵	۰/۱۳۵۲
	اثر کشور	۸/۴۰۵۰۶	۰/۶۷۲۶۳	۱۲/۵	۰/۰۰۰۱
تونس	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۹۹۵۷	۰/۰۶۶۵۰	۱/۵	۰/۱۳۵۲
	اثر کشور	۸/۴۷۹۹۸	۰/۵۶۷۶۸	۱۴/۹۴	۰/۰۰۰۱
جمهوری چک	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۹۵۵۲	۰/۰۷۸۶۲	۱/۲۲	۰/۲۲۵۲
	اثر کشور	۸/۸۵۵۵۲	۰/۴۲۰۶۲	۲۱/۰۵	۰/۰۰۰۱
سوریه	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۱۸۴۰۳	۰/۰۶۲۵۹	۲/۹۴	۰/۰۰۳۵
	اثر کشور	۸/۳۲۴۸۱	۰/۳۹۷۶۶	۲۰/۹۳	۰/۰۰۰۱
جمهوری کره	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۱۴۲۶۶	۰/۰۶۵۸۹	۲/۱۷	۰/۰۳۱۱
	اثر کشور	۹/۵۲۶۹۵	۰/۱۲۵۶۳	۷۵/۸۳	۰/۰۰۰۱
عربستان سعودی	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۱۰۴۸۳	۰/۰۶۹۴۳	۱/۵۱	۰/۱۳۲۰
	اثر کشور	۸/۵۹۷۱۷	۰/۵۲۳۲۲	۱۶/۴۳	۰/۰۰۰۱
فرانسه	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۸۶۵۷	۰/۰۳۲۸۴	۲/۶۴	۰/۰۰۸۸
	اثر کشور	۸/۷۷۴۳۴	۰/۲۷۵۸۱	۳۱/۸۱	۰/۰۰۰۱
قطر	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۱۳۵۳۴	۰/۰۶۴۲۸	۲/۱۱	۰/۰۳۶
	اثر کشور	۸/۵۹۱۱۱	۰/۴۷۸۹۰	۱۷/۹۴	۰/۰۰۰۱
کانادا	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۵۸۶۶	۰/۰۶۳۷۱	۰/۹۲	۰/۳۵۷۸

	اثر کشور	۸/۸۵۸۲۹	۰/۵۴۱۳۴	۱۶/۳۶	۰/۰۰۰۱
کویت	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۷۳۱	۰/۰۶۶۳۹	۱/۱	۰/۲۷۱۷
	اثر کشور	۸/۶۸۶۸۵	۰/۶۶۴۱۵	۱۳/۰۸	۰/۰۰۰۱
مالزی	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۹۵۴۷	۰/۰۸۲۳۸	۱/۱۶	۰/۲۴۷۳
	اثر کشور	۸/۶۸۹۴۸	۰/۶۲۵۱۴	۱۳/۹	۰/۰۰۰۱
مراکش	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۴۵۰۸	۰/۰۸۸۵۱	۰/۵۱	۰/۶۱۰۹
	اثر کشور	۸/۹۶۷۰۰	۰/۵۸۲۶۹	۱۵/۳۹	۰/۰۰۰۱
مصر	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۵۵۶۶	۰/۰۶۷۳۸	۰/۸۳	۰/۴۰۹۴
	اثر کشور	۸/۹۹۹۸۴	۰/۴۸۵۰۰	۱۸/۵۶	۰/۰۰۰۱
هلند	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۶۶۵۲	۰/۰۵۲۸۶	۱/۲۶	۰/۲۰۹۱
	اثر کشور	۸/۸۱۰۱۰	۰/۴۵۲۹۰	۱۹/۴۵	۰/۰۰۰۱
هنگ کنگ	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۷۴۹۳	۰/۰۶۷۵۰	۱/۱۱	۰/۲۶۷۸
	اثر کشور	۸/۸۰۳۴۳	۰/۴۵۹۱۲	۱۹/۱۷	۰/۰۰۰۱
هند	لگاریتم نرخ ارز حقیقی	۰/۰۷۱۳۴	۰/۰۸۷۰۶	۰/۸۲	۰/۴۱۳۱
	اثر کشور	۹/۰۵۱۸۰	۰/۴۳۵۰۲	۲۰/۸۱	۰/۰۰۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۱- روند اثرات زمانی طی سال‌های مختلف



نمودار ۲- انحصار با کشش ثابت تقاضا