اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال بیست و پنجم، شمارهٔ ۹۸، تابستان ۱۳۹۶

# برآورد عوامل مؤثر بر سهم صادرات پسته ایران در بازارهای جهانی با تأکید بر نوسان‌های تولید داخلی

حامد رفیعی[۱]، مجید محمدی[۲]، عمران طاهری ریکنده[۳]، صابر کلهری[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۹/۱۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱/۳۰

**چکیده**

پسته از مهم‌ترین اقلام صادراتی است که می‌تواند در بهبود وضع کسب درآمدهای ارزی کشور نقش شایان توجهی ایفا کند. با توجه به اهمیت صادرات کشاورزی و حفظ سهم صادراتی از بازارهای جهانی، به‌خصوص برای محصول پسته، شناسایی عوامل مؤثر بر سهم ایران در بازارهای جهانی ضروری به نظر می‌رسد. به همین منظور، با استفاده از روش خودتوضیح با وقفهٔ گسترده، عوامل مؤثر بر سهم صادراتی ایران برآورد شد. نتایج برآورد مدل نشان داد که متغیرهای نسبت قیمت داخلی به قیمت جهانی پسته و نرخ ارز واقعی اثر مثبت و

۱. استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران (نویسندهٔ مسئول)

e-mail: hamedrafiee@uc.ac.ir

۲، ۳ و ۴. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه تهران



Archive of SID

www.SID.ir

معنی‌داری بر سهم صادراتی پسته ایران دارند. همچنین متغیرهای نوسانات تولید پسته ایران، متغیر مجازی خشکسالی و سهم صادراتی آمریکا اثر منفی و معنی‌داری بر سهم صادراتی پسته ایران دارند. با برآورد مدل تصحیح خطا مشخص شد که در هر دوره، بیش از ۷۵ درصد از عدم تعادل در سهم صادراتی پسته ایران تعدیل می‌شود. لذا با توجه به نتایج، باید با توسعه کشاورزی دانش‌محور و گسترش آموزش‌های کشاورزی و در کنار آن توسعه فناوری‌های نوین و مدیریت مناسب واحدهای تولیدی، حتی المقدور از نوسانات تولید در سال‌های آتی جلوگیری کرد.

**طبقه بندی JEL :** F14, F42, Q17

**کلیدواژه‌ها:**

بازارهای جهانی، سهم صادرات، ARDL ، پسته، ایران

**مقدمه**

ایران از دیرباز به شدت به درآمدهای ناشی از صدور ذخایر زیرزمینی وابسته بوده که این مهم موجب آسیب‌پذیری اقتصاد تک‌محصولی آن در برابر نوسانات قیمت‌های جهانی انرژی شده است (گودرزی و صبوری دیلمی، ۱۳۹۳). همین وابستگی شدید به درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت و گاز از یک طرف و کاهش منابع طبیعی از طرف دیگر، لزوم بازنگری در سیاست‌های اقتصادی کشور را متذکر می‌شوند (علیجانی و همکاران، ۱۳۸۹). از این‌رو همواره محققان و سیاست‌گذاران کلان کشور از افزایش صادرات غیرنفتی به عنوان یکی از مهم‌ترین راهکارهای رهایی از اقتصاد تک محصولی یاد کرده و برای این منظور بر روی بخش کشاورزی تأکید ویژه‌ای دارند. این بخش در ایران با توجه به وجود اراضی مستعد،



Archive of SID

www.SID.ir

تنوع آب و هوایی و وفور نیروی‌کار جوان و ارزان‌قیمت، یکی از مهم‌ترین محورهای اقتصاد کشور بوده و می‌تواند در دستیابی به هدف افزایش حجم صادرات غیرنفتی نقش بسزایی ایفا نماید (مهرپرور حسینی و همکاران، ۱۳۹۲).

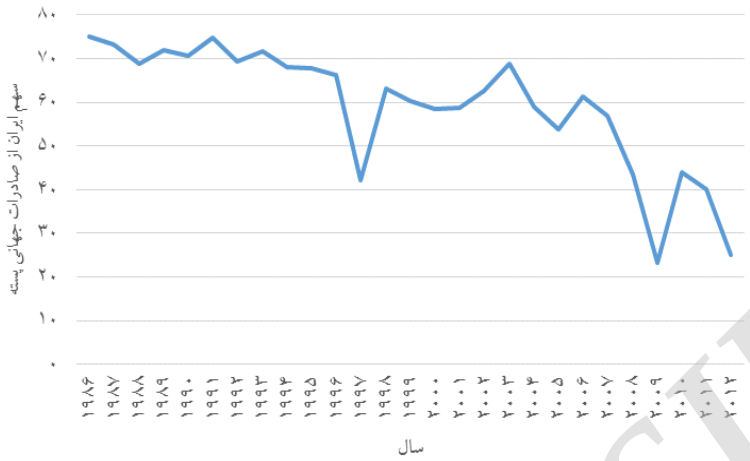
در میان انواع محصولات صادراتی بخش کشاورزی ایران، پسته با در اختیار داشتن سهم بیش از ۳۷ درصدی از کل ارزش صادرات محصولات کشاورزی کشور در طی دوره زمانی ۱۹۸۶-۲۰۱۲ همواره به عنوان محصولی راهبردی مد نظر بوده است (فائو، ۲۰۱۲). از این‌رو با توجه به کثرت تنوع پسته ایران و کیفیت بالاتر نسبت به سایر رقبا، می‌توان کمک شایان توجهی به بهبود وضع درآمدهای ارزی کشور کرد (اشک‌تراب، ۱۳۹۰). از سوی دیگر ایران در تولید و صادرات پسته در دنیا دارای جایگاه ویژه‌ای است. طبق آمار فائو، ایران با میانگین تولید حدود ۵۲ درصد از کل پسته جهان در طول دوره ۱۹۸۶-۲۰۱۲، بزرگ‌ترین تولیدکننده این محصول بوده و با در اختیار داشتن سهم بیش از ۵۸ درصدی از کل صادرات جهانی این محصول، یکی از بزرگ‌ترین صادرکنندگان آن هم به شمار آمده است (فائو، ۲۰۱۲).

هرچند ایران در بازار جهانی این محصول جایگاه تعیین‌کننده‌ای دارد، اما در طول سال‌های مختلف با ظهور رقبای جدید، با چالش‌های بسیاری مواجه شده است. همان‌طور که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود، سهم صادراتی ایران از کل صادرات پسته جهان کاهش یافته است و لذا بررسی دقیق و علمی دلایل این کاهش بسیار ضروری می‌باشد.



Archive of SID

www.SID.ir




مأخذ: فائو، ۲۰۱۵

**نمودار ۱. سهم ایران از صادرات جهانی پسته**

از جمله دلایل اثرگذار بر صادرات محصولات کشاورزی از قبیل پسته، نوسانات در تولید این محصولات است که موجب کاهش اعتماد بازارهای هدف صادراتی پسته ایران می‌شود به طوری که بسیاری از کشورهای واردکننده با مشاهده نوسان موجود در تولید پسته ایران، به سمت صادرکننده‌ای دارای ثبات در تولید پسته حرکت خواهندکرد و این امر منجر به کاهش سهم صادرات ایران از صادرات جهانی این محصول و از دست رفتن جایگاه ایران خواهد شد. لذا با توجه به این مهم، مطالعهٔ حاضر در تلاش است عوامل مؤثر بر سهم صادراتی پسته ایران را از صادرات جهانی بررسی نماید و راهکارهای کاربردی در جهت کاهش چالش‌های مذکور ارائه کند.

در مطالعاتی که در زمینه عوامل مؤثر بر صادرات انجام‌شده، شو (۱۹۷۴) نشان داده است که تغییرات نرخ ارز می‌تواند آثار مهمی بر روی صادرات داشته باشد. وون کو و هیون جین (۲۰۰۳) به تحلیل سهم بازار گندم ایالات متحده در کشورهای آسیای شرقی پرداختند و نشان دادند که نرخ‌های نسبی ارز و قیمت‌های صادراتی عوامل مهمی هستند که سهم بازار



Archive of SID

www.SID.ir

ایالات متحده را تعیین می‌کنند. بولسو (۲۰۰۶) به بررسی تأثیر نرخ ارز بر صادرات و واردات محصولات کشاورزی از آمریکا به کشورهای عمده طرف تجاری پرداخت و نشان داد که صادرات و واردات نسبت به نرخ ارز باکشش می‌باشند. اخترحسین (۲۰۰۸) با بهره‌گیری از اطلاعات سالیانه ۱۹۶۳ تا ۲۰۰۵ به بررسی تابع تقاضای صادرات اندونزی پرداخت و از متغیرهای ارزش صادرات، سطح درآمد جهانی و نسبت قیمت‌ها (نسبت شاخص قیمت صادراتی در اندونزی نسبت به سطح قیمت صادراتی در آسیا) به صورت لگاریتمی بهره جست. وی با استفاده از روش هم انباشتگی جوهانسون- جوسلیوس و همچنین روش $ARDL$ [5] وجود رابطه بلندمدت را در میان متغیرها اثبات نمود. طبق یافته این محقق، نسبت قیمت ها تأثیر منفی بر صادرات اندونزی گذاشته است.

عزیزی و یزدانی(۱۳۸۵) در مطالعه‌ای با هدف بررسی روند صادرات پسته و شناخت استراتژی صادراتی پسته، از معیار $RCA$ استفاده و تابع عرضه صادرات پسته را برآورد کردند و نتایج عدم وجود استراتژی منظم را در دنبال کردن پاره‌ای از درآمدهای صادراتی پسته ثابت کردند و به این نتیجه رسیدند در بین کشورهای صادرکننده پسته، آمریکا از یک استراتژی صادراتی منظم و دقیق‌تر نسبت به رقبا برخوردار بوده است. مقدسی و علی‌شاهی (۱۳۸۶) عوامل مؤثر بر سهم صادرات ایران در بازار جهانی محصولات کشاورزی را با استفاده از داده‌های ترکیبی و روش حداقل مربعات معمولی، مربعات تعمیم یافته و همچنین رگرسیون به ظاهر غیرمرتبط بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که نسبت قیمت صادراتی ایران به کشورهای رقیب بر سهم بازار تأثیر گذار است و ارتباط معکوسی میان سهم بازار و متغیر بی‌ثباتی قیمت‌های نسبی صادراتی وجود دارد. عاقل و همکاران (۱۳۷۸) عوامل مؤثر بر ارزش صادرات محصولات کشاورزی را با تأکید بر استانداردهای صادرات برای گروهی از

5. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)



Archive of SID

www.SID.ir

محصولات منتخب بررسی کردند. نتایج نشان داد رعایت سطح استاندارد صادراتی در اکثر محصولات مورد بررسی تأثیر مثبت و معنی دار بر میزان صادرات آنها دارد. پاکروان و همکاران (۱۳۸۹) عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای صادرات محصولات کشاورزی ایران را با استفاده از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان داد که متغیرهای نرخ ارز واقعی، قیمت‌های نسبی، مقدار تولید، قیمت‌های داخلی و متغیر مجازی جنگ، متغیرهای تأثیرگذار بر توابع عرضه و تقاضای صادرات هستند. اشک تراب (۱۳۹۰) عوامل مؤثر بر تابع تقاضای صادرات پسته ایران را با تأکید بر سلامت غذایی بررسی کرد. نتایج برآورد تابع تقاضای صادرات پسته ایران نشان داد متغیرهای نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای سلامت غذایی و نسبت قیمت صادراتی پسته ایران به مجموع قیمت صادراتی پسته سایر کشورهای صادرکننده تأثیر منفی و معنی‌داری بر تقاضای صادرات پسته ایران دارد. امینی‌زاده و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعهٔ خود الگوی رقابت پذیری صادرکنندگان برتر جهانی پسته در بازارهای واردکننده ایران را بررسی کردند و نشان دادند ایران در بازار جهانی با وجود داشتن مزیت نسبی صادراتی و تجارت بیشتر در مقایسه با دیگر رقبا، با رشد منفی در صادرات پسته روبه روست. همچنین مهم‌ترین رقیب ایران در بازارهای هدف، کشور آمریکاست.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در مطالعات انجام شده به عوامل مؤثر بر سهم صادراتی ایران در صادرات جهانی محصول پسته و به‌ویژه اثر نوسانات تولید بر سهم صادراتی پسته ایران پرداخته نشده است، لذا در این مقاله سعی خواهد شد که به سهم صادراتی پسته ایران و عوامل مؤثر بر این سهم به ویژه نوسانات تولید پسته در ایران به عنوان عاملی مهم، مستمر و مؤثر بر رفتار کشاورزان داخلی و همچنین کشورهای هدف صادراتی پسته ایران و راه های افزایش سهم ایران در صادرات جهانی پسته پرداخته شود.



Archive of SID

www.SID.ir

## روش تحقیق

در پژوهش حاضر جهت بررسی عوامل مؤثر بر سهم صادراتی ایران در بازارهای جهانی محصول پسته از آمار و اطلاعات مربوط به دورهٔ زمانی ۱۹۸۶-۲۰۱۲، که از منابع مختلفی همچون بانک مرکزی، سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد و بانک جهانی جمع‌آوری گردید، استفاده شد. پس از گردآوری اطلاعات، با استفاده از ارزش صادراتی پسته در ایران و جهان، متغیر سهم صادراتی ایران در بازارهای جهانی محاسبه شد.

مروری بر مطالعات گذشته نشان داد که عمده‌ترین عوامل اثر گذار بر صادرات هر محصول شامل نرخ ارز واقعی، قیمت صادراتی و قیمت در بازارهای جهانی است (جفره و فرج‌الهی، ۱۳۸۸). علاوه بر این موارد با توجه به رقابت شدید میان ایران و کشور آمریکا، که به خصوص در سال‌های اخیر اصلی‌ترین رقیب ایران در صادرات پسته محسوب می‌شود، سهم صادراتی آمریکا در بازارهای جهانی به عنوان یکی از متغیرهای توضیحی مورد توجه خواهد بود. همچنین به دلایل گوناگونی همچون نداشتن کنترل بر عوامل جوی، آفات و بیماری‌ها و وضعیت عرضه و تقاضای نهاده‌ها، تولید محصولات کشاورزی با ریسک روبه روست (تهامی‌پور، ۱۳۸۷). این متغیر نیز در الگوی برآوردی به عنوان یکی از عوامل مد نظر قرار گرفت. بر اساس آنچه بیان شد، در رابطه ۱ الگوی کلی پژوهش حاضر مطرح می‌شود که در آن سهم صادراتی ایران در بازارهای جهانی محصول پسته تابعی از متغیرهای نسبت قیمت داخلی به قیمت جهانی پسته، نرخ ارز واقعی، سهم آمریکا از صادرات جهانی پسته، نوسانات تولید پسته ایران و متغیر مجازی خشکسالی و متغیر روند می‌باشد.

$$LSHIPQ = f(LRPIPW, LRER, LSHAPQ, SHQI, DROUGHT1, DROUGHT2, T) \qquad (۱)$$

در معادلهٔ بالا $LSHIPQ$ سهم صادرات پسته ایران از صادرات جهانی، $LRPIPW$ نسبت قیمت تولیدکنندهٔ داخلی به متوسط قیمت تولیدکنندهٔ جهانی پسته، $LRER$ نرخ ارز واقعی، $LSHAPQ$ سهم صادرات پسته آمریکا از صادرات جهانی، $SHQI$ نوسانات تولید پسته



Archive of SID

www.SID.ir

ایران (به عنوان شاخصی از ریسک تولید)، $DROUGHT1$ متغیر مجازی خشکسالی برای سال ۱۹۹۹ و $DROUGHT2$ متغیر مجازی خشکسالی برای سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ می‌باشند. با توجه روند تغییرات سهم صادرات پسته ایران از صادرات جهانی، شکست‌هایی در سال‌های ۱۹۹۹، ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ مشاهده گردید که پس از بررسی‌های انجام شده و پس از رجوع به گزارش ۲۳ ساله پایش خشکسالی هواشناسی ایران (۱۳۹۳) و با توجه به کمبود بارش در این سال‌ها در مقایسه با میانگین بارش در سالیان گذشته، این دو متغیر مجازی وارد الگو گردید.

برای محاسبهٔ نرخ ارز واقعی، نرخ ارز اسمی با استفاده از شاخص قیمت‌های داخلی و خارجی تعدیل می‌شود. برای این منظور رابطهٔ زیر به کار رفت (بالاسا، ۱۹۶۴):

$$RER = NER.\left(P^{*}/P\right) \qquad (۲)$$

که در آن $RER$ نرخ ارز واقعی، $NER$ نرخ ارز اسمی، $P^{*}$ شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در خارج کشور (در مطالعه حاضر آمریکا) و $P$ شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در ایران می‌باشند.

همچنین به منظور محاسبهٔ نوسانات تولید پسته ایران، که بیانگر ریسک آن می‌باشد، از فیلتر هودریک پرسکات[۶] استفاده شد. یک سری زمانی، که گاهی به آن سیگنال اصلی[۷] نیز می‌گویند، به صورت مجموع دو جزء روند دائمی یا ترکیبات رشد همواری سری[۸] $g_t$ و ترکیبات چرخه‌ای $c_t$ تعریف می‌شود.

$$X_t = g_t + c_t \qquad (۳)$$

این اجزای تشکیل‌دهندهٔ سیگنال اصلی یا سری مشاهده شده را که به صورت دو بخش روند و چرخه است، به آسانی نمی‌توان مشاهده کرد؛ ازاین رو، هرگونه تجزیه‌ای لزوماً

6. Hodrick and Prescott
7. Original signal
8. Smooth growth component



Archive of SID

www.SID.ir

براساس مفاهیم تصنعی[9] صورت می‌گیرد. بر همین اساس نیز هر روشی از روندزدایی به نحوی با تعریفی دلخواه از آن چیزی شروع می‌شود که به عنوان روند و چرخه باید استخراج شود. یکی از روش‌های بسیار معمول برای استخراج بخش چرخه‌ای یک سری زمانی، استفاده از فیلتر هودریک پرسکات است. این روش به لحاظ اینکه تواترهای مربوط به سیکل‌ها را از متغیر سری زمانی جدا می‌کند و همچنین اجزای سیکلی متغیر سری زمانی را به مقادیر واقعی بسیار نزدیک می‌سازد، از اهمیت بسزایی برخوردار بوده و بیشترین کاربرد را دارد. منطق استفاده از فیلتر هودریک پرسکات آن است که این روش، یک تکانه مشاهده شده را به اجزای دائمی و موقت تفکیک می‌نماید. ترکیبات رشد یا روند دائمی در این تجزیه با حل مسئلهٔ بهینه‌یابی زیر به دست می آید (هودریک و پرسکات، ۱۹۹۷):

$$Min\sum_{t=1}^{T}(X_t - g_t)^2 + \alpha\sum_{t=2}^{T}\left[(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})\right]^2 \qquad (۴)$$

که در آن T تعداد مشاهدات، $\alpha$ پارامتر شاخص هموارسازی است که میزان هموار بودن روند را تعیین می‌کند. به عبارت دیگر در حالت حدی که $\alpha$ به سمت صفر میل می‌کند، روند، همان سری زمانی حقیقی خواهد بود. در حالت حدی دیگر که $\alpha$ به سمت بی‌نهایت میل می‌کند، روند سری زمانی تبدیل به خط راست می‌شود. مقدار $\alpha$ برای آمارهای سالانه برابر با ۱۰۰ و برای آمارهای فصلی برابر با ۱۶۰۰ می‌باشد. بخش اول در رابطه ۴، در واقع بیانگر خوبی برازش است و بخش دوم عبارت فوق یا بخش داخل کروشه، میزان جریمه‌ای است که برای ناهمواری از روند سری در نظر گرفته می‌شود. به سخنی دیگر، عبارت داخل کروشه نشان می‌دهد انحراف از روند سری، چه در یک دورهٔ قبل و چه در یک دورهٔ بعد، شاخص هموارسازی است به طوری که در حالت حدی، هرچه کمتر باشد، بهتر است. بر اساس روش فوق، شوک‌های تولید پسته ایران به این صورت تعریف می شود که ابتدا اندازه روند زمانی تولید پسته ایران بر اساس فیلتر هودریک پرسکات استخراج و به‌نام $HPQI$ شناخته می‌شود

9. Conceptual artifact



Archive of SID

www.SID.ir

که همان شوک‌های پیش‌بینی شده یا شوک‌های قابل انتظار تولید پسته ایران است. شوک‌های پیش‌بینی نشده تولید پسته ایران هم از تفاضل تولید پسته و شوک های پیش‌بینی شده تولید پسته ایران حاصل می‌شود (هودریک و پرسکات، ۱۹۹۷):

$$SHQI_t = QI_t - HPQI_t \qquad (۵)$$

در مطالعه حاضر برای تخمین مدل و بررسی روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها از الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های گسترده ($ARDL$) استفاده شد. این الگو، که توسط پسران و شین (۱۹۹۸) به منظور بررسی رابطهٔ هم‌جمعی[10] و بلندمدت بین متغیرها ارائه شده است، مزیت‌های زیادی نسبت به سایر روش‌ها دارد و لذا به طور گسترده در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرد. به طور کلی، یک الگوی $ARDL(p_1q_1q_2...q_k)$ را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$\alpha(L,P)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,q)X_{i,t} + U_t \qquad (۶)$$

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

$$\alpha(L,p) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - ... - \alpha_p L^p$$
$$\beta(L,q) = \beta_0 + \beta_1 L + ... + \beta_q L^q \qquad (۷)$$

و $\alpha_0$ مقدار ثابت، $L$ عملگر وقفه، $P$ تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته $Y$ و $q$ تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل $X$ است. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای الگو $ARDL$ را می‌توان به کمک یکی از ضوابط آکاییک[11] ($AIC$)، شوارتز بیزین[12] ($SBC$) و یا حنان کویین[13] ($HQC$) مشخص کرد (پسران و شین، ۱۹۹۸).

10. Co-Integration
11. Akaike information criterion
12. Schwartz Bayesian Criterion
13. Hannan-Quin Criterion



Archive of SID

www.SID.ir

برای بررسی وجود رابطهٔ بلندمدت در الگوی $ARDL$ ضرایب جملات با وقفهٔ متغیر وابسته آزمون می‌شود. چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفهٔ مربوط به متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادلی بلندمدت گرایش پیدا خواهد کرد. کمیت آماره $t$ مورد نیاز برای آزمون هم‌جمعی به صورت رابطه ۸ محاسبه می‌شود ( پسران و شین، ۱۹۹۸):

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \alpha_{i-1}}{\sum_{i=1}^{p} S_{\alpha_i}} \qquad (۸)$$

که در آن $S_{\alpha_i}$ بیانگر انحراف از معیار ضرایب الگوست. مقدار به‌دست آمده از معادله فوق، با کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۸) مقایسه می‌شود. اگر مقدار محاسباتی از مقدار بحرانی بیشتر باشد، فرضیه عدم ($H_0$) رد و نتیجه‌گیری می‌شود که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو وجود دارد. وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از مدل تصحیح خطا[14] ($ECM$) را فراهم می‌آورد. این مدل نوسان‌های کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. بنابراین درآخرین مرحلهٔ برآورد یک مدل $ARDL$، بررسی رابطهٔ کوتاه‌مدت بین متغیرها و محاسبهٔ سرعت تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در هر دوره برای رسیدن به تعادل بلندمدت است (پسران و شین، ۱۹۹۸).

برای اطمینان از ثبات ضرایب مدل برآورد شده در طول زمان، از آزمون‌های مجموع تجمعی باقیمانده‌ها ($CUSUM$) و مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌ها ($CUSUMSQ$) استفاده می‌شود. اگر نمودارهای رسم شده میان مرزهای بحرانی قرار بگیرد، در سطح ۹۵٪ فرض صفر مبنی بر ثبات پارامترها و عدم شکست ساختاری را نمی‌توان رد کرد.

14. Error Correction Model



Archive of SID

www.SID.ir

## نتایج و بحث

قبل از برآورد مدل باید مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. روش‌های مختلفی برای انجام آزمون ریشه واحد و بررسی پایایی متغیرها وجود دارد که در این مطالعه از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[15] استفاده و نتایج آن در جدول ۱ ارائه شده است.

**جدول ۱. نتایج آزمون ایستایی دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)**

| متغیر | با عرض از مبدأ | | با عرض از مبدأ و روند | | سطح ایستایی |
|---|---|---|---|---|---|
| | آماره محاسبه شده | مقدار بحرانی ۵٪ | آماره محاسبه شده | مقدار بحرانی ۵٪ | |
| *LSHIPQ* | -۱/۳۷۳ | -۲/۹۸۶ | -۳/۰۳۷ | -۳/۶۰۳ | $I(1)$ |
| *D LSHIPQ* | -۶/۳۸۵ | -۲/۹۹۲ | -۴/۸۶۳ | -۳/۶۲۲ | |
| *LRPIPW* | -۳/۳۸۲ | -۲/۹۸۶ | -۵/۱۰۲ | -۳/۶۰۳ | $I(0)$ |
| *LRER* | ۰/۹۸۹ | -۲/۹۹۸ | -۱/۷۱۲ | -۳/۶۲۲ | $I(1)$ |
| *DLRER* | -۵/۸۲۷ | -۲/۹۹۸ | -۶/۳۷۵ | -۳/۶۲۲ | |
| *LSHAPQ* | -۰/۸ | -۲/۹۸۶ | -۳/۷ | -۳/۶۰۳ | $I(0)^*$ |
| *D LSHAPQ* | -۶/۴۲۱ | -۲/۹۹۸ | – | – | |
| *SHQI* | -۵/۶۹۸ | -۲/۹۸۶ | -۵/۵۷۲ | -۳/۶۰۳ | $I(0)$ |

مأخذ: یافته‌های مطالعه

با توجه به اینکه متغیر مورد نظر دارای روند قطعی است، نتیجه آزمون *ADF* برای حالت با عرض از مبدأ و روند پذیرفته شده است. بر اساس نتایج نظر به اینکه متغیرهای الگو مانا از درجه صفر و یک هستند، استفاده از روش ARDL بلا مانع است.

## نتایج برآورد مدل پویا

در تخمین الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده، ابتدا الگوی پویا برآورد شد. در تخمین مدل، با استفاده از معیار شوارتز- بیزین(SBC) میزان وقفه بهینه (۱،۰،۲،۰،۰) ARDL

15. Augmented Dickey Fuller Test



Archive of SID

www.SID.ir

انتخاب گردید که نتایج الگوی پویای مدل مورد نظر به صورت خلاصه در جدول ۲ آورده شده است. لازم به ذکر است با توجه به مطالعات محمدزاده اصل و محمدی (۱۳۹۱)، عامری گلستان و همکاران (۱۳۹۱)، آل عمران و آل عمران (۱۳۹۳) و اولای وولا و اکودوآ (۲۰۰۹) متغیرهای مورد نظر به صورت لگاریتمی وارد مدل شده‌اند. همچنین بر اساس آزمون‌های تشخیص ارائه شده، در رابطهٔ کوتاه‌مدت خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس وجود ندارد و توزیع اجزای اخلال نرمال است.

**جدول ۲. نتایج برآورد مدل پویا ARDL (۱,۰,۲,۰,۰)**

| متغیر | | ضریب | خطای معیار |
|---|---|---|---|
| $LSHIPQ(-1)$ | وقفهٔ اول سهم صادرات پسته ایران از صادرات جهانی | ۰/۲۴۲ | ۰/۱۱۱** |
| $LRPIPW$ | نسبت قیمت داخلی به متوسط قیمت جهانی پسته | ۰/۷۵۹ | ۰/۳۱۴** |
| $LRER$ | نرخ ارز واقعی | ۰/۲۳۰ | ۰/۱۶۱ |
| $LRER(-1)$ | وقفهٔ اول نرخ ارز واقعی | -۰/۳۰۲ | ۰/۲۴۶ |
| $LRER(-2)$ | وقفهٔ دوم نرخ ارز واقعی | ۰/۴۳۷ | ۰/۱۵۸** |
| $LSHAPQ$ | سهم صادرات پسته آمریکا از صادرات جهانی | -۰/۱۷۵ | ۰/۰۷۸** |
| $SHQI$ | نوسانات تولید پسته ایران | -۰/۰۰۰۰۰۶ | ۰/۰۰۰۰۰۰۳* |
| $C$ | عرض از مبدأ | -۳/۴ | ۲/۶۸ |
| $DROUGHT1$ | متغیر مجازی خشکسالی(۱۹۹۹) | -۰/۲۸۲ | ۰/۰۹۴*** |
| $DROUGHT2$ | متغیر مجازی خشکسالی(۲۰۰۸ و ۲۰۰۹) | -۰/۲۱۷ | ۰/۰۷۶** |
| | $F = ۴۵/۲۳$ $R^2 = ۰/۹۵$ | | |

| فرض | نام آزمون | مقدار محاسباتی | احتمال |
|---|---|---|---|
| عدم وجود خودهمبستگی | آزمون بروش - گادفری[16] | ۰/۴۰ | ۰/۵۲ |

16. Breusch-Godfrey



Archive of SID

www.SID.ir

**ادامه جدول ۲.**

| | | | |
|---|---|---|---|
| عدم وجود تورش تصریح | آزمون رمزی[17] | ۲/۴۶ | ۰/۱۳ |
| نرمال بودن اجزای اخلال | آزمون جارک- برا[18] | ۰/۹۸ | ۰/۶۱ |
| عدم وجود واریانس ناهمسانی | آزمون بروش – پاگان - گادفری[19] | ۱/۹۳ | ۰/۱۶ |

مأخذ: یافته‌های مطالعه ***در سطح ۱٪ ، **در سطح ۵٪ ، * در سطح ۱۰٪

همان‌طور که از جدول ۲ مشاهده می‌شود، ضریب تعیین ۹۵ درصد و آماره F برابر با ۴۵/۲۳ به دست آمده است، که حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی مدل می‌باشد.

با عنایت به مباحث مطرح شده امکان استفاده از تحلیل هم‌جمعی در رهیافت *ARDL* این بخش فراهم می‌شود. شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد آن است که مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کمتر از یک باشد. حال با استفاده از ضریب وقفه اول متغیر وابسته در مدل کوتاه‌مدت می‌توان فرضیه وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای الگو را مورد بررسی قرار داد. از این رو با محاسبه آماره t و مقایسه آن با کمیت بحرانی ارائه شده بنرجی، دولادو و مستر در سطح ۹۵٪ یعنی مقدار فرضیه صفر رد و وجود یک رابطه بلندمدت بین متغیر مدل تأیید می‌شود.

$$t = \frac{0.24217 - 1}{0.1114} = -6.80$$

**نتایج برآورد مدل بلندمدت و کوتاه مدت**

نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت در جدول ۳ ارائه شده است. چنانچه در بلندمدت نسبت قیمت داخلی به قیمت جهانی پسته یک درصد افزایش یابد، با افزایش میزان صادرات ایران، سهم صادراتی پسته ایران ۱/۰۰۱ درصد افزایش می‌یابد، با توجه به نتایج، با

17. Ramsey
18. Jarque-Bera
19 .Breusch-Pagan-Godfrey



Archive of SID

www.SID.ir

افزایش یک درصدی نرخ ارز واقعی، صادرات پسته ایران به جهان افزایش یافته و در نهایت سهم ایران معادل ۰/۴۸۲ درصد افزایش می‌یابد و ضریب متغیر سهم آمریکا نشان‌دهنده این است که با افزایش یک درصدی سهم آمریکا از صادرات پسته جهان در بلندمدت سهم ایران ۰/۲۳۱ کاهش می باید. با توجه به اینکه آمریکا رقیب اصلی ایران در صادرات پسته جهان است با افزایش صادرات و در نتیجه افزایش سهم آمریکا از صادرات پسته جهان، سهم ایران از صادرات پسته کاهش خواهد یافت. همچنین با افزایش یک درصدی نوسانات تولید پسته ایران در بلندمدت سهم ایران $۰/۱۳۲\times۱۰^{-۵}$کاهش می‌یابد. افزایش نوسان در تولید پسته ایران منجر به کاهش اعتماد کشورهای هدف نسبت به تولید و بازار پسته ایران شده و این کشورها به سمت واردات پسته از سایر کشورها روی خواهند آورد. ضریب متغیر مجازی خشکسالی سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ نیز نشان می‌دهد که این خشکسالی‌ها بر روی کشاورزی ایران و محصول پسته اثر منفی و معنی‌داری گذاشته است و همچنین ضریب متغیر مجازی خشکسالی سال ۱۹۹۹ نیز نشان‌دهندهٔ اثر منفی و معنی‌دار این متغیر بر سهم صادرات پسته ایران است. خشکسالی سال‌های ۱۹۹۹،۲۰۰۸ و ۲۰۰۹ تأثیر بسزایی در کاهش تولید محصولات کشاورزی و از جمله پسته داشته و منجر به کاهش صادرات و از دست رفتن سهم صادراتی ایران در بازار جهانی پسته شده است.



Archive of SID

www.SID.ir

**جدول ۳. نتیجه برآورد مدل بلند مدت**

| متغیر | | ضریب | خطای معیار | آمارهٔ t |
|---|---|---|---|---|
| *LRPIPW* | نسبت قیمت داخلی به متوسط قیمت جهانی پسته | ۱/۰۰۱ | ۰/۴۰۱** | ۲/۵ |
| *LRER* | نرخ ارز واقعی | ۰/۴۸۲ | ۰/۲۱۹** | ۲/۲ |
| *LSHAPQ* | سهم صادرات پسته آمریکا از صادرات جهانی | −۰/۲۳۱ | ۰/۱۱۰* | ۲/۱ |
| *SHQI* | نوسانات تولید پسته ایران | $-۰/۱۳۲\times۱۰^{-۵}$ | $۰/۵۷۸\times۱۰^{-۶}$** | ۲/۲۸ |
| *C* | عرض از مبدأ | −۴/۵۴۹ | ۳/۴۰۲ | ۱/۳۳ |
| *DROUGHT*1 | متغیر مجازی خشکسالی(۱۹۹۹) | −۰/۳۷۲ | −۰/۱۴۰*** | −۲/۶۵ |
| *DROUGHT*2 | متغیر مجازی خشکسالی(۲۰۰۸ و ۲۰۰۹) | −۰/۲۸۶ | ۰/۱۰۸*** | ۲/۶۴ |

مأخذ: یافته‌های مطالعه ***در سطح ۱٪ ، **در سطح ۵٪ ، * در سطح ۱۰٪

در ادامه، برای بررسی اینکه تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت به چه صورت انجام می‌پذیرد، از مدل ECM استفاده شده است. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه مدت در جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد به عبارتی چند دوره طول می‌کشد تا سهم صادراتی ایران به روند بلندمدت خویش باز گردد. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا در جدول ۴ ملاحظه می‌گردد.



Archive of SID

www.SID.ir

**جدول ۴. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا**

| | متغیر | ضریب | خطای معیار | آزمون t |
|---|---|---|---|---|
| *DLRPIPW* | تفاضل مرتبه اول نسبت قیمت داخلی به متوسط قیمت جهانی پسته | ۰/۷۵۹ | ۰/۳۱۴** | ۲/۴۱۷ |
| *DLRER* | تفاضل مرتبه اول نرخ ارز واقعی | ۰/۲۳۰ | ۰/۱۶۱ | ۱/۴۲۸ |
| $DLRER(-1)$ | تفاضل مرتبه اول نرخ ارز واقعی با یک وقفه زمانی | -۰/۴۳۷ | ۰/۱۵۸** | ۲/۷۶۵ |
| *DLSHAPQ* | تفاضل مرتبه اول سهم صادرات پسته آمریکا از صادرات جهانی | -۰/۱۷۵ | ۰/۰۷۸** | ۲/۲۴۳ |
| *DSHQI* | تفاضل مرتبه اول نوسانات تولید پسته ایران | $-۰/۶\times۱۰^{-۶}$ | $-۰/۳۶\times۱۰^{-۶}$** | ۱/۶۶۶ |
| *DC* | تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ | -۳/۴۴۷ | ۲/۶۸۵ | ۱/۲۸۳ |
| *DDROUGHT*1 | تفاضل مرتبه اول متغیر مجازی خشکسالی(۱۹۹۹) | -۰/۲۸۲ | ۰/۰۹۴*** | ۳ |
| *DDROUGHT*2 | تفاضل مرتبه اول متغیر مجازی خشکسالی (۲۰۰۸ و ۲۰۰۹) | -۰/۲۱۷ | ۰/۰۷۶** | ۲/۸۵۵ |
| $ECM\ (-1)$ | جملات خطای رگرسیون همگرایی با یک وقفه زمانی | -۰/۷۵۷ | ۰/۱۱۱*** | ۶/۸۱۹ |

مأخذ: یافته‌های مطالعه ***در سطح ۱٪ ، **در سطح ۵٪ ، * در سطح ۱۰٪

مشاهده می‌شود که ضریب تصحیح خطای مدل کوچک‌تر از یک و از نظر آماری معنادار می‌باشد. ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل ۰/۷۵۸- به دست آمده است یعنی در هر دوره ۷۵ درصد از عدم تعادل در سهم صادراتی پسته ایران تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می شود. همچنین با ملاحظهٔ نتایج جداول ۳ و ۴ ملاحظه می‌گردد که



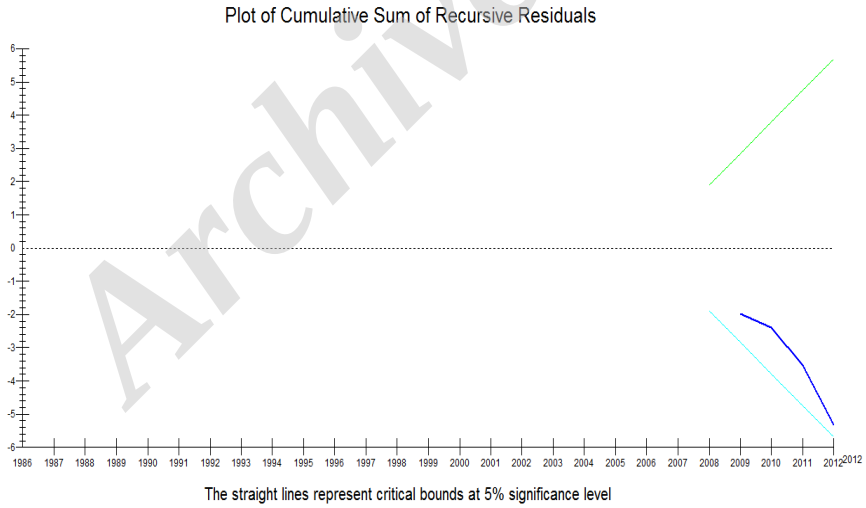
Archive of SID

www.SID.ir

علائم متغیرهای موجود در هردو مدل یکسان به‌دست آمده و نتایج هردو مدل از لحاظ علامت و معنی‌داری ضرایب مشابه می‌باشد. در کوتاه مدت، نسبت قیمت داخلی به متوسط قیمت جهانی بیشترین تأثیر را بر سهم صادراتی پسته ایران دارد. براساس یافته‌ها، در کوتاه‌مدت، به استثنای ضریب متغیر نسبت قیمت داخلی به متوسط قیمت جهانی، علامت سایر متغیرها منفی می‌باشد.

## آزمون ثبات ساختاری

با توجه به آزمون‌های مجموع تجمعی باقیمانده‌ها (CUSUM) و مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌ها (CUSUMQ) (نمودارهای ۲ و ۳) در سطح معناداری ۵٪ فرضیهٔ صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری مدل پذیرفته می‌شود، یا به عبارت دیگر وجود ثبات ساختاری مدل تأیید می‌گردد.

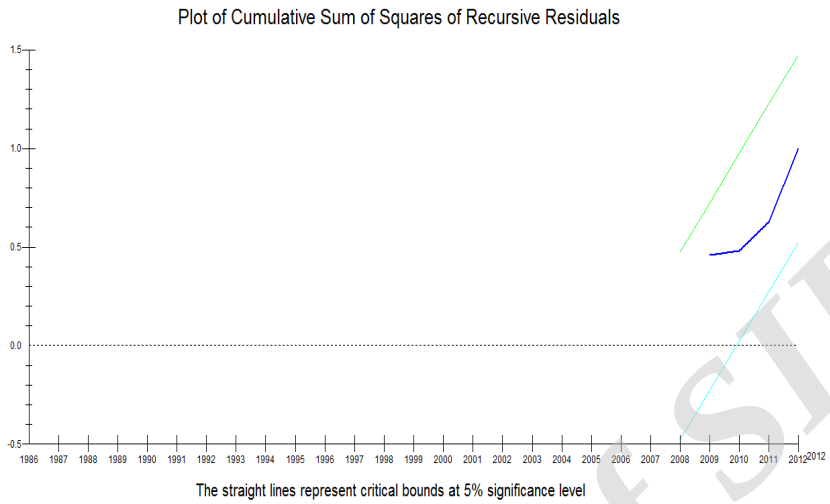



**نمودار۲. آزمون مجموع تجمعی باقیمانده‌ها (CUSUM)**



Archive of SID

www.SID.ir




**نمودار۳. آزمون تجمعی مربعات باقیمانده‌ها (CUSUMQ)**

## نتیجه‌گیری و پیشنهادها

با توجه به مباحث ذکر شده، هدف اصلی این مطالعه شناسایی عوامل مؤثر بر سهم صادراتی ایران از بازار جهانی پسته بوده است. تولید پسته ایران طی دورهٔ مورد بررسی رشد مناسبی داشته اما در مقابل سهم صادراتی ایران با روند کاهشی مواجه بوده است.

نتایج مطالعه نشان داد که متغیرهای نسبت قیمت داخلی به قیمت جهانی پسته و نرخ ارز واقعی اثر مثبت و معنی‌داری بر سهم صادراتی پسته ایران دارند. همچنین متغیرهای نوسانات تولید پسته ایران، متغیر مجازی خشکسالی و سهم صادراتی آمریکا اثر منفی و معنی‌داری بر سهم صادراتی پسته ایران دارند. با برآورد مدل تصحیح خطا نیز مشخص گردید که در هر دوره بیش از ۷۵ درصد از عدم تعادل در سهم صادراتی پسته ایران تعدیل می‌شود. با توجه به یافته‌های این مطالعه می‌توان پیشنهادهای زیر را به منظور بهبود روند سهم صادراتی ایران در بازار پسته ارائه کرد:



Archive of SID

www.SID.ir

۱. با توجه به رابطه معکوس بین نوسانات تولید و سهم صادراتی پسته پیشنهاد می‌گردد با توسعه کشاورزی دانش‌محور و گسترش آموزش‌های کشاورزی و در کنار آن توسعه فناوری‌های نوین و استفاده از مدیریت مناسب واحدهای تولیدی، حتی المقدور از نوسانات تولید جلوگیری گردد.

۲. رابطهٔ معکوس بین سهم صادرات آمریکا و سهم صادرات ایران این نکته را یادآوری می‌کند که به منظور حفظ بازارهای هدف بین المللی اقداماتی نظیر بسته‌بندی جذاب، بازاریابی مناسب، ثبات در بازاررسانی محصول پسته، شناسایی بازارهای هدف بالقوه و تبدیل آن به بالفعل و احیای مشوق‌های صادراتی ضرورت خواهد داشت. ضمن اینکه لازم است همواره به سیاست‌های کشور رقیب (امریکا) در بازارهای جهانی و به ویژه در بازارهای مورد هدف ایران، توجه شود تا بتوان در آینده با پیشبرد سیاست‌های مناسب، حضور رقبا در بازار را محدود کرد و بازاری پایدارتر برای صادرات پسته ایران فراهم نمود.

۳. نتایج این مطالعه نشان داد که دوره‌های خشکسالی اثری معنی‌دار و کاهشی بر سهم ایران در بازارهای جهانی پسته خواهد داشت. لذا پیشنهاد می‌شود تا دوره‌های خشکسالی برای سال‌های آتی پیش‌بینی شود تا بتوان پیش از رسیدن به این دوره‌ها، سیاست‌گذاری مناسب جهت برخورداری مناسب با خشکسالی و کاهش اثرات منفی آن اتخاذ نمود.

۴. طبق نتایج مطالعه، نرخ ارز اثر مثبت و معنی‌داری بر سهم ایران در صادرات جهانی پسته دارد. لذا اتخاذ سیاست‌های مناسب نرخ ارز در جهت تعدیل نرخ ارز واقعی و رونق صادرات غیر نفتی از جمله محصول پسته می‌تواند نقش بسزایی در افزایش ظرفیت آیندهٔ تولید و دستیابی به رشد اقتصادی داشته باشد.

پیشنهاد اصلی این مطالعه بر مبنای متغیر تولید است. با توجه به اهمیت تولید داخلی و حمایت از آن در برنامه‌های توسعه پنج ساله در کشور و به‌ویژه باتوجه به تأکید بر مباحث اقتصاد مقاومتی در سال‌های اخیر، لازم است تا علاوه بر بهبود روند تولید، به کاهش



Archive of SID

www.SID.ir

نوسان‌های تولید سالانه توجه شود و سیاست‌گذاران علاوه بر ارائه راهکارهای سیاستی در خصوص حمایت از تولید داخلی، این حمایت‌ها را در راستای کاهش نوسان‌های سالانه تولید نیز تبیین و برنامه‌ریزی نمایند.

**منابع**

آل عمران، ر. و آل عمران، س.، ع. ۱۳۹۳. بررسی تأثیر صادرات غیرنفتی و سرمایه گذاری مستقیم خارجی بر تولید ملی (کاربرد روش ARDL). *فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی*، ۲(۶): ۲۳ -۴۸.

اشک تراب، ن. ۱۳۹۰. بررسی عوامل مؤثر بر تابع تقاضای صادرات پسته ایران با تأکید بر سلامت غذایی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد.

امینی زاده، م.، رفیعی، ح.، ریاحی، الف. و مهرپرورحسینی، الف. ۱۳۹۳. الگوی رقابت‌پذیری صادرکنندگان برتر جهانی پسته در بازارهای واردکننده ایران. *اقتصاد کشاورزی*، ۸(۲): ۴۱ - ۶۸.

پاکروان، م.، مهرابی بشرآبادی، ح. و گیلانپور، الف. ۱۳۸۹. بررسی عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای صادرات محصولات کشاورزی ایران. *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۲۴(۴): ۴۷۱ -۴۷۸.

پاکروان، م.، مهرابی بشرآبادی، ح.، گیلانپور، الف. و اسماعیلی، ف. ۱۳۸۹. بررسی وضعیت صادراتی پسته ایران با رویکرد مزیت نسبی و نقشه ریزی تجاری. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۹(۷۶): ۴ -۲۴.

عاقل، ح. ، یوسف زاده، س. و منصوری، ه. ۱۳۸۷. بررسی عوامل مؤثر بر ارزش صادرات محصولات کشاورزی با تأکید بر استانداردهای صادرات(پسته، بادام، زعفران، خرما و سیب). *مجله علوم و صنایع کشاورزی* (ویژه اقتصاد و توسعه کشاورزی)، ۲۲(۱): ۱۲۵-۱۳۵.



Archive of SID

www.SID.ir

عامری گلستان، س.، رنجبر، ه. و آذربایجانی، ک. ۱۳۹۱. تحلیل خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده(ARDL) از عوامل مؤثر بر تراز تجاری ایران با شرکای عمده تجاری. اولین همایش بین المللی اقتصادسنجی، روش‌ها و کاربردها، شهریور ۱۳۹۱.

عزیزی، ج. و یزدانی، س.۱۳۸۵. بررسی بازار صادراتی سیب ایران با تأکید بر اصل مزیت نسبی صادرات. *پژوهش و سازندگی در زراعت و باغبانی*، ۷۳: ۱۴۵ -۱۵۵.

فرزین وش، ا. ۱۳۷۳. مشکل تنظیم نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه. تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

محمدزاده‌اصل، ن. و محمدی، ف. ۱۳۹۱. بررسی عوامل مؤثر بر صادرات غیرنفتی ایران با تأکید بر جهانی شدن. *فصلنامه علوم اقتصادی*، ویژه شماره ۱: ۷ – ۳۰.

مقدسی، ر. و علی شاهی، م. ۱۳۸۶. مطالعه عوامل مؤثر بر سهم ایران در بازار جهانی محصولات کشاورزی( مطالعه موردی پسته و کشمش). *مجله علوم کشاورزی*، ۱۳(۱): ۲۱ -۳۷.

Akhtar Hossain, A. 2008. Structural change in the export demand function for Indonesia: estimation, analysis and policy implications. School of Economics, Politics and Tourism The University of Newcastle. Newcastle. NSW 2308, Australia.

Balassa, B. 1964. The purchasing power parity doctrine: A reappraisal *Journal of Political Economy,* 72: 584-596.

Balassa, B. 1978. Export and economic growth. *Journal of Development Economic*, 5: 181- 189.

Bolkesjo, T. 2006. Short and long run exchange rate effects on forest product trade: Evidence from panel data. *Journal of Forest Economics*, 11: 205-221.



Archive of SID

www.SID.ir

Food and Agriculture Organization (FAO), 2015. www.fao.org.

Hodrick, R. J. and Prescott, E.C. 1997. Postwar U.S. business cycle: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29: 1-16.

Olayiwola, K. & Henry, O. 2009. Foreign direct investment, non-oil exports and economic growth in Nigeria. Available at www.google.com.

Pesaran, M.H. and Shin, Y. 1998. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letter*, 58: 17-29.

Schuh, G. E. 1974. Exchange rate and U. S. agriculture American. *Journal of Agricultural Economics*, 56: 1-13.

Won, W.Koo and Hyun, J. Jin. 2003. Analysis of U.S. wheat market share in east Asia. *Agribusiness & Applied Economics Report* No.524, North Dakota State University.



Archive of SID

www.SID.ir