اقتصادكشاورزي و توسعه، سال دوازدهم، شماره ٤٦، تابستان١٣٨٣

بررسي عوامل مؤثر بر صادرات پسته ايران:
يك تحليل همجمعي

مجيد محمودزاده، دكتر منصور زيبايي*

چكيده

رهـايی از اتكـا بـه صـادرات شـكننده و تـك محـصولی لـزوم حركـت بـه سـوی شـناخت استعدادهای صادراتی جديد و برخوردار از مزيت نسبی را تبيين می‌كند. محـصولات كـشاورزی و بـه طور بارز محصول پسته از جمله زمينه‌های مستعد برای تحقق هدف فوق بـه شـمار مـی‌آيـد. در همـين راستا مطالعه حاضر كوشيده است تا ضمن بررسی روند توليد و صادرات جهانی پسته به بررسی عوامل مؤثر بر عرضه صادرات پسته ايران بپردازد. بدين منظور از داده‌هـای سـری‌زمـانی طـی دوره ۱۳۵۸-۸۱ استفاده شده است. متغيرهای مـؤثر مـورد مطالعـه بـر عرضـه صـادرات پـسته در ايـن تحقيـق، شـاخص لگاريتمی تغييرات ارز و قيمت واقعی خرده‌فروشی پسته است. به منظور بررسـی روابـط كوتاهمـدت و

* به ترتيب: دانشجوی كارشناسی ارشد و استاديار بخش اقتصاد كشاورزی دانشگاه شيراز
E-mail: m_mahmoodzadeh@hotmail.com

درازمدت بین عرضه صادرات پسته و سایر متغیرهای توضیحی و با توجه به تناسب ویژگیهای داده‌های مورد مطالعه، از فرم تابعی لگاریتمی و رهیافت تحلیل همجمعی موسوم به ARDL استفاده شده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز در کوتاهمدت و درازمدت تأثیر معنیداری بر عرضه صادارت پسته نداشته، ولی ضریب متغیر قیمت خرده‌فروشی پسته در درازمدت معنیدار و مثبت بوده است. علاوه بر این، نتایج حاصل از رابطه کوتاهمدت نشان می‌دهد که حدود ۵۸ درصد از انحرافات کوتاهمدت عرضه صادرات از مقدار تعادلی درازمدت آن طی یک دوره تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر برای تعدیل کامل نتایج حاصل از اجرای یک سیاست دو سال زمان لازم خواهد بود. این سرعت مطلوب تعدیل، زمینه مساعدی را برای اجرای سیاستهای مشوق صادرات به وجود می‌آورد.

کلید واژه ها:

صادرات، پسته، همجمعی، ARDL، مدل تصحیح خطا

مقدمه

در شرایط کنونی، حیات سیاسی و اقتصادی بسیاری از کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران، بشدت متکی به درآمد حاصل از صادرات مواد اولیه است، در حالی که در غالب این کشورها تنوع بسیار کمی در صادرات دیده می‌شود.

در ایران نیز رهایی از اقتصاد متکی به درآمدهای نفتی، با عنایت به وجود استعدادهای مناسب تولید و صادرات برخی از محصولات و کالاهای غیرنفتی بویژه محصولات کشاورزی، از طریق شناخت استعداد منطقه‌ای و حمایت جدی از این گونه استعدادها ضروری به نظر می‌رسد. البته وجود استعدادهای منطقه‌ای تنها شرط لازم (و نه کافی) برای توسعه کشت این محصولات است. به عبارت دیگر، لازم است تا در راستای بهبود تولید کالاهای غیرنفتی علاوه بر وجود استعدادهای موجود در هر منطقه به شرایط بیرونی و خارجی نیز توجه شود و تصمیمگیری در این زمینه با دیدی جامع و همه‌جانبه صورت گیرد.

صادرات محصولات کشاورزی ایران سهم عمده‌ای از صادرات غیرنفتی را به خود اختصاص داده است. در میان محصولات کشاورزی پسته از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، به طوری که پس از فرش دستباف، دومین کالای عمده صادراتی کشور به شمار می‌رود.

کشورهای ایران، آمریکا، ترکیه، سوریه، یونان و ایتالیا عمده‌ترین تولیدکنندگان پسته در جهان هستند که در این میان ایران به لحاظ حجم بالای تولید و حضور مستمر در بازارهای بین‌المللی پسته از موقعیت خاصی برخوردار است. از سوی دیگر پسته ایران به دلیل کیفیت و مرغوبیت آن، از طرفداران زیادی در گوشه و کنار جهان برخوردار است (شیبانی و همکاران، ۱۳۷٤).

با توجه به مطالب ارائه شده پیرامون جایگاه پسته در صادرات غیرنفتی کشور، مطالعه حاضر می‌کوشد تا ضمن بررسی وضعیت موجود تولید و صادرات جهانی پسته به مطالعه عوامل مؤثر بر صادرات پسته ایران در کوتاهمدت و درازمدت بپردازد .

مروری بر مطالعات گذشته

در زمینه تأثیر عوامل مختلف بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی و بویژه پسته، مطالعات متعددی صورت گرفته است که در زیر به پاره‌ای از آنها اشاره می‌شود:

شرزه‌ای و قنبری با براورد همزمان توابع عرضه و تقاضای پسته، عوامل مؤثر بر صادرات این محصول را مطالعه کردند. نتایج حاصل از براورد تابع عرضه صادرات پسته حاکی از کشش‌پذیر بودن عرضه صادرات نسبت به تغییرات قیمت صادراتی بود. همچنین متغیرهای تولید و قیمت داخلی تأثیر مثبت و معنیداری بر عرضه صادرات پسته ایران داشتند (شرزه ای و قنبری، ۱۳۷۹).

خلیلیان و فرهادی عوامل مؤثر بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی ایران را طی دوره ۱۳۴۱-۷۱ بررسی کردند. کششهای به دست آمده از رابطه درازمدت بین متغیرهای مدل بیانگر حساسیت بیشتر عرضه صادرات محصولات کشاورزی نسبت به تغییرات تولید ناخالص داخلی بود. آنها همچنین معنیدار نشدن ضریب متغیر نرخ ارز را مبین بی‌تأثیر بودن تغییرات نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی دانستند و در ادامه از طریق براورد مدل تصحیح خطا به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات

محصولات کشاورزی در کوتاهمدت پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که حدود ۶۲ درصد انحرافات (نبود تعادل) متغیر ارزش صادرات محصولات کشاورزی از مقادیر تعادلی درازمدت پس از یک دوره از بین می‌رود (خلیلیان و فرهادی، ۱۳۸۱).

نوری و کوپاهی مطالعه‌ای در زمینه تخمین توابع تقاضا و عرضه صادرات پسته انجام دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که کشش تقاضای صادرات پسته نسبت به نرخ ارز مبادلاتی ۰/۳۸۹ – و نشاندهنده آن است که تغییرات نرخ ارز اثر منفی بر درآمد حاصل از صادرات پسته دارد (نوری و کوپاهی، ۱۳۷۵).

عبدشاهی و ترکمانی تأثیر عوامل مختلف را بر عرضه صادرات مرکبات ایران بررسی کردند. بدین منظور آنها با استفاده از تحلیل رگرسیونی، تابع عرضه صادرات را به فرم خطی و لگاریتم‌خطی براورد کردند. نتایج نشان داد که قیمت صادراتی، تولید داخلی، نرخ ارز و تولید ناخالص ملی تأثیر مثبت و معنیداری بر عرضه صادرات مرکبات ایران دارند. نتیجه بررسی تابع عرضه صادرات لیموشیرین حاکی از تأثیر مثبت تولید داخلی و تأثیر منفی قیمت عمده‌فروشی این محصول بر عرضه صادرات این محصول بود. در مورد محصول پرتقال، قیمت صادراتی، تولید داخلی، نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و اهمیت آماری بر عرضه صادرات داشتند (عبدشاهی و ترکمانی، ۱۳۷۹).

از جمله مطالعات دیگری که به بررسی تابع عرضه صادرات محصولات کشاورزی پرداخته است می‌توان به مطالعه خسروی و ترکمانی اشاره کرد. در این مطالعه پس از بررسی رابطه علیت میان صادرات، بهره‌وری و تولید پنبه، عوامل مؤثر بر عرضه صادرات پنبه ایران مورد توجه قرار گرفت. نتایج آزمون علیت گرنجر[1] حاکی از وجود رابطه علیت معمولی یکطرفه از صادرات به تولید با علامت مثبت بود. تخمین خطی و خطی- لگاریتمی تابع عرضه صادرات پنبه نیز نشان از تأثیر مثبت تولید داخلی پنبه و نرخ‌مبادله ارز برعرضه‌صادرات این‌محصول‌داشت.در مقابل، متغیر قیمت داخلی محصول‌باعرضه صادرات آن دارای رابطه منفی و معنیدار بود.

بریم‌نژاد و ترکمانی از طریق تخمین همزمان توابع عرضه و تقاضای فرش ایران به روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای تکراری[2] به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات فرش ایران طی دوره ۱۳۵۷-۷۵

1. Granger causality
2. iterative three stage least squares (I3SLS)

پرداختند. نتایج حاصل از تخمین تابع عرضه بیانگر کشش‌پذیر بودن قیمت عرضه صادرات فرش بود. همچنین متغیر درآمد نفتی تأثیر منفی و معنیداری بر عرضه صادرات فرش ایران داشت که این مسئله حساسیت صادرات این محصول را به شوکهای قیمتی نفت در بازار جهانی نشان داد (بریم نژاد و ترکمانی، ۱۳۷۹).

چمبرز و جاست اثر تغییر نرخ ارز بر کشاورزی آمریکا را در قالب یک مدل پویا بررسی کردند. در این تحقیق از یک مدل اقتصادسنجی برای بازارهای گندم، ذرت و سویا جهت بررسی اثرات پویای نرخ ارز بر بازار کالاهای آمریکایی استفاده شد. نتایج نشان داد که صادرات و قیمت محصولات کشاورزی نسبت به نوسانهای نرخ ارز حساس و این حساسیت در کوتاهمدت ملموستر است (Chambers & Just, 1981).

سرور و اندرسون صادرات سویا را طی دوره ۱۹۵۵-۸۵ بررسی کردند. در مجموع، الگوی مورد مطالعه دارای ۴ تابع تقاضا، یک تابع عرضه و یک شرط تعادل بود. در این بررسی از روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای برای براورد همزمان ضرایب معادلات عرضه و تقاضای صادرات استفاده شد. همچنین معادلات با روش حداقل مربعات معمولی نیز براورد و نتایج دو الگو با هم مقایسه شد. نتایج نشان داد که قیمت کالا، درآمد، تولید و قیمت محصولات رقیب می‌تواند صادرات محصول سویا در آمریکا را به طور معنیداری تحت تأثیر قرار دهد. همچنین نوسانات واقعی نرخ ارز تأثیر معنیداری بر تقاضا برای صادرات سویای آمریکا داشت.

فونتاس و بردین به منظور مطالعه تأثیر تغییرات نرخ ارز بر صادرات ایرلند به انگلستان از تکنیک همجمعی و مدل تصحیح خطا استفاده کردند. در این مطالعه رابطه درازمدت صادرات ایرلند با استفاده از تکنیک همجمعی براورد شد. برای تعیین رابطه کوتاهمدت تغییرات نرخ ارز با صادرات از مدل تصحیح خطا استفاده گردید. در ضمن از شاخص انحراف معیار متحرک درصد رشد نرخ واقعی ارز به عنوان معیاری از تغییرات نرخ ارز استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که صادرات در درازمدت به طور معنیداری به درآمد کشور واردکننده و قیمتهای نسبی بستگی دارد. طبق مدل تصحیح خطای براورد شده، تغییرات نرخ ارز فقط در کوتاهمدت باعث کاهش صادرات ایرلند به انگستان می‌شود (Fountas & Berdin, 1998).

موکرجی با استفاده از داده‌های سری‌زمانی مربوط به کشور هند و نیز با به کارگیری تکنیک همجمعی به بررسی رابطه بین نرخ ارز واقعی و حجم صادرات هند با رشد تولید ناخالص داخلی کشورهای عضو سازمان همکاریهای اقتصادی و همچنین رشد تولید ناخالص جهان پرداخت. نتایج نشان داد که حجم صادرات هند نسبت به نرخ واقعی ارز و همچنین نسبت به رشد تولید ناخالص جهان حساس است. با این حال از نتایج به دست آمده چنین استنباط می‌شود که کشور هند می‌تواند از سیاستهای تشویق صادرات، نسبت به حالتی که صادرات این کشور با استفاده از کاهش ارزش پول داخلی تشویق شود، سود بیشتری ببرد(Mookergee, 1997) .

تاریخچه، وضعیت تولید و صادرات محصول پسته ایران و جهان

کلمه لاتین Pitacia یا Pistachio از کلمه فارسی پسته گرفته شده است. پسته گیاهی است که از دیرباز در مناطق مختلف ایران کشت می‌شده است. بنا به شواهدی، استان خراسان کنونی به عنوان قدیمی‌ترین منطقه کشت و پرورش پسته در جهان مطرح است (ابریشمی،۱۳۷۳).

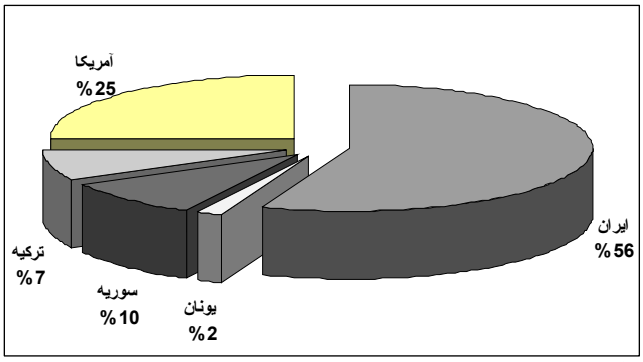
در حال حاضر استان کرمان مهمترین منطقه کاشت پسته در جهان محسوب می‌شود. کاشت و پرورش درختان پسته در این منطقه دارای قدمتی ۲۵۰ ساله است. به رغم سابقه طولانی کشت پسته در ایران، توسعه باغهای پسته بیشتر در نیم قرن گذشته صورت گرفته است. این امر ناشی از بالا رفتن ارزش اقتصادی پسته، صادرات آن و نیز آشنایی با خصوصیات مطلوب گیاه (از قبیل مقاومت به شوری و خشکی و سازگاری با اقلیمهای خشک و نیمه‌خشک ایران) است (همان منبع).

تولید و تجارت جهانی پسته

تولید و تجارت پسته در بازار جهانی را می‌توان انحصاری دانست. این محصول در کشورهای معدودی کشت می‌شود و تولید جهانی آن در سالهای اخیر افزایش چشمگیری داشته است. بر اساس گزارشهای رسمی، میزان تولید پسته در سال ١٣٤٠ در سطح جهان ١٧هزار تن بود که توسط ٦ کشور ایران، ایالات متحده، سوریه، ترکیه و یونان تولید می‌شد. تولید پسته در سالهای ۱۳۷۰ و ۱۳۸۱ به

ترتیب به ۳۳۱ هزار و ٥٤٠ هزار تن رسید. سهم ایران و آمریکا در سال ۱۳۸۱ به ترتیب ٥٦ و ۲٥ درصد بوده‌است. متوسط نرخ رشد سالانه تولید جهانی پسته طی سالهای ۱۳٤۰ تا ۱۳۸۱ معادل ۳۷/٤ درصد محاسبه شده است. سهم کشورهای مهم تولیدکننده پسته در سال ۱۳۸۱ در نمودار ۱ ملاحظه می‌شود (گزارش سازمان خوار و بار جهانی، سالهای مختلف).

ایران، مهمترین تولیدکننده پسته جهان، در سال ۱۳٥۷ تولیدی معادل ٦۹ هزار تن و سهمی به میزان ۸۰ درصد در تولید جهانی داشت که این میزان در سال ۱۳۸۱ به ٥٦ درصد کاهش یافت. ایالات متحده آمریکا مقام دوم را در تولید جهانی پسته به خود اختصاص داده است. تولید پسته در این کشور با دو هزار تن در سال ۱۳٥٦ آغاز گردید و به سرعت گسترش یافت به طوری که میزان تولید این محصول در سال ۱۳۸۱ به ۱۳٦ هزار تن رسید که رشد سالانه‌ای معادل ۲٦۸ درصد را از خود نشان می‌دهد. در صورت تداوم روند موجود پیش‌بینی می‌شود در آینده شکاف تولید بین ایران و آمریکا به سرعت کاهش یابد.



مأخذ: http:\\www.fao.org

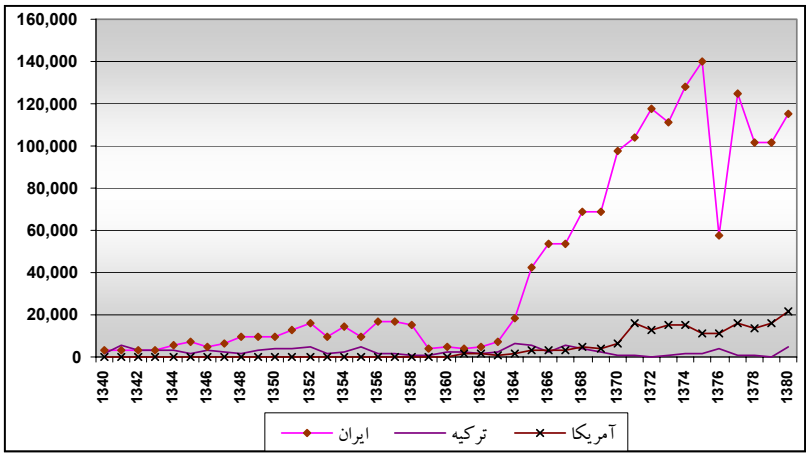
نمودار۱. سهم کشورهای عمده تولیدکننده پسته در سال ۱۳۸۱

صادرات پسته در جهان و کشورهای عمده صادرکننده

ایران و آمریکا در بازار جهانی مهمترین کشورهای صادرکننده پسته به شمار می‌آیند. پسته ایران از سالهای گذشته همواره در بازارهای جهانی مورد توجه خاص بوده و ایران همچنان موقعیت خود را به عنوان مهمترین صادرکننده پسته در جهان حفظ کرده است.

بعد از سال ١٣٦٠، ایالات متحده که واردکننده پسته بود، با عرضه محصول خود به بازار جهانی موقعیت خود را به عنوان صادرکننده تثبیت کرد و برای دستیابی بیشتر به بازار جهانی به برنامه‌ریزی دقیق و بازاریابی و تبلیغات گسترده پرداخت. با این حال، صادرات در حال رشد آمریکا هنوز در مقابل صادرات پسته ایران رقم درخور توجهی را تشکیل نمی‌دهد.

روند صادرات عمده‌ترین کشورهای صادرکننده پسته جهان طی سالهای ١٣٤٠-٨٠ در نمودار ٢ نشان داده شده است. بررسی این روند طی سالهای اخیر بهبود نسبی صادرات ایران را بویژه از سال ٦٣ به بعد نشان می‌دهد. یادآوری می‌شود این بهبود همزمان با کاهش قیمتهای جهانی بوده است.



مأخذ: http:\\www.fao.org

نمودار٢. روند صادرات کشورهای عمده صادرکننده پسته طی دوره ١٣٤٠- ٨٠ (هزارتن)

بررسی روند صادرات پسته ایران نمایانگر روند صعودی و ملایم تا آغاز انقلاب اسلامی بوده است. در سالهای آغازین انقلاب به علت متشنج شدن اوضاع و روابط سیاسی بین ایران و سایر شرکای

تجاری، صادرات پسته نیز کاهش چشمگیری یافت، اما از سال ۱۳۶۴ به بعد با آهنگ سریعتری شروع به افزایش کرد به طوری که ۸۵/۵ درصد از صادرات جهانی در سال ۱۳۷۵ متعلق به ایران بود. در سالهای بعد به علت بروز خشکسالیها و کاهش تولید (بویژه در سال ۱۳۷۶)، روند صادرات نیز دستخوش کاهش گردید. این عامل در کنار افزایش تولید و صادرات در کشورهای رقیب از جمله آمریکا و ترکیه، زمینه را برای کاهش سهم ایران در بازار جهانی به ۷۸/۵ درصد فراهم کرد.

میزان تولید و صادرات ترکیه نیز طی دوره ۱۳٤۰-۸۰ تقریباً ثابت بود و رشد محسوسی را از خود نشان نداد به طوری که در سال ۱۳۸۰ این کشور سهمی معادل ۳/۳ درصد را از صادرات جهانی پسته به خود اختصاص داد. سهم جهانی صادرات آمریکا، که از سال ۱۳٦۰ به جمع تولیدکنندگان پسته پیوست، با رشد مطلوبی به ٦/٦ درصد در سال ۱۳۷۵ و ۱٤/۷ درصد در سال ۱۳۸۰ رسید.

روش تحقیق

عرضه صادرات برای یک محصول تحت تأثیر عواملی چون قیمت داخلی محصول و درآمد کشورهای واردکننده قرار دارد:

$$X_t^d = f(PX_t, Yw_t) \qquad (۱)$$

که در آن X^d مقدار تقاضای جهانی برای صادرات، PX قیمت داخلی محصول و Yw شاخص درآمد واقعی واردکنندگان (متوسط وزنی درآمد واقعی کشورهای متقاضی) است.

تابع عرضه صادرات به فرم لگاریتمی به شکل زیر تعریف می‌شود (قنبری، ۱۳۷۷):

$$\ln X_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 \ln PX_t + \alpha_2 \ln Yw_t + u_{1t} \qquad (۲)$$

در معادله فوق انتظار می‌رود که α_1 منفی و α_2 مثبت باشد.

شاخص درآمد کشورهای واردکننده بدین صورت قابل محاسبه است:

$$Yw = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i Y_i \quad , \quad \sum \alpha_i = 1 \qquad (۳)$$

که در آن α_i سهم کشور iام از واردات کالا و Y_i درآمد واقعی کشور واردکننده iام (تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت) است. در بسیاری از مطالعات نظری و تجربی اهمیت تأثیر نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی مورد تأکید قرار گرفته است. به عنوان مثال چمبرز و جاست و همچنین فونتاس و بردین نشان دادند که نوسانهای نرخ ارز می‌تواند اثرات مهمی بر صادرات محصولات کشاورزی داشته باشد. همچنین در سایر مطالعات تجربی نشان داده شده است که تغییرات نرخ واقعی ارز در مقایسه با تغییرات اسمی تأثیر بیشتری بر عرضه صادرات کالاهای کشاورزی دارد. بنابراین، با در نظر گرفتن متغیر نرخ واقعی ارز ، تابع عرضه صادرات به شکل زیر درمی‌آید:

$$\ln X_t^d = \beta_0 + \beta_1 \ln PX_t + \beta_2 \ln Yw_t + \beta_3 \ln ER_t + u_{2t} \qquad (٤)$$

معادله‌فوق‌تابع‌عرضه‌صادرات‌رادردرازمدت نشان‌می‌دهدکه‌به‌طبع‌درهرلحظه‌اززمان‌دستیافتنی نیست. بنابراین با استفاده از سازوکاز تعدیل فرض می‌شود که صادرات نسبت به اختلاف بین عرضه برای صادرات در زمان t و مقدار واقعی صادرات در دوره گذشته تعدیل می‌گردد:

$$\Delta \ln X_t^d = \gamma(\ln X_t^d - \ln X_{t-1}^d) + u_{3t} \quad , \quad \gamma > 0 \qquad (٥)$$

درمعادله‌فوق γ ضریب تعدیل است. تابع تعدیل فرض می‌کند که مقدارصادرات‌درصورت وجود مازاد تقاضا در سایر کشورهای جهان، تعدیل می‌شود. با جایگزینی معادله ٤ در معادله ٥ تابعی برای تخمین عرضه صادرات به شکل زیر به دست می‌آید:

$$\ln X_t^d = \lambda_0 + \lambda_1 \ln PX_t + \lambda_2 \ln Yw_t + \lambda_3 \ln ER_t + \lambda_4 \ln X_{t-1}^d + u_{4t} \qquad (٦)$$

که در آن $\lambda_0 = \gamma\beta_0$ ، $\lambda_1 = \gamma\beta_1$ ، $\lambda_2 = \gamma\beta_2$ ، $\lambda_3 = \gamma\beta_3$ و $\lambda_4 = 1-\gamma$ است.

به منظور بررسی روابط درازمدت و کوتاهمدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو می‌توان از روش انگل- گرنجر[1] و مدلهای تصحیح خطا[2] (ECM) استفاده کرد. روش انگل- گرنجر مبتنی بر فرض پایایی متغیرها با یک بار تفاضلگیری است. همچنین این روش تنها روابط درازمدت را مدنظر قرار می‌دهد. افزون بر این محدودیتها، در تحلیلهای همجمعی مبتنی بر روش

1. Engle- Grenger
2. error correction models (ECM)

انگل- گرنجر، لزوم اطلاع قبلی از جهت اثرگذاری متغیرها بر یکدیگر نیز از محدودیتهای مطرح شده این روش است.

الگوهای تصحیح خطا نوسانهای کوتاهمدت متغیرها را به مقادیر تعادلی درازمدت آنها ارتباط می‌دهد (نوفرستی، ۱۳۷۸). در صورتی که متغیرهای الگو همجمع باشد، جمله پسماند رابطه کوتاهمدت جمعی از مرتبه صفر (پایا) خواهد بود و در نتیجه می‌توان ضرایب الگوی تصحیح خطا را بدون هراس از به دست آمدن یک رگرسیون کاذب[1] به روش OLS براورد و از آماره‌های t و F در آزمون الگو استفاده کرد. اما اگر متغیرهای الگو جمعی از مرتبه صفر و یک باشد دیگر نمی‌توان از الگوی تصحیح خطا در براورد ضرایب رابطه کوتاهمدت بهره جست.

به علت وجود محدویتهای ذکر شده در استفاده از این روشها، برخی مطالعات کوشیده‌اند تا با غلبه‌برنواقص‌روشهای‌فوق‌درصددد‌ستیابی به رهیافتی بهتربرای تحلیل روابط درازمدت و کوتاهمدت بین متغیرها برآیندکه‌ازآن جمله می‌توان به مطالعه پسران و پسران(H.M.Pesaran & B.Pesaran, 1997) اشاره کرد. رهیافت ارائه شده توسط این دو محقق، که موسوم به ARDL[2] است، علاوه بر رفع نیاز به اطلاع از جهت رابطه بین متغیرها امکان بررسی توأم رابطه میان متغیرها را در حالی که پاره‌ای از آنها در سطح پایا هستند و پاره‌ای دیگر با یک‌بار تفاضلگیری پایا می‌شوند، فراهم می‌کند.

روش ARDL توانایی تخمین اجزای کوتاهمدت و درازمدت را دارد. این روش همچنین قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیر و خودهمبستگی است و در ضمن به دلیل اینکه این مدلها عموماً عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی سریالی[3] و درونزایی هستند، تخمینهای به دست آمده از آنها نااریب و کارا خواهد بود (Siddiki, 2000).

مدل ARDL تعمیم یافته[4] را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\alpha(L,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,p)x_{it} + u_t\,, \quad i = 1,2,...,k \qquad (۷)$$

1.spurious regression
2. autoregressive distributed lag
3. serial correlation
4. augmented ARDL (Developed by Pesaran & Pesaran, 1997 and Pesaran & Shin, 1998)

که در آن α_0 عرض از مبدأ، y_t متغیر وابسته و x_{it}،iامین متغیر مستقل و L عامل وقفه[1] است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L^j y_t = y_{t-j} \qquad (۸)$$

بنابراین:

$$\alpha(L,p) = 1 - \alpha L^1 - ... - \alpha_p L^p , \qquad \beta_i(L,q) = \beta_{i0} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + ... + \beta_{iq} L_i^q \qquad (۹)$$

بر این اساس، مدل ARDL به فرم لگاریتمی برای عرضه صادرات به شکل زیر خواهد بود:

$$\ln X_t^d = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \ln X_{t-i}^d + \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i \ln PX_{t-i} + \sum_{i=1}^{f} \gamma_i \ln Yw_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \lambda_i \ln ER_{t-i} + \varepsilon_0 \ln PX_t + \gamma_0 \ln Yw_t + \lambda_0 \ln ER_t + u_{1t} \qquad (۱۰)$$

که در آن m، n، f و k به ترتیب تعداد بهینه وقفه برای متغیرهای $\ln X_t^d$ ، $\ln PX_t$ ، $\ln Yw_t$ و $\ln ER_t$ است.

در درازمدت روابط زیر بین متغیرهای حاضر در مدل صادق خواهد بود:

$$X_t^d = X_{t-1}^d = ... = X_{t-m}^d , \qquad PX_t = PX_{t-1} = ... = PX_{t-n} \qquad (۱۱)$$

$$Yw_t = Yw_{t-1} = ... = Yw_{t-f} , \qquad ER_t = ER_{t-1} = ... = ER_{t-k}$$

رابطه درازمدت عرضه صادرات را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$\ln X_t^d = \lambda_0 + \lambda_1 \ln PX_t + \lambda_2 \ln Yw_t + \lambda_3 \ln ER_t + u_{2t} \qquad (۱۲)$$

معادله تصحیح خطای[2] مدل ARDL به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta \ln x_t^d = \Delta\hat{\alpha}_0 + \sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i \Delta \ln X_{t-i}^d + \sum_{i=0}^{n} \hat{\varepsilon}_i \Delta \ln PX_{t-i} + \sum_{i=0}^{f} \hat{\gamma}_i \Delta \ln Yw_{t-i} + \sum_{i=0}^{k} \hat{\lambda}_i \Delta \ln ER_{t-i} + \theta ect_{t-1} + u_{3t} \qquad (۱۳)$$

که در آن ect جزء تصحیح خطاست که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$ect_t = \ln X_t^d - \hat{\lambda}_0 + \hat{\lambda}_1 \ln PX_t + \hat{\lambda}_2 \ln Yw_t + \hat{\lambda}_3 \ln ER_t \qquad (۱٤)$$

درمعادله‌تصحیح خطا، Δ عملگرتفاضل‌است و $\hat{\beta}_i$، $\hat{\varepsilon}_i$، $\hat{\gamma}_i$ و $\hat{\lambda}_i$ضرایب براورد شده از معادله۱۰ هستند. θ نیز ضریب جزء تصحیح خطاست که سرعت تعدیل را اندازه‌گیری می‌کند.

5. lag operator
1. error-correction

برای تخمین رابطه درازمدت می‌توان از یک روش دو مرحله‌ای استفاده کرد. در مرحله اول وجود یک رابطه درازمدت بین متغیرهای مدل، که به وسیله تئوری تبین می‌شود، بررسی می‌گردد و در مرحله دوم اگر وجود رابطه درازمدت بین متغیرها در مرحله اول اثبات شد، پارامترهای کوتاهمدت و درازمدت با استفاده از معادلات ۱۰ و ۱۲ براورد می‌شود. جهت آزمون وجود رابطه درازمدت می‌توان از آماره F استفاده کرد. وقتی چنین رابطه‌ای وجود داشته باشد آزمون F معنیدار بودن یا نبودن ضرایب رابطه درازمدت را از نظر آماری نشان می‌دهد. بدین منظور در ابتدا، مدل ARDL براوردشده‌وسپس‌فرضیه‌صفر زیر برای آزمون نیز رابطه درازمدت مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0 : \varepsilon_0 = \gamma_0 = \lambda_0 = 0$$

آماره F به‌کاررفته‌دراین‌آزمونها دارای‌یک‌توزیع‌غیراستانداردداست‌که‌به‌سه‌عامل‌زیربستگی‌دارد:

۱. درجه جمعی متغیرهای موجود در مدل ARDL (همجمع از درجه اول و یا درجه دوم)

۲. تعداد رگرسورهای موجود در مدل

۳. وجود و یا نبود جزء عرض از مبدأ و روند در مدل

برای تصمیمگیری در مورد رد و یا عدم رد فرضیات صفر باید مقدار F محاسباتی را با مقدار بحرانی آماره F، که توسط پسران و پسران محاسبه شده است، مقایسه کرد. اگر وجود رابطه پایدار درازمدت بین متغیرهای مدل در مرحله اول اثبات شود، در مرحله دوم جهت تخمین پارامترهای مدل از یک فرایند دو قسمتی استفاده می‌شود؛ در گام اول درجه جمعی متغیرها با کمک شاخصهای آکاایک[1] و یا شوارتز[2] تعیین می‌شود و سپس در گام دوم، براورد مدل انتخابی به وسیله OLS صورت می‌گیرد(Siddiki, 2000).

آزمون پایداری ضرایب مدل (Cusum)[3]

این آزمون یکی از آزمونهای پیشنهادی برای بررسی پایداری ضرایب مدل براورد شده است. اساس روش پیشگفته این است که ابتدا یک معادله رگرسیون مشتمل بر متغیرهای مورد نظر با حداقل مشاهدات قابل تخمین براورد می‌شود. سپس یک مشاهده به تعداد مشاهدات معادله قبلی اضافه

1. Akaike criteria
2. Schwarz criteria
3. cumulative sum of squares

می‌گردد و تخمین مجددی صورت می‌گیرد و به همین ترتیب به تعداد مشاهدات، به صورت واحد اضافه می‌شود. بدین منوال پس از تخمین هر مرحله برای هریک از متغیرها یک ضریب حاصل می‌شود که در نهایت یک سری زمانی از ضرایب متغیرها را به دست می‌دهد. در صورتی که مدل پایدار باشد، انتظار می‌رود تغییرات در میان سری ضرایب به دست آمده اندک و تصادفی باشد (Seddighi & et al.,2000).

داده‌های مورد استفاده

در این مطالعه از داده‌های سری‌زمانی قیمت خرده‌فروشی، میزان صادرات پسته، نرخ ارز غیررسمی و شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران و آمریکا طی دوره ۱۳۵۸-۸۱ استفاده شد. داده‌های مربوط به شاخص قیمت مصرف‌کننده ایران، شاخص قیمت مصرف‌کننده آمریکا و آمار صادارت پسته و تولید جهانی پسته از بانکهای اطلاعاتی مرکز آمار ایران، دفتر آمار کارگران آمریکا و سازمان خوار و بار جهانی (FAO) استخراج گردید. قیمتهای خرده‌فروشی پسته نیز از مرکز تحقیقات پسته کشور به دست آمد. به منظور تخمین مدلها و انجام آزمونهای مربوط از بسته‌های نرم‌افزاری Eviews3 و Microfit 4.1 استفاده شد.

نتایج و بحث

در مطالعه حاضر تابع عرضه صادرات مستقل از تابع صادرات براورد شده‌است. این اقدام با فرض اینکه عرضه کنندگان صادراتی پسته ایران کوچک و گیرنده قیمت[1] هستند و محصولات خود را در بازارهای رقابتی عرضه می‌کنند، صورت گرفته است. از سوی دیگر با توجه به ماهیت سیاست تجاری اتخاذ شده در کشور (سیاست جایگزینی واردات)، صادرات غیر نفتی (و صادرات کشاورزی) به صورت مازادی از تقاضای داخلی محسوب می‌شود و نیز فرض بر این است که با توجه به ماهیت کالاهای کشاورزی، عرضه این کالاها تقاضای خود را ایجاد می‌کند.

به منظور براورد تابع صادرات، یک مدل لگاریتمی به صورت زیر مورد استفاده قرار می‌گیرد:

$$\ln X_t = \beta_0 + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 v_t + u_t \qquad (۱۵)$$

1. price taker

که در آن P_t قیمت خرده فروشی واقعی محصول پسته به عنوان معیاری برای رقابت و V_t شاخص لگاریتمی تغییر در نرخ ارز است. در زمینه اهمیت نرخ ارز، تحت فرضیه ریسک‌گریزی صادرکنندگان، نظریه اقتصادی بیان می‌کند که تغییرات نرخ ارز، صادرات را کاهش می‌دهد. این امر ناشی از نبود فعالیت اقتصادی برای صادرکنندگان در نتیجه تغییر در نرخ ارز است. به عنوان معیاری از تغییرات نرخ ارز می‌توان از شاخص انحراف معیار متحرک درصد رشد نرخ واقعی ارز[1] استفاده کرد. این شاخص به صورت زیر تعریف می‌شود (Fountas & Berdin, 1998):

$$v_t = \left[\left(\frac{1}{m}\right)\sum_{i=1}^{m}\left(\ln Z_{t+i-1} - \ln Z_{t+i-2}\right)^2\right]^{\frac{1}{2}} \qquad (۱۶)$$

در این معادله Z نرخ واقعی ارز و m تعداد وقفه‌های میانگین متحرک است.

نرخ واقعی ارز از رابطه زیر قابل محاسبه است:

$$E_t^r = E_t^n \frac{P_t^d}{P_t^f} \qquad (۱۷)$$

که در آن E_t^r و E_t^n به ترتیب نرخ واقعی و اسمی ارز و نشاندهنده ارزش یک واحد پول خارجی بر حسب پول داخلی است. P_t^f و P_t^d به ترتیب شاخصهایی از سطح عمومی قیمتها در خارج و داخل کشور است که به صورت نسبت سطح قیمتها در سال t به سطح قیمتها در یک سال پایه بیان شده‌اند (خاوری،۱۳۷۷).

لازم به توضیح است که طی دوره مورد مطالعه، صادرات پسته ایران به کشورهای واردکننده دستخوش تغییرات زیادی بوده است به گونه‌ای که طی این دوره برخی از کشورها به جمع واردکنندگان پسته ایران پیوسته‌اندو برخی دیگر از شرکای تجاری ایران اقدام به توقف واردات خود از ایران کرده و یا حجم واردات را کاهش داده‌اند. به طور خلاصه به علت تعدد، نبود استمرار و نوسانهای زیاد در حجم واردات کشورهای عمده واردکننده، امکان محاسبه شاخص ترکیبی مناسبی به عنوان نماینده‌ای از متغیر درآمد کشورهای واردکننده، وجود نداشته و در نتیجه مدل عرضه صادرات بدون این متغیر براورد شده است.

به منظور ارائه استنباطات صحیح در مورد متغیرهای سری‌زمانی باید در ابتدا از پایایی این متغیرها در طول زمان اطمینان یافت. بی‌توجهی به این مهم ممکن است به ارائه استنباطات غلط در

1. moving standard deviation of the growth rate of the real exchange rate

مورد کمیتهای بحرانی مدل و به دست آمدن یک رگرسیون کاذب منجر شود. لذا در این تحقیق ابتدا به کمک آزمونهای دیکی- فولر و دیکی- فولر تعمیم یافته و روش نه مرحله‌ای بررسی پایایی[1] اقدام به آزمون پایا بودن متغیرهای مورد استفاده گردیدکه نتایج آن در جدول ۱ خلاصه شده است.

جدول ۱. نتایج آزمون پایایی متغیرها

نام متغیر		تعداد وقفه بهینه	درجه پایایی
LX	لگاریتم عرضه صادرات	۱	I(0)
LP	لگاریتم قیمت واقعی خرده فروشی	۲	I(1)
V2	شاخص لگاریتمی تغییرات نرخ ارز با دو وقفه میانگین متحرک	۰	I(0)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

متغیر عرضه صادرات در بررسی اجمالی، روند پایایی از خود نشان می‌دهد. با در نظر گرفتن سال ۱۳٦۳ به عنوان نقطه ایجاد شکست ساختاری (که منجر به ایجاد تغییر در شیب روند متغیر مذکور می‌شود.)، عرضه صادرات روند پایایی از خود نشان داد. لازم به توضیح است که به دلیل تغییر عمده حجم صادرات پسته ایران در نتیجه کاهش تولید در سال ۱۳۷٦، در بررسی روند پایایی متغیر عرضه صادرات پسته از متغیر موهومی D76 برای کاهش در حجم صادرات سال ۱۳۷٦ استفاده شد.

همان طور که از جدول ۱ ملاحظه می‌شود، متغیرهای مورد استفاده، پایا از مرتبه یک و صفر هستند. بدین ترتیب امکان استفاده از تحلیل همجمعی موسوم به ARDL فراهم خواهد بود. با استفاده از این تحلیل می‌توان روابط کوتاهمدت و درازمدت بین متغیرهای مدل را همزمان بررسی کرد. نتایج تفصیلی حاصل از براورد مدل ARDL در جدول ۲ خلاصه شده است.

جدول ۲. نتایج حاصل از براورد مدل ARDL(1,2,0)

نام متغیر		ضریب		انحراف معیار
C	عرض از مبدأ	β_0	۳/۸۷۷	۰/۹۷۹***
LX(-1)	لگاریتم عرضه صادرات با یک وقفه	β_1	۰/٤۲۰	۰/۱٤٦***
LP	لگاریتم قیمت واقعی خرده فروشی	β_2	۰/۱۹۱	۰/۱٤۹
LP(-1)	لگاریتم قیمت واقعی خرده فروشی با یک وقفه	β_3	۰/۰۲۷	۰/۱٦٦

۲. این روش توسط افراد زیر پیشنهاد شده است:

Doldado & et al., 1990; Holden & Perman, 1994 and Enders, 1995

LP(-2)	لگاریتم قیمت واقعی خرده فروشی با دو وقفه	β_4	۰/۲۷۷	۰/۱٦۸
V2	شاخص لگاریتمی تغییرات نرخ ارز	β_5	-۰/۱۲٦	۰/۱۵۳
D76	متغیر موهومی مربوط به کاهش صادرات سال ۱۳۷٦	β_6	-۰/۷۳۵	۰/۱٦۸***
D63	متغیر موهومی مربوط به تغییر شیب منحنی صادرات سال ۱۳٦۳	β_7	۰/۹۵۰	۰/۱۸٤***

مأخذ: یافته‌های تحقیق R^2=۰/۹۹۲ F=۱۲۷/۹۵

***معنیداری در سطح ۹۹ درصد اطمینان DW=۱/۹۰ RSS=۰/۲۱۳

V_2 در مدل فوق شاخص لگاریتمی تغییرات نرخ ارز با دو وقفه میانگین متحرک است. در ضمن وقفه‌های اول و سوم این شاخص نیز در مدل مورد آزمون قرار گرفت که به لحاظ مساعدت به خوبی برازش (معیار حداقل RSS) وقفه دوم به عنوان وقفه بهینه تعیین شد و در مدل به کار رفت.

مدل ARDL براورد شده از نظر وجود همخطی‌آزمون شد. نتایج براورد ضرایب همبستگی بین متغیرهای توضیحی مدل نشان از نبود همخطی بین متغیرهای الگو دارد. همچنین پایداری ضرایب براورد شده مدل نیز توسط آزمون CUSUM بررسی شد. نتایج این آزمون نشان داد که ضرایب مدل براورد شده طی دوره مورد بررسی پایدار است.

وجود و یا نبود رابطه درازمدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی را می‌توان با استفاده از آزمونF به شرح زیر بررسی کرد:

$H_0 : \beta_2 = \beta_5 = \beta_6 = \beta_7 = 0$

H_1 : حداقل یکی از ضرایب مخالف صفر است

F محاسباتی از رابطه فوق با آماره F پیشنهاد شده پسران مقایسه شده است. معنیدار شدن آماره F محاسباتی معادله‌فوق نشانه وجودرابطه درازمدت بین متغیر وابسته (عرضه‌صادرات) با سایر متغیرهای توضیحی است. طبق مدل ARDL براورد شده، رابطه درازمدت به شرح زیر است:

جدول ۳. نتایج حاصل از براورد رابطه درازمدت صادرات

	نام متغیر	ضریب	انحراف معیار
C	عرض از مبدأ	٦/٦۸	۱/۱٤۱***
LP	لگاریتم قیمت واقعی خرده فروشی	۰/۷٦۱	۰/۳۸٦*

V2	شاخص لگاریتمی تغییرات نرخ ارز	-۰/۲۱۸	۰/۲۸۰
D76	متغیر موهومی مربوط به کاهش صادرات سال ۱۳۷٦	-۱/۲۰۵	۰/۵۸۳*
D63	متغیر موهومی مربوط به تغییر شیب منحنی صادرات سال ۱۳٦۳	۰/۰۳٦	۰/۰۱٦***

مأخذ: یافته‌های تحقیق *معنیداری در سطح ۹۰ درصد اطمینان **معنیداری در سطح ۹۵ درصد اطمینان

***معنیداری در سطح ۹۹ درصد اطمینان

ضرایب معادله درازمدت براورد شده،کششهای عرضه‌را نسبت به‌متغیرهای‌توضیحی درازمدت نشان می‌دهد. براساس نتایج، ضریب متغیر شاخص تغییرات نرخ ارز در درازمدت معنیدار نشده است. پیرامون عدم اهمیت آماری ضریب تغییرات نرخ ارز می‌توان گفت گروه عرضه کنندگان پسته متفاوت از گروه تولیدکنندگان است به گونه‌ای که عرضه‌کنندگان افزون بر لحاظ کردن نرخ ارز در تصمیمات خود به میزان زیادی نیز از سطح تولید و میزان تولید مازاد بر تقاضای داخلی متأثر می‌شوند. لذا می‌توان گفت انتقال تأثیر تغییرات نرخ ارز به تولیدکنندگان، یا در نهایت همان تأمین کنندگان عرضه‌صادرات، منوط‌به انعکاس تغییرات نرخ ارز ازسوی عرضه کنندگان به تولیدکنندگان پسته است.

از سوی دیگر انتظار می‌رود تقاضای داخلی دچار تحولات آنی نشود. بدین معنی که تولید کنندگان با نوعی اجبار برای عرضه تولید مازاد بر تقاضای داخلی به عرضه کنندگان صادرات مواجه خواهند شد. در این باره ماهیت محصول پسته نیز اهمیت دارد، زیرا پسته از جمله محصولات باغی است که زمان کاشت تا برداشت آن بالغ بر هفت سال طول می‌کشد، بنابراین سرمایه‌گذاری روی آن دیربازده و متضمن هزینه فرصت و نگهداری بالایی است. لذا این امر انگیزه واکنش در مقابل تغییردرهریک‌از متغیرهای تأثیرگذار بر تولید واز جمله نرخ ارز را در کوتاهمدت سلب می‌کند.

ضریب متغیر قیمت واقعی عمده‌فروشی در سطح اطمینان ۹۰ درصد مثبت و معنیدار است و از لحاظ عددی مقدار بالایی را به خود اختصاص می‌دهد. البته با اینکه نظریه‌های اقتصادی و سایر مطالعات علامت منفی را برای متغیر قیمت عمده‌فروشی پیش‌بینی می‌کند (برانسون، ۱۳۷۶، ۵۰۷)، در این مطالعه رابطه میان قیمت عمده‌فروشی و عرضه صادرات پسته به طور مستقیم ارزیابی شده است. پیرامون این نتیجه خلاف انتظار این‌گونه می‌توان اظهار نظر کرد که با افزایش قیمت عمده‌فروشی،

تقاضای داخلی محصول کاهش می‌یابد که در نتیجه این امر عرضه صادرات افزایش پیدا می‌کند. علاوه بر این ممکن است تعهدات ارزی و قوانین صادراتی منجر به ایجاد اثرات غیرقابل اندازه‌گیری مانند امکان استفاده از ارزحاصله برای واردات از سوی عرضه‌کنندگان شود. بدین ترتیب صادرکنندگان با فروش کالاهای وارداتی می‌توانند از هر دلار درآمد حاصل از صادرات خود به ارزشی بیش از قیمت داخلی ارز دست یابند. این امر می‌تواند علاوه بر ایجاد افزایش قیمت عمده‌فروشی‌به‌طورغیرمستقیم (از طریق ایجاد حاشیه سود)، منجر به تقویت انگیزه صادرکنندگان شود.

به منظور بررسی روابط کوتاهمدت بین عرضه صادرات و سایر متغیرهای مورد مطالعه از مدل تصحیح خطا استفاده گردید. معادله براورد شده در جدول زیرخلاصه شده است.

جدول ٤. نتایج حاصل از براورد مدل تصحیح خطا

	نام متغیر	ضریب	انحراف معیار
dC	تفاضل مرتبه اول عرض از مبدأ	۳/۸۷	۰/۹۷۹***
dLP	تفاضل مرتبه اول لگاریتم قیمت واقعی خرده فروشی	۰/۱۹۱	۰/۱٤۹
dLP1	تفاضل مرتبه دوم لگاریتم قیمت واقعی خرده فروشی	-۰/۲۷۷	۰/۱٦۸
dV2	تفاضل مرتبه اول شاخص لگاریتمی تغییرات نرخ ارز	-۰/۱۲٦	۰/۱۵۳
dD76	تفاضل‌مرتبه اول متغیر موهومی مربوط به کاهش صادرات سال ۱۳۷٦	-۰/۷۳۵	۰/۱٦۸***
dD63	تفاضل‌مرتبه‌اول‌متغیرموهومی‌مربوط‌به تغییرشیب‌منحنی‌صادرات‌سال۱۳٦۳	۰/۹۵۰	۰/۱۸٤***
Ect(-1)	جزء تصحیح خطا	-۰/۵۷۹	۰/۱٤٦***

مأخذ: یافته‌های تحقیق R^2=۰/۹۲۸ F=۱٦/۱٤

***معنیداری در سطح ۹۹ درصد اطمینان DW=۱/۹۰ RSS=۰/۲۱۳

همان طور که مشاهده می‌شود، متغیرهای قیمت واقعی خرده‌فروشی و شاخص لگاریتمی نرخ ارز در کوتاهمدت کمکی به عرضه صادرات پسته نمی‌کنند.

ضریب جمله تصحیح خطای براورد شده معنیدار و علامت آن مورد انتظار (منفی) است. مقدار این ضریب برابر با ۰/۵۸- و بدین معنی است که در حدود ۵۸ درصد انحرافات متغیر عرضه صادرات پسته از مقدار تعادلی دراز مدت پس از گذشت یک دوره تعدیل می‌شود. لذا می‌توان گفت که سرعت تعدیل در مدل فوق بالاست و می‌توان به اثرگذاری سیاستها در کوتاهمدت امیدوار بود.

پیشنهادها

در مجموع با توجه به نتایج این مطالعه می‌توان گفت که به علت وجود فاصله نسبتاً محسوس میان عرضه‌کنندگان و تولیدکنندگان پسته، که در نهایت تأمین کننده عرضه صادرات هستند، غالب متغیرهای کلیدی در کوتاهمدت کمک مطلوبی به عرضه صادرات نمی‌کنند. بر این اساس به منظور تأثیرگذاری بیشتر سیاستهای مورد نظر، بویژه در زمینه نرخ ارز، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

۱. با توجه به اینکه هرچه فاصله میان تولیدکنندگان و صادرکنندگان محصول پسته بیشتر باشد امکان انتقال اثرات سیاستهای کلان اقتصادی (که به منظور تشویق صادرات اتخاذ شده است) کمتر خواهد بود، لذا پیشنهاد می‌شود که واحدهای صادراتی پسته تا حد ممکن متشکل از تولیدکنندگان پسته باشند. این امر سبب تسریع واکنش صادرات نسبت به سیاستهای پولی می‌شود.

۲. اطلاعات شفاف پیرامون روند آینده سیاستهای تأثیرگذار بر عرضه صادرات به تولیدکنندگان یا همان عرضه کنندگان صادرات پسته ارائه شود.

۳. با توجه به تأثیرپذیری تصمیمات تولیدکنندگان پسته از نوسانهای نرخ ارز و اینکه در نهایت این تصمیمات بر عرضه صادرات پسته مؤثر است، لذا پیشنهاد می‌شود که در زمینه بهبود کیفیت و تأمین نهاده‌های تولید برای تولیدکنندگان پسته اقدامات مؤثری صورت گیرد.

منابع

۱.ابریشمی، م.ح. (۱۳۷۳)، پسته ایران: شناخت تاریخی، مرکز نشر دانشگاهی، تهران.

۲.برانسون، و.ا. (۱۳۷۶)، تئوری و سیاستهای اقتصاد کلان، ترجمه عباس شاکری، نشر نی.

۳.بریم‌نژاد، و. و ج.ترکمانی (۱۳۷۹)، تحلیل اقتصادی عوامل مؤثر بر صادرات فرش ایران، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران: ۵۷۱-۵۹۵.

٤.خاوری، ا. (۱۳۷۷)، بررسی تأثیر تنظیم نادرست نرخ واقعی ارز بر صادرات بخش کشاورزی، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه شیراز.

۵.خسروی، ا. و ج. ترکمانی (۱۳۷۹)، تخمین تابع عرضه صادرات و بررسی رابطه بین صادرات، بهره‌وری و تولید آن، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران: ۴۶۵-۴۹۵.

٦.خلیلیان، ص. و ع. فرهادی (۱۳۸۱)، بررسی عوامل مؤثر بر صادرات بخش کشاورزی ایران، *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، شماره ۳۹: ۷۱-۸۴.

۷. گزارش سازمان خوار و بار جهانی FAO، http://www.FAO.org.

۸.شرزه‌ای، غ. و ر. قنبری (۱۳۷۹)، برآورد توابع تقاضا و عرضه صادرات پسته با استفاده از یک سیستم معادلات همزمان، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران: ۶۴۴-۶۶۶.

۹.شیبانی، ا. و همکاران (۱۳۷۴)، پسته و تولید آن در ایران، مؤسسه تحقیقات پسته ایران، رفسنجان.

۱۰.عبدشاهی، ع. و ج. ترکمانی (۱۳۷۹)، بررسی اقتصادی صادرات مرکبات ایران، مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران: ۴۳۷-۴۶۳

۱۱.قنبری، ر. (۱۳۷۷)، بررسی توابع تقاضا و عرضه صادرات پسته در یک الگوی سیستم معادلات همزمان: مورد ایران طی دوره ۱۳۵۰-۷۴، پایان نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه شیراز.

۱۲.نوری ک. و م. کوپاهی (۱۳۷۵)، تخمین توابع تقاضا و عرضه صادرات پسته، مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران: ۵۴۲-۵۵۳.

۱۳.نوفرستی، م. (۱۳۷۸)، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، انتشارات مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران.

14. Cahmbers, R. and R.E. Just (1981), Effects of exchange rate changes on U.S. agriculture: A dynamic analysis, *American Journal of Agricultural Economcs, 63: 32-46.*

15.Doldado J.,T. Jenkinson and S. Sosvilla-Rivero (1990), Cointegration and unit roots', *Journal of Econometric Surveys*, 4:249-273

16.Enders, W. (1995), Applied econometric time series, New York: John Wiley.

17. Fountas, S. and D. Berdin (1998), Exchange rate volatility and exports: The case of Irland*, Applied Economics Letters*, 5: 301-304.

18. Holden, D. and R. Perman (1994), Unit roots and cointegration for economist in Rao.B.B. (ed.), Cointegration for the applied Economist, New York: St. Martin's Press.

19. Mookergee, R. (1997), Export Volame, exchange rate and global economic growth: The Indian experience, *Applied Econmics Letters,* Vol. (4): 425-429.

20. Pesaran, H.M. and B. Pesaran (1997), Working with Microfit 4: An introduction to econometrics, Oxford University Press, London.

21. Pesaran, M.H. and Y.Shin (1998), An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegrtion Analysis, DAE working paper no. 9514, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

22. Sarwar, G. and G.D. Anderson (1990), Estimating U.S. Soybean exports: A Simultaneous Supply-Demand Approach, *Journal of Economic Studies,* 17: 41-56.

23. Seddighi , H.R., K.A. Lawler and A.V. Katos (2000), Econometrics: A practical approach, Routledge, London.

24. Siddiki, J.U. (2000), Demand for money in Bangladesh: A cointegration analysis, *Applied Economics*, 32: 1977-1984.