اقتصادکشاورزی و توسعه، سال بیست و یکم، شماره ۸۳، پاییز ۱۳۹۲

بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر تقاضای صادرات پسته ایران

اسماعیل پیش بهار*، قادر دشتی**[۱]، رحیم ظهوری کهنموئی***، حسین راحلی**، جواد حسین زاد*

تاریخ دریافت:۹۰/۸/۶ تاریخ پذیرش: ۹۱/۲/۲۱

چکیده

ایران همواره از نظر تولید و صادرات پسته در جهان رتبه اول را به خود اختصاص داده است، اما بعد از حضور آمریکا در بازار این محصول، سهم ایران در بازارهای جهانی رفته‌رفته تنزل پیدا کرده به طوری که علی‌رغم افزایش صادرات پسته ایران، سهم کشور از بازار جهانی این محصول از لحاظ ارزش از ۵۸ درصد در سال ۲۰۰۰ به ۳۱ درصد در سال ۲۰۰۸ کاهش یافته است که این امر نشان از تضعیف جایگاه ایران در بازارهای بین‌المللی این محصول دارد. از این رو شناخت عوامل مؤثر بر تقاضای صادرات این محصول در طی سالیان گذشته می‌تواند به بهبود جایگاه کشور ایران در بازارهای جهانی کمک شایان توجهی کند. بدین‌منظور برای بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر تقاضای صادرات پسته ایران، کشورهایی که بیشترین سهم

* استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز

** دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه تبریز e-mail: ghdashti@yahoo.com

۱. نویسنده مسئول

***دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی

Archive of SID

www.SID.ir

واردات را از پسته ایران طی دوره زمانی ۱۹۹۷- ۲۰۰۶ داشته‌اند انتخاب شدند و با استفاده از داده‌های پانل اقدام به براورد تابع تقاضای صادرات این محصول شد. نتایج مطالعه نشان داد که عواملی نظیر قیمت صادراتی پسته ایران و شوک ناشی از وجود سم آفلاتوکسین در سال ۲۰۰۴ اثر منفی و معنی‌دار و متغیرهای قیمت جهانی پسته و درآمد سرانه واقعی اثر مثبت و معنی‌دار بر واردات پسته ایران داشته‌اند. متغیر نرخ ارز نیز اثر معنی‌داری از خود نشان نداد. بنابراین توجه به سرمایه‌گذاری اصولی در تولید و بازار پسته (نظیر توسعه روشهای مناسب کاشت، داشت و برداشت و توجه به سم آفلاتوکسین) می‌تواند سهم صادراتی کشور را در بلند مدت تقویت نماید.

طبقه‌بندی JEL: F12، Q17

کلیدواژه‌ها:

ایران، پسته، تابع تقاضای صادرات، داده‌های پانل

مقدمه

نظر به جایگاه و نقش ممتاز تجارت در رشد اقتصادی جوامع، در دهه‌های گذشته اغلب کشورها در راستای توسعه ملی خود توجه خاصی به تجارت با سایر کشورها داشته‌اند. از این‌رو گفته می‌شود تجارت خارجی یکی از سریعترین و بالاترین نرخهای رشد در میان فعالیتهای اقتصادی را داراست که بعد از جنگ جهانی دوم نیز سرعت آن افزایش یافته است (پروین و یوسفی، ۱۳۷۹). تأمین نیازهای ارزی کشور از طریق فروش نفت در سالهای گذشته مشکلات فراوانی را در اقتصاد کشور به وجود آورده، چرا که با نوسانهای قیمت نفت، نظام اقتصادی متکی به درآمد نفتی کشور دچار نوسان می‌شود. اهمیت روزافزون تجارت خارجی و ارتباط تنگاتنگ رشد و توسعه اقتصادی کشور ایران با تجارت بین الملل، لزوم بررسی و اتخاذ

Archive of SID

www.SID.ir

سیاستهای بلندمدت را بر اساس روابط موجود بین عوامل تولید بیشتر نمایان می‌کند. از این رو در رویکرد جدید تجاری، توسعه صادرات با تأکید بر فراورده‌های غیرنفتی، یکی از راهبردهای بارز در برنامه‌های توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشور به شمار آمده است (کاظم‌زاده و ابونوری، ۱۳۸۵).

از آنجا که بخش کشاورزی در طول برنامه‌های توسعه کشور ایران، به عنوان بخش دارای مزیت نسبی، محور فعالیتهای اقتصادی قرار گرفته است، شناخت جنبه‌های مزیت نسبی این بخش در جهت حفظ و تقویت آن و گسترش توانمندی بخش کشاورزی و نیز حضور گسترده‌تر کشور در بازارهای جهانی مورد توجه قرار می‌گیرد(جبل عاملی و بی‌ریا، ۱۳۸۵). از میان محصولات کشاورزی دارای مزیت نسبی، پسته از جمله ارزشمندترین تولیداتی است که با توجه به ویژگیهای خاص خود، امکان گسترش تولید و صادرات آن وجود دارد. تولید و تجارت پسته در بازار جهانی را می‌توان انحصاری دانست(محمودزاده و زیبائی، ۱۳۸۳). کشورهای عمده تولیدکننده پسته در دنیا عبارتند از ایران، آمریکا، ترکیه، سوریه، چین، یونان و ایتالیا که در این میان دو کشور ایران و آمریکا بیش‌از نصف تولید جهانی را در اختیار دارند؛ هرچند زمانی کشور آمریکا یکی از واردکنندگان پسته ایران به حساب می‌آمد.

در عرصه تجارت نیز ایران سالها به عنوان تنها صادرکننده عمده پسته در جهان مطرح بوده است. سهم ایران در بازار جهانی پسته در سال ۱۹۸۰ حدود ۶۸ درصد بود و ایران اولین صادرکننده پسته در بازار به‌شمار می‌رفت. اما به تدریج، با ظهور صادرکنندگان دیگر مانند آمریکا و ترکیه در عرصه تولید و صادرات پسته، اگرچه ایران همچنان صادرکننده اول باقی مانده، ولی سهم آن در صادرات جهانی پسته تنزل یافته و در سال ۱۹۹۷ به ۴۵ درصد رسید. در همین مدت سهم آمریکا از صادرات جهانی پسته از ۱۱/۷ درصد، به ۱۴/۱ درصد و سهم ترکیه از ۰/۵ درصد، به ۳/۴ درصد افزایش یافت(مقدسی و علی‌شاهی، ۱۳۸۶). علی‌رغم کاهش سهم کشور در صادرات، هنوز هم ۳۱ درصد بازار صادراتی در سال ۲۰۰۸ مربوط به ایران می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

بدین ترتیب شناخت متغیرهای اثرگذار بر صادرات و واردات در راستای توسعه صادرات این محصول ضروری به‌نظر می‌رسد.

در همین راستا تحلیل اقتصادسنجی کششهای قیمتی و درآمدی تقاضای صادرات یکی از پرکاربردترین زمینه تحقیقاتی در اقتصاد بین‌المللی محسوب می‌شود. مطالعات مختلفی در رابطه با مدلهای تجارت به ویژه در زمینه تابع تقاضای صادرات صورت گرفته است. از پژوهشهای داخلی می‌توان به مطالعات توکلی (۱۳۶۹)، شریف زاده و باستان زاده (۱۳۷۵)، محمودزاده و زیبائی (۱۳۸۳)، کریم و همکاران (۱۳۸۴)، جبل عاملی و بی‌ریا (۱۳۸۵)، کاظم‌زاده و ابونوری (۱۳۸۵)، پهلوانی و همکاران (۱۳۸۶) و هاتف و سروری (۱۳۸۹) اشاره نمود. ضمن اینکه مطالعات هوتاکر و مگی (Houthakker & Magee, 1969)، خان (Khan, 1975)، ساتو (Sato, 1977)، سرور و اندرسون (Sarwar & Andesron, 1990)، کوسار (Cosar, 2002)، چونگ تانگ (Cheong Taug, 2003) و بابیک (Babic, 2009) از جمله تحقیقات خارجی محسوب می‌شوند. با توجه به پیشینه تجربی پژوهش، اکثر مطالعات با استفاده از داده‌های سری زمانی و روشهای متکی بر این داده‌ها به بررسی تقاضای صادرات و واردات پرداخته‌اند ولی اخیراً مطالعات خارجی به استفاده از داده‌های پانل و روشهای متکی بر این داده‌ها گرایش پیدا کرده‌اند و لذا مطالعه حاضر نیز با توجه به این امر از این منظر به بررسی تقاضای صادرات خواهد پرداخت.

بدین‌ترتیب بهره‌گیری مناسب از ظرفیتها و مزیتهای موجود در زمینه تولید و صادرات محصول پسته در زمانی که صحبت از پیوستن ایران به سازمان تجارت جهانی مطرح می‌باشد، مستلزم انجام مطالعات علمی است. بر همین اساس هدف اصلی این مطالعه، بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر تقاضای صادرات پسته ایران می‌باشد. در این راستا وضعیت صادراتی محصول پسته ایران و موقعیت آن در جهان مورد بحث قرار گرفت و با محاسبه کششهای درآمدی و قیمتی تقاضای محصول پسته توصیه‌های سیاستگذاری متناسب ارائه شد.

Archive of SID

www.SID.ir

مبانی نظری و روش تحقیق

تعیین و تخمین تابع تقاضای واردات یا صادرات به طور گسترده تکیه بر تئوری تقاضای مصرف‌کننده و تئوری تولید دارد(Gumede, 2000). توابع تقاضا چه در شکل تک معادله‌ای و چه در شکل سیستم معادلات همزمان، همگی مبتنی بر تئوری رفتار مصرف‌کننده می‌باشد که در این ارتباط از مفهوم مطلوبیت استفاده می‌شود.

چارچوب و روشهای مدل‌سازی تجارت متعدد هستند و انتخاب از بین این روشها بستگی به عواملی نظیر هدف مدل (آزمون فرضیه یا پیش بینی حرکات آینده در موازنه تجاری)، دسترسی و سطح پراکندگی داده‌ها، نوع کالاهای مورد تجارت و در نهایت هدف نهایی از مدل دارد(Algieri, 2004). برای مثال کالاهای همگن در برابر کالاهای غیرهمگن به مدلهای متفاوتی نیاز دارند.

مدلهای تجارت به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند: الف) مدل جانشینی کامل، ب) مدل جانشینی ناقص(Babic, 2009). فرض اساسی «مدل جانشینی کامل» حضور کالاهای همگن در بازارهای بین‌المللی‌ای است که در قالب یک قیمت رایج داد و ستد کالاها صورت می‌گیرد؛ جایی که تقابل عرضه و تقاضا منحصراً به تفاوت قیمت بین کالاهای وارداتی و داخلی اتکا ندارد(Farinelli et al, 2010). فرض اساسی «مدل جانشینی ناقص» این است که نه صادرات و نه واردات جایگزین مناسب برای کالاهای داخلی ارائه نمی‌کنند. این فرض به طور تجربی هم برای کوتاه‌مدت و هم برای بلندمدت اکثراً تأیید شده است(Babic, 2009).

تقاضای صادرات برای یک محصول تحت تأثیر عواملی چون قیمت صادراتی محصول، قیمت جهانی صادرات (متوسط قیمت کالا در بازارهای جهانی) و درآمد کشورهای واردکننده است. از جمله مطالعه مهمی که در رابطه با تقاضای صادرات صورت گرفته است، می‌توان به مطالعه سرور و اندرسون (Sarwar & Anderson, 1990) اشاره نمود. آنها از مدلی شبیه به مدل هوتاکر و مگی استفاده کرده‌اند و تقاضای صادرات را تابعی از قیمت جهانی کالا، قیمت داخلی کالا، درآمد واقعی کشورهای واردکننده معرفی نمودند. همچنین آنان بر اساس

Archive of SID

www.SID.ir

مطالعات چاو ثابت نمودند که نوسانات نرخ ارز می‌تواند آثار مهمی بر تقاضای صادرات محصولات کشاورزی داشته باشد. لذا عامل نرخ ارز را نیز به عنوان متغیر توضیحی در مدل تابع تقاضای صادرات آوردند؛ بنابراین مدل پیشنهادی را به صورت زیر ارائه دادند:

$$X_{jt} = d_{\circ} + d_1 PXW_{jt} + d_2 PX_{jt} + d_3 PD_{jt} + d_4 Y_{jt} + d_5 ER_{jt} + d_6 X_{jt-1} \qquad (۱)$$

که در آن X_{jt} مقدار صادرات به کشور j در سال t ام، PX_{jt} قیمت کالای صادراتی به کشور j در سال t ام، PWX_{jt} قیمت کشورهای رقیب در سال t ام، PD_{jt} قیمت داخلی کالای وارداتی در کشور j ام در سال t ام، Y_{jt} درآمد واقعی کشور j ام در سال t ام، ER_{jt} نرخ ارز یا برابری پول ملی کشور j ام در سال t ام و X_{jt-1} میزان صادرات کشور i به کشور j در دوره قبل می‌باشند.

بر همین اساس مدل تجربی تحقیق حاضر به صورت زیر می‌باشد:[۱]

$$LQM_{ijt} = \alpha_{\circ} + \alpha_1 LPMR_{it} + \alpha_2 LPDR_{jt} + \alpha_3 LGDPP_{jt} + \alpha_4 LREX_{jt} + \alpha_5 LQM_{ijt-1} \qquad (۲)$$

که در آن LGDPP لگاریتم درآمد سرانه واقعی کشورهای منتخب به دلار ثابت سال ۲۰۰۰، LQM لگاریتم حجم واردات کشورهای منتخب از پسته ایران بر حسب تن، LREX لگاریتم نرخ واقعی ارز کشورهای منتخب، LPDR لگاریتم قیمت واقعی صادراتی پسته ایران به کشورهای منتخب و LPMR لگاریتم قیمت واقعی صادراتی جهان می‌باشد. آمار و اطلاعات مورد نیاز از گزارشات فائو و شاخصهای توسعه جهان[۲] گردآوری شد.

شکل کلی مدل در روش داده‌های پانل به صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

$$y_{it} = \alpha_{\circ} + \alpha_t + \alpha_i + X_{it}\beta + u_{it} \qquad (۳)$$

---

۱. مدل سرور اندرسون مدلی شبیه به مدل خان (۱۹۹۰) و هوتاگر و مگی (۱۹۶۹) می‌باشد که در آن متغیر نرخ واقعی ارز به عنوان یک متغیر توضیحی در تابع تقاضای صادرات اضافه شده است و نیز در این مدل کششهای قیمتی و درآمدی تقاضای صادرات محصول به طورمستقیم قابل اندازه‌گیری است. انتخاب این مدل به همین جهت می‌باشد.

2. World Development Indicators (WDI)

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن y_{jt} متغیر و بردار x نیز مجموعه متغیرهای توضیحی می‌باشد. در این مدل عرض از مبدأ شامل سه قسمت است: α_0 که برای همه دوره‌ها و همه کشورها مشترک است. α_{jt} که برای دوره t بوده و برای همه کشورها به عنوان واحدهای انفرادی، مشترک است. α_i که برای هر یک از کشورها منحصر بوده، ولی برای همه دوره‌ها مشترک است. این جزء را در اصطلاح، اثرات انفرادی مربوط به هر یک از کشورها می‌نامند. در مدل فوق u_{it} عامل اخلال است و فرض می‌شود به طور نرمال با میانگین صفر و واریانس ثابت برای همه مشاهدات توزیع شده است که با یکدیگر همبستگی ندارند. قبل از تخمین و تحلیل مدل، لازم است همگن بودن کشورهای واردکننده مورد بررسی قرار گیرد. در صورتی که گروه ها (کشورها) همگن باشند به سادگی می‌توان از روش «حداقل مربعات معمولی تجمیع شده»[1] استفاده کرد، در غیر این صورت استفاده از روش «اثرات ثابت»[2] و یا روش «اثرات تصادفی»[3] ضرورت دارد. بنابراین جهت سنجش همگن بودن گروه‌ها از آزمون تجمیع پذیری استفاده می‌شود. آماره F این آزمون، به قرار زیر است :

$$F_{(N-1,NT-N-K)} = \frac{(R^2_{UR} - R^2_R)/(N-1)}{(1-R^2_{UR})/(NT-N-K)} \qquad (۴)$$

که در آن N تعداد کشورها، K تعداد متغیرهای توضیحی و T تعداد مشاهدات در طول زمان است. روش اثرات ثابت به عنوان مدل غیر مقید (UR) و مدل تجمیع‌شده به عنوان مدل مقید (R) می‌باشد. رد فرضیه صفر بیانگر معنی‌داری اثرات ثابت و استفاده از روش اثرات ثابت می‌باشد (Green, 2002).

برای رهایی از محدودیت یکسان بودن اثرات گروه‌ها و درنظر گرفتن ناهمگنی میان واحدهای مقطعی، سه رهیافت کلی شامل تخمین «بین گروهی»[4]، تخمین اثرات ثابت و تخمین اثرات تصادفی وجود دارد. در تخمین بین گروهی، رگرسیون روی میانگینها انجام می‌شود و معمولاًبرای تخمین ضرایب بلندمدت از آن استفاده می‌شود. در حالی که در تخمین اثرات

1. Pooled Least Square
2. Fixed Effects (FE)
3. Random Effects (RE)
4. Between group (BG)

Archive of SID

www.SID.ir

ثابت تنها اثراتی که مختص به هر یک از واحدهاست به عنوان اثرات انفرادی منظور می‌گردد و بقیه ضرایب برای هریک از گروه‌ها یکسان درنظر گرفته می شود. در این روش اثرات انفرادی واحدها (کشورها) در طول زمان به طور جداگانه به عنوان متغیرهای توضیحی وارد مدل می‌شوند. در تخمین به شیوه اثرات تصادفی فرض می‌شود که عرض از مبدأ α_i دارای توزیع مشترکی با میانگین α_0 و واریانس σ^2_ε می‌باشد و بر خلاف روش اثرات ثابت با متغیرهای توضیحی مدل ناهمبسته‌اند(Baltagi, 2005).

واریانس نیرومند[1]: علاوه بر واریانس متعارف تخمین زن‌ها، واریانس دیگری نیز وجود دارد که به‌طور غیرمستقیم از روشهای متفاوت و مؤلفه‌های مختلفی محاسبه می‌شود. این نوع واریانس به نامهای وایت/هاربر[2]، تخمین‌زن واریانس ساندویچی[3] (به دلیل شباهت فیزیکی نحوه فرمول‌بندی و محاسبات) و نیز واریانس نیرومند مشهور است. اگر داده‌ها شامل اطلاعاتی باشند که فروض استقلال X_i و u_i از یکدیگر و توزیع همسان داشتن u_i ها را تأمین کند در این صورت واریانسهای متعارف به دست آمده می‌تواند ما را به استنباطی معتبر درباره ضرایب برساند. اما هنگامی که فرض توزیع همسان رد شود و به‌عبارتی X_i و u_i مستقل از هم باشند، در این صورت هرچند پارامترهای تخمینی سازگار هستند اما واریانسهای به دست آمده از روش متعارف، برای استنباط آماری معتبر خیلی بزرگ می‌باشند. در اینجا به واریانسهایی نیاز است که این واقعیت را که اجزای اخلال، همسان توزیع نشده‌اند در نظر بگیرد. در این چنین حالتهایی می‌توان فواصل اطمینان رگرسیون را با استفاده از واریانسهای از نیرومند ساخت. درنتیجه می‌توان استنباط آماری معتبر را بر اساس آنها انجام داد (Wooldrige, 2002).

آزمون هاسمن در حالت واریانس نیرومند: اگر فرض همسانی واریانس اجزای اخلال رد شود، نوع «نیرومند آزمون هاسمن» کاربرد خواهد داشت. ضعف آزمون عمومی هاسمن این است که این آزمون به تخمینهای اثرات تصادفی کارا نیاز دارد. لذا این آزمون

1. RobustV ariance
2. White/Hurber
3. Sandwich Estimator

Archive of SID

www.SID.ir

زمانی که مدل فاقد کارایی باشد و یا به عبارتی ناهمسانی در مدل وجود داشته باشد اعتبار خود را از دست داده پس باید از آزمون جدیدی استفاده شود. وولدریج (Wooldrige, 2002) برای برطرف کردن این نقیصه پیشنهاد می‌کند که مدل ۵، که یک مدل اثرات تصادفی تفاضلی می‌باشد، براورد شود و سپس در آن $\gamma=0$ تست شود که به تست نیرومند هاسمن معروف است. رد فرضیه صفر به کارگیری اثرات تصادفی را نشان می‌دهد (Baltagi, 2005):

$$(y_{it}-\hat{\theta}\bar{y}_t)=(1-\hat{\theta})\alpha+\left(x_{1it}-\hat{\theta}\bar{x}_t\right)'\beta_i+(x_{1it}-\bar{x}_{1i})'\gamma+v_{it} \quad (۵)$$

جامعه مورد مطالعه تحقیق حاضر تمام کشورهای واردکننده پسته ایران طی دوره زمانی سالهای ۱۹۹۷-۲۰۰۶ می‌باشد. دوره مورد نظر به دلیل در دسترس بودن آمار و اطلاعات مورد نیاز داده‌ها انتخاب شد. برای انتخاب کشورهای عمده واردکننده پسته ایران، سهمهای وارداتی کشورهای مورد نظر از کشور ایران هم از لحاظ ارزش و هم از لحاظ حجم محاسبه شده و ۱۰ کشور امارات، آلمان، هنگ کنگ، چین، روسیه، ترکیه، ایتالیا، سوریه، اسپانیا و هندوستان که در سالهای تحت مطالعه، بالاترین میزان واردات را داشتند، انتخاب شدند.

نتایج و بحث

با توجه به ماهیت داده‌های این مطالعه و کوتاه بودن سری زمانی داده‌های در دسترس، روش تخمین پویا در این مطالعه مورد استفاده قرار نگرفت. قبل از تخمین مدل باید ناهمسانی واریانس آزمون شود، در غیر این صورت براوردهای به‌دست آمده قابل اعتماد نبوده و تفسیرها بر اساس این نتایج نیز درست نخواهند بود.

در داده‌های پانل نیز برای انجام آزمون ناهمسانی واریانس بین جملات اخلال از آماره آزمون نسبت راستنمایی[1] استفاده شد. در این آزمون، فرضیه صفر همسانی واریانس می‌باشد که در صورت رد آن ناهمسانی واریانس در مدل وجود خواهد داشت. نتایج مربوط به این آزمون با به‌کارگیری نرم‌افزار Stata در جدول ۱ ارائه شده است.

1. Likelihood Ratio

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱. نتیجه آزمون نسبت راستنمایی

LR Chi2(9)	۲۰/۳۳
Prob > Chi2	۰/۰۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

باتوجه به نتیجه آزمون، فرضیه صفر رد شده و درنتیجه ناهمسانی در مدل وجود دارد. برای رفع این نقص و کنترل ناهمسانی در سه حالت براورد تجمیع‌شده، اثرات ثابت و تصادفی از گزینه نیرومند[1] استفاده گردید. در جدول ۲ چهار نوع تخمین با استفاده از داده‌های پانل بعد از رفع ناهمسانی واریانس نمایش داده شده است. در این راستا علاوه بر به‌کارگیری واریانس نیرومند، روش FGLS نیز برای رفع ناهمسانی واریانس براورد شده است.

جدول ۲. نتایج براورد مدل در حالتهای مختلف

	تجمیع‌شده				اثرات ثابت		اثرات تصادفی	
	FGLS		Pooled [a]		FE [a]		RE [a]	
	ضریب	آماره Z	ضریب	آماره t	ضریب	آماره t	ضریب	آماره Z
قیمت جهانی	۰/۴۵**	۲/۰۹	۰/۰۸	۰/۱۵	۰/۳۶*	۲/۲۴	۰/۰۸	۰/۳۱
قیمت صادراتی	-۰/۴۲***	-۲/۹۴	-۰/۲۵	-۱/۱۸	-۰/۳۲**	-۲/۲۷	-۰/۲۵	-۱/۴۵
درآمد سرانه‌واقعی	۰/۲۷***	۳/۳۹	۰/۲۹***	۳/۰۹	۰/۵۳***	۲/۷۳	۰/۲۹***	۵/۵۲
نرخ ارز	۰/۱۱	۱/۳۵	۰/۰۹	۰/۸۸	-۰/۰۲	-۰/۰۸	۰/۰۹	۱/۴۸
حجم‌صادرات بایک وقفه	۰/۵۹***	۷/۷۵	۰/۴۶***	۵/۴۲	۰/۱۶***	۳/۴۲	۰/۴۶***	۳/۷۷
موهومی ۲۰۰۴	-۰/۴۴***	-۵/۵۰	-۰/۵۳***	-۳/۸۱	-۰/۵۲***	-۳/۴۳	-۰/۵۳***	-۳/۹۱
عرض از مبدأ	۰/۸۹	۱/۲۵	۱/۲۱	۱/۳۴	۲/۲۸	۰/۸۹	۱/۲۱*	۱/۹۱
R^2	–		۰/۶۱		۰/۵۱		۰/۶۱	

مأخذ: یافته های تحقیق

*، **، *** به‌ترتیب معنی‌داری در سطح ۱۰، ۵ و ۱ درصد

a: واریانس با استفاده از واریانس نیرومند محاسبه شد.

1. Robust

Archive of SID

www.SID.ir

پس از آنکه روشهای تجمیع‌شده، اثرات ثابت و اثرات تصادفی در حالت واریانس نیرومند تخمین زده شد، با توجه به آماره F محاسبه شده در جدول ۳، فرضیه صفر مبنی بر همگن بودن گروهها رد شد، لذا روش تجمیع‌شده روش مناسبی برای براورد نبوده و باید روشهایی که این ناهمگنی را لحاظ می‌کنند (اثرات ثابت و اثرات تصادفی) جهت براورد مورد استفاده قرار می‌گیرند.

جدول ۳. نتیجه آزمون F برای بررسی معنی‌داری اثرات گروه

F(۹،۷۴)	۳/۲۳
Prob > F	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای انتخاب بین روشهای اثرات ثابت و تصادفی، آزمون نیرومند هاسمن (که به آن اشاره شد) به‌کار گرفته شد.

جدول ۴. نتیجه آزمون هاسمن با به‌کارگیری واریانس نیرومند

F(۸۹،۴)	۳/۰۲
Prob > F	۰/۰۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان طورکه نتیجه این آزمون نشان می‌دهد، مدل اثرات ثابت به عنوان مدل نهایی انتخاب می‌شود و نتایج آن می‌تواند به عنوان نتایج نهایی قلمداد گردد (نتایج مربوط به براورد مدل با روش اثرات ثابت در جدول ۲ ارائه گردیده است). به‌عبارتی بر اساس آزمون F ثابت شد که گروهها ناهمگن هستند، لذا روش FGLS که یک شیوه برای رفع واریانس ناهمسانی است روش مناسبی نمی‌تواند باشد. نتایج مدل براوردی در حالت وجود متغیر وقفه‌دار به شکل رابطه ۶ می‌باشد:

$$LQM = ۰/۵۳LGDPPR - ۰/۳۲LPDR + ۰/۳۶LPMR + ۰/۱۶LQM(-۱) - ۰/۵۲DUM \quad (۶)$$

Archive of SID

www.SID.ir

مدل مناسب در این حالت جهت تفسیر نتایج همان طور که در جدول ۲ ارائه شده است، مدل اثرات ثابت (FE)می‌باشد. از لحاظ علائم پارامترهای براوردی، علامت متغیر درآمد سرانه واقعی مثبت می‌باشد که با مبانی تئوریک همخوانی دارد؛ یعنی با افزایش درآمد سرانه کشورهای طرف مبادله با ایران، ارزش واردات آن کشورها از پسته ایران افزایش می‌یابد. ضریب کشش درآمد سرانه کشورهای منتخب ۰/۵۳ می‌باشد که نشان می‌دهد با افزایش درآمد ملی سرانه این کشورها به میزان ۱ درصد، واردات کشورهای موردنظر به میزان ۰/۵۳ درصد افزایش می‌یابد. بر این اساس کشورهایی که از نرخ رشد درآمد بالاتری برخوردارند، بایستی بازار صادراتی مهمتر تلقی گردند که در این مطالعه این کشورها می‌توانند کشورهای آلمان، امارات، هنک‌کنگ، ایتالیا و اسپانیا باشند.

علامت متغیر قیمت جهانی پسته که به عنوان قیمت کالاهای رقیب در نظر گرفته می‌شود، مثبت است که مطابق با تئوری می‌باشد، به عبارتی با افزایش در قیمت پسته رقبا در عرصه جهانی، تقاضا برای پسته ایران افزایش می‌یابد. علامت متغیر قیمت صادراتی پسته ایران نیز منفی می‌باشد که باز مطابق با تئوری می‌باشد. بنابراین با افزایش قیمت صادراتی پسته ایران به کشورهای منتخب میزان واردات آنها از این محصول کاهش می‌یابد. کشش قیمت صادراتی پسته ایران ۰/۳۲ می‌باشد، بدین ترتیب با ۱ درصد افزایش در قیمت صادراتی پسته ایران، واردات کشورهای منتخب از ایران یا به عبارتی تقاضای صادراتی کشورهای منتخب از محصول پسته به میزان ۰/۳۲ درصد کاهش می‌یابد. نرخ واقعی ارز در تمام مدلهای براوردی فاقد ارزش آماری می‌باشد، بدین معنا که تغییرات این متغیر هیچ تأثیری در تقاضای صادراتی پسته ایران ندارد. علاوه بر نرخ ارز، متغیر عرض از مبدأ نیز معنیدار نیست.

ضریب تعدیل و یا همان ضریب متغیر تأخیری تقاضای صادراتی پسته ایران نشاندهنده این است که تقاضای صادراتی پسته ایران توسط کشورهای منتخب از یک روند زمانی مثبت برخوردار است. نرخ رشد تقاضای صادراتی کشورهای منتخب از پسته ایران سالانه ۰/۹ درصد می‌باشد، لذا می‌توان گفت میزان تقاضای صادرات از پسته ایران دارای رشد مثبت می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

ضریب متغیر مجازی سال ۲۰۰۴ نیز معنی‌دار می‌باشد و مقدار آن برابر ۰/۵۲ می‌باشد که علامت آن مطابق انتظار می‌باشد چراکه در سال ۲۰۰۴ حجم واردات کشورهای منتخب از پسته ایران به شدت کاهش یافته و سیر صعودی رشد صادرات در این سال متوقف شده است. یکی از دلایل کاهش صادرات این محصول را می‌توان وجود سم آفلاتوکسین دانست. بنابراین اثر متغیر موهومی این سال بر واردات کشورهای منتخب منفی بوده و باعث کاهش صادرات پسته شده است.

در جدول ۵ کششهای قیمت صادراتی و درآمدی ارائه شده است.

جدول ۵. کششهای قیمتی و درآمدی تابع تقاضای صادرات

کشش قیمتی صادرات	کشش درآمدی
-۰/۳۲	۰/۵۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول بالا، کشش قیمتی صادراتی در دو حالت تفاوت چندانی ندارد. مقدار این کشش در دو حالت کمتر از ۱ بوده و لذا تقاضای پسته بی‌کشش می‌باشد. به عبارت دیگر با فرض ثابت بودن سایر شرایط، افزایش در قیمت صادراتی می‌تواند موجب افزایش درآمد صادراتی شود. کششهای درآمدی نیز همانند کشش قیمتی کوچکتر از واحد می‌باشند، بدین معنا که افزایش درآمد واردکنندگان تأثیر کمی در افزایش صادرات پسته خواهد داشت. از طرف دیگر مقدار کشش درآمدی نشاندهنده ضروری بودن کالای پسته می‌باشد. این امر می‌تواند ناشی از این باشد که تجارت محصولات کشاورزی به‌نوعی تجارت مواد خام محسوب می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

نتیجه‌گیری و پیشنهاد

نتایج حاصل از آزمونها و براورد مدل بیانگر آن است که عواملی چون قیمت صادراتی پسته و شوک ناشی از وجود سم آفلاتوکسین دارای اثر منفی و معنی‌دار بر مقدار واردات کشورهای منتخب از پسته ایران می‌باشند و در مقابل متغیرهای قیمت جهانی پسته، درآمد سرانه واقعی و حجم واردات در سال قبل اثر مثبت و معنی‌داری بر واردات کشورهای منتخب از پسته ایران داشته است. همچنین این مطالعه نشان داد که نرخ ارز تأثیر معنی‌داری بر مقدار تقاضای صادراتی کشورهای منتخب از پسته ایران ندارد. بدین‌ترتیب با توجه به مطالب ذکر شده می‌توان پیشنهادهای زیر را ارائه نمود:

با توجه به بالا بودن ضریب متغیر درآمد سرانه واقعی، در برنامه‌ریزی صادرات و اولویت‌بندی بازارهای هدف، کشورهایی باید مدنظر قرار گیرند که درآمد سرانه بالاتری را تجربه می‌کنند. با توجه به اینکه پارامترهای قیمت جهانی و درآمد سرانه به عنوان متغیر برونزا در مدل تلقی می‌گردند و کنترل داخلی بر این پارامترها وجود ندارد، لذا جهت توسعه صادرات پسته لازم است عوامل قابل کنترل که در تولید و بازاریابی پسته دارای بیشترین سهم می‌باشند موردتوجه واقع شوند. در این بین انتخاب رقم محصول مناسب و بازار پسند، درصد آفلاتوکسین و روشهای مناسب کاشت، داشت و برداشت از جایگاه ویژه‌ای در گسترش تولید و صادرات محسوب می‌شوند. از این رو توسعه سرمایه‌گذاری‌های اصولی و همه‌جانبه در فرایند تولید و نظام بازاریابی در راستای افزایش توان رقابتی و به دنبال آن نفوذ در بازارهای هدف جدید پیشنهاد می‌شود.

منابع

۱.پروین، س و یوسفی، م. ۱۳۷۹. بررسی تابع تقاضای واردات در اقتصاد ایران (بر اساس روش حداقل نمودن هزینه‌ها). *مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز*، ۱۵و۱۶ (۱و۲): ۶۱-۸۴.

Archive of SID

www.SID.ir

۲.پهلوانی، م.، دهمرده، ن. و حسینی، م. ۱۳۸۶. تخمین توابع تقاضای صادرات و واردات اقتصاد ایران با استفاده از روش همگرایی ARDL. *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، ۴(۳): ۱۰۱-۱۲۰.

۳.توکلی، ع. ۱۳۶۹. برآورد کشش درآمدی و قیمتی تقاضای واردات کشور و تغییرات ساختاری، *مجله علوم اداری و اقتصادی*. شماره ۲.

۴.جبل عاملی، ف. و بی‌ریا، س. ۱۳۸۵. برآورد تابع تقاضای کشورهای واردکننده زعفران ایران با روش پانل ۱۳۸۰-۱۳۷۰. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۹: ۱۰۹-۱۳۴.

۵.شریف‌زاده، م. و باستان‌زاده، ح. ۱۳۷۵. کششهای قیمتی و درآمدی صادرات غیرنفتی طی دوره ۷۲-۱۳۳۸. *مجله اقتصاد و مدیریت*، شماره‌های ۲۹ و ۲۸: ۲۹-۴۲.

۶.کاظم‌زاده، ل. و ابونوری، ع. ۱۳۸۵. براورد توابع عرضه و تقاضای صادرات خرمای ایران با استفاده از الگوی سیستم معادلات همزمان. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۴(۵۴): ۱۰۳-۱۲۴.

۷.کریم، م.، هاشمی تبار، م. و کرباسی، ع. ۱۳۸۴. تخمین توابع عرضه و تقاضای صادرات میگو با استفاده از سیستم معادلات همزمان (مطالعه موردی ایران). *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، شماره ۱۵: ۱۱۹-۱۲۸.

۸.محمدزاده، پ.، ممی‌پور، س. و فشاری، م. ۱۳۸۹. کاربرد نرم‌افزار Stata در اقتصادسنجی.جلد اول. چاپ اول. تهران: انتشارات نور علم.

۹.محمودزاده، م. و زیبائی، م. ۱۳۸۳. بررسی عوامل مؤثر بر صادرات پسته ایران: یک تحلیل همجمعی. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، ۱۲(۴۶): ۱۳۷-۱۵۸.

۱۰. مقدسی، ر. و علی‌شاهی، 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.

Archive of SID

www.SID.ir

۱۱. هاتف، ح. و سروری، ع. (۱۳۸۹). عرضه و تقاضای صادرات زعفران و پیش‌بینی تغییرات رفاه، *مجله پژوهش های ترویج و آموزش کشاورزی*، ۳ (۱):۸۳-۹۸.

12.Algieri, B. 2004. Price and income elasticities for Russian exports. *The European Journal of Comparative Economics,* 1(2): 175 – 193.

13.Babic, V. 2009. Income and price elasticities of Croatian trade - a panel data approach. Young Economists' Seminar to 15th Dubrovnik Economic Conference. Croatian National Bank.

14.Baltagi, BH. 2005. Econometric analysis of panel data. New York: John Wiley & Sons Inc (Eds).

14.Cheong Taug, T. 2003. Japanes aggregate import demand function. *Japan and World Economy,* 15 (4): 419-436.

15.Cosar, E. 2002. Price and income elasticities of Turkish export demand: a panel data application. Central Bank of the Republic of Turkey Department of Statistics.

16.Farinelli, B., Carter, C., Cynthia Lin, C.Y. and Sumner, D.A. 2010. Import demand for Brazilian ethanol: a cross-country analysis. Working Paper.

17.Food and Agriculture Organization of United Nation. 2010. Available at: http://www.FAO.org

18.Greene William, H. 2002. Econometric analysis. Prentice Hall.

19.Gumede, V. 2000. Import performance and import demand functions for South Africa. Working Paper.

Archive of SID

www.SID.ir

20.Hausman, J.A. 1978. Specification tests in econometrics. Econometrica, 46 (6): 1251–1271.

21.Houthakker, H.S. and Magee, S.P. 1969. Income and price elasticities in world trade. *Review of Economics and Statistics,* 51: 111-125.

22.Khan, M. 1975. The structure and behavior of imports of Venezuela. *The Review of Economics and Statistics*, 57: 221-224.

23.Sarwar, G. and Anderson, D.G. 1990. Estimating U.S. soybean exports: a simultaneous supply/ demand approach. *Journal of Economic Studies*, 17(1): 41-56.

24.Sato, K. 1977. The export function for industrial export: a cross country analysis. *Review of Economic*, 5: 457-646.

25.Wooldrige, J. 2002. Econometric analysis of cross section and panel data. The MIT Press Cambridge. Massachusetts London. England.

26.World Bank, World Development Indicators. 2010. Available at: http://www.data.worldbank.org.

Archive of SID

www.SID.ir