بررسی عوامل موثر بر تقاضای واردات خرمای ایران به کشورهای بریکس (رهیافت داده‌های تابلویی)

علیرضا کرباسی*[۱]، پریسا علیزاده[۲]

تاریخ دریافت: ۹۴/۰۹/۱۹ تاریخ پذیرش: ۹۴/۱۲/۱۵

چکیده

این مطالعه با هدف بررسی عوامل موثر بر تقاضای واردات خرمای ایران از سوی کشورهای بریکس صورت گرفته است. برای این منظور مدل داده‌های تابلویی برای دوره ۱۹۹۱ تا ۲۰۱۱ به‌کار گرفته شد. ابتدا ایستایی داده‌ها با استفاده از آزمون‌های ایستایی مدل تابلویی بررسی گردید. سپس الگوهای اثرات ثابت و اثرات تصادفی، همچنین الگوهای حداقل مربعات مشترک و حداقل مربعات محتمل تعمیم یافته برآورد شدند. نتیجه آزمون هاسمن برای انتخاب بین الگوی اثرات ثابت و اثرات تصادفی نشان دهنده عدم رد فرض صفر بود. بنابراین مدل اثرات تصادفی برای تحلیل تقاضای واردات خرما انتخاب گردید. نتایج حاصل از برآورد مدل اثرات تصادفی نشان داد که متغیرهای قیمت جهانی و تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معنی‌داری بر تقاضای واردات خرمای ایران توسط کشورهای بریکس دارند و اثر متغیر قیمت صادراتی ایران نیز منفی است. متغیرهای نرخ ارز و جمعیت نیز تاثیر معنی‌داری بر تقاضای واردات خرمای ایران نداشتند. با توجه به بالا بودن درآمد سرانه در کشورهای بریکس و اثر مثبت این متغیر در افزایش صادرات خرمای ایران، لازم است که اقداماتی جهت توسعه صادرات محصول خرما به این کشورها انجام شود. از آنجا که یکی از مهم‌ترین موانع صادرات بخش کشاورزی کشور، نداشتن اطلاعات کافی در خصوص بازارهای مصرف خارجی است، علاوه بر گروه بریکس بایستی سایر بازارهای بالقوه نیز شناسایی شده و در خصوص توسعه صادرات محصولات کشاورزی متناسب با این بازارها اقدام شود.

طبقه‌بندی *JEL*: *Q17 ,F12, C23*

واژه‌های کلیدی: بریکس، تقاضای واردات، اثرات تصادفی، خرما، داده‌های تابلویی.

۱- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.

۲- دانشجوی دکتری گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد.

* نویسنده‌ی مسئول مقاله، arkarbasi2002@yahoo.com

پیشگفتار

صادرات کالاها به بازارهای خارجی با هدف کسب سود و درآمد مستمر توام با رضایت مصرف‌کنندگان صورت می‌پذیرد. در شرایطی که بازارها رقابتی هستند، گذشته از امکانات و توانمندی‌های هر کشور در تولید و صدور کالاها، شناخت بازارهای صادراتی حائز اهمیت بسیاری است(ولی بیگی، ۱۳۸۵). امروزه صادرات کالا یکی از شاخص های مهم توسعه یافتگی در کشورهای پیشرفته می‌باشد. ایران به‌عنوان یک کشور در حال توسعه نمی‌تواند با تکیه بر اقتصاد تک محصولی و آسیب‌پذیر نفت در اقتصاد و تجارت جهانی نقش مهمی را ایفا نماید. لذا برای توفیق در توسعه اقتصادی و برقراری یک ارتباط منطقی و ارگانیک با تجارت خارجی و توسعه صادرات غیر نفتی باید سریعا اقتصاد خود را با تحولات جهانی هماهنگ و منطبق نماید.

خرما یکی از محصولات مهم و استراتژیک ایران است که کشت و صادرات آن قدمت طولانی دارد. بر اساس آمار سازمان فائو ایران در سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۲ رتبه دوم تولید خرما را در جهان داشته است. بر اساس گزارش وزارت بازرگانی، صادرات خرمای ایران در طی سنوات گذشته همواره در نوسان بوده است. به طوری که در اکثر سال‌ها دارای رشد منفی بوده است. لذا بررسی بازاریابی این محصول و توسعه بازارهای صادراتی آن ضروری به نظر می‌رسد.

رشد اندک در اقتصاد کشورهای توسعه یافته موجب توجه بیشتر به بازارهای نو ظهور شده است. در سال ۲۰۰۱، گروه گلدمن ساچز[1] چهار بازار نوظهور برزیل، روسیه، هند و چین را مورد شناسایی قرار داد که نقش بسیار مهمی در اقتصاد جهانی داشتند و از واژه بریک[2] برای توصیف آنها استفاده کرد. پس از پیوستن آفریقای جنوبی در سال ۲۰۱۱، به بریکس[3] تغییر نام یافت. این کشورها ۳۰ درصد مساحت جهان و ۴۲ درصد از جمعیت جهان را به خود اختصاص داده‌اند. هرچند اعضای گروه بریکس همگی به غیر از روسیه در رده‌ی کشورهای در حال توسعه یا اقتصادهای در حال ظهور هستند اما عموما به واسطه اقتصادهایی با رشد پرشتاب و فراگیر و تاثیرگذار بر امور جهانی و منطقه‌ای از دیگر کشورها متمایز می‌شوند. در سال ۲۰۰۳ اقتصاد کشورهای بریکس، یک سوم اقتصاد کشورهای G6(فرانسه، آلمان، ایتالیا، ژاپن، انگلیس و آمریکا) را شامل می‌شد. در سال ۲۰۰۹، افزایش تولید ناخالص داخلی کشورهای بریکس مشابه با افزایش تولید ناخالص داخلی اقتصاد کشورهای G6 بود(ویلسون و پروشوتامن، ۲۰۰۳). صندوق بین المللی پول در سال ۲۰۱۱، پنج کشور عضو بریکس را جوامع عمده اقتصاد جدید جهانی که روند رو به رشد قدرتمند اقتصادی

1 Goldman Sachs
2 BRIC
3 BRICS

خود را ادامه خواهند داد، توصیف کرده است. بر اساس گزارش سازمان ملی آمار چین، کشورهای عضو بریکس در سال ۲۰۱۱-۲۰۱۲ ضریب جینی کمتر از ۰/۵ را تجربه کرده و دارای درآمد سرانه نسبتا بالایی می‌باشند(بی ور و همکاران، ۲۰۱۳).

پیش بینی می‌شود که کشورهای بریکس اندازه اقتصادی معادل با نصف اقتصادهای G6 را تا سال ۲۰۲۵ به دست آورند. اقتصاد چین تا سال ۲۰۱۵ بسیار بزرگ‌تر از اقتصاد ژاپن و تا سال ۲۰۲۷ بزرگ‌تر از اقتصاد آمریکا شود(ویلسون و پروشوتامن، ۲۰۰۳).

در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۰ رشد تولید ناخالص داخلی چین و هند بسیار بالا بوده و در مقابل رشد تولید ناخالص داخلی برزیل و روسیه آهسته تر بوده است. اما سهم ارزش افزوده کشاورزی در تولید ناخالص داخلی چین و هند روند نزولی داشته است. برزیل سهم بیشتری نسبت به سایر کشورهای بریکس در تجارت جهانی محصولات کشاورزی دارد و در ۱۵ سال اخیر حدود یک سوم کالاهای صادراتی این کشور را محصولات کشاورزی تشکیل داده است. روسیه نیز بیشترین واردات محصولات کشاورزی نسبت به سایر کشورهای بریکس را به خود اختصاص داده است. طی سال‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۶، واردات محصولات غذایی کشاورزی گروه بریکس از کشورهای با درآمد بالا به ۴۹ درصد، واردات از کشورهای با درآمد پایین به ۶۳ درصد و واردات از کشورهای با درآمد متوسط به ۲۹۲ درصد افزایش یافته است(زاهور و کارل، ۲۰۱۰).

گروه بریکس یک قدرت نوظهور در اقتصاد جهانی می‌باشد که منافع بخش کشاورزی خود را از طریق حل و فصل اختلافات بین‌المللی و حمایت گروه خود افزایش می‌دهند(برینک و همکاران، ۲۰۱۳). در سال ۱۳۹۰ میزان صادرات خرمای ایران ۱۱۲/۰۳ هزار تن بوده است که کمتر از ۱۰ درصد این مقدار به کشورهای بریکس صادر شده است. در طول سال‌های مورد بررسی، بیشترین میزان واردات خرمای ایران از میان کشورهای بریکس به کشورهای هند و روسیه صورت گرفته است. با توجه به داشتن قدرت اقتصادی بالا، گروه بریکس می‌تواند به یکی از بازارهای صادراتی مهم محصولات کشاورزی ایران از جمله محصول خرما تبدیل شود. بر این اساس بررسی روابط تجاری با این گروه و شناخت عوامل تاثیرگذار بر افزایش صادرات محصولات کشاورزی به این کشورها ضروری به نظر می‌رسد.

مدل‌های تجارت به دو گروه عمده مدل جانشینی کامل و مدل جانشینی ناقص تقسیم می‌شوند (بابیک، ۲۰۰۹). فرض اساسی مدل جانشینی کامل، حضور کالاهای همگن در بازارهای بین المللی است که در قالب یک قیمت رایج داد و ستد کالاها صورت می‌گیرد و تقابل عرضه و تقاضا فقط به تفاوت قیمت بین کالاهای وارداتی و داخلی بستگی ندارد(فارینلی، ۲۰۱۰). فرض اساسی مدل جانشینی ناقص این است که نه صادرات و نه واردات جایگزین مناسب برای کالاهای داخلی ارائه

نمی‌کنند(بابیک،۲۰۰۹). مدل‌های جانشینی ناقص را می‌توان به دو گروه تقسیم نمود که مدل‌های گروه اول، تجارت جهانی را در چارچوب یک مدل چند معادله‌ای مورد بررسی قرار می‌دهند. به طوری که هر معادله برآوردی از صادرات یک کشور به سایر کشورها است. در مدل‌های پیچیده‌تر تجارت جهانی، هر معادله جریان‌های تجاری میان دو کشور متفاوت را به هم مرتبط می‌سازد. گروه دوم جانشین‌های ناقص مدل‌هایی هستند که به بررسی عوامل موثر بر حجم صادرات بین یک کشور با کشور دیگر و یا سایر نقاط جهان می‌پردازند(کینگ، ۱۹۹۷).

مطالعات متعددی در رابطه با برآورد تابع تقاضای صادرات و عوامل موثر بر آن صورت گرفته است.

هوتاکر و مگی(۱۹۶۹) در مطالعه‌ای با استفاده از روش OLS به بررسی کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای صادرات و واردات برای پانزده کشور توسعه یافته، طی دوره ۶۶-۱۹۵۱ پرداختند. نتایج نشان داد که کشش‌های درآمدی برای واردات و صادرات در اکثر کشورها به‌طور معنی‌داری متفاوت از هم نیستند و تشابه دو کشش در کشورهایی با نسبت زیاد تجارت خارجی به تولید ناخالص داخلی به این دلیل است که این کشورها بخش زیادی از نهاده‌های وارداتی را برای تولید کالاهای صادراتی استفاده می‌کنند.

کوسار(۲۰۰۲) کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای صادرات ترکیه را با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی محاسبه نمود و نتیجه گرفت که کشش نرخ ارز تقاضای کل صادرات کمتر از یک و کشش درآمدی بزرگتر از یک است.

چیونگ(۲۰۰۸) تابع تقاضای واردات کل برای ژاپن را با استفاده از روش هم‌انباشتگی طی سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۷۳ برآورد کرد. نتایج نشان داد که به‌طور متوسط متغیر درآمد کشش پذیر و قیمت کشش ناپذیر است.

زادا و همکاران(۲۰۱۱) عوامل موثر بر صادرات پاکستان را با استفاده از روش معادلات همزمان و برآورد توابع عرضه و تقاضا بررسی کردند. نتایج نشان داد که در طرف تقاضای صادرات عواملی مانند تولید ناخالص داخلی جهانی، نرخ ارز واقعی و قیمت‌های جهانی اهمیت دارند. همچنین نتایج نشان داد که تقاضای صادرات کالاهای پاکستان از سوی کشورهای نفتا[1]، اتحادیه اروپا و خاورمیانه نسبتا بالاتر است.

ژنگ و همکاران(۲۰۱۲) عوامل موثر بر تقاضای صادرات پسته آمریکا را بررسی کردند. مدل داده‌های تابلویی اثرات تصادفی به کار برده شد. نتایج نشان داد قیمت صادراتی پسته آمریکا و نرخ ارز اثر منفی و تولید ناخالص داخلی و شوک‌های امنیت غذایی در آمریکا اثر مثبتی بر تقاضای صادرات این محصول دارند.

---

1 NAFTA

رمیر و همکاران(۲۰۱۲) کشش تقاضای صادرات محصولات مهم آمریکا را محاسبه کردند. آنها از مدل سادلت و جانری(۱۹۹۵) برای برآورد توابع عرضه و تقاضای کشورهای وارد کننده محصولات ذرت، سویا و گندم استفاده کردند. نتایج نشان داد تقاضای صادرات این محصولات در کوتاه مدت کم کشش و در بلندمدت با کشش می‌باشد.

کریم و همکاران(۱۳۸۴) توابع عرضه و تقاضای صادرات میگو را با استفاده از سیستم معادلات همزمان برای ایران برآورد کرده و نتیجه گرفتند که عرضه و تقاضای صادرات میگو در کوتاه مدت بی‌کشش است و در بلندمدت نیز افزایش درآمد حاصل از صادرات نفت، صادرات میگو را محدود نکرده است.

کاظم‌زاده و ابونوری(۱۳۸۵) توابع عرضه و تقاضای صادرات خرما را با استفاده از سیستم معادلات همزمان برآورد کردند. نتایج نشان داد که در تابع تقاضای صادرات، قیمت صادراتی، نرخ ارز، میزان تولید خرما و متغیر مجازی جنگ معنی‌دار بوده و در تابع عرضه صادرات، مقدار صادرات، ارزش صادرات با وقفه، صادرات با وقفه، قیمت عمده فروشی داخلی، تولید داخلی و متغیر مجازی جنگ معنی‌دار بوده است. همچنین کشش قیمتی کوتاه‌مدت کمتر از بلندمدت بوده است.

پهلوانی و همکاران(۱۳۸۶) توابع تقاضای صادرات و واردات در اقتصاد ایران را با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده برآورد کرده و به این نتیجه رسیدند که در تابع تقاضای صادرات، متغیرهای درآمد جهانی و نرخ ارز تاثیر مثبت و معنی‌دار و قیمت‌های نسبی صادراتی، تاثیر منفی و معنی داری بر تابع صادرات داشته‌اند.

امجدی و همکاران(۱۳۸۹) به بررسی بازارهای هدف پسته و خرمای ایران با استفاده از الگوی تقاضای صادرات پرداختند. نتایج نشان داد تولید ناخالص داخلی، نرخ رسمی ارز، نسبت قیمت صادراتی خرمای ایران به جهان از جمله عوامل اثرگذار بر تقاضای صادراتی خرما می‌باشند. همچنین کشش‌های قیمتی تقاضای صادرات پسته و خرما پایین بوده و نشان می‌دهد که با افزایش قیمت پسته و خرما، مقدار تقاضای صادرات این محصولات تغییر قابل توجهی نخواهد کرد.

پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی عوامل موثر بر تقاضای صادرات پسته ایران پرداختند. آنها با استفاده از داده‌های تابلویی تابع تقاضای این محصول را برآورد کردند. نتایج نشان داد که قیمت صادراتی پسته ایران و شوک ناشی از آفلاتوکسین در سال ۲۰۰۴ اثر منفی و قیمت جهانی پسته و درآمد سرانه اثر مثبت بر واردات پسته ایران داشته اند.

مطالعات گذشته بیشتر با استفاده از داده‌های سری زمانی به برآورد تابع تقاضای صادرات محصولات مختلف پرداخته‌اند و اخیرا با توجه به مزایای مدل‌های تابلویی نسبت به روش‌های مربوط به داده‌های سری زمانی از این روش برای برآورد استفاده می‌گردد. در این مطالعه با

بهره‌گیری از روش داده‌های تابلویی به بررسی تقاضای صادرات خرمای ایران توسط کشورهای بریکس پرداخته می‌شود.

روش تحقیق

صادرات محصولات کشاورزی تابعی از عوامل متعددی همچون قیمت داخلی، قیمت جهانی، درآمد کشور واردکننده محصول، تولید داخلی محصول مورد نظر و نرخ ارز می‌باشد. ولی در حالت کلی به علت وجود شرایط خاص برای یک محصول و یا تغییر قوانین و مقررات حاکم بر بازار این امکان وجود دارد که متغیری به تابع صادرات اضافه و یا حذف شود(نوری و یزدانی، ۱۳۷۹). یکی از مهم‌ترین مدل‌های مورد استفاده برای برآورد تابع تقاضای صادرات مدل سرور و اندرسون(۱۹۹۰) می‌باشد که با استفاده از نتایج برآورد همزمان توابع عرضه و تقاضای محصول سویا در آمریکا، کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای این محصول را محاسبه نمودند. آنها بر اساس مطالعه اولیه هوتاکر و مگی(۱۹۶۹) تقاضای صادرات را تابعی از متغیرهای قیمت صادراتی کشور صادر کننده، قیمت داخلی کشورهای وارد کننده، قیمت صادراتی کشور رقیب و درآمد واقعی کشورهای واردکننده در نظر گرفتند. سپس بر اساس مطالعات چاو که ثابت نمود نرخ ارز می‌تواند اثرات مهمی بر صادرات محصولات کشاورزی داشته باشد، عامل نرخ ارز را نیز به‌عنوان متغیر توضیحی در مدل تقاضای صادرات وارد نمودند و مدل زیر را پیشنهاد کردند:

$$X_{it} = \beta_0 + \beta_1 PXW_{it} + \beta_2 PX_{it} + \beta_3 PD_{it} + \beta_4 Y_{it} + \beta_5 ER_{it} + \beta_6 X_{it-1} \qquad (۱)$$

که در آن X_{it} مقدار صادرات به کشور i در سال t، PX_{it} قیمت محصول صادراتی به کشور i در سال t، PWX_{it} قیمت کشورهای رقیب در سال t، PD_{it} قیمت داخلی محصول وارداتی در کشور i در سال t ، ER_{it} نرخ ارز کشور j در سال t، Y_{it} درآمد واقعی کشور j در سال t و X_{it-1} میزان صادرات کشور i در دوره قبل می‌باشد. بر این اساس با انجام تعدیلاتی، مدل تجربی این تحقیق به صورت زیر ارائه می‌گردد:

$$lqm_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \lg dp_{it} + \alpha_2 lpw_{it} + \alpha_3 lps_{it} + \alpha_4 pop_{it} + \alpha_5 lex_{it} \qquad (۲)$$

که در آن lqm_{it} لگاریتم میزان واردات کشورهای بریکس از خرمای ایران، $\lg dp_{it}$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای بریکس به دلار ثابت سال ۲۰۰۵ به عنوان شاخصی از میزان درآمد سرانه این کشورها، lpw_{it} لگاریتم قیمت صادراتی جهانی خرما، lps_{it} لگاریتم قیمت صادراتی خرمای ایران به کشورهای بریکس، $lpop_{it}$ لگاریتم میزان جمعیت و lex_{it} لگاریتم نرخ واقعی ارز کشورهای بریکس می‌باشد.

مدل داده‌های تابلویی به صورت رابطه زیر بیان می‌گردد:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_t + \beta_i + X_{it}d + u_{it} \quad (۳)$$

که در آن Y_{it} متغیر وابسته، X_{it} مجموعه متغیرهای توضیحی، β_0 بخشی از عرض از مبدا که برای همه دوره‌ها و کشورها مشترک است، β_t بخشی از عرض از مبدا که فقط برای کشورها مشترک است، β_i که برای همه دوره‌ها مشترک بوده و اثرات فردی مربوط به هر یک از کشورها نامیده می‌شود، u_{it} جزء اخلال می‌باشد که فرض می‌شود دارای میانگین صفر و واریانس ثابت برای همه مشاهدات است. پیش از برآورد، لازم است آزمون قابلیت تخمین مدل با داده‌های تابلویی آزمون شود و ناهمگنی کشورهای وارد کننده مورد بررسی قرار گیرد. در صورتی که کشورها همگن باشند، می‌توان از روش حداقل مربعات مشترک[1] استفاده کرد. در غیر این صورت می‌توان مدل با داده‌های تابلویی را برآورد کرد.

آماره F لیمر این آزمون به صورت زیر می‌باشد:

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

که در آن N تعداد کشورها، K تعداد متغیرهای توضیحی، T دوره زمانی مورد مطالعه، R^2_{UR} ضریب تعیین مدل غیرمقید و R^2_R ضریب تعیین مدل مقید(حداقل مربعات مشترک) می‌باشد. فرض صفر این آزمون همگن بودن گروه‌ها و استفاده از روش حداقل مربعات مشترک برای برآورد می‌باشد و فرض مقابل آن، ناهمگنی گروه‌ها و قابلیت کاربرد مدل تابلویی می‌باشد(گرین، ۲۰۰۲).

برای انتخاب بین الگوهای اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده می‌شود که آماره آن به صورت زیر می‌باشد:

$$W = (b_s \beta_s)'(M_1 - M_0)^{-1}(b_s \beta_s) \approx \chi^2(r) \quad (۵)$$

که در آن r تعداد پارامترها، M_1 ماتریس کواریانس برای ضرایب الگوی اثرات ثابت(b_s) و M_0 ماتریس کواریانس ضرایب الگوی اثرات ثابت(β_s) می‌باشد. در این آزمون فرض صفر بیانگر انتخاب الگوی اثرات تصادفی و فرض مقابل انتخاب الگوی اثرات ثابت است.

داده‌های این تحقیق از گزارشات فائو و شاخص‌های بانک جهانی برای کشورهای بریکس طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۱ جمع‌آوری شده است.

1 Pooled least square

نتایج و بحث

یکی از مسائلی که باید در مورد سری‌های زمانی و مدل‌های تابلویی مورد توجه قرار گیرد ایستایی متغیرها می‌باشد. اگر متغیرهای مورد استفاده در مدل، ایستا نباشند نتایج حاصل از تخمین مدل، ساختگی خواهد بود و با مساله رگرسیون کاذب مواجه خواهیم شد. قبل از آزمون ریشه واحد در داده‌های تابلویی لازم است تا ابتدا آزمون همبستگی مقاطع انجام شود. نتیجه آزمون همبستگی مقطعی بروچ پاگان(جدول ۱) نشان دهنده تایید فرض صفر و عدم وجود همبستگی مقطعی در مدل داده‌های تابلویی می‌باشد. بنابراین لازم است تا از آزمون‌های ریشه واحد در حالت عدم وجود همبستگی مقطعی برای بررسی ایستایی استفاده شود. نتیجه آزمون‌های ریشه واحد(جدول ۲)، نشان‌دهنده ایستا بودن متغیر تولید ناخالص داخلی در سطح ده درصد و ایستایی سایر متغیرها در سطح پنج درصد می‌باشد. بنابراین می‌توان مدل تابلویی را در سطح داده‌ها برآورد کرد. در داده‌های تابلویی این تحقیق، برای بررسی ناهمسانی واریانس بین اجزای اخلال، آزمون نسبت راست‌نمایی (جدول ۱) به کار برده شد که فرض صفر آن همسانی واریانس است. نتایج نشان داد که فرض صفر رد شده و مدل دارای ناهمسانی واریانس می‌باشد. برای رفع این مشکل در برآورد مدل‌ها از روش واریانس قوی استفاده می‌شود. پس از برآورد مدل‌ها، آزمون F لیمر(جدول ۱) برای بررسی ناهمگنی گروه‌ها انجام شد. نتیجه آن نشان می‌دهد که فرض صفر همگن بودن گروه‌ها رد شده و نمی‌توان از روش حداقل مربعات مشترک برای تحلیل استفاده کرد. علاوه بر این، دلیل دیگری که برای نامناسب بودن مدل حداقل مربعات مشترک و حداقل مربعات محتمل تعمیم یافته می‌توان ذکر کرد، این است که در هر دو مدل برآورد شده ضریب متغیر تولید ناخالص مطابق انتظار نمی‌باشد و منفی شده است. بنابراین مدل‌های اثرات ثابت و اثرات تصادفی برای این مطالعه مناسب می‌باشند. برای انتخاب بین الگوهای اثرات ثابت و اثرات تصادفی از آزمون هاسمن استفاده شد که فرض صفر آن مناسب بودن الگوی اثرات تصادفی می‌باشد.

نتیجه آزمون هاسمن(جدول ۱) نشان می‌دهد که فرض صفر رد نمی‌گردد. بنابراین الگوی اثرات تصادفی برای بررسی و تحلیل عوامل موثر بر تقاضای صادرات خرمای ایران انتخاب می‌شود. نتایج حاصل از برآورد مدل اثرات تصادفی(جدول ۳) نشان می‌دهد که ضریب قیمت جهانی خرما که به عنوان قیمت کالاهای رقیب در نظر گرفته می‌شود، مثبت و معنی‌دار است. بنابراین با افزایش قیمت خرمای رقبا در عرصه جهانی، تقاضای کشورهای بریکس برای خرمای ایران افزایش می‌یابد. ضریب قیمت صادراتی خرمای ایران منفی و معنی دار است و نشان می‌دهد که با افزایش قیمت صادراتی ایران به کشورهای بریکس، میزان واردات آنها از این محصول کاهش می‌یابد. همچنین ضریب این متغیر نشان‌دهنده کشش قیمت صادراتی خرمای ایران به کشورهای مورد نظر می‌باشد. لذا با یک

درصد افزایش در قیمت صادراتی خرمای ایران، واردات کشورهای بریکس ۰/۰۹ درصد کاهش می‌یابد. ضریب متغیرهای نرخ ارز و جمعیت معنی‌دار نشده‌اند. بنابراین تغییرات این متغیرها اثری بر تقاضای صادرات خرمای ایران ندارد. ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی که به‌عنوان شاخصی از درآمد کشورهای واردکننده در نظر گرفته می‌شود، مثبت و معنی‌دار می‌باشد. ضریب این متغیر همچنین نشان‌دهنده کشش درآمدی تقاضای صادرات کشورهای بریکس است. لذا با یک درصد افزایش درآمد کشورهای وارد کننده، میزان تقاضای واردات خرما توسط این کشورها ۰/۴۶ درصد افزایش می‌یابد. نتایج حاصل از برآورد کشش‌های صادراتی نشان می‌دهد که هر دو کشش قیمتی و درآمدی کمتر از یک بوده و لذا تقاضای خرما بی‌کشش می‌باشد. به عبارت دیگر با فرض ثابت بودن سایر شرایط، افزایش در قیمت صادراتی می‌تواند باعث افزایش درآمد صادراتی شود. اما در حال حاضر به علت عدم فرآوری و بسته بندی مناسب، قیمت خرمای صادراتی ایران کمتر از قیمت سایر کشورها است. کشش درآمدی نیز مانند کشش قیمتی کوچکتر از یک می‌باشد. بنابراین افزایش درآمد وارد کنندگان تاثیر کمی در افزایش صادرات خرما خواهد داشت. از سوی دیگر مقدار کشش درآمدی حاصل، بیانگر ضروری بودن محصول خرما است که این مساله می‌تواند به این دلیل باشد که تجارت محصولات کشاورزی به نوعی تجارت مواد خام محسوب می‌شود.

جمع‌بندی و پیشنهادات

نتایج حاصل از برآورد مدل اثرات تصادفی نشان داد که تولید ناخالص داخلی (به عنوان شاخصی از میزان درآمد سرانه) اثر مثبت و معنی‌داری بر تقاضای واردات خرمای ایران توسط کشورهای بریکس دارد. همان‌طور که اشاره شد میزان صادرات خرمای ایران به این کشورها سهم اندکی از کل صادرات خرمای کشور را تشکیل می‌دهد. با توجه به بالا بودن درآمد سرانه در کشورهای بریکس و اثر مثبت این متغیر در افزایش صادرات خرمای ایران، لازم است که اقداماتی جهت توسعه صادرات محصول خرما به این کشورها انجام شود. متغیر قیمت صادراتی اثر منفی بر تقاضای واردات خرمای ایران توسط کشورهای بریکس دارد. اما با توجه به کشش‌ناپذیر بودن تقاضای صادرات این محصول، افزایش قیمت این محصول باعث افزایش درآمد صادراتی خواهد شد. لذا بدون نگرانی از افزایش قیمت، می‌توان در جهت بهبود بسته‌بندی و فرآوری این محصول اقدام کرد. همچنین اثر قیمت جهانی نیز مثبت و معنی‌دار بود بنابراین با افزایش قیمت خرمای رقبا در عرصه جهانی، تقاضای کشورهای بریکس برای خرمای ایران افزایش می‌یابد و این کشورها می‌توانند به یکی از بزرگ‌ترین بازارهای صادراتی محصولات کشاورزی ایران تبدیل شوند. با توجه به اینکه قیمت جهانی و تولید ناخالص داخلی کشورهای واردکننده متغیرهایی غیرقابل کنترل می‌باشند، بایستی به عوامل قابل

کنترل که در تولید و توسعه صادرات این محصول موثرند، بیشتر توجه شود. لذا بهبود سیاست‌های قیمت‌گذاری، بسته بندی و کیفیت محصول، ضروری به نظر می‌رسد. از آنجا که یکی از مهم‌ترین موانع صادرات بخش کشاورزی کشور، نداشتن اطلاعات کافی در خصوص بازارهای مصرف خارجی است، علاوه بر گروه بریکس بایستی سایر بازارهای بالقوه نیز شناسایی شده و در خصوص توسعه صادرات محصولات کشاورزی متناسب با این بازارها اقدام شود. همچنین اعطای تسهیلات و امتیازات لازم به صادرکنندگان و توجه بیشتر به سیاست‌های توسعه فروش پیشنهاد می‌گردد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

فهرست منابع:

۱. امجدی، ا. محمدزاده، ر. و باریکانی، ا. ۱۳۸۹. تعیین بازارهای هدف صادرات پسته و خرمای ایران با استفاده از الگوی تقاضای صادرات و روش غربال‌گیری. اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال هجدهم. شماره ۷۰.

۲. پهلوانی، م. دهمرده، ن. و حسینی، س. م. ۱۳۸۶. فصلنامه بررسی‌های اقتصادی، دوره ۴. شماره ۳. صفحه‌های ۱۲۰-۱۰۱.

۳. پیش‌بهار، ا. دشتی، ق. کهنموئی، ر. راحلی، ح. و حسین‌زاد، ج. ۱۳۹۲. بررسی عوامل موثر بر تقاضای صادرات پسته ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال بیست و یکم. شماره ۸۳.

۴. کاظم‌زاده، ل. و ابونوری، ع. ۱۳۸۵. برآورد توابع عرضه و تقاضای صادرات خرمای ایران با استفاده از الگوی سیستم معادلات همزمان. اقتصاد کشاورزی و توسعه. سال چهاردهم. شماره ۵۴.

۵. کریم، م. ح. 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.

۶. نوری، ک. و یزدانی، س. ۱۳۷۹. جهانی شدن اقتصاد و اثرات آن بر کشاورزی ایران: مطالعه موردی برنج و خرما. مجموعه مقالات سومین کنفرانس اقتصاد کشاورزی ایران. دانشگاه مشهد. جلد (۲): ۲۶۸-۲۴۶.

۷. وزارت بازرگانی جمهوری اسلامی ایران. ۱۳۹۳. قابل دسترس در وب‌سایت: http://afd.moc.gov.ir

۸. ولی بیگی، ح. ۱۳۸۵. اولویت بندی بازارهای هدف صادراتی و موانع حضور در آن‌ها، مطالعه موردی: منتخبی از محصولات صادراتی مواد غذایی. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی. شماره ۴۱.

9. 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.
10. Bivar W., Surinov A. and Das S.K. 2013. BRICS Joint Statistical Publication.
11. Brink L., Orden D. and Datz G. 2013. Bric agricultural policies through a WTO lens. Journal of Agricultural Economics. 64(1): 197-216.

12. Cheong T. 2008. Aggregate import demand function for Japan: A cointegration re-investigation. Asian Business and Economics Research Unit Discussion Paper 63.
13. 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.
14. Green William H. 2002. Econometric analysis, Prentice Hall.
15. FAO (Food and Agricultural Organization of the United Nations). 2014. FAOSTAT Database. available on: http://apps.fao.org/.
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. Houthakker H.S. and Magee S. P. 1969. Income and price elasticities in world trade. Review of Economics and Statistics. 51: 111-125.
18. IMF (International Monetary Fund).2014. available on: http://www.imf.org.
19. King A. 1997. From Demand Equations to Two Regimes: The Theoretical Development of Export Models. Bulletin of Economic Research. 49(2): 81-125.
20. Zada N. Malik M. and Khan B. 2011. Determinants of exports of Pakistan : a country-wise disaggregated analysis. The Pakistan development review.50: 715-732.
21. Reimer J. Zheng X. and Gehlhar M. 2012. Export demand elasticity estimation for Major U.S. crops. Journal of Agricultural and Applied Economics, 44(4):501˚515
22. Sadoulet E., and de Janvry A.1995. Quantitative Development Policy Analysis. Baltimore. MD:The John Hopkins University Press.
23. Sarwar. G. and Anderson DG .1990. Estimating U.S. soybean exports: A simultaneous supply/ demand approach. Journal of Economics Sstudies. 17(1): 41-56.
24. WDI (World Development Indicator). 2014. World Bank Data Bank. available on http://databank.worldbank.org.
25. Wilson D. and Purushothaman R. 2003. Dreaming with BRICs: The Path to 2050. Global Economics Paper 99. New York: Goldman Sachs.

26. Zahoor H. and Karl M. 2010. Do the BRICS and Emerging Markets Differ in their Agrifood Imports. Journal of Agricultural Economics. 61(1):1-14.
27. Zheng Z. Saghaian S. and Reed M. 2012. Factors Affecting the Export Demand for U.S. Pistachios. International Food and Agribusiness Management Review. Volume 15. Issue 3.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست‌ها

جدول ۱- نتایج آزمون‌های آماری

نوع آزمون	آماره	سطح احتمال
بروچ پاگان	۱۲/۸۲۶	۰/۲۳
نسبت راستنمایی	۱۵۰/۳۲	۰/۰۰
F لیمر	۴۳۷/۰۶	۰/۰۰
هاسمن	۰/۶۸	۰/۹۸

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۲- نتیجه آزمون ریشه واحد بدون وجود همبستگی مقطعی

متغیر / آزمون	قیمت جهانی	قیمت صادراتی	نرخ ارز	جمعیت	تولید ناخالص داخلی	واردات
لین، لوین و چو	-۲/۰۳۸	-۱۵/۰۸	-۴/۸۶۴	-۱/۹۸۴	-۱/۵۷	-۵/۰۸۷
سطح احتمال	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۷	۰/۰۰۲
فیشر	۱/۷	۱/۹۴	۱۳/۹۶	۱/۸۵۸	۱/۳۶	۱/۵۶
سطح احتمال	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۸	۰/۰۵

مأخذ: یافته های تحقیق

جدول ۳- نتایج برآورد مدل‌ها

متغیر	حداقل مربعات مشترک		حداقل مربعات محتمل تعمیم یافته		اثرات ثابت		اثرات تصادفی	
	ضریب	آماره t	ضریب	آماره z	ضریب	آماره t	ضریب	آماره z
قیمت جهانی	۰/۵۸۹	۰/۹۷	۰/۵۸۹	۱/۰۰	۰/۳۲۴**	۲/۰۳	۰/۳۰۵**	۱/۹۵
قیمت صادراتی	-۰/۰۸۸	-۰/۴۱	-۰/۰۸۸	-۰/۴۲	-۰/۰۹۲*	-۱/۷۹	-۰/۰۹۱*	-۱/۷۸
نرخ ارز	۰/۱۲۴	۰/۹۵	۰/۱۲۴	۰/۹۸	۰/۰۰۳	۰/۰۹	۰/۰۰۰۵	۰/۰۱
جمعیت	۱/۴۲۷***	۸/۶۰	۱/۴۲۷***	۸/۸۵	۰/۰۴۳	۰/۰۶	۰/۲۴۰	۰/۴۱
تولید ناخالص داخلی	-۰/۴۸۹**	-۲/۱۷	-۰/۴۸۹***	-۲/۲۳	۰/۴۹۱***	۴/۵۷	۰/۴۶۷***	۴/۵۳
عرض از مبدا	-۱۹/۰۸۲***	-۳/۶۰	-۱۹/۰۸۲***	-۳/۷۰	۳/۸۸	۰/۳۱	-۱/۲۹	-۰/۱۲
R^2	۰/۴۶				۰/۴۴		۰/۴۴	

مأخذ: یافته های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی