



ارزیابی تجارت بخش کشاورزی ایران با استفاده از مدل جاذبه و داده‌های ترکیبی

معصومه ظرفی^۱ - مasha... سالارپور^۲ - علیرضا کرباسی^۳

تاریخ دریافت: ۸۹/۹/۲۳

تاریخ پذیرش: ۹۰/۶/۸

چکیده

این مطالعه برای بررسی مهمترین تعیین‌کننده‌های تجارت کشاورزی، مدل جاذبه را به کار برده است. بدین منظور آمار صادرات و واردات محصولات کشاورزی ایران برای دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ از سازمان گمرک ایران تهیه و سایر داده‌ها از پایگاه‌های اینترنتی مختلف برای دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۸ به دست آمد. برآورد اثرات تصادفی و انجام آزمون هاسمن منجر به اثبات جهت تعیین اثر متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته گردید. ابتدا تأثیر متغیرهای مستقل تولید ناخالص داخلی، فاصله جغرافیایی، نرخ ارز، عدم قطعیت نرخ ارز و متغیر مجازی مرز مشترک بر هر یک از صادرات و واردات محصولات کشاورزی ایران برآورد و سپس متغیرهای مجازی مربوط به یکپارچگی‌های منطقه‌ای سازمان کفرانس اسلامی و اکو نیز در مدل وارد گردید. نتایج نشان داد که تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری اثر مثبت بر صادرات و واردات محصولات کشاورزی دارد. همچنین متغیرهای اثر لیندر، فاصله جغرافیایی و عدم قطعیت نرخ ارز تأثیر منفی بر صادرات و واردات محصولات کشاورزی ایران داشتند. متغیر درآمد سرانه تأثیر منفی بر صادرات داشت در حالی که واردات محصولات کشاورزی وابستگی معنی‌داری با درآمد سرانه کشورهای صادرکننده نداشته است. متغیر نرخ ارز واقعی اثر مثبت اما بسیار کوچک بر واردات و اثر منفی بر صادرات بخش کشاورزی ایران داشته است. همچنین تشکیل یکپارچگی بین ایران و اعضای سازمان کفرانس اسلامی منجر به افزایش صادرات و واردات محصولات کشاورزی ایران شده و از اثرات منفی نوسانات نرخ ارز خواهد کاست. با توجه به وابستگی منفی میان صادرات و واردات با فاصله جغرافیایی کشورها، تقویت زیرساخت‌های حمل و نقلی بین‌المللی پیشنهاد می‌گردد. علاوه بر آن کشورهای اسلامی که فاصله جغرافیایی آنها با ایران کم باشد از پتانسیل تجارت بالایی برخوردارند و ضرورت عقد پیمان‌های منطقه‌ای با آنها بخوبی احساس می‌شود.

واژه‌های کلیدی: تجارت، بخش کشاورزی، مدل جاذبه، عدم قطعیت نرخ ارز

مقدمه

به نحوی که در مقایسه با سهم حدود یک درصدی کشور از جمعیت و سمعت جهان، سهم ایران از تجارت کالایی کمتر از نیم درصد است که کمتر از یک چهارم آن صادرات غیرنفتی است (۷). نگاهی به آمار تجارت ایران نشان می‌دهد که صادرات بخش کشاورزی در دوره‌ی ۱۳۷۸ تا ۱۳۸۶ به طور متوسط ۳۰ درصد صادرات غیر نفتی را تشکیل داده است (۲۳). با تقویت این بخش می‌توان کشور را در تولید برخی کالاهای راهبردی به خود کفایی رساند و دریافت های حاصل از صادرات این محصولات را به طور قابل ملاحظه ای افزایش داد. با توجه به اهمیت تجارت بخش کشاورزی در اقتصاد کشور، شناخت عوامل تأثیرگذار بر تجارت این بخش و به کارگیری روش‌های نوین علمی در تحقیقات و تکمیل مطالعات گذشته با اطلاعات جدید امری ضروری است.

مطالعات بسیاری در رابطه با ابعاد مختلف تجارت با استفاده از مدل‌های مختلف در جهان و ایران انجام گرفته است. مدل جاذبه تجارت، توسط تینبرگن در سال ۱۹۶۲ به عنوان یک معیار کاربردی

در سال‌های اخیر، وابستگی متقابلی میان کشورهای مختلف جهان مشاهده می‌شود که با سرعت بسیار زیادی در حال گسترش است. در ایران نیز با همه تغییرات ایجاد شده در فضای تجارت بین‌الملل، روند تحول تجارت محصولات کشاورزی از سرعت چندانی برخوردار نیست. به دلیل سهم بالاتر کشاورزی در اقتصاد کشورهای در حال توسعه بدیهی است که انتظار بروز سهم بیشتری از تجارت بین‌الملل محصولات کشاورزی به این کشورها اختصاص یابد. ولی واقعیت این است که تجارت این محصولات بیشتر در بین کشورهای صنعتی انجام می‌شود و سهم ایران از تجارت بین‌الملل اندک است،

۱- دانشجوی سابق کارشناسی ارشد و استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه زابل

۲- نویسنده مسئول: (Email:Mas.zarif@yahoo.com)

۳- دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه فردوسی مشهد

استفاده نموده و از متغیرهای مجازی جهت برآورد اثر موافقتنامه‌های تجاری استفاده نمودند. در بررسی تجارت بخش کشاورزی ایران نیز از مدل‌هایی مانند ARDL، تعادل جزئی و تکنیک‌های همگرایی، استفاده شده و نقش مدل جاذبه و داده‌های ترکیبی سیار کمزنگ بوده است، در حالی که به گفته‌ی پیو (۲۳) معادله جاذبه ابزاری مورد قبول و معروف در تعیین الگوی تجارت دو جانبه است که در تحقیقات تجارت کشاورزی به ندرت به کار برده شده است. این مطالعه به بررسی تأثیر عدم قطعیت نرخ ارز بر میزان تجارت بخش کشاورزی ایران و همچنین بررسی نقش همکاری‌های منطقه‌ای در تجارت بخش کشاورزی ایران پرداخته و با استناد به مطالعه ژانگ و لی (۲۰۰۸) برای صادرات و واردات بخش کشاورزی ایران مدل‌های جاذبه جداگانه‌ای در نظر گرفته است.

مواد و روش‌ها

مدل جاذبه اغلب برای مجموع صادرات و واردات تخمين زده می‌شود اما، مطالعاتی نیز مانند کو و همکاران (۲۱) و وانگ و همکاران (۲۷) انجام شده که مجموع صادرات و واردات محصولات کشاورزی به کار برده خواهد شد تا اثرات متغیرهای مختلف بر روی هریک محاسبه شود. بنابراین در مدل جاذبه تعمیم یافته^۱ در این تحقیق حاصل ضرب متغیرها برای دو کشور به کار برده شده است، چرا که اولاً مدل‌های جداگانه‌ای برای بررسی صادرات و واردات در نظر گرفته شده است و ثانیاً فقط روابط وابطه ایران در بخش کشاورزی در مدل وارد شده اند. این فرایند به صورت زیر مدل‌سازی می‌شود (۳۰).

$$T_{it} = e^{\alpha_i} \prod_m X_{imt}^{\beta_m} \prod_k e^{\gamma_k P_{ikt}} \varepsilon_{it} \quad (5)$$

و در فرم لگاریتم خطی:

$$\ln T_{it} = \alpha_i + \sum_m \beta_m \ln X_{imt} + \sum_k \gamma_k P_{ikt} + \ln \varepsilon_{it} \quad (6)$$

که در آن، T_{it} ارزش صادرات یا واردات محصولات کشاورزی بین ایران و کشور i در سال t ، X_{imt} متغیر توضیحی m برای کشور i در سال t ، P_{ikt} امین متغیر مجازی و ε_{it} جمله خطاست.

α_i و β_m پارامترهایی هستند که تخمين زده خواهند شد. متغیر وابسته در مدل نشان‌دهنده ارزش صادرات محصولات کشاورزی از ایران و یا واردات این محصولات به ایران است و متغیرهای توضیحی مدل شامل:

اندازه‌ی اقتصادی که به وسیله‌ی تولید ناخالص داخلی واقعی

با اعتبار تجربی خوب معرفی شد (۲۶). از پایان دهه‌ی ۷۰ برخی دانشمندان به منظور حمایت تئوریکی این مدل رویکردهای مختلفی را عنوان کردند. از آن جمله مطالعه برگستاند (۱۲) بود که مدل جاذبه را بر پایه‌ی اقتصاد خرد با رویکرد تئوریکی تجارت دو جانبه در چارچوب تعادل عمومی تجارت جهان پیشنهاد کرد. چو و همکاران (۱۴) در مطالعه‌ای تحت عنوان عدم قطعیت نرخ ارز و تجارت کشاورزی، با کاربرد مدل جاذبه اثر عدم قطعیت نرخ ارز در بلند مدت را روی تجارت کشاورزی بررسی و با سایر بخش‌ها مقایسه نمودند. در این مطالعه از یک انحراف معیار متحرک ده ساله به منظور وارد کردن عدم قطعیت نرخ ارز در متغیرهای توضیحی استفاده شده است. نتایج مطالعه نشان داد که اثر متغیر عدم قطعیت نرخ ارز بر روی تجارت کشاورزی ده برابر بیش از اثر آن بر روی کل تجارت است. چنگ و وال (۱۳) روش‌های اقتصادسنجی مختلف را در برآورد مدل جاذبه طبقه‌بندی نمودند و نتایج این مدل‌ها را در بررسی تجارت دو جانبه کشورها با یکدیگر مقایسه و تصریح کردند که این مدل‌ها قادرند اثرات همکاری‌های منطقه‌ای را بر روی حجم تجارت به وسیله‌ی متغیرهای مجازی تخمين بزنند. ژانگ و لی (۳۰) در مقاله خود، عوامل تعیین کننده تجارت محصولات چوبی چین را با استفاده از مدل جاذبه و تخمين اثرات ثابت و روش حداکثر راستنمایی شبه پواسون^۲ مورد مطالعه قرار دادند. پس از برآورد جداگانه مدل‌های جاذبه برای صادرات و واردات، نتایج نشان داد که میزان منابع طبیعی جنگلی شرکای تجاری و اعمال سیاست منع قطع الوار را در محصولات چوبی چین مؤثرنداشت. همچنین عدم قطعیت نرخ ارز با صادرات محصولات چوبی این کشور همبستگی منفی دارند. در ایران نیز مطالعاتی در این زمینه صورت گرفته است از جمله یاوری و اشرفزاده (۹) که یکپارچگی اقتصادی کشورهای در حال توسعه را با کاربرد مدل جاذبه و داده‌های ترکیبی مورد مطالعه قرار دادند و نتایج نشان داد که آزادی صادرات سایر کشورها بر اعضاي طرح یکپارچگی بر سطح تجارت دو جانبه دارای اثر مثبت می‌باشد. کریمی (۵) پتانسیل تجاري محصولات کشاورزی ایران و کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی را با استفاده از مدل جاذبه تعمیم یافته بررسی کرد و به این نتیجه رسید که حجم جریانات تجاري آنها در قالب طرح یکپارچگی افزایش می‌باشد. اردکانی (۲) یک مدل جاذبه را در ارزیابی گسترش اتحاديه تجاري اکو به کار برده است که متغیرهای مستقل این مدل شامل تولید کشورهای مورد بررسی، فاصله بین این کشورها، شاخص توسعه آنها و متغیر مجازی مربوط به عضویت در اتحاديه اکو است. در نتیجه ۶ مدل مختلف با علامت‌های موافق تئوري تخمين زده شد و در اکثر موارد بین متغیرهای مستقل وابسته ارتباط معنی‌داری وجود داشته است.

اکثر مطالعات مربوط به مدل جاذبه از جریانات تجاري گروهي از کشورها به صورت مجموع صادرات و واردات و بدون تفکیک بخشی

منظور در نظر گرفن تغییرات در طول زمان، برای هر سال و هر شریک تجاری، انحراف معیار متحرک نخ ارز طی ده سال با استفاده از تفاضل‌های مرتبه اول نخ ارز لگاریتمی به صورت زیر محاسبه شده است:

$$x_{k,t} = \ln er_{k,t} - \ln er_{k,t-1} \quad , \quad \bar{x}_{k,t} = \frac{\sum_{l=1}^{10} x_{k,t-l}}{10}$$

$$U_{k,t} = S_{k,t} = \sqrt{\frac{\sum_{l=1}^{10} (x_{k,t-l} - \bar{x}_{k,t})^2}{9}}$$

در این روابط، $\ln er_{k,t}$ لگاریتم طبیعی نرخ ارز واقعی بین ایران و کشور k در سال t و $\bar{x}_{k,t}$ میانگین $x_{k,t}$ در طول ده سال قبل است. $U_{k,t}$ عدم قطعیت نرخ ارز برای کشور k در سال t است.

آمار صادرات و واردات محصولات کشاورزی ایران برای شرکای تجارتی منتخب در دوره زمانی ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۷ از سازمان گمرک ایران تدقیقه گردید. سایر داده‌ها از پایگاه‌های اینترنیتی مختلف برای دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۰۸ به دست آمد (۳۱ تا ۳۷). تمامی داده‌ها به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۵ گردداری و ارزش دلاری صادرات و واردات نیز با استفاده از شاخص تورم‌زادی GDP به قیمت‌های ثابت سال ۲۰۰۵ تبدیل شده است. از میان شرکای اقتصادی ۳۲ شریک صادراتی که در سال‌های ۱۳۸۰ و ۱۳۸۷ بیش از ۹۲ درصد ارزش صادرات محصولات کشاورزی ایران را به خود اختصاص داده‌اند و ۲۶ شریک وارداتی که طی همان سال‌ها بیش از ۹۵ درصد از کل ارزش واردات محصولات کشاورزی ایران مربوط به آنها بوده انتخاب شده است.^۲

نتایج و بحث

آزمون ایم، پسران و شین برای تک تک متغیرها به صورت جداگانه به کار رفته و همه آماره‌ها در سطح اطمینان یک درصد حکایت از رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در متغیرها

-۲- شرکای صادرات شامل: اذربایجان، آلمان، ارمنستان، ازبکستان، اسپانیا، افغانستان، امارات متحده عربی، انگلستان، اوکراین، ایتالیا، بلژیک، پاکستان، تاجیکستان، تایوان، ترکیه، جمهوری عربی سوریه، چین، ژاپن، عراق، عربستان سعودی، عمان، فدراسیون روسیه، فرانسه، قرقیزستان، کانادا، کویت، لبنان، مکزیک، ویتنام، هند، هنگ کنگ و شرکای واردات شامل: آرژانتین، آفریقای جنوبی، آلمان، اتریش، ازبکستان، امارات متحده عربی، انگلستان، اوکراین، ایرلند، بربزرگ، پاکستان، تایلند، ترکیه، چین، دانمارک سری لانکا، سوئیس، فدراسیون روسیه، فرانسه، فیلیپین، قرقیزستان، کانادا، مالزی، نیوزیلند، هند.

کشور واردکننده یا صادرکننده بر پایه برابری قدرت خرید سنجیده^۱ می شود. درآمد سرانه شریک تجاری نام، متغیر مشاهده لیندر، نرخ ارز، متغیر سنجش عدم قطعیت نخرارز، فاصله جغرافیایی که فاصله بین پایاخته های دو کشور ایران و کشور آم بر حسب کیلومتر و منعکس کننده هیزینه حمل و نقل و میزان اطلاعات دو شریک تجاری است (۲۲)، متغیرهای مجازی مربوط به عضویت کشور آم در سازمان کفناанс اسلامی و اتحادیه تجاری اکو که ایران در آنها عضویت دارد و نیز متغیر مجازی وجود مرز مشترک و ارتباط آبی بین ایران و اشرکای تجاری.

بر اساس نظریه تجارت لیندر، متغیر مشابهت لیندر به منظور بیان مشابهت‌های اقتصادی کشورهای طرف تجاری وارد مدل می‌گردد. بنابر این نظریه، کشورهای مشابه تمایل بیشتری به تجارت با یکدیگر نسبت به کشورهای غیرمشابه دارند (۱۱).

$$Lin_{k,t} = Ln \left| YP_{k,t} - YP_{iran,t} \right|$$

نرخ ارز واقعی عبارت است از نرخ ارز اسمی که تفاوت تورم میان کشورها را به حساب می آورد و اهمیت آن از این جهت است که می تواند به عنوان یک شاخص غیر قابل رقابتی در تجارت خارجی به کار رود. به منظور ساختن نرخ ارز قابل استفاده در مدل جاذبه لازم است نرخ های ارز دوچاریه به یک نرخ مشترک تبدیل شوند. بدین منظور نرخ های ارز واقعی کشورها بر حسب یک دلار آمریکا استفاده و سپس با استفاده از نرخ برابری دلار آمریکا و ریال ایران، نرخ ارز شرکای تجارتی به ازای هر ریال ایران محاسبه شده است. نکته مهم در اینجا فراوانی داده هاست و با توجه به اینکه ارزیابی اثرات بلند مدت مد نظر است از نرخ های سالانه استفاده شده است (۱۴ و ۲۰).

ارزش ریال به پول های رایج دیگر ارتباط دارد که برای کشاورزی ایران خیلی مهم است، زیرا ایران درصدی از تولیداتش را صادر می کند. قیمت کالاهای تجاری کشاورزی و مقدار صادرات ایران وقتی که ارزش دلار کم می شود (افزایش ارزش ریال)، افزایش می یابد. مطمئناً این امر برای کشاورزی ایران مفید است. مصرف کننده جهانی با همان مقدار پول می تواند مقدار بیشتری از تولیدات کشاورزی ایران را بخرد. از طرف دیگر وقتی ارزش ریال نسبت به بقیه پول ها افزایش می یابد کشاورزی ایران دستخوش تغییر می شود (۷).

یکی از اهداف این تحقیق ارزیابی اثرات بالقوه عدم قطعیت نرخ ارز بر روی صادرات و واردات بخش کشاورزی ایران است. به طور کلی ارزیابی های عدم قطعیت نرخ ارز بر پایه دو نوع انحراف معیار، یکی انحراف معیار درصد تغییرات نرخ ارز و دیگری انحراف معیار تفاضل های مرتبه اول نرخ ارز لگاریتمی صورت می گیرند. در اینجا به

مشابهت‌های اقتصادی کشورهای طرف تجاری وارد مدل می‌گردد. بنابر این نظریه، کشورهای مشابه تمایل بیشتری به تجارت با یکدیگر نسبت به کشورهای غیر مشابه دارند. انتظار می‌رود این متغیر که خود تابعی منفی از قدر مطلق تفاصل درآمد سرانه دو کشور است اثر منفی بر تجارت دوجانبه بین کشورها داشته باشد (۱۱). ضریب تخمین زده شده در مدل جاذبه صادرات معادل $0.44 - 0.40$ است که دارای علامت موافق تئوری و در سطح 10% درصد معنی دار است. بنابراین، یک درصد افزایش در اثر لیندر که به معنی کاهش مشابهت‌های اقتصادی است موجب $0.44 - 0.40 = 0.04$ درصد کاهش در صادرات ایران با شرکای تجاری او در بخش کشاورزی می‌گردد. ضریب تخمین زده شده برای نرخ ارز بین ایران و شرکای تجاری $0.12 - 0.10 = 0.02$ در سطح یک درصد معنی دار است. این ضریب نشان می‌دهد که درصد افزایش ارزش ریال در مقابل پول سایر کشورها منجر به کاهش $0.12 - 0.10 = 0.02$ درصدی صادرات محصولات کشاورزی ایران می‌گردد. از آنجا که نرخ ارز وارد شده در این مدل ها نرخ برابری یک ریال ایران با پول هر یک از شرکای تجاری است، علامت مورد انتظار در مدل جاذبه صادرات، منفی است. بدون هیچ تغییری در عرضه و تقاضای داخلی و یا سیاست های کشاورزی، تنها به دلیل تقویت ارزش ریال مقدار واردات افزایش یافته و به طور مشابه در حالتی که در ایران به عنوان صادر کننده محصولات کشاورزی پول ملی تقویت شود، مقدار صادرات کاهش می‌یابد. مقدار صادرات ایران وقتی که ارزش یک ریال ایران افزایش یابد، کاهش می‌یابد و در واقع قیمت کالاهای ایرانی افزایش یافته است که منجر به کاهش تقاضای جهانی برای کالاهای کشاورزی ایران می‌گردد. این نتیجه با نتایج مدل های کو و همکاران (۲۱) و ژانگ و لی (۳۰) که نرخ ارز مشابهی را به کار برده اند سازگار است. برای نوسانات نرخ ارز که با متغیر عدم قطعیت نرخ ارز در مدل وارد شده است ضریب $0.24 - 0.20 = 0.04$ درصد کاهش است. افزایش یک درصدی در نوسانات نرخ ارز، $0.24 - 0.20 = 0.04$ درصد افزایش در صادرات کشاورزی ایران را نشان می‌دهد. بنابراین تغییرپذیری زیاد نرخ ارز در ایران منجر به کاهش و بی ثباتی صادرات محصولات کشاورزی ایران می‌گردد. ضریب برآورد شده برای این متغیر نیز دارای علامت موافق تئوری و در سطح یک درصد معنی دار است.

ضریب متغیر فاصله جغرافیایی بین ایران و شرکای تجاری معادل $0.25 - 0.20 = 0.05$ درصد شده است که نشان می‌دهد هر یک درصد افزایش در فاصله بین ایران و کشورهای وارد کننده منجر به $0.25 - 0.20 = 0.05$ درصد کاهش در صادرات محصولات کشاورزی ایران می‌شود. هرچه فاصله جغرافیایی بین دو کشور افزایش یابد حجم روابط تجاری بین آن ها کاهش می‌یابد، زیرا هزینه ها و زمان نقل و انتقال کالا افزایش می‌یابد. متغیر مرز مشترک در این مطالعه تأثیری معنی داری بر صادرات محصولات کشاورزی ایران نشان نمی‌دهد.

داشته‌اند. بنابراین کلیه متغیرها در سطح، ایستا بوده و نیازی به تفاضل گیری وجود ندارد.

ابتدا در مدل اثرات تصادفی آزمون هاسمن جهت انتخاب مدل بهینه انجام گردید و نتیجه این آزمون، برآورد اثرات تصادفی در سطح مقاطع و زمان را رد نموده و سرانجام بهترین مدل اثرات ثابت انتخاب شده است (۱). از آنجا که هدف انتخاب بهترین روش برآورد مدل جاذبه بوده، نتایج ارائه شده تنها به نتایج روش اثرات ثابت محدود گردیده است. در روش اثرات ثابت راه مناسب جهت برآورد اثرات متغیرهای ثابت در طول زمان با ثابت بودن ضرایب کشورهای، در نظر گرفتن اثرات ثابت در طی زمان با ثابت بودن ضرایب کشورهای (۱۳). در غیر این صورت، عرض از مبدأ یا اثرات انفرادی مربوط به کشورها روی متغیرهایی که در طول زمان ثابت هستند رگرس می‌شوند (۵) و (۱۵).

تحلیل صادرات بخش کشاورزی ایران

در این مدل پارامترهای برآورد شده دارای علامت موافق تئوری بوده و به جز اثر مزء، همه ضرایب از لحاظ آماری معنی دار هستند. آماره دوربین-واتسون و R^2 در مدل وزنی بهتر از مدل غیر وزنی است و استفاده از برآورده GLS موجب بهتر شدن کیفیت مدل گردیده است. بهترین مدل جاذبه تصریح شده جهت توضیح صادرات بخش کشاورزی ایران مدل اثرات ثابت یک طرفه وزنی است و دارای قدرت توضیحی بالای ۹۱ درصد می‌باشد که نتایج آن در جدول ۱ گزارش شده است.

از آنجا که مدل به صورت لگاریتمی و در حالت سکون بلندمدت برآورد شده است، ضرایب به صورت کشش بلندمدت تغییر می‌شوند (۲۴). ضریب لگاریتم تولید ناچالص داخلی معادل 0.31 برآورد شده و در سطح یک درصد معنادار است که نشان می‌دهد با ثابت بودن سایر متغیرها، هر یک درصد افزایش در GDP کشور وارد کننده موجب ۱.۳ درصد افزایش در صادرات محصولات کشاورزی ایران می‌گردد. ضریب درآمد سرانه معادل $0.388 - 0.383 = 0.005$ در سطح یک درصد معنی دار است. در بیشتر مدل های جاذبه از جمله مدل فرانکل (۳۰) که کل تجارت کشورها را در بر می‌گیرند علامت این ضریب مثبت بوده است. اما در این مطالعه که تجارت محصولات کشاورزی را به طور خاص در نظر گرفته است این ضریب منفی و مشابه نتایج ژانگ و لی در مورد محصولات چوبی چین است. با افزایش یک درصدی در درآمد سرانه مصرف کنندگان در کشورهای وارد کننده، صادرات محصولات کشاورزی ایران $0.388 - 0.383 = 0.005$ درصد کاهش می‌یابد. بر طبق قانون انگل با افزایش درآمد سهم هزینه مواد غذایی از درآمد افراد کاهش می‌یابد.

بر اساس نظریه تجارت لیندر، متغیر مشابهت لیندر به منظور بیان

جدول ۱- نتایج برآورد مدل جاذبه به روش اثرات ثابت یک طرفه وزنی

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	۱/۹۴	۲/۲۵	.۰/۸۶	.۰/۳۹
GDP	۳/۱۱	.۰/۶۲	۵/۰۲	.
GDP per capita	-۳/۸۸	.۰/۹۰	-۴/۳۲	.
Linder effect	-۰/۴۴	.۰/۲۵	-۱/۷۳	.۰/۰۸
Exchange rate	-۰/۱۲	.۰/۰۵	-۲/۵۲	.۰/۰۱
Exchange rate volatility	-۰/۰۴	.۰/۰۵	-۵/۱۴	.
Distance	-۲/۲۵	۱/۶۲	-۱/۴۰	.۰/۱۰
Border	۱/۵۳	۲/۸۴	-۰/۰۵۴	.۰/۰۹
weighted Statistics				
R-squared	.۰/۹۱	F-statistic		۵۷/۶۵(۰)
Durbin-Watson stat	۱/۵۴	Hausman statistic		۲۴/۴۵(۰)
Unweighted Statistics				
R-squared	.۰/۷۸	Durbin-Watson stat		۱/۲۶

منبع: یافته‌های تحقیق

احتمال رد فرضیه صفر آماره‌های F و هاسمن در پرانتز نشان داده شده است.

جدول ۲- نتایج برآورد اثرات ثابت یک طرفه با استفاده از برآوردگر LSDV

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	۲/۱۷	۴/۲۲	.۰/۷۵	.۰/۰۵
GDP per capita	-۲/۸۴	۵/۴۰	-۰/۰۵۲	.۰/۶۰
Linder effect	-۰/۲۴	.۰/۹۸	-۰/۰۲۷	.۰/۰۹
Exchange rate	.۰/۰۷	.۰/۲۲	.۰/۰۳۲	.۰/۱۱
Exchange rate volatility	.۰/۰۵	.۰/۰۳۱	-۰/۰۸۱	.۰/۰۱
Distance	-۰/۰۶	.۰/۰۱۳	-۷/۵۴	.
Border	-۳/۸۹	۲/۷۳	-۱/۰۲۰	.۰/۰۴
R-squared	.۰/۵۱	Log likelihood		-۳۴۰/۵
F-statistic	۶/۱۶(.۰/۰۱)	Durbin-Watson statistic		۱/۷۰
Hausman statistic	۱۰/۹۲(.۰/۰۵)	observation		۲۰۸

به دلیل طولانی شدن جدول، عرض از میداهای انفرادی مربوط به کشورها از این جدول حذف شده است. احتمال رد فرضیه صفر آماره‌های F و هاسمن در پرانتز نشان داده شده است.

منبع: یافته‌های تحقیق

وارادات محصولات کشاورزی ایران وابستگی معنی‌داری با درآمد سرانه کشورهای صادرکننده ندارد. ضریب اثر لیندر معادل -۰/۰۲۴ است که دارای علامت موافق تئوری و در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. بنابراین، یک درصد افزایش در اثر لیندر که به معنی کاهش مشابههای اقتصادی است موجب ۰/۰۲۴ درصد کاهش در واردات ایران از شرکای تجاری او در بخش کشاورزی می‌گردد. ضریب برآورد شده برای نرخ ارز بین ایران و شرکای تجاری ۰/۰۰۷ و در سطح ده درصد معنی‌دار است. این ضریب نشان می‌دهد افزایش یک درصد ارزش ریال در مقابل پول سایر کشورها منجر به افزایش ۰/۰۰۷ درصدی واردات محصولات کشاورزی ایران می‌گردد. علامت مورد انتظار این متغیر در مدل جاذبه واردات مثبت است. کشنش واردات نسبت به نرخ ارز کوچکتر از واحد بوده و می‌توان گفت با وجود اثر

تحلیل واردات بخش کشاورزی ایران

مدل جاذبه تصریح شده جهت توضیح واردات بخش کشاورزی ایران مدل اثرات ثابت یک طرفه و دارای قدرت توضیحی ۵۱ درصد بوده است که نتایج آن در جدول ۲ گزارش شده است. در اینجا استفاده از مدل‌های وزنی و برآورده GLS باعث بهتر شدن مدل نشده و با توجه به اینکه آزمون هاسمن منجر به رد اثرات تصادفی در سطح ۵ درصد گردید، نتایج مدل اثرات تصادفی گزارش نشده است. واردات محصولات کشاورزی ایران می‌گردد. بنابراین تجارت دوجانبه محصولات کشاورزی ایران نسبت به اندازه اقتصادی شرکای اقتصادی بسیار حساس است. ضریب درآمد سرانه معنی‌دار نیست و

سازمان کنفرانس اسلامی نشان‌دهنده افزایش ۲۴۵ درصدی واردات بخش کشاورزی از این کشورهاست که از لحاظ آماری نیز در سطح یک درصد معنی‌دار می‌باشد. در مورد واردات نیز یکپارچگی اعضاً اکو اثر معنی‌داری در واردات بخش کشاورزی ایران نشان نمی‌دهد. نکته قابل توجه در مدل‌های یکپارچگی، بزرگتر بودن ضریب اثر لیندر است و نشان می‌دهد که مشابهت‌های اقتصادی کشورهای سازمان کنفرانس اسلامی تأثیر مهمی در تجارت ایران و اعضاً یکپارچگی دارد.

نتیجه‌گیری و یشنوهادات

در مطالعه حاضر مهمترین عوامل تعیین کننده تجارت بخش کشاورزی ایران با کاربرد مدل جاذبه مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری ایران رابطه مستقیم و فاصله جغرافیایی رابطه معکوس با صادرات محصولات کشاورزی ایران داشته است. هوشمند و همکاران^(۸) نیز نشان داده‌اند که افزایش هزینه‌های حمل و نقل (فاصله جغرافیایی) حجم تجاري را کاهش داده و وجود زیرساخت‌های حمل و نقلی باعث افزایش جریان تجاري کشورهای عضو اکو شده که در این مطالعه حجم کل صادرات و واردات مدنظر بوده است. افزایش در اثر لیندر که به معنی کاهش مشابهت‌های اقتصادی است موجب کاهش در صادرات و واردات ایران با شرکای تجاری او در بخش کشاورزی می‌گردد و افزایش یک درصد ارزش ریال ایران در مقابل پول سایر کشورها منجر به کاهش صادرات و افزایش واردات محصولات کشاورزی ایران می‌گردد. همچنین تشکیل یکپارچگی بین ایران و اعضای سازمان کنفرانس اسلامی منجر به افزایش صادرات و واردات محصولات کشاورزی ایران خواهد شد اما یکپارچگی اعضاً اکو تأثیر معنی‌داری بر هیچ‌یک از صادرات و واردات محصولات کشاورزی ایران ندارد. مطالعات گذشته نیز این نتایج را تایید می‌کنند از جمله مطالعه کیانی و نیک اقبالی^(۶) که نشان دادند، نوسانات نرخ واقعی ارز و فشار تقاضای داخلی برای کالاهای قابل صدور، بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی اثر منفی دارند. کربیمی^(۵) نیز پتانسیل تجاري محصولات کشاورزی ایران و کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی را با استفاده از مدل جاذبه تعمیم یافته ۵۱ درصد برآورد کرد که بیان می‌کند حجم جریانات تجاري آنها در قالب طرح یکپارچگی افزایش می‌یابد.

با توجه به وابستگی منفی میان صادرات و واردات با فاصله جغرافیایی کشورها، به دلیل افزایش هزینه‌ها و زمان نقل و انتقال کالا، تقویت زیرساخت‌های حمل و نقلی بین‌المللی پیشنهاد می‌گردد. همچنین کشورهای اسلامی که تولید ناخالص داخلی مشابه ایران داشته و فاصله جغرافیایی آنها با ایران کم باشد از پتانسیل تجاري

معنی‌دار این متغیر بر واردات، این تأثیر بسیار کوچک است. ضریب عدم قطبیت نرخ ارز در مدل وارد ۰/۲۵- براورد شده و در سطح یک درصد معنی‌دار است. افزایش یک درصدی در نوسانات نرخ ارز، ۰/۲۵ درصد کاهش در واردات کشاورزی ایران نشان می‌دهد. بنابراین تغییرپذیری زیاد نرخ ارز در ایران منجر به کاهش و بی ثباتی هر دوی صادرات و واردات محصولات کشاورزی ایران می‌گردد.

همچنین هر یک درصد افزایش در فاصله بین ایران و کشورهای واردکننده منجر به ۰/۹۶ درصد کاهش در واردات محصولات کشاورزی ایران می‌شود. صادرات محصولات کشاورزی نسبت به فاصله جغرافیایی باکشش‌تر بوده و افزایش فاصله جغرافیایی تأثیر کمتری در کاهش واردات این محصولات دارد. متغیر مرز مشترک در این مطالعه تأثیری معنی‌داری بر واردات محصولات کشاورزی ایران نشان نمی‌دهد.

اثر یکپارچگی‌های منطقه‌ای

تأثیر یکپارچگی‌های تجاري کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی و کشورهای عضو اکو در این بخش مورد بررسی قرار گرفت که نتایج در جدول ۳ نشان داده شده است. بدین منظور لازم است متغیرهای مجازی برای هر طرح ادغام در مدل‌های جداگانه وارد و مدل اثرات ثابت مناسبی تصریح گردد^(۱۳).

در مدل صادرات تأثیر سایر متغیرها همانند مدل‌های قبلی است. ضریب متغیر مجازی عضویت در سازمان کنفرانس اسلامی مقدار مثبت و معنی‌دار ۰/۸۱ را نشان می‌دهد.^۱ بنابراین تشکیل یکپارچگی تجاري بین ایران و شرکای تجاري عضو سازمان کنفرانس اسلامی منجر به افزایش ۱۲۴ درصدی صادرات محصولات کشاورزی ایران به کشورهای عضو یکپارچگی گردد. ضریب متغیر مجازی مربوط به یکپارچگی اعضاً اکو نیز رابطه‌ای مثبت بین صادرات محصولات کشاورزی ایران و اعضای اکو نشان می‌دهد اما این یکپارچگی این کشورها در مورد تجارت کالاهای کشاورزی به طور خاص اثر معنی‌داری بر رشد صادرات ایران نخواهد داشت، زیرا صادرات عمده بین اعضای اکو شامل محصولات کارخانه‌ای است و محصولات کشاورزی سهم کمتری در تجارت بین اعضای این گروه دارند.^(۲۸) بررسی اثر یکپارچگی‌های تجاري در مدل واردات نیز نشان می‌دهد که تشکیل یکپارچگی اقتصادی بین ایران و شرکای تجاري عضو سازمان کنفرانس اسلامی موجب افزایش چشمگیر واردات کشاورزی ایران می‌گردد.

ضریب ۱/۴۵ برای متغیر مجازی یکپارچگی کشورهای عضو

۱- از آنجا که متغیرهای توضیحی به صورت لگاریتم طبیعی در نظر گرفته شده‌اند، درصد تغییرات معادل برای متغیرهای مجازی به صورت $100 \times [exp(\beta) - 1]$ بیان می‌شود که β ضریب متغیر مجازی است (۳۰).

اعضای سازمان کنفرانس اسلامی در جهت کاهش اثرات منفی نوسانات نرخ ارز، پیشنهاد می‌شود.

بالایی برخوردارند و انعقاد پیمان‌های منطقه‌ای با آنها پیشنهاد می‌شود. با توجه به رابطه مثبت بین عدم قطعیت نرخ ارز و صادرات کشورهای اسلامی به ایران، تشکیل توافقات تجاری بین ایران و

جدول ۳- برآورد اثرات یکپارچگی‌های تجاری بر روی صادرات و واردات بخش کشاورزی

Variable	Coefficient		t-Statistic	
	export	import	export	import
C	-۱۳/۹		-۱/۶۹	
GDP	۴/۰۶	.۰/۱۰	۳/۳۸	۱/۰۸
GDP per capita	-۳/۴۸	.۰/۹۴	-۲/۶۳	۲/۲۰
Linder effect	-۱/۲۵	-۰/۶۸	-۲/۷۳	-۲/۱۵
Exchange rate	-۰/۸۶	.۰/۲۷	-۳/۲۵	-۲/۴۶
Exchange rate volatility	-۰/۲۱	.۰/۱۴	-۲/۲۸	-۰/۹۳
Oic members	۱/۸۱	.۱/۴۵	۳/۹۶	۴/۵۳
Eco members	.۰/۲۰	-۰/۲۴	.۰/۷۷	.۰/۶۱
R-squared	.۰/۸۵	.۰/۶۵		
F-statistic	۲۸/۲۳(-/۰۱)	۱۲/۰۰(-/۰۱)		
Durbin-Watson stat	۱/۸۳	.۱/۷۹		
Observations	۲۵۶	۲۰۸		

منبع: یافته‌های تحقیق

منابع

- ۱- اشرف زاده ح و مهرگان ن. ۱۳۸۷. اقتصادستنجی پائل دینا. مؤسسه تحقیقات تعاون. تهران.
- ۲- اردکانی م. ۱۳۸۷. ارزیابی گسترش اتحادیه تجاری اکو، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، سال هشتم، شماره ۱، صفحات ۱۷۹ تا ۲۰۲.
- ۳- دعایی ح. ۱۳۸۵. مدیریت صادرات و واردات. انتشارات بیان هدایت نور. مشهد.
- ۴- شیرین بخش. ش و حسن خوانساری ز. ۱۳۸۴. کاربرد Eviews در اقتصاد سنجی. پژوهشکده امور اقتصادی. تهران.
- ۵- کریمی هستیجیه ح. ۱۳۸۶. پتانسیل تجاری محصولات کشاورزی مورد ایران و کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی. اقتصاد و کشاورزی، شماره ۲، صفحات ۱۴۱ تا ۱۵۴.
- ۶- کیانی ک و نیک اقبالی س. ۱۳۷۹. بررسی اثر عدم تعادل نرخ ارز بر عرض صادرات محصولات کشاورزی. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۶. صفحات ۵۳ تا ۳۹.
- ۷- گیلانپور الف و اسماعیلی ع. ۱۳۸۷. تجارت بین‌الملل محصولات کشاورزی. مؤسسه پژوهش‌های برنامه‌ریزی و اقتصاد کشاورزی. تهران.
- ۸- هوشمند م، مهدوی عادلی م و الاہی س. ۱۳۸۵. تاثیر زیر ساخت‌های حمل و نقل زمینی بر حجم تجارت بین‌المناطق ایران با کشورهای اکو. پژوهشنامه بازارگانی، جلد ۱۱، شماره ۴۱، صفحات ۱۲۵ تا ۱۵۰.
- ۹- یاوری ک و اشرف زاده ح. ۱۳۸۴. یکپارچگی اقتصادی کشورهای در حال توسعه: کاربرد مدل جاذبه با داده‌های تلفیقی به روش GMM و همگرایی. پژوهشنامه بازارگانی، شماره ۳۶، صفحات ۱ تا ۲۸.
- 10- Anderson J. E. and van Wincoop E. 2003. Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle, American Economic Review, 93(1): 170–192.
- 11- Arnon A. 1996. The Potential for Trade Between Israel, the Palestinians and Jordan, The World Economy, 19(1): 113-133.
- 12- Bergstrand J.H. 1989. The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition and the Factor Proportions Theory in International Trade, The Review of Economics and Statistics, 7: 143-153.
- 13- Cheng I. and Wall H. J. 2005. Controlling for heterogeneity in gravity models of trade and integration, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 87(1): 49–63.
- 14- Cho G., Sheldon I. M. and McCorriston S. 2002. Exchange rate uncertainty and agricultural trade, American Journal of Agricultural Economics, 84(4): 931–942.

- 15- Filippini C. and Molini V. 2003. The determinants of East Asian trade flows: a gravity equation approach, *Journal of Asian Economics*, 14: 695–711.
- 16- 16. Frankel J. A. and Romer D. 1999. Does trade cause growth? *American Economic Review*, 89(3): 379–399.
- 17- Hausman J. A. 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6): 1251-1271.
- 18- Huang D. 2003. Trading Blocs in East Asian: Empirical Evidence from the Gravity Model, *The Institute of Economic, Academia Sinia*.
- 19- Im K., Pesaran M. and Shin H. 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115(1): 53-74.
- 20- Klein M. W. and Shambaugh J. C. 2006. Fixed exchange rates and trade, *Journal of International Economics*, 70: 359-383.
- 21- Koo W. W., Karemera D. and Richard T. 1994. A gravity model analysis of meat trade policies, *Agricultural Economics*, 10(1): 81–88.
- 22- . Loungani P., Mody A. and Razin A. 2002. The global disconnect: The role of transactional distance and scale economies in gravity equations, *Scottish Journal of Political Economy*, 49(5): 526–543.
- 23- Paiva C. 2008. Assessing Protectionism and Subsidies in Agriculture: a Gravity Approach, *Journal of International Development*, 20(5): 628-640.
- 24- Reinert K. A. World Economy Gravity Models. School of Public Policy, George Mason University. [Online] <<http://mason.gmu.edu/kreinert/paperspdf/gravmod.pdf>> [16 desember 2008].
- 25- Santos Silva J.M.C. and Tenreyro S. 2006. The Log of Gravity, *The Review of Economics and Statistics*, 88(4): 641-658.
- 26- Tinbergen J. 1962. Shaping the world economy: Suggestions for an international economic policy. The Twentieth Century Fund, New York.
- 27- Wang Z., Coyle W. T., Gehlhar M. and Vollrath T. 2000. The impact of distance on U.S. agricultural exports: An econometric analysis, Technological changes in the transportation sector-effect on U.S. food and agricultural trade, *proceedings, USDA Economic Research Service Misc*, 156:15-66.
- 28- WTO UNCTAD. 2003. Tradesim, Gravity model for the calculation of trade potentials for developing countries and economies in transition.
- 29- Anderson J. E. and van Wincoop E. 2003. Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle, *American Economic Review*, 93(1): 170–192.
- 30- Zhang D. and Li Y. 2008. Forest endowment, logging restrictions, and China's wood products trade, *China Economic Review*, Published by Elsevier Inc. [on-line] <www.elsevier.com>. [29 October 2008].
- 31- www.geobytes.com/citydistancetool.htm.
- 32- www.worldbank.org.
- 33- www.cbi.ir.
- 34- www.wto.org.
- 35- www.cesus.gov3ipc/www/world.html.
- 36- www.ers.usda.gov/Data/Macroeconomics/.
- 37- www.imf.org/external/data.html.