

بررسی عوامل موثر بر جریان‌های تجاری میان ایران و اتحادیه‌ی اروپا (مطالعه‌ی موردی: بخش کشاورزی)

اسماعیل شمس‌الدینی، رضا مقدسی و مهیار صدرالاشرفی*

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۱۰/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۹/۴/۱۷

چکیده

این مقاله عوامل تعیین‌کننده و موثر را بر جریان‌های تجاری در بخش کشاورزی میان ایران و کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا با تأکید بر موافقت‌نامه‌ی تجارت و همکاری بررسی می‌کند. به این منظور الگوهای جاذبه‌ی ایستای صادرات و واردات محصولات کشاورزی ایران و اتحادیه‌ی اروپا با آثار تصادفی و ثابت با استفاده از داده‌هایی ترکیبی برآورد شد. نتایج حاصل از برآورد الگوی ایستای جاذبه‌ی صادرات محصولات کشاورزی ایران به اتحادیه‌ی اروپا با آثار ثابت حاکی از آن است که متغیرهای تولید ناخالص داخلی کشورهای صادرکننده و واردکننده، فاصله‌ی جغرافیایی، نرخ واقعی ارز و میانگین ساده‌ی نرخ تعرفه بر محصولات کشاورزی ایران به لحاظ آماری معنادار و علامت آن مطابق انتظارات است. ضریب میانگین نرخ تعرفه ۱/۷۸ و حاکی از آن است که کاهش ۱۰ درصدی در تعرفه‌های در قالب موافقت‌نامه‌ی تجارت و همکاری می‌تواند صادرات محصولات کشاورزی را ۱۷/۸ درصد افزایش دهد. همچنین نتایج حاصل از تخمین آثار خصوصی در الگوی جاذبه‌ی صادرات حاکی از آن است که بدون در نظر گرفتن دیگر عوامل و متغیرهای توضیحی در نظر گرفته‌شده، بیش‌ترین صادرات ایران به کشورهایمانند آلمان، انگلستان، ایتالیا، فرانسه و اسپانیا خواهد بود. همچنین نتایج حاصل از الگوی جاذبه‌ی ایستای واردات محصولات کشاورزی ایران با آثار ثابت حاکی از آن است که متغیرهای تولید ناخالص داخلی کشور ایران، تولید ناخالص داخلی کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا، فاصله‌ی جغرافیایی و نرخ واقعی ارز تأثیر معناداری بر واردات محصولات کشاورزی کشور از اتحادیه‌ی اروپا دارند.

طبقه‌بندی JEL: Q17

واژه‌های کلیدی: الگوی جاذبه، داده‌های ترکیبی، تجارت دوجانبه، منطقه‌گرایی

* به ترتیب: دانش‌آموخته‌ی دکترا، استادیار و استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و

تحقیقات تهران

مقدمه

توسعه‌ی روابط اقتصادی با کشورهای توسعه‌یافته برای رشد و توسعه‌ی اقتصادی کشور ضروری است. به نظر می‌رسد با وجود مزیت‌های نسبی در بخش کشاورزی، افزایش صادرات محصولات کشاورزی برای ایران که بر منابع نفتی پایان‌پذیر متکی است باید مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی کشور قرار گیرد. از این رو انتظار می‌رود ایران خود را به گونه‌ای با توسعه‌ی تجارت جهانی هم‌گام کرده و برای رقابت و ورود به صحنه‌ی تجارت جهانی آماده شود. بی‌تردید یکی از گام‌های لازم پیش از پیوستن به سازمان جهانی تجارت، تقویت و گسترش تجارت در قالب ترتیبات منطقه‌ای، بویژه اتحادیه‌ی اروپا است. اتحادیه‌ی اروپا مهم‌ترین شریک تجاری ایران هم بر مبنای صادرات و هم در حیطه‌ی واردات است. صادرات اتحادیه‌ی اروپا به ایران از سال ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۶ به تقریب دو برابر شده است و در سال ۲۰۰۶ افزایش تقریباً ۲۶/۲ درصدی نسبت به سال قبل نشان می‌دهد. این در حالی است که طی دو سال یادشده واردات اتحادیه‌ی اروپا از ایران بالغ بر ۲۰/۶ درصد کاهش نشان می‌دهد. پس با توجه به موقعیت ویژه‌ی اروپا و ایران و نیز ترکیب کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا که جزو شرکای عمده‌ی تجاری ایران محسوب می‌شوند توجه به این اتحادیه‌ی باز هم بیشتر می‌شود؛ و با توجه به اهدافی که در برنامه‌ی سوم و چهارم توسعه‌ی اقتصادی کشور در تسهیل و گسترش مناسبات تجاری با دیگر کشورها در نظر گرفته شده است، گسترش تجارت با اتحادیه‌ی اروپا که از شرکای مهم تجاری کشور است، ضروری به نظر می‌رسد. براین اساس از سال ۲۰۰۲ پیش‌نویس قرارداد هم‌کاری و تجاری^۱ ایران و اتحادیه‌ی اروپا با گفت‌وگوهای طرفین آغاز شده و مراحل پایانی خود را طی می‌کند و به نظر می‌رسد شناسایی عواملی که به رونق این روابط بیانجامد کمک موثری در سیاست‌گذاری آتی کشور در حوزه‌ی تجارت جهانی بویژه در بخش کشاورزی خواهد کرد. در ارتباط با شناسایی جریان‌های تجاری در قالب ترتیبات منطقه‌ای، مطالعات محدودی صورت گرفته که در ذیل می‌توان به تعدادی از آنها اشاره کرد:

1- Trade Cooperation Agreement (TCA)

حسن پور و هم کاران (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای به بررسی عوامل موثر بر شدت تجارت کشورهای عضو کنفرانس اسلامی پرداختند. برای این منظور از الگوی جاذبه‌ای استفاده کردند که تا حدودی با الگوهای جاذبه‌ی سنتی تفاوت دارد زیرا در این مطالعه به جای ارزش مطلق مبادلات (ارزش مطلق صادرات یا واردات دو جانبه) شدت و عمق مبادلات را لحاظ کردند در حالی که در الگوی سنتی جاذبه اثر مقیاس تنها از طریق محاسبه‌ی کل مبادلات کشورهای شریک مورد سنجش قرار می‌گیرد. به عقیده‌ی آن‌ها چون جریان تجارت بین دو کشور و مقدار آن تحت تاثیر اندازه و حجم فعالیت‌های اقتصادی آن‌ها قرار می‌گیرد و به این ترتیب با توجه به تفاوت در اندازه‌ی کشورها به راحتی نمی‌توان حجم مبادلات آن‌ها را با یکدیگر مورد مقایسه قرار داد. آن‌ها برای رفع این مشکل از شاخص شدت تجارت^۲ استفاده کردند. از ویژگی‌های مهم این شاخص این است که شدت جریان‌های تجاری را بدون در نظر گرفتن اندازه‌ی کشورهای طرف مبادله اندازه‌گیری می‌کند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که متغیرهای داشتن مرز مشترک، فاصله‌ی جغرافیایی و تولید ناخالص داخلی، جمعیت، زبان مشترک و شرکت در موافقت‌نامه تجارت آزاد دارای اثر معنادار بر تجارت بین زوج کشورهای مورد بررسی دارد و متغیرهایی هم‌چون شرکای تجاری مشترک و مساحت کشورهای صادرکننده و واردکننده اثر معناداری بر تجارت دوجانبه بین زوج کشورهای مورد بررسی نداشتند.

کانگ^۳ (۲۰۰۳) طی مطالعه‌ای اثرات درآمد، فاصله‌ی جغرافیایی، موهبت داشتن جنگل، نرخ واقعی ارز و عضویت در موافقت‌نامه‌های تجاری را بر روی تجارت محصولات چوبی کشور ایالات متحده‌ی آمریکا با کشورهای سه منطقه‌ی تجاری نفتا (مکزیک و کانادا) اتحادیه‌ی اروپا، شرق آسیا توسط الگوهای جاذبه بررسی کرد. در این مطالعه با استفاده از داده‌های ترکیبی (پانل) الگوهای جاذبه به دو صورت الگوی جاذبه‌ی سنتی و الگوی جاذبه‌ی تعمیم‌یافته در قالب الگوهای جزء خطای یک‌طرفه و دوطرفه برآورد شد. به عقیده‌ی وی

2- Trade Intensity Index (TII)

3 - Kang

فاصله‌ی جغرافیایی بین کشورهای یادشده نشان‌دهنده‌ی هزینه‌ی حمل‌ونقل است. نتایج به دست آمده با استفاده از روش OLS حاکی از آن است که ضریب GDP به عنوان درآمد $3/86$ و $4/04$ مثبت و مطابق با انتظارات و نشان‌دهنده‌ی آن است که اگر GDP کشور ایالات متحده‌ی آمریکا یک درصد افزایش یابد میزان صادرات محصولات چوبی کشور آمریکا به کشورهای یادشده $3/86$ و $4/04$ در قالب دو نوع الگوی سستی و تعمیم‌یافته افزایش می‌یابد. به سخن دیگر عرضه‌ی محصولات چوبی کشور آمریکا کاهش‌پذیر است. ضریب GDP کشورهای واردکننده نیز برابر $1/12$ و $1/29$ در قالب دو نوع الگو است و نشان‌دهنده‌ی آن است که اگر GDP کشورهای واردکننده‌ی محصولات چوبی از آمریکا یک درصد افزایش یابد تقاضای محصولات کشاورزی $1/12$ و $1/29$ در قالب دو نوع الگو افزایش می‌یابد. پس تقاضای واردات محصولات چوبی کشورهای واردکننده کاهش‌پذیر و مطابق با انتظارات نظری است. ضریب فاصله‌ی جغرافیایی نیز در قالب دو نوع الگو برابر با $-1/88$ و $-1/1$ است که مطابق با انتظارت و نشان‌دهنده‌ی آن است که اگر فاصله‌ی بین کشور آمریکا و زوج کشورهای شریک یک درصد افزایش یابد میزان تجارت محصولات چوبی $-1/88$ و $-1/1$ در قالب دو نوع الگو کاهش می‌یابد.

جیسون و هم‌کاران (۲۰۰۸)^۴ از الگوی جاذبه‌ی صادرات برای بررسی اثرات منطقه‌گرایی بر تجارت محصولات کشاورزی کشورهای عضو پرداختند. متغیرهای مورد استفاده در این الگو، تولید ناخالص داخلی کشورهای صادرکننده به عنوان شاخص درآمدی و تولید ناخالص داخلی کشورهای واردکننده، فاصله‌ی جغرافیایی، زبان مشترک و عضویت در پیمان‌های منطقه‌ای استفاده کردند. داده‌های مورد استفاده‌ی آن‌ها داده‌های ترکیبی برای دوره‌ی زمانی ۱۹۸۲ تا ۲۰۰۲ بود. نتایج حاکی از آن بود که عضویت در پیمان‌های منطقه‌ای دارای اثرات مثبت و با وقفه بر روی تجارت محصولات کشاورزی و تولید ناخالص داخلی کشور صادرکننده نیز دارای اثر مثبت بر روی صادرات و فاصله‌ی جغرافیایی دارای اثر منفی بر تجارت منطقه‌ای کشورهای عضو است.

با توجه به این که تحقیقات انجام شده در این زمینه اندک و مربوط به کل بخش های اقتصادی کشور، آن هم با تعداد محدودی از کشورها است و تاکنون مطالعه ای مشابه در بخش کشاورزی صورت نگرفته است، مطالعه کنونی می تواند به عنوان اولین تحقیق کاربردی زمینه را برای پیش بینی آثار پیوستن به پیمان های منطقه ای و تجارت جهانی فراهم سازد. در مطالعه کنونی با استفاده از الگوهای جاذبه در قالب الگوهای اقتصادسنجی به بررسی عوامل موثر بر جریان های تجاری در زمینه محصولات کشاورزی با تکیه بر انعقاد قرارداد تجارت و همکاری میان ایران و اتحادیه اروپا پرداخته می شود.

روش تحقیق

در این مقاله برای تخمین توابع صادرات و واردات محصولات کشاورزی ایران از الگوهای جاذبه استفاده می شود.

روش شناسی الگوی جاذبه

الگوی جاذبه امروزه به طور موفقیت آمیزی برای توضیح جریان های تجاری مورد استفاده قرار می گیرد و سابقه ای تقریباً ۴۰ ساله دارد. در مطالعه کنونی نیز به روش های مختلفی از الگوی جاذبه برای بررسی عوامل موثر بر جریان های تجاری بین کشور ایران و شرکای اروپایی اش استفاده می شود.

الگوی جاذبه ای استاندارد

به عقیده برگستراند^۵ (۱۹۸۵) جریان های تجارت دوجانبه به وسیله چهار متغیر تعیین می شود:

۱- متغیرهایی که نشان دهنده تقاضای بالقوه ی کل کشور واردکننده Z است.

۲- متغیرهایی که نشان‌دهنده‌ی عرضه‌ی بالقوه‌ی کل کشور صادرکننده i است.

۳- فاصله‌ی جغرافیایی بین کشورها و مراکز اقتصادی.

۴- متغیرهای کمی یا موانع تجاری بین کشورهای صادرکننده و واردکننده.

اندرسون^۶ (۱۹۸۹) روابط جاذبه را با استفاده از یک تابع کاب داگلاس با دو فرض رقابت انحصاری و تراز تجاری صفر به صورت زیر تشریح می‌کند:

$$X_{ij}^* = \theta_i Y_j \Rightarrow \theta_i = X_{ij}^* / Y_j \quad (1)$$

که:

X_{ij}^* : حجم صادرات کشور i به کشور j

Y_j : تولید ناخالص داخلی کشور واردکننده

θ_i : نسبت صادرات کشور i به کشور j به درآمد کشور j

از آن جا که تولید محصول در کشور صادرکننده (i) می‌بایست برابر با جمع صادرات و میزان مصرف داخلی باشد، تولید ناخالص داخلی کشور صادرکننده می‌تواند به صورت رابطه‌ی (۲) بیان شود.

$$Y_i = \sum_{j=1}^N X_{ij}^* = \sum_{j=1}^N \theta_i Y_j = \theta_i \left(\sum_{j=1}^N Y_j \right) \Rightarrow \theta_i = Y_i / \left(\sum_{j=1}^N Y_j \right) = Y_i / Y_w \quad (2)$$

در این جا $Y_w = \sum_{j=1}^N Y_j$ در حقیقت GDP واقعی جهان است که برای تمامی جفت کشورها

ثابت است. رابطه‌ی (۲) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$X_{ij}^* = \frac{Y_i Y_j}{\left(\sum_{j=1}^N Y_j \right)} = \frac{Y_i Y_j}{Y_w} \quad (3)$$

در این رابطه Y_i بیانگر تولید ناخالص داخلی کشور صادرکننده (GDP_i) است. اگر از رابطه‌ی (۲) لگاریتم طبیعی بگیریم رابطه‌ی (۳) به دست می‌آید که یک تابع کاب داگلاس است. گفتنی است این رابطه بر این فرض است که در هر دوره‌ی زمانی نرخ مبادله‌ی انواع کالاها مشخص و تراز تجاری بین کشورها صفر است. در حقیقت رابطه‌ی (۳) یک رابطه‌ی ساکن (استاتیک) است.

$$L_n X_{ij}^* = \alpha + \beta \ln Y_i + \gamma \ln Y_j + \Phi Z_{ij} \quad (۴)$$

در این رابطه α جزء ثابت است که برابر خواهد بود با $(-\ln Y_w)$ و Z_{ij} بردار متغیرهایی مانند فاصله‌ی جغرافیایی است که در طول زمان ثابت هستند. بر این اساس الگوی جاذبه‌ی استاندارد را می‌توان برای تخمین توابع صادرات و واردات به صورت رابطه‌ی (۵) فرموله کرد.

$$\ln x_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_i + \alpha_2 \ln Y_j + \alpha_3 \ln L_j + \alpha_4 \ln L_i + \alpha_5 \ln D_{ij} + \alpha_6 A_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (۵)$$

که:

X_{ij} : حجم صادرات از کشور i به کشور

Y_i : تولید ناخالص داخلی کشور صادرکننده

Y_j : تولید ناخالص کشور واردکننده

L_j : جمعیت کشور واردکننده

L_i : جمعیت کشور صادرکننده

D_{ij} : فاصله‌ی بین کشور i و

A_{ij} : دیگر متغیرهای کمکی و یا موانع تجاری بین کشورها که به صورت متغیرهای مجازی است

ε_{ij} : جمله‌ی خطا که به طور معمول دارای توزیع نرمال است.

سانسو^۷ و هم‌کاران (۱۹۹۳) معتقدند که هدف استفاده از الگوهای جاذبه برای جریان‌های تجاری پیدا کردن پایه‌ای اقتصادی خردی بر آن‌ها بوده و از ویژگی‌های مهم این الگوها این

است که برای هر جفت از کشورها قابل کاربرد است. برای این منظور کافی است که تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP) را به سمت راست الگو به صورت زیر اضافه کرد:

$$\ln X_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln Y_j + \beta_3 \ln y_i + \beta_4 \ln y_j + \beta_5 \ln D_{ij} + \beta_6 A_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

y_i : تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی کشور صادرکننده

y_j : تولید ناخالص داخلی سرانه‌ی کشور واردکننده

به عقیده‌ی آن‌ها ضریب GDP سرانه می‌تواند نشان‌دهنده‌ی این موضوع باشد که آیا محصول مد نظر برای کشور صادرکننده سرمایه‌بر است یا کاربر و یا برای کشور واردکننده، محصول مورد نظر لوکس است یا ضروری؟ البته در این مطالعه از این الگو استفاده نمی‌شود زیرا تجارت یک کالای خاص مورد بررسی قرار نمی‌گیرد.

الگوی جاذبه‌ی تعمیم‌یافته^۸

برای بسط و گسترش الگوی جاذبه، یک سری متغیرهای دیگر به الگوی استاندارد اضافه می‌شوند که این متغیرها شامل موارد زیر است: نرخ ارز واقعی، متغیرهای مجازی که به صورت مقداری نیستند مانند اثر زبان مشترک و شرکت در عهدنامه‌ها و پیمان‌های تجاری منطقه‌ای. در مطالعه‌ی کنونی با توجه به متفاوت بودن زبان رسمی کشورایران با زبان کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا فقط نرخ ارز واقعی به الگوی جاذبه‌ی استاندارد اضافه می‌شود و سپس با استفاده از F فیشر به‌ترین الگو مشخص می‌شود. پس الگوی جاذبه‌ی تعمیم‌یافته می‌تواند به صورت زیر بیان شود:

$$\ln X_{ij} = \alpha_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln Y_j + \beta_3 \ln y_i + \beta_4 \ln y_j + \beta_5 \ln D_{ij} + \beta_6 \ln E_{ij} + \beta_7 G_{ij} + \beta_8 N_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (7)$$

که:

E_{ij} : نرخ ارز واقعی

G_{ij} : زبان مشترک (به صورت متغیر مجازی)

N_{ij} : شرکت در عهدنامه‌های تجاری منطقه‌ای (به صورت متغیر مجازی) به عقیده‌ی هلوین^۹ و هم‌کاران (۲۰۰۰) در الگوی شماره‌ی ۷ علامت مورد انتظار و تفسیر ضرایب متغیرهای توضیحی به شرح زیر می‌باشد:

متغیرها	علامت	شرح و تفسیر
GDP کشور صادرکننده (Y_i)	+	عرضه‌ی صادرات بالقوه
GDP کشور واردکننده (Y_j)	-	کشورهای بزرگ‌تر به لحاظ اقتصادی، محصولات بیش‌تری وارد می‌کنند
GDP سرانه‌ی کشور صادرکننده (y_i)	+/-	محصول بیش‌تر در ازای هر شخص نشان‌دهنده‌ی یک پتانسیل برای صادرات بیش‌تر است اما ممکن است جمعیت بیش‌تر صادرات را افزایش دهد
GDP سرانه‌ی کشور واردکننده (y_j)	+/-	یک درآمد سرانه‌ی بزرگ‌تر نشان‌دهنده‌ی تقاضای واردات بیش‌تر است اما یک جمعیت بزرگ‌تر ممکن است تجارت را افزایش یا کاهش دهد.
فاصله‌ی جغرافیایی	-	نشان‌دهنده‌ی هزینه‌ی حمل‌ونقل
نرخ ارز واقعی	+/-	ارزش پول رایج واردکننده در مقابل کشور صادرکننده و موانع واردات
زبان مشترک	+	کشورهایی که دارای زبان مشترک هستند بیش‌تر با هم تجارت می‌کنند
شرکت در عهدنامه‌های تجاری	+	عضویت در عهدنامه‌های تجاری باعث افزایش تجارت می‌شود

منابع داده‌ها و معرفی متغیرها

در این قسمت الگوی تجربی و داده‌های استفاده شده برای تخمین اثرات متغیرهای تولید ناخالص داخلی، فاصله، جمعیت، زمان و نرخ تعرفه‌ی واقعی ارزش معرفی می‌شود. داده‌های مورد استفاده برای تخمین الگوهای جاذبه در قالب الگوهای اقتصادسنجی سه نوع است: ۱- داده‌های مقطعی عرضی ۲- داده‌های سری زمانی ۳- داده‌های ترکیبی. در مطالعات مربوط به تجارت استفاده از داده‌های ترکیبی که در حقیقت ترکیبی از داده‌های مقطع عرضی و سری زمانی هستند منطقی‌تر به نظر می‌رسد (مایتاس^۱، ۱۹۹۵).

اول: تعداد مشاهدات بیش‌تر می‌شود و ضرایب قابل اعتمادتر خواهد بود.

دوم: با توجه به این که در الگوهای جاذبه هدف بررسی تجارت دوجانبه کشورها در سال‌های مختلف است با استفاده از داده‌های ترکیبی امکان تعیین آثار مشخص تجارت هر زوج کشورها وجود دارد. در حالی که در داده‌های مقطعی چنین امکانی وجود ندارد و در آخر این که ارتباط بین سایر متغیرها در هر لحظه از زمان را می‌توان به طور مشخص اندازه‌گیری کرد. پس قدرت توضیح‌دهندگی الگوهایی که از داده‌های ترکیبی استفاده می‌کنند بیش‌تر از دیگر الگوها است.

اقتصادسنجی استفاده از داده‌های ترکیبی

در ادبیات تجربی موضوع چندین الگو برای تحلیل داده‌های ترکیبی وجود دارد. این الگوها تفاوت‌های عمده‌ای با الگوهایی دارند که بر اساس سری‌های زمانی و مقطع عرضی فرموله می‌شوند. الگوی عمومی برای استفاده از داده‌های ترکیبی به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha + \beta'X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۸)$$

داده‌های مورد استفاده برای این نوع تحلیل شامل مشاهدات چندگانه است.

همان گونه که دیده می‌شود، متغیرها دارای دو زیرنویس هستند. یکی زیرنویس i که دامنه‌ی آن از N و \dots و $i=1$ است که نشان‌دهنده‌ی مشاهدات مقطع عرضی است. زیرنویس

t و... و t=1 که نشان‌دهنده‌ی مشاهدات سری زمانی است. در این الگو α ضریب ثابت یا عرض از مبدا و β شیب ضرایب برآورد شده است. X_{it} نیز نشان‌دهنده‌ی متغیرهایی توضیحی است. ε_{it} جمله‌ی خطا است با فرض این که $E(\varepsilon_{it}) = 0$, $\text{Var}(\varepsilon_{it}) = \delta_\varepsilon^2$ باشد. پس در چنین مدهایی هم متغیر زمان و هم متغیر مقاطع مختلف بر روی نتایج تاثیرگذار می‌شوند. پس در تجزیه و تحلیل الگوهای جاذبه بر اساس داده‌های ترکیبی می‌بایست اثراتی را که به دلیل تفاوت در کشورهای مشخص و اثراتی را که به دلیل زمان به وجود می‌آیند بررسی کرد. چنین اثراتی با انتقال ساده‌ی تابع رگرسیون در قالب الگوهای جزء خطای یک‌طرفه^{۱۱} و جزء خطای دوطرفه^{۱۲} در قالب الگوهای آثار ثابت^{۱۳} و الگوهای آثار تصادفی^{۱۴} قابل بررسی و اندازه‌گیری هستند.

الگوی جزء خطای یک‌طرفه

امروزه این الگو بیش‌ترین کاربرد را در تجزیه و تحلیل داده‌های ترکیبی دارد. در این روش با ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطع عرضی، شامل N واحد از کشورها در زمان T سال روبه‌رو هستیم و با استفاده از روش OLS^{۱۵}، رگرسیون زیر برآورد می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha + \beta'X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

این الگو شامل فرض‌های کلاسیک رگرسیون است، یعنی $E(\varepsilon_{it}) = 0$, $\text{Var}(\varepsilon_{it}) = \delta_\varepsilon^2$. اگر فرض شود که ضریب ثابت α شامل واحدهای درعرض هم باشد عمل‌کرد تخمین‌زدهای OLS در تخمین ضرایب β, α کارا و سازگار خواهد بود.

فرض دیگری که در این رابطه وجود دارد این است که واحدهایی که در عرض هم قرار می‌گیرند در این تحقیق همان کشورهای مختلف هستند که ممکن است دارای جمله‌های ثابت

-
- 11- One Way Error Component Model
 - 12- Two Way Error Component Model
 - 13- Fixed Effects Model
 - 14- Random Effects Model
 - 15- Ordinary Least Square

متفاوتی باشند. برای تمیز دادن اثرات کشورهای مختلف و یا به طور کلی اثرات واحدهایی که در عرض هم قرار می‌گیرند، دو روش برای تخمین الگوهای ترکیبی وجود دارد که عبارتند از: ۱- الگوهای آثار ثابت ۲- الگوهای آثار تصادفی. به عقیده‌ی ماتاس و تزو ولکاس^{۱۶} (۲۰۰۲) آثار منحصربه‌فرد می‌توانند به عنوان یک نمونه‌ی تصادفی از جمعیت ایجاد شوند. به طور معمول بیش‌ترین کاربردهای تجربی از داده‌های ترکیبی در قالب الگوهای جمله خطای یک‌طرفه به کار برده می‌شوند. جمله‌ی خطا در این گونه الگوها به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\varepsilon_{it} = u_i + v_{it}$$

u_i : نشان‌دهنده‌ی اثر مشخص کشور یا در حقیقت اثر مشخص مشاهده‌ی مقطع عرضی است.
 v_{it} : جزء تصادفی که نشان‌دهنده‌ی خطاهای باقی‌مانده است.

در الگوهای آثار ثابت (FEM) همان اثر مشخص یک کشور است و به عنوان پارامترهای ثابت تخمین زده می‌شوند. جمله‌ی خطای باقی‌مانده (v_{it}) نیز دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ_v^2 است.

یک شکل مشابه از الگوی آثار ثابت در قالب استفاده از متغیرهای مجازی را می‌توان به صورت الگوی شماره‌ی (۱۰) نوشت با این فرض که کشورهای مختلف دارای جملات ثابت (عرض از مبدا) متفاوتی هستند. این رابطه دارای $N\phi_{ijt}$ است که نشان‌گر سهم هر کشور است و دارای یک عرض از مبدا معمول α نیست. در این صورت احتمال بروز مشکل هم‌خطی تا حدود زیادی کاهش می‌یابد.

$$Y_{it} = \alpha_1 \phi_{1it} + \alpha_2 \phi_{2it} + \dots + \phi_{25it} + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

که ϕ_{jit} : متغیرهای مجازی کشور مشخص برای هر کشور و در صورتی که $i = j$ باشد یک و در غیر این صورت صفر در نظر گرفته می‌شود.

در اقتصادسنجی فرموله کردن و تخمین چنین الگوهایی، (حداقل) کمینه مربعات با متغیرهای مجازی) نامیده می‌شود و با استفاده از روش OLS قابل تخمین است. در الگوی آثار تصادفی

برخلاف الگوهای آثار ثابت جمله‌ی خطای u_i به صورت تصادفی بین کشورها توزیع می‌شود. به این معنا که جملات ثابت که نمایان‌گر کشورهای مشخص هستند به عنوان یک نمونه‌ی تصادفی از جمعیت انتخاب می‌شود. در این حالت:

$$u_i \sim N(0, \delta^2 u)$$

$$v_i \sim N(0, \delta^2 v)$$

فرض‌های یادشده دلالت بر آن دارد که ماتریس واریانس - کوواریانس جمله‌ی خطای مرکب $(u_i + v_{it})$ یک اسکالر نیست. پس در این حالت نتایج حاصل از OLS نمی‌تواند به عنوان بهترین تخمین‌زننده تلقی شود. برای پیدا کردن بهترین الگوی جاذبه، الگوی جزء خطای دوطرفه را نیز باید بررسی کرد. یکی از دو حالت شکل مقید (از عرض از مبدا ثابت) و دیگری شکل غیرمقید (اثرات مشخص کشور) در الگوی اثر تصادفی فرض بر این است که:

$$\text{var}(\varepsilon_{it}) = \delta^2 u + \delta^2 v \quad \text{برای همه } i \text{ و } t$$

$$\text{برای همه } i = j \text{ و } t = s$$

$$\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \delta^2 u + \delta^2 v$$

برای همه $i = j$ و $t \neq s$ و در غیر این صورت برابر صفر

هم‌چنین ضریب هم‌بستگی ε_{it} و ε_{is} به صورت زیر است:

$$\text{برای همه } i = j \text{ و } t = s$$

$$\text{corr}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = P = 1$$

$$= \frac{\delta^2 u}{\delta^2 u + \delta^2 v} \quad \text{و در غیر این صورت } t \neq s \text{ و } i = j \text{ برای همه}$$

الگوی جزء خطای دوطرفه

برای ایجاد الگوی جزء خطای دوطرفه با اضافه کردن اثر معین زمان به الگوی جزء خطای یک‌طرفه آنرا بسط می‌دهند. بنابراین جمله‌ی خطا در این الگوها به صورت زیر تغییر می‌یابد:

$$\varepsilon_{it} = u_i + \lambda_t + v_{it} \quad (11)$$

که:

u_i : اثر مشخص کشور

λ_t : اثر مشخص زمان

v_{it} : جمله‌ی خطا

بنابراین در ابتدا می‌توان یک الگوی آثار باقی‌مانده‌ی بسط‌یافته (دوطرفه) را به صورت زیر فرموله کرد:

$$Y_{it} = \alpha + u_i + \lambda_t + \beta'X_{it} + v_{it} \quad (12)$$

در این رابطه فرض بر این است که $\sum_i u_i = \sum_t \lambda_t = 0$ بنابراین مشکل هم‌خطی که ممکن بود برای متغیرهای توضیحی به وجود آید و تخمین‌زن‌ها را ناسازگار کند از بین می‌رود. در صورتی که u_i و λ_t پارامترهای ثابت فرض شوند و تخمین زده شوند، جمله‌ی خطای تصادفی V_{it} دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ_v^2 خواهد بود، یعنی رابطه‌ی یادشده نشان‌دهنده‌ی الگوی آثار ثابت خطای دوطرفه خواهد بود و X_{it} برای تمامی t و i مستقل از V_{it} فرض می‌شود.

وانگ^{۱۷} و هم‌کاران (۱۹۹۸) دلایل چنین فرض‌هایی در تجزیه و تحلیل داده‌های ترکیبی را به صورت زیر بیان می‌کنند:

نخست: این که هم فاصله‌ی فیزیکی و هم شاخص زمان مشترک در طول زمان تغییرناپذیرند.

دوم: این که وقتی تعداد کشورهای واردکننده‌ی مورد مطالعه تعداد زیادی و از الگوی مختلفی باشند، به‌تراست از الگوی آثار تصادفی استفاده کنیم.

در این مطالعه الگوی آثار تصادفی در قالب الگوی جزء خطای دوطرفه به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$Y_{it} = \alpha + \beta'X_{it} + u_i + \lambda_t + v_{it} \quad (13)$$

که:

u_i : جزء کشور مشخص تصادفی

λ_t : جزء مشخص زمان

v_{it} : جمله‌ی خطا

$$u_i \sim N(0, \delta^2 u)$$

$$\lambda_t \sim N(0, \delta^2 \lambda)$$

$$v_{it} \sim N(0, \delta^2 v)$$

هم‌چنین در این الگو X_{it} مستقل از u_i و λ_t و v_{it} برای همه‌ی i و t است و هیچ کدام از آثار زمانی برای هر کشور و آثار مشخص هر کشور خاص برای هر دوره‌ی زمانی نیازمند ثابت بودن نیست. بنابراین اساس تخمین الگوهای دوطرفه همان حالت الگوهای یک‌طرفه است. بنابراین فرض بر این است که جملات اخلاص واریانس همسانند به صورت:

$$\text{var}(\varepsilon_{it}) = \delta^2 u + \delta^2 \lambda + \delta^2 v \quad \text{برای همه‌ی } i \text{ و } t$$

$$\text{cov}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \delta^2 u \quad i = j \text{ و } t \neq s$$

$$= \delta^2 \lambda \quad t = s \text{ و } i \neq j \quad \bullet = \text{در غیر این صورت}$$

بنابراین در این حالت ضرایب هم‌بستگی به صورت زیر خواهد بود:

$$\text{corr}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \frac{\delta^2 u}{(\delta^2 u + \delta^2 \lambda + \delta^2 v)} \quad i = j \text{ و } t \neq s$$

$$= \frac{\delta^2 \lambda}{(\delta^2 u + \delta^2 \lambda + \delta^2 v)} \quad i \neq j \text{ و } t = s$$

$$= 1 \quad i = j \text{ و } t = s$$

$$= 0 \quad i \neq j \text{ و } t \neq s$$

به هر حال برای بررسی عوامل موثر بر جریان‌های تجاری محصولات کشاورزی کشور ایران با کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا می‌بایست الگوهای جاذبه را به گونه‌ای فرموله کنیم که آثار کشور مشخص برای هر جفت شرکای تجاری با آثار مشخص زمانی در هر دوره‌ی زمانی

برای الگوهای آثار دوطرفه و یک طرفه قابل تخمین باشد. پس با توجه به مباحث مطرح شده،

الگوهای جاذبه‌ی صادرات و واردات مورد استفاده را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\ln X_{ijt} = \alpha_{ij} + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln Y_{jt} + \beta_3 \ln P_{it} + \beta_4 \ln P_{jt} \quad (14)$$

$$+ \beta_5 \ln D_{ij} + \delta_1 T_t + \beta_6 \ln E_{jt} + \beta_7 \ln T_{Aj} + \varepsilon_{ijt}$$

$$\ln M_{ijt} = \alpha_{ij} + \beta_1 \ln Y_{it} + \beta_2 \ln Y_{jt} + \beta_3 \ln P_{it} + \beta_4 \ln P_{jt} + \quad (15)$$

$$\beta_5 \ln D_{it} + \delta_1 T_t + \beta_6 \ln E_{it} + \varepsilon_{ijt}$$

تنها عبارتی که در این الگوها با الگوهای قبلی تفاوت دارد α_{ij} است که نشان‌دهنده‌ی آثار مشخص کشور است. همچنین هر دو رابطه برای هم الگوهای جزء خطای یک طرفه و هم الگوهای جزء خطای دوطرفه قابل استفاده است که در ادامه از آن‌ها استفاده خواهد شد. اما سوال مهمی که طرح می‌شود این است که از بین الگوهای آثار ثابت و آثار تصادفی، کدام یک مناسب‌تر است.

ایگر^{۱۸} (۲۰۰۱) معتقد است که وقتی هدف ما بررسی جریان‌های تجاری بین کشورهای مشخص و خاصی است، استفاده از الگوهای آثار ثابت به‌تر از الگوهای آثار تصادفی است و در صورتی که هدف ما مطالعه‌ی جریان‌های تجاری بین کشورهای متعدد و از ملیت‌های مختلفی مانند کشورهای عضو نفتا و اتحادیه‌ی اروپا و جنوب شرق آسیا است، الگوی آثار تصادفی مناسب‌تر به نظر می‌رسد.

نتایج و بحث

تخمین الگوهای جاذبه‌ی استاندارد و تعمیم‌یافته با آثار ثابت

همان گونه که پیش‌تر گفته شد در الگوهای آثار ثابت فرض بر این است که هر کشور دارای عرض از مبدا ثابت و مشخصی است و به اندازه‌ی همین عرض از مبدا باعث انتقال تابع رگرسیون یا به عبارتی الگوی جاذبه می‌شود و باعث می‌شود که جریان‌های تجاری بین جفت کشورهای مورد مقایسه تغییر پیدا کنند.

نتایج حاصل از تخمین الگوهای جاذبه‌ی استاندارد و تعمیم‌یافته‌ی صادرات محصولات کشاورزی و آثار ثابت در جدول (۱) آمده است. نتایج حاصله حاکی از آن است که علامت ضرایب حاصل از متغیرهای به‌کار برده شده در هر دو الگو مطابق انتظار است. F مقید نیز حاکی از مناسب بودن الگوی جاذبه‌ی تعمیم‌یافته است. یعنی همان الگویی که نرخ ارز واقعی به آن اضافه شده است. کشش فاصله در این الگو برابر $1/181$ - و حاکی از آن است که افزایش یک درصدی فاصله‌ی جغرافیایی به طور مشخص باعث کاهش $0/181$ درصد تجارت محصولات کشاورزی و کاهش صادرات ایران به کشورهای اتحادیه‌ی اروپا می‌شود. هم‌چنین افزایش یک درصد تولید ناخالص کشور ایران باعث افزایش $5/7$ درصدی حالات محصولات کشاورزی شده و از طرف دیگر افزایش در تولید ناخالص داخلی کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا نیز یکی از دلایل افزایش صادرات محصولات کشاورزی ایران بوده و هر یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی این کشورها باعث شده واردات محصولات کشاورزی این کشور از کشور ایران $1/59$ درصد افزایش یابد. نرخ واقعی ارز کشورهای واردکننده‌ی محصولات کشاورزی از ایران نیز به طور مشخص دارای اثر مثبتی بر صادرات محصولات کشاورزی ایران بوده یعنی افزایش برابری ارزش پول کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا در مقابل دلار آمریکایی از دلایل افزایش واردات محصولات کشاورزی از کشور ایران در دوره‌ی یادشده، بوده است. ضریب میانگین ساده‌ی تعرفه برابر با $(-1/87)$ است که علامت آن مطابق با انتظارت و نشان‌دهنده‌ی رابطه‌ی معکوس بین تعرفه و صادرات محصولات کشاورزی ایران است.

پیش‌بینی می‌شود با انعقاد قرارداد هم‌کاری تجاری ایران و اتحادیه‌ی اروپا و با کاهش نرخ تعرفه‌ها، میزان صادرات محصولات کشاورزی ایران به این کشورها افزایش یابد. یا با توجه به ضریب تخمینی 10 درصد کاهش تعرفه‌ها باعث افزایش 18 درصدی صادرات محصولات کشاورزی ایران به کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا می‌شود.

جدول (۱). نتایج حاصل از الگوهای آثار ثابت جاذبه برای صادرات محصولات کشاورزی ایران به اتحادیه‌ی اروپا

الگوی جاذبه‌ی استاندارد		الگوی جاذبه‌ی تعمیم‌یافته		متغیرها
ضریب	آماره	ضریب	آماره	
۴/۷	(۱/۳۲)	۵/۷	(۲/۳۷)*	تولید ناخالص داخلی کشور صادرکننده
۱/۴۵	(۳/۲۱)**	۱/۵۹	(۶/۵)**	تولید ناخالص داخلی کشور واردکننده
۰/۷۸۵	(۰/۳)	۰/۵۳۲	(۰/۲۴)	جمعیت کشور صادرکننده
۱۲/۲۳	(۱/۴۷)	۱۲/۱۴	(۱/۵۷)	جمعیت کشور واردکننده
-۱/۸۶	(-۲/۴۲)**	-۰/۱۸۱	(-۲/۷۷)**	فاصله‌ی جغرافیایی
۰/۰۳۹	(۰/۳۷۸)	-۰/۳۱	(/۴۱۲)	زمان
۰/۹۷		۰/۸۵	(۳۴/۸)***	نرخ ارز واقعی
		-۱/۷۸	(-۲/۹۹)**	میانگین ساده نرخ تعرفه
۰/۹۷		۰/۹۸		R ²
۱۴۰		۱۳۹		F
۱۱۵		۱۱۵		تعداد مشاهدات

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*: معناداری در سطح ۱۰٪، **: معناداری در سطح ۵٪، ***: معناداری در سطح ۱٪

نتایج نوشته شده در جدول (۱) در قالب الگوهای آثار ثابت، آثار مشترک متغیرها را بر روی جریان‌های تجاری نشان می‌دهد. در الگوهای آثار ثابت، اثرات ثابت و مشخص هر کشور نیز محاسبه می‌شود که نتایج آن در جدول (۲) آمده است. در حقیقت ضرایب ثابت محاسبه شده‌ی عرض از مبداهای منحصر به فرد برای هر کشور در تخمین تابع صادرات محصولات کشاورزی ایران به کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا است. در صورتی که ضرایب متغیرهای توضیحی در نظر گرفته شده در توابع صادرات را صفر فرض کنیم این ضرایب نشان‌دهنده‌ی صادرات محصولات کشاورزی ایران به این کشورها بدون در نظر گرفتن متغیرهای توضیحی

یاد شده است. همان گونه که دیده می شود این ضرایب نیز مطابق با انتظارات و نظریه‌ی تحقیق است. به این معنا که حتا اگر متغیرهای توضیحی در توابع صادرات را در نظر نگیریم، بیشترین صادرات ایران با پنج کشور آلمان، ایتالیا، اسپانیا، فرانسه و انگلستان است و کشورهایمانند مالت، نروژ، استونی، ایرلند و اسلوانی کمترین مقدار واردات محصولات کشوری را در بین کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا از ایران دارند. دیگر کشورها نیز به فراخور وضعیت اقتصادی خود مقادیر منحصر به فردی از واردات محصولات کشاورزی ایران را دارا هستند که پیش‌بینی می شود با انعقاد قرارداد هم‌کاری و تجارت ایران و اتحادیه‌ی اروپا در آینده این مقادیر نیز دست‌خوش تغییر شود. زیرا افزون بر کاهش تعرفه‌ها، اهداف دیگری نیز از انعقاد این موافقت‌نامه مد نظر طرفین است. برای نمونه اهداف سیاسی نیز مد نظر طرفین است که با به وجود آمدن شرایط امن برای سرمایه‌گذاری‌های دوجانبه می‌تواند جریان‌های تجاری را دست‌خوش تغییر کند.

جدول (۲). آثار ثابت و مشخص کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا در واردات محصولات کشاورزی از ایران

کشور	ضریب ثابت (آثار مشخص)	کشور	ضریب ثابت (آثار مشخص)
مالت	-۳/۶	هلند	۱/۷۳
دانمارک	۰/۴۱	نروژ	-۳/۰۲
بلژیک	۱/۶۳	لهستان	۰/۵۸
جمهوری چک	۰/۳۳	رومانی	-۲/۳۱
استونی	-۴/۰۳	اسلواکی	-۱/۷۶
فنلاند	-۲/۰۱	اسلوانی	-۲/۳۸
فرانسه	۳/۱۲	اسپانیا	۳/۵۱
آلمان	۵/۳۵	سوئد	۰/۶۴
یونان	۰/۲۲	مجارستان	۰/۱۱
ایرلند	-۲/۱۶	انگلستان	۳/۰۴
ایتالیا	۴/۵۹		

ماخذ: یافته‌های تحقیق

الگوهای جاذبه‌ی استاندارد و تعمیم‌یافته برای واردات محصولات کشاورزی ایران با آثار ثابت نتایج حاصل از الگوهای آثار ثابت یک‌طرفه در جدول (۳) آورده شده است.

مقایسه‌ی دو الگوی استاندارد و تعمیم‌یافته حاکی از آن است که ضرایب تمامی متغیرهای توضیحی در هر دو الگو مانند هم‌دیگر و مطابق نظریه است. ضریب تولید ناخالص داخلی کشور ایران بین ۰/۳۲۳ و ۱/۱۱۲ در دو الگو و نشان‌دهنده‌ی آن است که اگر تولید ناخالص داخلی کشور ایران یک درصد افزایش یابد میزان واردات محصولات کشاورزی بین ۰/۳۲۳ تا ۱/۱۱۲ افزایش می‌یابد. هم‌چنین در طی دوره‌ی مورد بررسی، رشد جمعیت کشور ایران اثر مثبتی بر واردات محصولات کشاورزی از کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا داشته است. کشش فاصله بین ۰/۹۸۵- تا ۱/۲۹- طبق دو الگوی استاندارد و تعمیم‌یافته است و حاکی از اثر منفی فاصله روی تجارت محصولات کشاورزی است. به سخن دیگر یک درصد افزایش در فاصله‌ی جغرافیایی بین کشور ایران و اتحادیه اروپا باعث کاهش ۰/۹۸۵ تا ۱/۲۹ درصد واردات محصولات کشاورزی می‌شود. نکته‌ی قابل توجه در این الگو منفی شدن اثر زمان روی واردات محصولات کشاورزی است.

آماره‌ی F مقید برای مقایسه‌ی دو الگوی استاندارد و تعمیم‌یافته جاذبه در این حال برابر ۳۸/۳ و حاکی از برتری الگوی تعمیم‌یافته به الگوی استاندارد جاذبه‌ی واردات محصولات کشاورزی است.

نکته‌ی دیگر آن که در الگو، آثار ثابت برای تک تک کشورها عرض از مبدا مشخصی که حاکی از اثرات خاص هر کشور بر تجارت دوجانبه است، برآورد می‌شود. نتایج حاصله در جدول (۴) نشان‌دهنده‌ی این موضوع است که با صفر فرض کردن ضرایب متغیرهای توضیحی ارایه شده در الگوی جاذبه‌ی واردات محصولات کشاورزی، کماکان کشورهایی مانند آلمان، انگلستان، فرانسه، اسپانیا، ایتالیا و سوئد بیش‌ترین مقدار محصولات کشاورزی را به ایران صادر می‌کنند و کشورهایی مانند اسلونی، اسلواکی، مالت، جمهوری چک و ایرلند کم‌ترین مقدار محصولات کشاورزی را به ایران صادر می‌کنند. به نظر می‌رسد با انعقاد توافق‌نامه‌ی

هم‌کاری و تجارت ایران و اتحادیه‌ی اروپا این ضرایب در آینده دست‌خوش تغییر شوند و این تغییرات بیش‌تر ناشی از اهداف غیرتعرفه‌ای انعقاد این توافق‌نامه است.

جدول (۳). نتایج الگوی جاذبه‌ی واردات محصولات کشاورزی ایران از اتحادیه‌ی اروپا با آثار ثابت

الگوی جاذبه‌ی استاندارد		الگوی جاذبه‌ی تعمیم‌یافته		متغیرها
ضریب	آماره	ضریب	آماره	
۰/۳۲۳	(۴/۵۴)	۱/۱۱۲	(۵/۶۳)***	تولید ناخالص داخلی کشور واردکننده
۲/۵۵	(۲/۰۳)***	۲/۶۳	(۲/۹)**	تولید ناخالص داخلی کشور صادرکننده
۱/۷	(۱/۹۹)	۱/۳۲	(۴/۸)***	جمعیت کشور واردکننده
۱/۳	۱/۸	۱/۲۶۸	۰/۸۴	جمعیت کشور صادرکننده
-۱/۲۹	(-۸/۸۵)***	-۰/۹۸۵	(-۴/۲۱)***	فاصله‌ی جغرافیایی
-۰/۰۸۲	-۰/۲۰	-۰/۰۰۴	(۰/۰۹۹)	زمان
		-۰/۱۶۴	-۰/۴۳۵	نرخ واقعی ارز
۰/۹۸		۰/۹۹		R ²
۱۱۱		۱۱۴		F
۱۱۵		۱۱۵		تعداد مشاهدات

ماخذ: یافته‌های تحقیق

*: معناداری در سطح ۱۰٪، **: معناداری در سطح ۵٪، ***: معناداری در سطح ۱٪

جدول (۴). آثار ثابت و مشخص کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا در صادرات محصولات

کشاورزی به ایران

کشور	ضریب ثابت (آثار مشخص)	کشور	ضریب ثابت (آثار مشخص)
هلند	۱/۶۵	مالت	-۲/۴۶
نروژ	-۰/۴۶	دانمارک	۰/۸۹
لهستان	-۰/۳۵	بلژیک	۱/۸۲
رومانی	-۰/۴۵	جمهوری چک	۰/۷۲

ادامه جدول (۴). آثار ثابت و مشخص کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا ...

کشور	ضریب ثابت (آثار مشخص)	کشور	ضریب ثابت (آثار مشخص)
اسلواکی	-۴/۶۵	استونی	-۱/۴۶
اسلونی	-۳/۲۵	فنلاند	-۱/۳۲
اسپانیا	۲/۴۶	فرانسه	۴/۶۵
سوئد	۱/۷۸	آلمان	۶/۵۶
مجارستان	/۱۱	یونان	۰/۱۲
انگلستان	۵/۱۲	ایرلند	-۱/۵
		ایتالیا	۲/۱۱

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتایج حاصل از تخمین الگوی ایستای آثار ثابت جاذبه برای صادرات محصولات کشاورزی ایران به اتحادیه‌ی اروپا نشان می‌دهد که با برقراری موافقت‌نامه‌ی تجارت و هم‌کاری ایران و اتحادیه‌ی اروپا با کاهش یک درصدی تعرفه‌ی کشورهای اتحادیه‌ی اروپا روی محصولات کشاورزی صادراتی ایران میزان صادرات محصولات کشاورزی ایران به این کشورها ۱/۷۸ درصد افزایش می‌یابد. نتایج حاصل از تخمین الگوی ایستای جاذبه با آثار ثابت برای واردات محصولات کشاورزی ایران از کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا حاکی از معنادار بودن متغیرهایی هم‌چون تولید ناخالص داخلی کشور و تولید ناخالص داخلی کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا، جمعیت کشور و فاصله‌ی جغرافیایی است. کشش درآمدی در این حالت برابر با ۱/۱۱۲ و نشان‌دهنده‌ی آن است که یک درصد افزایش درآمد ملی باعث افزایش ۱/۱۱۲ درصد واردات محصولات کشاورزی از اتحادیه‌ی اروپا می‌شود. اثر متغیر فاصله‌ی جغرافیایی نیز همانند انتظار، منفی است. در واقع با اجرای موافقت‌نامه‌ی تجارت و هم‌کاری ایران و اتحادیه‌ی اروپا، واردات محصولات کشاورزی کشور از کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا افزایش می‌یابد. هم‌چنین به سبب تعهدات کاهشی در میانگین نرخ‌های تعرفه‌های گمرکی ایران

به کشورهای عضو اتحادیه‌ی اروپا پیش‌بینی می‌شود بالاترین میزان افزایش واردات ایران از کشورهای آلمان، فرانسه، ایتالیا، بلژیک، اسپانیا و هلند صورت گیرد. بنابراین پیش‌نهاد می‌شود در اجرای کامل موافقت‌نامه‌ی گفته‌شده به اهداف تعرفه‌ای توجه بیش‌تری شود. با توجه به این که به نظر می‌رسد انعقاد این موافقت‌نامه دارای اهداف سیاسی گوناگونی است از هم‌اکنون به نظر می‌رسد اجرای موافقت‌نامه‌ی تجارت و همکاری بین ایران و اتحادیه‌ی اروپا به سبب تعهدات کاهش در میانگین نرخ‌های تعرفه‌های گمرکی ایران باعث افزایش واردات محصولات کشاورزی و کاهش شدید در تراز تجاری محصولات کشاورزی شود. پس به نظر می‌رسد نیازسنجی ساختارهای تجاری مناسب برای جلوگیری از رکود بخش کشاورزی از هم‌اکنون ضروری به نظر می‌رسد. پیش‌نهاد می‌شود مطالعات جدیدی در زمینه‌ی پیوستن ایران به موافقت‌نامه‌ی تجاری و همکاری با اروپا در زمینه‌ی شناسایی توانایی‌ها و مزیت‌های نسبی موجود در بخش کشاورزی کشور صورت گیرد.

منابع

- بهکیش، م. م. (۱۳۸۱). اقتصاد ایران در بستر جهانی‌شدن. چاپ اول، نشرنی، ص: ۵۱-۵۰.
- طیبی، ک. (۱۳۸۰). بررسی پتانسیل تجاری مبادلات ایران و اوکراین: به‌کارگیری الگوی جاذبه. پژوهش‌های بازرگانی (۲۱): ۴۱-۲۷.
- یاوری، ک. (۱۳۸۶). توسعه‌ی تجارت ایران با اتحادیه‌ی اروپا با تأکید بر پیش‌نویس موافقت‌نامه‌ی تجارت و همکاری. پژوهش‌های بازرگانی، ۱۳۸۴.
- Bayoumi, T. (1995). Is Regionalism Simply a Diversion Evidence. From the Evaluation of the EC and EFTA. *Journal Of International Economics*, 56: 87-105.
- Deardorff, V. A. (1995). Determinants of Bilateral Trade: Does gravity working in neoclassic world? *Journal Of International Economics*, 59: 90-115.
- Egger, P. (2002). An econometric view on the estimation of gravity models and the cultivation of trade potential. *World Economy*, 64: 297-312.
- Franke, J. A. (1992). Is Japan Grating a Yen Blocking East Asia and The Pacific? *NBER Working Paper*, No. 40 So.

- Hellvin, and et al. (2000). Trade Flows between Trading Blocks: The Case of the Vs Trade with Asia and NAFATA. *Ministry of Foreign Affairs*, 32: 1-16.
- Jason, H. (2008). Do regional trade agreements increase members agricultural trade? *American Journal of Agricultural Economics*, 53: 96-111.
- Krugman, P. (1980). Scale Economics, Product Differences, and the Pattern of Trade. *The American Economic Review*, 70: 950-959.
- Kim, M. Cho. and Koo, Won, W. (2003). Determining Bilateral Trade Patterns Using a Dynamic Gravity Equation. *Agribusiness and Applied Economics*, 26: 15-22.
- Kruger, A.O. (2000). Trade Creation and Trade Diversion under NAFTA. *National Bureau of Economic research*, 79: 51-70.
- Ludema, D. (2002). Increasing Returns, Multinationals and Geography of Preferential Trade Agreement. *Journal of International Economics*, 56: 329-358.
- Matyas, M. (2000). Modeling Export Activity of Eleven APEC Countries, Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research. *Journal Of International Economics*, 65: 87-105.
- Michaely, M. (1998). Partners to a Preferential Trade Agreement: Implications of Varying Size. *Journal of International Economics*, 46: 73-85.
- Parsley, D. and Wei, C. (2001). Explaining The Border Effect: The Role Of Exchange Rate Variability, Shipping Costs And Geography. *Journal Of International Economics*, 55 (201): 87-105.
- Polder, M. (2002). Forecasting International Trade Flow: A Gravity- Based Approach. *Journal Of International Economics*, 40: 12-22.
- Rauch, J. (2001). Business And Social Network In International Trade. *Journal of Economic Literature*, 79: 1177-1203.
- Rogers, and et al. (2001). Border Effects Within The NAFTA Countries. *International Finance Discussion Papers*, 698: 1-36.
- Sanso, and et al. (1993). Bilateral Flows, the Gravity Equation, and Functional. *The Review Of Economics And Statistics*, 75: 266-275.
- Smarzynska, B. K. (2001). Does Relative Location Matter Bilateral Trade Flow? An Extension of the Gravity Model. *Journal of Economic Integration*, 16: 379-398.