دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست ویکم، شمارهٔ۸، پاییز و زمستان ۱۳۹۳

بررسی تأثیر نرخ ارز بر واردات دو جانبه ایران و ترکیه با استفاده از روش ARDL

مصطفی کریم‌زاده[1]
استادیار دانشکده علوم اداری و اقتصادی
دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت : ۱۳۹۲/۱۱/۸ تاریخ پذیرش : ۱۳۹۳/۵/۲۰

چکیده

در ادبیات اقتصادی به ویژه اقتصاد بین‌الملل، جریان تجارت دو جانبه و الگوسازی آن از اهمیت خاصی برخوردار است. تشکیل ادغام اقتصادی در شکل‌های مختلف مناطق آزاد تجاری، اتحادیه‌های گمرکی، بازارهای مشترک و در نهایت اتحادیه‌های اقتصادی حاکی از اهمیت این موضوع می‌باشد. با توجه به اینکه ترکیه به عنوان یکی از عمده‌ترین شرکاء تجاری ایران مطرح می‌شود، تحقیق اخیر به بررسی جریان تجارت دو جانبه دو کشور می‌پردازد.

به منظور نیل به هدف اصلی پژوهش از الگوی واردات دو جانبه مارکز (۱۹۹۰) استفاده گردید. براساس الگوی مارکز، واردات تابعی از تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت عمده فروشی، شاخص قیمت صادرات طرف تجاری و نرخ ارز است. جهت برآورد اقتصاد سنجی تابع واردات دو جانبه ایران و ترکیه، روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و دوره زمانی (۱۳۸۹-۱۳۶۰) به کار برده شد.

نتایج تحقیق حاکی از تایید وجود رابطه بلندمدت تعادلی تابع واردات دو جانبه ایران و ترکیه است. بر طبق نتایج برآورد الگوهای اقتصاد سنجی مربوط به هر دو کشور، تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت عمده فروشی تاثیر مثبت معنی‌دار بر واردات دو جانبه دارند در حالی که تاثیرگذاری شاخص قیمت صادرات طرف تجاری و نرخ ارز به صورت منفی معنی‌دار می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: واردات دو جانبه، الگوی مارکز، بردار هم‌جمعی، ترکیه

1- M.Karimzadeh@um.ac.ir

این مقاله مستخرج از طرح پژوهشی محقق با دانشگاه فردوسی مشهد با عنوان الگوسازی جریان تجارت دو جانبه ایران و ترکیه با کد ۱۷۲۴۹می‌باشد که در تاریخ ۱۳۸۹/۱۲/۱۶ به تصویب معاونت پژوهشی دانشکده علوم اداری و اقتصادی رسیده است.

طبقه‌بندی JEL: F140, F150, O570

The Estimation of Marquez's Bilateral Import Function for Iran and Turkey by Using ARDL

Mostafa Karimzadeh
Assistant Professor of Economics,
Ferdowsi University of Mashhad

Received: 28. Jan. 2014 **Accepted:** 11. Aug. 2014

Abstract

The bilaterale trade flows has an important role in economic literature specially in international literature. Economic integration in different forms such as free trade areas, customs unions, common markets and economic unions indicates this important role. Considering Turkey as one of the main trade partner of Iran, this paper intends to modeling bilateral trade flows between these countries.
We applied Marquez's(1990) bilateral import function. According to Marquez model these varibles are determinantes of bilateral imports: gross domestic product, wholesale price index, forign export price index and exchange rate. We used Autoregressive Distributed Lags (ARDL) approach to estimate of bilateral import function between Iran and Turkey for the period (1981-2010).
The finding results verified an equilibrium long run bilateral import relation between two countries. According to our econometric estimations results for both Iran and Turkey, gross domestic product and wholesale price index have positive and significant affect on bilateral import. Whereas the influnce of forign export price index and exchange rate are significantly negative.

Keywords: Bilateral import function, Marquez model, Cointegration vector, Turkey

JEL Classification: F140, F150, O570

۱. مقدمه

روزانه میلیاردها دلار کالا و خدمات بین کشورهای جهان مبادله می‌شود. کشورهای جهان از نظر اقتصادی، اجتماعی و سیاسی به یکدیگر پیوند خورده‌اند. امروزه به سختی می‌توان کشوری را در جهان یافت که از نظر اقتصادی خودکفا باشد. محدود کردن مصرف فقط در حد تولیدات داخلی به دلیل کوچک شدن دامنه انتخاب محصولات، کاهش کیفیت کالاها و افزایش قیمت‌ها باعث پایین آمدن سطح رفاه مردم یک کشور شده است. بنابراین در عصر حاضر موفقیت یا

ناکامی اقتصادی کشورها را نمی‌توان صرفاً با توجه به وضعیت اقتصاد داخلی آنها مورد ارزیابی قرار داد، چرا که تعامل با اقتصاد جهانی به ضرورتی اجتناب ناپذیر تبدیل شده است. بر این اساس بررسی وضعیت کشورها در حوزه اقتصاد بین‌الملل و مبادلات بازرگانی آنها با دنیای خارج از اهمیت شایانی برخوردار است. در همین راستا بررسی و ارزیابی موفقیت کشورها در عرصه تجارت خارجی، ضرورتی اجتناب ناپذیر می‌باشد.

سال‌های پایانی قرن بیستم به توسعه و تعمیق جهانی شدن شناخته می‌شود. این موضوع اساساً به یکپارچه‌سازی ابعاد اقتصادی، اجتماعی و سیاسی اقتصاد کل جهان باز می‌گردد. پویایی فرایند جهانی شدن، شامل یکپارچه‌سازی تجارت و معاملات مالی بین کشورها نیز می‌شود.

از دیدگاه تحلیلی، الگوهای زیادی در خصوص ادغام اقتصادی توسعه پیدا کردند. اولین مطالعه در زمینه آثار رفاهی ادغام اقتصادی توسط واینر[1] صورت گرفت. واینر دو اثر متضاد بر رفاه را مورد توجه قرار داد: اثر ایجاد تجارت[2] و اثر انحراف تجارت[3]. کشورهای عضو تعرفه‌های خود را کاهش می‌دهند و واردات محصولات ارزان قیمت و با کیفیت داخل اتحادیه، جانشین محصولات پر هزینه داخلی می‌شود که این امر موجب افزایش رفاه و توسعه اقتصادی می‌گردد. در انحراف تجارت محصولات پر هزینه کشورهای عضو اتحادیه، جانشین محصولات کم هزینه سایر نقاط دنیا (کشورهای خارج از اتحادیه) می‌شود که نتیجه طبیعی آن، کاهش رفاه و توسعه اقتصادی است.

یکی از با سابقه‌ترین ادغام‌های اقتصادی، سازمان همکاری توسعه منطقه‌ای است که در سال ۱۳۴۳ به منظور عمران منطقه‌ای و متشکل از کشورهای ایران، پاکستان و ترکیه به وجود آمد. با تلاش‌های پاکستان و ترکیه و نظر مساعد ایران، سازمان همکاری توسعه منطقه‌ای با نام جدید سازمان همکاری اقتصادی[4] (ECO) احیا شد و شروع به کار کرد. در سال ۱۳۷۱، افغانستان و جمهوری‌های تازه به استقلال رسیده شوروی سابق یعنی آذربایجان، قزاقستان، قرقیزستان، تاجیکستان، ترکمنستان و ازبکستان نیز به اکو پیوستند و اکنون این سازمان متشکل از ده عضو

1- Viner
2- Trade Creation Effect
3- Trade Diversion Effect
4- Economic Cooperation Organization

می‌باشد. اکو در اسفند ۱۳۷۳ در اجلاس استانبول، توانست با تجدید نظر در برنامه‌های خود، بر تقویت اهداف و اصول همکاری‌های منطقه‌ای به خصوص در چهار زمینه تجارت، حمل و نقل، ارتباطات و انرژی تاکید بیشتری نماید. تشکیل اجلاس اکو در عشق‌آباد (۱۳۷۵)، آلماتی (۱۳۷۷)، تهران (۱۳۷۹)، استانبول (۱۳۸۱) و دوشنبه (۱۳۸۳)، همکاری‌های دیگری در بین اعضاء از جمله کاهش تعرفه‌های تجاری، تاسیس اتاق بازرگانی، تاسیس بانک توسعه و تجارت، ایجاد شرکت کشتیرانی، هواپیمایی و خط آهن مشترک و صدور روادید تجاری و جهانگردی و ... را به وجود آورد. موقعیت ویژه جغرافیایی و همبستگی تاریخی کشورهای اکو از دیر باز مورد توجه سران کشورهای عضو و نیز گردانندگان سیاست‌های بین‌المللی بوده است. همبستگی ایران و پاکستان و ترکیه و کشورهای ماوراء النهر و شرق دریای خزر و هم‌چنین کشورهای تازه استقلال یافته غرب دریای خزر یک واقعیت انکار ناپذیر تاریخی است و ایجاد موانع مصنوعی توسط شوروی سابق در ۷۰ سال گذشته نتوانسته است از اهمیت نقش بالقوه آن در اقتصاد منطقه و جهان بکاهد. بیشتر کشورهای عضو اکو در مسیر راه‌های مبادلاتی چند هزار ساله نظیر راه ابریشم قرار گرفته‌اند و همبستگی دوباره این کشورها یک نیاز طبیعی است.

در ادبیات اقتصادی به ویژه اقتصاد بین‌الملل، جریان تجارت دو جانبه و الگوسازی آن از اهمیت خاصی برخوردار است. تشکیل ادغام اقتصادی در شکل‌های مختلف مناطق آزاد تجاری، اتحادیه‌های گمرکی، بازارهای مشترک و در نهایت اتحادیه‌های اقتصادی حاکی از اهمیت این موضوع می‌باشد. با توجه به اینکه ترکیه به عنوان یکی از عمده‌ترین شرکاء تجاری ایران مطرح می‌شود، تحقیق اخیر به بررسی جریان تجارت دو جانبه دو کشور می‌پردازد. مطالعه حاضر ضمن بررسی ادبیات موضوع مرتبط، به دنبال آن است تا براساس یک نظریه اقتصادی متقن و در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی مناسب، جریان تجارت دو جانبه ایران و ترکیه را مورد تجزیه و تحلیل قرار دهد. بنابراین، استفاده از الگوی واردات دو جانبه مارکز و بررسی انطباق آن با واقعیات اقتصاد ایران می‌تواند چارچوب تحلیلی مناسبی را برای تبیین تابع واردات دو جانبه ایران و ترکیه فراهم آورد.

مقاله حاضر از پنج قسمت تشکیل شده است. در قسمت بعد مطالعات تجربی ملاحظه می‌گردد. قسمت سوم به حجم تجارت دو جانبه ایران و ترکیه می‌پردازد. مبانی نظری تحقیق در قسمت چهارم ارایه می‌شود. قسمت پنجم به برآورد تابع واردات دو جانبه ایران و ترکیه با استفاده از روش

ARDL اختصاص داده می‌شود. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری نیز قسمت ششم را تشکیل می‌دهد.

پیشینه تحقیق

مطالعات متعددی در خصوص جریان تجارت دو جانبه صورت گرفته است. در این قسمت به برخی از این مطالعات که در قالب مطالعات داخلی و خارجی طبقه‌بندی می‌گردند، اشاره می‌شود.

۲- ۱. مطالعات خارجی

Baltagi et al. (2003) جریان تجارت دو جانبه ۱۵ کشور اروپایی، آمریکا و ژاپن را در دوره زمانی (۱۹۹۷-۱۹۸۶) مورد بررسی قرار دادند. آنها جهت تصریح مدل تحقیق، از الگوی جاذبه[1] استفاده نمودند. به این صورت که در مدل آنها صادرات دو جانبه تابعی از مجموع GDP دو شریک تجاری، شاخص تشابه دو کشور از نظر اندازه که براساس GDP ساخته شده بود، تفاوت نسبی موجودی عوامل تولید دو کشور و هزینه‌های حمل و نقل بود. به منظور برآورد الگو، روش داده‌های تابلویی[2] را به کار بردند. نتیجه مطالعه این محققین نشان دهنده تاثیر مثبت معنی‌دار مجموع GDP شرکاء تجاری و شاخص تشابه و تاثیر منفی معنی‌دار تفاوت نسبی موجودی عوامل تولید و هزینه‌های حمل و نقل بود. به عبارت دیگر، نتایج آنها نظریه جدید تجارت هلپمن و کروگمن[3] را از نظر تجربی تایید نمود.

Konno & Fukushige (2003) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا موافقت‌نامه تجارت آزاد آمریکای شمالی[4] (NAFTA) موجب ایجاد تغییرات ساختاری در واردات دو جانبه آمریکا و و مکزیک می‌شود؟ این محققان برای پاسخ به این سوال به تصریح و برآورد توابع واردات دو جانبه آمریکا و مکزیک در دوره زمانی (۱۹۹۴-۱۹۸۱) با استفاده از داده‌های فصلی پرداختند. به طوری که در مدل برآورد آنها، واردات به عنوان متغیر وابسته تحت تاثیر درآمد ملی، شاخص قیمت داخلی، شاخص قیمت صادرات کشور خارجی و نرخ ارز قرار گرفت. به منظور برآورد

1- Gravity Model
2- Panel Data
3- Helpman & Krugman
4- North American Free Trade Agreement

مدل از روش حداقل مربعات معمولی پویا[1] استفاده نمودند. نتیجه برآورد آنها نشان داد که موافقت‌نامه تجارت آزاد آمریکای شمالی تاثیر قابل ملاحظه‌ای بر توابع واردات دو کشور مذکور ندارد اما یک انتقال تدریجی در رابطه بلندمدت وجود داشته است.

Beck & Winker (2004) به مدل‌سازی سرریزها و بازخوردهای تجارت دو جانبه در اقتصاد آلمان در دوره زمانی (۱۹۹۷-۱۹۷۶) پرداختند. این محققین یک چارچوب عدم تعادل کلان سنجی با ملاحظه جریانات تجاری دو جانبه را مبنای مدل‌سازی قرار دادند. در مدل طراحی شده آنها که با روش هم‌جمعی یوهانسن – جوسلیوس برآورد گردید، متغیرها به دو دسته متغیرهای درون‌زا و برون‌زا تقسیم گردید؛ به طوری که متغیرهای درون‌زا شامل شاخص قیمت صادرات و شاخص قیمت واردات بود. شرکاء تجاری اصلی آلمان نیز کشورهای فرانسه، ایتالیا، هلند، انگلستان و آمریکا در نظر گرفته شد. نتایج برآورد مدل نشان داد که سرریزهای ناشی از شوک تقاضا که به دلیل وحدت آلمان شرقی و غربی بود، منجر به افزایش واردات آلمان از شرکاء تجاری‌اش می‌شود و در نتیجه یک رونق اقتصادی در آن کشورها را به وجود می‌آورد. از سوی دیگر رونق اقتصادی شرکاء تجاری موجب افزایش صادرات آلمان می‌شود که این مطلب به عنوان بازخورد در نظر گرفته می‌شود.

Egger (2008) به بررسی تاثیر چهارده مدل ترتیبات نرخ ارز بر صادرات دو جانبه اقتصاد جهانی در دوره زمانی (۲۰۰۱-۱۹۴۸) پرداخت. نتیجه بررسی وی نشان داد که یک درجه افزایش در چسبندگی ترتیبات نرخ ارز طبقه‌بندی شده توسط رین‌هارت و روگوف[2] موجب افزایش (۴٪-۲٪) در جریان تجاری دو جانبه خواهد بود.

Neumayer (2011) تاثیر محدودیت‌های ویزا بر تجارت دو جانبه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بررسی نمود. برای این منظور مدل استاندارد جاذبه را به کار گرفت. نتیجه برآورد وی نشان داد اگر کشوری از اتباع خارجی شریک تجاری‌اش ویزا بگیرد، این عمل جریان تجاری دو جانبه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را به ترتیب ۱۹ درصد و ۲۵ درصد کاهش می‌دهد. چنان‌چه هر دو کشور طرف تجاری از اتباع خارجی متقابل ویزا بگیرند، جریان تجاری دو جانبه به

1- Dynamic Ordinary Least Square
2- Reinhart & Rogoff

میزان ۲۸ درصد کاهش می‌یابد اما تاثیرگذاری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی همانند حالت قبل می‌باشد .

۲-۲. مطالعات داخلی

Fathi (2002) به برآورد پتانسیل صادراتی ایران به کره جنوبی در دوره زمانی (۱۹۹۸ – ۱۹۹۴) پرداخته است. برای رسیدن به این هدف از مدل شبیه‌سازی پتانسیل‌های تجاری دو جانبه استفاده نمود. مدل مذکور در واقع یک مدل اقتصادسنجی از نوع مدل‌های جاذبه است که هدف اصلی آن، برآورد پتانسیل تجاری دو جانبه بین یک کشور در حال توسعه با هر کدام از طرف‌های تجاری آن می‌باشد. از آنجا که هدف تحقیق مذکور برآورد پتانسیل تجاری دو جانبه ایران و کره جنوبی و مقایسه جایگاه کره جنوبی در تجارت خارجی ایران بود، لذا اطلاعات تجاری ایران با ۴۵ کشور و مدل جاذبه مورد استفاده واقع شد. در مدل جاذبه به کار برده شده صادرات ایران به شرکاء تجاری‌اش تحت تأثیر GDP آنها، درآمد سرانه آنها، فاصله جغرافیایی شرکاء تجاری از ایران و میانگین تعرفه آنها قرار داشت. هم‌چنین از یک متغیر مجازی نیز که مربوط به حضور مشترک در موافقت‌نامه‌های تجاری که ایران در آنها عضویت داشت، استفاده گردید. نتیجه تحقیق مذکور نشان داد که پتانسیل‌های صادراتی ایران به کره جنوبی در زمینه‌های محصولات غذایی، انواع پوست خام و آماده، مواد و فرآورده‌های شیمیایی و پتروشیمی، قطعات خودرو و ماشین-آلات، مبلمان و مصنوعات چوبی و محصولات آهن، فولاد، مس و آلومینیوم از امکان رشد بیشتری برخوردار است.

Mehrabi (2007) اثرات کاهش موانع تعرفه‌ای بر جریانات تجاری، درآمد تعرفه‌ای و تراز تجاری ایران پس از ایجاد موافقت‌نامه ترتیبات تجاری ترجیحی بین ایران و کشورهای آسیای مرکزی را مورد بررسی قرار داد. بدین منظور مدل تعادل جزیی اسمارت[1] را برای انجام پژوهش خود در دوره زمانی (۲۰۰۳-۲۰۰۲) به کار گرفت. نتایج بررسی وی نشان داد که ایجاد موافقت-نامه مزبور باعث گسترش حجم مبادلات تجاری ایران می‌گردد و به دلیل افزایش بیشتر واردات

1- Smart

نسبت به صادرات، کسری تراز تجاری ایران افزایش می‌یابد. هم‌چنین جهت گرفتن امتیازات تعرفه‌ای در مذاکرات، باید کالاهایی مد نظر قرار گیرد که بیشترین ایجاد تجارت و کمترین انحراف تجارت در کشورهای آسیای مرکزی برای ایران را داشته باشند.

Tayebi et al. (2008) به اندازه‌گیری درجه رقابت‌پذیری صادرات شرکاء تجاری منتخب ایران در دوره زمانی (۱۳۸۲ -۱۳۷۴) پرداختند. برای این منظور شاخص رقابت‌پذیری صادرات را به کار بردند. رقابت‌پذیری صادرات از اختلاف بین قیمت صادرات کشور و قیمت صادرات رقبایش در بازارهای جهانی به دست می‌آید و فرض می‌شود که قیمت صادرات یک کشور به کشور مقصد بستگی ندارد. براساس نتایج تحقیق آنها کشورهایی که از قدرت رقابت‌پذیری صادرات به بازارهای ایران برخوردار بوده‌اند در طول دوره‌ی مورد بررسی در حال تغییر بوده‌اند. به طوری که در سال ۱۳۷۴ از میان بیست شریک تجاری اول ایران، کشورهای انگلستان، امارات متحده عربی، کانادا، برزیل و هند از قدرت رقابت‌پذیری صادرات برخوردار بوده‌اند لیکن در سال ۱۳۸۲ کشورهای سوئیس، انگلستان، ژاپن، چین، کره جنوبی، اتریش و برزیل قدرت رقابت‌پذیری صادرات را دارا بودند.

Manteghi & Taghavi (2008) با استفاده از مدل اسمارت، آثار ایجاد موافقت‌نامه تجارت ترجیحی دو جانبه را به صورت اثرات ایجاد و انحراف تجارت در هر یک از کشورهای ترکیه و پاکستان برای ایران و هم‌چنین در ایران برای کشورهای مزبور بررسی نمودند. برای اندازه‌گیری ایجاد تجارت، از یک تابع تقاضای واردات استفاده کردند که متغیرهای مستقل اثر گذار بر آن عبارت بود از: درآمد ملی و سطح عمومی قیمت داخلی و خارجی. براساس نتایج مطالعه آنها مجموع اثر ایجاد تجارت برای ایران در بازار کشورهای عضو موافقت‌نامه و اثرات انحراف تجارت در بازار کشورهای عضو موافقت‌نامه به نفع ایران، نشان دهنده‌ی افزایش صادرات ایران به کشورهای مذکور می‌باشد و از سوی دیگر مجموع اثر ایجاد تجارت و انحراف تجارت در ایران معادل افزایش واردات ایران از کشورهای عضو موافقت‌نامه است. هم‌چنین انحراف تجارت کشورهای عضو موافقت‌نامه به نفع ایران دقیقاً برابر با انحراف تجارت اعضاء موافقت‌نامه از شرکاء تجاری دیگر می‌باشد.

Sagheb & Noruzi (2009) به بررسی زمینه‌های همکاری تجاری ایران و ترکیه در دوره زمانی (۲۰۰۳-۱۹۹۹) پرداختند. محققین مزبور، جهت انجام مطالعه خود شاخص تجارت مکملی و

پتانسیل تجاری را به کار بردند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که ایران و ترکیه در تجارت کالاهای نفتی و غیر نفتی دارای تجارت مکملی هستند. این مطلب به ویژه در بخش ماشین‌آلات و وسایل مکانیکی و الکترونیکی بیشتر مشهود است. هم‌چنین نتایج تحقیق مذکور حاکی از آن بود که پتانسیل وارداتی ایران در تجارت با ترکیه ۴/۷ میلیارد دلار و پتانسیل صادراتی ایران در تجارت با آن کشور ۱/۴ میلیارد دلار است.

Tayebi et al. (2010) تاثیر تشکیل یک پیمان تجاری منطقه‌ای شامل ایران و کشورهای خاورمیانه بر گسترش روابط تجاری و همگرایی درآمدی ایران را مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. بدین منظور از یک مدل جاذبه تجاری که در برگیرنده ویژگی‌های ساختار اقتصادی، سطوح روابط سیاسی و مراودات فرهنگی، دین، خط و زبان، شاخص توسعه انسانی، فاصله جغرافیایی و هم‌چنین عامل یکپارچگی کشورهای مورد نظر در قالب یک اتحادیه منطقه‌ای را فراهم می‌آورد، استفاده کردند. آمارهای دوازده کشور شریک تجاری ایران (امارات، اردن، بحرین، ترکیه، عربستان، کویت، عمان، سوریه، لبنان، مصر، قبرس و یمن) در دوره زمانی (۲۰۰۳-۱۹۹۳) جهت برآورد مدل مورد استفاده قرار گرفت که به وسیله روش داده‌های تابلویی برآورد گردید. نتایج تحقیق آنها نشان داد که یکپارچگی اقتصادی در بین کشورهای مذکور می‌تواند حجم جریان تجاری دو جانبه آنها را افزایش دهد، اما همگرایی درآمدی آنها را به دنبال ندارد.

Hosseini& Agheli Kohneh Shahri (2009) با استفاده از روش داده‌های تابلویی، کشش-های قیمتی و درآمدی تجارت دو جانبه ایران و اعضاء اکو را در دوره زمانی (۲۰۰۲-۱۹۹۸) مورد برآورد قرار دادند. نتایج برآورد آنها گویای آن بود که کشش درآمدی واردات ایران از کشور-های عضو اکو بیشتر از کشش درآمدی صادرات ایران به اعضاء اکو است؛ اما کشش قیمتی صادرات ایران به کشورهای عضو اکو بیشتر از قدر مطلق کشش قیمتی واردات ایران از اعضاء اکو می‌باشد.

Asgari (2011) پتانسیل تجاری ایران با کشورهای آذربایجان، ارمنستان، روسیه، ترکیه، ترکمنستان، گرجستان و قزاقستان را با استفاده از روش مقایسه‌ی بردارهای صادرات و واردات متقابل زوج کشورها در سال ۲۰۰۸ بررسی نمود. نتیجه تحقیق وی نشان داد که به استثناء ترکیه در تمام کشورها بیشتر از پتانسیل صادراتی استفاده شده است و امکان انعقاد موافقت‌نامه‌های جدید وجود ندارد. از نظر واردات نیز در بیشتر کشورهای مورد بررسی از حداکثر پتانسیل واردات

استفاده نشده و امکان انعقاد موافقت‌نامه‌های منطقه‌ای تجاری با این کشورها برای استفاده از این پتانسیل وجود دارد.

حجم تجارت دو جانبه ایران و ترکیه

در جدول زیر سهم صادرات و واردات دو جانبه ایران و ترکیه از کل تجارت خارجی ایران در دوره زمانی (۱۳۹۱-۱۳۸۱) ارایه می‌گردد.

جدول (۱): حجم تجارت دو جانبه ایران و ترکیه

سال	درصد ارزش صادرات ایران به ترکیه	جایگاه ترکیه در صادرات ایران به شرکای تجاری	درصد ارزش واردات ایران از ترکیه	جایگاه ترکیه در واردات ایران از شرکای تجاری
۱۳۸۱	۲/۲۳	۱۳	۱/۸۵	۱۵
۱۳۸۲	۱/۸۵	۱۵	۱/۹۵	۱۴
۱۳۸۳	۱/۸۷	۱۸	۲/۰۵	۱۵
۱۳۸۴	۱/۹۵	۱۵	۲/۲۱	۱۴
۱۳۸۵	۲/۵۱	۱۱	۲/۱۳	۱۲
۱۳۸۶	۳/۶۹	۶	۱/۸۴	۱۲
۱۳۸۷	۲/۸۹	۸	۲/۶۹	۱۰
۱۳۸۸	۲/۷۱	۶	۳/۶۶	۶
۱۳۸۹	۳/۹۷	۵	۶/۱۹	۵
۱۳۹۰	۴/۲۳	۴	۵/۳۶	۵
۱۳۹۱	۴/۵۳	۴	۸/۵۱	۳

ماخذ: سالنامه‌های آماری بازرگانی خارجی ایران

نحوه محاسبه ستون دوم به این صورت است که صادرات ایران به ترکیه بر کل صادرات ایران تقسیم می‌شود و به همیت ترتیب ستون چهارم نیز از نسبت واردات ایران از ترکیه به کل واردات ایران به دست می‌آید. با توجه به این دو ستون رتبه و جایگاه کشور ترکیه در بین شرکای تجاری کشور محاسبه می‌شود. با ملاحظه رتبه صادرات و واردات دو جانبه ایران و ترکیه در دهه اخیر می‌توان به این نکته پی برد که در سال‌های اخیر وزن و اهمیت کشور ترکیه در تجارت خارجی ایران پر رنگ‌تر شده است. به طوری که رتبه این کشور از نظر ارزش صادرات ایران به شرکای

تجاری از ۱۸ در سال ۱۳۸۳ به ۴ در سال ۱۳۹۰ بهبود یافته است. به همین ترتیب رتبه ترکیه از نظر ارزش واردات شرکای تجاری از ایران از ۱۵ در سال ۱۳۸۱ به ۳ در سال ۱۳۹۱ بهبود یافته است.

مبانی نظری تحقیق

در این مطالعه به منظور تصریح الگوی واردات دو جانبه ایران و ترکیه، از تابع واردات دو جانبه ارایه شده توسط مارکز[1] (۱۹۹۰) استفاده می‌گردد. براساس الگوی مارکز، تابع واردات دو جانبه کشور a از کشور b به صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$M^{a}{}_{t} = \beta_0 + \beta_1 GDP^{a}{}_{t} + \beta_2 WPI^{a}{}_{t} + \beta_3 PX^{b}{}_{t} + \beta_4 ER^{a}{}_{t} + U_t \qquad (۱)$$

که درآن :

$M^{a}{}_{t}$: واردات کشور a از کشور b

$GDP^{a}{}_{t}$: تولید ناخالص داخلی کشور a

$WPI^{a}{}_{t}$: شاخص قیمت عمده فروشی کشور a

$PX^{b}{}_{t}$: شاخص قیمت صادرات کشور b

$ER^{a}{}_{t}$: نرخ ارز

است.

علامت انتظاری ضرایب نیز به شرح زیر می‌باشد:

$\beta_1 = \frac{\partial M_t^{\,a}}{\partial GDP_t^{\,a}} \rangle 0$: این ارتباط مثبت بین واردات و تولید ناخالص داخلی ناشی از این واقعیت است که با افزایش درآمد ملی کشور داخلی، قدت خرید افراد جامعه افزایش خواهد یافت و نتیجه آن ایجاد تقاضای بیشتر برای کالاهای خارجی می‌باشد.

$\beta_2 = \frac{\partial M_t^{\,a}}{\partial WPI_t^{\,a}} \rangle 0$: افزایش سطح قیمت‌های داخلی به معنای گران‌تر شدن کالاهای داخلی در مقایسه با کالاهای خارجی است. لذا، افراد ترجیح می‌دهند به جای کالاهای گران داخلی از

1- Marquez

کالاهای نسبتاً ارزان خارجی استفاده نمایند.

$\beta_3 = \frac{\partial M_t^{\ a}}{\partial PX_t^{\ b}} \langle 0$: نتیجه افزایش شاخص قیمت صادرات طرف تجاری، گران‌تر شدن کالاهای خارجی در مقایسه با کالاهای داخلی است. بنابراین، تقاضای افراد برای کالاهای خارجی کاهش خواهد یافت.

$\beta_4 = \frac{\partial M_t^{\ a}}{\partial ER_t^{\ a}} \langle 0$: چنانچه نرخ ارز افزایش یابد افراد داخلی مجبور هستند در ازاء دریافت یک واحد پول خارجی واحدهای بیشتری از پول داخلی را بپردازند. لذا هزینه خرید کالاهای خارجی افزایش می‌یابد و بالطبع تقاضای کشور داخلی برای واردات کالاهای خارجی کاهش می‌یابد.

متقابلاً تصریح تابع واردات دو جانبه کشور b از کشور a نیز به صورت زیر می‌باشد:

$$M^{b}{}_t = \beta_0 + \beta_1 GDP^{b}{}_t + \beta_2 WPI^{b}{}_t + \beta_3 PX^{a}{}_t + \beta_4 ER^{b}{}_t + U_t \qquad (۲)$$

که درآن :

$M^{b}{}_t$: واردات کشور b از کشور a

$GDP^{b}{}_t$: تولید ناخالص داخلی کشور b

$WPI^{b}{}_t$: شاخص قیمت عمده فروشی کشور b

$PX^{a}{}_t$: شاخص قیمت صادرات کشور a

$ER^{b}{}_t$: نرخ ارز

است.

علامت انتظاری ضرایب نیز به صورت زیر می‌باشد:

$$\beta_1 = \frac{\partial M_t^{\ b}}{\partial GDP_t^{\ b}} \rangle 0 \quad ، \quad \beta_2 = \frac{\partial M_t^{\ b}}{\partial WPI_t^{\ b}} \rangle 0 \quad ، \quad \beta_3 = \frac{\partial M_t^{\ b}}{\partial PX_t^{\ a}} \langle 0 \quad ، \quad \beta_4 = \frac{\partial M_t^{\ b}}{\partial ER_t^{\ b}} \langle 0$$

۵. برآورد اقتصادسنجی الگو و تحلیل نتایج

۵-۱. برآورد تابع واردات دو جانبه ایران

همان گونه که در قسمت قبل و براساس الگوی مارکز ملاحظه گردید، واردات تابعی از تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت عمده فروشی، شاخص قیمت صادرات طرف تجاری و نرخ ارز بود. با توجه به اینکه ضرایب توابع لگاریتمی بیانگر درصد تغییرات و به عبارت دیگر مفهوم کشش

می‌باشد، لذا تابع واردات دو جانبه ایران به صورت لگاریتمی تصریح می‌گردد:

(۳)

$$LM_t = \beta_0 + \beta_1 LGDP_t + \beta_2 LWPI_t + \beta_3 LPXTU_t + \beta_4 LER_t + \beta_5 D68_t + \beta_6 D84 + U_t$$

که در آن :

LM_t: لگاریتم واردات ایران از ترکیه

$LGDP_t$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی ایران

$LWPI_t$: لگاریتم شاخص قیمت عمده فروشی ایران

$LPXTU_t$: لگاریتم شاخص قیمت صادرات ترکیه

LER_t : لگاریتم نرخ ارز (نرخ برابری ریال به دلار)

$D68$: متغیر مجازی برای شروع اصلاحات ساختاری در اقتصاد ایران

$D84$: متغیر مجازی برای افزایش قیمت نفت در بازارهای جهانی است.

منابع آماری متغیرهای تحقیق به شرح زیر است:

داده‌های مربوط به واردات ایران از ترکیه از سالنامه آماری بازرگانی خارجی ایران و سالنامه آماری مرکز آمار ایران جمع آوری شده است. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت عمده فروشی و نرخ ارز از منابع آماری بانک مرکزی (نماگرهای اقتصادی، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی و ...) گرد آوری شده است. آمار مربوط به شاخص قیمت صادرات ترکیه نیز از منابع آماری آنکتاد تهیه شده است. تمام متغیرها به قیمت ثابت ۱۳۷۶ می‌باشند. دوره زمانی تحقیق (۱۳۸۹-۱۳۶۰) و متغیرها به صورت سالانه است.

قبل از بر آورد مدل، پایایی و ناپایایی متغیرها بررسی می‌شود. جهت بررسی پایایی و ناپایایی متغیرها از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF) استفاده می‌گردد.

نتایج آزمون ریشه واحد روی سطح متغیرها در جدول زیر ارائه می‌شود.

1- Augmented Dicky - Fuller Unit Root Test

جدول (۲): آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته روی سطح متغیرها

متغیر	عرض از مبدا بدون روند		عرض از مبدا با روند	
	آماره آزمون	کمیت بحرانی	آماره آزمون	کمیت بحرانی
LM	-۰/۶۷۷۷	-۲/۹۷۰۶	-۲/۲۵۰۳	-۳/۵۷۹۶
LGdP	۰/۳۸۴۶	-۲/۹۷۰۶	-۳/۰۱۱۸	-۳/۵۷۹۶
LWPI	-۰/۹۸۹۵	-۲/۹۷۰۶	-۱/۵۲۴۳	-۳/۵۷۹۶
LPX	-۱/۷۰۹۸	-۲/۹۷۰۶	-۲/۳۳۴۳	-۳/۵۷۹۶
LER	-۲/۶۱۱۸	-۲/۹۷۰۶	-۰/۵۱۶۳	-۳/۵۷۹۶
LMTU	-۱/۶۳۳۲	-۲/۹۷۰۶	-۲/۷۹۷۷	-۳/۵۷۹۶
LGdPtu	-۰/۲۴۴۶	-۲/۹۷۰۶	-۲/۰۹۳۵	-۳/۵۷۹۶
LWPItu	-۱/۹۱۰۱	-۲/۹۷۰۶	۰/۰۲۹۵	-۳/۵۷۹۶
LPXtu	-۲/۵۹۶۱	-۲/۹۷۰۶	-۲/۴۱۴۳	-۳/۵۷۹۶
LERTU	-۲/۰۵۴۰	-۲/۹۷۰۶	۰/۴۵۱۳	-۳/۵۷۹۶

ماخذ: محاسبات تحقیق

با ملاحظه جدول فوق مشخص می‌شود که تمام متغیرهای الگو، ناپایا می‌باشند. بنابراین، ضروری است که آزمون ریشه واحد روی تفاضل مرتبه اول متغیرها انجام شود. جدول (۳) نتایج این آزمون را روی تفاضل مرتبه اول نشان می‌دهد.

جدول (۳): آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	عرض از مبدا بدون روند		عرض از مبدا با روند	
	آماره آزمون	کمیت بحرانی	آماره آزمون	کمیت بحرانی
DLM	-۵/۰۱۹۸	-۲/۹۷۵۰	-۵/۴۰۳۱	-۳/۵۸۶۷
dlgdp	-۳/۷۴۱۵	-۲/۹۷۵۰	-۴/۱۷۱۶	-۳/۵۸۶۷
dLWPI	-۳/۶۳۲۲	-۲/۹۷۵۰	-۳/۸۴۲۱	-۳/۵۸۶۷
DLPX	-۴/۸۴۸۰	-۲/۹۷۵۰	-۵/۷۴۸۰	-۳/۵۸۶۷
LERD	-۳/۱۵۹۶	-۲/۹۷۵۰	-۳/۶۰۱۶	-۳/۵۸۶۷
DLMTU	-۵/۴۹۰	-۲/۹۷۵۰	-۵/۳۹۴۱	-۳/۵۸۶۷
DLGdPtu	-۵/۴۷۷۴	-۲/۹۷۵۰	-۵/۳۷۲۲	-۳/۵۸۶۷
DLWPItu	-۲/۹۹۱۸	-۲/۹۷۵۰	-۳/۸۶۵۷	-۳/۵۸۶۷
DLPXtu	-۶/۴۵۲۳	-۲/۹۷۵۰	-۶/۶۶۷۴	-۳/۵۸۶۷
DLERTU	-۳/۵۲۱۳	-۲/۹۷۵۰	-۳/۹۵۰۱	-۳/۵۸۶۷

ماخذ: محاسبات تحقیق

همان گونه که ملاحظه می‌گردد نتایج آزمون نشان می‌دهد که متغیرهای ناپایا با یک بار تفاضل‌گیری پایا شدند. به عبارت دیگر متغیرهای مزبور جمعی[1] از مرتبه یک (۱) I می‌باشند.

ممکن است در مواردی سری زمانی مورد بحث دارای روند زمانی باشد و این روند دچار شکست ساختاری شده باشد. به همین دلیل وقتی مورد آزمون ریشه واحد قرار می‌گیرد ممکن است ناپایا جلوه کند، در صورتی که در واقعیت امر روند پایا بوده است. در چنین مواردی باید از آزمون شکست ساختاری پرون[2] استفاده کرد. به منظور بررسی این موضوع، نمودار زمانی متغیر-های تحقیق ترسیم گردید. با توجه به نمودارهای ترسیم شده که در قسمت پیوست ارایه شده است، تنها سری زمانی که به نظر می‌رسد دچار شکست ساختاری شده است واردات ایران از ترکیه می‌باشد که نوع شکست ساختاری نیز به صورت تغییر عرض از مبدا است. اکنون برای آزمون ریشه واحد پرون معادله زیر در چارچوب آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته مورد برآورد قرار می‌گیرد:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 D + \beta_2 DTB + \beta_3 T + \rho Y_{t-1} + \theta \Delta Y_{t-1} + U_t \qquad (۴)$$

که در آن:

Y_t: سری زمانی

D: متغیر مجازی است که برای سال‌های قبل از شکست ساختاری صفر و برای بقیه سال‌ها یک است

DTB : متغیر مجازی است که برای سال بعد از شکست ساختاری یک و برای بقیه سال‌ها صفر است. TB زمان شکست ساختاری می‌باشد.

T : روند زمانی

ΔY_t : تفاضل مرتبه اول سری زمانی است.

با توجه به نمودار ترسیم شده برای لگاریتم واردات دو جانبه ایران از ترکیه، ملاحظه می‌گردد که زمان شکست ساختاری سال ۱۳۸۰ می‌باشد. نتیجه آزمون ریشه واحد پرون که با روش OLS

1- Integrated
2- Perron

برآورد شده است به صورت زیر می‌باشد:

```
Dependent variable is LM

 28 observations used for estimation from 1362 to 1389

*******************************************************************************
***
 Regressor              Coefficient       Standard Error         T-
Ratio[Prob]
 C                          3.5020             1.5758
2.2224[.037]
 T                         .073134            .032466
2.2527[.035]
 D80                        .66956             .41528
1.6123[.121]
 DTB80                      .72352             .56080
1.2901[.210]
 LM(-1)                     .63505             .16140
3.9346[.001]
 DLM(-1)                   .045851             .16507
.27777[.784]
*******************************************************************************
***
 R-Squared                     .97006   R-Bar-Squared
.96326
 S.E. of Regression            .43312   F-stat.    F(  5,  22)
142.5728[.000]
 Mean of Dependent Variable   13.1928   S.D. of Dependent Variable
2.2596
 Residual Sum of Squares       4.1271   Equation Log-likelihood       -
12.9255
 Akaike Info. Criterion      -18.9255   Schwarz Bayesian Criterion    -
22.9221
 DW-statistic                  2.0746   Durbin's h-statistic          -
.37928[.704]
*******************************************************************************
***


                            Diagnostic Tests
*******************************************************************************
***
*    Test Statistics  *        LM Version        *         F Version
  *
*******************************************************************************
***
*                     *                          *
  *
* A:Serial Correlation*CHSQ(   1)=   .91547[.339]*F(   1,  21)=
.70981[.409]*
*                     *                          *
  *
* B:Functional Form   *CHSQ(   1)=   1.1546[.283]*F(   1,  21)=
.90317[.353]*
```

```
*                     *                          *
  *
* C:Normality         *CHSQ(   2)=  12.3296[.002]*       Not applicable
  *
*                     *                          *
  *
* D:Heteroscedasticity*CHSQ(   1)=   2.6218[.105]*F(   1,  26)=
2.6861[.113]*
*******************************************************************************
***
   A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation
   B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
   C:Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
   D:Based on the regression of squared residuals on squared fitted values
```

آنچه که در معادله برآورد شده فوق مهم است، ضریب مربوط به لگاریتم واردات دو جانبه با وقفه ایران از ترکیه می‌باشد. ملاحظه می‌شود که کمیت این ضریب برابر با ۰/۶۳۵۰۵ است که با مقدار یک فاصله دارد. به منظور انجام آزمون ریشه واحد، آماره τ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\tau = \frac{\hat{\rho} - \rho}{s_{\hat{\rho}}} = \frac{0.63505 - 1}{0.16140} = -2.26$$

کمیت‌های بحرانی مورد نیاز جهت انجام آزمون توسط پرون استخراج شده است که برای این تحقیق مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد برابر با ۳/۷۶- می‌باشد. از آنجایی که کمیت محاسبه شده بزرگتر از کمیت بحرانی است لذا فرض صفر که دلالت بر ریشه واحد سری زمانی داشت، پذیرفته می‌شود. نتیجه این آزمون موید آزمون ADF می‌باشد.

اکنون جهت برآورد الگوی تصریح شده تحقیق فوق از روش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی[1] (ARDL) استفاده می‌شود. حداکثر وقفه‌های مدل ۱ در نظر گرفته می‌شود و نرم افزار Microfit4 مدل (۱،۰،۰،۱،۰) ARDL را مطابق معیار شوارتز – بیزین به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب می‌کند. جدول (۴) مدل بر آورد شده مزبور را ارائه می‌کند.

مدل برآورد شده دارای R^2 بالا است که به معنای قدرت توضیح دهندگی بالای متغیرهای مستقل می‌باشد. هم‌چنین مدل برآوردی فروض کلاسیک مربوط به جمله اختلال (عدم خود همبستگی، واریانس همسانی، نرمال بودن جملات اختلال و فرم تابعی مناسب) را تامین می‌کند.

1- Auto Regressive Distributed Lags

علائم برآورد شده نیز مطابق انتظار تئوریک می‌باشد.

جدول (٤): الگوی ARDL پویای مربوط به LM

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
LM (-1)	۰/۳۲	۰/۲۰	۱/۵۷
LGDP	۴/۷۱	۱/۵۷	۲/۹۹
LWPI	۱/۵۰	۰/۶۰	۲/۴۹
LPXTU	-۰/۶۴	۰/۴۳	-۱/۴۸
LER	۰/۰۴	۱/۰۵	۰/۰۳
LER (-1)	-۱/۸۲	۰/۸۲	-۲/۲۱
C	-۳۸/۴۷	۱۸/۵۶	-۲/۰۴
D68	-۰/۹۵	۰/۴۱	-۲/۳۳
D84	-۰/۴۶	۰/۴۱	-۱/۱۲
D.W = ۲/۰۲۱	R^2= ۰/۹۷		$\overline{R}^2$ = ۰/۹۶

ماخذ: محاسبات تحقیق

قبل از آنکه ضرایب بلندمدت مدل برآورد گردد، لازم است آزمون هم‌جمعی انجام شود تا از وجود رابطه بلندمدت برای متغیرهای مدل اطمینان حاصل گردد. جهت انجام آزمون هم‌جمعی از روش هاشم پسران و شین استفاده می‌شود. نتایج آزمون نشان می‌دهد که F محاسبه شده آزمون هم‌جمعی **۳/۴۰** می‌باشد و بزرگتر از کمیت بحرانی ۳/۲۵ است که به معنای وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو می‌باشد. جدول زیر رابطه بلندمدت برآورد شده را نشان می‌دهد.

جدول (٥): بردار هم‌جمعی مربوط به LM

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
LGDP	۶/۹۴	۱/۹۷	۳/۵۲
LWPI	۲/۱۲	۱/۰۷	۲/۰۶
LPXTU	-۰/۹۴	۰/۷۵	-۱/۲۵
LER	-۲/۶۲	۱/۳۵	-۱/۹۴
C	-۵۶/۶۴	۲۲/۸۲	-۲/۴۸
D68	-۱/۴	۰/۵۶	-۲/۵۱
D84	-۰/۶۷	۰/۶۸	-۰/۹۹

ماخذ: محاسبات تحقیق

نتیجه برآورد الگو نشان می‌دهد که علائم ضرایب برآورده شده مطابق انتظار نظری می‌باشد. براساس جدول فوق ملاحظه می‌گردد که تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت عمده فروشی و نرخ ارز در سطح ۹۵٪ معنی‌دار می‌باشد. اما شاخص قیمت صادرات ترکیه تاثیر معنی‌داری بر واردات ایران ندارد. تفسیر ضرایب برآوردی نیز به این شرح است: چنان‌چه در بلندمدت تولید ناخالص داخلی ایران ۱ درصد افزایش یابد، واردات ایران از ترکیه ۶/۹۴ درصد افزایش خواهد یافت و اگر شاخص قیمت عمده فروشی ایران ۱ درصد افزایش یابد، واردات ایران از ترکیه ۲/۱۲ درصد افزایش می‌یابد. با افزایش ۱ درصدی شاخص قیمت صادرات ترکیه، واردات ایران از ترکیه ۰/۹۴ درصد کاهش خواهد یافت. هم‌چنین اگر نرخ ارز ریال به دلار ۱ درصد افزایش یابد، در این صورت واردات ایران از ترکیه به میزان ۲/۶۲ درصد کاهش خواهد یافت.

مرحله آخر روش ARDL، برآورد الگوی تصحیح خطا[1] (ECM) می‌باشد. الگوهای تصحیح خطا در کارهای تجربی کاربرد فوق العاده‌ای پیدا کرده‌اند. عمده‌ترین دلیل آن این است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. از آنجا که در این الگوها از تغییرات متغیرها استفاده می‌شود و ΔX_t و ΔY_t پایا هستند، متغیرهای الگو همگی I(0) خواهند بود. بنابراین می‌توان آن را بدون هراس از به دست آوردن یک رگرسیون کاذب به روش OLS تخمین زد. این الگوها هم‌چنین سرعت تعدیل انحرافات کوتاه‌مدت را مشخص می‌کنند. در روش ARDL با استفاده از نرم افزار Microfit می‌توان این الگو را برآورد نمود. جدول (۵) نتیجه تخمین معادله تصحیح خطای مدل مورد نظر (ECM) را نشان می‌دهد.

آنچه که در معادله (ECM) دارای اهمیت اساسی است ضریب (۱-) ecm می‌باشد. ضریب مزبور سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل را نشان می‌دهد. ضریب برآوردی (۱-) ecm در حدود ۰/۶۸- می‌باشد و به این معنا است که در هر دوره ۶۸ درصد از عدم تعادل‌های تقاضای واردات ایران از ترکیه برطرف می‌شود.

۵-۲. برآورد تابع واردات دو جانبه ترکیه

براساس الگوی مارکز و ملاحظه مفهوم کشش، تابع واردات دو جانبه لگاریتمی ترکیه به

1- Error Correction Model

صورت زیر تصریح می‌گردد:

(۵)

$$LMTU_t = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 LGDPTU_t + \beta_3 LWPITU_t + \beta_4 LPX_t + \beta_5 LERTU_t + U_t$$

که در آن :

جدول(٦): الگوی تصحیح خطای مربوط به LM

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
dLGDP	۴/۷۱	۱/۵۷	۲/۹۹
dLWPI	۱/۵۰	۰/۶۰	۲/۴۹
dLPXTU	-۰/۶۴	۰/۴۳	-۱/۴۸
dLER	۰/۰۴	۱/۰۵	۰/۰۳
dC	-۳۸/۴۷	۱۸/۵۶	-۲/۰۴
dD68	-۰/۹۵	۰/۴۱	-۲/۳۳
dD84	-۰/۴۵	۰/۴۱	-۱/۱۲
ecm (-1)	-۰/۶۸	۰/۲۰	-۳/۳۳
D.W = ۲/۲۱		R^2 = ۰/۵۹	$\overline{R}^2$ =۰/۴۲۵۹

ماخذ: محاسبات تحقیق

$LMTU_t$: لگاریتم واردات ترکیه از ایران

$LGDPTU_t$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی ترکیه

$LWPITU_t$: لگاریتم شاخص قیمت عمده فروشی ترکیه

LPX_t : لگاریتم شاخص قیمت صادرات ایران

$LERTU_t$: لگاریتم نرخ ارز (نرخ برابری لیره به دلار)

است.

متغیرهای تحقیق نیز از منابع آماری زیر تهیه شده است:

داده‌های مربوط به واردات ترکیه از ایران از سالنامه آماری بازرگانی خارجی ایران و سالنامه-های آماری جمع آوری شده است. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی ترکیه و نرخ ارز لیره به دلار از منابع آماری آنکتاد گردآوری شده است. آمار مربوط به شاخص قیمت عمده فروشی

ترکیه نیز از منابع آماری بانک مرکزی ترکیه تهیه شده است.

در این مرحله به منظور برآورد الگوی مذکور از روش ARDL استفاده می‌شود. حداکثر وقفه-های مدل ۳ در نظر گرفته می‌شود و نرم افزار Microfit4 مدل (۳،۰،۲،۰،۰) ARDL را مطابق معیار شوارتز – بیزین به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب می‌کند. جدول (۷) مدل برآورد شده مزبور را ارائه می‌کند.

جدول (۷): الگوی ARDL پویای مربوط به LMTU

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
LGDPTU	۱/۳۸	۰/۸۶	۱/۶۰
LWPITU	۵/۴۲	۰/۹۳	۵/۸۲
LWPITU(-1)	-۱/۵۷	۱/۰۵	-۱/۴۹
LWPITU(-2)	-۱/۸۱	۰/۶۹	-۲/۶۱
LPX	-۰/۶۵	۰/۵۴	-۱/۱۹
LPX(-1)	۰/۱۴	۰/۸۶	۰/۱۷
LPX(-2)	-۴/۲۴	۰/۸۵	-۴/۹۷
LPX(-3)	۳/۱۳	۰/۵۹	۵/۳۳
LERTU	-۱/۴۹	۰/۸۱	-۱/۸۳
C	-۴۱/۲۰	۱۲/۲۴	-۳/۳۶
T	۰/۴۷	۰/۱۳	۳/۶۴
D.W = ۲/۷۲	R^2 = ۰/۹۹		$\overline{R}^2$ =۰/۹۸

ماخذ: محاسبات تحقیق

مدل برآورد شده دارای R^2 بالا است که به معنای قدرت توضیح دهندگی بالای متغیرهای مستقل می‌باشد. هم‌چنین مدل برآوردی فروض کلاسیک مربوط به جمله اختلال (عدم خود همبستگی، واریانس همسانی، نرمال بودن جملات اختلال و فرم تابعی مناسب) را تامین می‌کند. علائم برآورد شده نیز مطابق انتظار تئوریک می‌باشد.

جهت حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت برای متغیرهای مدل، آزمون هم‌جمعی هاشم پسران و شین انجام می‌شود. نتایج آزمون نشان می‌دهد که F محاسبه شده آزمون هم‌جمعی ۶/۸۲ می‌باشد و بزرگتر از کمیت بحرانی ۴/۶۷۲۵ است و به معنای وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای

الگو می‌باشد. جدول زیر رابطه بلندمدت بر آورد شده را نشان می‌دهد.

جدول (۸): بردار هم‌جمعی مربوط بهLMTU

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
LGDPTU	۱/۳۸	۰/۸۶	۱/۶۰
LWPITU	۲/۰۳	۰/۹۳	۲/۱۷
LPX	-۱/۶۲	۰/۵۴	-۳/۰۱
LERTU	-۱/۴۹	۰/۸۱	-۱/۸۳
C	-۴۱/۲۰	۱۲/۲۴	-۳/۳۶
T	۰/۴۷	۰/۱۳	۳/۶۴

ماخذ: محاسبات تحقیق

نتیجه برآورد الگو نشان می‌دهد که علائم ضرایب برآورده شده مطابق انتظار نظری می‌باشد. براساس جدول فوق ملاحظه می‌گردد که شاخص قیمت عمده فروشی ترکیه و شاخص قیمت صادرات ایران در سطح ۹۵٪ و تولید ناخالص داخلی ترکیه و نرخ ارز لیره به دلار در سطح ۹۰٪ معنی‌دار می‌باشد (البته معنی‌داری تولید ناخالص داخلی ترکیه در تقریباً در سطح ۸۵٪ است). تفسیر ضرایب برآوردی نیز به این شرح است: چنانچه در بلندمدت تولید ناخالص داخلی ترکیه ۱ درصد افزایش یابد، واردات ترکیه از ایران ۱/۳۸ درصد افزایش خواهد یافت و اگر شاخص قیمت عمده فروشی ترکیه ۱ درصد افزایش یابد واردات ترکیه از ایران ۲/۰۳ درصد افزایش می‌یابد. با افزایش ۱ درصدی شاخص قیمت صادرات ایران، واردات ترکیه از ایران ۱/۶۲ درصد کاهش خواهد یافت. هم‌چنین اگر نرخ ارز لیره به دلار ۱ درصد افزایش یابد، در این صورت واردات ترکیه از ایران به میزان ۱/۴۹ درصد کاهش خواهد یافت.

در مرحله پایانی، الگوی تصحیح خطا (ECM) برآورد می‌گردد. جدول (۹) معادله تصحیح خطای برآورد شده را ارایه می‌کند.

همان گونه که قبلاً بیان شد ضریب (۱-) ecm سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل را نشان می‌دهد. به دلیل این که ضریب برآوردی (۱-) ecm در حدود ۰/۸۸- می‌باشد، بنابراین در هر دوره ۸۸ درصد از عدم تعادل‌های تقاضای واردات ترکیه از ایران برطرف می‌شود.

جدول (۹): الگوی تصحیح خطای مربوط به LMTU

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
dLGDPTU	۱/۳۸	۰/۸۶	۱/۶۰
dLWPITU	۵/۴۲	۰/۹۳	۵/۸۲
dLWPITU1	۱/۸۱	۰/۶۹	۲/۶۱
dLPX	−۰/۶۵	۰/۵۴	−۱/۱۹
dLPX1	۱/۱۱	۰/۵۳	۲/۰۸
dLPX2	−۳/۱۳	۰/۵۹	−۵/۳۳
dLERTU	−۱/۴۹	۰/۸۱	−۱/۸۳
dC	−۴۱/۱۹	۱۲/۴۷	−۳/۳۶
dT	۰/۴۷	۰/۱۳	۳/۶۴
ecm (-1)	−۰/۸۸	۰/۳۰	−۲/۹۳
D.W = ۲/۷۲		R^2 = ۰/۸۷	$\overline{R}^2$ =۰/۸۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

٦. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در ادبیات اقتصادی به ویژه اقتصاد بین‌الملل، جریان تجارت دو جانبه و الگوسازی آن از اهمیت خاصی برخوردار است. هدف پژوهش اخیر الگوسازی جریان تجارت دو جانبه ایران و ترکیه بود. برای این منظور الگوی واردات دو جانبه مارکز با استفاده ازروش خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و در دوره زمانی (۱۳۸۹-۱۳۶۰) مورد برآورد قرار گرفت.

جهت تخمین تابع واردات دو جانبه ایران، حداکثر وقفه‌های مدل ۱ در نظر گرفته شد و نرم افزار Microfit4 مدل ARDL (۱،۰،۰،۱،۰) را به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب کرد. بردار هم‌جمعی برآورده شده حاکی از تاثیر مثبت معنی‌دار تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت عمده فروشی و تاثیر منفی معنی‌دار نرخ ارز، بر واردات ایران بود. اما شاخص قیمت صادرات ترکیه هر چند تاثیر منفی بر واردات ایران داشت اما ضریب برآورد شده از لحاظ آماری معنی‌دار نبود. به منظور برآورد تابع واردات دو جانبه ترکیه نیز، حداکثر وقفه‌های الگو ۳ در نظر گرفته شد و مدل ARDL (۰،۰،۲،۰،۳) به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب گردید. بردار هم‌جمعی برآورده شده حاکی از تاثیر مثبت معنی‌دار تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت عمده فروشی و تاثیر منفی معنی‌دار نرخ ارز و شاخص قیمت صادرات ایران، بر واردات ترکیه بود.

سیاست‌گذاران اقتصادی، به ویژه وزارت صنعت و تجارت و وزارت اقتصاد و دارایی، استفاده-کنندگان نتایج این تحقیق خواهند بود. آنها می‌توانند برای تدوین سیاست‌های تجاری مناسب جهت اثرگذاری بهتر بر جریان تجارت خارجی ایران با ترکیه، از نتایج این تحقیق استفاده نمایند. به دلیل نقش اساسی تجارت خارجی در رشد اقتصادی کشورها، می‌توان آثار نوسانات نرخ ارز و قیمت‌های نسبی داخلی و خارجی بر واردات دو جانبه را تعیین نمود. براساس نتایج تحقیق اخیر می‌توان توصیه‌های سیاستی زیر را ارایه نمود:

با توجه به تأثیرگذاری معنی‌دار نرخ ارز بر واردات دو جانبه ایران، لازم است سیاست‌های ارزی مناسبی اتخاذ شود؛ زیرا بی‌ثباتی نرخ ارز می‌تواند موجب نوسانات شدید واردات کشور خواهد شد.

براساس بردار هم‌جمعی برآورد شده برای واردات دو جانبه ترکیه از ایران، ملاحظه گردید که شاخص قیمت صادرات ایران به صورت منفی معنی‌داری بر واردات ترکیه تاثیرگذار است. از آنجا که سهم زیادی از صادرات کشور متعلق به درآمدهای ناشی از صدور نفت و گاز بوده و قیمت آن تأثیرپذیری بسیار ناچیزی از سیاست‌های اقتصادی ایران دارد لازم است که تلاش جدی در مورد صادرات غیر نفتی کشور صورت پذیرد. لذا مقامات اقتصادی کشور باید زمینه‌های افزایش رقابت-پذیری صادرات غیر نفتی در بازارهای هدف از جمله ترکیه را فراهم نمایند.

References

[1] Appleyard, Dennis, R. and Field, J. R. Alfred, J. (2001). International Economics. Mc Graw- Hill.

[2] Asghari, Heshmat Alah. (2010). The Analysis of Trade Potentiality between Iran and Selected Countries with Consideration of Regional Trade Agreements (RTAS). Economic Research Review, 10(2 (37)):71-93.

[3] Bagwell, Kyle and Staiger, Robert W.(2004). Multilateral Trade Negotiations, Bilateral Opportunism and the Rule of GATT/WTO. Journal of International Economics, 63:1-29.

[4] Baltagi, Badi H., Egger, Peter and Pfaffermayr, Michael. (2003). A Generalized Design for Bilateral Trade Flow Models. Economic Letters, 80: 391-397.

[5] Beck, Martin and Peter, Winker. (2004).Modeling Spillovers and Feedback of International Trade in a Disequilibrium Framework. Economic Modeling, 21: 445–470.

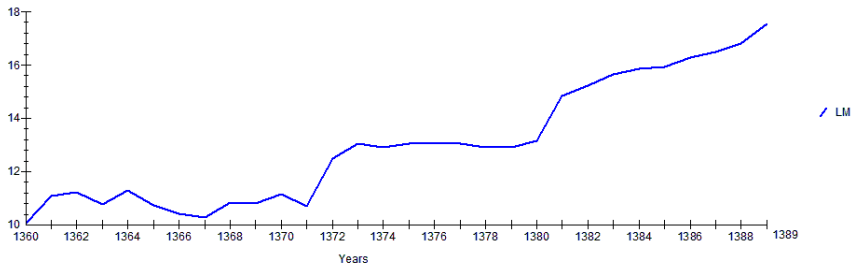
[6] Central Bank of The Islamic Republic of Iran's Statistics and Publications.

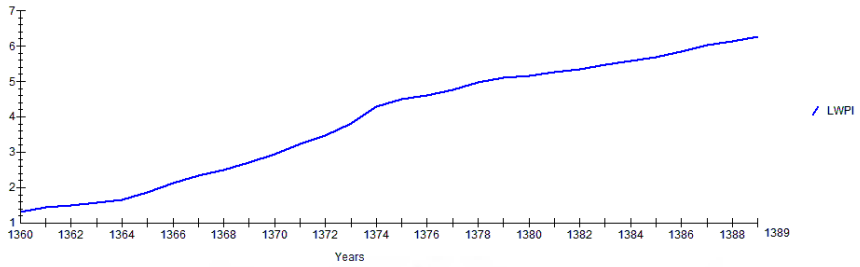
[7] Clark , Ximena; Dollar , David and Micco, Etlejandro. (2004) . Port Efficiency, Maritime Transport Costs and Bilateral Trade. Journal of Development

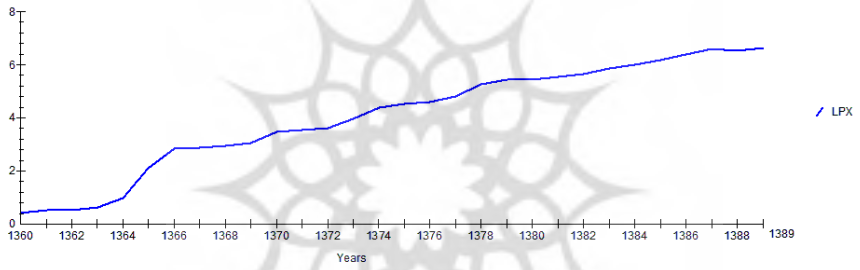
Economics, 75:417-450.
[8] Egger, Peter. (2008). De Facto Exchange Rate Arrangement Tightness and Bilateral Trade Flows. Economic Letters, 99: 228-232.
[9] Hosseini, Mir Abde Alah and Agheli Kohneh Shahri Lotf Ali. (2009). Estimating the Price and Income Elasticities of Mutual Trade among Iran and ECO by Using Panel Data. Economic Research Review, 9(2 (33)): 247-266.
[10] Iran Statistical Yearbook (1981-2010).
[11] Jhonston, Jack & Dinardo, John. (1997). Econometric Analysis. Prentice Hall, Fourth Edition.
[12] Marquez, J. (1990). Bilateral Trade Elasticities. The Review of Economics and Statistics, February, pp.70-77.
[13] Mehrabi, Leyla.(2007). A Survey on the Effects of Preferential Trade Agreement (PTA) among Iran and Central Asia Countries. Iranian Journal of Trade Studies, 11(44): 101-129.
[14] Neumayer, Eric. (2011). On the Detrimental Impact of Visa Restrictions on Bilateral Trade and Foreign Direct Investment. Applied Geography, 31: 901-907.
[15] Pourmoghim, Sayyed Javad. (2003). International Economics(1). Tehran: SAMT Publications.
[16] Sagheb, Hasan and Norouzi, Bita. (2009). A Survey on the Trade Co-operations between Iran and Turkey in Order to Conclusion a Preferential Bilateral Trade Agreement. Economic Research Review, 32:97-117.
[17] Tayebi, Sayyed Komail, Vaez Barzani, Mohammad and Akbari Dehbaghi, Simin. (2009). Development of Trade Flows and its Affect on Income Integration between Iran and Middle East Countries. Economic Research Review, 32:147-166.
[18] The Islamic Republic of Iran Customs Administration's Statistics and Publications.
[19] Wilhite M, Etllen. (2001). Bilateral Trade and Small World Networks. Computational Economics, 18:49-64.
[20] Wu, Yanrui and Zhou, Zhanyyue . (2006). Changing Bilateral Trade between China and India . Journal of Asian Economics, 17: 509-518.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

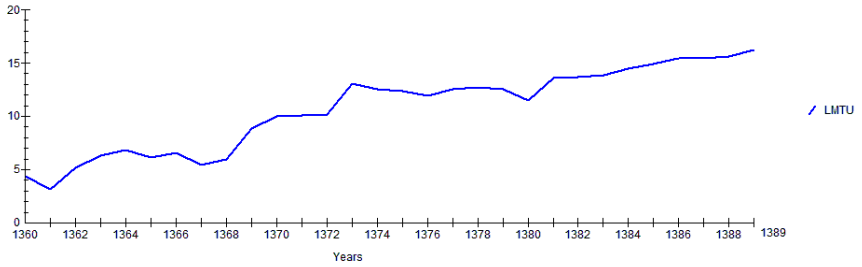
پیوست: نمودار زمانی متغیرها

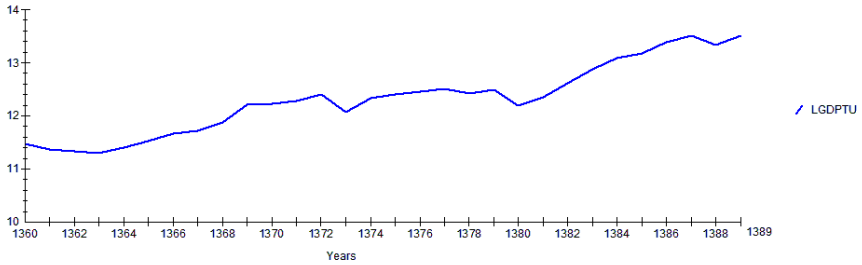


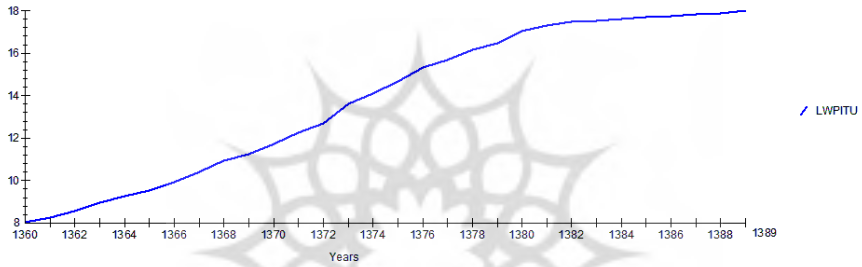


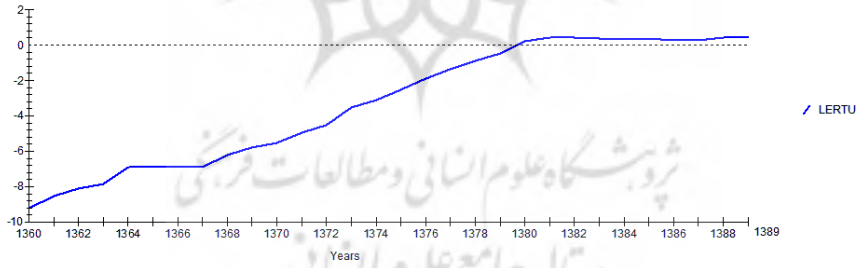


پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی









پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی