Archive of SID

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره سوم، تابستان ۱۳۹۰

الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی و اثر آن بر واردات کالاهای واسطه‌ای- سرمایه‌ای ایران

صمد عزیزنژاد*، دکتر فتحا... تاری**،دکتر سیدمحمدرضا سیدنورانی***

دریافت: ۱۳۸۹/۱۱/٤ پذیرش: ۱۳۹۰/٤/٥

چکیده

واردات تحت تأثیر عوامل مختلفی است که شناخت و بررسی آن‌ها ضرورتی انکارناپذیر است. الحاق به سازمان تجارت جهانی می‌تواند از طریق سازوکارهایی از قبیل کاهش نرخ تعرفه، افزایش حجم ادغام در تجارت بین‌الملل و قیمت‌های نسبی (قیمت‌های داخلی و خارجی) تقاضای واردات را تحت تأثیر قرار دهد. در این راستا و با توجه به بالا بودن سهم کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای در کل واردات کشور، این مقاله اثرهای الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی را بر واردات کالاهای مذکور، با استفاده از روش خود توضیح برداری و با استفاده از داده‌های دورهٔ ۱۳۸۷ــ ۱۳۵۰مورد آزمون و ارزیابی قرار داده‌است. نتایج حاصل از بررسی‌ها نشان می‌دهد تابع بلندمدت واردات این دسته از کالاها، حساسیت بالایی نسبت به سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در اقتصاد بین‌الملل و حساسیت کمی نسبت به نرخ تعرفه و قیمت‌های نسبی در طول دورهٔ مورد بررسی داشته است. در این راستا نتایج دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت الگو همدیگر را تأیید می‌کنند.

بررسی اثرات شوک‌ها و آنالیز واریانس نیز نشان می‌دهد اثرات شوک‌های وارده به تقاضای واردات مورد بررسی طی ۳ سال به سمت صفر میل می‌کند و تغییرات تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای سرمایه‌ای بیشترین اثر را از ادغام در تجارت بین‌الملل می‌پذیرد.

کلمات کلیدی:جهانی شدن؛ سازمان تجارت جهانی؛ تجارت بین‌الملل؛ هم جمعی اقتصادی؛ نرخ تعرفه

طبقه‌بندی JEL: F13;F14;F15.

---

* نویسنده مسؤول. دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه مفید و پژوهشگر ارشد مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی
Email: aziznejad.samad@gmail.com

** دانشیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی Email: tari@atu.ac.ir

*** دانشیار اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی Email: nourani@atu.ac.ir

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

آخرین دور مذاکرات گات[1] که به دور اروگوئه مشهور است، از طولانی‌ترین و پرمجادله‌ترین مذاکرات بوده است. زیرا در این مذاکرات، توجه ویژه‌ای به تجارت محصولات کشاورزی، نساجی، خدمات فنی و مهندسی و مالکیت معنوی ـ که در دورهای قبلی مطرح شده بود ـ معطوف شد. با توجه به این‌که تا آن زمان هماهنگی نزدیکی میان کشورهای عضو، به لحاظ حمایت‌ها و دخالت شدیدی که از سوی دولت‌ها مطرح بوده وجود نداشت، به نظم درآوردن این رویه‌های بسیار متفاوت، تا حصول توافق‌های نهایی در دور اروگوئه، دشوار بود. گذشته از حصول توافق‌های مهم در زمینه‌های یاد شده، تصمیم مهم‌تری درباره تشکیلات سازمانی توافقنامه تعرفه و تجارت گات اتخاذ شد که به تأسیس سازمان تجارت جهانی[2] انجامید. سازمان جهانی تجارت، سازمانی دائمی، پرقدرت، دارای سرعت و قدرت عمل بالا و ضمانت اجرایی لازم برای تصمیمات و تعهدات مورد توافق است. این سازمان از ابتدای سال ۱۹۹۵ میلادی یعنی همان دوره‌ای که شعار جهانی سازی اقتصاد بر سر زبان‌ها افتاده بود، شروع به‌کار کرد.

هدف اصلی سازمان تجارت جهانی، همگرایی بیشتر اقتصادی و جهانی شدن آن است. از طرفی نیز جهانی شدن اقتصاد، مسأله‌های پیچیده و دارای ابعاد مختلف است. بیشتر اقتصاددانان، رشد تجارت وسرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ایجاد شرکت‌های چند ملیتی را از مشخصه‌های اصلی جهانی شدن می‌دانند. از مشخصه‌های دیگر جهانی شدن، آزادسازی تجاری و کاهش حمایت‌گرایی یا حذف تعرفه‌ها است که این مسأله هم در زمینه صادرات و هم در زمینه واردات برای گروه‌های مختلف از جمله گروه کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای قابل بررسی است. برای مثال کشورهای در حال توسعه، بخشی از

1- General Agreement on Tariff and Trade (GATT)
2- Word Trade Organization (WTO)

www.SID.ir

Archive of SID

درآمدهای خود را صرف حمایت و پرداخت یارانه به کالاهای صادراتی می‌کنند. این اقدام، موجب غیرواقعی شدن قیمت‌های نسبی رابطه مبادله[1] و از بین رفتن رقابت واقعی بین کالاهای صادراتی شده است. لذا در روند جهانی شدن میدان رقابت از سطح منطقه به سطح جهان گسترش می‌یابد و در این روند کشورهایی موفق‌تر هستند که قدرت رقابت بالاتری از بعد تجارت بین‌الملل، صادرات و واردات داشته باشند (آذربایجانی، ۱۳۸۱).

در این مقاله، با وارد کردن شاخص‌های جهانی شدن در تابع تقاضای واردات، تأثیر اثرات الحاق ایران به WTO بر واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای بررسی شده است. کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در این تحقیق شامل گروه صنایع نساجی، صنایع پوست و چرم و دباغی، صنایع تولیدات فلزات اساسی و ذوب فلزات آهن و فولاد و ماشین‌آلات حمل و نقلاست. این طبقه‌بندی براساس کدهای چهار رقمی[2] صورت گرفته و دلیل انتخاب آن است که عمده واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای مربوط به گروه‌های مذکور می‌باشد و سایر کالاها سهم ناچیزی دارند.[3]

ادامهٔ مقاله به‌صورت زیر سازماندهی می‌شود. بخش دوم به پیشینه پژوهش می‌پردازد. در بخش سوم مبانی نظری تحقیق ارایه می‌شود. بخش چهارم نتایج تجربی را بررسی می‌کند و در نهایت در بخش پنجم نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی ارایه می‌شود.

تحلیل روند واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در ایران[4]

کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای، کالاهایی هستند که ضمن سرمایه‌ای[5] بودن در تولید سایر کالاها به‌کار گرفته می‌شوند (وزارت بازرگانی، قوانین صادرات و واردات، ۱۳۸۶). در

1- Terms of Trade

2- International Standards Industrial Classification (ISIC)

۳-براساس آمار ترازنامه و گزارش اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و هم‌چنین آمار گمرک جمهوری اسلامی ایران در سال‌های مختلف، سهم کالاهای واسطه‌ای – سرمایه‌ای از کل واردات همواره بیش از ۸۰ درصد بوده‌است.

4- http://tsd. cbi. ir/intTSD/Display/Display. aspx

5-Capital

www.SID.ir

 Archive of SID

جدول۱روندواردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای طی سال‌های[1] ۱۳۸۸-۱۳۵۰ بررسی شده است. همان‌گونه که از جدول ملاحظه می‌شود، واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای از حدود ۱۵۹۳ میلیون دلار در سال ۱۳۵۰ به ۴۶۵۵ دلار در سال ۱۳۵۳ افزایش یافته و طی این دوره حدود ۱۹۲ درصد رشد داشته است. به نظر می‌رسد دلیل چنین رشدی افزایش قیمت نفت (تکانهٔ نفتی سال ۱۳۵۳) باشد. روند رشد واردات این کالاها با نوساناتی تا سال ۱۳۵۶ ادامه داشته که نشان‌دهندهٔ نرخ رشدی معادل ۲۲/۶ درصدی است. با شروع جنگ تحمیلی حجم واردات این دسته از کالاها از متوسط رشد سالانه معادل ۲۱ درصد برخوردار بوده که بیانگر تأثیرکاهش صدور نفت بر واردات این دسته ازکالاها است. پس از خاتمه جنگ تحمیلی و هم‌زمان با افزایش بدهی‌های خارجی دولت در اثر اجرای سیاست‌های تعدیل، ارزش واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در سال ۱۳۷۰ افزایش چشمگیری یافت. سپس واردات کالاهای مذکور در سال‌های بعد روند کاهشی داشته و در سال پایانی برنامه سوم (۱۳۸۳) به ۲۸۸۹۸ میلیون دلار افزایش یافته است. هم‌چنین واردات این قلم کالاها در سال ۱۳۸۴ نسبت به سال ۱۳۸۳ از رشدی معادل ۱۱/۷ درصد برخوردار بوده ولی در سال ۱۳۸۵ نسبت به سال ۱۳۸۴ به‌میزان ۶/ ۱۰ درصد رشد داشته است. دلیل چنین نوسانی بین سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۵ را می‌توان به کاهش واردات کالاهای سرمایه‌ای در سال ۱۳۸۴ نسبت به سال ۱۳۸۳ و هم‌چنین افزایش هر دو قلم کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای در سال ۱۳۸۵ نسبت به سال ۱۳۸۴ نسبت داد. البته نکته قابل توجه در واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای این است که سهم عمده کل واردات به کالاهای واسطه‌ای اختصاص دارد. برای مثال در سال‌های ۱۳۸۵، ۱۳۸۶، ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ کالاهای واسطه‌ای به ترتیب ۶۸، ۷۱، ۷۱ و ۷۰ درصد و کالاهای سرمایه‌ای به ترتیب ۱۸، ۱۶، ۱۷ و ۱۶ درصد از

۱- به‌دلیل عدم دسترسی به اطلاعات مالیات بر واردات در سال‌های قبل از سال ۱۳۵۰، دوره مطالعه ۱۳۸۸-۱۳۵۰ در نظر گرفته شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

کل واردات کشور را به خود اختصاص داده‌اند (جدول ۱).

جدول۱. واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در ایران (میلیون دلار)

سال	کالاهای واسطه‌ای	سهم کالاهای واسطه‌ای از کل واردات (درصد)	کالاهای سرمایه‌ای	سهم کالاهای سرمایه‌ای از کل واردات (درصد)	مجموع کالاهای واسطه‌ای- سرمایه‌ای	نرخ رشد (درصد)
۱۳۵۰	۱۱۱۰/۹	۵۳/۹	۴۸۲/۹	۲۳/۴	۱۵۹۳	۲۸/۹
۱۳۵۱	۱۲۶۶	۴۹/۲	۶۴۲	۲۵	۱۹۰۸	۱۹/۷
۱۳۵۲	۱۹۱۲	۵۱/۲	۹۰۶	۲۴/۲	۲۸۱۸	۴۷/۷
۱۳۵۳	۳۲۲۴	۵۰/۳	۱۳۳۱	۲۰/۱	۴۶۵۵	۶۵/۲
۱۳۵۴	۴۳۳۷	۳۷/۱	۳۴۸۹	۲۹/۸	۷۸۲۶	۶۸/۱
۱۳۵۵	۴۷۷۳	۳۷/۴	۳۸۰۳	۳۰	۸۵۷۶	۹/۶
۱۳۵۶	۵۶۷۹	۳۸/۸	۴۰۱۹	۲۷/۵	۹۶۹۸	۱۳/۱
۱۳۵۷	۳۹۱۹	۳۷/۸	۸/۲۹۰	۲۸	۶۸۲۷	-۲۹/۶
۱۳۵۸	۳۸۷۲	۳۹/۹	۱۸۳۵	۱۸/۹	۵۷۰۷	-۱۶/۴
۱۳۵۹	۴۵۸۰	۴۲/۳	۱۷۳۸	۱۶	۶۳۱۸	۱۰/۷
۱۳۶۰	۶۱۸۹	۴۵/۸	۲۱۴۹	۱۵/۹	۸۳۳۸	۳۲
۱۳۶۱	۵۳۲۱	۴۴/۹	۲۳۰۸	۱۹/۵	۷۶۲۹	-۸/۵
۱۳۶۲	۸۴۱۹	۴۶/۵	۴۳۵۲	۲۴	۱۲۷۷۱	۶۷/۴
۱۳۶۳	۶۰۶۵	۴۱/۸	۳۸۶۷	۲۶/۷	۹۹۳۲	-۲۲/۲
۱۳۶۴	۵۵۷۰	۴۸/۸	۲۴۲۱	۲۱/۲	۷۹۹۱	-۱۹/۵
۱۳۶۵	۴۰۱۷	۴۲/۹	۲۱۹۹	۲۳/۵	۶۲۱۶	-۲۲/۲
۱۳۶۶	۴۱۶۱	۴۴/۴	۲۲۰۹	۲۳/۶	۶۳۷۰	۲/۵
۱۳۶۷	۳۴۹۲	۴۲/۷	۱۸۶۹	۲۲/۹	۵۳۶۱	-۱۵/۸
۱۳۶۸	۵۸۵۹	۴۵/۷	۲۹۱۵	۲۲/۸	۸۷۷۴	۶۳/۷
۱۳۶۹	۹۵۷۴	۵۱/۱	۴۳۶۳	۲۳/۳	۱۳۹۳۷	۵۸/۸
۱۳۷۰	۱۲۰۴۹	۴۰/۶	۹۹۱۱	۳۳/۴	۲۱۹۶۰	۵۷/۶
۱۳۷۱	۱۳۵۵۵/۱	۴۵/۴	۸۲۱۲	۲۷/۵	۲۱۷۶۷	-۱
۱۳۷۲	۱۵۲۴۹/۵	۷۶/۱	۵۰۸۵	۲۵/۴	۲۰۳۳۴/۵	-۶ /۶
۱۳۷۳	۱۲۴۳۲/۴	۷۵/۴	۲۷۷۱	۲۳/۵	۱۵۲۰۳/۴	-۲۵/۲
۱۳۷۴	۱۰۳۰۵/۶	۸۳/۷	۱۸۶۰	۱۵/۱	۱۲۱۶۵/۶	-۲۰
۱۳۷۵	۷۷۷۹	۵۱/۵	۳۸۰۷	۲۵/۲	۱۱۵۸۶	-۴/۸

www.SID.ir

Archive of SID

۱۳۷۶	۶۵۴۲	۴۶/۱	۴۶۶۱	۳۲/۸	۱۱۲۰۳	-۳/۳
۱۳۷۷	۶۳۱۱	۴۴	۶۰۰۱	۴۲	۱۲۳۱۲	۹/۹
۱۳۷۸	۶۲۰۶	۴۹	۴۵۲۰	۳۶	۱۰۷۲۶	-۱۲/۸
۱۳۷۹	۷۴۰۱	۵۲	۴۸۴۵	۳۴	۱۲۲۴۶	۱۴/۲
۱۳۸۰	۸۲۲۸	۴۵	۷۱۲۷	۳۹	۱۵۳۵۵	۲۵/۴
۱۳۸۱	۹۷۶۵	۴۴	۹۶۶۷	۴۳	۱۹۴۳۲	۲۶/۶
۱۳۸۲	۱۲۱۶۵	۴۶	۱۱۲۴۸	۴۲	۲۳۴۱۳	۲۰/۵
۱۳۸۳	۱۶۷۵۵	۴۷	۱۲۱۴۳	۳۴	۲۸۸۹۸	۲۳/۴
۱۳۸۴	۲۳۴۸۵	۶۰	۸۷۸۵	۲۲	۳۲۲۷۰	۱۱/۷
۱۳۸۵	۲۸۳۰۸	۶۸	۷۳۸۲	۱۸	۳۵۶۹۰	۱۰/۶
۱۳۸۶	۳۴۲۶۹	۷۱	۷۹۵۹	۱۶	۴۲۲۲۸	۱۸/۳
۱۳۸۷	۳۹۷۹۰	۷۱	۹۷۳۴	۱۷	۴۹۵۲۴	۱۷/۳
۱۳۸۸	۳۸۶۳۲/۳	۷۰	۸۸۳۰/۲	۱۶	۴۷۴۶۵/۲	-۴/۲

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

هم‌چنین نرخ مؤثر حقوق ورودی (نرخ تعرفه) که از نسبت ارزش مالیات بر واردات به ارزش کل واردات به‌دست می‌آید نیز بر اساس آمار ارایه شده در جدول ۲ روندی متغیر داشته است. به‌طوری که نرخ مذکور از ۲۳/۸درصد در سال ۱۳۵۰ به ۱۴/۱درصد در سال ۱۳۵۳ کاهش یافته است. سپس این نرخ در سال ۱۳۵۸ معادل ۷/۴ درصد و در سال ۱۳۶۳ معادل ۴/۱ درصد بوده است. در سال ۱۳۶۷ نرخ تعرفه به ۱/۷ درصد کاهش یافته اما بعد از خاتمه جنگ و در پایان برنامه اول توسعه نرخ مذکور به ۱/۹ درصد افزایش یافته است. نرخ تعرفه در سال‌های ۱۳۷۸، ۱۳۸۳، ۱۳۸۴، ۱۳۸۵، ۱۳۸۶ و ۱۳۸۷ نیز به ترتیب ۵/۴، ۱۰/۷، ۱۰/۱، ۹/۵، ۹/۶ و ۹/۷ درصد بوده است که نشان‌دهندهٔ روند تقریباً صعودی این متغیر طی دورهٔ ۱۳۸۷-۱۳۷۸ است. این روند می‌تواند یکی از موانع الحاق به سازمان تجارت جهانی باشد که باید در سیاست‌گذاری‌های تعرفه‌ای مورد توجه قرار گیرد. زیرا، کشورهایی که خواهان پیوستن به این سازمان هستند، باید در یک بازهٔ زمانی مشخص

www.SID.ir

Archive of SID

نسبت به کاهش و حذف تدریجی نرخ تعرفه اقدام کنند.

جدول ۲. نرخ مؤثر حقوق ورودی[1] (نرخ تعرفه)

سال	نرخ تعرفه تحقق یافته	سال	نرخ تعرفه تحقق یافته	سال	نرخ تعرفه تحقق یافته
۱۳۵۰	۲۳/۸	۱۳۶۳	۴/۱۰	۱۳۷۶	۶/۳۰
۱۳۵۱	۲۵/۷	۱۳۶۴	۳/۹	۱۳۷۷	۴/۹
۱۳۵۲	۲۳/۹	۱۳۶۵	۳/۲	۱۳۷۸	۵/۴
۱۳۵۳	۱۴/۱	۱۳۶۶	۲/۲	۱۳۷۹	۶/۹
۱۳۵۴	۱۱/۶	۱۳۶۷	۱/۷	۱۳۸۰	۸/۴
۱۳۵۵	۱۳/۵	۱۳۶۸	۲/۳	۱۳۸۱	۹/۲
۱۳۵۶	۱۶/۳	۱۳۶۹	۱/۹	۱۳۸۲	۱۰/۱
۱۳۵۷	۱۳/۹	۱۳۷۰	۲/۳	۱۳۸۳	۱۰/۷
۱۳۵۸	۷/۴	۱۳۷۱	۲/۸	۱۳۸۴	۱۰/۱
۱۳۵۹	۷/۴	۱۳۷۲	۳/۱	۱۳۸۵	۹/۵
۱۳۶۰	۴/۷	۱۳۷۳	۴/۱	۱۳۸۶	۹/۶
۱۳۶۱	۵/۲	۱۳۷۴	۲/۵	۱۳۸۷	۹/۷
۱۳۶۲	۴/۳	۱۳۷۵	۴/۴	۱۳۸۸	–

*** برای محاسبه نرخ تعرفه مؤثراز نرخ ارز بازار آزاد برای تبدیل ارقام دلاری به ریال استفاده شده است.**

مبانی نظری تحقیق

یکی از فروض اساسی در تجارت بین‌الملل برای کشورهای در حال توسعه این است که کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای وارداتی در این کشورها، جانشین کاملی برای کالاهای مشابه داخلی است؛ این مورد یک فرض اساسی و عقلایی است زیرا واردات کشورهای در حال توسعه عمدتاً کالاهایی را شامل می‌شود که فناوری تولید یا ساخت آن در کشورهای

[1]. (نرخ مؤثر حقوق ورودی= کل درآمد گمرک از محل حقوق ورودی/ ارزش کل واردات)

www.SID.ir

Archive of SID

مذکور وجود ندارد و آن‌ها برای تولید کالاهای نهایی به واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای نیازمند هستند (دوتا و احمد[1]، ۲۰۰۶). در این راستا برای تحلیل اثر عوامل مؤثر بر تقاضای وادات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای ایران ابتدا فرض می‌شود که واردات حقیقی[2] هر کشوری تابعی از عوامل مختلفی از قبیل شاخص قیمت خارجی[3] (P^f)، شاخص قیمت داخلی (P)، نرخ ارز حقیقی (e) یعنی حاصل‌ضرب قیمت‌های نسبی در نرخ ارز بازار آزاد، نرخ مؤثر حقوق ورودی (نرخ تعرفه[4]) و درآمد ملی (Y) است. با در نظر گرفتن موارد یاد شده می‌توان تابع اولیه تقاضای واردات را به‌صورت زیر در نظر گرفت (رحمانی، ۱۳۸۳):

$$M = f(P^f, P, e, Y) \qquad (1)$$

با افزایش قیمت‌های داخلی، کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی ارزان‌تر شده و لذا تقاضا برای واردات افزایش می‌یابد و برعکس. با افزایش قیمت‌های خارجی، کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی گران‌تر شده و در نتیجه تقاضا برای واردات کاهش می‌یابد و برعکس. برخی مطالعات نشان داده‌اند که شاخص قیمت کالاهای وارداتی را نیز می‌توان به‌جای قیمت‌های نسبی به‌کار گرفت، زیرا می‌توانند همانند قیمت‌های نسبی تقاضای واردات را تحت تأثیر قرار دهد (تانگ[5]، ۲۰۰۲). با افزایش نرخ ارز (e)، چون برای خرید هر واحد پول خارجی برای مقاصد وارداتی، باید پول داخلی بیشتری پرداخت شود، لذا کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی گران‌تر شده و تقاضا برای واردات کاسته می‌شود و بالاخره با افزایش درآمد ملی، مصرف و تقاضای کل و در نتیجه تقاضا برای واردات افزایش می‌یابد.

1- Dutta and Ahmad
2- Real Import
3- Foriegn Price Index
4-Tariff Rate (TRF)
5- Tang

www.SID.ir

Archive of SID

بعد از فروپاشی نظام برتن وودز، مطالعات زیادی دربارهٔ اثرات جهانی شدن اقتصاد و رابطه بین تغییرات نرخ ارز و قیمت‌های کالاهای وارداتی و داخلی صورت گرفت که این مطالعات به سه دسته تقسیم می‌شوند: گروه اول روی اثر جهانی شدن اقتصاد و تغییر نرخ ارز روی شاخص قیمت کل واردات تمرکز دارند. گروه دوم روی اثر جهانی شدن اقتصاد، تغییرات نرخ ارز و تغییرات نرخ تعرفه روی قیمت‌های واردات یا رشته تولیدی به خصوصی تأکید دارند (پولارد و کاگلیم[1]، ۲۰۰۳). گروه آخر نیز مطالعاتی هستند که روی شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده و عمده‌فروشی متمرکز شده‌اند. می‌توان گفت واردات کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای و در مجموع واردات تمامی کالاها از متغیرهای زیادی نظیر نرخ‌های ارز، رابطه مبادله هر کشور و قیمت نسبی واردات تأثیر می‌پذیرد. با وجود این، تجارت کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای عموماً در مطالعات تجربی مربوط به اثرات تغییر نرخ ارز مورد غفلت واقع شده است (تورک کان[2]، ۲۰۰۵). شایان ذکر است، اثر p ، p^f و e روی واردات حقیقی تا حدی مبهم است. زیرا مثلاً افزایش نرخ ارز (e) سبب کاهش مقدار واردات بر حسب پول خارجی می‌شود اما در محاسبه واردات حقیقی $\frac{e.P^f.M^f}{P}$، افزایش نرخ ارز e سبب افزایش واردات حقیقی می‌شود (پارسلی[3]، ۲۰۰۳)؛ از این رو فرض می‌شود، اثر مسلط همان اثر باشد که در بالا به آن اشاره شد.

از طرفی نیز با توجه به اثرگذاری متغیرهای سیاستی نظیر نرخ تعرفه، باید به این نکته توجه داشت که نرخ تعرفه وضع شده روی کالاهای وارداتی نیز مقدار و تقاضای واردات را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ به نحوی که هر چقدر نرخ تعرفه افزایش یابد، قیمت تمام شده کالاهای وارداتی را افزایش داده و میل نهایی به واردات (حساسیت تقاضای واردات به نرخ تعرفه) را کاهش می‌دهد (دیز، ۲۰۰۶).

1-Pollard and Coughlim
2- Turk Can
3- Parsley

www.SID.ir

Archive of SID

بنابراین می‌توان تابع واردات را به‌صورت زیر بازنویسی کرد:

$$IM = f(P, P^f, e, Y, TR) \qquad (۲)$$

بر اساس مطالعه خوبی که مخی جا[1]، کیم[2] و ویلیامسون[3] (۱۹۹۷) در زمینه جهانی شدن و برای صنایع شیمیایی انجام داده‌اند، دو معیار سطح تجارت بین‌الملل (LIT)[4] و همگرایی تجارت بین‌الملل (IIT)[5] به عنوان شاخص‌های جهانی شدن معرفی شده‌اند. LIT نشان‌دهنده وسعت ارتباط بین‌الملل برای یک بخش خاص می‌باشد و هر قدر کوچکتر باشد، نشان‌دهنده این واقعیت است که بخش مورد نظر با توجه به سطح تولید خود، کم‌تر در تجارت شرکت می‌کند. این شاخص شرط لازم برای اندازه‌گیری جهانی‌شدن است. IIT نیز نشان دهنده تجارت درون بخشی است که بین صفر و یک می‌باشد. صفر نشان دهنده عدم وجود تجارت درون بخشی و یک بیانگر تجارت کامل درون بخشی است. این شاخص به همراه شاخص LIT، شرط لازم و کافی در رابطه با بحث جهانی شدن اقتصاد به شمار می‌رود.

هرچند مدل‌های سنتی واردات، تقاضا برای واردات را تابعی از متغیرهای تولید ناخالص ملی، نرخ تعرفه و قیمت‌های نسبی بیان می‌کنند، اما در کشورهای کم‌تر توسعه یافته و در حال توسعه به دلیل این‌که درآمدهای ارزی محدود بوده و نیاز به تجارت خارجی و واردات بیشتر است، اثر شاخص‌های مذکور از اهمیت خاصی برخوردار است (موران[6]، ۱۹۸۹).

1- Mekhija
2- Kim
3- Williamson
4- Level of International Trade (LIT)
5- Integration of International Trade (IIT)
6-Moran

www.SID.ir

Archive of SID

پیشینه پژوهش

مطالعات خارجی

نتایج تعدادی از مطالعات نشان می‌دهد، کالاهای واسطه‌ای - سرمایه‌ای نقش مهمی در فرآیند تولید ملی دارند. ترکیب کالاهای واسطه‌ای- سرمایه‌ای با سایر عوامل تولید (سرمایه و نیروی کار)، این امکان را برای بنگاه‌ها فراهم می‌کند تا به مزیت تخصص‌گرایی دسترسی داشته باشند (گروسمن و هلپمن[1]، ۱۹۹۱).

در مطالعه‌ای با عنوان «تخمین تابع تقاضای واردات برای هند به روش هم‌جمعی»، رفتار کل واردات کشور هندوستان طی سال‌های ۱۹۹۵-۱۹۷۵ بررسی شده‌است. بر اساس برآوردهای اقتصادسنجی به‌عمل آمده از این تحقیق، تقاضای واردات بیشتر توسط تولید ناخالص داخلی توضیح داده شده و تابع مذکور نسبت به تغییرات قیمت نسبی واردات حساسیت کم‌تری داشته است.[2]

تانگ[3] (۲۰۰۲) در مطالعه خود رفتار تقاضای واردات برای اندونزی را بررسی کرده و دریافته‌است بین تقاضای واردات، درآمد واقعی و قیمت‌های نسبی رابطه هم‌جمعی وجود دارد به‌طوری‌که درآمد واقعی اثر مثبت و قیمت‌های نسبی اثری منفی روی تقاضای واردات دارد. هم‌چنین در مطالعه‌ای دیگر مدل‌هایی برای صادرات و واردات کشور ترکیه برآورد شده‌است. در این الگوها عمدتاً رابطهٔ بین متغیرهایی نظیر نرخ واقعی ارز، کاهش ارزش لیره ترک، نرخ تعرفه و کسری حساب جاری با استفاده از روش خود توضیح برداری[4] بررسی شده است. نتایج این مطالعه نیز نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز واقعی و کاهش نرخ تعرفه اثر مثبتی روی تراز تجاری کشور ترکیه داشته است.[5]

1-Grossman and Helpman
2-Dutta and Ahmad, 2001.
3- Tang
4- Vector Auto Regressive (VAR)
5- Aydin, Ciplak and Yucel, 2004.

www.SID.ir

گویسان[1] (۲۰۰۵) نشان داده است، واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در کشورهای مورد مطالعه اثر مثبت و معناداری روی رشد صنعتی و اثر مثبت غیرمستقیمی روی رشد غیرصنعتی داشته است.

بررسی اهمیت کالاهای واسطه‌ای به‌عنوان یکی از عوامل مؤثر در رشد اقتصاد جهانی مطالعه دیگری است که دلیل اهمیت این دسته از کالاها را برای رشد اقتصادی در این عوامل می‌دانند[2]: اول این‌که طی سه دهه گذشته نسبت تجارت کالاهای واسطه‌ای به تولید ناخالص داخلی در اغلب کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی[3] رشد چشمگیری داشته است، به‌گونه‌ای که متوسط سهم تجارت این دسته از کالاها در مجموع کل تجارت کشورهای عضو OIC طی این سه دهه به حدود ۵۰ درصد رسیده‌است.

مطالعات داخلی

در تحقیقی با عنوان برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضا برای واردات و اثر آن بر توسعه اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۴۲، قطمیری (۱۳۷۶) نتیجه می‌گیرد تغییر در پتانسیل موجود برای جایگزینی تولیدات داخلی به جای واردات تأیید نمی‌شود. نتایج دیگر این کار بیانگر افزایش درجهٔ باز بودن اقتصاد در دورهٔ مورد مطالعه است.

در زمینه تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی برواردات کل کشور یا گروه خاصی از کالاها در ایران، تاکنون تحقیقات محدودی صورت گرفته است. در تحقیق دیگری با عنوان بررسی اثرات الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی بر صنعت فولاد طی سال‌های ۱۳۷۲-۱۳۵۰،تابع تقاضای واردات صنعت فولاد برآورد شده است (صنایعی و آذربایجانی، ۱۳۷۹). بر اساس این پژوهش، به ازای هر ده درصد کاهش در نرخ‌های تعرفه - با فرض ثابت بودن سایرشرایط- مقدار تقاضای واردات فولاد ۲/۶ درصد افزایش می‌یابد. لذا در

1- Guisan

2- Steger and Bretschger, 2005 .

3-The Organization of Islamic Cooperation (OIC)

www.SID.ir

Archive of SID

صورتی که ساختار تابع تقاضای واردات فولاد به همین صورت باقی بماند؛ تغییر در نرخ‌های تعرفه، تقاضای واردات فولاد را به‌صورت جدی تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.

آذربایجانی (۱۳۸۱) در مطالعه خود به بررسی اثرات سرریزهای منطقه‌ای ناشی از جهانی شدن و همگرایی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای حوزهٔ دریای خزر و جمهوری قفقاز پرداخته‌است. وی نتیجه می‌گیرد ارتباط مثبت و معناداری بین هم‌جمعی‌های منطقه‌ای و سیاست‌های برونگرایی با رشد اقتصادی کشورهای منطقه وجود دارد.

نتایج مقاله‌ای با عنوان بررسی اثرات جهانی شدن اقتصاد بر تجارت خارجی ایران نشان می‌دهد که بر اساس معادلات تقاضای واردات و عرضه صادرات، گروه کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در دو بخش کشاورزی و ساختمان توانایی‌های لازم برای ورود به بازارهای جهانی را پیدا کرده و بخش کالاهای مصرفی بیشترین زیان را از پدیده جهانی شدن متحمل خواهد شد (کلباسی و جلائی،۱۳۸۱).

صامتی و همکاران (۱۳۸۳) به ارزیابی آثار جهانی شدن بر الگوی تقاضای واردات ایران طی دورهٔ ۱۳۸۱-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. آن‌ها تقاضا برای واردات را به‌صورت تابعی از قیمت نسبی کالاهای وارداتی و قدرت خرید مردم فرض کرده‌اند. نتایج حاصل از مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد فرآیند جهانی شدن و ادغام در تجارت جهانی، باعث افزایش واردات می‌شود.

نتایج مطالعه دیگری نشان می‌دهد که واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای می‌تواند صنایع را در داخل کشور رقابتی‌تر و توان انتخاب مصرف‌کنندگان را افزایش دهد و در نهایت نقشی مؤثر در فرآیند آزادسازی تجاری برای رشد و توسعه ایفا نماید. این در شرایطی است که بتوان زمینه‌های انتقال دانش به داخل و بومی شدن آن را فراهم کرد (مرادی و مهدی‌زاده، ۱۳۸۴).

مطالعات بسیاری نشان داده‌اند اولاً، وضع تعرفه روی کالاهای نهایی، بهره‌وری را در سازمان‌ها تحت تأثیر قرار نمی‌دهد؛ ثانیاً وضع همان تعرفه شکاف موجود بین فعالیت‌های

www.SID.ir

Archive of SID

بنگاه‌های مورد بررسی را متحول نمی‌کند؛ و ثالثاً، اخذ تعرفه از کالاهای واسطه‌ای- سرمایه‌ای که توسط دولت‌ها وضع می‌شود، آستانه بهره‌وری بنگاه‌هایی را کاهش می‌دهد که متکی به منابع داخلی[1] هستند (دیز[2]، ۲۰۰۶).

تصریح مدل

اکنون می‌توان با توجه به یافته‌های بخش‌های قبلی، تابع تقاضای واردات مورد استفاده در این مقاله را تصریح کرد. برای برآورد اثرات آزاد سازی تجاری بر روی کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای، با اعمال تغییراتی، با استفاده از مدل مورد مطالعه صنایعی و آذربایجانی (۱۳۷۹) و روش به‌کار گرفته شده توسط دوتا (۱۹۹۸) تابع تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی به شکل تعدیل یافته زیر برآورد خواهد شد:

$$MIC = f(Y_d, PMD, LIT_t, IIT_t, TRF) \quad (۳)$$

که در آن:

MIC واردات کل کشور به قیمت ثابت ۱۳۷۶ و Y_d درآمد ملی به قیمت ثابت ۱۳۷۶.

$PMD = \frac{P_m}{P_d}$ شاخص قیمت نسبی [نسبت شاخص قیمت وارداتی (P_m) به شاخص قیمت داخلی (P_d)].

$LIT_t = \frac{(X_t + M_t)}{(Y_{dt} + M_t + X_t)}$ شاخص سطح تجارت بین‌الملل که در آن M_t واردات کالاهای واسطه‌ای – سرمایه‌ای، X_t کل صادرات و Y_{dt} درآمد ملی است.

$IIT_t = 1 - \frac{\left[|M_t - X_t|\right]}{(X_t + M_t)}$ شاخص همگرایی یا ادغام در تجارت بین‌الملل[3] که بیانگر میزان

1- Domestically-Sourced Firms

2- Diez

۳- این متغیر و متغیر شاخص ادغام در تجارت بین‌الملل با توجه به مطالعه جلایی و صادقی با عنوان (آثار جهانی شدن بر الگوی تقاضای واردات ایران) که در سال ۱۳۸۳ انجام شده، محاسبه شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

تجارت با شرکای تجاری‌است.

$TRF=\frac{Y_{trf}}{M_t}$ نرخ مؤثر حقوق ورودی یا تعرفه کالاهای وارداتی است که بر اساس نسبت کل درآمد گمرک از حقوق ورودی (Y_{trf}) به ارزش کل واردات (M_t) محاسبه شده است. شکل لگاریتمی مدل بالا بعد از اصلاحات عبارتی و ویرایشی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$LnMI \in f(LnY_t, LnLIT_t, LnIIT_t, LnTRF, LnPMI) \quad (۴)$$

تحلیل نتایج تجربی

آزمون پایایی متغیرها

استفاده از روش برآورد OLS در کارهای تجربی براین فرض استوار است که متغیرهای سری‌زمانی مورد استفاده پایا هستند. از طرف دیگر باور غالب آن است که بسیاری از متغیرهای سری‌زمانی در اقتصاد پایا نیستند. از این رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است نسبت به پایایی[۱] یا ناپایایی[۲] آن‌ها اطمینان حاصل کرد. برای رفع این مشکل از آزمون ان ـ جی ـ پرون (NP)[۳] استفاده می‌شود.

این آزمون برای تعیین پایایی یا عدم‌پایایی متغیرها مورد استفاده قرار می‌گیرد و از چهار آماره آزمون MZ_t، MZ_α، MSB[۴] و MPT[۵] تشکیل می‌شود که هم در حالت سطح و هم در حالت تفاضل، پایایی متغیرها را بررسی می‌کند.[۶] این آماره‌ها از اصلاح آماره آزمون

1-Stationary
2-Non-Stationary
3-N.G-Perron
4- Bartlett test
5- Parzen test

۶- برای مطالعه بیشتر به آدرس زیر مراجعه شود:

www.SID.ir

Archive of SID

فیلیپس ـ پرون[1] (۱۹۸۹) به‌دست می‌آیند و در آن‌ها فرضیه صفر عدم پایایی متغیرها را بر اساس روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS)[2] آزمون می‌کند. نتایج این آزمون در حالت سطح برای متغیرهای الگو در جدول ۳ ارایه شده است:

جدول ۳. نتایج آزمون ان ـ جی ـ پرون (NP) برای سطح متغیرهای الگوی مورد مطالعه

LnMI	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-۱۱/۷۸	-۱/۶۲	۳/۱۹	۱/۲۶
	مقادیر بحرانی	٪۱	-۱۲/۰۰	-۲/۱۸	۴/۱۷	۱/۷۸
		٪۵	-۱۲/۴۱	-۱/۹۸	۴/۲۳	۳/۱۷
		٪۱۰	-۱۱/۹۲	-۱/۸۰	۵/۲۸	۴/۴۵
LnY	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-۷/۴۱	-۳/۰۷	۴/۲۸	۴/۸۸
	مقادیر بحرانی	٪۱	-۱۱/۲۱	-۴/۰۰	۵/۰۴	۴/۹۶
		٪۵	-۸/۲۳	-۳/۸۱	۶/۳۳	۵/۱۷
		٪۱۰	-۷/۵۸	-۳/۷۸	۶/۵۳	۵/۰۲
LnLI	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-۷/۴۶	-۴/۱۴	۴/۷۸	۶/۸۳
	مقادیر بحرانی	٪۱	-۸/۲۷	-۴/۶۲	۴/۹۵	۶/۸۸
		٪۵	-۷/۹۰	-۴/۵۷	۵/۳۸	۷/۶۳
		٪۱۰	-۷/۶۲	-۳/۵۰	۶/۵۷	۸/۵۴
LnII	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-۴/۸۷	-۶/۰۰	۲/۱۹	۳/۳۶
	مقادیر بحرانی	٪۱	-۶/۲۷	-۶/۰۱	۳/۴۷	۴/۰۵
		٪۵	-۶/۰۴	-۶/۹۴	۳/۸۰	۳/۲۹
		٪۱۰	-۵/۴۳	-۴/۶۲	۴/۵۸	۳/۵۸
LnTR	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-۱۱/۰۰	-۱/۰۶	۳/۵۷	۴/۴۲
	مقادیر بحرانی	٪۱	-۱۲/۱۵	-۳/۸۵	۴/۶۴	۵/۳۶
		٪۵	-۱۲/۹۰	-۲/۰۱	۴/۶۵	۴/۸۷

Series Regression/Unit Root Test/NPhttp://www.Eviews/Time

1- Phillips-Perron

2- Generalized Least Squares (GLS)

www.SID.ir

Archive of SID

		٪۱۰	-۱۱/۳۲	-۱/۲۷	۳/۶۵	۴/۵۳
$LnPM_t$	آماره‌های NP		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
			-۵/۶۹	-۴/۲۱	۵/۰۱	۴/۳۲
	مقادیر بحرانی	٪۱	-۶/۵۰	-۵/۶۴	۵/۸۵	۴/۷۰
		٪۵	-۶/۰۱	-۵/۰۲	۶/۵۶	۵/۲۴
		٪۱۰	-۵/۸۷	۴/۷۶	۷/۶۵	۶/۴۶

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

چنانچه نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، چهار آماره آزمون ان ـ جی ـ پرون (NP) در سطوح اطمینان ۱، ۵ و ۱۰ درصد با مقادیر بحرانی آن‌ها برای متغیرهای الگو مقایسه شده است. بر اساس این نتایج، تمامی متغیرها در حالت عادی (سطح) ناپایا هستند. زیرا مقادیر آماره‌های NP در تمامی سطوح و برای همهٔ متغیرها کوچکتر از مقادیر بحرانی آن‌هاست و لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود پایایی را نمی‌توان برای هیچ یک از متغیرها رد کرد. برای مثال در سطح ۵ درصد آماره آزمون NP برای متغیر $LnMI$ بر اساس MZ_α معادل (۱۱/۷۸-) است که قدر مطلق آن از قدر مطلق مقدار بحرانی (۱۲/۴۱-) کوچکتر است و لذا نمی‌توان فرضیه صفر را که ناپایایی متغیر را شامل می‌شود، رد کرد. این روند برای سطوح کلیه متغیرها صادق است و در نتیجه حداقل با ۹۰ درصد اطمینان می‌توان عنوان کرد که متغیرهای الگوی مورد مطالعه ناپایا هستند.

برای رفع ناپایایی متغیرها آزمون ان ـ جی ـ پرون از تفاضل متغیرها استفاده می‌کند که در این مطالعه نیز تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگو مورد آزمون قرار گرفته و نتایج آن در جدول ۴ ارایه شده است. نتایج نشان می‌دهد که همهٔ متغیرهای الگو در حالت تفاضل مرتبه اول پایا می‌شوند و لذا می‌توان فرضیه صفر را که دلالت بر عدم پایایی متغیرها دارد، رد کرد و نتیجه گرفت تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگو پایاست. برای مثال در سطح اطمینان ۵ درصد آزمون NP برای تفاضل مرتبه اول $LnMI$، ($DLnMI$)، بر اساس آماره MZ_α معادل (۱۵/۷۰-) است که قدر مطلق آن از قدر مطلق مقدار بحرانی (۱۴/۱۰-) بزرگ‌تر است و لذا تفاضل مرتبه اول $LnMI$ هم‌جمع از مرتبه اول یا $I(1)$

www.SID.ir

 Archive of SID

می‌باشد. از آن‌جایی که این روند برای همه متغیرهای الگو صادق است، می‌توان نتیجه گرفت که تفاضل مرتبه اول کلیه متغیرها هم‌جمع از مرتبه اول یا $I(1)$ بوده و می‌توان آن‌ها را به روش هم‌جمعی و در قالب الگوهای کوتاه‌مدت و بلند مدت تخمین‌زد.

جدول ۴. نتایج آزمون ان ـ جی ـ پرون (NP) برای تفاضل مرتبه اول متغیرهای الگوی مورد مطالعه

			MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
DLnM1	آماره‌های NP		-۱۵/۷۰	-۷/۶۲	۵/۱۶	۶/۱۹
	مقادیر بحرانی	٪۱	-۱۳/۸۰	-۶/۰۸	۴/۱۴	۳/۷۸
		٪۵	-۱۴/۱۰	-۷/۰۸	۳/۱۳	۴/۱۷
		٪۱۰	-۱۳/۴۲	-۶/۲۱	۳/۲۸	۴/۴۵
DLnY	آماره‌های NP		-۱۰/۷۱	-۶/۶۸	۶/۳۶	۵/۲۳
	مقادیر بحرانی	٪۱	-۹/۸۳	-۴/۵۸	۴/۳۵	۳/۷۸
		٪۵	-۱۰/۱۵	-۵/۹۸	۵/۴۹	۳/۸۳
		٪۱۰	-۹/۴۱	-۴/۲۰	۵/۷۹	۴/۱۲
DLnL1	آماره‌های NP		-۱۲/۲۵	-۵/۲۶	۵/۴۲	۵/۳۵
	مقادیر بحرانی	٪۱	-۱۱/۶۲	-۴/۷۹	۵/۱۷	۴/۲۳
		٪۵	-۱۱/۸۳	-۵/۲۳	۴/۲۳	۴/۹۸
		٪۱۰	-۱۰/۴۲	-۴/۲۶	۴/۷۳	۵/۳۲
DLnI1	آماره‌های NP		-۹/۲۶	-۶/۶۱	۶/۳۵	۳/۹۱
	مقادیر بحرانی	٪۱	-۸/۸۵	-۵/۴۲	۶/۱۷	۳/۲۶
		٪۵	-۸/۷۵	-۵/۲۳	۵/۰۶	۲/۶۳
		٪۱۰	-۸/۴۷	-۴/۳۳	۵/۰۳	۲/۴۲
DLnTR	آماره‌های NP		-۲۲/۶۹	-۴/۶۹	۶/۴۷	۵/۵۲
	مقادیر بحرانی	٪۱	-۱۱/۴۲	-۳/۴۸	۵/۳۱	۴/۵۸
		٪۵	-۱۱/۲۴	-۳/۸۱	۵/۰۴	۳/۸۱
		٪۱۰	-۱۰/۵۰	-۳/۲۱	۴/۵۳	۴/۷۴

www.SID.ir

Archive of SID

$DLnPM$	آماره‌های NP		MZ_{α}	MZ_t	MSB	MPT
			-۱۰/۰۶	-۹/۵۶	۴/۲۴	۶/۰۲
	مقادیر بحرانی	٪۱	-۸/۹۹	-۷/۲۴	۴/۰۲	۵/۸۹
		٪۵	-۹/۰۲	-۸/۶۳	۳/۲۶	۴/۶۱
		٪۱۰	-۸/۶۳	-۶/۳۲	۳/۰۱	۴/۲۳

ماخذ: محاسبات پژوهش حاضر

آزمون شکست ساختاری پرون[1]

پرون[2] (۱۹۸۹) آماره آزمون $t=\frac{\hat{\alpha}-1}{S(\hat{e})}$، را برای آزمون ریشه واحد گسترش داد تا بتواند شکست ساختار را در روند یا عرض از مبدأ یا هر دو را هم‌زمان برای متغیرها آزمون کند. فرضیه صفر هر یک از این حالت‌ها برای متغیر Y به شرح زیر تعریف شده است:

A) $Y_t=\mu+dD(TB)_t+Y_{t-1}+e_t$

B) $Y_t=\mu_1+y_{t-1}+(\mu_2-\mu_1)DU_t+e_t$

C) $Y_t=\mu_1+y_{t-1}+dD(TB)_t+(\mu_2-\mu_1)DU_t+e_t$

در روابط فوق $D(TB)_t=1$ است اگر $t=TB+1$ باشد و در غیر این صورت $D(TB)_t=0$ است؛ هم‌چنین $DU_t=1$ خواهد بود اگر $t>TB$ باشد و در غیر این صورت $DU_t=0$ است.

آزمون ریشه واحد برای متغیرهای تقاضای واردات $LnMI$، درآمد ملی به قیمت ثابت سال (۱۳۷۶) LnY_d و شاخص قیمت نسبی $LnPM$ با استفاده از آزمون پرون انجام می‌گیرد. در این راستا آزمون پرون برای سه متغیر مورد نظر در سطح و تفاضل مرتبه اول انجام می‌شود تا ضمن آزمون پایایی، وجود شکست ساختاری نیز در روند این متغیرها ارزیابی شود.

1- Perron Breakpoint Test
2- Perron

www.SID.ir

 Archive of SID

بررسی داده‌های مربوط به جدول (۵) در سطح متغیرهای مورد بررسی نشان می‌دهد (نلسون و پلاسر[1] ۱۹۸۲، پرون ۱۹۸۹، موریمون و نکاگاوا[2] ۱۹۸۹، جداول ۱ تا ۵)که ضریب متغیر وابسته با وقفه $(\hat{\alpha})$ معادل (۰/۴۸) و آماره آزمون آن $(t_{\hat{\alpha}})$ که با استفاده از رابطه $t=\frac{\hat{\alpha}-1}{S(\hat{e})}$ $(t_{\hat{\alpha}})$ محاسبه شده معادل ۳/۴۷- است. ملاحظه می‌شود که قدر مطلق آماره کوچک‌تر از مقدار بحرانی نلسون و پلاسر و پرون (۳/۷۶-) در سطح ۵ درصد است و بر این اساس نمی‌توان فرضیهٔ صفر را مبنی بر وجود ریشه واحد و شکست ساختاری الگو، $(\alpha=1)$، رد کرد؛ در نتیجه متغیر لگاریتم تقاضای واردات دارای شکست در روند شده است. به‌طور کلی نتایج آزمون پرون (مدل C) در جدول (۵) برای سطح متغیرهای مورد بررسی نشان می‌دهد که طی دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰ عرض از مبدأ الگوی مورد مطالعه دچار شکست شده است و لذا اضافه شدن یک متغیر مجازی[3] نظیر جنگ به الگو دارای توجیه است. هم‌چنین نتایج آزمون پرون (مدل A) در سطح تفاضل مرتبه اول متغیرهای مورد بررسی، $(DLnMl)$، $(DLnPM)$ و $(DLnY_d)$، نشان می‌دهد که در سطح ۵ درصد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد $(\alpha=1)$ رد می‌شود؛ زیرا ضریب متغیر وابسته با وقفه $(\hat{\alpha})$ معادل (۰/۱۲) و آماره آزمون آن $(t_{\hat{\alpha}})$ که با استفاده از رابطه $t=\frac{\hat{\alpha}-1}{S(\hat{e})}$ محاسبه شده معادل ۵/۱۸- است. از آن‌جا که قدر مطلق آماره $(t_{\hat{\alpha}})$ بزرگ‌تر از مقدار بحرانی نلسون و پلاسر و پرون (۴/۱۷-) در سطح ۵ درصد است، این متغیر در این حالت پایا و هم‌جمع از مرتبه I(1) خواهد بود؛ نتایج برای سایر متغیرها نیز صادق است.

نتیجه کلی مربوط به پایایی متغیرهای الگوی تقاضای واردات این است که اولاً عرض از مبدأ تابع مورد بررسی در دوره‌ای مشخص (سال ۱۳۵۹) دچار شکست شده و باید

1- Nelson and Plosser
2- Morimune and Nakagava
3- Dummy Variable

www.SID.ir

Archive of SID

متغیری مجازی که به‌طور برون‌زا عرض از مبدأ را جابه‌جا کرده است به الگو اضافه شود؛ ثانیاً تمامی متغیرهای الگو هم‌جمع از مرتبه اول یا I(1) هستند و بر اساس نتایج به دست‌آمده می‌توان رابطه بلندمدت آن‌ها را برآورد کرده و مورد تحلیل قرار داد.

جدول ۵. تحلیل رگرسیونی پرون برای سطح متغیرهای $LnMI$، $LnPM$ و LnY_d

مقداربحرانی پرون در سطح ۵٪*	مدل (C): $y_t=\hat{\mu}+\hat{\beta}t+\hat{\gamma}DT_t+\hat{d}D(T_B)t+\hat{\alpha}y_{t-1}+\sum_{i=1}^{k}\hat{C}_i\Delta y_{t-1}+\hat{e}_t$ $n=38, \lambda=0.3$								
	$S(\hat{e})$	$t\hat{\alpha}$	$\hat{\alpha}$	$t\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$t\hat{\mu}$	$\hat{\mu}$	K	دوره شکست
$LnMI$									
-۳/۷۶	۰/۱۵	-۳/۴۷	۰/۴۸	۲/۴۲	۰/۰۱	۲/۴۰	۰/۴۶	۱	۱۳۵۰-۱۳۸۵
$LnPM$									
-۳/۷۶	۰/۱۱	-2/۱۸	۰/۷۶	۲/۳۰	۰/۰۱	۲/۱۲	۰/۵۲	۱	۱۳۵۰-۱۳۸۵
LnY_d									
-۳/۷۶	۰/۱۸	-۲/۵۶	۰/۵۴	۲/۸۰	۰/۰۰۳	۲/۸۲	۰/۴۵	۱	۱۳۵۰-۱۳۸۵
مقداربحرانی پرون در سطح ۵٪*	مدل (A): $y_t=\hat{\mu}+\hat{\beta}Du_t+\hat{\beta}t+\hat{d}D(T_B)_t+\hat{\alpha}y_{t-1}+\sum_{i=1}^{K}\hat{C}_i\Delta y_{t-1}+\hat{e}_t$ $n=38\ \lambda=0.3$								
	$S(\hat{e})$	$t\hat{\alpha}$	$\hat{\alpha}$	$t\hat{\beta}$	$\hat{\beta}$	$t\hat{\mu}$	$\hat{\mu}$	K	دوره شکست
$DLnMI$									
-۴/۱۷	۰/۱۷	-۵/۱۸	۰/۱۲	۰/۲۵	۰/۰۱	۳/۲۵	۰/۱۴	۱	۱۳۵۰-۱۳۸۵
$DLnPM$									
-۴/۱۷	۰/۷۵	-۴/۳۲	۰/۴۳	۱/۳۰	۰/۰۲	-۰/۹۹	-۰/۰۱	۱	۱۳۵۰-۱۳۸۵
$DLnY_d$									
-۴/۱۷	۰/۲۰	-۴/۴۵	۰/۱۱	۱/۶۲	۰/۱۴	۲/۱۱	۰/۱۱	۱	۱۳۵۰-۱۳۸۵

K: تعداد وقفه،

$$\lambda=\frac{1359-1350}{36}\cong 0/3$$

$T_B=\lambda T \qquad 0<\lambda<1$:T سال شکست ساختار الگو یا سال ۱۳۵۹ است و

* سطح معناداری ۵ درصد و $\lambda=0.3$.

در مدل (A)

$$Lim\ \hat{\alpha}\rightarrow\{[\mu_1-\mu_2]^2A+\gamma_1\}\{[\mu_1-\mu_2]^2A+\sigma_1^2\}^{-1} \quad \text{اگر } T\rightarrow\infty$$

جایی که:

www.SID.ir

Archive of SID

$A=[\lambda-4\lambda^2+6\lambda^3-3\lambda^4]$ ، $\gamma_1=\underset{T\to\infty}{Lim}T^{-1}\sum_{1}^{T}E(e_te_t-1)$ ، $\delta_e^2\cong\underset{T\to\infty,\ \delta^2\succ 0}{Lim}T^{-1}\sum_{1}^{T}E(S_t^2)$

- در مدل (C)

$Lim\ \hat{\alpha}\to 1$ اگر $t(\hat{\alpha}-1)\to\{3(-1+4\lambda-5\lambda^2+2\lambda^3)\}\{2(-3+4\lambda-3\lambda^2+3\lambda^3-\lambda S^{-1})\}$

$\hat{\mu}$ عرض از مبدا تابع روند، ($\hat{\mu}_2-\hat{\mu}_1$) تغییرات عرض از مبدا و $\hat{\mu}_2\prec\hat{\mu}_1$، $\hat{\beta}$ شیب تابع روند، $(\hat{\beta}_2-\hat{\beta}_1)$ تغییرات شیب تابع روند و $\hat{\beta}_2\prec\hat{\beta}_1$، $\hat{\alpha}$ پارامتر خودتوضیحی و $S(\hat{e})$ انحراف معیار نمونه مورد بررسی است.

تعیین تعداد وقفه بهینه

همان‌گونه که قبلاً ذکر شد یکی از راه‌های تعیین وقفه بهینه استفاده از معیارهای اطلاعاتی آکائیک و شوارز می‌باشد. مقادیر این آماره‌ها برای وقفه‌های مختلف در جدول ۶ آورده شده است. با توجه به این‌که مقدار بهینه وقفه در کمترین مقدار این آماره‌ها (به لحاظ قدر مطلق) رخ می‌دهد، براساس نتایج به دست آمده در جدول ۶ حداکثر تعداد وقفه برابر یک است.

جدول ۶. تعیین تعداد وقفه بهینه برای مدل

مرتبه وقفه	AIC	SW
۲	-۱۱۲/۴۲	-۱۱۰/۸۶
۱	-۹۸/۰۵	-۱۰۱/۵۶
۰	-۱۵۲/۶	-۱۴۰/۸۹

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

اکنون که نتایج آزمون‌های شکست ساختاری و ریشه واحد مشخص شد، (از آنجا که لگاریتم‌گیری از متغیرها اجازه می‌دهد ضرایب آن‌ها به‌صورت کشش قابل تفسیر باشد و با توجه به نیاز به تحلیل کشش تقاضای واردات نسبت به متغیرهای اثرگذار، متغیرهای مورد

www.SID.ir

Archive of SID

مطالعه به شکل لگاریتمی مورد استفاده قرار گرفته‌اند)، مدل لگاریتمی و نهایی زیر جهت برآورد و تحلیل داده‌ها استفاده شده است:

$$LnMI \in f(LnY_d, LnLI, LnII, LnTR, LnPM, W) \quad (۵)$$

در این رابطه W بیانگر متغیر موهومی جنگ است که برای دوره ۱۳۶۸-۱۳۵۹ در نظر گرفته شده است.

تخمین بردارهای همگرایی به روش جوهانسون

چنانچه براساس آزمون‌های اثر[1] و حداکثر مقادیر ویژه اقدام به برآورد بردارهای هم‌جمعی شود، در حالت وجود روند زمانی و عدم وجود عرض از مبدأ، بهترین جواب برای الگوی کوتاه‌مدت به‌دست می‌آید. در این راستا براساس آزمون اثر وجود یک بردار هم‌جمعی مورد تأیید است چرا که آمارهٔ آزمون در این رابطه ۲۴/۱۱است که از مقادیر بحرانی ۳۲/۴۲ در سطح ۹۵ درصدکم‌تراست. اگر همین آزمون براساس حداکثر مقادیر ویژه صورت گیرد، در این حالت وجود دو بردار هم‌جمعی تأیید می‌شود که بعد از اعمال قیود خطی تفسیر خواهند شد (جدول ۷).

جدول۷. تعیین تعداد بردارهای هم‌جمعی براساس آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه

نوع آزمون	کمیت آماری	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	مقدار بحرانی ۹۰ درصد	تعداد بردارها
آزمون اثر	۶۱/۴۰	۵۲/۴۱	۴۸/۹۰	r <= 0
	۲۴/۱۱	۳۲/۴۲	۲۸/۱۲	r <= 1
	۸/۱۱	۱۸/۳۰	۱۷/۱۵	r <= 2
	۱/۱۵	۸/۱۶	۷/۵۶	r <= 3
آزمون حداکثر مقادیر ویژه	۴۲/۳۶	۳۲/۱۹	۲۶/۷۳	r <=0
	۲۲/۱۴	۲۰/۹۷	۱۸/۲۰	r <=1
	۵/۸۲	۱۳/۶۷	۱۴/۳۶	r <= 2
	۱/۱۴	۹/۴۲	۷/۳۰	r <= 3

1-Trace

www.SID.ir

 Archive of SID

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

در صورتی‌که بردارهای هم‌جمعی به روش جوهانسون بعد از اعمال قیود خطی برآورد شوند، بر اساس نتایج ارایه شده جدول ۸ فقط یکی از بردارهای به‌دست آمده از آزمون حداکثر مقادیر ویژه معنادار شده و با بردار حاصل از آزمون اثر، تفاوت چندانی ندارد. لذا به این دلیل صرفاً بردار به‌دست آمده از آزمون اثر تحلیل می‌شود.

جدول ۸. برآورد بردارهای هم‌جمعی به روش جوهانسون قبل از نرمال کردن و بدون روند زمانی

متغیرها	بردار
$LnMI$	-۰/۳۲۴۱۳ (-۰/۱۰۸۰)
LnY_d	-۰/۱۷۶۷۲ (-۰/۰۱۲۵۲)
$LnTR$	۰/۰۱۰۶۳ (۰/۰۰۱۶)
$LnLI$	-۰/۳۸۵۴۲ (-۰/۱۸۴۲۱)
$LnII$	-۰/۷۶۴۱۰ (-۰/۲۸۴۰)
$LnPM$	۰/۰۴۷۱۶ (-۰/۰۱۸۰)
W	۰/۱۰۸۴۲ (۰/۰۰۲۶)

اعداد داخل پرانتز انحراف معیارها هستند.

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

بعد از تعیین تعداد بردارهای هم‌جمع تعادلی بلندمدت با استفاده از روش جوهانسون، باید مشخص شود آیا این بردارها منحصر به‌فرد هستند یا خیر. علاوه بر این در رابطه با روابط اقتصادی ساختاری بلندمدت چه مفهومی دارند. از آنجا که روش جوهانسون تنها تعداد بردار هم‌جمعی منحصر به‌فرد را در فضای هم‌جمعی تعیین می‌کند، و از سوی دیگر چون هر ترکیب خطی از بردارهای ایستا نیز بردارهای پایایی را نتیجه می‌دهد، لذا می‌توان با اعمال قید بر روی روابط هم‌جمعی، رابطه موجود بین آن‌ها را مورد ارزیابی قرار داد.

www.SID.ir

Archive of SID

بنابراین لازم است قیدهایی براساس مبانی نظری اقتصادی،در راستای نرمالیزه کردن نتایج، بر ضرایب بردارهای هم‌جمعی اعمال شود تا بتوان روابط تعادلی بلندمدت را شناسایی نمود. مسأله شناسایی بسیار مهم است زیرا توجیه اقتصادی و تفسیر برآوردهای نامقید بسیار مشکل است.[۱] بعد از اعمال قید $(a_1 = 1)$ بر متغیر $LnMI$ نتایج حاصل از برآورد معادله ۵ به‌صورت زیر ارایه می‌شود (مطابق با نتایج حاصل از جدول ۹):

(۶)

$$LnMI = 0.547 LnY_d + 1.19 LnLIT + 2.37 LnIIT - 0.03 LnTR$$
$$(2.44) \qquad (2.71) \qquad (2.78) \qquad (-2.21)$$
$$- 0.15 LnPMD - 0.34 W$$
$$(-5.13) \qquad (-3.57)$$

(اعمال قید بر بردار ارایه شده در جدول ۶، اعداد داخل پرانتز آماره tهستند).

رابطه فوق نشان می‌دهد که تقاضای واردات برای گروه کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای با درآمد حقیقی سرانه، سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در اقتصاد بین‌الملل رابطه مستقیم و با نرخ تعرفه، قیمت‌های نسبی و جنگ رابطه معکوس دارد. همان‌طور که از آمارهٔ t که در داخل پرانتز آمده است ملاحظه می‌شود، تمامی ضرایب حاصل به لحاظ آماری معنادار هستند.

۱- ساز و کار اعمال قید بر روابط همجمعی به این نحو است که به ازای هر بردار هم‌جمع می‌توان حداکثر دو قید روی متغیرها اعمال کرد. در این مطالعه با فرض این‌که ضریب متغیر وابسته باید یک باشد، روی متغیر وابسته قیدی $(a_1 = 1)$ اعمال شده است تا نتایج اولیه هم‌جمعی نرمالیزه شود.

www.SID.ir

Archive of SID

جدول ۹. برآورد بردارهای هم‌جمعی به روش جوهانسون (λ_{trace})بعد از نرمالیزه کردن و بدون روند زمانی ($a_1 = 1$)

متغیرها	بردار
$LnMI$	۱/۰۰۰۰ (۰/۰۰۰۰)
LnY_d	۰/۵۴۷۸۳ (۰/۲۲۴۲)
$LnTR$	-۰/۰۳۲۹۵ (-۰/۰۱۴۹)
$LnLI$	۱/۱۹۴۸۰ (۰/۴۴۰۸)
$LnII$	۲/۳۶۸۷۱ (۰/۸۵۰۶)
$LnPM$	-۰/۱۴۶۲۰ (-۰/۰۲۸۵)
W	-۰/۳۳۶۱۰ (-۰/۰۹۴۱)

اعداد داخل پرانتز انحراف معیارها هستند.

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

تابع برآورد شده بیانگر اثرپذیری زیاد تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای کشور از تغییرات سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در تجارت جهانی است. این واقعیت که تقاضای کالاهای مورد بررسی حساسیت کمی نسبت به تغییرات نرخ تعرفه از خود نشان می‌دهد نیز تأیید می‌گردد. هم‌چنین اثر متغیر جنگ در بلندمدت روی واردات کالاهای مورد بررسی به‌طور معنادار و منفی است. اما اثر آن چندان قابل ملاحظه نیست. به نحوی که دورهٔ جنگ تقاضای واردات کالاهای واسطه ای ـ سرمایه‌ای را هر سال به میزان تقریبی ۰/۳۳ درصد کاهش داده است.

www.SID.ir

Archive of SID

در این راستا و با عنایت به نتایج به‌دست آمده می‌توان چنین بیان کرد که در صورت الحاق به سازمان تجارت جهانی اولاً، سطح تجارت جهانی و به تبع آن میزان تجارت کالاهای مورد بررسی افزایش خواهد یافت. ثانیاً، میزان ادغام در اقتصاد بین‌الملل افزایش یافته و نهایتاً این‌که با کاهش و یا حذف نرخ‌های تعرفه تقاضای این کالاها و مشابه داخلی چندان تحت تأثیر قرار نمی‌گیرد؛ زیرا تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای نسبت به نرخ تعرفه حساسیت کم‌تری داشته و کاهش نرخ تعرفه تقاضای آن‌ها را به مقدار کم‌تری افزایش می‌دهد. بنابراین سیاست کاهش یا حذف تعرفه وارداتی کالاهای مورد بررسی در اقتصاد ایران قابل توجیه است.

برآورد الگوی تصحیح خطا[1]

چنانچه الگوی تصحیح خطای بردار هم‌جمعی تخمین زده شده در رابطه ۶ برآورد شود، می‌توان نتایج حاصل از این برآورد را که در جدول ۱۰ ارایه شده است، مورد تحلیل قرار داد. براساس نتایج به‌دست آمده می‌توان بیان کرد که اولاً تمامی ضرایب در این حالت به لحاظ آماری معنادار هستند. هم‌چنین ضریب تعیین (R^2) برابر ۰/۹۶ است که نشان‌دهندهٔ قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگوست. ثانیاً ضریب جمله تصحیح خطابرابر ۰/۶۲- است که نشان می‌دهد در هر سال ۶۲ درصد از عدم تعادل در تقاضای کالاهای مورد بررسی در دورهٔ بعد تعدیل می‌شود. به‌عبارتی چنانچه تقاضای واردات کالاهای مذکور در اثر بروز نوسان در متغیرهای الگو، دچار تغییر شود در هر سال حدود ۶۲ درصد از انحراف مورد نظر با حرکت به سمت مقادیر تعادلی برطرف می‌شود و بنابراین تعدیل به سمت تعادل، نسبتاً به‌خوبی صورت می‌گیرد. با عنایت به نتایج حاصل، مشاهده می‌شود ضریب مربوط به متغیر مجازی جنگ ۰/۱۴- است که نشان‌دهندهٔتأثیر منفی اماناچیز جنگ بر روند واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در کوتاه‌مدت است.

1-Error Correction Model.

www.SID.ir

هم‌چنین در الگوی کوتاه‌مدت نیز درآمد ملی سرانه، سطح تجارت و ادغام در تجارت بین‌الملل اثری مثبت روی واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای داشته‌اند. برای نمونه افزایش ۱ درصد درآمد حقیقی سرانه تقاضای واردات را به میزان تقریبی ۰/۳ درصد افزایش می‌دهد و نرخ تعرفه و قیمت‌های نسبی نیز دارای اثری منفی بوده‌اند؛ برای مثال افزایش ۱ درصدی قیمتهای نسبی تقاضای واردات را به میزان تقریبی ۰/۴۵ درصد کاهش می‌دهد. لذا اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها در یک راستا و هم‌جهت عمل کرده است.

جدول ۱۰. الگوی تصحیح خطا برای LnMIC به روش هم‌جمعی

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t
عرض از مبداء	۱۰/۳۶	۵/۱۰	۲/۰۳
dLnMIC	۰/۲۱	۰/۰۸	۲/۶۳
$dLnY_d$ (-1)	۰/۳۱	۰/۰۶	۵/۱۷
dLnTRF (-1)	-۰/۲۱	۰/۰۹	-۲/۳۳
dLnLIT (-1)	۰/۹۲	۰/۴۲	۲/۱۹
dLnIIT (-1)	۱/۱۷	۰/۴۵	۲/۶۰
dLnPMD (-1)	-۰/۴۵	۰/۲۲	-۲/۰۵
Ecm (-1)	-۰/۶۲	۰/۲۶	-۲/۳۸
$*D_1$	-۰/۱۴	۰/۰۴	-۳/۵۰
R-squared	۰/۹۶۸۲		

***D متغیر جنگ که به عنوان یک متغیر مجازی به مدل اضافه شده است.**

مأخذ: محاسبات پژوهش حاضر

برآورد تابع واکنش آنی (IRF)[1]

برآورد تابع واکنش آنی نشان می‌دهد که چنانچه شوکی به متغیر وابسته یعنی تقاضای واردات وارد شود، تا سال سوم اثر این شوک از بین می‌رود. البته عمده اثرات شوک در پایان سال اول

1-Impulse Response Function

www.SID.ir

Archive of SID

برطرف می‌شود و مابقی در سال‌های دوم و سوم به صفر نزدیک می‌شود (جدول۱۱).

جدول۱۱. تابع واکنش آنی

دوره ایجاد شوک	اثرات واکنش
۰	۱/۲۱۵۳۰
۱	۰/۱۸۲۰۵
۲	۰/۰۸۵۲۳
۳	۰/۰۱۱۴۲
۴	۰/۱۹۳۲E-3
۵	۰/۱۶۲۱E-4
۶	۰/۱۵۸۵E-5
۷	۰/۱۶۲۰E-6
۸	۰/۲۲۳۸E-7
۹	۰/۳۱۲۸E-8
۱۰	۰/۲۸۵۰۱E-9

آنالیز واریانس تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای-سرمایه‌ای

بررسی نتایج آنالیز واریانس برای ۱۰ سال متوالی نشان می‌دهد که در سال اول تقریبا ۱۰۰ درصد تغییرات تقاضای واردات توسط خودش توضیح داده‌می‌شود؛ اما با گذشت زمان و در سال پنجم سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در تجارت بین‌المللی حدود ۲۰ درصد از تغییرات تقاضای واردات کشور را توضیح می‌دهند. در سال ۱۰ نیزحدود ۱۷ درصد توضیحات تقاضای واردات توسط ادغام در تجارت بین‌المللی و ۱۰ درصد تغییرات آن نیز توسط نرخ تعرفه توضیح داده می‌شودکه بیانگر افزایش اثرات متغیرهای مستقل بر متغیر وابسته در بلند مدت است (جدول ۱۲).

جدول۱۲. نتایج تحلیل واریانس تقاضای واردات

دوره	LnPMD	LnTRF	LnIIT	LnLIT	LnYD	LnMIC
۰	۰/۱۲۲۸	۰/۰۱۶	۰/۱۶۱	۰/۲۲۷	۰/۱۰۳	۱
۱	۰/۰۳۸	۰/۰۵۱	۰/۱۶۷	۰/۱۶۴	۰/۰۶۲	۰/۹۰۸
۲	۰/۰۶۰	۰/۰۶۹	۰/۱۶۸	۰/۱۳۴	۰/۰۴۴	۰/۸۵۵
۳	۰/۰۷۳	۰/۰۸۰	۰/۱۶۸	۰/۱۱۶	۰/۰۳۴	۰/۸۲۴

www.SID.ir

 Archive of SID

۴	۰/۰۸۱	۰/۰۸۷	۰/۱۶۸	۰/۱۰۵	۰/۰۲۸	۰/۸۰۵
۵	۰/۰۸۶	۰/۰۹۲	۰/۱۶۹	۰/۰۹۸	۰/۰۲۴	۰/۷۹۱
۶	۰/۰۹۰	۰/۰۹۵	۰/۱۶۹	۰/۰۹۲	۰/۰۲۱	۰/۷۸۱
۷	۰/۰۹۳	۰/۰۹۷	۰/۱۶۹	۰/۰۸۹	۰/۰۱۸	۰/۷۷۴
۸	۰/۰۹۶	۰/۰۹۹	۰/۱۶۹	۰/۰۸۵	۰/۰۱۶	۰/۷۶۸
۹	۰/۰۹۹	۰/۱۰۱	۰/۱۶۹	۰/۰۸۲	۰/۰۱۵	۰/۷۶۳
۱۰	۰/۰۹۹	۰/۱۰۳	۰/۱۶۹	۰/۰۸۰	۰/۰۱۴	۰/۷۵۹

نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

نتیجه‌گیری

در این تحقیق تأثیر متغیرهایی نظیر نرخ تعرفه، درآمد حقیقی سرانه، قیمت‌های نسبی، سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در تجارت بین‌الملل بر واردات گروه کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای ایران با تأکید بر آزادسازی تجاری مورد آزمون قرار گرفته است. در تحلیل تجربی برای تخمین تابع تقاضای کالاهای مورد بررسی از مدل هم‌جمعی جوهانسون و الگوی تصحیح خطا استفاده شده است. در این راستا نتایج حاصل از برآورد تابع تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی را می‌توان به شرح زیر برشمرد:

برآورد تابع تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی دلالت بر این دارد که تابع مذکور بیشترین حساسیت را نسبت به متغیرهای سطح تجارت بین‌الملل و ادغام در تجارت بین‌الملل داشته است. این واکنش که با سطح بازارهای جهانی مرتبط می‌باشد، نشان می‌دهد افزایش سطح تجارت بین‌الملل و هم‌جمعی یا ادغام در تجارت بین‌الملل که از پیش‌زمینه‌های الحاق به سازمان تجارت جهانی نیز به‌شمار می‌روند، موجب افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای شده و از این طریق می‌تواند به صادرات کالاهای مربوطه نیز کمک کند.

بر اساس نتایج حاصل، حساسیت تقاضای واردات نسبت به نرخ تعرفه تحقق یافته در سطح پایینی قرار دارد. از این‌رو سیاست کاهش یا حذف نرخ تعرفه کالاهای مورد بررسی در راستای الحاق به سازمان تجارت جهانی می‌تواند قابل توجیه باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

ضریب تصحیح خطا که نوسانات کوتاه‌مدت را به تعادل بلندمدت مرتبط می‌نماید، بیانگر سرعت بالای حرکت به سمت تعادل بلندمدت به هنگام بروز نوسانات کوتاه‌مدت است. این مسأله هم‌جمعی متغیرهای الگو را در بلندمدت مورد تأیید قرار می‌دهد.

وضعیت واردات کالاهای مورد بررسی طی بازه زمانی مورد مطالعه بهبود یافته است. دلیل این امر را می‌توان افزایش سطح تجارت بین‌الملل و میزان ادغام تجارت کشور (افزایش روابط تجاری کشور) در اقتصاد جهانی دان است که روند آماری واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای در جدول ۱ نیز مؤید آن است.

رشد درآمد ملی نیز موجب واکنش مثبت واردات کالاهای مورد بررسی شده است. در نتیجه، الحاق به سازمان تجارت جهانی موجب افزایش سطح تجارت بین‌الملل و رشد اقتصادی شده و به نوبه خود موجب افزایش واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای می‌شود. از آنجا که تقاضای کالاهای مشابه داخلی کم‌تر تحت تأثیر کاهش نرخ‌های تعرفه در اثر الحاق به WTO قرار می‌گیرد، واردات کالاهای مذکور تهدیدی برای رشد اقتصادی کشور محسوب نمی‌شود.

افزایش قیمت‌های نسبی در کوتاه‌مدت و بلندمدت موجب کاهش نسبی تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای می‌شود. به نحوی که با افزایش ۱ درصدی قیمت‌های نسبی، تقاضای واردات این کالاها به میزان تقریبی ۰/۳۰ درصد در بلندمدت و ۰/۴۵ درصد در کوتاه‌مدت کاهش می‌یابد. البته اثر کوتاه‌مدت این متغیر بیشتر از اثر بلندمدت آن است. لذا افزایش قیمت‌های نسبی ناشی از افزایش قیمت کالاهای وارداتی، هزینه تولید کالاهای نهایی تولید شده در داخل کشور را که کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای وارداتی در تولید آن‌ها نقش دارد، افزایش می‌دهد. این امر می‌تواند قدرت صادراتی کشور را نیز کاهش دهد که در این صورت اثری منفی بر ادغام در اقتصاد جهانی خواهد داشت.

الگوهای کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها نتایج هم‌جهتی را ارایه می‌کنند. به‌طوری‌که

www.SID.ir

 Archive of SID

در برخی موارد اثرات کوتاه‌مدت متغیرها پررنگ‌تر است.

برآورد تابع واکنش آنی نشان می‌دهد که عمده اثرات شوک وارد شده بر تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی در پایان سال اول برطرف می‌شود و مابقی در سال‌های دوم و سوم به صفر نزدیک می‌شود.

بررسی نتایج آنالیز واریانس برای ۱۰ سال متوالی بیانگر افزایش اثرات متغیرهای مستقل به‌خصوص ادغام در تجارت بین‌الملل، بر متغیر وابسته در بلندمدت است.

توصیه‌های سیاستی

با توجه به حساسیت کم تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای ایران نسبت به نرخ تعرفه، بهتر است در راستای پیوستن به سازمان تجارت جهانی، نرخ تعرفه این گروه از کالاها به‌تدریج کاهش یابد تا به آزادسازی کامل منجر گردد. با این کار علاوه بر تغییر واردات کشور به سمت کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای و به‌کارگیری آن‌ها در امر تولید و سرمایه‌گذاری بیشتر در کشور می‌توان امیدوار به افزایش رشد اقتصادی و تقویت شاخص‌های سطح تجارت بین‌الملل، ادغام در تجارت بین‌الملل و به‌طور کلی همگرایی اقتصادی شد.

با عنایت به این‌که بر اساس نتایج تحقیق، تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای – سرمایه‌ای ایران ارتباط مستقیم و معناداری با سطح تجارت بین‌الملل و همگرایی اقتصادی دارد، دولت می‌تواند با اجرای سیاست‌های مناسب از قبیل تشویق صادرات غیرنفتی و تعامل سازنده با اقتصادهای دیگر (بهبود روابط تجاری از طریق بهبود روابط سیاسی)، این شاخص‌ها را تقویت کند. به عبارتی بهبود روابط سیاسی با کشورهای مختلف موجب بهبود روابط تجاری نیز می‌شود که بعد از این مرحله می‌توان با ایجاد مزیت رقابتی در صادرات غیرنفتی کشور (نظیر اصلاح و بهبود فضای کسب و کار خصوصا کاهش تعداد مراحل و هزینه‌های لازم برای صادرات)، زمینه افزایش صادرات را فراهم کرد.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

منابع فارسی

۱-آذربایجانی، کریم، (۱۳۸۱): جهانی شدن، هم‌جمعی اقتصادی ـ منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز، فصلنامهتحقیقات اقتصادی، ۱۷-۶۱،۱۴۹.

۲- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره حساب‌های اقتصادی، گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، سال‌های مختلف.

۳- بیدرام، رسول، (۱۳۸۱): Eviews همگام با اقتصادسنجی، انتشارات منشور بهره‌وری، تهران.

۴-رحمانی، تیمور، (۱۳۸۳): اقتصاد کلان، جلد۱، انتشارات برادران، تهران.

۵- صامتی، مجید، سیدعبدالمجید جلایی و زین‌العابدین صادقی، (۱۳۸۳): آثار جهانی شدن بر الگوی تقاضای واردات ایران (۱۳۸۱-۱۳۳۸)، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۱۲، ۱۶-۱۱.

۶- صنایعی،علی و کریم آذربایجانی، (۱۳۷۹):تأثیر الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی بر صنعت فولاد، سازمان مدیریت صنعتی اصفهان.

۷- قطمیری، علی، (۱۳۷۶): برآورد کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضا برای واردات و اثر آن بر توسعه اقتصادی در ایران ۱۳۷۳-۱۳۴۲، پژوهش‌نامه بازرگانی، ۵، ۶۶-۵۵.

۸-کلباسی، محمد و عبدالمجید جلایی، (۱۳۸۱): بررسی اثرات جهانی شدن اقتصاد بر تجارت خارجی، فصلنامه پژوهشهای اقتصاد ایران، ۱۱،۱۲۸-۱۱۳.

۹- گمرک جمهوری اسلامی ایران، سالنامه آماری بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران (صادرات ـ واردات)، ۱۳۸۳-۱۳۵۰.

۱۰- مرادی، محمدعلی و مریم مهدیزاده، (۱۳۸۴): تجارت خارجی و رشد اقتصادی در

www.SID.ir

Archive of SID

ایران، فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، ۳، ۷۲-۳۸.

۱۱- نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸):ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی، انتشارات چشمه، تهران.

۱۲- وزارت بازرگانی، (۱۳۸۶): مجموعه قوانین و مقررات صادرات.

منابع انگلیسی

13-Aydin, M. Faruk, Ciplak, Ugur and Yucel, M. Eray, (2004), "Export and Import Demand Models for Turkish Economy", Central Bank of Republic of Turkey,20-21.

14-Blanchard, E. , (2005), "Foreign Direct Investment, Endogenous Tariffs, and Preferential Trade Agreements", Mimeo, University of Virginia, 22.

15-Borga, M. & W. Zeile, (2004), "International Fragmentation of Production and the Intrafirm Trade of U. S. Multinational Companies", The U. S. Department of Commerce, the U. S. Bureau of Economic Analysis, Working Paper, 200, 4-20.

16-Cheong, T. , (2002), "Aggregate Import Demand Function Behavior for Indonesia: Evidence from Bouns Testing Approach", IIUN Journal of Economics and Management, 10:2, 2-13.

17-ChiarLone, S. , (2002), "TRDe Quality Differentiated Goods and Import Elastisity", CESPRI – Bocconi University, 1.

18-Diez, F. , (2006), "Tariffs on Final and Intermediate Goods under Global Sourcing", University of Wisconsin, Madison,2-4.

19-Dutta, D. , & N. , Ahmad, (2001), "Aggregate Import Demand Function for India", University of Sydney.

20-Dutta, D. , & N. , Ahmad, (2006), "An Aggregate Import Demand Function for India: A Cointegration Analysis", School of Economics of Sydney, Australia.

21-Grossman, G. , & E. Helpman, (1991), "Innovation and Growth in Global Economy", Cambridge, MIT Press, 122.

22-Guisan, M. , (2005), "Human Capital, Population Growth and Industrial Development in Mexico and Turkey: A Comparative Analysis with other OECD Countries", 1964-2004, Paper Series Economic Development, 85: 10, 11-12.

23-International Monetary Fund, International Financial Statistics, (2004) (IFS).

24-Lindqvist, R. , (2006), "Intra-Industry Trade, School of Economics and Management", Dlund University.

www.SID.ir

Archive of SID

25-Makhija, M. V., Kim K. and Williamson S. D., (1997), "Measuring Globalization of Industries, a National Industry Approach: Empirical Evidence Across Five Countries and Over Time", Journal of International Business Studies, Forth Quarter, pp. 676-716.
26-Moran, C. , (1989), "Imports under a Foreign Exchange Constraint", The World Economic Review, 3:2, 279-295.
27-Parsley, D. , (2003), "Exchange Rate Pass-Through in Small Open Economy: Panel Evidence from Hongkong", International Journal of Finance and Economics, 8:1, 1-9.
28-Pollard, P. & C. Coughlim, (2003), "Pass-Through and the Choice of an Exchange Rate Index", Federal Reserve Bank of St. Louis, 12, 4-6.
29-Steger, T. & L. Bretschger, (2005), "Globalization, the Volatility of Intermediate Goods Prices and Economic Growth", Institute for Economic Research,18, 1-2.
30-Tang, T. , (2002), "Aggregated Import Demand Behaviour for Indonesia: Evidence from Bounds Testing Approach", IIUM, Journal of Economics and Management, 10:2, 10-21.
31-Thomakos, D. & M. Ulubasoglu, (1997), "The Impact of Trade Liberalization on Import Demand", Journal of Economic and Social Research, 4:1, 11-23.
32-Turk can, K. ,(2005), "Exchange Rate Pass-Through Elasticities in Final and Intermediate Goods: The Case of Turkey", Celal Bayar University, 1-4.

www.SID.ir