اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر واردات کالاهـای واسطه‌ای- سرمایه‌ای صنعت ایران

*اسدا... جلال‌آبادی**
*صمد عزیزنژاد***
*محمودرضا مستقیمی****

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

آزاد سازی تجاری و حذف عوامل مختل کننده قیمت ها موجب شکل گیری تولیدات بر پایه مزیت نسبی است. در این میان واردات و بخصوص واردات کالاهای واسطه ای- سرمایه ای می‌تواند منجر به تولید کالاهایی با کیفیت بالاتر در کشور از طریق رقابتی‌تر کردن صنایع شود؛

*. اسدا... جلال‌آبادی؛ عضو هیأت علمی پژوهشکده امور اقتصادی. E.mail: jalal_msrt@yahoo.com.
**. صمد عزیزنژاد؛ کارشناس ارشد اقتصاد و کارشناس مرکز پژوهشهای مجلس شورای اسلامی.
E.mail: saza291@yahoo.com
***. دکتر محمودرضا مستقیمی؛ عضو هیأت علمی دفتر نظارت و ارزیابی آموزش عالی- وزارت علوم، تحقیقات و فناوری.
E. mail: mostaghimi@yahoo.com

به‌عبارتی می‌توان گفت واردات می تواند نقش مؤثری در فرایند آزادسازی تجاری داشته باشد؛ لذا تجزیه و تحلیل تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر واردات کالاهای مربوط از اهمیت بسزایی برخوردار می‌باشد. در پژوهش حاضر تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری (VAR)[1] و همگرایی جوهانسن[2] بر واردات کالاهای واسطه ای- سرمایه ای مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. متغیرهای کلان اقتصادی شامل نرخ ارز حقیقی، نرخ تعرفه، نرخ تورم، جمعیت و متغیر مجازی جنگ است. نتایج حاصل نشان می دهد مقدار تقاضای واردات بطور عمده بوسیله نوسانات نرخ ارز حقیقی و درآمد سرانه حقیقی تحت تاثیر قرار می گیرد و کمتر تحت تاثیر نرخ تعرفه است. همچنین با استفاده از ضریب تعدیل حاصل از مکانیسم تصحیح خطا (ECM)[3] برای متغیرها می‌توان نتیجه گرفت در صورت بروز عدم تعادل در تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی در هر سال، ۴۸ درصد از عدم تعادل حاصل از تقاضای کالاهای واسطه‌ای- سرمایه‌ای در دوره بعد تعدیل می شود. برای تعیین رابطه موجود بین متغیرها در بلندمدت از روش جوهانسون، بردارهای همگرا برآورد شده و با اعمال قیود روی روابط همجمعی، تأثیر متغیرها سنجیده شده است.

کلید واژه‌ها:

ایران، صنعت، کالاهای واسطه‌ای – سرمایه‌ای، مدل خودرگرسیون برداری VAR، روش جوهانسن، آزمون دیکی- فولر، مدل اقتصادسنجی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Vector Auto Regressive
2. Johanson Integration model
3. Error Correction Mechanism

مقدمه

تجارت فرامرزی یکی از نیروهای ادغام کنندهٔ اقتصاد جهان است. فشار بر فرآیند ادغام اقتصادی طی دو دههٔ اخیر به وسیلهٔ توسعهٔ تکنولوژی، تغییر در ساختار بازارها و ظهور شرکتهای فراملیتی یا چند ملیتی افزایش یافته، که بخشی از این موارد، نتیجهٔ افزایش تجارت در جهان است.

تجربه کشورهای مختلف؛ اعم از توسعه یافته یا در حال توسعه مبین این موضوع است که در عمل، منافع تجارت آزاد بیش از مشکلات و سختی‌های آن است. در این رابطه واردات نیز نقش مهمی در ایجاد فرصتها و رشد اقتصادی ایفا می‌کند؛ به‌عنوان نمونه، درکشور آمریکا حداقل ده میلیون شغل از طریق واردات حمایت می‌شوند.[1] بطور کلی واردات را می‌توان انگیزه‌ای جهت نوآوری و اختراعات در داخل کشور دانست. هم‌چنین واردات منجر به تولید کالاهایی با کیفیت بالاتر خواهد شد. در این میان واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای می‌تواند صنایع را در داخل کشور رقابتی‌تر کند و در نهایت موجب کاهش تورم و افزایش توان انتخاب مصرف کنندگان شود. کشورهای در حال توسعه نظیر ایران، به دلیل کمبود نهاده‌های تولید، به خارج وابسته هستند. نهاده‌های واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای وارداتی صنعت، در تولید کالاهای صنعتی بکار می‌روند و از نقش و کارایی بالایی نسبت به نهاده‌های داخلی برخوردارند؛ بعبارتی می توان گفت از واردات نهاده ها در کشورهای در حال توسعه، علاوه بر استفاده مستقیم در فرایند تولید، بطور غیر مستقیم در بالا بردن کارایی نهاده های داخلی از طریق ارتباط پسین و پیشین قوی در روند تولید، بهره برداری می شود.[2]

در مطالعهٔ حاضر تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای صنعت ایران با استفاده از مدل همگرایی جوهانسن مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. منظور از واردات کالاهای واسطه ای- سرمایه ای صنعت ایران، واردات کالاهایی مانند صنایع شیمیایی (کد ۳۵)، صنایع محصولات کانی غیرفلزی به غیر از فرآورده‌های نفتی و

---

[1]. محمدمهدی بهکیش، اقتصاد ایران در بستر جهانی شدن، (تهران، نشر نی، ۱۳۸۰)، ص ۲۱۲.

[2]. غلامعلی فرجادی و محمدرضا لعلی، «تأثیر کالاهای سرمایه‌ای- واسطه‌ای اقتصاد ایران»، پژوهشهای بازرگانی، شماره پنجم، مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، (۱۳۷۶)، صص ۶-۱.

زغال سنگ (کد ۳۷) و صنایع تولیدات فلزات اساسی (کد ۳۷) هستند که می‌توان آنها را به عنوان نماینده کل واردات کالاهای واسطه‌ای-سرمایه‌ای صنعت ایران در نظر گرفت.[۱]

پیشینهٔ پژوهش

تقاضای واردات یک کشور را می توان به صورت رابطه‌ای تبعی به شکل زیر نشان داد:

$$M_t = F(P_d, P_f, EXM, Y^D) \qquad (1)$$

که در آن M_t واردات کل کشور، P_d سطح قیمت های داخلی، P_f سطح قیمت های خارجی، EXM نرخ ارز و Y^D درآمد ملی می باشد. از میان این عوامل Y^D و P_f با تقاضای واردات رابطه مستقیم و P_d و EXM رابطه غیر مستقیم دارند.[۲] برای تقاضای واردات الگوهای متعددی وجود دارند که از آن جمله می توان به الگوی تقاضای واردات «محسن خان»[۳]، الگوی تقاضای واردات «هاشمی پسران»[۴] و الگوی «ون چن و سایدیو»[۵] اشاره کرد.

محسن خان (۱۹۸۸) در یک الگوی لگاریتمی در دو حالت تعادل و عدم تعادل تقاضای واردات را بررسی کرده است. در وضعیت تعادل، تقاضای واردات تابعی از قیمت کالاهای وارداتی، سطح قیمت های داخلی و سطح تولید ناخالص داخلی واقعی در نظر گرفته شده است. همچنین در وضعیت عدم تعادل، تقاضای واردات تابعی از رابطه مبادله، تولید ناخالص داخلی واقعی و حجم واردات سال قبل در نظر گرفته می‌شود؛ به عبارتی وی با استفاده از الگوهای وقفه اقتصاد سنجی مدل خود را ارائه می نماید. هاشم پسران در یک

---

۱. این طبقه بندی بر اساس طبقه بندی استاندارد بین المللی صنایع صورت گرفته است. برای مطالعه بیشتر رجوع شود به: علی صنایعی و کریم آذربایجانی، «تأثیر الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی بر صنعت فولاد»، سازمان مدیریت صنعتی اصفهان، (۱۳۷۶)، ص ۱۰.

۲. تیمور رحمانی، ***تئوری اقتصاد کلان***، جلد اول، تهران، انتشارات نور علم، ۱۳۸۰، ص ۲۱۲.

3. Mohsen Khan

4. Pesaran M. H. Macroeconomic Policy in an Oil-Exporting Economy with Foreign Controls, No.51, (1989), pp.253-270.

5. Wen S. Chen and Side YU

الگوی تجاری برای کشورهای صادرکننده نفت، تقاضای واردات حقیقی را تابعی از ارزش واردات اسمی، نرخ ارز اسمی، قیمت های داخلی و خارجی و جذب واقعی درنظر می گیرد.

ون چن و سایدیو(۲۰۰۰) در الگوی خود میزان تقاضای واردات را تابعی از نسبت قیمت کالاهای وارداتی به سطح قیمت های داخلی، تولید ناخالص داخلی، درآمد خصوصی خانوارها و سطح میزان واردات سال قبل در نظر می گیرند. ایشان نیز همچون محسن خان الگوی خود را دو حالت تعادل و عدم تعادل ارائه کرده اند که در واقع تفاوت الگوی ایشان با محسن خان در ورود متغیر روند زمان به عنوان یکی از متغیرهای برونزا در مدل است.

هاتاکرومگی[1] (۱۹۶۹) در مطالعه ای برای برآورد تابع تقاضای واردات با استفاده از اطلاعات مربوط به ۲۹ کشور جهان، تقاضای واردات را تابعی از تولید ناخالص ملی و رابطهٔ مبادله در نظر گرفته‌اند. براساس مطالعه آنها تقاضای واردات تمامی کشورهای مورد بررسی کمترین تأثیر را از تغییرات رابطه مبادله می‌پذیرند.[2]

«بهمنی اسکویی» (۱۹۹۶) در مطالعه ای که در مؤسسهٔ تحقیقات اقتصادی دانشگاه چانگ ـ آنگ آمریکا تحت عنوان "نوسانات نرخ ارز و ادوار تجاری در کشورهای در حال توسعه"تقاضای واردات را تابعی از رابطه مبادله، تولید بالقوه، میزان استفاده از ظرفیت (نسبت تولید واقعی به درآمد ملی واقعی) و نرخ ارز مؤثر واقعی در نظر گرفته است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می دهد که گرچه بیشتر کشورهای در حال توسعه سعی در ثابت نگه داشتن حجم پول در جریان دارند؛ اما در مقابل تغییرات بی‌رویه نرخ متوسط ارز در برابر کشورهای دیگر احتیاط می‌کنند.

خان و نایت[3] (۱۹۸۸) در مطالعه خود در ۳۴ کشور در حال توسعه، به بررسی تحدید واردات و عملکرد صادرات پرداخته و با اجرای سناریوی ۱۰ درصدی کاهش واردات در قالب یک مدل شبیه‌سازی شده، نتیجه گرفته‌اند در قبال چنین سیاستی، صادرات کشورها، دو درصد در کوتاه مدت و پنج درصد در بلندمدت کاهش می‌یابد.

---

1. Hattacker and Magi

2. محمد کلباسی و عبدالمجید جلایی، «بررسی اثرات جهانی شدن اقتصاد بر تجارت خارجی»، *فصلنامهٔ پژوهشهای اقتصاد ایران*، دانشگاه علامه طباطبایی، (تابستان ۱۳۷۹)، ص ۱۱۸.

3. Khan and Knight

«دوتا و احمد»[1] (۱۹۹۸) در تحقیق خود تحت عنوان «برآورد تابع تقاضای واردات» برای کشور هند که با استفاده از روش همگرایی انجام داده است، چنین استدلال کرده که رفتار واردات کل هندوستان در طول سالهای مورد بررسی، اغلب با استفاده از تولید ناخالص داخلی توضیح داده می‌شود و حساسیت کمتری نسبت به تغییرات قیمت نسبی واردات از خود نشان می‌دهد.

چیرلُن[2] (۲۰۰۰) در مطالعه خود که در خصوص «متنوع سازی کیفیت کالاها و کشش‌پذیری واردات» انجام داده است، تقاضای واردات را بصورت یک تابع مطلوبیت فرض کرده است. نتیجهٔ پژوهش مذکور حاکی از این است که کیفیت کالاها، عکس‌العمل واردات را نسبت به قیمت، بدون توجه به عکس‌العمل درآمد کاهش می‌دهد و در حالت کلی واردات کشورهای ثروتمند نسبت به قیمت، حساسیت کمی دارد.

در زمینهٔ تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر کل واردات کشور ایران یا گروه خاصی از کالاها، تا کنون تحقیقات ناچیز و محدودی صورت گرفته است. صنایعی و آذربایجانی (۱۳۷۸) در مطالعه خود تحت عنوان «پذیرش ایران در سازمان تجارت جهانی و پیش‌بینی تأثیر آن بر صنعت فولاد»، تابع تقاضای واردات صنعت فولاد را تحت تأثیر متغیرهایی نظیر جمعیت، رابطهٔ مبادله، درآمد ارزی سرانه و نرخ تعرفه کالاهای وارداتی دانسته و نتیجه گرفته‌اند تقاضای واردات صنعت فولاد در ایران نسبت به نرخ تعرفه از حساسیت بالایی برخوردار بوده و تغییر در نرخ‌های تعرفه، تقاضای واردات فولاد را چندان تحت تأثیر قرار نمی‌دهد.

«قطمیری» (۱۳۷۶) در مطالعهٔ خود با استفاده از آمارهای سری زمانی که به روش تفاضل‌گیری «پایا» شده‌اند، تغییرات درجه بازبودن اقتصاد و قابلیت‌های اقتصاد ایران را برای جایگزین نمودن تولیدات داخلی به جای کالاهای وارداتی مورد آزمون قرار داده‌است. نتایج، حاکی از افزایش درجه باز بودن اقتصاد در دوره مورد مطالعه بوده و امکان بکارگیری سیاستهای جایگزینی تولیدات داخلی به جای واردات و کنترل تقاضا- به منظور محدود نمودن واردات در شرایط محدودیتهای ارزی- را مورد تأیید قرار می‌دهد.

---

1. Dutta and Ahmed
2. Chairlone

آذربایجانی (۱۳۸۱)، درمطالعه خود در خصوص «همگرایی اقتصادی ـ منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز»، پس از بررسی ارتباط جهانی شدن با همگرایی منطقه‌ای و اقتصادی، آثار همگرایی منطقه‌ای و سیاستهای برونگرایی را بر رشد و رفاه کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار داده است. نتایج حاصل، بیانگر ارتباط مثبت همگرایی‌های منطقه‌ای و سیاستهای برونگرایی بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه است.

وضعیت واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای صنعت ایران

کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای اصلی صنعت در مقاله حاضر صنایع شیمیایی (کد ۳۵)، صنایع محصولات کانی غیرفلزی بجز فرآورده‌های نفتی و زغال سنگ (کد ۳۶) و صنایع تولیدات فلزات اساسی (کد ۳۷) را شامل می‌شوند؛ که در مجموع ۶۵ درصد از کل واردات صنعتی را به خود اختصاص می‌دهند.[۱]

تأمل در آمار و ارقام مربوط به تولید ناخالص داخلی و واردات کالاهای مربوط، حاکی از وجود نوعی رابطهٔ مثبت بین این دو شاخص مهم اقتصادی کشور است. متوسط رشد سالیانه واردات کالاهای مربوطه طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۵۸، حدود ۱۱/۲ درصد و طی دوره ۱۳۸۲-۱۳۷۰ برابر با ۱۲/۶ بوده است. در کل می‌توان چنین بیان نمود که رشد واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای صنعت ایران طی سال‌های اخیر به دلیل جایگزینی تولیدات داخلی به جای کالاهای وارداتی تا حدودی کاهش یافته است. البته اثر تغییر نرخ ارز بر کاهش واردات بسیار مؤثر بوده است؛ چرا که مهمترین عامل مربوط به واردات کالاهای مذکور تأمین نرخ ارز برای آن می‌باشد که تغییرات نرخ ارز به راحتی می‌تواند تقاضای واردات کالاهای مربوطه را تحت تأثیر قرار دهد.

---

[۱]. ابراهیم علی رازینی، ***روشهای منطقی کردن تعرفه‌ها در اقتصاد ایران***، نشر مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، تهران، ۱۳۷۸، ص ۱۲۰.

متوسط رشد نـرخ تعرفـه طـی دورهٔ ۱۳۸۲-۱۳۵۸ برابـر بـا ۷/۸ درصـد و طـی دورهٔ ۱۳۸۲-۱۳۷۰، ۴/۱ بوده است که نشـان مـی‌دهـد نـرخ تعرفـه تحقـق یافتـه بـرای کالاهـای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای صنعت در دورهٔ دوم نسبت به دورهٔ اول کاهش یافته است.

جدول ۱. متوسط رشد متغیرهای کلان اقتصادی (۱۳۸۰-۱۳۵۸)

نام متغیر	متوسط رشد متغیر ها طی دوره(درصد)	
	۱۳۸۲-۱۳۵۸	۱۳۸۲-۱۳۷۰
نرخ تعرفه محقق	۸/۷	۱/٤
نرخ حقیقی ارز	۳/۹	۳/۱۰
جمعیت	۷/۱۲	۲/۱۰
نرخ تعرفه تحقق یافته	۸/۷	۲/٤
تولید ناخالص داخلی(GDP)	٤/٤	۸/٥
واردات کالاهای واسطه‌ای- سرمایه‌ای(MIK)	۲/۱۱	٦/۱۲
(MIK/GDP)	٥/۱۰	۸/۱۲

منبع: محاسبهٔ نویسندگان با استفاده از اطلاعات کسب شده از ترازنامه بانک مرکزی و گزارشهای گمرک ایران.

متوسط رشـد جمعیـت طـی دوره ۱۳۸۲-۱۳۵۸ برابـر بـا ۱۲/۷ درصـد و طـی دورهٔ ۱۳۸۲-۱۳۷۰ برابر با ۱۰/۲ درصد است. این آمار رشد بیانگر کـاهش نـرخ رشـد جمعیـت در دورهٔ دوم نسبت به دورهٔ اول می باشد. متوسط رشد تولید ناخـالص داخلـی از ۴/۴ درصـد در دورهٔ ۱۳۸۲-۱۳۵۸ به ۵/۸ درصد در دورهٔ ۱۳۸۲-۱۳۷۰ افزایش نشـان مـی‌دهـد کـه بیـانگر بهبود وضعیت تولید ناخالص داخلی در دورهٔ دوم نسبت به دورهٔ اول است. در نهایت متوسـط

رشد نرخ ارز حقیقی در دورهٔ ۱۳۸۲-۱۳۵۸ برابر با ۹/۸ درصد و طی دورهٔ ۱۳۸۲-۱۳۷۰ برابر ۱۱/۳ درصد می‌باشد که نشان دهندهٔ بالا بودن رشد نرخ ارز در دورهٔ دوم نسبت بـه دوره اول؛ به دلیل اعمال سیاست یکسان سازی نرخ ارز بوده که در سال ۱۳۸۱ اجرا شده است.

در راستای روشن شدن وضعیت واردات مربوط به کالاهـای واسـطه‌ای ـ سـرمایه‌ای صنعت، موانع تعرفه‌ای، شبه تعرفه‌ای و موانع غیـر تعرفـه‌ای در دوره بعـد از پیـروزی انقـلاب اسلامی مورد بررسی قرار می‌گیرند. جهت بررسی چگونگی تعرفه‌هـا بایـد بـه قـانون مقـررات صادرات و واردات مراجعه کرد. در طول دورهٔ بعد از انقلاب قـوانین متعـدد صـادرات و واردات تصویب شده، که آخرین آنها قوانین مصوبهٔ سال ۱۳۷۲ است. و طـی چنـد سـال گذشـته بـا اعمال اصلاحیه‌هایی، قانون مذکور هر ساله تنفیذ شده اسـت. براسـاس ایـن قـانون کالاهـای وارداتی به ایران، مشمول عوارض و مالیاتهای ذیل می‌گردد[1]:

الف) حقوق گمرکی: میزان حقوق گمرکی در ایـران توسـط مجلـس شـورای اسـلامی تعیین شده و براساس ارزش کالا وصول می‌گردد.

ب) سود بازرگانی: از لحاظ ماهیت با حقوق گمرکی تفاوتی ندارد، لیکن نـرخ و میـزان آن توسط دولت تعیین می‌شود.

ج) حق ثبت سفارش (شبه تعرفه): پس از تقاضای سفارش و تنظیم فـرم درخواسـت، درصدی از پیش فاکتور، به قیمت سیف کالا، در گمرک به عنـوان ثبـت سـفارش محاسـبه و جهت اطلاع گمرک و انجام مراتب وصول، در نسخهٔ اول سیاههٔ خرید ثبت و گواهی می‌شود.

د) عوارض دریافتی توسط گمرک (شبه تعرفـه): ایـن عـوارض شـامل عـوارض ویـژه، عوارض شهرداری، عوارض هلال احمـر، عـوارض شـهرداری محـل، عـوارض بنـدری، عـوارض آسفالت، عوارض بهداری و عوارض هوایی و یا سهم اتاق بازرگانی و .... است.

بعد از انقلاب و وقوع جنگ تحمیلی، نه تنها روند آزادی تجاری متوقـف شـد؛ بلکـه استفاده از موانع غیر تعرفه‌ای به میزان قابل توجهی افزایش پیدا کرد. عمده‌ترین این موانع در کشور، کسب اجازه ورود کالا (مجوز) از یک یا تعدادی از وزارتخانه‌هـا بـوده اسـت. بـا پایـان گرفتن جنگ و تدوین برنامه اول توسـعه (۱۳۶۸-۱۳۷۲)، سیاسـت آزادسـازی تجـاری مـورد

[1]. رضا بنایی، «قانون امور گمرکی و آیین‌نامهٔ اجرایی آن»، مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، ۱۳۷۸، صص ۶۳-۶۰.

توجه قرار گرفت و اولین گام در این جهت موافقت با ورود گروهی از کالاهای مورد نیاز عموم بود. برپایهٔ مادهٔ (۲) قانون صادرات و واردات، کالاهای صادراتی و وارداتی به سه گروه ذیل تقسیم می‌شوند.[۱]

الف) کالاهای مجاز: کالاهایی است که صدور یا ورود آنها بارعایت ضوابط، نیاز به کسب مجوز ندارد.

ب) کالاهای مشروط: کالاهایی است که صدور یا ورود آنها با کسب مجوز امکانپذیر است.

ج) کالاهای ممنوع: کالاهایی است که صدور یا ورود آنها طبق شرع اسلام یا قانون ممنوع است.

مدل‌سازی خود رگرسیون برداری (VAR)[۲]

هنگامی که رفتار چند متغیر سری زمانی مورد بررسی قرار می‌گیرد لازم است به ارتباط متقابل این متغیرها در قالب یک الگوی سیستم معادلات همزمان توجه شود. اگر معادلات این الگوها شامل وقفه‌های متغیرها نیز باشد، اصطلاحاً آن را الگوی سیستم معادلات همزمان پویا[۳] می‌نامند.

در چنین الگویی برخی از متغیرها درونزا تلقی می‌شوند و تعدادی نیز برونزا یا از پیش تعیین شده هستند. قبل از برآورد چنین الگویی لازم است اطمینان حاصل شود که معادلات این سیستم قابلیت شناسایی دارند. رویه معمول برای محقق کردن شرط شناسایی، آن است که فرض شود تعدادی از متغیرهای از پیش تعیین شده تنها در بعضی از معادلات الگو وارد می‌شوند. بنابراین قبل از برآورد الگوی سیستم معادلات همزمان لازم است دو قدم برداشته شود، یکی اینکه باید متغیرهای الگو را به دو دسته درونزا و برونزا طبقه‌بندی کرد و دیگر اینکه باید قیدهایی را برای ضرایب متغیرهای الگو اعمال کرد تا به شناسایی الگو دست یافت.

---

۱. محمدمهدی بهکیش، پیشین، ص ۹۲.

2. Vector Autoregressive Model

3. Dynamic Simultaneous Equation Model.

اغلب چنین تصمیمی در هر دو مرحله و به صورت اختیاری، توسط محقق گرفته می‌شودکه به شدّت از سوی سیمز[1] (۱۹۸۰) مورد انتقاد قرار گرفته است. به گفته سیمز اگر واقعاً بین مجموعه‌ای از متغیرهای الگو، همزمانی وجود داشته باشد، باید همهٔ متغیرها را به یک چشم نگریست و قضاوت قبلی در مورد اینکه کدام درونزا و کدام برونزا هستند صحیح نیست.

شیوه مدلسازی خود رگرسیون برداری با استفاده از روش شناسی بیزین توسعه داده شده است. اولین بار «لتیرمن»[2] (۱۹۸۰) این روش شناسی را برای برآورد مدل خود رگرسیون برداری به کار گرفت که به مدل بردارهای خود رگرسیونی بیزین BVAR معروف شد.[3]

مدل خود رگرسیون برداری، در واقع نوعی ارتباط خطی بین متغیر وابسته و وقفه‌هایی از کلیهٔ متغیرهای حاضر در سیستم معادلات است که تعداد وقفه‌ها توسط مدلساز و به صورت تجربی تعیین می‌شود. شکل کلی یک سیستم معادلات خود رگرسیون برداری با n متغیر وابسته (n معادله) به شکل زیر است:

$$Y_t = A(1)Y_t = Z + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در آن، 1 مبین عملگر وقفه[4]، C ماتریس عرض از مبدأ معادلات و ε_t نیز عناصر اخلال تصادفی بوده که فرض می‌شود دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس δ^2 است. همچنین، عناصر ماتریس A به صورت (A_{ij}) تعریف می‌شوند.

$$A_{ij}(1) = \sum_{k=1}^{k} 1^k a_{ijk} \qquad (۳)$$

---

1. Sims
2. Litterman
3. اسدالله جلال‌آبادی و شراره رخشان، «تحلیل مصرف حاملهای انرژی در ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (۱۳۸۰-۱۳٤٦)»، ***فصلنامه پژوهشهای اقتصادی***، شماره ۲۲، دانشگاه علامه طباطبایی، بهار ۱۳۸٤، ص ۱۲۵.
4. Lag operator

که در آن، i معرف شماره معادله، j شماره متغیر حاضر در معادله و k تعداد وقفه مورد نظر برای سیستم است.

براساس نظر سیمز (۱۹۸۰)، موضوع اساسی در این میان، تعیین طول وقفه‌ها و نیز تعیین متغیرهای مناسب جهت حضور در سیستم است. گاهی اوقات، محدودیت، درجه آزادی تعداد وقفه‌ها را تعیین می‌کند؛ اما در شرایطی که تعداد مشاهدات زیاد است، تعیین مقدار وقفه بهینه ضروری است. برای این منظور می‌توان از آزمون نسبت حداکثر احتمالات ممکن[1] و معیار اطلاعاتی آکایک[2] (AIC) و شوارتز[3] (SIC)، استفاده کرد که به شرح ذیل می‌باشد[4]:

$$AIC = T \log\left|\sum\right| + 2N \qquad (۴)$$

$$SIC = T \log\left|\sum\right| + N \log T \qquad (۵)$$

که در آن، $\left|\sum\right|$ دترمینان ماتریس واریانس ـ کوواریانس پسماندهای[5] سیستم، N تعداد کل پارامترهای برآورد شده سیستم و T تعداد مشاهدات مورد استفاده است.

الگوی خود رگرسیون برداری و همجمعی[6]: (روش جوهانسن)

در راستای تعیین رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین چند متغیر اقتصادی سری زمانی، روش جوهانسن در چند سال اخیر به سرعت تبدیل به یک ابزار اساسی در برآورد الگوهای اقتصادی سری زمانی شده است. در این روش، تعیین و برآورد بردارهای همجمعی (یعنی ضرایب

---

1. Maximum Likelihood
2. Akaike
3. Schwarz
4. حمید ابریشمی، «تقاضای واردات در اقتصاد ایران با رویکردهای نوین»، ***فصلنامه پژوهشنامهٔ بازرگانی***، شماره ۲۰، مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، پاییز ۱۳۸۰، ص ۹۵۷.
5. Residuals
6. Cointegration

مربوط به روابط تعادلی بلندمدت) بین متغیرها، با استفاده از ضرایب الگوی خود رگرسیون برداری (VAR) بین آن متغیرها صورت می‌گیرد.

ارتباط موجود بین الگوهای VAR و همجمعی، این امکان را فراهم می‌آورد تا به سادگی بردارهای همجمعی را از روی ضرایب الگوی خود توضیح برداری به دست آورد. نقطهٔ آغاز روش جوهانسن برای آزمون و تعیین روابط همجمعی بین متغیرهای سری زمانی، برآورد الگوی تصحیح خطای برداری ($VECM$) مربوط به آن متغیرهاست که می‌توان آن را به صورت زیر معرفی کرد:

$$\Delta Y_t = \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-2} + \ldots + \beta_{p-1} \Delta Y_{t-p-1} + \Pi Y_{t-p} + u_t \qquad (۶)$$

با این فرض که کلیهٔ متغیرهای بردار Y_t انباشته از مرتبهٔ یک$I(1)$ هستند، آنگاه تمامی جملات که بصورت ΔY_{t-1} در آمده‌اند پایا خواهد بود.

عمده‌ترین مسائلی که پژوهشگر در استفاده از روش جوهانسن با آن روبروست به شرح ذیل است:

الف) آزمون اینکه متغیرهای مورد استفاده در الگو انباشته از چه مرتبه‌ای هستند؛

ب) تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در الگوی VAR، برای تضمین پایایی جملات اخلال مربوط به الگوی تصحیح خطای برداری؛

ج) تعیین رتبهٔ ماتریس A؛

د) تشخیص وجود روند در آمار و در نتیجه لزوم وارد کردن متغیرهایی مانند عرض از مبدأ و روند زمانی در بردارهای همجمعی؛

هـ) اعمال قیدهای خطی بر روابط همجمعی، به منظور شناسایی روابط تعادلی بلندمدت که از نظر اقتصادی معنی دار هستند.

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از الگوی تصحیح خطا را فراهم می‌آورد. این الگوها در کارهای تجربی از شهرت فزاینده‌ای

برخوردار شده‌اند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوی تصحیح خطا (ECM) آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادل بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند.

روشن است وقتی دو متغیر x_t و Y_t هم انباشته اند، رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین آنها وجود دارد. البته در کوتاه‌مدت ممکن است عدم تعادل‌هایی وجود داشته باشد، در این صورت می‌توان جملهٔ اخلال رابطهٔ ذیل را به عنوان «خطای تعادل» تلقی کرد.

$$Y_t = \beta X_t + u_t$$

$$U_t = Y_t - \beta X_t \qquad (۷)$$

اینک می‌توان این خطا را برای پیوند رفتار کوتاه‌مدت Y_t با مقدار تعادلی بلندمدت آن مورد استفاده قرار داد و برای این منظور می‌توان الگویی بصورت زیر تنظیم کرد:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 \hat{U}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

که در آن $\hat{U}_{t-1}$ جملهٔ خطای برآورد رگرسیون با یک وقفهٔ زمانی است. چنین الگویی به الگوی تصحیح خطا (ECM) معروف است که در آن تغییرات در Y_t به خطای تعادل دورهٔ قبل ارتباط داده شده است.

البته باید در نظر گرفت که Y_t در رابطهٔ (۷) وقتی در بر دارنده روابط تعادل بلندمدت است که ماتریس مربوطه دارای رتبهٔ کامل[1] نباشد. به عبارت دیگر، تنها وقتی که $r \leq (k-1)$ ستون از ماتریس A به صورت خطی از هم مستقل باشند، می‌توان r بردار همجمعی داشت.

[1]. Complete Order

مدل مورد استفاده

برای تخمین مدل مورد مطالعه؛ یعنی تابع تقاضای کالاهای واسطه ای-سرمایه ای صنعت، از مدل کاربردی دوتا و احمد(۱۹۹۸) به شکل زیر استفاده شده است:

$$Mt=f(Yd, PMD, RP, Tm) \qquad (۹)$$

که در آن:

Mt= واردات کل کشور،

Y/P=Yd: درآمد ملی سرانه(Y درآمد ملی به میلیارد ریال و P جمعیت به هزار نفر می باشد)

Pm/Pd=PMD: شاخص قیمت نسبی یا رابطه مبادله (نسبت قیمت وارداتی به قیمت داخلی)

R/P=Rp:درآمد ارزی سرانه(R درآمد ارزی برحسب میلیون دلار).

Tm: نرخ تعرفه کالاهای وارداتی است.

دلیل استفاده از این مدل آن است که تنها مدلی است که متغیر نرخ تعرفه را به عنوان یک متغیر برونزا در مدل بکار می‌گیرد. با استفاده از متغیر مذکور راحت تر و بهتر می‌توان در مورد حساسیت تقاضای داخل نسبت به واردات بحث تصمیم‌گیری نمود. همچنین در تجزیه و تحلیل های مدل، همانند مدل دوتا و احمد(۱۹۹۸) از روش همگرایی جوهانسن و الگوی تصحیح خطا استفاده شده است. به این ترتیب بعد از انجام تغییرات لازم، مدل مورد استفاده به شکل ذیل در می آید:

$$MIK=f(YR, TRF, EXM, D1) \qquad (۱۰)$$

که در آن MIK واردات کالاهای واسطه ای-سرمایه ای صنعت ایران، YR درآمد حقیقی سرانه، TRF نرخ تعرفه تحقق یافته (ارزش اسمی واردات/درآمد مالیاتی)، EXM

نرخ ارز حقیقی و D1 متغیر مجازی اثرات جنگ(۱۳۶۸- ۱۳۵۹) هستند. همچنین با استفاده از معیار دیکی فولر با وقفه های مختلف مشخص شد متغیر رابطه مبادله، پایا نیست و به همین دلیل این متغیر از مدل حذف شده است. فرم لگاریتمی مدل بالا را می‌توان به صورت زیرنشان داد:

$$LnMIK=f(LnYR, LnTRF, LnEXM, D1) \qquad (۱۱)$$

که این رابطه را می‌توان به صورت زیر برای برآورد مدل بازسازی نمود:

$$LnMIK = a0 + a1LnYR + a2LnTRF + a3LnEXM + a4D1 \qquad (۱۲)$$

نتایج حاصل از آزمون مدل

آزمون دیکی ـ فولر برای تعیین پایایی

استفاده از روش برآورد OLS در کارهای تجربی براین فرض استوار است که متغیرهای سری زمانی مورد استفاده پایا هستند. از طرفی دیگر، باور غالب آن است که بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد پایا نیستند. از این رو قبل از استفاده از این متغیرها لازم است تا نسبت به پایایی[1] یا عدم پایایی[2] آنها اطمینان حاصل کرد. یکی از روشهای تعیین این معیار، آزمون ریشه واحد است.

نتایج بدست آمده از آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون دیکی ـ فولر تعمیم یافته در جدول (۱) ارائه شده است.

[1]. Stationary
[2]. Non-Stationary

جدول ۱. آزمون ریشه واحد برای متغیرهای پژوهش با استفاده از روش دیکی ـ فولر با روند زمانی

نام متغیر	کمیت آماری	حداکثر احتمالات ممکن	مقدار بحرانی	آکایک	شوارتز -بیزین	حنان- کوئین
$D_1LKM\,IK$	-۳/۸۵	-۱۲/۴۲	-۳/۶۷	-۱۶/۴۲	-۸/۳۱	-۱۶/۷۴
D_1LNYR	-۳/۷۲	-۵۳/۶۳	-۳/۰۲	-۵۶/۶۳	-۵۸/۰۴	-۵۶/۸۷
D_1LKEXM	-۴/۰۲	۸/۷۹	-۳/۶۷	۴/۷۹	۲/۹	۴/۴۷
D_1LnTRF	-۳/۷۸	-۱۳/۱۳	-۳/۰۳	-۱۶/۱۳	-۱۷/۵۴	-۱۶/۳۷

براساس جدول فوق می‌توان نشان داد که اولاً تمامی متغیرهای پژوهش در حالت عادی ناپایا هستند و ثانیاً تمامی متغیرهای مذکور با اعمال یک وقفه پایا شده و همگی انباشته از مرتبهٔ یک ($I(1)$) می‌باشند؛ چرا که در تفاضل مرتبهٔ اول لگاریتمی تمامی متغیرها، مقدار کمیت آماری از لحاظ قدر مطلق بزرگتر از مقدار بحرانی ارائه شده توسط آزمون دیکی فولر تعمیم یافته است؛ و لذا همگی با یک وقفه پایا می‌شوند.

جدول ۲. تعیین تعداد وقفه بهینه برای متغیرها

مرتبه وقفه	حداکثر احتمالات ممکن	آکایک	شوارتز
۲	-۵۱/۸۱	-۸۷/۸۱	-۱۰۵/۷۳
۱	-۶۲/۵۹	-۸۲/۵۹	-۹۲/۵۵
۰	-۱۴۶/۸	-۱۵۰/۸	-۱۵۲/۷۹

براساس هر دو معیار آکائیک و شواتز، حداکثر تعداد وقفه برابر یک است؛ چرا که در این سطح، ضابطه‌های یاد شده از لحاظ قدر مطلق کوچکترین مقدار خود را دارا هستند؛ مثلاً قدر مطلق کوچکترین مقدار آکائیک برابر ۰/۸۲ است که در سطح وقفهٔ اول قرار دارد.

تخمین بردارهای همگرایی به روش جوهانسن

این تخمین‌ها که براساس آزمون‌های اثر[1] و حداکثر مقادیر ویژه[2] صورت می‌گیرد در حالت عدم وجود روند زمانی و عرض از مبدأ الگوی کوتاه‌مدت($\delta_1 = \delta_2 = 0$) بهترین جواب را بدست می‌دهد که تعداد یک بردار همگرا براساس آزمون اثر ـ مقادیر ویژه برای مدل در جدول (۳) به اثبات رسیده است؛ چرا که آماره آزمون در این رابطه ۲۸/۴۳ می‌باشد که از مقادیر بحرانی ۳۱/۵۴ در سطح ۹۵٪ و ۲۸/۷۸ در سطح ۹۰٪ کمتر می‌باشد. لذا وجود یک بردار همگرا مورد تأیید است؛ اما اگر همین آزمون براساس حداکثر مقادیر ویژه صورت گیرد؛ (جدول ۳) که در این حالت وجود دو بردار همگرا تایید می شود که بعد از اعمال قیود خطی تفسیر خواهند شد.

حال اگر بردارهای همگرا به روش جوهانسن برآورد شوند، براساس آزمون حداکثر مقادیر ویژه دو بردار بدست خواهد آمد که در جدول (۵)، بردار بدست آمده از طریق آزمون اثر آورده شده است.

جدول ۳. تعیین تعداد بردارهای همگرا براساس آزمون اثر و حداکثر مقادیر ویژه

نوع آزمون	کمیت آماری	مقدار بحرانی ٪۹۵	مقدار بحرانی ٪۹۰	تعداد بردارها
آزمون اثر	٦٣/٨٤	٤٨/٨٨	٤٥/٧٠	$r<=0$
	٢٨/٤٣	٣١/٥٤	٢٨/٧٨	$r<=1$
	٥/٠٨	١٧/٨٦	١٥/٧٥	$r<=2$
	٠/١٣	٨/٠٧	٦/٥	$r<=3$
آزمون حداکثر مقادیر ویژه	٣٥/٤	٢٧/٤٢	٢٤/٩٩	$r<=0$
	٢٣/٣٥	٢١/١٢	١٩/٠٢	$r<=1$
	٤/٩٤	١٤/٨٨	١٢/٩٨	$r<=2$
	٠/١٣	٨/٠٧	٦/٥	$r<=3$

[1]. Trace
[2]. Maximal Eigenvalue

جدول ۴. برآورد بردارهای همگرا به روش جوهانسن و λ_{MAX}

متغیرها	بردار ۱	بردار ۲
LnMIK	-۰/۳۵ (-۱/۰۰۰)	۰/۵۳ (-۱/۰۰)
LnYR	۰/۳۳ (۰/۹۳)	-۰/۴۳ (۰/۸۳)
LnTRF	-۰/۰۴ (-۰/۱۱)	۰/۶۵ (-۱/۲۵)
LnEXM	-۱/۱۴ (-۳/۲۳)	-۱/۲۸ (۲/۴۷)

* اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب مربوطه است.

جدول ۵. برآورد بردارهای همگرا به روش جوهانسن λ_{trace}

متغیرها	بردار
Ln MIK	-۰/۳۵ (-۱/۰۰)
Ln YR	۰/۳۳ (۰/۹۳)
Ln TRF	-۰/۰۴ (-۰/۱۱)
Ln EXM	-۱/۱۴ (-۳/۲۲)

*. اعداد داخل پرانتز انحراف معیارها است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پس از آنکه به کمک روش جوهانسن تعیین شد، چند رابطه (بردار) تعادلی بلندمدت و یا به عبارت دیگر چند بردار همجمعی وجود دارد که لازم است تعیین شود آیا این بردارها منحصر بفرد هستند یا نه و اگر هستند، در ارتباط با روابط اقتصادی ساختاری بلندمدت چه مفهومی دارند. از آنجا که روش جوهانسن تنها تعیین می‌کند که چند بردار همگرایی منحصر بفرد در فضای همجمعی وجود دارد، و از طرفی هر ترکیب خطی از بردارهای پایا نیز بردارهای پایایی را بدست می‌دهد، لذا می‌توان با اعمال قید بر روی روابط هم‌جمعی رابطهٔ موجود بین آنها را تحلیل کرد.

برآوردهای ارائه شده برای هر ستون خاصی از ضرایب، الزاماً منحصر به فرد نیست. بنابراین لازم است قیدهایی را براساس مبانی نظری اقتصادی و یا هرگونه اطلاعات قبلی از الگو بر ضرایب بردارهای همگرایی تحمیل کرد تا روابط تعادلی بلندمدت ارائه شده شناسایی شوند. مسئله شناسایی بسیار مهم است؛ زیرا توجیه اقتصادی و تفسیر برآوردهای نامقید بسیار دشوار به نظر می‌رسد. بعد از اعمال قید $(a_1 = 1)$ بر متغیر $Ln\ M\ IK$ نتایج حاصل از برآورد معادله (۱۲) بصورت زیر در می آیند:

$$LnM\ IK = \underset{(14.23)}{37.26} + \underset{(0.23)}{0.93}\ LN\ YR - \underset{(0.42)}{0.1141}\ LnTRF - \underset{(2.12)}{3.22}\ Ln\,EXM \qquad (۱۳)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

(اعمال قید بر بردارهای ارائه شده در جدول (۴) که تنها یک بردار مورد تأیید قرار می‌گیرد)

$$LnM\ IK = \underset{(0.23)}{0.93}\ LNYR + \underset{(0.42)}{0.11}\ LnTRF - \underset{(2.12)}{3.22}\ Ln\,EXM \qquad (۱۴)$$

(اعمال قید بر بردار ارائه شده در جدول (۵))

براساس هر دو رابطهٔ بالا می‌توان نشان داد که تقاضای واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای صنعت با درآمد حقیقی سرانه (YR) رابطهٔ مستقیم و با نرخ تعرفه (TRF) و نرخ ارز (EXM) رابطه معکوس دارد.

در تابع برآورد شده، ضریب کشش نرخ ارز حقیقی برابر ۳/۲۲- و ضریب کشش درآمد حقیقی سرانه برابر با ۰/۹۳ است که بیانگر اثر پذیری زیاد تقاضای واردات کالاهای واسطه ای _ سرمایه ای از تغییرات نرخ ارز و درآمد حقیقی سرانه می باشد.

اگر الگوی تصحیح خطای بردار همگرایی حاصل شده در رابطهٔ (۱۴) برآورد شود، می‌توان نتایج حاصل از این برآورد را که در جدول (۶) ارائه شده است، مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. براساس نتایج حاصله می‌توان بیان کرد که اولاً تمامی ضرایب در این حالت معنی‌دار هستند و ضریب R^2 برابر ۰/۸۳ است که نشان دهندهٔ قدرت توضیح دهندگی بالای الگوست. ثانیاً ضریب جملهٔ تصحیح خطا (ECM) برابر ۰/۴۸- است که نشان می‌دهد در هر سال ۴۸ درصد از عدم تعادل یک دوره تقاضای کالاهای مورد بررسی در دورهٔ بعد تعدیل می‌شود و بنابراین تعدیل به سمت تعادل، نسبتاً به خوبی صورت می‌گیرد، به عبارتی چنانچه تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی تحت تأثیر تغییرات مربوط به متغیرهای کلان، دچار نوسان شود در هر سال حدود ۴۸ درصد نوسان مورد نظر به سمت مقادیر تعادلی قبلی بازخواهد گشت. عدد ۱ در جلوی متغیرها به مفهوم داشتن یک وقفه است که با عنایت به آمار ارائه شده، مشاهده می‌شود ضریب مربوط به متغیر مجازی جنگ ۰/۱۱- است که تأثیر منفی و کم جنگ بر روند واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای صنعت را نشان می‌دهد.

جدول ۶. الگوی تصحیح خطا برای *LnM IK* به روش همگرایی

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	
عرض از مبداء	۱٤/۹۸	٦/۳٤	۲/۳٦
dLn M IK	۰/۰۱	۰/۰۱	۳/۰۵
d Ln YR1	۰/۱٤	۰/۱۰	-٤/۹۲
d Ln TRF1	۰/۰۱۲	۰/۰۱	۲/۰٤
d Ln EXM 1	۰/۱۲	۰/۰۹	۳/۲۱
(E cm 1 (-1	-۰/٤۸	۰/۱۱	-۲/۳۵
D_1*	-۰/۱۱	۰/۰۸	-٤/۵۱
R-squared	۰/۸۲۷۹۲		
S E . of Regression	۰/۹۷۰۹۹		
D W -Statistic	۲/۲۱۸		

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

نتیجه‌گیری

در مقاله حاضر، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر واردات گروه کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای صنعت ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. برای تخمین تابع تقاضای واردات کالاهای مورد بررسی از مدل همگرایی جوهانسن و الگوی تصحیح خطا استفاده شده است که در نتیجه نشان داده شده است که مقدار تقاضای واردات بطور عمده تحت‌تأثیر نوسانات نرخ ارز حقیقی و درآمد حقیقی سرانه قرار دارد و کمتر تحت تأثیر نرخ تعرفه است. با وجود این، ضریب کوچک ۰/۱۱- متغیر مجازی (جنگ) نشان دهندهٔ تأثیر منفی کم سالهای جنگ بر روی واردات کالاهای واسطه‌ای ـ سرمایه‌ای صنعت ایران می‌باشد. در

مجموع، نتایج بدست آمده بیانگر این واقعیت است که تعرفه کالاهای مورد بررسی در صنعت ایران و همچنین یکسان سازی نرخ ارز قابل دفاع می‌باشد.

در این باره پیشنهاد می‌شود که نرخ ارز در کشور بصورت شناور مدیریت شده عمل کند و واردات کالاهای مربوط، متناسب با درآمد ارزی حاصل از صادرات غیر نفتی افزایش یابد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پی‌نوشتها:

۱. ابریشمی، حمید. «تقاضای واردات در اقتصاد ایران با رویکردهای نوین». *فصلنامه پژوهشنامهٔ بازرگانی*، شمارهٔ ۲۰، مؤسسهٔ مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، (پاییز ۱۳۸۰).

۲. آذربایجانی، کریم. «جهانی شدن، همگرایی اقتصادی ـ منطقه‌ای و تأثیر آن بر رشد کشورهای حوزه دریای خزر و جمهوری قفقاز». *فصلنامه پژوهشهای بازرگانی*، شماره ۲۸، (پاییز ۱۳۸۱).

۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره حسابهای اقتصادی. *گزارش اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی*، سالهای مختلف.

۴. بهکیش، محمد مهدی. *اقتصاد ایران در بستر جهانی شدن*، تهران: نشر نی، ۱۳۸۱.

۵. بنایی، رضا. «قانون امور گمرکی و آیین‌نامهٔ اجرایی آن». مؤسسهٔ مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، ۱۳۷۸.

۶. توکلی، اکبر و کریمی، فرزاد. «تأثیر رشد صادرات کالاها و خدمات بر رشد تولید ناخالص داخلی کشور». *فصلنامهٔ پژوهشها و سیاستهای اقتصادی*، شمارهٔ ۱، (بهار ۱۳۷۸).

۷. جلال‌آبادی، اسدالله و رخشان، شراره. «تحلیل مصرف حاملهای انرژی در ایران با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری(۱۳۸۰-۱۳۴۶)». *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی*، شماره ۲۲، دانشگاه علامه طباطبایی، (بهار ۱۳۸۴).

۸. رازینی، ابراهیم علی. *روشهای منطقی کردن تعرفه‌ها در اقتصاد ایران*. تهران: نشر مؤسسهٔ مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، (۱۳۷۸).

۹. رحمانی، تیمور. *تئوری اقتصاد کلان*. جلد اول. تهران: انتشارات نور علم، تهران، ۱۳۸۰.

۱۰. صنایعی، علی و آذربایجانی، کریم. «تأثیر الحاق ایران به سازمان تجارت جهانی بر صنعت فولاد». *سازمان مدیریت صنعتی اصفهان*،(۱۳۷۹).

۱۱. فرجادی، غلامعلی و لعلی، محمدرضا. «تاثیر واردات کالاهای سرمایه ای- واسطه ای اقتصاد ایران»، *فصلنامه پژوهشهای اقتصاد* ایران، شماره ۵، دانشگاه علامه طباطبایی، (تابستان ۱۳۷۶).

۱۲. قطمیری، محمدعلی. «کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضا برای واردات و توسعهٔ اقتصادی ایران». *فصلنامهٔ پژوهشنامهٔ بازرگانی*، شماره ۵، مؤسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی، (زمستان ۱۳۷۶).

۱۳. کلباسی، محمد و جلایی، عبدالمجید. « بررسی اثرات جهانی شدن اقتصاد بر تجارت خارجی». *فصلنامهٔ پژوهشهای اقتصاد ایران*، دانشگاه علامه طباطبایی، (تابستان،۱۳۷۹).

۱۴. گمرگ جمهوری اسلامی ایران. *سالنامه آماری بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران (صادرات ـ واردات)*، (۱۳۷۹-۱۳۵۰).

15. Bahmani- Oskooee, Mohsen. "Estimation of Demand Function"., *The Journal of World Development* Vol. 20, No.8, (1996).

16. Chairlone, Stefano. "Trade Quality Differentiated Goods and Import Elasticity". CESPRI- Bocconi University, (2000).

17. Chenery,. H.B. "Comparative Advantage and Development Policy". *March*, (1983).

18. Dutta Dilipand Nasiruddin Ahmed. "Aggrigate Import Demand Function for India". University of Sydney, (1998).

19. Khan, M.S, AND Side YU. "Import Compression and Export Performance in Developing Countries". *Review of Economics and Statistics*, Vol 70, (1988).

20. Wen S. Chen and Side YU. "Econometric Analysis of Chainas Agricultural Behavior". The Ohio State University, (2000).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی