فصلنامـه علوم اقتصادی
سال ۸ / شماره ۲۸ / پاییز ۱۳۹۳

بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تعرفه در ایران

مسعود نونژاد[۱]
سرور اژدری[۲]
سیدمجتبی حسین زاده یوسف آباد[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۴/۲۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۶/۲۴

چکیده

بحث سیاست های حمایتی و عوامل موثربر آن از موضوع مباحثات اقتصاددانان در حوزه اقتصاد سیاسی بین الملل می باشد. تعرفه ها و سایر اشکال حمایتی که ابزاری به منظور حمایت از اقتصاد داخلی به شمار می روند، نتیجه عملکرد متقابل فشار های سیاسی در میان گروه های ذینفع می باشد.از طرفی مدل های تئوری اقتصاد سیاسی تعرفه بیانگر این است که متغیر های کلان اقتصادی بر فشار برای حمایت موثر بوده و موجب تعیین نرخ تعرفه می گردد.لذا یافتن ارتباط بین فشار سیاسی تحت تاثیر متغیر های کلان اقتصادی و سطح حمایت ها به لحاظ وجود نوسان شاخص های کلان اقتصادی و تغییرات پی در پی سیاستگذاری در کشور حائز اهمیت است. در این مطالعه با استفاده از داده های سری زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۸ و الگوی خود رگرسیونی با وقفه های توزیعی (ARDL) به بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تعرفه و همچنین آزمون درونزایی تعرفه پرداخته شده است.یافته های تحقیق حاکی از آن است که متغیر های تولید ناخالص داخلی و قیمت نسبی واردات رابطه منفی و معنا داری هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت با میانگین تعرفه داشته اند. نرخ بیکاری و تورم تنها در بلند مدت در سطح ۱۰٪ معنا دار بوده اند و به ترتیب دارای رابطه مثبت و منفی با میانگین تعرفه بوده اند. تراز تجاری در کوتاه مدت و نیز بلند مدت معنا دار نبوده است. لذا میانگین تعرفه تحت تاثیر متغیر های کلان اقتصادی نشان از درونزایی تعرفه دارد.

واژه‌های کلیدی: تعرفه ،اقتصاد سیاسی تعرفه، حمایت درونزا، سیاست های حمایتی.
طبقه بندی JEL : F13,F59

۱- استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد شیراز گروه اقتصاد (نویسنده مسئول) m.nonejad@gmail.com
۲- کارشناس ارشد اقتصاد، مدرس دانشگاه پیام نور بوشهر ajdari.s@gmail.com
۳- کارشناس ارشد اقتصاد، عضو باشگاه پژوهشگران جوان، کارشناس بانک توسعه صادرات sm1365h@gmail.com

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

اتخاذ سیاست های حمایتی به منظور حمایت از کالاهای داخلی، از مهمترین زمینه هایی است که موجبات دخالت دولت را در اقتصاد فراهم آورده است. بررسی عوامل تاثیر گذار بر سیاست های حمایتی در جهت شناسایی و ارائه بهتر سیاستگذاری ها حائز اهمیت است. در بسیاری از کشور ها سطح بالایی از حمایت وجود دارد که یک منبع آزار دهنده برای اقتصاددانان طرفدار سیاست های تجارت آزاد تلقی می شود.در بستر سیاست های حمایتی، گروه های ذینفع ،جهت رسیدن به اهداف نفع طلبانه خودشان در زمینه های تعرفه و همچنین دیگر اشکال حمایت دست به رقابت می زنند. یکی از رویکرد های این بستر حمایتی بیانگر این است که وجود این گونه سیاست‌ها در جهت منافع ملی اقتصادی نمی‌باشد (بحارا و کاییمپفر، ۱۹۹۱).[۱] اصطلاح حمایت با معانی وسیعی توصیف شده است که در این پژوهش منظور نوع خاصی از آن یعنی سیاست های تعرفه ای است . از مهمترین و قدیمی ترین ابزار های حمایت از صنایع و یکی از آشکار ترین جنبه های مداخله دولت در فرآیند تجارت بین الملل، وضع تعرفه های گمرکی است. تعرفه نوعی مالیات بر کالاهای وارداتی است که بنا به سیاست های اقتصادی خود از کالاهای وارداتی دریافت می کند.وضع تعرفه بر یک کالا، قیمت آن محصول را در بازار داخلی افزایش، عموما واردات را کاهش و تقاضا برای تولیدات مشابه داخلی را افزایش می دهد. (رازینی ، ۱۳۸۱). با توجه به جایگاه و اهمیت وضع تعرفه های گمرکی و اعمال سیاست های حمایتی در ایران ،بررسی عوامل تاثیر گذار بر آن اعم از متغیر های کلان اقتصادی حائز اهمیت است.در این مقاله به بررسی متغیر هایی از قبیل تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ بیکاری، شاخص قیمت مصرف کننده، شاخص نسبی قیمت واردات و تراز تجاری حقیقی بر تعرفه در کوتاه مدت و بلند مدت پرداخته می شود. در ابتدا نگاه به مبانی نظری تحقیق وسپس مروری بر مطالعات انجام شده خواهیم داشت.در ادامه با استفاده از الگوی خود رگرسیونی با وقفه های توزیعی (ARDL)،الگوی مورد نظر را بررسی خواهیم نمود.

۲- مبانی نظری

۲-۱- اقتصاد سیاسی تعرفه

تئوری درونزایی تعرفه بیانگر این است که تعرفه ها در پاسخ به فشار های سیاسی که تحت تاثیر نوسانات اقتصاد کلان می باشند بوجود می آیند.هر چند تئوری استاندارد تعرفه اشاره به اثرات بازگشتی از تعرفه ها به عوامل اقتصادی نظیر سطح قیمت ها، بیکاری، درآمد و تراز تجاری دارد. تعرفه ها و سایر اشکال حمایتی ، نتیجه عملکرد متقابل فشار های سیاسی در میان گروه های ذینفع می باشد. (بحارا و اکییمپفر،۱۹۹۱).تئوری اقتصاد سیاسی تفسیر ارتباط بین نوسانات اقتصاد کلان و تعرفه ها می باشد.مدل های تئوری اقتصاد سیاسی بیانگر این است که تورم، رشد اقتصادی، بیکاری و تراز تجاری بر فشار برای حمایت ودر نتیجه تعیین نرخ تعرفه ها موثر است. مدل های تئوری درونزا بیانگر این است که بیکاری اثر مثبت بر فشار برای حمایت دارد و رشد اقتصادی، تراز تجاری و تورم اثر منفی بر فشار برای حمایت دارد.[۱]

Archive of SID

www.SID.ir

(شرمن، ۲۰۰۲).تحلیل سریهای زمانی مربوط به اقتصاد سیاسی حمایت از تولیدات داخلی براین فرض استوار است که قدرت، اندازه یا تاثیر بخشی گروههای ذینفع که در ایجاد سیاست تجاری فعال هستند به مرور زمان تغییر می یابند. به طور کلی این تحلیل سریهای زمانی جامع بوده و نتیجتا متغیرهای اقتصاد کلان مانند تورم، بیکاری و تولید ناخالص داخلی، تراز تجاری به عنوان عوامل تاثیرگذار برگروههای ذینفع عنوان می شوند در زمان تورم، فشار سیاسی گرو ه های ذینفع برای راضی نگاه داشتن مصرف کنندگان در جهت کاهش تعرفه ها و واردات بیشتر صورت می پذیرد.(مگی،۱۹۸۹) [۲]

طبق مطالعات مگی و یانگ تورم دو اثر عمده بر سطح حمایت دارد.یکی اینکه تورم بالا منجر به واردات بیشتر می شود و در این شرایط، تولید کنندگان به منظور حمایت از تولیدات خود خواهان حمایت بیشتر از سوی دولت می شوند.دیگر اینکه قیمت های بالا باعث می شوند که مصرف کنندگان به دلیل کاهش رفاه ناشی از تورم، خواهان حمایت کمتر باشند. در زمان کاهش تولید، فشار در جهت حمایت از تولیدات داخلی با کاهش واردات واعمال تعرفه بالاتر صورت می گیرد. اگر رشد اقتصادی به دلیل رشد صنایع صادراتی باشد می تواند باعث اعمال حمایت کمترشود.زیرا صنایع صادراتی به منظور حداقل رساندن تغییرات در سیاست های تجاری تلافی جویانه ، خواهان حمایت کمتر هستنددر دوره های بیکاری شدید، گروه های ذینفع حامی صنایع داخلی با استفاده از این تصورکه رقابت خارجی نامساعد مشاغل داخلی را می رباید به قدرت سیاسی بیشتری دست می یابند لذا با افزایش تعرفه سعی در جبران خسارت دارند. به عبارتی هنگامی که بیکاری در جامعه زیاد باشد صاحبان صنایع مختلف برای جلب حمایت بیشتر از دولت تلاش خواهند کرد.با کاهش تراز تجاری ، در دوره هایی که میزان واردات ازصادرات بیشتر می شود، افزایش تاثیرگذاری سیاسی در گروههای حامی اقتصاد داخلی بیشتر می شود ،زیرا با کاهش حجم واردات ،کسری تراز بازرگانی بهبود می یابد لذا با افزایش تعرفه سعی در کاهش واردات خواهند داشت.[۳] تراز بازرگانی همچنین رابطه ای متقابل با تورم موجود در جامعه دارد.مثلا اگر تراز بازرگانی در شرایط تورمی،کسری داشته باشد فشار های حمایتی افزایش می یابد.زیرا در شرایط تورمی بر میزان واردات افزوده شده و این امر منجر به کسری بیشتر می گردد.البته اگر تراز بازرگانی دارای مازاد باشد باشد بحث افزایش حمایت بحث کم اهمیتی است.

۲-۲- درونزایی سیاست های حمایتی

تعرفه ها به عنوان یک عامل درآمد زا می تواند نقش موثری در ملاحظات بودجه ای دولت داشته باشد، از طرفی با توجه به تئوری درونزای تعرفه، گروه های فعال و صاحبان صنایع با اعمال نفوذ در روند سیاستگذاری، نقش مهمی در جهت گیری های تجاری وتعیین نوع سیاست های حمایتی ایفا میکنند که ممکن است نتیجه این فرایند، مطابق با منافع عمومی و صاحبان نهاده های تولید نباشد.در این شرایط دیگر نمی توان توسل به اقدامات حمایت گرایانه را صرفا به عنوان یک متغیر سیاسی و یک عامل برون زا تلقی کرد، بلکه باید به دنبال علل درونی موثر بر فرآیند سیاست گذاری در این زمینه بود. (ادرینگتون و مینیر،۲۰۰۵)۴ راهبرد های حمایتی، تنها در جهت منافع عمومی و صاحبان نهاده های تولید، تدوین نمی

Archive of SID
www.SID.ir

شوند.بلکه منافع برخی گروه های فعال و صاحبان صنایع نیز در آن لحاظ می شود.مشکلات صنایع عمدتا مربوط می شود به مسائل کلان اقتصادی (رکود، بیکاری، برآورد نرخ ارزو....)، که در چنین شرایطی بنظر نمی رسد تعرفه ها و سایر انواع حمایت های تجاری، به عنوان یک متغیر سیاستی و برونزا تلقی گردند.۵(نلسون،۱۹۸۸)

۲-۳- دلایل اتخاذ سیاست های حمایتی

در مقابل برخی نظریات که نسبت به وجود ساختار های حمایتی مخالفت می کنند، تحلیل هایی در جهت حمایت از این ساختار ها عنوان شده است که خود این تحلیل ها نیز مورد مباحثه بود ه اند.بطور کلی دلایل اعمال سیاست های حمایتی را می توان به دو بخش اقتصادی و غیر اقتصادی تقسیم بندی کرد:

دلایل اقتصادی: بهبود تراز پرداخت ها، حمایت از صنایع داخلی بویژه صنایع نوپا، بهبود رابطه مبادله، حمایت از تولید کنندگان داخلی در مقابل سیاست دامپینگ کشور های دیگر، بالا بردن سطح تولید و اشتغال.

دلایل غیر اقتصادی: دلایل غیر اقتصادی بیشتر مورد توجه سیاستمداران بوده است تا اقتصاد دانان، لذا اتکای کمتری به تحلیل های فایده و هزینه دارند،عمده ترین این دلایل عبارتند از: تامین امنیت ملی ، دستیابی به خود کفایی،قطع وابستگی کشور های در حال توسعه به کشور های توسعه یافته به علت نا مطلوب بودن رابطه مبادله (بهکیش،۱۳۸۱)

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

در زمینه اقتصاد سیاسی تعرفه ها و متغیر های کلان اقتصادی تاثیر گذار بر آن مطالعات چندانی در ایران صورت نگرفته است.اما در خارج از ایران مطالعات متعددی در این زمینه صورت گرفته که هر یک به نتایجی رسیده اند که بسته به شرایط اقتصادی و سیاسی آن کشور متفاوت بوده است.

فاطمه پاسبان(۱۳۷۶) با استفاده از آزمون علیت گرنجری، به بررسی رابطه تعرفه و متغیر های کلان اقتصادی از جمله میانگین تعرفه، تراز بازرگانی خارجی حقیقی، نرخ بیکاری، تورم و تولید ناخالص ملی حقیقی برای سال های ۱۳۴۲ تا ۱۳۷۳ پرداخته است. وی به این نتیجه رسید که رابطه علی دو طرفه بین متغیر های کلان اقتصادی ومیانگین تعرفه وجود دارد. پس از آزمون همبستگی رابطه بین تعرفه ها با سطح قیمت ها ، تولید ناخالص ملی حقیقی و تراز بازرگانی خارجی حقیقی، منفی و با نرخ بیکاری مثبت بوده است.

سعید راسخی و دیگران(۱۳۸۵) اقتصاد سیاسی حمایت را در نظام های تجاری مورد تحلیل قرار داده اند.در این مقاله با تفکیک سیاست های تجاری به دو بخش عرضه و تقاضا ساز و کار شکل گیری سیاست های حمایتی و ماهیت جریان های تاثیر گذار بر آن مورد بررسی قرار داده شده است، همچنان نوسان ارزی و درآمد حاصل از نفت را از عوامل تاثیر گذار بر سیاست های تجاری می دانند به گونه ای که با کاهش فشار

Archive of SID

www.SID.ir

ارزی بر صنایع داخلی ، در خواست حمایت توسط این گروه نیز کاهش پیدا می کند و کاهش تقاضای حمایت، قدرت عمل تصمیم گیرندگان را افزایش می دهد.

بحارا و کاییمپفر(۱۹۹۱)[۶] رابطه علی ۵ متغیر ازجمله تولید ناخالص ملی، میانگین نرخ تعرفه، نرخ بیکاری، شاخص تورم و تراز تجاری را جهت آزمون درونزایی تعرفه در ایالات متحده برای دوره ۱۸۹۰ تا۱۹۱۰ با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری بررسی کرده اند. یافته ها حاکی از آن است که شاخص های کلان اقتصادی از عوامل تغییر و نوسان میانگین نرخ تعرفه در بلند مدت می باشند. اما به شواهد کافی برای قبول کردن فرضیه ای مبنی بر اینکه تعرفه مستقیما موجب تغییر در تولید ناخالص داخلی یا بیکاری در ایالات متحده می شوند، نرسیدند.

بحارا و کاییمپفر (۱۹۹۱)[۷] در مطالعه دیگری رابطه بین تعرفه ها و شاخص های کلان اقتصادی در دوره ۱۸۹۰ تا ۱۹۱۰ را با مدل خود رگرسیون برداری میانگین متحرک وآزمون علیت گرنجری بررسی کرده اند.نتایج بیانگر این بودکه متغیر های کلان اقتصادی نظیربیکاری وتولید ناخالص حقیقی نسبت به تعرفه برونزا هستند.در نهایت استفاده از اقدامات تعرفه ای برای حمایت در کوتاه مدت توجیه پیدا می کند اما در بلند مدت وبا بروز رکود در اقتصاد کشور، برخی از کارکرد های سیاست های حمایتی مختل می شود.

سانگامیترا و ساتیا (۱۹۹۴)[۸] درونزایی تعرفه ها در ایالات متحده را در دو مقطع زمانی (فاصله بین دو جنگ جهانی و دوره پس از آن)، با استفاده از الگوی خود رگرسیون برداری بررسی کرده اند. نتایج بدست آمده برای دوره بین دو جنگ جهانی، تاثیر گذاری بیکاری و کسری تجاری بر نرخ تعرفه را تایید نمی کنند.اما در دوره پس از جنگ، رابطه بلند مدت و معنی داری میان این سه متغیر مشاهده شده است که نشان میدهد که با افزایش نرخ بیکاری و افزایش کسری تجاری، تدابیر حمایتی گسترده تر و شدیدتری را بدنبال دارد. همچنین اثر متغیر کسری تجاری بر تعرفه ها، قوی تر از اثر نرخ بیکاری بوده است.

کرول(۱۹۹۶)[۹] رابطه علی متغیر های میانگین نرخ تعرفه، رابطه مبادله، تولید ناخالص ملی، تورم و تراز تجاری را جهت آزمون درونزایی تعرفه در ژاپن، طی دو دوره ۱۸۹۰ تا ۱۹۴۰ مربوط به قبل از جنگ و ۱۹۵۰ تا ۱۹۷۰ مربوط به پس از جنگ با استفاده از مدل خود رگرسیون برداری بررسی کرده است. در نهایت نتایج حاصله نشان داد در دوره پیش از جنگ تعرفه بطور معناداری تحت تاثیر متغیر های کلان اقتصادی نبوده،که می توان آنرا برونزا تلقی کرد.اما وضعیت پس از جنگ تغییر کرد،تولید ناخالص ملی، رابطه مبادله و تورم بر تعرفه اثر داشته اند.به عبارت دیگر، درونزایی سیاست های تعرفه ای در دوره پس از جنگ افزایش یافته است.

ایروین (۱۹۹۸)[۱۰] به نقش قیمت واردات و سیاست های تجاری در تغییر تعرفه های ایالات متحده برای سال های ۱۸۶۵ تا ۱۹۶۷ پرداخته است.این مطالعه بیانگر این است که تغییردر قیمت واردات و همچنین بوجود آمدن بینش های سیاسی موجب تغییرتعرفه در بلند مدت می شود. در آخر نتایج حاصله نشان داد که قیمت واردات اثر منفی برمیانگین تعرفه دارد و همچنین اعمال بیشتر سیاست های تجاری که در رابطه

Archive of SID

www.SID.ir

با اعمال قوانین جدید برای تعرفه ها می باشد در جهت کاهش نرخ تعرفه پیشرفته و لذا دارای اثر منفی بر میانگین تعرفه ها می باشد اما نسبت به تاثیر قیمت واردات کمتر است.

تریبیل و تورنتون(۲۰۰۰)[11] به اثر برخی شاخص های کلان از جمله میزان تولیدات صنعتی، شاخص بهای مصرف کننده، رابطه مبادله و تراز تجارت خارجی به عنوان درصدی از تولید ناخالص ملی بر سیاست های تعرفه ای در ایتالیا با استفاده از روش خود رگرسیون برداری پرداخته است. نتایج بدست آمده ، حاکی از آن است که میانگین تعرفه ها، با متغیر های کلان نام برده شده همجمع بوده و بروز اختلال در روند شاخص های کلان اقتصادی، می تواند سیاست های حمایتی را تحت تاثیر قرار دهد.بطوریکه این شاخص در بلند مدت، رابطه مستقیم با شاخص بهای مصرف کننده و رابطه مبادله داشته، اما وضعیت تراز تجاری و میزان تولیدات صنعتی، اثری معکوس بر شاخص حمایت های تعرفه ای بر جای گذاشته است

ریچارد شرمن(۲۰۰۲) به رابطه قیمت واردات و متغیرهای کلان اقتصادی از تولید ناخالص حقیقی، تراز تجاری، نرخ بیکاری، تورم، با تعرفه در کشور های آلمان،ژاپن وایالات متحده،پس از جنگ در طی سال های ۱۹۵۴تا۱۹۹۴ پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که در هر سه کشورضرائب قیمت واردات معنادار بوده و بر تعرفه اثر منفی داشته است.اما ضرایب مربوط به سایر متغیر ها چندان معنادار نبوده اند که این امر، با تئوری های رایج درونزایی تعرفه و اثرگذاری متغیر های کلان اقتصادی بر سیاست های حمایتی، سازگاری چندانی ندارد.

۴- معرفی الگو

باتوجه به هدف و ماهیت مطالعه حاضرکه به بررسی اقتصاد سیاسی تعرفه و نیز آزمون درونزایی آن از طریق متغیر های کلان اقتصادی نظیر بیکاری، تورم، تراز تجاری، تولید ناخالص داخلی و همچنین قیمت نسبی واردات می پردازد از الگوی زیر طی دوره زمانی۱۳۵۷ تا ۱۳۸۸ استفاده می شود.(همه متغیر ها بصورت لگاریتمی لحاظ شده اند.)

$$LT_t=\beta_0+\beta_1\sum LT_{t-i}+\beta_2\sum LY_{t-i}+\beta_3\sum LUN_{t-i}+\beta_4\sum LCPI_{t-i}+\beta_6\sum LIMP_{t-i}+\beta_4\sum LTB_{t-i}+U_t \quad (1)$$

LT: میانگین تعرفه (ارزش مالیات بر واردات که شامل مجموع حقوق گمرکی و سود بازرگانی می باشد، به ارزش کل واردات)

LY: تولید ناخالص داخلی حقیقی

LUN: نرخ بیکاری

LCPI : شاخص قیمت مصرف کننده جهت اندازه گیری تورم

LIMP : شاخص قیمت نسبی واردات(شاخص قیمت واردات به شاخص قیمت مصرف کننده)

LTB : تراز تجاری حقیقی

D_{er} : متغیر مجازی یکسان سازی نرخ ارز برای سال های ۷۲و۷۳و۸۱

U_t : جزء اخلال

Archive of SID

www.SID.ir

در این پژوهش آمار و اطلاعات مورد نیاز از طریق آمار بانک جهانی به قیمت سال پایه ۲۰۰۵ بدست آمده است،که داده ها سالیانه طی دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۸ می باشد. (واحد متغیر ها بر حسب میلیون دلار می باشد)

۴-۱- برآورد مدل

به منظور برآورد مدل ابتدا ساکن پذیری و شکست ساختاری بررسی می شوند ، سپس به تخمین مدل پویا و انجام آزمون های فروض کلاسیک و نیز آزمون بنرجی دولادو مستربه منظور بررسی وجود رابطه بلند مدت پرداخته می شود. در ادامه به استخراج رابطه بلند مدت و همچنین معادله تصحیح خطا می پردازیم ودر پایان آزمون های ثبات ساختاری نیز بررسی می شوند.

۴-۱-۱- ساکن پذیری

اکثر سری های زمانی اقتصاد کلان ساکن‌پذیر نمی باشند و احتمال اینکه استفاده از متغیر های غیر ساکن در مدل تخمین های ناسازگار و همبستگی کاذبی را ارائه دهد وجود دارد.همچنین ممکن است که مدل ارتباط کاذبی را ارائه دهد.بنابراین برای بررسی ساکن پذیری متغیر ها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده میکنیم.فرضیه صفر، دراین آزمون وجود ریشه واحد می‌باشد.

همانطور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود ،برای *متغیرهای* میانگین تعرفه، بیکاری، تولیدناخالص داخلی و تراز تجاری قدرمطلق آماره ADF محاسباتی از قدرمطلق ADF جدول در سطح ۵ درصد بزرگتر می‌باشد. در نتیجه، این متغیرها در سطح، باعرض از مبدأ ساکن هستند. اما متغیرهای تورم و قیمت واردات غیر ساکن هستند.

جدول ۱- نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرها درسطح

متغیر	ADF محاسباتی	ADF جدول	نتیجه آزمون
LT	-2.05	-2.97*	غیر ساکن
LY	-1.58	-2.97	غیر ساکن
LUN	-2.38	-2.97	غیر ساکن
LCPI	-0.42	-2.97	غیر ساکن
LIMP	-1.45	-2.97	غیر ساکن
LTB	-3.59	-2.97	ساکن
*مقدار بحرانی در سطح ۵٪ با عرض از مبدا			

منبع: یافته‌های تحقیق

Archive of SID
www.SID.ir

پس از تفاضل گیری مرتبه اول برای متغیرهایی که درسطح ساکن نبوده‌اند، آزمون ساکن‌پذیری انجام شد، که نتایج آن در جدول ۲ آمده است. همانطور که مشاهده می‌شود، در تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند قدرمطلق آمارهADFمحاسباتی از قدرمطلق ADF جدول در سطح ۵ درصد بزرگتر است و در نتیجه فرضیه صفر یعنی وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند رد می‌شود و متغیرها در تفاضل مرتبه اول ساکن هستند.

جدول۲- نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرها درتفاضل مرتبه اول

متغیر	ADF محاسباتی	ADF جدول	نتیجه آزمون
LT	-4.77	-2.98*	غیر ساکن
LY	-4.89	-2.98	غیر ساکن
LUN	-5.32	-2.98	غیر ساکن
LCPI	-3.52	-2.98	غیر ساکن
LIMP	-3.09	-2.98	غیر ساکن
*مقدار بحرانی در سطح ۵٪ با عرض از مبدا			

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۱-۲- آزمون شکست ساختاری

پرون معتقد است که اغلب سری های زمانی اقتصاد کلان دارای ریشه واحد نیستند و غیر ساکن بودن متغیرها می تواند به دلیل شکست ساختاری در روند آنها باشد. برخی از شوکها در دهه های اخیر، در اقتصاد ایران، ساکن نبودن متغیرها را امکان پذیر می سازد.بنابراین آزمون شکست ساختاری پرون ضروری بنظر می رسد.در سال هایی که شکست ساختاری رخ می دهد، می تواند در عرض از مبدا تابع روند، شیب تابع روند و یا هم عرض از مبدا و هم شیب تابع روند تغییر ایجاد نماید. در این آزمون چنانچه قدر مطلق τ محاسباتی از τ جدول در سطح ۵ درصد بیشتر باشد آنگاه شکست ساختاری علت ساکن نبودن متغیر مورد بررسی می باشد.جدول ۳ مربوط به بررسی آزمون شکست ساختاری، همزمان، در حالت تغییر در عرض از مبدا و شیب تابع روند می باشد.

جدول۳. نتایج آزمون شکست ساختاری در حالت تغییر در شیب و عرض از مبدا تابع روند

عوامل جبری	متغیر	τ محاسباتی	τ جدول	λ	نتیجه آزمون
تغییر در شیب و عرض از مبدا تابع روند	LT	-0.545	-4.24	0.8	غیر ساکن
تغییر در شیب و عرض از مبدا تابع روند	LY	-1.502	-4.24	0.8	غیر ساکن
تغییر در شیب و عرض از مبدا تابع روند	LUN	-0.472	-4.24	0.5	غیر ساکن
تغییر در شیب و عرض از مبدا تابع روند	LCPI	1.76	-4.22	0.4	غیر ساکن
تغییر در شیب و عرض از مبدا تابع روند	LIMP	2.06	-4.22	0.4	غیر ساکن

منبع: یافته‌های تحقیق

Archive of SID
www.SID.ir

همانطور که مشاهده می شود، قدر مطلق آماره محاسباتی از قدر مطلق مقدار بحرانی آماره آزمون پرون در سطح ۵ درصد کمتر است، بنابر این فرضیه صفر یعنی وجود ریشه واحد رد نمی شود. پس علت ساکن نبودن متغیر های میانگین تعرفه، تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری بدلیل شکست ساختاری نمی باشد.

با توجه به نتایج حاصل از آزمون ساکن‌پذیری، چون متغیرهای مورد استفاده، همگی ساکن‌پذیر I(0) نیستند، روش مورد استفاده با توجه به مباحث گفته شده در قسمت مبانی نظری از الگوی خود همبسته با وقفه توزیع شده (*ARDL*) استفاده می‌شود. معمولاً در داده های سالانه، وقفه را یک یا دو و برای داده های با فراوانی بیشتر(مثل داده‌های فصلی و ماهانه) طول وقفه را می‌توان بیشتر وارد کرد، که این انتخاب با تشخیص محقق انجام می‌شود.[۱۲] پس از انتخاب حداکثر وقفه، با انتخاب معیار شوارز- بیزین[۱۳] از بین معیارهایی مانند آکاییک، حنان- کوئین و ضریب تعیین تعدیل شده، وقفه های بهینه تعیین می‌شود. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی زیادی از دست نرود.

در این مطالعه، با توجه به اینکه معیار شوارز- بیزین در وقفه یک (۷,۳۱) بدست آمده است که نسبت به معیار شوارز- بیزین در وقفه دو (۴,۹۷) بیشتر می‌باشد، لذا حداکثر وقفه بهینه، یک در نظر گرفته شده است.

۴-۱-۳- تخمین مدل پویا

مدل مورد نظر با وارد کردن داده‌ها توسط نرم افزار *Microfit* 4.1 تخمین زده می‌شوند. حداکثر وقفه های مدل را مساوی یک قرار داده و نرم افزار *Microfit* 4.1 مدلARDL(1,1,0,0,1,0) را مطابق معیار شوارز- بیزین، به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب می‌کند .

جدول۴- نتایج تخمین مدل پویا ARDL(1,1,0,0,1,0)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	نسبت t	p-value
LT(-1)	.64000	.07746	8.2623	[.000]
LY	-.61309	.41677	-1.4710	[.108]
LY(-1)	-1.0967	.47536	-2.3070	[.030]
LUN	.64017	.37138	1.7238	[.100]
LCPI	-.3573	.20723	-1.6973	[.104]
LIMP	-1.1567	.24887	-4.6479	[.000]
LIMP(-1)	.75715	.31579	2.3977	[.025]
LTB	-.44449	.47897	-.92801	[.363]
DER	-.91420	.17730	-5.1563	[.000]
R-Squared .88904			R-Bar-Squared .85373	
F-stat F(7, 22) 25.1812[.000]			Schwarz Bayesian Criterion -9.3954	
DW-statistic 2.3286			Durbin's h-statistic -1.1668[.243]	

منبع: یافته‌های تحقیق

Archive of SID
www.SID.ir

۴-۱-۴- خود همبستگی در مدل های خود رگرسیونی:آزمون h دوربین

با توجه به اینکه، مدل رگرسیون علاوه بر مقادیر گذشته جاری، شامل مقادیر با وقفه (گذشته) متغیر های توضیحی است، در این صورت چنین مدلی را مدل با وقفه توزیعی(توزیع شده) و همچنین چون مدل مورد تحلیل در بر گیرنده عنصر با وقفه از متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی است، مدل خود رگرسیونی می باشد.d محاسباتی در مدل های خود رگرسیونی به طرف عدد ۲ تورش دار است،(یعنی همان عددی که بر تصادفی صرف بودن اجزائ اخلال دلالت دارد) لذا نمی توان تابع آزمون dدوربین واتسن را جهت کشف خود همبستگی در این مدل ها مورد استفاده قرار داد. و باید بجای آن از hدوربین واتسن استفاده شود. (گجراتی،۱۳۸۷)

اگرh دوربین واتسن بین ۱,۹۶ -و ۱,۹۶ قرار بگیرد، در این صورت فرضیه عدم که طبق آن خود همبستگی از درجه اول(مثبت یا منفی) وجود ندارد، قابل رد نیست.که در اینجا h دوربین واتسن برابر ۱,۱۶۶۸ - می باشد و نشان دهنده عدم خود همبستگی می باشد.

۴-۱-۵- بیان نتایج مدل پویا

مدل مورد نظر به شکل زیر می‌باشد:

$$LT = C + b_1 LT(-1) + b_2 LY + b_3 LY(-1) + b_4 LUN + b_5 LCPI + b_6 LMP + b_7 LMP(-1) + b_8 LTB + b_9 D_{ER} \quad (۲)$$

با توجه به نتایج تخمین مدل پویا به مشاهده می کنیم که در کوتاه مدت ضرایب نرخ بیکاری و تورم و تراز تجاری معنا دار نبوده و متغر قیمت نسبی واردات(بدون وقفه و یک وقفه) و تولید ناخاص داخلی(با یک وقفه) بر میانگین تعرفه تاثیر گذار بوده اند. وقفه اثر گذار بوده اند.ضریب D_{ER} نیز از لحاظ آماری معنی دار شده و نشان دهنده اینست که متغییر مجازی(در اینجا سال های ۷۲و۷۳و۸۱ یک و بقیه سال ها صفر لحاظ شده)که مربوط به سال های یکسان سازی نرخ ارز می باشد، بر میانگین تعرفه اثر منفی داشته است.ضریب تعیین (8890.) نشان از قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل دارد و همچنین از آنجایی که ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده به یکدیگر خیلی نزدیک می‌باشند می توان نتیجه بگیریم که با مشکل ورود متغیر زائد در مدل برآوردی رو به رو نمی‌باشیم.

۴-۱-۶- آزمون فروض کلاسیک

همان طور که جدول۵ نشان می دهد، آزمون تشخیص فروض کلاسیک برآورد شده مربوط به معادله ، به دلیل بیشتر بودن اعداد داخل براکت از سطح ۰/۰۵، از نظر آماری، معنی‌دار بوده و دلیلی برای رد فرضیه صفر وجود ندارد. بنابراین مدل با مشکلات همبستگی سریالی[۱۴]، فرم تبعی (تصریح مدل)[۱۵]، نرمالیتی[۱۶] و ناهمسانی واریانس[۱۷]، مواجه نیست.

Archive of SID
www.SID.ir

جدول۵- نتایج آزمون تشخیص فروض کلاسیک

Test Statistics	LM Version	F Version
همبستگی سریالی	1.4678[.226]	1.0803[.310]
فرم تبعی	.98590[.321]	.71358[.408]
نرمالیتی	.36477[.833]	Not applicable
ناهمسانی واریانس	.18582[.666]	.17452[.679]

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۱-۷- آزمون وجود رابطه بلند مدت

حال بعد از تخمین معادله پویا باید قبل از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو، آزمون وجود همجمعی در بین متغیرهای موجود، صورت گیرد. اگر یکی از روشها، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را تأیید کند، لازم و کافی است تا مدل، مورد پذیرش واقع شود. این آزمون را می توان به طریق زیر انجام داد:

روش بنرجی، دولادو و مستر[۱۸]

در روش ARDL برای تخمین رابطه بلندمدت می توان از روش بنرجی، دولادو ومستر استفاده کرد. اول پس از تخمین مدل پویای ARDL ، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می گیرد:

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p} \phi_i - 1 \geq 0 \qquad (۳)$$
$$H_a : \sum_{i=1}^{p} \phi_i - 1 \prec 0$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود همجمعی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر که توسط بنرجی، دولادو و مستر در سال ۱۹۹۲ ارائه شده است، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود که آماره آزمون از نوع آماره t نتیجه خواهد شد. چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکترازیک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد یافت.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\varphi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\varphi}_i}} \qquad (۴)$$

t به دست آمده t=-4.64

t جدول t=-4.43

Archive of SID

www.SID.ir

اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگتر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی رد شده و وجود رابطه بلند مدت پذیرفته می‌شود.(تشکینی،۱۳۸۴)

۴-۱-۸- تخمین بلندمدت مدل

جدول ۶. نتایج تخمین بلندمدت مدل(ARDL(1,1,0,0,1,0

متغیر	ضریب	انحراف معیار	نسبت t	p –Value
LY	-.80430	.26352	-3.0522	[.006]
LUN	1.7783	.92637	1.9196	[.068]
LCPI	-.97705	48897	-1.9982	[.058]
LIMP	-1.1100	.53180	-2.0872	[.049]
LTB	-1.2347	1.3112	-.94168	[.357]
DER	-2.5395	1.0935	-2.3224	[.030]

منبع: یافته‌های تحقیق

مدل بلند مدت به شکل زیر می باشد:

$$LT = b_1 LY + b_2 LUN + b_3 LCPI + b_4 LIMP + b_5 LTB + \mathrm{b}_6 D_{\mathrm{ER}} \quad (۵)$$

۴-۱-۹- بیان نتایج بلند مدت

با توجه به یافته‌های جدول۶ در بلند مدت، متغیر تراز تجاری معنادار نبوده ،نرخ بیکاری و تورم از لحاظ آماری در سطح ۵٪ معنی دار نبوده اما در سطح ۱۰٪معنی دار و بترتیب دارای اثرمثبت و منفی بر میانگین تعرفه است. متغیرهای تولید ناخالص داخلی حقیقی و قیمت نسبی واردات از لحاظ آماری معنی دار و دارای اثر منفی بر میانگین تعرفه ها می باشند.

۴-۱-۱۰- تخمین الگوی تصحیح خطا

الگوی تصحیح خطا بیانگر ارتباط کوتاه مدت میان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل الگو می باشد . آنچه در مدل تصحیح خطا، بیش از همه حائز اهمیت است، ضریب جمله تصحیح خطاست. که نشان دهنده سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل به سمت تعادل در بلندمدت می‌باشد. این ضریب معنی‌دار و دارای علامت منفی است، بنابراین ، چون ضریب ECM، بین صفر و منفی یک و معنی‌دار است، وجود رابطه هم‌جمعی (بلندمدت) بین متغیرها، از این روش تایید می‌شود. همچنین با توجه به این که ضریب جمله تصحیح خطا برابر(3600.-) برآورد شده است به این نتیجه می‌رسیم که در هر دوره حدود ۳۶درصد از عدم تعادل ایجاد

Archive of SID
www.SID.ir

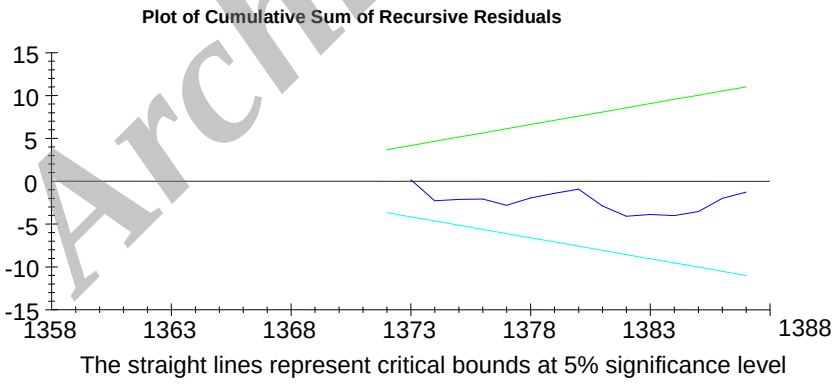
شده در متغیر وابسته، از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دوره بعد تعدیل شده و از بین می‌رود.، به بیان دیگراگرهرگونه شوک یاعدم تعادلی در میانگین تعرفه ها ایجاد شود، پس از سه سال دوباره به تعادل برخواهد گشت. بنابراین، حرکت به سمت تعادل نسبتاً، خوب است.

۴-۱-۱۱- آزمونهای ثبات ساختاری

به منظور بررسی ثبات ضرایب مدل از آزمون های ثبات ساختاری استفاده خواهد شد که در زیر به آنها اشاره می‌شود:

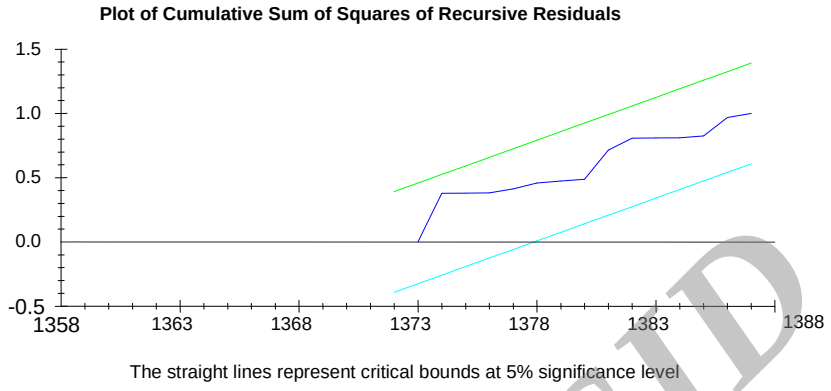
آزمون مجموع تجمعی (CUSUM)[۱۹] و مجموع مجذور تجمعی (CUSUMQ)[۲۰]

به منظور بررسی ثبات ضرایب مدل از آزمون های CUSUM و CUSUMQ که در ادبیات اقتصاد سنجی دارای قدمت طولانی هستند، استفاده شده است. در این آزمون ها فرضیه صفر، ثبات پارامترها را در سطح معنی داری ۵ درصد مورد آزمون قرار می دهد. فاصله اطمینان در این دو آزمون دو خط است که سطح اطمینان ۹۵ درصد را نشان می‌دهند. چنانچه آماره آزمون در بین این دو خط قرار گیرند، نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب را رد کرد. نمودارهای ۱ و ۲ نتایج آزمونها را نشان می‌دهند. این آماره‌ها در مقابل زمان رسم می‌شوند. همان طور که نمودارها نشان می‌دهند، آماره‌های این آزمون ها در داخل خطوط مستقیم قرار دارند که این خود به معنی ثبات ضرایب در سطح معنی داری ۵ درصد هستند؛ به عبارتی نمی توان فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب را در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد کرد.



نمودار۱- آزمون CUSUM

Archive of SID
www.SID.ir



نمودار ۲- آزمون CUSUMQ

۵- نتیجه گیری

ضریب تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت (با یک وقفه) و در نیز بلند مدت معنادار بوده و رابطه منفی با میانگین تعرفه دارد.نرخ بیکاری و تورم در کوتاه مدت بر میانگین تعرفه بی تاثیر و در بلند مدت در سطح ۱۰٪ بترتیب رابطه مثبت و منفی با میانگین تعرفه دارندتاثیر گذاری ضعیف تورم می تواندناشی از دو اثر متفاوتی باشد که بر تولید کنندگان و مصرف کنندگان می گذارد و تاثیر نهایی را دچار ابهام می کند.زیرا ازیک سو تورم بالا منجر به واردات بیشتر می شود و در این شرایط، تولید کنندگان به منظور حمایت از تولیدات خود خواهان حمایت بیشتر از سوی دولت می شوند و از سوی دیگر قیمت های بالا باعث می شوند که مصرف کنندگان به دلیل کاهش رفاه ناشی از تورم، خواهان حمایت کمتر باشند. تراز تجاری هم در کوتاه مدت و هم در بلند مدت بر میانگین تعرفه ها بی تاثیر بوده است.معنا دار نبودن تراز تجاری نیز می تواند به علت مازاد تراز تجاری باشد، زیرا با وجود صادرات نفت بیشتر با مازاد تراز تجاری روبرو بوده ایم لذا تاثیر معناداری بر میانگین تعرفه نداشته است. قیمت نسبی واردات در کوتاه مدت(بدون وقفه و یک وقفه) و همچنین در بلند مدت معنا دار بوده و رابطه منفی با میانگین تعرفه داشته است. زیرا با افزایش قیمت نسبی واردات، کالاهای خارجی نسبت به کالای داخلی گرانتر شده ، لذا تقاضا برای آن کاهش می یابد و فشار در جهت اعمال محدودیت بیشتر برای آن نیست. همچنین تاثیر گذاری بدون وقفه قیمت نسبی واردات حاکی از آن است که حتی در صورت عدم وجود نوسانات سیاسی با توجه به رفتار مصرف کننده تاثیر سریع بر میانگین تعرفه دارد.در نهایت یافته ها نشان از آن دارد که میانگین تعرفه تحت تاثیربرخی متغیر های کلان اقتصادی قرار گرفته ونسبت به آن درونزا می باشد. لذا با توجه به مطالبی که عنوان گردید اعمال تعرفه متناسب با ساختار تولید و بازار محصولات و ارتقای موثر و کارای سیاستگذاری در جهت حمایت منطقی از تولید و تولید کننده و نیز تعدیل فشار های وارده از طرف گروه های ذینفع می تواند مفید واقع شود.

Archive of SID
www.SID.ir

فهرست منابع

۱) آشفته افشین. ۱۳۸۷. ارائه روش جدید جهت محاسبه شاخص بهای کالاهای وارداتی با استفاده از اطلاعات بازرگانی گمرک. مجله دانش و توسعه سال پانزدهم. شماره ۲۵. زمستان ۱۳۸۷.

۲) *بهکیش محمد مهدی .۱۳۸۱. اقتصاد ایران در بستر جهانی شدن. تهران : نی.*

۳) بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.گزارش اقتصادی و ترازنامه.۱۳۵۷-۱۳۸۳.

۴) پاسبان فاطمه (۱۳۷۶). بررسی سیاست های حمایتی وبرآورد نرخ تعرفه موثر در بخش کشاورزی.پایان نامهکارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.

۵) پور مقیم سید جواد . ۱۳۸۲. اقتصاد بین الملل(۱). تهران: انتشارات سمت.

۶) پهلوانی مصیب و نظر دهمرده(۱۳۸۶) تخمین توابع تقاضای واردات و صادرات در اقتصاد ایران با استفاده از روش همگرایی ARDL فصلنامه بررسیهای اقتصادی. دوره۴. شماره ۳.

۷) تشکینی احمد . ۱۳۸۴. اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit. *موسسه فرهنگی هنری دیباگران.* تهران.

۸) داوری حسین.۱۳۸۴. بررسی عوامل موثر بر حمایت های تعرفه ای در تجارت خارجی ایران. پایان نامه دانشکده علوم اقتصادی و اداری. دانشگاه مازندران.

۹) رازینی ابراهیم علی و عباس رحیمی. ۱۳۷۴. سیاست های حمایتی با تاکید بر سیاست های بازرگانی. موسسه مطالعات و پژوهش های بازرگانی. چاپ اول. اردیبهشت ماه.

۱۰) رازینی ابراهیم علی. ۱۳۸۱. سیاست های حمایتی و پیامد های آن در ایران. موسسه مطالعات و پژوهش هایبازرگانی. چاپ دوم. اردیبهشت ماه.

۱۱) رازینی ابراهیم علی. ۱۳۷۸. روش های منطقی کردن تعرفه ها در اقتصاد ایران. موسسه مطالعات و پژوهش های بازرگانی. چاپ اول آبان ماه .

۱۲) راسخی سعید،خسرو پیرایی، حسین داوری. ۱۳۸۵. اقتصادسیاسی حمایت در نظام های تجاری. پژوهش نامه علوم انسانی و اجتماعی.شماره ۲۰.

۱۳) ژیان کارلو گاندولفو .۱۳۸۰. تجارت بین الملل. ترجمه:مهدی تقوی و تیمور رحمانی.تهران:پژوهشکده اموراقتصادی.

۱۴) فریدمن میلتون و رز.۱۳۶۷. آزادی و انتخاب. ترجمه حسین حکیم زاده. انتشارات فاروس.

۱۵) فیض آبادی یاسر ،رضا مقدسی. ۱۳۸۶. برآورد معادله تعرفه ومحاسبه میزان بهینه حمایت تعرفه ای در بخشکشاورزی. علوم کشاورزی.شماره۱۳.

۱۶) کمیجانی اکبر. ۱۳۷۴. سازمان تجارت جهانی و آثار اقتصادی الحاق ایران به آن. تهران: معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصاد و دارایی.

۱۷) کوردن دبلیو.ام.۱۳۷۱. تئوری حمایت. ترجمه احمد شاه رکنی. تهران: دانشکده اقتصاد علامه طباطبایی.

Archive of SID

www.SID.ir

۱۸) متوسلی محمود.۱۳۷۹. سیاست های تجاری و توسعه اقتصادی. تهران: موسسه مطالعات و پژوهش های بازرگانی.
۱۹) مرکز آمار ایران. سالنامه آماری.۱۳۵۷-۱۳۸۳.
۲۰) معماری فرج اله . ۱۳۷۴. بررسی عوامل تعیین کننده مالیات بر واردات در ایران. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه مازندران.
۲۱) نوفرستی محمد.۱۳۷۸. ریشه واحد و هم جمعی در اقتصاد سنجی. تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا.
۲۲) نونژاد مسعود .۱۳۸۳. تجارت بین الملل ج دوم. انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی شیراز.
23) Bohara,AD.Kaempfer.WH.1991a.A test of tariff endogeneity in the United States.American Economic Review 81,952-961.
24) Bohara,AD. Kaempfer.WH.1991b.Testing the endogeneity of tariff policy in the US:Further evidence.Economics Letters 35,311-315.
25) Das,S.Das.1994.Quantitive assessment of tariff endogeneity :Interwar vs.postwar.Economics Letter44,139-146.
26) Ederington,Jash and Minier,Jenny(2005).Why tariff not subsidies? Social Sience Research Network,Electronic Publishing Presents,from University of Kentucky.Department of Economics
27) Flavia Terribile & John Torenton,2000.The endogeneity of tariffs in Italy.Applied Journal of Economics letters.7,517-520.
28) Irwin.DA.1998. Changes in U.S. Tariffs:The role of import prices and commercial policies.The American Economic Review.88.1015-1026.
29) Krol. R. 1996. Testingtariff endogeneity in Japan :A copmparison of pre and post-war.periods.Economic Letters 50,399-406.
30) Magee.SP.Brock.WA.1989.Black hole tariffs and edogenous policy theory :Political Economy in General Equilibrium.Cambridge University Press,Cambridge.
31) Nelson Douglas.1988.Endogenous tariff theory : A Critical Survey.American Journal of Political Science,32,NO.3.
32) Pesaran .MH.and Pesaran. B.(1996). Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis, Oxford: Oxford University Press.
33) Sherman Richard (2002).Import prices and political economy of tariffs:evidence from Germany,Japan,and united states,1954_1994.Journal of Economics letters.76,11-17.
34) William. A.Brock & SP. Magee (1984).Edogenous tariff theory :A Survey Published in Neoclassical Political Economy.

یادداشت‌ها

1. AD.Bohara.WH.Kaempfer ,a
2. sherman
3. SP,Magee.WA.
4. Josh Edrington and Jenny Minier.2005.
5. Ederington,Jash and Minier,Jenny(2005)
6. Douglas Nelson. 1988

Archive of SID
www.SID.ir

7. Bohara, Kaempfer,b.
8. Bohara, Kaempfer, a
9. Sanghamitra,,Satya,1994
10. Krol,1996
11. Irwin.1998
12. Terribile Torenton, 2000
13. MH Pesaran and B.Pesaran. 1996
14. Schwarz Bayesian Criterion (SBC)
15. Serial Correlation
16. Functional Form
17. Normality
18. Heteroscedasticity
19. Banerjee, Dolado and Mestre
20. Cumulative Sum of Recursive Residuals
21. Cumulative Sum of Squares Recursive Residuals

Archive of SID

www.SID.ir