



بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر تعرفه در ایران

مسعود نونژاد^۱

سرور اژدري^۲

سیدمجتبی حسین زاده یوسف آباد^۳

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۶/۲۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۴/۲۱

چکیده

بحث سیاست های حمایتی و عوامل موثر بر 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.

واژه های 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، شیراز، ایران. (نویسنده مسئول) m.nonejad@gmail.com

۲- کارشناس ارشد اقتصاد، مدرس دانشگاه پیام نور بوشهر، ایران. ajdari.s@gmail.com

۳- کارشناس ارشد اقتصاد، عضو باشگاه پژوهشگران جوان، کارشناس بانک توسعه صادرات، ایران. sm1365h@gmail.com

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 سیاست ها در جهت منافع ملی اقتصادی نمی باشد (بحارا و کایمپفر، 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، عموماً 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 و سپس مروری بر مطالعات انجام شده خواهیم داشت. در ادامه با استفاده از الگوی خود رگرسیون 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 اکیمپفر، 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 و در 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

(شرمن، ۲۰۰۲). تحلیل سریهای زمانی مربوط به اقتصاد سیاسی حمایت از تولیدات داخلی بر این 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 نتیجتاً متغیرهای اقتصاد کلان مانند تورم، بیکاری و تولید ناخالص داخلی، تراز تجاری به عنوان عوامل تاثیرگذار بر گروههای ذینفع عنوان می شوند در زمان تورم، فشار سیاسی گروه 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 و اعمال تعرفه بالاتر صورت می گیرد. اگر رشد اقتصادی به دلیل رشد صنایع صادراتی باشد می تواند باعث اعمال حمایت کمتر شود. زیرا صنایع صادراتی به منظور حداقل رساندن تغییرات در سیاست های تجاری تلافی جویانه، خواهان حمایت کمتر هستند در دوره های بیکاری شدید، گروه های ذینفع حامی صنایع داخلی با استفاده از این تصور که 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 از صادرات 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. آنگاه بازرگانی همچنین رابطه ای متقابل با تورم موجود در جامعه دارد. مثلاً 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 مزاد 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 و تعیین 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 صرفاً 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

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

ارزی بر صنایع داخلی، در خواست حمایت توسط این گروه نیز کاهش پیدا می‌کند و کاهش تقاضای حمایت، قدرت عمل تصمیم‌گیرندگان را افزایش می‌دهد.

بحارا و کایمپفر^۶ (۱۹۹۱) رابطه علی ۵ متغیر از جمله تولید ناخالص ملی، میانگین نرخ تعرفه، نرخ بیکاری، شاخص تورم و تراز تجاری را جهت آزمون درونزایی تعرفه در ایالات متحده برای دوره ۱۸۹۰ تا ۱۹۱۰ با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری بررسی کرده‌اند. یافته‌ها حاکی از آن است که شاخص‌های کلان اقتصادی از عوامل تغییر و نوسان میانگین نرخ تعرفه در بلندمدت می‌باشند. اما به شواهد کافی برای قبول کردن فرضیه‌ای مبنی بر اینکه تعرفه مستقیماً موجب تغییر در تولید ناخالص داخلی یا بیکاری در ایالات متحده می‌شوند، نرسیدند.

بحارا و کایمپفر^۷ (۱۹۹۱) در مطالعه دیگری رابطه بین تعرفه‌ها و شاخص‌های کلان اقتصادی در دوره ۱۸۹۰ تا ۱۹۱۰ را با مدل خود رگرسیون برداری میانگین متحرک و آزمون علیت گرنجری بررسی کرده‌اند. نتایج بیانگر این بود که متغیرهای کلان اقتصادی نظیر بیکاری و تولید ناخالص حقیقی نسبت به تعرفه برونزا هستند. در نهایت استفاده از اقدامات تعرفه‌ای برای حمایت در کوتاه مدت توجیه پیدا می‌کند اما در بلندمدت وبا بروز رکود در اقتصاد کشور، برخی از کارکردهای سیاست‌های حمایتی مختل می‌شود.

سانگامیترا و ساتیا^۸ (۱۹۹۴) درونزایی تعرفه‌ها 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 کرده‌اند. نتایج بدست آمده برای دوره بین دو جنگ جهانی، تاثیر گذاری بیکاری و کسری تجاری بر نرخ تعرفه را تایید نمی‌کنند. اما در دوره پس از جنگ، رابطه بلندمدت و معنی‌داری میان این سه متغیر مشاهده شده است که نشان می‌دهد که با افزایش نرخ بیکاری و افزایش کسری تجاری، تدابیر حمایتی گسترده‌تر و شدیدتری را بدنبال دارد. همچنین اثر متغیر کسری تجاری بر تعرفه‌ها، قوی‌تر از اثر نرخ بیکاری بوده است.

کرول^۹ (۱۹۹۶) رابطه علی متغیرهای 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 متغیرهای کلان اقتصادی نبوده، که می‌توان آنرا برونزا تلقی کرد. اما وضعیت پس از جنگ تغییر کرد، تولید ناخالص ملی، رابطه مبادله و تورم بر تعرفه اثر داشته‌اند. به عبارت دیگر، درونزایی سیاست‌های تعرفه‌ای در دوره پس از جنگ افزایش یافته است.

ایروین^{۱۰} (۱۹۹۸) به نقش قیمت واردات و سیاست‌های تجاری در تغییر تعرفه‌های ایالات متحده برای سال‌های ۱۸۶۵ تا ۱۹۶۷ پرداخته است. این مطالعه بیانگر این است که تغییر در قیمت واردات و همچنین بوجود آمدن بینش‌های سیاسی موجب تغییر تعرفه در بلندمدت می‌شود. در آخر نتایج حاصله نشان داد که قیمت واردات اثر منفی بر میانگین تعرفه دارد و همچنین اعمال بیشتر سیاست‌های تجاری که در رابطه

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.

تربیبیل و تورنتون (۲۰۰۰)^{۱۱} 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 شرم (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 و ایالات متحده، پس از جنگ در طی سال های ۱۹۵۴ تا ۱۹۹۴ پرداخته است. نتایج حاکی از آن است که در هر سه کشور ضرائب 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 تنوری 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 زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۸۸ استفاده می شود. (همه متغیر ها بصورت لگاریتمی لحاظ شده اند).

$$LT_t = \beta_0 + \beta_1 \sum LT_{t-1} + \beta_2 \sum LY_{t-1} + \beta_3 \sum LUN_{t-1} + \beta_4 \sum LCPI_{t-1} + \beta_5 \sum LIMP_{t-1} + \beta_6 \sum LTB_{t-1} + U_t$$

(۱)

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 ۷۲ و ۷۳ و ۸۱

U_t : جزء اخلاص

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

۴-۱- برآورد مدل

به منظور برآورد مدل ابتدا ساکن‌پذیری و شکست ساختاری بررسی می‌شوند، سپس به تخمین مدل پویا و انجام آزمون‌های فروض کلاسیک و نیز آزمون بنرجی دولادو مستربه منظور بررسی وجود رابطه بلند مدت پرداخته می‌شود. در ادامه به استخراج رابطه بلند مدت و همچنین معادله تصحیح خطا می‌پردازیم و در پایان آزمون‌های ثبات ساختاری نیز بررسی می‌شوند.

۴-۱-۱- ساکن‌پذیری

اکثر سری‌های زمانی اقتصاد کلان ساکن‌پذیر نمی‌باشند و احتمال اینکه استفاده از متغیرهای غیر ساکن در مدل تخمین‌های ناسازگار و همبستگی کاذبی را ارائه دهد وجود دارد. همچنین ممکن است که مدل ارتباط کاذبی را ارائه دهد. بنابراین برای بررسی ساکن‌پذیری متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می‌کنیم. فرضیه صفر، در این آزمون وجود ریشه واحد می‌باشد. همانطور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، برای متغیرهای میانگین تعرفه، بیکاری، تولید ناخالص 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 ساکن‌پذیری متغیرها در سطح

| 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 مبدأ

منبع: یافته‌های تحقیق

پس از تفاضل گیری مرتبه اول برای متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند، آزمون ساکن پذیری 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 آماره ADF محاسباتی 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.

جدول ۲- نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرها در تفاضل 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

پروم معتقد است که اغلب سری‌های زمانی اقتصاد کلان دارای ریشه واحد نیستند و غیر ساکن بودن متغیرها می‌تواند به دلیل شکست ساختاری در روند آنها باشد. برخی از شوکها در دهه‌های اخیر، در اقتصاد ایران، ساکن نبودن متغیرها را امکان پذیر می‌سازد. بنابراین آزمون شکست ساختاری پروم ضروری بنظر می‌رسد. در سال‌هایی که شکست ساختاری رخ می‌دهد، می‌تواند 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 می‌باشد. جدول ۳ مربوط به بررسی آزمون شکست ساختاری، همزمان، در حالت تغییر در عرض از مبدا و شیب تابع روند می‌باشد.

جدول ۳. 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

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 متغیرهای میانگین تعرفه، تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری بدلیل شکست ساختاری نمی باشد. با توجه به نتایج حاصل از آزمون ساکن پذیری، چون متغیرهای مورد استفاده، همگی ساکن پذیر $I(0)$ نیستند، روش مورد استفاده با توجه به مباحث گفته شده در قسمت مبانی نظری از الگوی خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) استفاده می شود. معمولاً در داده های سالانه، وقفه را یک یا دو و برای داده های با فراوانی بیشتر (مثل داده های فصلی و ماهانه) طول وقفه را می توان بیشتر وارد کرد، که این انتخاب با تشخیص محقق انجام می شود.^{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 می شود. معمولاً در نمونه های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارز-بیزین استفاده می شود، 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 می باشد، لذا حداکثر وقفه بهینه، یک در نظر گرفته شده است.

۳-۱-۴- تخمین مدل پویا

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

جدول ۴- 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: یافته های تحقیق

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 اجزای اخلال دلالت دارد) لذا نمی توان تابع آزمون d دوربین واتسن را جهت کشف خود همبستگی در این مدل ها مورد استفاده قرار داد. و باید بجای آن از h دوربین واتسن استفاده شود. (گجراتی، ۱۳۸۷)

اگر h 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 می باشد:

$$LT = C + b_1LT(-1) + b_2LY + b_3LY(-1) + b_4LUN + b_5LCPI + b_6LMP + b_7LMP(-1) + b_8LTB + b_9DER \quad (2)$$

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 متغیر قیمت نسبی واردات (بدون وقفه و یک وقفه) و تولید ناخالص داخلی (با یک وقفه) بر میانگین تعرفه تاثیر گذار بوده اند. وقفه اثر گذار بوده اند. ضریب DER نیز از لحاظ آماری معنی دار شده و نشان دهنده اینست که متغیر مجازی (در اینجا سال های ۷۲ و ۷۳ و ۸۱ 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 (۰.۸۸۹۰). نشان از قدرت توضیح دهندگی بالای مدل دارد و همچنین از آنجایی که ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده به یکدیگر خیلی نزدیک می باشند می توان نتیجه بگیریم که با مشکل ورود متغیر زائد در مدل برآوردی رو به رو نمی باشیم.

۴-۱-۶- آزمون فروض کلاسیک

همان طور که جدول ۵ 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، معنی دار 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.

جدول ۵- 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 می‌توان به طریق زیر انجام داد:

روش بنرجی، دولادو و مستر^{۱۸}

در روش ARDL برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از روش بنرجی، دولادو و مستر استفاده کرد. اول پس از تخمین مدل پویای ARDL، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0 : \sum_{i=1}^p \phi_i - 1 \geq 0 \quad (3)$$

$$H_a : \sum_{i=1}^p \phi_i - 1 < 0$$

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 کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد یافت.

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{\phi}_i}}$$

(۴)

t به دست آمده t=-4.64

t جدول t=-4.43

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 | -0.80430 | .26352 | -3.0522 | [.006] |
| LUN | 1.7783 | .92637 | 1.9196 | [.068] |
| LCPI | -0.97705 | .48897 | -1.9982 | [.058] |
| LIMP | -1.1100 | .53180 | -2.0872 | [.049] |
| LTB | -1.2347 | 1.3112 | -0.94168 | [.357] |
| DER | -2.5395 | 1.0935 | -2.3224 | [.030] |

منبع: یافته‌های تحقیق

مدل بلند مدت به شکل زیر می‌باشد:

$$LT = b_1LY + b_2LUN + b_3LCPI + b_4LIMP + b_5LTB + b_6DER \quad (5)$$

۴-۱-۹- بیان نتایج بلند مدت

با توجه به یافته‌های جدول ۶ 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 اثر مثبت 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 تعرفه‌ها می‌باشند.

۴-۱-۱۰- تخمین الگوی تصحیح خطا

الگوی تصحیح خطا بیانگر ارتباط کوتاه مدت میان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل الگو می‌باشد. 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 معنی دار و دارای علامت منفی است، بنابراین، چون ضریب ECM، بین صفر و منفی یک و معنی دار است، وجود رابطه همجمعی (بلندمدت) بین متغیرها، از این روش تایید می‌شود. همچنین با توجه به این که ضریب جمله تصحیح خطا برابر (۰.۳۶۰۰-) برآورد شده است به این نتیجه می‌رسیم که در هر دوره حدود ۳۶ درصد از عدم تعادل ایجاد

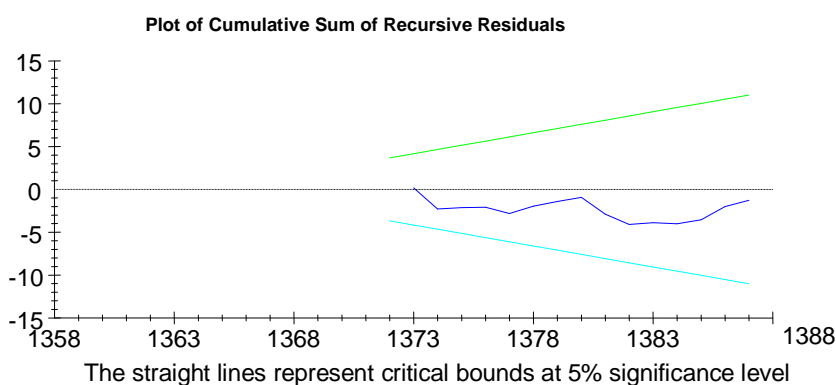
شده در متغیر وابسته، از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دوره بعد تعدیل شده و از بین می‌رود، به بیان دیگر اگر هرگونه شوک یا عدم تعادلی در میانگین تعرفه‌ها ایجاد شود، پس از سه سال دوباره به تعادل برخواهد گشت. بنابراین، حرکت به سمت تعادل نسبتاً خوب است.

۴-۱-۱۱- آزمونهای ثبات ساختاری

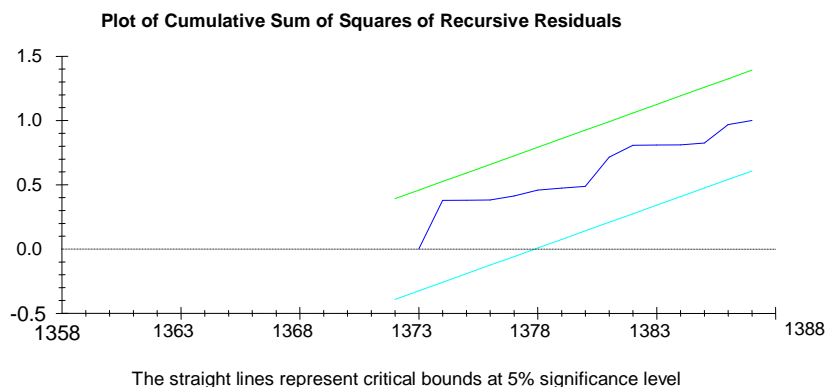
به منظور بررسی ثبات ضرایب مدل از آزمون های ثبات ساختاری استفاده خواهد شد که در زیر به آنها اشاره می‌شود:

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 اقتصادسنجی 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 می دهند. چنانچه آماره آزمون در بین این دو خط قرار گیرند، نمی توان فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب را رد کرد. نمودارهای ۱ و ۲ نتایج آزمونها را نشان می دهند. این آماره‌ها در مقابل زمان رسم می شوند. همان طور که نمودارها نشان می دهند، 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.



نمودار ۱- آزمون CUSUM



نمودار ۲- آزمون CUSUMQ

۵- نتیجه گیری

ضریب تولید ناخالص داخلی در کوتاه مدت (با یک وقفه) و در بلندمدت معنادار بوده و رابطه منفی با میانگین تعرفه دارد. نرخ بیکاری و تورم در کوتاه مدت بر میانگین تعرفه بی تاثیر و در بلندمدت در سطح ۱۰٪ بترتیب رابطه مثبت و منفی با میانگین تعرفه دارند. تاثیر گذاری ضعیف تورم می تواند ناشی از دو اثر متفاوتی باشد که بر تولید کنندگان و مصرف کنندگان می گذارد و تاثیر نهایی را دچار ابهام می کند. زیرا از یک 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 بلندمدت 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 بلندمدت 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 تاثیر برخی متغیرهای کلان اقتصادی قرار گرفته و نسبت 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 فشارهای وارده از طرف گروه های ذینفع می تواند مفید واقع شود.

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 و برآورد نرخ تعرفه موثر در بخش کشاورزی. پایان نامه کارشناسی 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. دوره ۴. 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 های بازرگانی. 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 میلتن و رز. ۱۳۶۷. آزادی و انتخاب. ترجمه حسین حکیم زاده. انتشارات فاروس.
- ۱۵) فیض آبادی یاسر، رضا مقدسی. ۱۳۸۶. برآورد معادله تعرفه و محاسبه میزان بهینه حمایت تعرفه ای در بخش کشاورزی. علوم کشاورزی. شماره ۱۳.
- 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.

- 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

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