

بررسی تأثیر کاهش موانع تعرفه‌ای بر واردات کل کالا در ایران با استفاده از مدل ARDL باند



محمد رضا لطفعلی پور *

اکرم زین البیان **

نازگل اشرفی ***

چکیده

هر کشوری با توجه به اهداف ملی و بین‌المللی خود، سیاست‌های خاصی را در زمینه‌های مختلف و از جمله تجارت در پیش می‌گیرد. در سال‌های اخیر یکی از مباحث اصلی اقتصاددانان، بر تبیین رابطه آزادسازی تجاری و عملکرد واردات در کشورهای در حال توسعه تمرکز یافته است. انگیزه اصلی کشورها در حرکت به سوی آزادسازی تجاری، دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی و سهم بالاتری در اقتصاد جهانی است. مطالعه حاضر به بررسی اثر کاهش نرخ عوارض گمرکی و حذف موانع غیرتعرفه‌ای بر واردات کل کالاها در ایران با استفاده از داده‌های سالانه طی دوره (۱۳۸۶-۱۳۵۰) می‌پردازد. در این مطالعه برای به دست آوردن رابطه بین واردات کالاها و آزادسازی تجاری از مدل اقتصاد سنجی ARDL باند، با استفاده از سه متغیر اصلی واردات حقیقی کالا، نرخ تعرفه وارداتی، متغیر مجازی آزادسازی (به عنوان ساده‌سازی اقدامات غیرتعرفه‌ای) و تعدادی متغیر کنترل (مانند: قیمت نسبی واردات، تولید ناخالص ملی) استفاده شده است.

یافته‌های تحقیق حاکی از آن است که تقاضا برای واردات کالا در ایران، نسبت به قیمت‌های نسبی و تولید ناخالص داخلی واقعی در بلندمدت و کوتاه‌مدت با کاهش است. همچنین واردات کالا نسبت به نرخ تعرفه وارداتی در بلندمدت و کوتاه مدت بی‌کشش است در حالی که با آزادسازی کامل تجاری، کشش واردات کالاها افزایش خواهد یافت. به علاوه، نتایج الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که ضریب تصحیح تعادل نسبت به مسیر بلندمدت (تعادل) به سرعت تعدیل می‌شود، به طوری که در هر دوره ۸۴ درصد از عدم تعادل، تعدیل می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: آزادسازی تجاری، واردات کل، مدل ARDL باند،

اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت

طبقه‌بندی JEL: F14, F13, F1

Lotfalipour@yahoo.com

Akramzeynaliyan@yahoo.com

Ashrafi65@gmail.com

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۱۱/۱۶

* دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

** کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

*** کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۹/۱۸

مقدمه

جریان‌های تجاری یکی از مهم‌ترین موضوعات مطالعات تجربی در نیم قرن اخیر محسوب می‌شوند. یکی از دلایل اهمیت و توجه به این موضوع، کاربرد وسیع کسش‌های درآمدی و قیمتی برای مباحث سیاست‌گذاری است. با فعال‌تر شدن سازمان تجارت جهانی^۱ (WTO)، آزادسازی تجاری به‌عنوان یکی از جدی‌ترین نگرانی‌های سیاست‌گذاری برای دولت‌ها، به‌ویژه برای کشورهای در حال توسعه پدیدار شده است. در آزادسازی تجاری، اعتقاد بر این است که رشد و توسعه اقتصادی از طریق پیشرفت‌های تکنولوژیکی و تخصصی افزایش می‌یابد و تجارت بین‌المللی، این امکان را می‌دهد که به‌وسیله تشویق رقابت و پیشبرد تغییرات فناوری، بر اساس «مزیت رقابتی و نسبی»، در تولید کالاها و خدمات متخصص شوند.

تابع تقاضای واردات یکی از مهم‌ترین روابط بنیادی بین متغیرها در اقتصاد کلان است. اغلب مطالعات تجربی، در تصریح تابع تقاضای واردات، درگیر دو نوع تصریح مختلف هستند. یک نوع آن تصریح سنتی تابع تقاضای واردات است، که در آن مقدار واردات تقاضا شده، به درآمد داخلی واقعی و قیمت نسبی واردات یعنی نسبت قیمت‌های واردات به قیمت‌های داخلی مربوط است. نوع دیگر تصریح، تقاضای واردات در شرایط محدودیت ارزی است، که محدودیت‌های ارزی را به‌طور مستقیم در معادله تقاضای واردات لحاظ می‌کند.

مطالعه حاضر به بررسی تصریح تابع سنتی تقاضای واردات کالا در ایران با

1. World Trade Organization

توجه به موانع وارداتی (نرخ تعرفه وارداتی و اقدامات غیرتعرفه‌ای)، طی دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۶، با به‌کارگیری یک تکنیک جدید اقتصادسنجی به نام رویکرد آزمون باندا^۱ (کرانه‌ها)^۲ ARDL پسران و همکاران (Pesaran et al, 2001) می‌پردازد. در ادامه به مرور ادبیات موضوع و مطالعات پیشین پرداخته و پس از آن الگوی نظری و روش اقتصادسنجی معرفی می‌شود. سپس به بررسی خواص متغیرهای تصریح‌شده در الگو براساس آزمون‌های ریشه واحد می‌پردازیم و براساس الگوی نظری، تخمین و تجزیه و تحلیل و در نهایت جمع‌بندی و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۱. ادبیات موضوع

رابطه سیاست تجاری و رشد اقتصادی، موضوعی بحث‌برانگیز است. برخی اقتصاددانان و سیاست‌گذاران معتقدند باز بودن تجاری به عملکرد اقتصادی بهتر و رشد اقتصادی سریع‌تر می‌انجامد. پیوند مثبت باز بودن تجاری و رشد اقتصادی، انگیزه مناسبی برای اصلاحات تجاری یک‌جانبه بی‌سابقه طی بیست سال گذشته به وجود آورده است، به طوری که ۱۰۰ کشور در جهان، به یک نوع آزادسازی تجاری، متعهد شده‌اند (Greenaway et al, 2002).

اقتصاددانان نئوکلاسیک عموماً معتقدند تجارت آزاد نه تنها برای هر کشور بلکه برای تمام جهان، «موتور رشد»^۳ اقتصادی محسوب می‌شود. بنابراین به دنبال حذف یک‌جانبه و چندجانبه محدودیت‌های تجاری هستند و در مقابل توصیه می‌کنند که کشورها با توجه به تخصص در تولید و تقسیم کار بین‌الملل، دخالت دولت را در تجارت بین‌الملل به حداقل برسانند. آنان در مطالعات خود نشان می‌دهند که حتی اختلالات کوچک تجاری که دولت بر سر راه معاملات و مبادلات بین‌المللی ایجاد می‌کند می‌تواند به‌طور اساسی باعث کاهش بهره‌وری سرمایه و در نتیجه، کاهش رشد اقتصادی در یک دوره نسبتاً بلندمدت انتقالی شود. همچنین سیاست‌های اقتصادی دولت از قبیل وضع تعرفه‌ها و کنترل نرخ ارز، نرخ رشد اقتصادی را در

-
1. Bounds Test Approach
 2. Autoregressive Distributed lag model
 3. Engine Growth

کشورهایی که نیاز فراوانی به واردات دارند، به طور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌دهد (Jong, Wha-Lee, 1992).

اما برخی از اقتصاددانان همچون کالدور (Kaldor, 1940) و گراف (Graff, 1949)، با نظرات فوق مخالفت نموده و با طرح تعرفه مطلوب^۱ ادعا می‌کنند که وضع تعرفه در سطح بهینه، به کشور وضع‌کننده، منفعت می‌رساند. «تعرفه مطلوب»، آن میزان از مالیاتی است که قادر خواهد بود با بهبود رابطه مبادله و خنثی‌سازی تأثیرات منفی (که بر اثر محدودیت تجاری پدید آمده‌اند)، منافع آن کشور را به حداکثر برساند. در این حالت، تجارت آزاد الزاماً نمی‌تواند بهترین سیاست تجاری باشد. اکثر مطالعات نشان می‌دهند که در کشورهای در حال توسعه موانع غیرتعرفه‌ای، مجوزها و ممنوعیت‌ها به طور سنتی مهم‌ترین عامل محدودکننده آزادسازی هستند. به اعتقاد برخی از محققین از جمله ادواردز (Edwards, 1991) آزادسازی تجاری باید مشتاق ایجاد یک سیستم تجاری آزاد باشد که در آن کلیه تحریف‌های تجاری شامل تعرفه‌های واردات و یارانه‌های صادرات به طور کلی حذف شود.

بسیاری از مطالعات از جمله مطالعه بالاسا (Ballassa, 1971) نشان می‌دهد که یک رابطه مستقیم بین آزادسازی و رشد اقتصادی وجود دارد. براساس مدل رشد درون‌زا و نظریه تجارت تعادل جزئی استاندارد، آزادسازی تجاری می‌تواند نقش مهمی را در افزایش صادرات و از این رو در رشد GDP از طریق انتقال فناوری بازی کند. برنو (Burno, 1997) اعتقاد دارد که آزادسازی تجاری (کاهش موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای)، کارایی تخصیصی را در بلندمدت بهبود می‌بخشد و رشد اقتصادی را از طریق ایجاد محیط رقابتی و کاهش هزینه مصرف‌کنندگان افزایش می‌دهد، هرچند آزادسازی تجاری در کوتاه‌مدت می‌تواند به دلیل کاهش حمایت از برخی صنایع منجر به توزیع هزینه و منفی شدن موازنه تراز پرداخت‌ها شود. آگین و مونتیل (Agion and Montiel) بحث می‌کنند که آزادسازی تجاری در ابتدا ممکن است منجر به کاهش اشتغال، تولید و منفی شدن موازنه پرداخت‌ها شود، ولی چنین سیاستی نمی‌تواند به طور فزاینده چنین آثاری به دنبال داشته باشد. به عبارت دیگر، آزادسازی

1. Optimum Tariff

تجاری در نهایت موجب افزایش اشتغال، تولید و بهبود تراز پرداخت‌ها می‌شود. از دیدگاه عرضه، آزادسازی تجاری به رشد اقتصادی منجر می‌شود، اما از دیدگاه تقاضا این سیاست به بدتر شدن تراز پرداخت‌ها منجر شده و در نتیجه این امر اثر معکوسی بر رشد اقتصادی خواهد داشت. زیرا کسری تراز پرداخت‌ها ناشی از آزادسازی تجاری غیرقابل کنترل بوده و با تغییرات قیمت‌های نسبی (نرخ ارز واقعی) برای رسیدن به شرایط تعادلی، این کسری به‌سادگی جبران نمی‌شود (Khan and Zahler, 1985).

نظریه‌های رشد درون‌زا چارچوب مفهومی دقیق‌تری برای تجزیه و تحلیل رابطه میان سیاست‌های تجاری (آزادسازی تجاری) و رشد اقتصادی فراهم آورده است. در رویکرد جدید الگوهای رشد، امکان وجود رابطه بلندمدت میان سیاست‌های تجاری و رشد اقتصادی به طرق مختلف تشریح شده است. بدین ترتیب که، با آزادسازی واردات انتظار می‌رود که از طریق واردات کالاهای سرمایه‌ای با تکنولوژی پیشرفته، انتقال تکنولوژی به داخل کشور صورت پذیرد. آن‌گاه، استراتژی توسعه صادرات نسبت به استراتژی جانشینی واردات، دارای عملکرد رضایت‌بخش‌تری است (Kruger, 1987). سپس سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی سبب انتقال تکنولوژی صادراتی از کشورهای صنعتی به کشورهای در حال توسعه (همانند تجربه کشورهای آسیای جنوب شرقی) می‌شود. در نهایت، به‌کارگیری استراتژی برون‌گرا موجب می‌شود که سرمایه خارجی بدون مواجه شدن با مشکلاتی نظیر بدهی (اعم از داخلی و خارجی) برای توسعه اقتصادی مورد استفاده قرار گیرد (Dollar, 1992). ضمن اینکه، با آزادسازی تجاری، اثرات سرریز مثبت ناشی از توسعه تکنولوژی کشورهای صنعتی، اقتصاد را به مقیاس‌های بزرگ اقتصادی در تولید هدایت می‌کند و این امر به تسریع در رشد اقتصادی منجر می‌شود. زیرا یک اقتصاد با درجه بالایی باز بودن تجاری و موانع تجاری کمتر، همواره از قابلیت بیشتری برای جذب تکنولوژی از کشورهای پیشرفته برخوردار می‌باشد (Lewis, 1995).

همزمان با آزادسازی تجاری و در راستای همگرایی اقتصادی، اکثر کشورها به‌ویژه کشورهای در حال توسعه به دلیل مشکلات ساختاری اقتصادی، حداقل در کوتاه‌مدت با مشکلاتی روبه‌رو بوده‌اند. کسری حساب تجاری، بی‌عدالتی اقتصادی،

فشار شدید رقابت و از بین رفتن قسمت اعظم بخش‌های مختلف تولیدی ناشی از فشار رقابت خارجی، برخی از این مسائل است. این مشکلات باعث افزایش بیکاری و کسری بودجه دولت ناشی از کاهش درآمدهای گمرکی و تعرفه‌ای کالاهای وارداتی و صادراتی شده است. با وجود این مشکلات، گرایش‌های بسیار قوی در جهت آزادسازی تجاری وجود داشته است؛ زیرا در عمل اقتصادهای برون‌نگر نسبت به اقتصادهای درون‌نگر، نرخ رشد بالایی را تجربه کرده‌اند. از آنجا که آزادسازی تجاری، پیش‌نیاز انتقال از یک اقتصاد نسبتاً بسته به یک اقتصاد باز است، برای بیشتر کشورها، آزادسازی پیش‌نیاز رشد اقتصادی محسوب می‌شود. به عبارت دیگر، این کشورها با آزادسازی تجاری، از طریق برخورداری از منافع حاصل از تجارت، از طریق تخصیص کارآمد منابع، تشدید رقابت، ارتقای جریان دانش و سرمایه‌گذاری و در نهایت رشد سریع انباشت سرمایه و پیشرفت فنی، جهش در رشد اقتصادی را تجربه کرده‌اند. انگیزه اصلی و قوی کشورها در حرکت به سوی آزادسازی تجاری، دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی و گرفتن سهم بالاتری در اقتصاد جهانی است.

۲. مطالعات پیشین

۲-۱. مطالعات داخلی

بیژن بیدآباد، (۱۳۷۶)، در الگوی اقتصاد کلان خویش معادله‌ای برای واردات تصریح کرده است که در آن واردات، تابعی از نرخ ارز مؤثر، شاخص قیمت واردات، درآمد ناشی از صادرات کالا و خدمات، تولید ناخالص داخلی و حساب سرمایه است. نتایج، نشان می‌دهد که نرخ ارز مؤثر و شاخص قیمت واردات تأثیر منفی و تولید و حساب سرمایه تأثیر مثبت بر واردات دارند. کامبیز کیانی (۱۳۷۶)، در مطالعه دیگری به بررسی رابطه بلندمدت تعادلی بین متغیرهای تابع تقاضای واردات با استفاده از روش‌های هم‌گرایی پرداخته است. در این مطالعه واردات، تابعی از دریافت‌های ارزی، شاخص قیمت کالاهای خارجی به داخلی، تولید ناخالص داخلی و ذخایر بین‌المللی واقعی باوقفه است. نتایج، نشان می‌دهد که قیمت نسبی بیشترین کشش بلندمدت را داراست و در نتیجه افزایش قیمت‌های نسبی باعث

کاهش واردات می‌شود.

جواد پور مقیم (۱۳۷۹)، در مطالعه دیگری به برآورد تابع تقاضای واردات ایران برای دوره زمانی (۱۳۳۸-۱۳۷۵) پرداخته است. یافته‌های مدل حاکی از آن است که عامل قیمت نسبت به متغیر سطح فعالیت (تولید ناخالص داخلی منهای صادرات) در تابع تقاضای واردات نقش کمرنگ‌تری دارد. این نتیجه در کوتاه‌مدت و بلندمدت تفاوتی ندارد. به‌طور کلی عامل درآمد، نقش تعیین‌کننده‌ای بر تابع تقاضای واردات ایران دارد. حمید ابریشمی (۱۳۸۰)، در مطالعه خود به بررسی تقاضای واردات ایران با رویکرد نوین پرداخته است. در این تحقیق تقاضای واردات کوتاه‌مدت و بلندمدت در اقتصاد ایران مبتنی بر روش‌های هم‌انباشتگی انگل - گرنجر، جوهانسون^۱، پسران و شین^۲ و فیلیپس - هنسن^۳، با استفاده از داده‌های فصلی برای دوره (۱۳۷۶:۴ - ۱۳۵۰:۱) مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج حاصل نشان می‌دهد که نظریه استاندارد تقاضای واردات مبتنی بر انواع قیمت‌های نسبی و متغیرهای مقیاس، قادر نیست رفتار واردات را در اقتصاد ایران به شیوه رضایت‌بخشی تبیین کند. لذا از الگوی تقاضای واردات در شرایط محدودیت‌های ارزی برای تصریح معادله تقاضا و تجزیه و تحلیل عوامل تعیین‌کننده آن، استفاده شده است.

توفیقی و محرابیان (۱۳۸۱)، در مطالعه خود به بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای واردات کل، کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و واسطه‌ای طی دوره (۱۳۳۸-۱۳۷۸) می‌پردازند. در این مقاله، با توجه به ماهیت داده‌های سری زمانی طی دوره (۱۳۷۸-۱۳۳۸)، وجود رابطه باثبات در مدل تقاضای واردات در ایران، مورد بررسی قرار گرفته است. بر این اساس، تابع تقاضای واردات (کل، واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی) به‌صورت جداگانه و به روش حداقل مربعات معمولی برآورد شدند. نتایج نشان داد که افزایش قیمت‌های نسبی، اثر قابل توجهی بر کاهش واردات کل، مصرفی و سرمایه‌ای گذاشته است. همچنین، دو متغیر موهومی تکانه نفتی و

1. Johansen
2. Pesaran-Shin
3. Philips-Hansen

آزادسازی در الگو نیز، نشان دادند که با افزایش یکباره درآمدهای نفتی، کشور به جای وارد کردن کالاهای سرمایه‌ای، بیشتر به واردات کالاهای واسطه‌ای و مصرفی پرداخته است.

صامتی، جلایی و صادقی (۱۳۸۳)، در مطالعه خود به بررسی آثار جهانی شدن بر الگوی تقاضای واردات در ایران طی دوره (۱۳۸۱-۱۳۳۸) پرداخته‌اند. متغیرهای مورد استفاده در این مقاله عبارتند از: درآمد نفتی، مخارج مصرفی بخش خصوصی، جذب داخلی، قیمت نسبی واردات و متغیر روند. نتایج، نشان می‌دهند که در سطح ۹۹ درصد فرضیه HI مبنی بر هم‌انباشتگی رگرسیون پذیرفته می‌شود و ضریب متغیر قیمت نسبی واردات از نظر آماری معنی‌دار نیست؛ که علت آن این است که چون دولت براساس شرایط اقتصادی بر واردات محدودیت‌های کمی و مقداری اعمال می‌کند، قیمت دیگر یک متغیر برون‌زا نیست و برای حل این مشکل، سعی شده است قیمت نسبی به شکل درون‌زا در نظر گرفته و به شکل سیستم همزمان برآورد شود و نتایج نشان می‌دهند که فرایند جهانی شدن و ادغام در اقتصاد جهانی باعث افزایش واردات می‌شود.

محمد نصراللهی (۱۳۸۳)، در مطالعه خود به بررسی تابع تقاضای واردات سستی کل ایران با رویکرد آزمون کرانه‌ها (ARDL باند) طی سال‌های (۱۳۷۹-۱۳۳۸) پرداخته است. نتایج ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تشکیل‌دهنده، یعنی مقدار واردات تقاضاشده کل، قیمت‌های نسبی واردات و درآمد واقعی داخلی را نشان می‌دهد. رضا محسنی (۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر آزادسازی تجاری بر ۹ قلم کالای وارداتی منتخب در قالب طبقه‌بندی کالاهای مصرفی، واسطه‌ای و سرمایه‌ای مبتنی بر رویکرد هم‌انباشتگی انگل - گرنجر طی دوره (۱۳۸۲-۱۳۶۰) می‌پردازد. نتایج حاکی از آن است که با آزادسازی تجاری، تقاضای واردات در تمامی گروه کالایی منتخب بیش از یک‌ونیم برابر افزایش می‌یابد، اما پس از آزادسازی تجاری، ترکیب واردات بیشتر به سمت کالاهای سرمایه‌ای میل می‌کند.

ابریشمی، مهرآرا و محسنی (۱۳۸۵)، تأثیر آزادسازی تجاری بر صادرات و واردات برخی از کشورهای در حال توسعه منتخب، از جمله ایران را با استفاده از داده‌های ترکیبی بررسی کرده‌اند. براساس نتایج این تحقیق، صادرات با قیمت‌های

نسبی رابطه منفی و با درآمد جهانی رابطه مثبت داشته است. از سوی دیگر، کاهش تعرفه‌های وارداتی و آزادسازی تجاری اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد واردات کشورهای در حال توسعه مانند ایران داشته است.

تشکینی و باستانی (۱۳۸۵)، توابع تقاضای واردات به تفکیک کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی را طی دوره (۱۳۸۲-۱۳۳۸) با استفاده از رگرسیون‌های به‌ظاهر نامرتب برآورد کردند. براساس برخی از نتایج این تحقیق، واردات به تفکیک کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی، تابعی از تولید ناخالص داخلی و قیمت‌های نسبی داخلی بوده است. همچنین، براساس نتایج این تحقیق، یک درصد افزایش در قیمت‌های نسبی داخلی، ۱/۲ درصد افزایش واردات کالاهای مصرفی و ۰/۳۸ درصد کاهش واردات سرمایه‌ای و ۰/۳۵ درصد کاهش واردات واسطه‌ای را در پی داشته است. از سوی دیگر، یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی باعث به ترتیب ۰/۶۱ و ۰/۲۱ درصد افزایش واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای شده است.

۲-۲. مطالعات خارجی

خان (Khan, 1974) در مطالعه خود در مورد ۱۵ کشور در حال توسعه، تقاضای واردات در این کشورها را به‌عنوان تابعی از قیمت‌های نسبی و درآمد واقعی داخلی، در حالت تعادلی و عدم تعادل استخراج نمود و به این نتیجه رسید که قیمت‌های نسبی و درآمد داخلی واقعی نقش بسیار مهمی در رفتار تقاضای واردات کشورهای در حال توسعه دارند.

ملو و وگت (Melo and Voget, 1984) به مطالعه کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای واردات برای ونزوئلا طی دوره (۱۹۷۹-۱۹۶۲) پرداخته‌اند. این دو محقق دو فرضیه را مورد بررسی قرار دادند. اولاً آنان معتقد بودند که با افزایش درجه آزادسازی تجاری، کشش درآمدی تقاضای واردات افزایش می‌یابد. ثانیاً در این فرایند کشش تقاضای واردات نیز افزایش می‌یابد.

برتلا و فینی (Bertoal and Faini, 1991) یکی از نخستین مطالعات در مورد تأثیر آزادسازی تجاری بر تقاضای واردات در اقتصادهای کشورهای در حال توسعه

(مراکش) از طریق حذف تعرفه و موانع غیرتعرفه‌ای و اثر آن بر واردات را به انجام رساندند. ایشان با استفاده از رویکرد سنتی تقاضای واردات، نشان دادند که حذف محدودیت‌های مقداری (QRS)، تأثیر معنی‌داری بر سطح واردات و همچنین بر حساسیت آن نسبت به تغییرات درآمدی و قیمتی دارد. نتایج به‌دست‌آمده حاکی از آن است که کاهش محدودیت‌های مقداری برای کالاهای مصرفی در سال ۱۹۸۵ به افزایش کشش درآمدی تقاضای واردات از ۰/۹۳ به ۱/۲۰ منجر می‌شود.

دلار (۱۹۹۲)، با معرفی دو معیار جدید برای باز بودن تجاری تحت عنوان شاخص اختلال نرخ واقعی ارز و شاخص تغییرپذیری (نوسان) نرخ واقعی ارز طی دوره زمانی ۱۹۸۵-۱۹۷۶ برای ۹۵ کشور در حال توسعه رابطه مثبت باز بودن تجاری و رشد اقتصادی را نشان داد.

دین و همکاران (Dean et al, 1994) رفتار مالیات بر واردات را (به‌صورت درصدی از کل واردات) قبل و بعد از انجام اصلاحات تجاری مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج در اکثر موارد، حاکی از آن است که به‌دنبال سیاست‌های آزادسازی، رشد واردات افزایش یافته است. اما به‌طور قطع نمی‌توان بر یک رابطه محکم بین آزادسازی تجاری و رشد واردات، آن هم بر پایه کاهش تعرفه‌های وارداتی تأکید نمود؛ زیرا بعضی کشورها، روش‌های متفاوتی را در فرایند اصلاح پذیرفته و موانع غیرتعرفه‌ای فرآروی تجارت نیز توانسته است بر رشد واردات مؤثر واقع شود. به‌علاوه در برخی کشورها در جهت حذف موانع غیرتعرفه‌ای، معادل تعرفه‌ای این موانع را به تعرفه‌های قبلی افزوده‌اند و در مجموع تعرفه‌های وارداتی افزایش یافته است.

ساچس و وارنر (Sachs and Warner, 1995) با معرفی معیار جدید برای باز بودن تجاری و با استفاده از مجموعه داده قابل مقایسه بین‌المللی سامرز و هستون (۱۹۹۱) رابطه مثبت سیاست تجاری باز و رشد اقتصادی را طی دوره زمانی ۱۹۸۹-۱۹۷۰ برای ۱۱۷ کشور نشان داده‌اند.

ادواردز (۱۹۹۸)، با به‌کارگیری نُه معیار مختلف باز بودن و جهت‌گیری تجاری، رابطه باز بودن و رشد بهره‌وری کل عوامل را برای ۹۳ کشور طی دوره ۱۹۶۰ تا ۱۹۹۰ بررسی کرد. وی نشان داد، همبستگی مثبت بین رشد بهره‌وری و باز

بودن تجاری وجود دارد.

مه (۱۹۹۹)، با به‌کارگیری رویکرد ملو و وگت (۱۹۸۴)، فرایند آزادسازی تجاری بر واردات را برای تایلند تجزیه و تحلیل کرد. او مشاهده کرد با آزادسازی، به‌طور خودکار کشش درآمدی تقاضای واردات افزایش یافته، اما کشش قیمتی تقاضای واردات هیچ‌گونه واکنشی نشان نداده است.

داتا و احمد (Dutta and Ahmed, 2001) در مطالعه‌ای به بررسی رفتار جمعی تابع تقاضای واردات برای هند طی دوره زمانی (۱۹۹۵-۱۹۷۱) مبتنی بر رویکرد نوین هم‌انباشتگی یوهانسون و مدل‌سازی تصحیح خطا پرداختند. نتایج برآورد شده معادله کوتاه‌مدت برای واردات حاکی از آن است که تابع واردات نسبت به تولید ناخالص داخلی حقیقی حساس‌تر بوده و نسبت به تغییرات قیمت وارداتی از حساسیت پایینی برخوردار است. این امر بیانگر آن است که کاهش قیمت‌های وارداتی از طریق حذف موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای به افزایش متعارف و مناسبی در جریان وارداتی منجر نخواهد شد و واردات در هند ماهیت غیررقابتی دارد.

گرین اوی و همکاران (۲۰۰۲) در چارچوب مدل پویای داده‌های تابلویی برای ۷۳ کشور نشان دادند که آزادسازی تجاری با وقفه زمانی بر رشد اقتصادی تأثیر دارد و واکنش رشد به سیاست تجاری L شکل است، یعنی ابتدا آزادسازی تجاری تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد ولی با گذشت زمان رشد اقتصادی را سریع‌تر می‌کند.

سانتوز و پائولینو (Santos and Paulino, 2002) اثر کاهش موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای را بر واردات ۲۲ کشور در حال توسعه با استفاده از تکنیک‌های پویای داده‌های پانل طی سال‌های (۱۹۹۷-۱۹۷۶) مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه حاکی از این است که تعرفه‌های واردات، منجر به کاهش رشد واردات می‌شود. ولی این اثر با توجه به کشور و نوع رژیم سیاست تجاری موجود در آن متفاوت است و آزادسازی تجاری کامل در فاصله بین ۲۰۰ تا ۴۰۰ درصد رشد واردات را افزایش می‌دهد، اما این اثر در کوتاه‌مدت در حدود ۱۰۰ درصد است.

ساتنز (۲۰۰۳)، در مطالعه‌ای به ارزیابی سیاست‌های تعدیل در جمهوری دومینیک در قالب آثار آزادسازی تجاری بر صادرات و واردات و تراز پرداخت‌ها با

استفاده از داده‌های سالانه (۲۰۰۰-۱۹۶۰) و مبتنی بر رویکرد ARDL می‌پردازد. نتایج حاکی از آن است که آزادسازی تجاری در جمهوری دومینیکن دارای جهش معنی‌داری بر صادرات و واردات این کشور بوده است و به تبع آن بر رشد اقتصادی آن اثر قابل ملاحظه‌ای در بلندمدت خواهد داشت.

هوکو و یوسوپ (Hoque and Yusop, 2010) در مطالعه خود، اثر آزادسازی تجاری را روی واردات کل کالاها در بنگلادش با استفاده از الگوی ARDL باند طی دوره (۲۰۰۵-۱۹۷۲)، بررسی کردند. نتایج تجربی نشان داد که آزادسازی تجاری از طریق کاهش نرخ عوارض، واردات کل را در کوتاه‌مدت افزایش می‌دهد، اما در بلندمدت ضریب آن بی‌معنی و کوچک است. آزادسازی تجاری از طریق اقدامات غیرتعارف‌های هم یک اثر مثبت معنی‌دار اما کوچک را بر واردات کل در بلندمدت نشان می‌دهد.

آریز و نیپانی (Arize and Nippani, 2010) در مطالعه خود به بررسی رفتار تقاضای واردات در اقتصادهای افریقا (کنیا، نیجریه و افریقای جنوبی) با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره (۲۰۰۵-۱۹۷۳) پرداختند و از مدل تصحیح خطای پویا^۱ استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهد یک رابطه تعادلی بلندمدت بین واردات واقعی با درآمد واقعی، قیمت نسبی و ذخایر ارز خارجی وجود دارد. علاوه بر این، ذخایر ارز خارجی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بر تقاضای واردات مؤثر است اما اثر آن کم است.

۳. معرفی الگوی نظری و روش اقتصادسنجی

در این مطالعه از الگوی جانشین ناقص که در آن واردات و تولیدات داخلی جانشین غیرکامل یکدیگر محسوب می‌شوند برای برآورد پارامترهای تابع تقاضای واردات بلندمدت و کوتاه‌مدت ایران استفاده می‌شود. به پیروی از تابع تقاضای واردات احمد (Ahmed, 2001) و تابع تقاضای واردات سنتی همراه با اثر آزادسازی تجاری که به وسیله سانتز - پائولینو و تیرل‌وال (Santos-Paulino and Thirlwall, 2004) و سانتز - پائولینو (Santos-Paulino, 2005) نشان داده شده است، تابع تقاضای واردات را

1. dynamic error-correction model

برای ایران به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

(۱)

$$\ln RM_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln RPM_t + \alpha_2 \ln RGDP_t + \alpha_3 \ln E_t + \alpha_4 \ln TARIFF_t + \alpha_5 \ln LIB_t + u_t$$

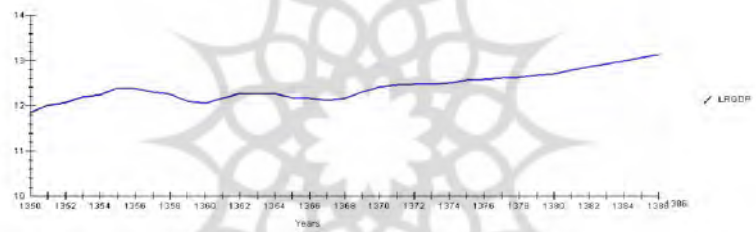
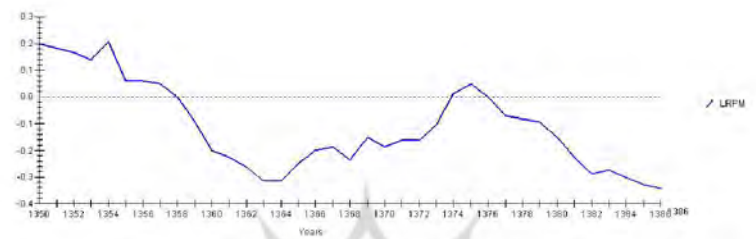
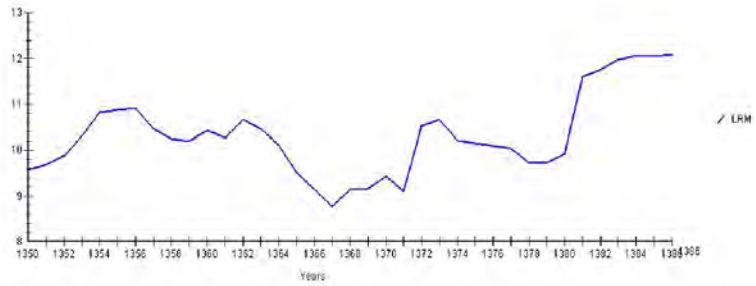
که RM برابر با ارزش حقیقی واردات کالا برحسب بخش‌های تعرفه گمرکی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ برحسب میلیارد ریال (ارزش اسمی واردات کالا تقسیم بر شاخص بهای کالاهای وارداتی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶)، RPM برابر با قیمت نسبی واردات به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (شاخص بهای کالاهای وارداتی تقسیم بر شاخص بهای کالاهای تولید و مصرف‌شده در داخل به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶)، $RGDP$ برابر با تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ برحسب میلیارد ریال، E برابر با نرخ ارز در بازار آزاد برحسب ریال، $TARIFF$ برابر با نرخ تعرفه وارداتی (درآمدهای مالیاتی به‌عنوان درصدی از واردات اسمی) و LIB متغیر مجازی برای ساده‌سازی اقدامات غیرتعرفه‌ای است که از سال ۱۳۸۰^۱ به بعد برابر با یک و برای سایر سال‌ها برابر با صفر است. علامت‌های مورد انتظار متغیرها به صورت زیر می‌باشند:

$$\alpha_1 < 0, \alpha_2 > 0, \alpha_3 < 0, \alpha_4 < 0, \alpha_5 > 0$$

اطلاعات مورد استفاده برای متغیرها براساس آمار منتشرشده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و آمار بازرگانی خارجی با توجه به در دسترس بودن داده‌ها طی دوره ۱۳۵۰-۱۳۸۶ جمع‌آوری شده است (لازم به ذکر است آمار مربوط به قیمت‌های وارداتی از سال ۱۳۸۶ به بعد منتشر نشده است). همچنین به‌منظور برآورد مدل از نرم‌افزار Microfit 4.0 استفاده شده است.

در زیر نمودارهای لگاریتم طبیعی متغیرهای مورد استفاده در مدل تابع تقاضای واردات نمایش داده شده‌اند.

۱. به دلیل اینکه بیشترین اصلاحات تجاری در سال‌های مورد مطالعه در ایران در سال ۱۳۸۰ صورت گرفته و تعرفه‌های جدید حمایتی به تصویب رسیده است، این سال مبنای محاسبات قرار گرفته است (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۴ و محسنی، ۱۳۸۴).



شوریه‌شکاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
 رتال جامع علوم انسانی

۱-۳. روش آزمون باند (کرانه‌های) ARDL برای هم‌انباشتگی

روش آزمون باند (کرانه‌های) ARDL براساس تخمین^۱ OLS یک الگوی تصحیح خطای نامقید^۲ (UECM) برای تحلیل هم‌انباشتگی بنا شده است. از مدل ARDL می‌توان یک مدل تصحیح خطای پویا (ECM) استخراج نمود. بنرجی و همکاران (Bannerjee et al, 1993) که ECM، پویایی‌های کوتاه‌مدت را با تعادل بلندمدت بدون از دست دادن اطلاعات بلندمدت ادغام می‌کند (Shrestha and Chowdhury, 2005). براساس کار پسران و رسران (Pesaran and Resaran, 1997) و پسران و شین (Pesaran and Shin, 2001) (ذکر شده در پهلوانی، ویلسون و ورتینگتون (Pahlavani, Wilson and Worthington, 2005) مدل ARDL (p,q₁,q₂,...,q_k) به صورت زیر بیان می‌شود:

(۲)

$$\phi(L, p)y_t = c_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i(L, q_i)x_{it} + \delta w_t + u_t; \quad t=1, \dots, n$$

که y_t متغیر وابسته، c_0 عرض از مبدأ، x_{it} متغیرهای مستقل، L عملگر وقفه و w_t شامل متغیرهای از پیش تعیین شده مانند متغیرهای دامی، متغیر روند و سایر متغیرهای برون‌زا با وقفه ثابت می‌باشند. مدل الگوی تصحیح خطای نامقید مدل ARDL مزبور به وسیله بازنویسی معادله (۲) به صورت زیر به دست می‌آید:

(۳)

$$Dy_t = c_0 + c_1 t + \lambda_{yx} z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i Dy_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i Dx_{t-i} + \delta_t w_t + u_t$$

که D عملگر تفاضل مرتبه اول، t روند و $z_t = (y_t, x_t)$ می‌باشند و γ_i پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل را نشان می‌دهد. با اعمال $c_1=0$ و $c_0 \neq 0$ رابطه را به صورت زیر خواهیم داشت:

(۴)

$$Dy_t = c_0 + \lambda_{yy} y_{t-1} + \lambda_{yx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i Dy_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i Dx_{t-i} + \delta_t w_t + u_t$$

مطابق مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱)، برای انجام آزمون ARDL باند، باید از آزمون ضرایب Wald (آماره F) برای بررسی معنی‌داری سطوح با وقفه متغیرها در

1. Ordinary Least Squares (OLS)

2. Unrestricted Error Correction Model (UECM)

الگوی تصحیح خطای نامقید (UECM) استفاده نمود. با توجه به محدود بودن داده‌های سری زمانی، باید یک تعادل ظریف بین انتخاب وقفه‌ها وجود داشته باشد به این صورت که آنها باید به اندازه کافی بزرگ باشند، تا مشکل همبستگی سریالی باقی‌مانده‌ها را کمتر کنند و همزمان به قدر کافی کوچک باشند تا از بیش از حد پارامترسازی UECM جلوگیری نمایند (پسران و همکاران، ۲۰۰۱). ابتدا صورت UECM معادله ARDL را با وقفه مناسب و روش OLS تخمین می‌زنیم و مدل عمومی ARDL را به دست می‌آوریم. پس از تخمین مدل ARDL عمومی، با استفاده از روش مدل‌سازی کل به جزء هندری (Hendry, 1995) با استفاده از حذف متغیرها و وقفه‌های بی‌معنی از مدل، یک مدل صرفه‌جو به دست می‌آوریم.

برای اجرای رویکرد آزمون ARDL باند، سه گام ضروری است. گام نخست، تعیین وجود رابطه هم‌جمعی^۱ بلندمدت در بین متغیرهای معادله است. رابطه سطحی بلندمدت بین متغیرها با استفاده از آزمون ضرایب Wald یا آزمون F تعیین می‌شود. در اینجا از آزمون معنی‌داری مشترک برای فرض صفر، یعنی عدم هم‌جمعی، از طریق صفر قرار دادن ضرایب تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، استفاده می‌شود. در مقابل، فرض دیگر بیان می‌کند که ضرایب تمام متغیرها با یک وقفه در سطح، مخالف صفر هستند (Tong, 2003). در مطالعه حاضر آزمون ضرایب Wald یا آزمون F به وسیله قرار دادن $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$ برای معادله (۵) به کار گرفته می‌شود. سپس آماره F تخمین زده شده برای فرضیه صفر بررسی می‌شود که آیا تمام ضرایب بلندمدت به صورت مشترک برابر صفر هستند یا خیر. در این مرحله، براساس سطوح معنی‌داری مرسوم (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪)، آماره F محاسباتی، با مورد مربوط به مقادیر بحرانی باند که در جدول پسران و همکاران (۲۰۰۱)، آورده شده است، مقایسه می‌شود. این جدول، مقادیر بحرانی را برای ۵ مورد مختلف با توجه به وجود عرض از مبدأ و (یا) روند در مدل نشان می‌دهد. این مقادیر بحرانی شامل کرانه‌های بالایی I(1) و پایینی I(0) و تعداد متغیرهای توضیحی هستند؛ تا تمام طبقه‌بندی‌های ممکن متغیرها و هم‌انباشتگی دوجانبه را

1. Cointegrating

دربر گیرند. اگر آماره F تخمین زده شده، بیشتر از کرانه بالایی مقدار بحرانی باشد، آن‌گاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود. اگر آماره F تخمین زده شده کمتر از کرانه پایینی مقدار بحرانی باشد، آن‌گاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی، نمی‌تواند رد شود. هرچند اگر آماره F محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، تصمیم قطعی نخواهد بود. در اینجا مرتبه انباشتگی متغیرهای توضیحی $I(d)$ برای هر نتیجه‌ای باید شناخته شده باشد. در این وضعیت، اگر متغیرها $I(0)$ باشند، براساس کرانه پایینی، هم‌انباشته خواهند بود و برعکس (شرستا و چوداری، ۲۰۰۵ و تانگ، ۲۰۰۳).

گام دوم، تخمین کشش‌های روابط بلندمدت و تعیین مقادیر آنها است. کشش‌های بلندمدت، از ضرایب تخمین زده شده متغیرهای توضیحی (مستقل) در سطح با یک وقفه تقسیم بر متغیر وابسته در سطح با یک وقفه، ضرب در یک علامت منفی، محاسبه می‌شوند (باردسن، ۱۹۸۹ استناد شده در تانگ، ۲۰۰۳). مقدار بلندمدت برای متغیر مجازی مستقیماً از معادله تخمین زده شده به دست می‌آید (Choong et al, 2005). گام دوم تنها در صورتی اجرا می‌شود که در گام اول، رابطه بلندمدت وجود داشته باشد (Marashdeh, 2005). سرانجام در گام سوم، کشش‌های کوتاه‌مدت از ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرهای مدل $ARDL$ به دست می‌آیند. ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرها در $UECM$ تخمین زده شده، نشان‌دهنده کشش‌های کوتاه‌مدت هستند (تانگ، ۲۰۰۳). زمانی که بیش از یک ضریب برای متغیر مشخص وجود داشته باشد، آنها با هم جمع می‌شوند و معنی‌داری مشترک آنها با آزمون ضرایب Wald، آزمون می‌شود. روش آزمون $ARDL$ باند، دارای مزیت‌های متعددی نسبت به روش هم‌انباشتگی یوهانسون^۱ است. اول اینکه، مدل $ARDL$ ، رابطه هم‌انباشتگی را در ارتباط با نمونه‌های کوچک به صورت کارا تعیین می‌کند (Ghatak and Siddiki, 2001 و تانگ، ۲۰۰۳)، در حالی که روش یوهانسون، برای معتبر بودن به یک نمونه بزرگ احتیاج دارد. دوم، در آزمون یوهانسون برای آزمون هم‌انباشتگی، متغیرها باید با متغیرهای هم‌مرتبه انباشته باشند، اما مدل $ARDL$ ، بدون توجه به اینکه

رگرسورها $I(0)$ یا $I(1)$ یا هم‌انباشته دوجانبه هستند، می‌تواند به‌کار گرفته شود. اگر ماهیت پایایی داده‌ها مشخص نباشد، استفاده از آزمون ARDL باند مناسب است و اگر بتوان از آزمون باند برای هم‌انباشستگی به نتیجه رسید، آزمون ریشه واحد ضروری نیست (پسران و همکاران، ۲۰۰۳).

سوم، در مدل یوهانسون، انتخاب‌ها محدود هستند؛ درحالی‌که با استفاده از مدل ARDL، تعداد زیادی انتخاب وجود دارد که شامل تصمیم‌های مرتبط با تعداد متغیرهای برون‌زا و درون‌زا، رفتار عناصر قطعی در صورت وجود و نیز مرتبه VAR و تعداد وقفه‌های بهینه مورد استفاده قرار می‌گیرد (Pahlavani et al, 2005 و Pesaran and Smith, 1998). این به این معنی است که با استفاده از مدل ARDL، متغیر مجازی می‌تواند در فرایند آزمون هم‌انباشستگی در مدل وجود داشته باشد، که این، در آزمون یوهانسون پذیرفته شده نیست. به‌علاوه، در مدل ARDL تعداد مختلفی از وقفه‌های بهینه برای متغیرهای مختلف، می‌تواند وجود داشته باشد، درحالی‌که روش یوهانسون به تعداد وقفه‌های بهینه یکسان نیاز دارد (پهلوانی و همکاران، ۲۰۰۵). در کاربرد روش آزمون ARDL باند، پسران و همکاران (۲۰۰۱) از دو متغیر مجازی (با مقادیر صفر و یک) برای به‌دست آوردن اثر سیاست‌های درآمدی بر درآمدهای متوسط برای معادله درآمد انگلستان استفاده کردند. روش آزمون ARDL باند، در مطالعات تجربی متعددی به‌کار رفته است که از نمونه‌های کوچک، برای تخمین تابع تقاضای واردات استفاده شده است، مانند مطالعات پتیچیس (Pattichis, 1999) مه (Mah, 2000)، تانگ و نایر (۲۰۰۲) و تانگ (۲۰۰۳، ۲۰۰۱). تانگ (۲۰۰۳)، آزمون ARDL باند را برای تخمین تابع تقاضای واردات برای کشور ژاپن، با تنها ۱۸ داده سالانه انجام داده است.

۴. نتایج تجربی و تجزیه و تحلیل داده‌ها

۴-۱. آزمون ریشه واحد

قبل از انجام آزمون همگرایی باید مطمئن شد که متغیرهای مورد بررسی، دارای

درجه انباشتگی بیشتر از یک $I(1)$ نیستند. در حالتی که متغیرها انباشته از درجه دو $I(2)$ یا بیشتر باشند، مقدار آماره F محاسبه شده توسط پسران و دیگران. (Pesaran et al, 2001) قابل اعتماد نیست (Ang, 2007). بنابراین برای برآورد مدل، ابتدا آزمون‌های ریشه واحد با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته¹ (ADF) و همچنین فیلیس - پرون² (PP) بر روی تمام متغیرها در دوره ۱۳۸۶-۱۳۵۰ انجام شده‌اند. کمیت آماره آزمون دیکی فولر بر اساس ضابطه شوارتز - بیژین³ (SBC) انتخاب شده است. چنانچه مقدار حداکثر آماره شوارتز به صورت قدر مطلق از کمیت بحرانی آماره دیکی فولر ارائه شده بزرگ‌تر باشد، فرضیه H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان پذیرفت و در غیر این صورت، فرضیه وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد. جدول زیر نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیس - پرون را برای تمامی متغیرها برای وضعیتی که رگرسیون دارای عرض از مبدأ و همچنین عرض از مبدأ و روند است، نشان می‌دهد:

جدول شماره (۱). نتایج آزمون پایایی با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر و فیلیس پرون

متغیرها	آماره (ADF) (با عرض از مبدأ)	آماره (ADF) (با عرض از مبدأ و روند)	آماره (PP) (با عرض از مبدأ)	آماره (PP) (با عرض از مبدأ و روند)	نتیجه
$\ln RM_t$	-۰/۶۹	-۱/۵۳	-۱/۱۷	-۱/۴۶	ناپایا
$\ln RPM_t$	-۲/۱۴	-۲/۱۱	-۱/۵۳	-۱/۶۹	ناپایا
$\ln RGDP_t$	-۰/۲۷	-۲/۲۱	-۰/۲۶	-۱/۶۱	ناپایا
$\ln TARIFF_t$	-۲/۲۳	-۲/۶۷	-۲/۷۰	-۲/۷۷	ناپایا
$\ln E_t$	-۲/۲۸	-۰/۸۶	-۰/۶۹	-۱/۵۰	ناپایا
$\Delta \ln RM_t$	-۴/۶۷	-۴/۸۰	-۵/۰۹	-۵/۰۵	پایا
$\Delta \ln RPM_t$	-۳/۵۲	-۳/۴۶	-۴/۷۵	-۴/۷۰	پایا
$\Delta \ln RGDP_t$	-۴/۴۷	-۵/۲۲	-۳/۸۰	-۳/۹۴	پایا
$\Delta \ln TARIFF_t$	-۴/۹۸	-۵/۰۷	-۶/۸۶	-۶/۹۰	پایا
$\Delta \ln E_t$	-۳/۳۶	-۳/۹۴	-۳/۵۲	-۳/۴۳	پایا

مأخذ: یافته‌های تحقیق* بر سطح معنی داری ۱۰ درصد دلالت می‌کند. توجه: مقادیر بحرانی برای آماره‌های ADF و PP با عرض از مبدأ (و روند) در سطح معنی داری ۵ درصد، -۲/۵۷- (۳/۵۸-) و -۲/۹۵- (۳/۵۴-) می‌باشند. همچنین مقادیر بحرانی این آماره‌ها برای تفاضل مرتبه اول متغیرها با در نظر گرفتن عرض از مبدأ (و روند) به ترتیب -۲/۹۸- (۳/۵۹-) و -۲/۹۵- (۳/۵۵-) می‌باشند.

1. Augmented Dickey-Fuller (ADF)
2. Phillips-Perron (PP)
3. Schwarz Bayesian Criterion

نتایج نشان می‌دهد که تمام متغیرها در سطح پایا نیستند، ولی تفاضل مرتبه اول آنها پایا است، بنابراین مشکلی به لحاظ وجود متغیرهای I(2) وجود ندارد و می‌توانیم به نتایج به‌دست‌آمده اطمینان داشته باشیم.

۲-۴. آزمون هم‌جمعی و برآورد مدل ARDL

پس از انجام آزمون‌های پایایی، آزمون وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها با به‌کار بردن رویکرد آزمون کرانه‌ها انجام می‌شود. این آزمون بدین صورت است که ابتدا یک رگرسیون OLS را برای یک الگوی تصحیح خطای نامقید تخمین می‌زنیم، سپس معناداری مشترک ضرایب وقفه متغیرها در سطح را هنگامی که به قسمت اول رابطه اضافه شده‌اند، آزمون می‌کنیم.

براساس مطالعه پسران و همکاران (۲۰۰۱) و بهمنی - اسکویی و نصیر (Bahmani-Oskooee and Nasir, 2004) برای تخمین، معادله (۴) تقاضای واردات را در فرم UECM به صورت زیر بیان می‌کنیم:

$$\begin{aligned} d\ln RM_t = & \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} d\ln RM_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{2i} d\ln RPM_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{3i} d\ln RGDP_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^p \beta_{4i} d\ln TARIFF_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_{5i} d\ln E_{t-i} + \delta_1 \ln RM_{t-1} + \delta_2 \ln RPM_{t-1} + \\ & \delta_3 \ln RRGDP_{t-1} + \delta_4 \ln TARIFF_{t-1} + \delta_5 \ln E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5) \end{aligned}$$

پارامترهای β_i ($i=1-5$) ضرایب پویای کوتاه‌مدت را توضیح می‌دهند، در حالی که $i=1-5$ ضرایب بلندمدت معادله را نشان می‌دهند. در معادله (۳)، فرض عدم وجود همگرایی و فرض مقابل آن به صورت زیر تعریف می‌گردد:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$$

$$H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq 0$$

برای به‌کارگیری رویکرد آزمون کرانه‌ها، در گام نخست به تعیین طول وقفه بهینه (P) با استفاده از الگوی VAR غیرمقید براساس معیار شوارتز - بیزین می‌پردازیم که نتایج آن در جدول زیر آمده است:

جدول شماره (۲). تعیین طول وقفه

طول وقفه	آماره شوارتز-بیزین (SBC)
۰	-۴۳/۵۳
۱	۶۷/۳۰
۲	۴۵/۳۸
۳	۳۲/۶۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول فوق، طول وقفه بهینه ۱ می‌باشد. پس از تعیین طول وقفه بهینه، به منظور بررسی وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین مقدار واردات تقاضاشده و متغیرهای توضیحی مدل در ایران، آزمون معنی‌داری مشترک را (آزمون والد یا آزمون F)، برای سطوح باوقفه متغیرهای تحت بررسی انجام می‌دهیم. جدول شماره (۳) مقادیر آماره F (آزمون والد) را برای وجود یک رابطه در سطح، بین متغیرهای تشکیل‌دهنده تابع تقاضای واردات ایران و برای طول وقفه بهینه $P=1$ نشان می‌دهد. آماره F ارائه‌شده در جدول شماره (۳) باید با کرانه‌های مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) مقایسه شود (این کرانه‌ها برای $K=4$ و در سطوح معنی‌داری در جدول شماره (۳) آمده است). با توجه به آماره F به دست آمده برای $P=1$ ، آماره F محاسبه‌شده در این مطالعه در سطح ۵ درصد، بالاتر از کرانه بالایی ارائه‌شده مربوط به خود قرار گرفته و در نتیجه فرض صفر مبنی بر نبودن یک رابطه بلندمدت در تابع تقاضای واردات رد خواهد شد. بنابراین می‌توان با قاطعیت گفت که متغیرهای تشکیل‌دهنده تابع تقاضای واردات ایران، طی دوره مورد بررسی هم‌انباشته بوده و یک رابطه بلندمدت در سطح، بین آنها برقرار است.

جدول شماره (۳). آماره F برای وجود یک رابطه هم‌انباشتگی در بلندمدت

$F = ۴/۵۳ [۰/۰۰۴]$				مقدار F محاسبه شده
٪۱	٪۵	٪۱۰	٪۱۰	سطح معنی‌داری
I(0) I(1) ۵/۰۶ ۳/۷۴	I(0) ۲/۸۶	I(1) ۴/۰۱	I(0) ۲/۴۵ I(1) ۳/۵۲	حد بالا و پایین
K=۴				تعداد متغیرهای توضیحی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از آزمون هم‌انباشتگی در مورد متغیرهای تحت بررسی و تأیید هم‌انباشته بودن آنها، برای تخمین اثرات بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت، رویکرد مدل‌سازی

ARDL پسران و شین (Pesaran and Shin, 1999) را برای تخمین، مورد استفاده قرار می‌دهیم. با به‌کارگیری معیار شوارتز - بیزین (SBC) ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت در جدول زیر آمده است:

جدول شماره (۴). نتیجه تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت با استفاده از

SBC ARDL (1,1,0,0,0) براساس معیار

تخمین ضرایب بلندمدت				تخمین ضرایب کوتاه‌مدت			
متغیرها	ضریب	انحراف معیار	[احتمال]	متغیرها	ضریب	انحراف معیار	[احتمال]
LRPM	-۱/۶۳	۰/۳۹	[۰,۰۰۰]	dLRPM	-۲/۷۶	۰/۷۴	[۰,۰۰۱]
LRGDP	۲/۱۴	۰/۳۸	[۰,۰۰۰]	dLRGDP	۱/۸۰	۰/۴۰	[۰,۰۰۰]
LE	-۰/۳۵	۰/۰۵	[۰,۰۰۰]	dLE	-۰/۲۹	۰/۰۶	[۰,۰۰۰]
LTARIFF	-۰/۸۷	۰/۱۰	[۰,۰۰۰]	dLTARIFF	-۰/۷۳	۰/۰۹	[۰,۰۰۰]
LIB	۰/۴۹	-۰/۳۱	[۰,۰۲۸]	dLIB	-۰/۴۱	۰/۱۷	[۰,۰۲۲]
C	-۱۱/۶۶	۴/۵۴	[۰,۰۱۶]	dC	-۹/۷۸	۴/۱۶	[۰,۰۲۶]
				ecm (-1)	۰/۸۴	۰/۰۹	[۰,۰۰۰]
R2 = ۰/۹۵		$\bar{R}2 = ۰/۹۴$		D.W = ۱/۹۰		F = ۸۳ [۰,۰۰۰]	
آزمون‌های تشخیص:							
$\chi^2_{sc} = ۰/۰۳ [۰/۸۶]$		$\chi^2_{norm} = -$		$\chi^2_H = ۰/۰۱ [۰/۹۰]$		$\chi^2_F = ۳/۰۶ [۰/۰۹]$	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

توجه: σ انحراف معیار رگرسیون؛ χ^2_{sc} آزمون LM برای خودهمبستگی، χ^2_{norm} آزمون نرمالیتی جکوا - برا، χ^2_{FF} آزمون رمزی برای فرم تبعی و χ^2_H آزمون وایت برای واریانس ناهمسانی می‌باشند.

همه تخمین‌ها در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده و علائم موردانتظار را دارند. ضرایب متغیرهای LRPM و LRGDP به‌ترتیب بیانگر کشش‌های قیمتی و درآمدی در بلندمدت هستند. همان‌گونه که مشاهده می‌شود، کشش‌های بلندمدت قیمتی و درآمدی به‌ترتیب، (-۱/۶۳) و (۲/۱۴) تخمین زده شده‌اند. ضریب متغیر نرخ ارز (۰/۳۵-)، تعرفه وارداتی (۰/۸۷-) و متغیر مجازی آزادسازی تجاری (۰/۴۹) در سطح ۵ درصد معنی‌دار بوده و حاکی از آن است که با کاهش نرخ ارز و تعرفه وارداتی به میزان یک درصد به‌طور متوسط ۰/۳۵ درصد و ۰/۸۷ درصد واردات کالا افزایش می‌یابد، همچنین با وقوع آزادسازی تجاری به‌طور کامل (به میزان ۱۰۰ درصد)، بیش از ۱۶۳ درصد واردات کالا افزایش می‌یابد. به‌عبارت دیگر، اصلاحات در رژیم سیاست تجاری، تأثیر شدیدی بر عملکرد تقاضای واردات کالا در ایران دارد.

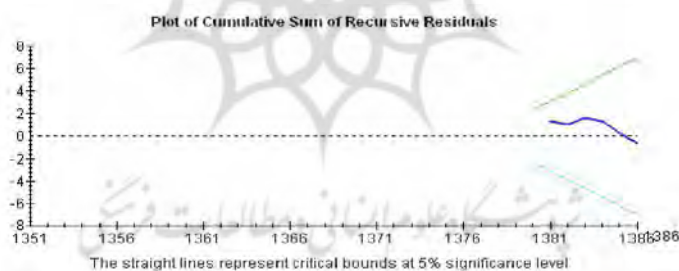
در کوتاه‌مدت نیز کشش‌های قیمتی و درآمدی به‌ترتیب، (-۲/۷۶) و (۱/۸۰)

تخمین زده شده‌اند. ضریب جمله عدم تعادل (ECM)، منفی و در حدود (۰/۸۴) برآورد شده است و در سطح ۵ درصد معنی‌دار است و نشان می‌دهد که در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، ۸۴ درصد از عدم تعادل تابع واردات کالا از مسیر بلندمدتش، در دوره بعد توسط متغیرهای الگو، تصحیح می‌شود و حرکت به سمت تعادل با سرعت نسبتاً بالایی صورت می‌گیرد. آماره‌های χ^2 برای فرم تبعی و واریانس ناهمسانی نیز حاکی از درست بودن فرم تبعی مدل و واریانس همسانی آن است.

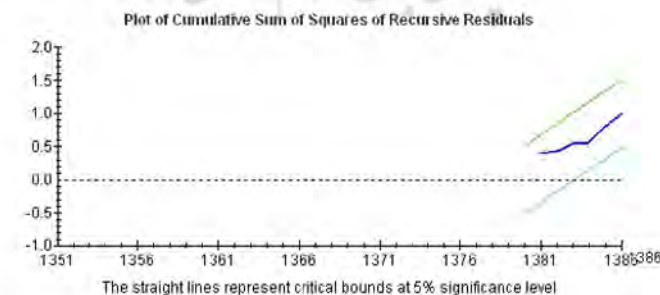
۳-۴. آزمون‌های ثبات و تشخیص

آزمون‌های تشخیص برای مشخص کردن ثبات مدل و تعیین ثبات ساختاری مورد استفاده قرار می‌گیرند. در این مطالعه از نمودارهای Cusum Q و Cusum Q، برای ثبات مدل استفاده شده است. اگر نمودار آماری، یکی از خط‌های طرفین را در سطح ۵ درصد، قطع کند، مدل باثبات نخواهد بود. مطابق نمودارهای شماره (۱) و (۲)، ثبات دائمی بلندمدت برای الگوی تابع تقاضای واردات کالا قابل قبول می‌باشد.

نمودار شماره (۱)



نمودار شماره (۲)



۵. نتایج مطالعه

جریان‌های تجاری، یکی از مهم‌ترین موضوعات مطالعات تجربی در نیم قرن اخیر محسوب می‌شود. یکی از دلایل اهمیت و توجه به این موضوع، کاربرد وسیع کشش‌های درآمدی و قیمتی تخمینی، برای سیاست‌گذاری است. با فعال‌تر شدن سازمان تجارت جهانی (WTO) و پیوستن کشورهای بیشتری به آن، کشورهای مختلف به‌ویژه کشورهای در حال توسعه در یک تغییر جهت کلی به انجام آزادسازی تجاری مبادرت ورزیدند. همچنین با توجه به اینکه طی دهه‌های اخیر، تلاش برای دسترسی به بازارهای جهانی، یکی از اهداف اصلی بیشتر کشورهای دنیاست، رهایی از قیدوبند مرزهای جغرافیایی و حرکت به سوی یک اقتصاد باز و جهانی، امری اجتناب‌ناپذیر است، لذا رفع موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای برای آزادی تجارت و شکل‌گیری سیاست‌های وارداتی و صادراتی مناسب و حساب‌شده برای یک کشور، ضروری به نظر می‌رسد.

کاهش تعرفه، موجب تغییر قیمت کالاهای وارداتی در داخل کشور شده، نسبت قیمت کالاهای وارداتی را به داخلی تغییر می‌دهد و این امر موجب تغییر تقاضا برای واردات می‌شود. لذا با توجه به تحول جهانی در زمینه آزادسازی تجاری و آثار آن بر اقتصاد، مقاله حاضر به بررسی تأثیر کاهش موانع وارداتی بر واردات کل کالاها در ایران می‌پردازد.

بررسی تابع تقاضای واردات ایران با در نظر گرفتن نرخ تعرفه وارداتی و حذف موانع غیرتعرفه‌ای با رویکرد آزمون کرانه‌های (باند) پسران و همکاران (۲۰۰۱)، طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۰، تصریح سستی برای تابع تقاضای واردات کالاهای ایران را پذیرفته و یک ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تشکیل‌دهنده این تصریح، یعنی مقدار تقاضای کل کالاهای وارداتی بر حسب تعرفه گمرکی، قیمت‌های نسبی واردات، تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ ارز، نرخ تعرفه گمرکی و یک متغیر مجازی برای ساده‌سازی اقدامات غیرتعرفه‌ای را نشان می‌دهد. براساس نتایج به‌دست‌آمده در بلندمدت و کوتاه‌مدت یک رابطه مثبت بین تقاضای واردات با درآمد و انجام اقدامات غیرتعرفه‌ای (که با یک متغیر مجازی آزادسازی نمایش داده شده است) و یک رابطه منفی بین تقاضای واردات با قیمت‌های نسبی واردات، نرخ ارز و نرخ تعرفه گمرکی وجود دارد. آنچه در اینجا وجود دارد، تفاوت در میزان اثرگذاری هریک از این عوامل بر میزان تقاضای واردات در

کوتاهمدت و بلندمدت و همچنین اندازه اثرگذاری آنهاست.

نتایج حاصل از تخمین تابع تقاضای واردات کالاها در ایران، با به کارگیری رویکرد مدل سازی ARDL، بیانگر آن است که تقاضا برای واردات کالاها در ایران، نسبت به قیمت های نسبی و تولید ناخالص داخلی واقعی در بلندمدت و کوتاهمدت باکشش است (کشش قیمتی و درآمدی در بلندمدت $(-۱/۶۳)$ و $(۲/۱۴)$ و در کوتاهمدت $(-۲/۷۶)$ و $(۱/۸۰)$ می باشد). با حرکت از کوتاهمدت به بلندمدت تقاضای واردات کالا در ایران به افزایش درآمد بیش از کاهش قیمت نسبی واردات واکنش نشان می دهد. باکشش بودن قیمت نسبی واردات در بلندمدت نشان می دهد که کالاهای داخلی با افزایش قیمت نسبی واردات می توانند جایگزین کالاهای وارداتی شوند و در هنگام کاهش ارزش پول داخلی می توان کالاهای داخلی را جایگزین کالاهای وارداتی نمود. بی کشش بودن نرخ تعرفه گمرکی نسبت به تقاضای واردات کالا در بلندمدت و کوتاه مدت $(-۰/۸۷)$ و $(-۰/۷۳)$ نشان می دهد که در ایران تغییر نرخ های تعرفه گمرکی به هر میزان تقاضای واردات کالا را کمتر از آن میزان تغییر می دهد و نرخ تعرفه گمرکی عامل اساسی مؤثر بر تقاضای واردات کالا در ایران نیست ولی با حذف موانع غیرتعرفه ای و آزادسازی تجاری به صورت کامل (۱۰۰ درصد) در بلندمدت، واردات کالا به میزان ۱۶۳ درصد افزایش خواهد یافت.

همچنین با توجه به کشش های قیمتی و درآمدی در کوتاهمدت می توان بیان کرد که عامل اصلی واردات در کوتاهمدت قیمت نسبی واردات است و کاهش قیمت نسبی واردات، افزایش واردات را در پی خواهد داشت. نتایج الگوی تصحیح خطا نشان می دهد که ضریب تصحیح تعادل به سرعت نسبت به مسیر بلندمدت (تعادل) تعدیل می شود، به طوری که در هر دوره ۸۴ درصد از عدم تعادل، تعدیل می شود و عدم تعادل در کوتاهمدت، با سرعت نسبتاً بالایی به سمت تعادل در بلندمدت حرکت می کند. بنابراین با توجه به نتایج حاصل شده از الگو می توان بیان کرد که به علت ضرورت پیوستن ایران به WTO، کاهش موانع تعرفه ای چه در بلندمدت و چه در کوتاهمدت تأثیر قابل ملاحظه ای بر تقاضای واردات کالا به ایران نسبت به بقیه عوامل مؤثر ندارد و می توان با کاهش آن، راه های ورود به این سازمان و دسترسی به بازارهای جهانی را هموارتر نمود.

منابع

الف - فارسی

- ابریشمی، حمید. مهرآرا، محسن. و رضا محسنی. ۱۳۸۵. «تأثیر آزادسازی تجاری بر رشد صادرات و واردات»، *پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۰ (۴۰)، صص ۹۵-۱۲۶.
- ابریشمی، حمید. ۱۳۸۰. «تقاضای صادرات در اقتصاد ایران با رویکرد نوین»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۰، صص ۶۹-۱۰۷.
- بیدآباد، بیژن. ۱۳۷۶. *الگوی اقتصادسنجی کلان ایران*، مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی. پورمقیم، جواد. ۱۳۷۹. «برآورد سری زمانی تابع تقاضای واردات ایران: یک تحلیل مجدد»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۶، صص ۱۱۳-۱۲۹.
- تشکینی، احمد و علی رضا باستانی. ۱۳۸۵. «تخمین تابع تقاضای واردات برای اقتصاد ایران (۸۲-۱۳۳۸)»، *پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۰، صص ۲۰۵-۲۲۶.
- توفیقی، حمیده و آزاده محرابیان. ۱۳۸۱. «بررسی عوامل مؤثر بر تقاضای واردات کل، کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و واسطه‌ای»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۳، صص ۷۴-۵۷.
- محسنی، رضا. ۱۳۸۵. «تأثیر آزادسازی تجاری بر تقاضای واردات در ایران: مطالعه کالایی»، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۴۱، صص ۲۱۱-۱۸۱.
- نصراللهی، محمد. ۱۳۸۳. «تابع تقاضای واردات کل ایران: یک ارزیابی مجدد با رویکرد آزمون کرانه‌ها»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۶، صص ۹۱-۱۱۲.

ب - انگلیسی

- Ahmed, N. 2001. *Trade liberalization in Bangladesh—An investigation into trends*, Dhaka: The University Press Limited (UPL).
- Ang, J.B. 2007. "Co2 Emissions, Energy Consumption, and Output in France", *Energy Policy*, No.35, pp. 4772-4778.
- Arize, A. C and Nippani, S. 2010. "Import Demand Behavior in Africa", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, No. 50, pp. 254-263.
- Bahmani-Oskooee, M. & F. Niromand. 1998. "Long-run Elasticities and the

- Marshall-Lerner Condition Revisited", *Economics Letter*, No.61, pp.101-109.
- Bahmani-Oskooee, M., & Nasir, A. 2004. "ARDL Approach to Test the Productivity Bias Hypothesis", *Review of Development Economics*, No. 3(8), pp. 483-488.
- Ballassa, B. 1971. *The structure of protection in developing countries*, Baltimore, John Hopkins u. Press.
- Bannerjee, A., Dolado, J. J., Galbraith, J. W., & Hendry, D. F. 1993. *Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford:Oxford University Press.
- Bardsen, G. 1989. *Estimation Of Long-Run Coefficients in Error Correction Models*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 51, pp. 345-350.
- Bertola, G. and R. Faini. 1991. "Import Demand and Non-tariff Barriers: the Impact of the Trade Liberalization", *Journal of Development Economics*, No. 34, pp. 269-286.
- Choong, C.-K., Law, S.-H., Yusop, Z., & Choo, S. S. 2005. "Export-led Growth Hypothesis in Malaysia: A Revisit", *The ICFAI Journal of Monetary Economics*, No. 3, pp. 26-42.
- Dean, J. M. et al. 1994. "Trade Policy Reform in Developing Countries Since 1985: A Review of the Evidence", *World Bank Discussion Papers* (267).
- Dollar, D. 1992. "Outward - Orientated Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs ,1976 - 1985", *Economic Development and Cultural Change*, pp. 523- 544.
- Dutta, D. and Ahmed, N. 2001. "An Aggregate Import Demand Function for India: A Cointegration Analysis", *Working Paper. The University of Sydney*.
- Edwards, S. 1992. "Trade Orientation, Distortions and Growth in Developing Countries", *Journal of Development Economics*, No.39, pp.31-57.
- Edwards, S. 1998. "Openness , Productivity and Growth :What We Really Know?", *Economic Journal*, No.108, pp.383- 398.
- Edwards. S. 1991. *Onetarism and Liberalization*, Chicago University Press, Chicago.
- Ghatak, S., and Siddiki, J. 2001. "The Use of ARDL Approach in Estimating Virtual Exchange Rates in India", *Journal of Applied Statistics*, No.11,

pp. 573–583.

- Graff, V.J. 1949. "On Optimum Tariff Structures", *Review of Economic Studies*, No.1.
- Greenaway, D., Morgan, W. and Wright, P. 2002. "Trade Liberalization and Growth in Developing countries", *Journal of Development Economics*, No. 67, pp.229-244.
- Hendry, D. F. 1995. *Dynamic Econometrics*, Oxford: Oxford University Press.
- Hoque M.H. and Z. Yusop. 2010. "Impacts of Trade Liberalisation on Aggregate Import in Bangladesh: An ARDL Bounds Test Approach", *Journal of Asian Economics*, No. 21, pp. 37–52.
- Jong-Wa-Lee. 1992. "International Trade, Distortions, and Long-Run Economic Growth", *IMF Working Paper*.
- Kaldor, N. 1940. "A Note on Tariffs and the Terms of Trade", *Economica*, No.7.
- Khan, M.S. 1974. "Import and Export Demand in Developing Countries", *IMF staff paper*, No.3, pp. 678-693.
- Khan, M.S. , and Zahler, R. 1985. "Trade and Financial Liberalisation Given External Shocks and Inconsistent Domestic Policies", *IMF Staff Papers*, pp.22-25.
- Mah, Jai S. 1997. "Cyclical Factors in Import Demand", *Journal of Policy Modeling*, No.19, pp. 323-331.
- Mah, Jai S. 1999. "Import Demand, Liberalization and Economic Development", *Journal of Policy Modeling*, 4(21), pp.497-503.
- Marashdeh, H. 2005. "Stock Market Integration in the MENA Region: An Application of the ARDL Bounds Testing Approach", University of Wollongong Australia, *Economics working Paper*, pp.5-27.
- Marashdeh, H., and Saleh, A. S. 2006. "Revisiting Budget and Trade Deficits in Lebanon: A Critique", University of Wollongong Australia, *Economics working Paper*, pp.6-7.
- Melo, O. and M.G. Voggt. 1984. "Determinants of the Demand for Import of Venezuela", *Journal of Development Economic*, No. 14, pp. 351-358.
- Pahlavani, M., Wilson, E., and Worthington, A. C (2005). "Trade-GDP Nexus in Iran: An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model". *Faculty of Commerce Papers*, University of Wollongong.
- Pattichis, C.A. 1999. "Price and Income Elasticities of Disaggregated Import Demand: Results from UECMs and an Application", *Applied Economics*, No. 31, pp.1061–1071.

- Pesaran, M. H., and Pesaran, B. 1997. **Microfit 4.0**, Oxford University press.
- Pesaran, M. H., and Smith.1998. "Structural Analysis of Cointegration VARS", **Journal of Economic Surveys**, No.12(5), pp.471-505.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. and Smith, R. 2001). "Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", **Journal of Applied Econometrics**, No.16, pp.289-326.
- Sachs, J., Warner,A. 1995. "Economic Reform and the Process of Global Integration", **Brookings Paper on Economic Activit**, No.1, pp. 1- 118.
- Santos-Paulino AU. 2002. "The Effect of Trade Liberalization on Imports in Selected Developing Countries", **World Development**, NO.30, pp.959-974.
- Santos-Paulino, A. U. 2005. "Trade Liberalization and Economic Performance: Theory and Evidence for Developing Countries", **World Economy**, No.28, pp.783-820.
- Santos-Paulino, A. U., and Thirlwall, A. P. 2004. "The Impact of Trade Liberalization on Exports, Imports and the Balance of Payments of Developing Countries", **The Economic Journal**, No. 114, pp. 50-72.
- Shrestha, M. B., and Chowdhury, K. 2005. "ARDL Modelling Approach to Testing the Financial Liberalization Hypothesis", **Economics Working Paper**, Australia: University of Wollongong, pp.5- 15.
- Summers, R., Heston, A. 1991. "The Penn World Table (Mark5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950- 1988", **Quarterly Journal of Economics**, pp. 327- 368.
- Tang, T. C. 2003. "Japanese Aggregate Import Demand Function: Reassessment from 'Bound' Testing Approach", **Japan and the World Economy**, No.4(15), pp.419-436.
- Tang, T. C. and Nair, M. 2002. "A Cointegration Analysis of Malaysian Import Demand Function: Reassessment from the Bounds Test", **Applied Economics Letters**, No.9, pp. 293-296.
- Wacziarg,R (2001). "Measuring the Dynamic Gains of Trade", **The World Bank Economic Review**15(3), pp. 393-429.