مجله تحقیقات اقتصادی / شماره ۶۶ / پاییز ۱۳۸۳ / صفحات ۱۱۲-۹۱

تابع تقاضای واردات کل ایران: یک ارزیابی مجدد با "رویکرد آزمون کرانه‌ها"[1]

محمد نصراللهی*

چکیده

تابع تقاضای واردات یکی از مهمترین روابط بنیادی بین متغیرها، دراقتصاد کلان است. اغلب مطالعات تجربی که تاکنون در مورد تصریح تابع تقاضای واردات انجام گرفته، درگیر دو نوع تصریح سنتی و تصریح در شرایط محدودیت ارزی هستند. تصریح سنتی، تقاضای واردات را به صورت تابعی از قیمت‌های نسبی واردات و درآمد واقعی داخلی معرفی می‌کند، در حالیکه تصریح در شرایط محدودیت ارزی، محدودیتهای ارزی را به طور مستقیم در معادلهٔ تقاضای واردات لحاظ می‌نماید. اغلب مطالعات انجام شده در مورد تابع تقاضای واردات ایران، الگوی تقاضای واردات در شرایط محدودیت ارزی را، برای تصریح این تابع و بررسی مهمترین متغیرهای اثرگذار بر آن مورد استفاده قرار داده اند. بر اکثر این مطالعات ایرادهایی وارد است که نتایج حاصل از آنها را غیرقابل اعتماد و گمراه کننده می‌نماید. از طرف دیگر، در سال‌های اخیر با گسترش روش‌های نوین اقتصاد سنجی و پیشرفت قابل ملاحظهٔ آزمون‌های هم انباشتگی برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی، اغلب مطالعات تجربی در مورد تابع تقاضای واردات کشورهای درحال توسعه با کنار گذاشتن تصریح در شرایط محدودیت ارزی، تصریح سنتی تابع تقاضای واردات را مورد آزمون قرارداده و پذیرفته‌اند.

این مقاله قصد دارد وجود یک ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تشکیل دهندهٔ تصریح سنتی تابع تقاضای واردات ایران را، با به کارگیری یک رویکرد جدید به نام رویکرد آزمون کرانه‌ها(پسران، شین و اسمیت۲۰۰۱)[2] مورد بررسی مجدد قرار دهد. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که مقدار واردات تقاضا شده، قیمت‌های نسبی واردات و درآمد واقعی داخلی طی دورهٔ ۱۳۷۹-۱۳۳۸ برای ایران هم انباشته اند. همچنین کشش‌های قیمتی و درآمدی بلندمدت تخمین زده شده با رویکرد *ARDL* به ترتیب ۱/۴۴- و۱/۵۹۵ هستند.

کلید واژه

تابع تقاضای واردات، قیمت‌های نسبی واردات، درآمد واقعی داخلی، هم انباشتگی، رویکرد آزمون کرانه‌ها.

1- Bounds Testing Approach.

* پژوهشگر اقتصاد . Email: mnasr-econ@yahoo. com

2 - Pesaran; Shin & Smith (2001).

۱- مقدمه

تابع تقاضای واردات یکی از مهمترین روابط بنیادی بین متغیرها دراقتصاد کلان است. اغلب مطالعات تجربی در دسترس، در تصریح تابع تقاضای واردات، درگیر دو نوع تصریح مختلف اند. 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 به طور مستقیم در معادلهٔ تقاضای واردات لحاظ می‌نماید.

اغلب مطالعات انجام شده در مورد تابع تقاضای واردات ایران، الگوی تقاضای واردات در شرایط محدودیت ارزی را برای تصریح این تابع و بررسی مهمترین متغیرهای اثرگذار بر آن مورد استفاده قرار داده اند. برخی از مهمترین این مطالعات عبارتند از: شکوه السادات(۱۳۷۰)، برزگری (۱۳۷۲)، اسدی(۱۳۷۳)، قطمیری (۱۳۷۶)، کیانی و حسنوند (۱۳۷۶)، توکلی و رنجبر (۱۳۷۷) و ابریشمی (۱۳۸۰).

اکثر این مطالعات از طریق نامناسب معرفی کردن تصریح سنتی تقاضای واردات برای کشورهای در حال توسعه، تصریح در شرایط محدودیت ارزی را پذیرفته اند. مطالعات معدودی نیز تابع تقاضای واردات ایران را، بر اساس تئوری استاندارد تقاضای واردات تبیین کرده اند، که مهمترین آنها توکلی (۱۳۶۹) و پورمقیم (۱۳۷۹) هستند. نکتهٔ قابل توجه در اکثر مطالعات فوق الذکر استفاده از روش‌های سنتی اقتصاد سنجی و احتمال دستیابی آنها به رگرسیون جعلی است، که نتایج به دست آمده از بررسی‌های آنها را غیر قابل اعتماد می‌سازد. از میان مطالعات فوق، تنها مطالعات کیانی و حسنوند (۱۳۷۶)، پورمقیم (۱۳۷۹) و ابریشمی (۱۳۸۰) بر روی بررسی وجود یک رابطهٔ هم انباشتگی، بین مقدار واردات و متغیرهای اساسی تأثیرگذار بر آن متمرکزند. اما این مطالعات نیز یافته‌های متفاوتی را در مورد پایایی رفتار تقاضای واردات ایران و تعیین متغیرهای اساسی تأثیرگذار بر آن به دست آورده اند.

کیانی و حسنوند (۱۳۷۶) رابطهٔ بلندمدت بین تقاضای واردات و متغیرهای تبیین کنندهٔ آن برای ایران را، با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانهٔ مربوط به ۱۳۳۸ تا

۱۳۷۲ و براساس تصریح تقاضای واردات مبتنی بر محدودیتهای ارزی موران (۱۹۸۹)[1] مورد بررسی قرار دادند. نتایج آزمون‌های هم انباشتگی روش مطالعات انگل-گرنجر (۱۹۸۷)[2] و جوهانسن (۱۹۸۸)[3] نشان داد که میزان واردات کل، دریافت‌های ارزی، نسبت شاخص قیمت کالاهای خارجی به داخلی (قیمت نسبی واردات) و ذخایر بین المللی، با وقفه پس از حذف متغیر تولید ناخالص داخلی، در سطوح ۹۵ درصد برای آزمون انگل-گرنجر و ۹۰ درصد برای آزمون جوهانسن هم انباشته هستند.

پورمقیم (۱۳۷۹) تابع تقاضای واردات ایران را با توجه به دو مسألهٔ بهینه سازی مطلوبیت و آزمون پایایی متغیرهای آن برای فاصلهٔ سالهای ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۵ مورد تحلیل مجدد قرار داد. یافته‌های این مطالعه بر اساس آزمونهای هم انباشتگی انگل-گرنجر (۱۹۸۸) _با برآورد دو تابع تقاضای واردات سنتی و تقاضای واردات با متغیر با وقفه_ و جوهانسن (۱۹۸۸)، هم انباشتگی متغیرهای تفاضل اول تقاضای واردات و تفاضل اول عوامل مؤثر بر آن، یعنی متغیر قیمت نسبی و متغیر سطح فعالیت (تولید ناخالص داخلی منهای صادرات) را تایید کرده و تصریح سنتی تابع تقاضا برای واردات ایران را می‌پذیرد.

ابریشمی (۱۳۸۰) تقاضای واردات کوتاه مدت و بلندمدت در اقتصاد ایران را با استفاده از روش هم انباشتگی جوهانسن (۱۹۸۸) و الگوسازی تصحیح خطا بر اساس دو نوع تصریح سنتی و تصریح در شرایط محدودیت‌های ارزی و با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به ۱۳۵۰: ۱ تا ۱۳۷۶: ۴ مورد مطالعه قرار داد. نتایج حاصله بیانگر این بود که تئوری استاندارد تقاضای واردات مبتنی بر انواع قیمتهای نسبی و متغیرهای مقیاس، قادر نیست رفتار تقاضای واردات را در ایران به شیوهٔ رضایت بخشی تبیین نماید. اما این نتایج بیانگر آن بودند که تصریح الگوی تقاضای واردات در شرایط محدودیت‌های ارزی، رابطهٔ تعادلی بلندمدت میان واردات و عوامل تعیین کنندهٔ بلندمدت آن در این تصریح (قیمت نسبی واردات، تقاضای نهایی و نسبت پوشش

1- Moran(1989).
2 - Engle-Granger(1987).
3 - Johansen(1988).

ذخایر ارزی برای واردات) را با قاطعیت پذیرفته و رفتار بلندمدت و کوتاه مدت واردات را در اقتصاد ایران به نحو مطلوبی توضیح می‌دهد.

بر مطالعات فوق در مورد به کارگیری این روش‌های مرسوم هم انباشتگی، دو ایراد اساسی وارد است که نتایج حاصل از آنها را مورد تردید قرار می‌دهد. ایراد اول آن است که این روش‌های هم انباشتگی مورد استفاده از جمله انگل- گرنجر (۱۹۸۷)، جوهانسن (۱۹۸۸) و جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰)[1] بر مواردی که در آنها متغیرهای اساسی همگی جمعی از مرتبهٔ یک هستند تمرکز داشته و در سایر مواردی که این متغیرها، جمعی از مرتبه‌های مختلف هستند کاربرد ندارند. در این مساله یک دلالت ضمنی نیز وجود دارد، به این صورت که چون قبل از به کارگیری این روشها، لازم است که مرتبهٔ جمعی بودن متغیرهای توضیحی تحت بررسی (به منظور بررسی $I(1)$ بودن آنها) تعیین گردد، به ناچار این آزمونها مستلزم یک درجهٔ یقین از پیش تعیین شده بوده و بنابراین درجهٔ عدم اطمینان بیشتری در آزمونهای هم انباشتگی فوق وارد می‌شود.

ایراد دوم آن است که این روش‌های مرسوم آزمون هم انباشتگی، برای تحلیل هم انباشتگی در مورد مطالعات نمونهٔ کوچک کارآیی ندارندو به دلیل غیرقابل اعتماد شدن آنها، استفاده از نتایج آنها می‌تواند گمراه کننده باشد. بنرجی و همکارانش (۱۹۸۸)[2] در مطالعه خود با استفاده ازشبیه سازیهای مونت کارلو نشان دادند که روش انگل-گرنجر (۱۹۸۷) به ویژه در نمونه‌های کوچک فاقد نیرومندی است. به علاوه، کرمرز و همکارانش (۱۹۹۲)[3] مشاهده کردند، که برای داده‌هایی با اندازه نمونهٔ کوچک، این روش‌های مرسوم هیچ رابطهٔ هم انباشتگی، بین متغیرهایی که نامانا، $I(1)$ هستند را نشان نمی‌دهند. چیانگ و لای (۱۹۹۳)[4] نیز بیان نمودند، تحلیل‌های با نمونهٔ محدود خیلی اوقات می‌توانند در آزمون، نسبت حداکثر راستنمایی (LR) برای یافتن هم انباشتگی تورش ایجاد نمایند و سرانجام مَه (۲۰۰۰)[5] در مطالعهٔ خود بیان نمود که

1 - Johansen & Juselius(1990).
2 - Banerjee et. al. (1988).
3 - Kremers et. al (1992).
4 - Cheung & Lai(1993).
5 - Mah(2000).

مطالعات نمونهٔ کوچک، آزمونهای هم انباشتگی مرسوم، از قبیل انگل-گرنجر (۱۹۸۷) یا جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) را غیر قابل اعتماد می‌سازند.

بنابراین با توجه به اینکه آزمونها وجود یک رابطهٔ هم انباشته، بین مقدار واردات ایران و متغیرهای اساسی تأثیرگذار بر آن(که در مطالعات کیانی و حسنوند (۱۳۷۶)، پورمقیم (۱۳۷۹) و ابریشمی (۱۳۸۰) مورد اشاره قرار گرفت) نمونه‌های کوچک از ۲۷ تا ۳۸ سال را در بر می‌گیرند، این آزمون‌ها فاقد نیرومندی و اعتبار لازم بوده، نتایج به دست آمده از آنها باید با روشهایی بهتر و نیرومندتری مورد آزمون دوباره قرار گیرد. [۱]

هدف اصلی این مقاله، بررسی پایایی تصریح سنتی تابع تقاضای واردات ایران، طی سالهای ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۹، با به کارگیری یک تکنیک جدید اقتصادسنجی به نام رویکرد آزمون کرانه‌ها (پسران و همکارانش ۲۰۰۱)[۲] است. این روش یک رویکرد تک معادله‌ای به معادلهٔ هم انباشتگی است. روش آزمون کرانه‌ها صرفاً بر پایهٔ تخمین یک مدل تصحیح خطای غیرمقید *(UECM)* با استفاده از برآوردگر حداقل مربعات معمولی *(ols)* است. این رویکرد دو برتری اساسی نسبت به سایر روش‌های مرسوم مورد استفاده برای آزمون هم انباشتگی دارد. اول اینکه، این رویکرد صرف نظر از اینکه متغیرهای توضیحی صرفاً جمعی از مرتبهٔ صفر، *I(0)*، صرفاً جمعی از مرتبهٔ یک، *I(1)*، یا دو به دو هم انباشته باشند، مورد استفاده قرار می‌گیرد. این مسأله عدم اطمینان ناشی از یک مرحلهٔ پیش آزمون[۳]، به منظور تعیین مرتبهٔ جمعی بودن متغیرهای تحت بررسی را از بین می‌برد. دوم آنکه، روش آزمون کرانه‌ها برای تحلیل هم انباشتگی در مورد مطالعات نمونهٔ کوچک نیرومند است (رجوع شود به پسران و همکارانش ۲۰۰۱).

در سایر بخشهای این مقاله موضوعات زیر مورد بحث قرار می‌گیرد. بخش دوم، ادبیات موجود در مورد تابع تقاضای واردات در کشورهای در حال توسعه را به طور

۱- باید توجه داشت که مطالعهٔ ابریشمی (۱۳۸۰) مبتنی بر ۱۰۸ دادهٔ فصلی مربوط به ۱۳۵۰: ۱ تا ۱۳۷۶: ۴ است، اما برطبق نظر دیویدسن و مک کینون (۱۹۹۳) توان آزمونهای هم انباشتگی مورد استفادهٔ مرسوم بیشتر وابسته به گستردگی *(span)* داده‌ها، یعنی زیاد بودن تعداد سالهای نمونه، نسبت به مشاهدات است، که این گستردگی در مورد مطالعهٔ فوق ۲۷ سال را شامل می شود.

2- Pesaran et. al. (2001).

3 - Pre- testing .

مختصر بررسی می‌کند. این بخش شواهدی را در مورد به کارگیری تصریح سنتی، برای تبیین تابع تقاضای واردات در مورد کشورهای در حال توسعه فراهم می‌کند. در بخش سوم، تصریح مدل، داده‌ها و روش استفاده شده در مقاله، به طور خلاصه مورد بحث قرار می‌گیرند. بخش چهارم نتایج تجربی را ارائه می‌دهد. بحث و نتیجه گیری در بخش پنجم مقاله آمده است.

۲- مروری بر ادبیات

تحقیق عملی تابع تقاضای واردات، یکی از فعالترین زمینه‌های تحقیق در اقتصاد بین الملل است. در ادبیات اقتصادی، مدل تقاضای واردات، شاهد تحولات نظری نسبتاً گسترده ای به ویژه در مورد کشورهای در حال توسعه بوده است. به طور سنتی، تقاضا برای واردات به صورت تابعی از متغیرهای قیمت نسبی واردات و درآمد واقعی داخلی در نظر گرفته می‌شود. درمورد کشورهای توسعه نیافته، ابتدا اعتقاد بر این بود که تقاضای واردات به وسیله نیروهای غیر بازار تعیین می‌شود. اما مطالعات متعدد توسط محسن خان و دیگران نشان داد که این نظریه درست نیست. به طور مثال، محسن خان (۱۹۷۴)[1] در مطالعهٔ خود در مورد ۱۵ کشور در حال توسعه، تقاضای واردات در این کشورها را به عنوان تابعی از قیمت‌های نسبی و درآمد واقعی داخلی، در حالت تعادلی و عدم تعادل استخراج نمود و به این نتیجه دست یافت که قیمت‌های نسبی و درآمد داخلی واقعی نقش بسیار مهمی در رفتار تقاضای واردات کشورهای در حال توسعه دارند. اما همفیل (۱۹۷۴)[2] در مطالعه ای با بررسی تابع تقاضای واردات هشت کشور در حال توسعه، به این نظریه که واردات در این کشورها تابعی از قیمت‌های نسبی و درآمد واقعی داخلی است، انتقاد نمود. به عقیدهٔ همفیل این تفکر درمورد بسیاری از کشورهای کمتر توسعه یافته، به علت وجود محدودیت‌های بازرگانی و ارزی زیر سؤال می‌رود. همفیل عنوان می‌کند که در این کشورها حجم قابل ملاحظه ای از واردات را کالاهای سرمایه ای و تجهیزات تشکیل می‌دهند، که هیچگونه جانشین

1- Khan, Mohsen (1974).
2- Hemphill (1974).

داخلی برای آنها وجود ندارد، لذا با توجه به محدودیت ذخایر ارزی و وجود تقاضای ارز در هر نرخ ارز جاری، هرگاه درآمدهای حاصل از صادرات کاهش یابد، مقامات کشور محدودیت‌های مقداری واردات را تشدید می‌کنند. در نهایت همفیل با این استدلال که در کشورهای کمتر توسعه یافته، به دلیل محدودیت‌های ارزی ساز و کار بازار عمل نمی‌کند، با حداقل سازی هزینه ای که سیاستگذاران برای حداقل ساختن تفاوت واردات مطلوب تعادلی از واردات جاری و هموارسازی واردات متحمل می‌گردند، تقاضای واردات را برای این کشورها فقط به صورت تابعی از متغیرهای مالی (دریافتهای ارزی و ذخایر بین المللی) معرفی کرده و از دو متغیر مهم قیمت‌های نسبی واردات و درآمد واقعی داخلی صرف نظر می‌کند.

موران (۱۹۸۹) نیز همانند همفیل با تأکید بر محدودیت‌های ارزی برای کشورهای کمتر توسعه یافته، آنرا هزینه ای می‌داند که بر اقتصاد این کشورها تحمیل می‌شود. لذا موران بیان می‌کند که الگوهای سنتی که واردات را تنها تابعی از قیمت‌های نسبی واردات و درآمد واقعی داخلی می‌دانند، برای کشورهای درحال توسعه مناسب نیست. به همین دلیل موران، مدل سنتی مبتنی بر واردات به صورت تابعی از قیمت‌های نسبی واردات را با درآمد واقعی داخلی که بر تمایل واردات تأکید دارد و مدل توانایی واردات همفیل(که واردات را تابعی از دریافتهای ارزی و ذخایر بین المللی باوقفه قرار می‌دهد) ترکیب نموده و تقاضای واردات را به صورت تابعی از قیمت‌های نسبی واردات، درآمد واقعی داخلی، ذخایر بین المللی با وقفه و دریافت‌های ارزی تعریف می‌نماید.

بعد از مطالعات همفیل (۱۹۷۴) و موران (۱۹۸۹) اکثر مطالعات تجربی در مورد تابع تقاضای واردات کشورهای درحال توسعه (و از جمله ایران)، تصریح در شرایط محدودیت ارزی را برای تصریح تابع تقاضای واردات مورد استفاده قرار داده اند. اما در سال‌های اخیر با گسترش روش‌های نوین اقتصادسنجی و پیشرفت قابل ملاحظهٔ آزمونهای هم انباشتگی، برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی، اغلب مطالعات تجربی، در مورد تابع تقاضای واردات کشورهای در حال توسعه، با کنار گذاشتن تصریح در شرایط محدودیت ارزی، تصریح سنتی تابع تقاضای واردات را مورد آزمون قرار داده و پذیرفته اند. در این قسمت به بررسی برخی از این مطالعات که در

سال‌های اخیر انجام گرفته، می‌پردازیم.

سینها (۱۹۹۷)[1] در مطالعه ای به بررسی تقاضای واردات کل برای تایلند به عنوان تابعی از متغیرهای قیمت واردات، قیمت متقاطع و درآمد واقعی داخلی برای دورهٔ سالانهٔ ۱۹۹۰-۱۹۵۳ پرداخت. نتایج بر اساس رویکرد آزمون هم انباشتگی چند متغیرهٔ جوهانسن (۱۹۸۸) بیانگر هم انباشتگی متغیرهای تحت بررسی بود. همچنین نتایج تخمین نشان داد که تقاضا برای واردات در تایلند نسبت به قیمت خودش و قیمت متقاطع چه در کوتاه مدت و چه در بلندمدت بی کشش است. در حالی که این تقاضا برای واردات نسبت به درآمد واقعی داخلی در کوتاه مدت بی کشش و در بلندمدت بسیار با کشش می‌باشد. از طرف دیگر، بهمنی اسکویی (۱۹۹۸)[2] مدل تقاضای واردات و صادرات را برای شش کشور کمتر توسعه یافته *(LDCs)* یعنی یونان، کره، پاکستان، فیلیپین، سنگاپور، و آفریقای جنوبی با استفاده از رویکرد بلندمدت آزمون هم انباشتگی جوهانسن (۱۹۸۸) تخمین زد. دورهٔ نمونه، داده‌های فصلی از ۱۹۷۳ تا ۱۹۹۰ را شامل می‌شد. نتایج نشان داد میزان واردات، قیمت‌های نسبی، درآمد واقعی داخلی و نرخ ارز مؤثر اسمی هم انباشته هستند (حداقل یک رابطهٔ هم انباشتگی). تخمین تابع تقاضای واردات برای این کشورها نشان داد که تقاضای واردات آنها نسبت به قیمتهای نسبی با کشش است (به جز برای سنگاپور با کشش قیمتی ۰/۱۵ که علامت نادرست نیز داشت). میزان واردات نسبت به درآمد واقعی نیز باکشش بود، اما برای کره (۰/۳۱ و بی معنی) اینچنین نبود. در نهایت میزان واردات نسبت به متغیر نرخ ارز مؤثر اسمی، غیرحساس بود (با یک دامنه از ۰/۰۰۲ تا ۰/۳۳ به جز برای سنگاپور با ۱/۶۶- که در علامت نیز نادرست است). ریجال و همکارانش (۲۰۰۰)[3] نیز عوامل تعیین کنندهٔ تقاضای واردات نپال را با استفاده از داده‌های سالانه مربوط به ۱۹۹۷-۱۹۶۸ مورد بررسی قرار دادند. آزمون‌های ریشهٔ واحد (دیکی- فولر تعمیم یافته[4]) به منظور تحلیل مرتبهٔ جمعی بودن سری‌های تحت بررسی و آزمونهای هم انباشتگی جوهانسن

---

1 - Sinha (1997).
2 - Bahmani- Oskooee (1998).
3 - Rijal et. al. (2000).
4 -Augmented Dicky- Fuller (ADF).

(۱۹۸۸) و جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) به منظور آزمون وجود یک رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی مورد استفاده قرار گرفتند. نتایج نشان داد که واردات واقعی، درآمد واقعی داخلی، شاخص قیمت واردات و شاخص قیمت داخلی، ناپایا ولی هم انباشته هستند. همچنین تخمین مکانیسم تعدیل جزئی نشان داد واردات نپال نسبت به قیمت خودش و قیمت متقاطع چه در بلندمدت و چه در کوتاه مدت بی کشش، اما نسبت به درآمد واقعی داخلی باکشش است. تانگ (۲۰۰۲)[1] در مورد رفتار تقاضای واردات کل برای هند با استفاده از رویکرد جوهانسن (۱۹۸۸) در طول داده‌های سالانه از ۱۹۹۹-۱۹۷۰ تحقیق کرد. این مطالعه نشان داد که میزان واردات، درآمد واقعی داخلی و قیمت‌های نسبی هم انباشته هستند. کشش‌های قیمتی و درآمدی تخمین زده شده به ترتیب ۰/۳۴- و ۱/۴ بود. الدخیل و الیوسف (۲۰۰۲)[2] نیز تلاش نمودند که تقاضای کل برای واردات عربستان سعودی را طی دورهٔ زمانی ۱۹۶۸ تا ۱۹۹۸ تحلیل نمایند. تحلیل هم انباشتگی جوهانسن (۱۹۸۸) و دو رویکرد متفاوت تصحیح خطا (مدل‌های تصحیح خطای انگل-گرنجر و هندری) به منظور مقایسهٔ عملکردشان در برازش داده‌های عربستان سعودی به کار گرفته شد. مطالعه نشان داد که در هر دو مدل، قیمت‌های داخلی، قیمتهای واردات و درآمد واقعی داخلی در تعیین تقاضای واردات اهمیت اساسی داشته و بر اساس آزمون‌های هم انباشتگی یک رابطهٔ بلندمدت بین این متغیرها وجود دارد. نتایج همچنین نشان داد که تقاضای واردات کل برای عربستان سعودی، نسبت به قیمتهای داخلی و درآمد واقعی، داخلی باکشش و نسبت به قیمتهای واردات بی کشش است. همچنین تانگ و نایر (۲۰۰۲)[3] رفتار تقاضای واردات کل برای مالزی را با استفاده از رویکرد آزمون کرانه‌ها (پسران و همکارانش ۲۰۰۱) و با به کارگیری داده‌های سالانه از ۱۹۹۸-۱۹۷۰ مورد بررسی دوباره قرار دادند. نتایج آزمون کرانه‌ها نشان داد که میزان واردات، درآمد واقعی داخلی و قیمت‌های نسبی هم انباشته هستند. همچنین کششهای درآمدی و قیمتی تخمین

1 - Tang (2002).
2 - Aldakhil & Al- Yousef (2002).
3 - Tang & Nair (2002).

زده شده به ترتیب ۱/۵ و ۱/۳- بود.

بالاخره، تانگ (۲۰۰۳)[1] در مطالعهٔ خود مفهوم هم انباشتگی را برای تحلیل رابطهٔ بلندمدت تابع تقاضای واردات کل چین، برای دورهٔ ۱۹۹۹-۱۹۷۰ به کار برد. نتایج حاصل از آزمون کرانه‌ها (پسران و همکارانش ۲۰۰۱) بر وجود رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای میزان واردات تقاضا شده، فعالیت داخلی و قیمتهای نسبی دلالت دارد. در این مطالعه به کارگیری تصریح سنتی برای تابع تقاضای واردات کل چین نشان داد، که مقدار واردات تقاضا شده نسبت به فعالیت داخلی و قیمت‌های نسبی واکنش نشان می‌دهد. کششهای قیمتی و درآمدی بلندمدت واردات، در این مطالعه به ترتیب ۰/۴۸- و ۰/۷۳ و کشش‌های قیمتی و درآمدی کوتاه مدت به ترتیب ۰/۲۸- و ۱/۵ تا ۱/۶ به دست آمد.

۳- تصریح مدل، داده‌ها و روش

در این مطالعه، از الگوی جانشینی ناقص که در آن واردات و تولیدات داخلی جانشین غیرکامل یکدیگر محسوب می‌شوند، برای برآورد پارامترهای تابع تقاضای واردات بلندمدت و کوتاه مدت ایران استفاده می‌گردد. کرونه (۱۹۹۶)[2] بیان می‌کند که روش ساده و مرسوم، برای تخمین تابع تقاضای واردات کل در مدل جانشینی ناقص به کارگیری یک تابع تقاضای مارشالی است، که مقدار واردات تقاضا شدهٔ یک کشور را به وسیلهٔ درآمد واقعی آن، قیمت‌های وارداتی و جانشینی داخلی آن که در یک ثابت اندازه گیری شده اند شرح می‌دهد. بر این اساس و بر پایهٔ ادبیات بحث شده در بخش مروری بر ادبیات، در این مطالعه تصریح سنتی تابع تقاضای واردات، که مقدار واردات تقاضا شده را به متغیرهای درآمد واقعی داخلی و قیمتهای نسبی واردات (نسبت قیمتهای واردات به قیمتهای داخلی) مرتبط می‌سازد، برای تخمین تابع تقاضای واردات کل ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد. با فرض همگنی از درجهٔ صفر و با پیروی از الگوی توکلی و رنجبر (۱۳۷۷) که بر اساس تبدیلات باکس-کاکس، شکل خطی- لگاریتمی را

1 - Tang (2003).
2 - Carone (1996).

برای تابع تقاضای واردات ایران پذیرفته اند، تابع تقاضای واردات ایران به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$LIM_t = \alpha_0 + \alpha_1 LRP_t + \alpha_2 LY_t \qquad (1)$$

که در دورهٔ t IM_t واردات حقیقی، Y_t درآمد واقعی داخلی و RP_t قیمت نسبی واردات (نسبت قیمتهای واردات به قیمت‌های داخلی) هستند. واردات حقیقی از نسبت واردات کالاها و خدمات (در قیمت‌های جاری) به شاخص قیمت صادرات جهانی[1] (که به عنوان متغیر جانشین شاخص قیمت واردات ایران مورد استفاده قرار می‌گیرد[2]) به دست می‌آید. برای متغیر درآمد واقعی داخلی از تولید ناخالص داخلی *(GDP)* به قیمت‌های جاری که با شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی (۱۰۰=۱۳۷۶) تعدیل شده است استفاده می‌شود. متغیر قیمت‌های نسبی نیز از نسبت شاخص قیمت صادرات جهانی (به عنوان جانشین شاخص قیمت واردات ایران) به شاخص قیمت خرده فروشی (به عنوان جانشین شاخص قیمت داخلی) به دست آمده است. همهٔ متغیرهای مورد بحث در این مطالعه، با قیمت‌های سال ۷۶ برآورد شده اند. Lنیز عملگر لگاریتم طبیعیاست.

داده‌های مورد استفاده در این مطالعه از جداول حسابهای ملی ایران و *IFS* استخراج شده اند و دورهٔ سالانه از ۱۳۳۸ تا ۱۳۷۹ را شامل می‌شوند. البته به کارگیری داده‌های سری زمانی سالانه، از نیرومندی آزمونهای هم انباشتگی نمی‌کاهد. دیویدسن و مک کینون (۱۹۹۳)[3] ملاحظه کردند که با به کارگیری داده‌های سالانه می‌توان از تورش فصلی ناشی از به کارگیری داده‌های تعدیل شدهٔ ماهانه یا فصلی در اجرای آزمونهای ریشهٔ واحد اجتناب نمود. توان این آزمونها بیشتر وابسته به گستردگی *(Span)* داده‌ها یعنی تعداد سال‌های نمونه، نسبت به تعداد مشاهدات است. از طرف

---

1 - Global export price index.

۲- سایر شاخصهای قیمتی مانند شاخص قیمت واردات عمده فروشی یا نرخ ارز موزون، برازش‌های ضعیف و نادرستی را حاصل می کنند. ابریشمی (۱۳۸۰) نیز به جای شاخص قیمت واردات از متغیرهای جانشین، همانند شاخص قیمت کشورهای OECD و شاخص قیمت صادرات جهانی استفاده نمود.

3 - Davidson & MacKinnon (1993).

دیگر، هاکیو و راش (۱۹۹۱)[1] دریافتند که افزایش تعداد مشاهدات از طریق به کارگیری داده‌های ماهانه یا فصلی، آزمونهای هم انباشتگی را نیرومندتر نمی‌سازد. از نظر آنها طول داده‌های تحت بررسی مهمتر است. اخیراً نیز ژوآ (۲۰۰۱)[2] با انجام شبیه سازی‌هایی این عقیده را که توانایی آزمونهای هم انباشتگی برای کشف رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها، بیشتر وابسته به گستردگی[3] زمان مورد بررسی است، تا تنها تعداد مشاهدات، تایید نمود. تانگ (۲۰۰۳)، مطالعات‌هاکیو و راش(۱۹۹۱)، دیویدسن و مک کینون (۱۹۹۳) و ژوآ (۲۰۰۱) را برای توجیه استفاده از داده‌های سالانه در تخمین معادله تقاضای واردات چین به کار برد.

با توجه به استفاده از داده‌های سالانهٔ محدود در این مطالعه، روش آزمون کرانه‌ها (پسران و همکارانش۲۰۰۱) را که در مطالعات نمونهٔ کوچک نیرومند است، برای بررسی وجود یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت در یک بردار هم انباشتگی بین متغیرهای تشکیل دهندهٔ تابع تقاضای واردات ایران (در معادلهٔ ۱) مورد استفاده قرار می‌دهیم. روش آزمون کرانه‌ها صرفاً بر پایهٔ آزمون والد (آمارهٔ F) در یک رگرسیون از نوع دیکی-فولر تعمیم یافته است، که برای آزمون معنی داری سطوح، با وقفهٔ متغیرهای تحت بررسی در یک مدل تصحیح خطای غیر مقید[4] *(UECM)* استفاده می‌شود. مدل تصحیح خطای غیرمقید برای تابع تقاضای واردات معرفی شده در معادلهٔ (۱)، به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$\Delta LIM_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^{P-1} c_{2i}\Delta LIM_{t-i} + \sum_{i=0}^{P-1} c_{3i}\Delta LRP_{t-i} + \sum_{i=0}^{P-1} c_{4i}\Delta LY_{t-i} + c_5 LIM_{t-1} + c_6 LRP_{t-1} + c_7 LY_{t-1} + u_t \quad (۲)$$

که در آن ΔLIM، ΔLRP و ΔLY به ترتیب اولین تفاضل لگاریتم‌های مقدار تقاضای واردات، قیمت‌های نسبی و درآمد واقعی داخلی اند. توزیع مجانبی آمارهٔ F مورد بحث، تحت فرضیهٔ صفر عدم وجود رابطه در سطح بین متغیرهای تحت بررسی *(H_0: $C_5=C_6=C_7=0$)*، صرف نظر از اینکه متغیرهای توضیحی صرفاً *I(0)*، صرفاً *I(1)*، و یا دو به دو هم انباشته باشند، غیراستاندارد است. همچنین روش آزمون کرانه‌ها برای

1- Hakkio & Rush (1991).
2- Zhou (2001).
3 - span.
4- Unrestricted Error-Correction Model.

تحلیل هم انباشتگی فرض می‌کند، که بردار هم انباشتگی یکتا است.

دو مجموعه از مقادیر بحرانی مجانبی برای پنج نوع آمارهٔ F (به دست آمده از پنج سناریوی مختلف برای عوامل قطعی در *UECM*) در سطوح معنی داری ۰/۰۱، ۰/۰۲۵، ۰/۰۵، و ۰/۱ در مطالعهٔ پسران و همکارانش (۲۰۰۱) ارائه شده است[۱]. برای سطوح معنی داری ارائه شده، اگر آمارهٔ F یا والد محاسبه شده (آمارهٔ آزمون) خارج از کرانه‌های مقادیر بحرانی قرار گیرد، می‌توان بدون نیاز به دانستن مرتبهٔ جمعی بودن متغیرهای توضیحی، در مورد هم انباشتگی متغیرهای تحت بررسی، یک استنباط قطعی نمود. به این ترتیب که اگر آمارهٔ F محاسبه شده بالاتر از مقدار بحرانی بالایی، *I(1)*، قرار گیرد، آنگاه فرضیهٔ صفر رد شده و یک رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی وجود دارد و اگر آمارهٔ F محاسبه شده، به زیر مقدار بحرانی پایین، *I(0)*، سقوط کند، آنگاه فرضیهٔ صفر عدم وجود هم انباشتگی پذیرفته شده و هیچ رابطهٔ بلندمدتی بین متغیرهای تحت بررسی وجود ندارد. همچنین در صورتیکه آمارهٔ F محاسبه شده، درون این کرانه‌های بحرانی قرار گیرد، نمی‌توان یک استنباط قطعی از وجود هم انباشتگی بین متغیرهای تحت بررسی داشت و قبل از اینکه استنباطی قطعی صورت گیرد، دانستن مرتبهٔ جمعی بودن متغیرهای تحت بررسی لازم است.

برای به کارگیری رویکرد آزمون کرانه‌ها (پسران و همکارانش۲۰۰۱)، در بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی، توجه به دو نکته ضروری به نظر می‌رسد. اول اینکه الگوی تصحیح خطای غیرمقید *(UECM)* در معادلهٔ (۲)، بر پایهٔ این فرض که اخلالهای U_t همبستگی سریالی ندارند، بنا شده است. بنابراین اهمیت دارد مرتبهٔ تأخیر P در معادله (۲) به طور مقتضی انتخاب شود. موازنهٔ ظریفی بین انتخاب مرتبهٔ تأخیر P به اندازه کافی بزرگ، برای تعدیل مسأله همبستگی پیاپی باقی مانده‌ها، و در

۱- این پنج نوع F در سناریوهای زیر برای عوامل قطعی درون UECM محاسبه شده اند:

I: no intercepts; no trends – II: restricted intercepts; no trends – III: unrestricted intercepts; no trends – IV: unrestricted intercepts; restricted trends – V: unrestricted intercepts; unrestricted trends.

البته احتمال وقوع سناریوهای I و II چندان محتمل بنظر نمی رسد و معمولاً لازم است عرض از مبدأ در الگو لحاظ شده وغیرمقید نیز باشد.

همان زمان، مرتبهٔ تأخیر P به اندازهٔ کافی کوچک، برای جلوگیری از پارامترسازی بیش از حد[1] ECM غیر مقید در معادلهٔ (۲) وجود دارد (مخصوصاً نظر به اینکه داده‌های سری زمانی محدودی در دسترس هستند). نکتهٔ دوم آن است که باید در ارتباط با لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی (عرض از مبدأ و روند زمانی) در معادلهٔ (۲) و اینکه آیا ضرایب آنها باید مقید باشد یا نه، تصمیم گیری شود. به همین منظور پسران و همکارانش (۲۰۰۱) پیشنهاد می‌کنند که پس از تعیین وقفه‌های بهینه، در مدل تصحیح خطای غیر مقید *(UECM)* ارائه شده در معادلهٔ (۲)، آمارهٔ F مربوط به آزمون معنی داری مشترک سطوح با وقفهٔ متغیرهای تحت بررسی را، در حالت‌های مختلف برای متغیرهای قطعی محاسبه کرده و بهترین حالت ممکن انتخاب شود.

از مدل تصحیح خطای غیرمقید *(UECM)* ارائه شده در معادله (۲)، می‌توان کشش‌های بلندمدت و کوتاه مدت تابع تقاضای واردات را نیز به دست آورد. کشش بلندمدت در مدل تصحیح خطای غیرمقید *(UECM)* معادلهٔ (۲)، عبارت است از منفی نسبت ضریب تخمین زده شدهٔ یک متغیر توضیحی با تأخیر، به ضریب تخمین زده شدهٔ یک متغیر وابستهٔ تأخیری. به طور مثال کشش‌های قیمتی و درامدی بلندمدت واردات در معادلهٔ (۲) به ترتیب $-\left(\frac{c_6}{c_5}\right)$ و $-\left(\frac{c_7}{c_5}\right)$ هستند. ضریب تخمین زده شدهٔ متغیر تفاضلی مرتبهٔ اول در مدل تصحیح خطای غیر مقید *(UECM)*، کشش کوتاه مدت است.

در انتهای این مطالعه برای تخمین روابط در سطح بین متغیرهای تحت بررسی، رویکرد $ARDL$ (پسران و شین ۱۹۹۹)[2] را به کار خواهیم گرفت.

۴- نتایج تجربی

در این بخش نتایج تجربی به کارگیری رویکرد آزمون کرانه‌ها (پسران و همکارانش ۲۰۰۱) در بررسی وجود یک ارتباط، در سطح بین متغیرهای تشکیل دهندهٔ تصریح

1- Over-Parameterization.
2 - Pesaran & Shin (1999).

سنتی تابع تقاضای واردات ایران، به تفصیل مورد بحث قرار می‌گیرد. برای به کارگیری رویکرد آزمون کرانه‌ها، در گام اول به تعیین طول وقفهٔ بهینهٔ P در معادلهٔ (۲) و همچنین بررسی لزوم وارد کردن یک روند زمانی قطعی در مدل می‌پردازیم. به همین منظور مدل تصحیح خطای غیر مقید *(UECM)* در معادلهٔ (۲) را با یک روند زمانی خطی و بدون آن برای P=۱، ۲، ۳، ... و ۶ و به روش حداقل مربعات معمولی *(ols)* تخمین زده و ملاک‌های اطلاعات آکائیک[1] *(AIC)* شوارتز- بیزین[2] *(SBC)* و آمارهٔ ضریب تکاثری لاگرانژ[3] *(LM)* برای آزمون فرضیهٔ عدم وجود همبستگی سریالی باقیمانده‌ها با مرتبهٔ یک $(\chi^2_{SC}(1))$ را در دو حالت با روندهای قطعی و بدون آنها به دست می‌آوریم. برای به دست آوردن قابلیت مقایسهٔ نتایج برای انتخابهای متفاوت، لازم است همه رگرسیونها در طول یک دوره زمانی یکسان ۱۳۷۹-۱۳۴۴ تخمین زده شوند. شش مشاهدهٔ اول به جهت ساختار متغیرهای تأخیری نگه داشته می‌شوند. نتایج حاصله را می‌توان در جدول(۱) ملاحظه نمود.

جدول۱- آماره‌هایی برای انتخاب مرتبهٔ تأخیر بهینهٔ مدل تصحیح خطای غیر مقید معادلهٔ تقاضای واردات کل ایران

بدون روند قطعی			با روند قطعی			
$\chi^2_{sc}(1)$	*SBC*	*AIC*	$\chi^2_{sc}(1)$	*SBC*	*AIC*	*P*
۴/۷۵۵۰	-۷/۳۳۹۷	-۲/۵۸۹۱	۵/۶۱۱۶	-۹/۱۲۵۳	-۳/۵۸۳۰	۱
۰/۳۱۹۱	-۳/۳۴۵۵	۳/۷۸۰۳	۰/۳۰۱۴	-۴/۹۰۷۴	۳/۰۱۰۲	۲
۵/۰۲۵۳	-۵/۷۷۱۰	۳/۷۳۰۱	۵/۱۹۷۷	-۷/۵۵۹۸	۲/۷۳۳۰	۳
۴/۱۴۸۶	-۶/۳۷۱۴	۵/۵۰۵۰	۴/۲۶۵۴	-۸/۱۵۹۰	۴/۵۰۹۲	۴
۱/۳۲۳۴	-۸/۶۴۰۴	۵/۶۱۱۲	۱/۰۶۹۶	-۹/۹۷۱۶	۵/۰۷۱۹	۵
*۹/۳۵۷۵	*۱/۱۸۷۱	*۱۷/۸۱۴۰	*۹/۶۱۸۰	*-۰/۵۷۰۷	*۱۶/۸۴۸۰	۶

1- Akaike Information Criterion.
2- Schwarz Bayesian Criterion.
3- Lagrange Multiplier Statistic.

همانطوری که از جدول (۱) مشاهده می‌شود، مرتبهٔ تأخیر $P=۶$ صرف نظر از اینکه آیا روند زمانی قطعی وارد مدل می‌شود یا نه، با هر سه ملاک معرفی شده، به عنوان طول وقفهٔ بهینه در نظر گرفته می‌شود[۱].

بعد از تعیین طول وقفهٔ بهینه، به منظور بررسی وجود یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین مقدار واردات تقاضا شده، درآمد واقعی داخلی و قیمت‌های نسبی واردات در ایران، یک آزمون معنی داری مشترک (آزمون والد)، برای سطوح با وقفهٔ متغیرهای تحت بررسی را، تحت سناریوهای مختلف برای عوامل قطعی انجام می‌دهیم. البته با توجه به اینکه معمولاً لازم است عرض از مبدأ در الگو لحاظ شده و غیرمقید نیز باشد، عملاً این آزمون معنی داری مشترک (آزمون والد)، تحت سناریوهای مختلف برای روند زمانی قطعی صورت می‌گیرد. جدول (۲) مقادیرآمارهٔ F (آزمون والد) را برای آزمون وجود یک رابطه در سطح، بین متغیرهای تشکیل دهندهٔ تابع تقاضای واردات ایران، تحت ۳ سناریوی متفاوت در مورد روند زمانی قطعی و برای طول وقفهٔ بهینهٔ $P=۶$ به دست می‌دهد. این سه سناریو، سناریوهای III، IV و V معرفی شده توسط پسران و همکارانش (۲۰۰۱)، در مورد عوامل قطعی هستند که عبارتند از: III- عرض از مبدأ غیرمقید و بدون روند؛ IV- عرض از مبدأ غیرمقید و روند مقید؛ و V- عرض از مبدأ و روند زمانی هر دو غیرمقید.

آماره‌های F ارائه شده در جدول (۲) باید با کرانه‌های مقادیر بحرانی مجانبی، که از طریق شبیه سازی‌های مونت کارلو توسط پسران و همکارانش (۲۰۰۱) تهیه شده اند، مقایسه شوند (این کرانه‌ها برای $K=۲$ و در سطوح مختلف معنی داری در جدول (۲) آمده است). همانطوری که از این جدول مشاهده می‌شود، در سطح معنی داری ۱٪ کرانه‌های مقادیر بحرانی، برای $K=۲$ (دو متغیر توضیحی)، در مورد آماره‌های F_{III}، F_{IV} و F_V به ترتیب (۶/۳۶؛۵/۱۵)، (۵/۸۵؛۴/۹۹) و (۷/۵۲؛۶/۳۴) هستند. بنابراین با توجه به

۱- البته لازم به تذکر است که با توجه به تعداد محدود مشاهدات در این مطالعه، به کارگیری مرتبه‌های بزرگتر برای وقفه‌ها امکان پذیر نبود. در صورتی که حجم نمونهٔ بزرگتری در اختیار بود، افزایش طول وقفه‌ها باعث انتخاب طول وقفه‌های متفاوتی توسط این سه ملاک می شد. بالاخص ملاک آکائیک، طول وقفهٔ بزرگتری را به عنوان وقفهٔ بهینه انتخاب می نمود.

آماره‌های F به دست آمده برای $P=۶$ و تحت سناریوهای مختلف در مورد روند زمانی قطعی در جدول (۲)، همهٔ آماره‌های F محاسبه شده در این مطالعه، بالاتر از کرانهٔ بالایی ارائه شدهٔ مربوط به خود قرار گرفته و در نتیجه فرضیهٔ صفر عدم وجود یک معادلهٔ تقاضای واردات در سطوح بین متغیرها، صرف نظر از این که متغیرهای توضیحی صرفاً $I(0)$ صرفاً $I(1)$ و یا دو به دو هم انباشته باشند، در سطح معنی داری ۱٪ خواهد بود و در تمام سناریوها به طور قاطع رد می‌شود. بنابراین می‌توان با قاطعیت اظهار نمود که متغیرهای تشکیل دهندهٔ تصریح سنتی تابع تقاضای واردات ایران، طی دورهٔ مورد بررسی هم انباشته بوده و یک رابطهٔ بلندمدت در سطح، بین آنها برقرار است.

جدول۲- آمارهٔ F برای آزمون وجود یک معادلهٔ تقاضای واردات در سطح

	با روند قطعی		بدون روند قطعی
P	F_{IV}	F_V	F_{III}
۶	۸/۵۱۴۸	۸/۵۲۵۲	۱۲/۱۳۱۶
			Asymptotic critical value bounds: I(0) ; I(1)
1%	۴/۹۹ ؛ ۵/۵۸	۶/۳۴ ؛ ۷/۵۲	۵/۱۵ ؛ ۶/۳۶
5%	۳/۸۸ ؛ ۴/۶۱	۴/۸۷ ؛ ۵/۸۵	۳/۷۹ ؛ ۴/۸۵
10%	۳/۳۸ ؛ ۴/۰۲	۴/۱۹ ؛ ۵/۰۶	۳/۱۷ ؛ ۴/۱۴
	$K=2$	$K=2$	$K=2$

ملاحظات: F_{IV} آمارهٔ F برای آزمون معنی داری مشترک $c_5=c_6=c_7=0$ و $c_1=0$ در معادله (۲) می‌باشد. F_V آمارهٔ F برای آزمون $c_5=c_6=c_7=0$ در معادله (۲) است. F_{III} نیز آمارهٔ F برای آزمون $c_5=c_6=c_7=0$ در شرایطی از معادلهٔ (۲) است که مقدار c_1 در آن برابر صفر است. K نمایانگر تعداد متغیرهای توضیحی است.

پس از آزمون هم انباشتگی در مورد متغیرهای تحت بررسی و تأیید هم انباشته بودن آنها، برای تخمین اثرات سطحی و پویایی‌هایی کوتاه مدت تعدیل‌های واردات واقعی، رویکرد مدلسازی *ARDL* پسران و شین (۱۹۹۹) را، برای تخمین روابط در سطح برای معادلهٔ تقاضای واردات کل ایران، مورد استفاده قرار می‌دهیم. با به کارگیری معیار اطلاعات آکائیک *(AIC)* و به وسیلهٔ جستجوی متقاطع از میان $۳۴۳=۷^۳$ مدل

ARDL، تصریح *ARDL(6,6,6)* با تخمین رابطهٔ در سطح زیر برای تابع تقاضای واردات کل ایران، به دست می‌آید:

$$LIM=-11.7287-1.4389LRP+1.5949LY\widehat{v}_t \qquad (۳)$$

$$(0.1756) \quad (1.5958) \quad (0.1251)$$

که $\widehat{v}_t$ جمله تصحیح تعادل است و خطاهای معیار در پرانتزها داده شده اند. همه تخمین‌های در سطح به میزان ۱۰۰٪ معنی دار بوده و علائم مورد انتظار را دارند. ضرایب متغیرهای *LRP*، *LY* به ترتیب بیانگر کشش‌های قیمتی و درآمدی در بلندمدت هستند. همانطوری که مشاهده می‌شود، کشش‌های قیمتی و درآمدی بلندمدت به ترتیب، ۱/۴۴- و ۱/۵۹۵ تخمین زده شده اند. نتایج تخمین کشش‌های درآمدی و قیمتی واردات، در این مطالعه با مقادیر مشابه، برای اکثر کشورهای در حال توسعه مطابقت دارد.

رگرسیون *ECM* شرطی در ارتباط با روابط در سطح بالا نیز در جدول (۳) ارائه شده است. این رگرسیون برپایهٔ *ECM* شرطی معادلهٔ (۲) بنا شده و با به کارگیری یک تصریح *ARDL(6,6,6)* با متغیر وابستهٔ ΔLIM_t در دورهٔ زمانی ۱۳۷۹- ۱۳۴۴ تخمین زده شده است.

در این رگرسیون *ECM* شرطی، ضریب تصحیح تعادل به صورت ۰/۷۸۹- (*s. e* =۰/۱۷۹۴) تخمین زده می‌شود، که به طور منطقی بزرگ و در حد بالایی معنی‌دار است. رگرسیون فوق به خوبی برازش شده است و آزمونهای تشخیصی در مورد شکل تابعی $\left(\chi^2_{FF}(1)\right)$، خطاهای نرمال $\left(\chi^2_N(2)\right)$ و واریانس ناهمسانی $\left(\chi^2_H(1)\right)$ برای آن پذیرفته شده اند. البته همانطوری که از جدول (۳) مشاهده می‌شود آزمون تشخیصی در مورد همبستگی پیاپی باقیمانده‌ها $\left(\chi^2_{SC}(1)\right)$ مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. اما از آنجایی که در تصریح این رگرسیون، با انتخاب وقفهٔ بهینه و با توجه به ملاکهای مختلف، مسأله همبستگی پیاپی باقیمانده‌ها تا حد ممکن تعدیل گردید، مسألهٔ عدم پذیرش آزمون مورد بحث نباید اعتبار چندانی داشته باشد(پسران و همکارانش ۲۰۰۱). از رگرسیون *ECM* شرطی فوق، کشش‌های قیمتی و درآمدی کوتاه مدت به ترتیب ۱/۱۱۵- و ۰/۸۰۴ به دست می‌آید.

جدول۳- الگوی تصحیح تعادل *ARDL(6,6,6)* برای تابع تقاضای واردات ایران

Repressors	*Coefficient*	*Standard error*	*p-value*
ΔLIM_{t-1}	0. 373	0. 1904	0. 067
ΔLIM_{t-2}	0. 162	0. 19033	0. 405
ΔLIM_{t-3}	0. 224	0. 1800	0. 230
ΔLIM_{t-4}	0. 013-	0. 1590	0. 935
ΔLIM_{t-5}	0. 597	0. 1490	0. 001
ΔLRP	1. 115-	0. 3998	0. 013
ΔLRP_{t-1}	2. 370	0. 5265	0. 000
ΔLRP_{t-2}	1. 751	0. 6965	0. 022
ΔLRP_{t-3}	1. 012	0. 6193	0. 121
ΔLRP_{t-4}	1. 002	0. 5804	0. 102
ΔLRP_{t-5}	1. 351	0. 5597	0. 027
ΔLY	0. 804	0. 5399	0. 155
ΔLY_{t-1}	0. 174	0. 6065	0. 777
ΔLY_{t-2}	0. 588-	0. 6216	0. 357
ΔLY_{t-3}	2. 168-	0. 6377	0. 003
ΔLY_{t-4}	1. 438-	0. 5682	0. 022
ΔLY_{t-5}	1. 006-	0. 5762	0. 099
Intercept	9. 251-	2. 5220	0. 002
$\hat{v}_{t-1}$	0. 789-	0. 1794	0. 000

$\bar{R}^2 = 0.7883$ $\hat{\sigma} = 0.12753$ AIC=17. 8143 SBC=1. 1873

$\chi^2_{SC}(1) = 9.3567\ [0.002]$ $\chi^2_{FF}(1) = 0.3534\ [0.552]$

$\chi^2_{N}(2) = 1.3728\ [0.503]$ $\chi^2_{H}(1) = 0.6843\ [0.408]$

۵- نتایج مطالعه

بررسی تابع تقاضای واردات ایران با رویکرد آزمون کرانه‌ها (پسران و همکارانش ۲۰۰۱)، طی سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۳۸، تصریح سنتی برای تابع تقاضای واردات کل ایران را پذیرفته و یک ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تشکیل دهندهٔ این تصریح، یعنی مقدار واردات تقاضا شدهٔ کل، قیمت‌های نسبی واردات و درآمد واقعی داخلی را، نشان می‌دهد. همچنین نتایج حاصل از تخمین تابع تقاضای واردات کل ایران، براساس تصریح سنتی آن و با به کارگیری رویکرد مدلسازی *ARDL*، بیانگر آن است که تقاضا برای واردات در ایران، نسبت به قیمت‌های نسبی چه در بلندمدت و چه در کوتاه مدت باکشش است(کشش قیمتی واردات در بلندمدت ۱/۴۴- و در کوتاه مدت ۱/۱۱۵- است)، در حالی که تقاضا برای واردات نسبت به درآمد واقعی داخلی در بلندمدت باکشش (۱/۵۹) و در کوتاه مدت بی کشش (۰/۸۰۴) است.

این یافته‌ها، برای هدایت سیاستگذاران اقتصادی بسیار با اهمیت است. با توجه به اینکه کشش‌های درآمدی و قیمتی واردات در بلندمدت بزرگتر از واحدند، رشد اقتصادی و افزایش قیمت‌های داخلی با افزایش مقدار واردات، بر موازنهٔ کالاها و خدمات ایران تأثیر منفی خواهند داشت. بنابراین در بلندمدت می‌توان از سیاست‌های اقتصادی کاهش دهندهٔ تقاضا وتورم داخلی برای کنترل واردات و بهبود این تراز بهره گرفت. این یافته‌ها در کوتاه مدت نیز تقریباً صادق است با این تفاوت که در کوتاه مدت واردات، نسبت به تغییرات درآمد واقعی، داخلی حساسیت کمتری نشان می‌دهد و سیاست کاهش دهندهٔ تورم داخلی برای کنترل واردات و بهبود تراز کالاها و خدمات کاراتر است.

نتایج الگوی تصحیح خطا نیز نشان می‌دهد، که ضریب تصحیح تعادل به سرعت نسبت به مسیر بلندمدت (تعادل) تعدیل می‌شود، به طوری که نزدیک به ۷۹ درصد از خطا در هر دوره به سمت تعادل، تصحیح می‌گردد.

فهرست منابع

۱- ابریشمی، حمید؛ "تقاضای واردات در اقتصاد ایران با رویکرد نوین". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۳۸۰، شمارهٔ ۲۰، پاییز، ۳۰-۱.

۲- پورمقیم، سید جواد؛ "برآورد سری زمانی تابع تقاضای واردات ایران: یک تحلیل مجدد". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شمارهٔ ۵۶، ۱۳۷۹، بهار و تابستان، ۱۲۹-۱۱۳.

۳- توکلی، اکبر و رنجبر، همایون؛ "تخمین تابع تقاضای واردات کشور با تغییر ساختاری ضرایب". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۳۷۷، شمارهٔ ۷، تابستان.

۴- هژبر کیانی، کامبیز و حسنوند، داریوش؛ "بررسی رابطه بلندمدت(تعادلی) بین متغیرهای تابع تقاضای واردات با استفاده از روش‌های همگرایی". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، ۱۳۷۶، شمارهٔ۴، ۴۸-۲۹.

5- Aldakhil, Kh I. & Al-Yousef, N. "Aggregate Import Demand Function For Saudi Arabia: An Error Correction Approach". *Journal of Economic & Administrative Sciences*, 2002, Vol. 18, No. 1, 83-100.

6- Bahmani-Oskooee, M. "Cointegration approach to estimate the long-run trade elasticities in LDCs". *International Economic Journal*, 1998, 12, 89- 96.

7- Banerjee, A. , Dolado, J. J. , & Mestre, R. "Error-correction mechanism tests for cointegration in a single equation framework". *Journal of Time Series Analysis*, 1998, 19(3), 267- 283.

8- Cheung, Y. W. , & Lai, K. S. "Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1993, 55, 313- 328.

9- Davidson, R. , & MacKinnon, J. G. Estimation and inference in econometrics. New York: Oxford University Press. 1993.

10- Engle, R. F. , & Granger, C. W. J. "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing". *Econometrica*, 1987, 55, 251- 276.

11- Faini, R. Pritchet, L. and Clavijo, F., "Import Demand in Developing Countries". International Trade Modelling, Edited by M. G. Dagenais and P. A. Muet, 1992, 279-297.

12- Gafar, J. S. "The determinants of import demand in Trinidad and Tobago: 1967-84". *Applied Economics*, 1988, 20, 303- 313.

13- Hakkio, C. S. , & Rush, M. "Cointegration: How short is the long run?", *Journal of International Money and Finance*, 1991, 10, 571- 581.

14- Hemphill, W. L. "The Effect of Foreign Exchange Receipts on Imports of less Developed Countries". *IMF staff papers*, 1974, Vol. II, No. 3, 637-673.

15- Houthakker, H. S, & Magee, S. P, "Income and Price Elasticities in World Trade". *The Review of Economics and Statistics*, 1969, Vol. 51, 111-127.

16- Johansen, S. "Statistical analysis of cointegration vectors". *Journal of*

Economic Dynamics and Control, 1988, 12, 231- 254.

17- Johansen, S. , & Juselius, K. "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, 52,169- 210.

18- Khan, M. ,S. "Import and Eport Demand in Developing Countries". *IMF staff papers*, 1974, Vol. XXI. No. 3. 678-693.

19- Kremers, J. J. M. , Ericsson, N. L. , Dolado, J. , "The power of cointegration tests". *Journal of Econometrics*, 1992, 52, 389-402.

20- Mah, J. S., "An empirical examination of the disaggregated import demand of Korea—the case of information technology products". *Journal of Asian Economics*, 2000, 11, 237- 244.

21- Min, B. S. , Mohammad, H. A. , & Tang, T. C. "An analysis of South Korea's import demand". *Journal of Asia-Pacific Affairs*, 2002, 4, 1 -17.

22- Moran, G. "Import Under a Forign Exchange Constraint". *The World Bank Economic Review*, 1989, Vol. 3. No. 2, 279-295.

23- Pesaran, M. H. , & Pesaran, B. *Microfit 4. 0, an interactive econometric package*. Cambridge: Camfit Data.

24- Pesaran, H. , Shin, Y. *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*. Chapter 11 in Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Strom S(ed). Cambridge University Press: Cambridge, 1999.

25- Pesaran, H. , Shin, Y. , & Smith, R. J. *Testing for the existence of a long-run relationship*. Working Paper, 1996, No. 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge.

26- Pesaran, H. , Shin, Y. , Smith, & R. J. *Bounds testing approaches to the analysis of level relationships*. Working Paper, 2000, No. 9607, Department of Applied Economics, University of Cambridge (Revised version).

27- Pesaran, H. , Shin, Y. , & Smith, R. J. "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships". *Journal of Applied Econometrics*, 2001, 16, 289-326.

28- Sinha, D. "Determinants of import demand in Thailand". *International Economic Journal*, 1997, 11, 73-83.

29- Rijal, A. , Koshal, R. K. , Jung, C. , "Determinants of Nepalese imports". *Journal of Asian Economics*, 2000, 11, 347-354.

30- Tang, T. C. , "Aggregate import demand in India: stable or unstable?", *The Economic Challenger*, 2002, 14 (4), 35-37.

31- Tang, T. C. , "An empirical analysis of China's aggregate import demand function". *China Economic Review*, 2003, 14,142- 163.

32- Tang, T. C. , & Nair, M. "A cointegration analysis of Malaysian import demand function: Reassessment from the bounds test". *Applied Economics Letters*, 2002, 9, 293- 296.

33- Zhou, S. "The power of cointegration tests versus data frequency and time spans". *Southern Economic Journal*, 2001, 67(4), 906- 921.