بررسی رابطه بلندمدت (تعادلی) بین متغیرهای تابع تقاضای واردات با استفاده از روش‌های همگرایی*

دکتر کامبیز هژبرکیانی** داریوش حسنوند***

چکیده

تقریباً، تمامی بررسی‌های تجربی موجود در مورد واردات ایران بر مبنای روش‌های سنتی اقتصاد سنجی و با استفاده از سری‌های زمانی انجام گرفته است و برای بررسی دینامیسم‌های کوتاه‌مدت، از مدلهای تعدیل جزیی استفاده شده است. به پیروی از انگل ـ گرنجر، پیشگامان تکنیک‌های همگرایی، امروزه بر همگان ثابت شده است که اگر ناایستایی متغیرها در سری‌های زمانی نادیده انگاشته شود، امکان دارد نتایج رگرسیون جعلی بوجود آمده و آماره‌های متداول از درجه اعتبار ساقط گردند. البته برخی معتقدند به‌شرط لحاظ کردن وقفه‌های مناسب، با استفاده از روشهای سنتی تخمین معادله واردات نیز میتوان مشکل ناایستایی را حل کرد.

در مقاله حاضر، با استفاده از آزمون‌های ایستایی به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین تقاضای واردات و متغیرهای تبیین‌کننده آن پرداخته می‌شود. با استفاده از روش‌های حداقل مربعات انگل ـ گرنجر (۱۹۸۷) و حداکثر درست‌نمایی جوهانسن (۱۹۸۸) و جوهانسن و جو سیلیوس (۱۹۹۰)، تابع واردات بلندمدت از طریق استخراج بردارهای همگرایی برآورد می‌شود. مدل تصحیح خطای بیان‌کننده دینامیسم‌های کوتاه مدت به‌عنوان جایگزین صحیح مدل تعدیل جزیی نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج بررسی‌های تجربی مقاله حاضر نشان می‌دهد که متغیرهای اصلی تابع تقاضای واردات ایران عبارت از نسبت قیمت‌ها، دریافت‌های ارزی، و ذخایر بین‌المللی می‌باشند.

*. Cointegration

**. دانشیار دانشگاه شهید بهشتی

***. دبیر آموزش و پرورش

۱. مقدمه

هدف اصلی مقاله حاضر، بررسی مجدد مدل واردات کشور از طریق بررسی نامناسب بودن روشهای سنتی و تشخیص و انتخاب متغیرهایی که رابطه بلندمدت (تعادلی) ایجاد می‌کنند، می‌باشد.

امروزه، تکنیکهای جدید اقتصادسنجی به‌خوبی روشن ساخته است که در مطالعات تجربی مبتنی بر سری‌های زمانی، روش‌های سنتی توانایی بررسی وجود روابط بلندمدت بین متغیرها را نداشته و نتایج حاصل از این نوع بررسی‌ها عموماً به رگرسیون جعلی [1] منجر می‌شود. بررسی حاضر نشان می‌دهد که مطالعات انجام شده در مورد واردات ایران، همگی با مشکل یادشده مواجه می‌باشند و بنابراین، نتایج حاصل از آنها قابل استناد نمی‌باشد. به بیان دقیق‌تر، کلیه مطالعات انجام شده، با اتکا به معنی‌دار بودن ضرایب برآورد شده معادلات رگرسیون، به تجزیه و تحلیل پرداخته‌اند حال آنکه نتایج مقاله حاضر که تمامی متغیرها را همبسته از مرتبه یک نشان می‌دهد، می‌تواند دال بر بی‌اعتبار بودن آماره‌های آزمون مورد استفاده آنان باشد. در هر حال، مطالب یاد شده ضرورت بازنگری و بررسی مجدد تابع واردات کشور از طریق تکنیکهای جدید را ایجاب می‌کند.

۲. مبنای نظری

در ادبیات اقتصادی، مدل تقاضای واردات شاهد تحولات نظری نسبتاً گسترده‌ای بوده است. در ابتدا اعتقاد براین بود که تقاضای واردات در کشورهای توسعه نیافته به‌وسیله نیروهای غیربازار تعیین می‌شود. اما مطالعات متعدد محسن‌خان [2] و دیگران نشان داد که نظریه مزبور درست نیست. بنابراین، مدل واردات با روش حداکثر کردن مطلوبیت (تابع رفاه اجتماعی) درنظر گرفته شد و تقاضای واردات کشورهای توسعه نیافته، تابعی از قیمت‌های نسبی و درآمد داخلی در حالت تعادلی و عدم تعادل استخراج گردید.

همفیل [3] (۱۹۷۴)، در مطالعه‌ای به‌بررسی تابع واردات کشورهای توسعه نیافته پرداخت و به این نظریه که واردات در این کشورها نیز تابعی از قیمت‌های نسبی و درآمد واقعی است، انتقاد نمود. او بیان می‌کند که وجود چنین ارتباطی در مورد بسیاری از کشورهای توسعه نیافته، به‌دلیل وجود محدودیت‌های بازرگانی و ارزی زیر سؤال است. همفیل عنوان می‌نماید که در این کشورها حجم قابل ملاحظه‌ای از واردات را

1. Spurious

۲. ر.ک. به مأخذ شماره ۱۱

3. Hemphill

کالاهای سرمایه‌ای و تجهیزات تشکیل می‌دهد که هیچگونه جانشین داخلی برای آنها وجود ندارد، لذا باتوجه به محدودیت ذخایر ارزی و وجود مازاد تقاضای ارز در هر نرخ ارز جاری، هرگاه درآمدهای حاصل از صادرات کاهش یابد مقامات کشور محدودیت‌های مقداری واردات را تشدید می‌کنند. آنگاه، روش حداقل سازی هزینه را معرفی می‌کند که در آن، سیاستگذاران برای حداقل ساختن تفاوت واردات مطلوب تعادلی از واردات جاری و هموارسازی واردات، متحمل هزینه می‌گردند که هدف دولت، حداقل‌سازی اینگونه هزینه‌هاست.

همفیل تابع هزینه درجه دومی را به شکل زیر در نظر می‌گیرد:

$$C_t = \beta_1(m_t - m^*_t)^2 + \beta_2(r_t - r^*_t)^2 + \beta_3(m_t - m_{t-1})^2 + \beta_4(m_t - m^d_t)^2 \qquad (1)$$

m_t مقدار واقعی واردات در زمان t، m^*_t مقدار واردات بلندمدت، r_t سطح بلندمدت ذخایر بین‌المللی واقعی، m^d_t سطح مطلوب واردات کوتاه مدت و βها پارامترهایی هستند که انتظار می‌رود همگی مثبت باشند. در شرایط تعادل باثبات بلندمدت، رابطه زیر برقرار است:

$$m^*_t = f^*_t = m^d_t = m_t$$

f_t سطح بلندمدت دریافتی‌های ارز خارجی (مساوی با صادرات به علاوه جریانات خالص سرمایه‌ای) است. البته ممکن است دو قسمت آخر تساوی به علت شوکهای جاری و گذشته برقرار نباشد.

در فرایند تصمیم‌گیری واردات، همفیل فرض می‌کند:

الف . مقامات اقتصادی، هزینه تعدیل سطح واردات بلندمدت (m^*_t) را به منظور هموار کردن واردات با استفاده از ذخایر، حداقل می‌کند.

ب . سطح بلندمدت ذخایر بین‌المللی رابطه‌ای مثبت با سطح واردات بلندمدت دارد.

این ارتباط با استفاده از تابع خطی ساده زیر بیان شده است:

$$r^*_t = \gamma_0 + \gamma_1 m^*_t \qquad 0 \le \gamma \le 1 \qquad (2)$$

البته در کوتاه مدت همه متغیرها از طریق اتحاد ترازپرداختها منطبق هستند:

$$\Delta r_t = f_t - m_t \qquad (3)$$

Δ عملگر تفاضل اول و f_t سطح جاری دریافتی‌های ارز خارجی (واقعی) است.

ج . فرض صریحی که مستلزم سطح بلندمدت دریافتی‌های ارز خارجی (f^*_t) است، عبارت است از:

$$f^*_t = f_t + \lambda \Delta f_t \qquad (۴)$$

λ چگونگی تنظیم تغییرات دریافتی‌های ارز خارجی را تعیین می‌کند. اگر تغییرات مشاهده شده دایمی باشد، λ مثبت است و اگر تغییرات مشاهده شده موقت باشد، λ منفی است. چون در تحقیقات تجربی و عملی تشخیص علامت λ بسیار مشکل است، $\lambda = 0$ به معنای آن است که سطح جاری دریافتی‌های ارزی به عنوان جانشین برای سطح بلندمدت به‌کار می‌رود.

با جایگزین کردن معادله (۲) در معادله (۱) و بادرنظر گرفتن $m^*_t = f^*_t = f_t$ معادله واردات را می‌توان با حداقل‌سازی معادله (۱) و باتوجه به قید ارز خارجی به‌دست آورد:

$$m_t = b_0 + b_1 f_t + b_2 r_{t-1} + \Delta f_t \qquad (۵)$$

در مقاله حاضر، f_t (دریافت‌های ارزی) با EX و r (ذخایر بین‌المللی) با CRD نشان داده می‌شود. رابطه (۵) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$M_t = f(EX, CRD_{-1}, \Delta EX) \qquad (۶)$$

همفیل، مدل پیش‌گفته را برای کشورهای صادرکننده نفت مناسب می‌داند.

موران[۴] (۱۹۸۹) نیز معتقد است الگوهای سنتی که واردات را تنها تابعی از قیمت‌های نسبی و درآمد واقعی داخلی می‌دانند، برای کشورهای در حال توسعه مناسب نیست و همانند همفیل تأکید بر محدودیت‌های ارزی داشته و آن را هزینه‌ای که همواره بر اقتصاد کشور تحمیل می‌شود، می‌داند. موران، مدل سنتی که بر تمایل واردات تأکید دارد (واردات را تابعی از قیمت‌های نسبی و درآمد واقعی فرض می‌کند) را با مدل توانایی واردات همفیل (که واردات تابعی از دریافتی‌های ارزی و ذخایر بین‌المللی با وقفه است) ترکیب کرد. بنابراین، او علاوه بر معادلات یاد شده برای الگوی همفیل در قسمت قبل، منحنی تقاضای واردات مطلوب کوتاه مدت m^d_t را (به شکل تابع خطی ساده از قیمت‌های نسبی و تولید ناخالص داخلی GDP) به شکل زیر درنظر می‌گیرد:

$$m^d_t = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{P_M}{P_D} \right)_t + \alpha_2 Y_t \qquad (۷)$$

P_M سطح قیمت‌های واردات، P_D شاخص قیمت کل کالاهای داخلی، و Y_t متغیر تولید داخلی

4. Moran

(GDP واقعی) می‌باشد.

موران نیز از روش و معادلات همفیل و نیز معادله (۷) برای حداقل سازی استفاده می‌کند و با جایگزین کردن معادله (۲) و (۷) در معادله (۱) و بادرنظر گرفتن $r_t = r^*_t = r_t$، معادله واردات را در حالت عدم تعادل، با استفاده از حداقل سازی معادله (۱) باتوجه به قید ارز خارجی، به صورت زیر به دست می‌دهد:

$$m_t = b_0 + b_1 r_t + b_2 r_{t-1} + b_3 m_{t-1} + b_4 \left(\frac{P_M}{P_D}\right)_t + b_5 y_t \qquad (۸)$$

شکل تعادلی معادله موران عبارت است از:

$$m_t = b_0 + b_1 r_t + b_2 r_{t-1} + b_4 \left(\frac{P_M}{P_D}\right)_t + b_5 y_t \qquad (۹)$$

طبق نمادگذاری‌های مقاله حاضر، خواهیم داشت:

$$M = f(EX, CRD_1, \frac{P_M}{P_D}, GDP)$$

M ارزش واردات کل به قیمت ثابت، GDP تولید ناخالص داخلی، $\frac{P_M}{P_D}$ نسبت قیمت‌های خارجی به داخلی، CRD_1 ذخایر بین‌المللی واقعی با وقفه و EX دریافتی‌های ارزی به قیمت ثابت می‌باشد. بنابراین، سه مدل رقیب به صورت مدلهای متداول معرفی می‌گردند:

$$M = f_1\left(\frac{P_M}{P_D}, GDP\right) \qquad \text{مدل کلاسیک}$$

$$M = f_2(EX, CRD_1, \Delta EX) \qquad \text{مدل همفیل}$$

$$M = f_3\left(\frac{P_M}{P_D}, GDP, EX, CRD_1\right) \qquad \text{مدل موران}$$

سه مدل یادشده و همچنین مدل پسران[5] و اشکال دیگر تابع واردات، دارای ویژگی مشترک استفاده از داده‌های سری زمانی، روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای (2SLS) و استفاده از آماره‌های t و F می‌باشند.

۳. روشهای برآورد

صرف‌نظر از مباحث نظری مدل تقاضای واردات، انقلابی در روشهای برآورد و روش‌شناسی آن در حال شکل‌گیری است که می‌توان آن را انقلاب همگرایی و ریشه واحد[6] نامید. چگونگی پیدایش و پویش این دگرگونی را می‌توان در فرضی که در اقتصاد سنجی سنتی وجود دارد، جستجو کرد. براساس این فرض، در سریهای زمانی، میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان تغییر نمی‌کند، به عبارت دیگر ایستا[7] هستند. اما بررسی‌های اخیر نشان داده است که این فرض برای بسیاری از متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان برآورده نشده، میانگین و واریانس اینگونه متغیرها در طول زمان تغییر می‌نماید که به معنی ناایستا[8] بودن آنهاست. وجود ناایستایی می‌تواند باعث استفاده گمراه کننده از آماره‌های t و F استاندارد، شود و نتایج حاصل از روشهای معمول فقط یک رگرسیون جعلی به‌دست دهد.

برای رهایی از این مشکل سریهای ناایستا، یک راه حل این است که از تفاضل اول[9] داده‌ها به جای سطح[10] داده‌ها استفاده شود، زیرا اکثر متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری، ایستا می‌گردند. اما این روش دو اشکال دارد. نخست، اکثر نظریه‌های اقتصادی در سطح داده‌ها بنا شده‌اند و در تفاضل اول داده‌ها نمی‌باشند. دوم، مطابق نظر میلر، تفاضل‌گیری باعث از دست رفتن اطلاعات بلندمدت (تعادلی) می‌گردد[11]. راه حل دیگری که در سطح داده‌ها مطرح می‌شود و اشکالات روش قبل را ندارد، روش

۵. مدل پسران برای کشورهای صادرکننده نفت حوزه دریای شمال و مکزیک بیان شده است و محققین اشاره می‌کنند که این الگو برای کشورهای صادرکننده نفت خاورمیانه مناسب نیست، اما تعدادی از مطالعات گذشته از روش مزبور استفاده نموده‌اند. برای کسب اطلاع بیشتر ر.ک. به مأخذ شماره ۱۶

6. Unit Root
7. Stationary
8. Non-Stationary
9. First Difference
10. Level

۱۱. برای کسب اطلاع بیشتر در این زمینه ر.ک. به مأخذ شماره ۱۲.

همگرایی است که در سال ۱۹۸۷ توسط انگل و گرنجر معرفی شد[۱۲].

۱ ـ ۳. روش‌شناسی همگرایی و مدلسازی تصحیح خطا[۱۳] (ECM)

وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها را می‌توان با آزمون همگرایی بررسی کرد. در این روش، اگر همه متغیرها ناایستا باشند و پس از d بار تفاضل‌گیری ایستا شوند، یعنی همبسته (جمع بسته) از درجه d[۱۴] باشند، (که با نماد $I \sim I(d)$ نشان داده می‌شود) آنگاه، اگر ترکیب خطی از آنها نظیر Z_t همبسته از درجه‌ای کمتر از d یعنی $Z_t \sim I(d-b)$ و $b > 0$ باشد، میان متغیرهای مذکور رابطه تعادلی وجود دارد. اما اگر Z_t همبسته از درجه d، یعنی همان درجه همبستگی متغیرهای اولیه باشد، رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها وجود نخواهد داشت. برای مثال، اگر در معادله همگرایی

$$Y_t = a + bX_t + V_t \qquad (۱۰)$$

X_t و Y_t همبسته از درجه یک یا $I \sim I(1)$ بوده و V_t همبسته از درجه صفر (یا ایستا) باشد، میان متغیرهای یاد شده رابطه بلندمدت وجود دارد.

در روش‌شناسی جدید، عدم تعادلها به‌وسیله مکانیزم (فراگرد) تصحیح خطا بیان می‌گردد. مدل تصحیح خطا که رابطه کوتاه مدت پویا را در کنار رابطه بلند مدت نشان می‌دهد، به‌صورت زیر ارایه می‌شود:

$$(1 - L)Y = a_0 + b_0 U_{t-1} + \sum c_0 (1 - L) X_t + \sum d_0 (1 - L) Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

که در آن L عملگر وقفه و U_{t-1} جمله تصحیح خطای با وقفه و پسماند ایستا از معادله (۱) است. تفاضل اول داده‌ها، تغییرات کوتاه مدت مدل و U_{t-1} تعدیل خطای مدل را در هر دوره به‌طرف تعادل نشان می‌دهد.

۲ ـ ۳. برآورد مدل و نتایج تجربی

در مقاله حاضر، مدل تقاضای واردات ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی طی دوره ۷۲ ـ ۱۳۳۸

۱۲. برای کسب اطلاعات بیشتر ر.ک. به مأخذ شماره ۳.

13. Error-Correction Modeling

14. Integrated of Order d.

و با هدف آزمون فرضیه وجود رابطه تعادلی میان متغیرهای مدل، انجام پذیرفته است. از فروض اساسی مدل، کشش‌پذیری منحنی عرضه واردات می‌باشد که این فرض برای کشورهایی نظیر ایران قابل دفاع است، زیرا واردات کشورهای جهان سوم و از جمله ایران سهم بسیار کوچکی از صادرات جهان را تشکیل می‌دهد. اگر فرض کنیم کشورمان از لحاظ اقتصادی کوچک بوده و بر قیمت‌های بازار جهانی تأثیر چندانی نمی‌گذارد، منحنی عرضه کالاهای وارداتی در قیمت جهانی، برای کشورمان کاملاً با کشش بوده و افقی است. در این حالت کشش‌پذیری منحنی عرضه واردات نسبت به قیمت، جابه‌جایی منحنی تقاضا برای واردات بر اثر عواملی غیر از قیمت (به شرط تغییر نکردن عرضه)، باعث تغییر قیمت نخواهد شد. بنابراین، اریب مربوط به معادلات همزمان در برآورد شکل تقلیل یافته یا حل شده که مدنظر مقاله حاضر است، از بین می‌رود.

مدل، مطابق نظر موران که هر دو متغیر توانایی و تمایل واردات را مدنظر داشته، فرمول‌بندی شده است زیرا با شرایط اقتصادی ایران ازنظر تحلیلی و تاریخی سازگارتر است.. شکل تبعی مدل به صورت دو طرف لگاریتمی می‌باشد، در نتیجه، فرض ثابت بودن کشش‌ها حاکم است.

بنابراین، رگرسیون همگراسازنده[۱۵] به صورت زیر بیان می‌شود:

$$LM_t = \alpha_0 + \alpha_1 LGDP_t + \alpha_2 L\left(\frac{P_M}{P_D}\right) + \alpha_3 LEX_t + \alpha_4 LCRD_{1t} + U_t \qquad (۱۲)$$

L عملگر لگاریتم، EX دریافتی‌های ارزی، $\frac{P_M}{P_D}$ شاخص قیمت کالاهای خارجی به داخلی، GDP تولید ناخالص داخلی و CRD_1 ذخایر بین‌المللی واقعی با وقفه است که همگی به قیمت‌های ثابت سال ۶۱ می‌باشند.

گام بعدی، تعیین ایستایی یا ناایستایی متغیرهای مدل است که بدین منظور سه آزمون استفاده شده است.

الف . آزمون تابع خود همبستگی[۱۶] و همبستگی نگار[۱۷]: استفاده از این آزمون در سطح داده‌ها نشان می‌دهد که کلیه متغیرهای مدل در سطح داده‌ها مطابق با همبستگی نگار و با استفاده از تابع خود همبستگی

15. Cointegrating
16. Auto Correlation Function (ACF)
17. Correlogram

(AFC)، ناایستا بوده و پس از یک بار تفاضل‌گیری ایستا می‌گردد[۱۸].

آزمونهای دیگر که مساوی صفر بودن تابع خود همبستگی را به طور همزمان برای همه وقفه‌ها انجام می‌دهد، آزمون لجانگ ـ باکس[۱۹] و باکس ـ پایرس[۲۰] است. هر دو آزمون که به‌ترتیب با آماره‌های LB و Q انجام می‌شوند در سطح داده‌ها فرض صفر ناایستا بودن همه متغیرها را رد می‌نمایند، ولی ایستا بودن آنها را پس از یکبار تفاضل‌گیری تأیید می‌کنند (جدول شماره (۱) پیوست ۱).

ب . آزمون ایستایی دیکی ـ فولر[۲۱] یا دیکی ـ فولر فزوده[۲۲]: این آزمون فرضیه ریشه واحد (ناایستایی) را در مقابل ایستا بودن متغیر آزمون می‌کند که در مدل تحت بررسی مقاله، فرض صفر برای همهٔ متغیرهای سطح رد نشده، در حالیکه با یک بار تفاضل‌گیری، فرض صفر رد شد یعنی همه متغیرها ایستا گردیدند (جدول شماره (۲) و (۳) پیوست ۲).

پ . آزمون ریشه واحد پرون: پرون[۲۳] (۱۹۸۹) چنین استدلال می‌کند که وقتی تغییرات ساختاری در اقتصاد یک کشور نظیر جنگ، انقلاب، ... رخ دهد و در سریهای زمانی شکستگی ایجاد نماید، آماره دیکی فولر در حالت شکستگی مناسب نبوده و نمی‌تواند فرض صفر ناایستا بودن متغیرها را در حالیکه واقعاً ایستا می‌باشند، رد کند[۲۴]. پرون، آزمون ریشه واحدی را که دارای متغیرهای مجازی است، معرفی می‌کند. در بررسی حاضر، آزمون پرون باتوجه به تحولات انقلاب اسلامی کشور انجام پذیرفت که در سطح داده‌ها فرض صفر ناایستا بودن رد نشد، در حالیکه در شکل تفاضل اول داده‌ها (جدول شماره (۴)، پیوست ۳) فرض صفر رد شد. سپس، در سطح داده‌ها همه متغیرها ناایستا بوده و پس از یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند، بنابراین کلیه متغیرها هم‌بسته از درجه یک هستند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۳ ـ ۳. آزمونهای همگرایی

در آزمون همگرایی انگل و گرنجر، جملات پسماند معادله همگرایی آزمون می‌شود. باتوجه به اینکه

۱۸. نتایج این قسمت جهت رعایت اختصار در متن مقاله منعکس نشده است.

19. Ljung-Box

20. Box-Pierce

21. Dickey-Fuller (DF)Test

22. Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test

23. Perron

۲۴. برای کسب اطلاعات بیشتر ر. ک. مأخذ شماره ۱۳.

همه متغیرها I(۱) باشد، همگرایی وجود ندارد. از آنجایی که میان متغیرهای مدل یاد شده همگرایی وجود ندارد، ولی با حذف متغیر تولید ناخالص داخلی GDP میان متغیرهای مدل، رابطه بلندمدت و تعادلی ایجاد می‌شود (جدول (۵) و (٦) پیوست ۴). مدل را به صورت زیر

$$LM = f(LPM, LCRD_{1}, LEX) \qquad (۱۳)$$

تغییر دادیم (نمادها به همان ترتیب گذشته تعریف می‌شوند). این تغییر در مدل، کاملاً توجیه‌پذیر است زیرا، اول آنکه در روش‌های همگرایی می‌توان متغیر یا متغیرهایی را که رابطه بلندمدت (تعادلی) ایجاد نمی‌کنند، حذف نمود و دوم آنکه اثر این متغیر حذف شده، می‌تواند از طریق متغیرهایی مانند دریافت‌های ارزی که رابطه نزدیک با تولید ناخالص داخلی کشور ما دارد، منعکس گردد.

۴ ـ ۳. آزمون همگرایی جوهانسن[۲۵]

در روش آزمون همگرایی انگل ـ گرنجر که به روش OLS برآورد می‌شود، فرض وجود یک بردار همگرا سازنده مستر است، در حالیکه ممکن است بیش از یک بردار همگراساز وجود داشته باشد. برای رفع این اشکال، جوهانسن (۱۹۸۹) و جوهانسن ـ جوسیلیوس[۲۶] (۱۹۹۰) روش برآورد حداکثر درستنمایی را برای آزمون همگرایی و استخراج بردارهای همگرا سازنده پیشنهاد می‌کنند که امروزه یکی از متداولترین روشها برای آزمون همگرایی چندگانه می‌باشد[۲۷]. در این آزمون، فرض وجود r بردار همگراساز در مقابل $r_{0} + ۱$ یا بیشتر از r_{0} بردار همگراساز آزمون می‌گردد. یعنی:

$$H_{0} : r = r_{0} \qquad H_{1} : r = r_{0} + ۱$$

$$H_{0} : r = r_{0} \qquad H_{1} : r_{0} < r \leq k$$

k تعداد متغیرهاست. آزمون اثر[۲۸] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[۲۹] آزمونهایی هستند که تعداد بردارهای همگرا سازنده را مشخص می‌کنند (جدول پیوست ۵ نتایج آزمون اثر را نشان می‌دهد که در آن، فرض

25. Johansen

26. Juselius

۲۷. برای کسب اطلاع بیشتر در مورد روش برآورد، آزمون و استخراج بردارهای همگرایی به مأخذ شماره ۸ مراجعه کنید.

28. Trace Test

29. Maximum Eigenvalue Test

عدم وجود همگرایی در مقابل یک یا بیش از یک بردار همگراساز را رد نموده، ولی فرض وجود یک بردار همگرایی را در سطح ۹۵ درصد رد نمی‌کند (در سطح ۹۰ درصد رد می‌کند)). ازطرف دیگر، آزمون حداکثر مقدار ویژه (جدول پیوست ۵) فقط وجود یک بردار همگرایی در سطح ۹۰ درصد را تأیید می‌کند. باتوجه به قدرت بیشتر آزمون حداکثر مقدار ویژه، به وجود یک بردار همگرایی اطمینان پیدا می‌کنیم[۳۰]. پس از نرمال کردن[۳۱] بردار همگرایی، با استفاده از آزمون نسبت درستنمایی[۳۲] (LR) معنی‌دار بودن هریک از ضرایب بررسی گردیده و نتایج به‌دست آمده مورد تأیید قرار گرفته است (جدول (۹) پیوست ۵).

در جدول (۱۰) از پیوست ۵ بردارهای نرمال شده به روش OLS (انگل ـ گرنجر) و روش حداکثر درستنمایی جوهانسن نشان داده شده است. کشش‌های قیمتی برآورد شده از روشهای انگل ـ گرنجر و جوهانسن به ترتیب، ۱/۹۲ ـ و ۱/۶۷ ـ بوده و کشش‌های ذخایر بین‌المللی و دریافتی‌های ارزی انگل و گرنجر و جوهانسن به ترتیب ۰/۳۸ و ۰/۷۸ در مقابل ۰/۵۱ و ۰/۷۴ می‌باشند.

مدل تصحیح خطای معادله (۱) به صورت زیر برآورد شده است:[۳۳]

$$DLM = ۰/۰۱۸۱ - ۰/۳۹۳UMS_{۱} - ۰/۸۸۶DLPM_{۱} + ۰/۱۷۲DLCRD_{۲} + ۰/۲۴۶DLEX_{۱}$$

(۰/۵۱۹) (-۱/۹۱۷) (-۱/۷۵۹) (۲/۶۸۶) (۳/۱۸۰)

$$R^{۲} = ۰/۴۷ \qquad \bar{R}^{۲} = ۰/۳۹$$

DLM = تغییرات لگاریتم ارزش واردات به قیمت ثابت

$DLPM_{۱}$ = تغییرات لگاریتم قیمت‌های نسبی با وقفه

$DLCRD_{۲}$ = تغییرات لگاریتم ذخایر بین‌المللی با وقفه

$DLEX_{۱}$ = تغییرات لگاریتم دریافتی‌های ارزی با وقفه

$UMS_{۱}$ = جمله پسماند معادله (همگرایی) با یک وقفه زمانی

در مدل تصحیح خطا، تعداد وقفه‌ها بوسیله آماره **ا مشخص** گردیده است و ضریب معنی‌دار $UMS_{۱}$ نشان

۳۰. برای کسب اطلاعات بیشتر به مأخذ شماره ۲ مراجعه کنید.

31. Normalizing

32. Likelihood Ratio Test

۳۳. این مدل براساس قضیه نمایندگی انگل ـ گرنجر Engle-Granger Representation Theorem برآورد می‌شود.

می‌دهد که عدم تعادل از هر دوره به دوره بعد به اندازه ۰/۳۹۳ تعدیل می‌شود[۳۴]

۴. جمع‌بندی

بررسی تابع تقاضای واردات ایران با استفاده از روش همگرایی، مناسب‌ترین رابطه بلندمدت را میان متغیرهای قیمت‌های نسبی، ذخایر بین‌المللی و دریافتی‌های ارزی نشان می‌دهد. نتایج حاصل از بررسی حاضر نشان می‌دهد که میان متغیرهای یاد شده قیمت نسبی بیشترین کشش بلندمدت (۱/۹۲- در روش OLS و ۱/۶۷- در روش حداکثر درست نمایی) را داراست. در نتیجه، افزایش قیمت‌های نسبی باعث کاهش چشمگیر واردات می‌گردد.

کشش‌های برآورد شده دریافتی‌های ارزی و ذخایر بین‌المللی با وقفه، نشان می‌دهد که ذخایر ارزی و دریافتی‌های ارزی (که به ترتیب از کشش ۰/۳۸ و ۰/۷۸ در روش OLS و ۰/۵۱ و ۰/۷۴ در روش حداکثر درست نمایی برخوردارند) در توضیح تغییرات بلندمدت واردات ایران نقش قابل ملاحظه‌ای ایفا می‌نمایند.

نتایج الگوی تصحیح خطا نشان می‌دهد که ضریب تصحیح خطا به سرعت نسبت به مسیر بلندمدت (تعادل) تعدیل می‌شود، یعنی در حدود ۴۰ درصد از خطا در هر دوره به سمت تعادل تعدیل و تصحیح می‌گردد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۳۴. در این مدل که به صورت تفاضل اول می‌باشد، کلیه متغیرهای مدل ایستا هستند و بنابراین می‌توان از آماره‌های t برای معنی‌دار بودن ضرایب استفاده نمود. نکته جالب اینکه، طبق نظر گرنجر، در صورت معنی‌دار بودن ضریب تصحیح خطای UMS$_{t-1}$ می‌توان ادعا کرد که متغیرهای مستقل، متغیر وابسته را سبب شده‌اند (یعنی به‌وسیله جمله تصحیح خطا می‌توان علیت گرنجر Granger Causality را آزمون کرد). البته، طبق نظر گرنجر، این آزمون را می‌توان از طریق آزمون مشترک مخالف صفر بودن ضرایب تفاضل‌های اول، از طریق آماره F نیز انجام داد که هریک از این موارد برای اثبات علیت کافی است.

پیوست ۱. آزمون ایستایی با استفاده از تابع خود همبستگی

این آزمون، به‌وسیله آماره باکس ـ پایرس (Q) و لجانگ ـ باکس (LB) مخالف صفر بودن توأم ضرایب خود همبستگی وقفه‌های یک سری زمانی را آزمون می‌کند وبه‌صورت زیر به‌دست داده می‌شود:

$$Q = n \sum_{k=1}^{m} \rho^2 \sim \chi^2_m$$

$$LB = n(n+2) \sum_{k=1}^{n} \left(\frac{\rho^2}{n-k}\right) \sim \chi^2_m$$

Q و LB دارای توزیع کای ـ دو (χ^2) با m درجه آزادی، n تعداد مشاهدات و k تعداد وقفه است و ρ_k ضرایب تابع خود همبستگی با k وقفه می‌باشد.

جدول ۱ ـ آزمون ایستایی تابع خود همبستگی، باکس ـ پایرس و لجانگ ـ باکس

متغیر	آماره باکس ـ پایرس در سطح داده‌ها	آماره باکس ـ پایرس تفاضل اول داده‌ها	آماره لجانگ ـ باکس در سطح داده‌ها	آماره لجانگ ـ باکس تفاضل اول داده‌ها
LM	۷۴/۹۹	۱۹/۹۵	۸۶/۹۷	۲۶/۱۶
LPM	۱۲۱/۰۸	۷/۷۲	۱۴۲/۷۱	۱۱/۰۵
LCRD	۹۳/۶۲	۱۱/۳۶	۱۱/۲۹	۱۴
LEX	۷۸/۲۲	۷/۴۰	۱۰۰/۹۱	۹/۲۵
LGDP	۸۰/۸۴	۱۵/۶۷	۹۳/۵۷	۱۸/۵۵

آماره کای دو (χ^2) در سطح ۵ درصد و ۲/۵ درصد به‌ترتیب ۱۹/۶۷ و ۲۱/۹۲ می‌باشد.

پیوست ۲. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر و دیکی فولر فزوده

آزمون دیکی فولر به‌صورتهای زیر و با فرضیه $\rho = ۱$ (یا $\delta = ۰$ که در آن $\delta = \rho - ۱$ است) در مقابل $\rho \neq ۱$ انجام می‌پذیرد:

$$Y_t = \rho Y_{t-۱} + V_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-۱} + V_t$$

$$\Delta Y_t = \beta_۱ + \delta Y_{t-۱} + V_t$$

$$\Delta Y_t = \beta_۱ + \beta_۲ t + \delta Y_{t-۱} + V_t$$

$$\Delta Y_t = \beta_۱ + \beta_۲ t + \delta Y_{t-۱} + \sum_{k=۱}^{m} \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

جدول ۲ ـ آزمون ریشه واحد: سطح داده‌ها

متغیر	آماره ADF	مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح ۱۰ درصد	مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح ۵ درصد
LM [۲]*	-۱/۹۷۴۵	-۲/۶۱۶۴	-۲/۹۵۵۸
LPM [۲]	-۱/۲۲۴۵	-۲/۶۲	-۲/۹۶۲۷
$LCRD_۱$ [۲]	-۰/۸۲۴۶	-۱/۶۲۱۸	-۱/۹۵۳
LEX [۲]	-۲/۲۱۴۳	-۲/۶۱۸۱	-۲/۹۵۹۱
LGDP [۸]	-۲/۳۲۲۹	-۲۶۱۸۱	-۲/۹۵۹۱

* اعداد داخل کروشه‌ها معرف تعداد وقفه‌ها می‌باشند.

جدول ۳ ـ آزمون ریشه واحد: تفاضل اول داده‌ها

متغیر	آماره ADF	مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح ۱۰ درصد	مقادیر بحرانی مک‌کینون در سطح ۵ درصد
DLM |۲|*	-۳/۹۳۴۷	-۳/۲۱۶۹	-۳/۵۶۷
DLPM	-۴/۶۸۴۴	-۱/۶۲۱۶	-۱/۹۵۲۶
$DLCRD_1$ |۱|	۲/۲۵۱۹	-۱/۶۲۱۸	-۱/۹۵۳
DLEX	-۳/۹۱۲۸	-۱/۶۲۱۶	-۱/۹۵۲۶
DLGDP	-۲/۵۰۴۶	-۱/۶۲۱۶	-۱/۹۵۲۶

* اعداد داخل کروشه‌ها معرف تعداد وقفه‌ها می‌باشند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست ۳. نتایج آزمون ریشه واحد پرون

این آزمون مطابق با مدل پرون شامل دو متغیر مجازی بوده و به‌صورت زیر آزمون می‌گردد:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 DU + \alpha_3 DU_1 + \rho Y_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$DU = 1$ خواهد بود اگر $t > T_B$ باشد، در غیر اینصورت مساوی صفر است.

$DU_1 = 1$ خواهد بود اگر $t = T_{B+1}$ باشد، در غیر اینصورت مساوی صفر است.

T_B زمان شکستگی در سری زمانی می‌باشد.

در این آزمون، فرض صفر، وجود ریشه واحد با شکستگی در یک زمان در مقابل فرض ایستایی و روند معین است.

جدول ۴ - ریشه واحد پرون

متغیر	آماره پرون در سطح داده‌ها	آماره پرون تفاضل اول داده‌ها
$LCRD_1$	۰/۳۴۶۷۹۳	-۱۴/۷۴۵۲
LPM	-۲/۷۴۳۲	-۱۱/۳۳۹۲
LM	-۱/۰۹۱۶۹	-۱۴//۹۶۷۴
LEX	-۳/۱۵۲۸	-۱۴/۸۹۳۸
LGDP	-۱/۶۳۲۷	-۱۴/۴۳۸۰۶

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقادیر بحرانی آزمون پرون در سطح ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۳/۷۶- و ۳/۴۶- می‌باشند. نسبت حجم نمونه قبل از شکستگی به حجم کل نمونه تقریباً ۰/۵ می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست ۵. آزمونهای همگرایی چندگانه با استفاده از روش حداکثر درستنمایی جوهانسن

جدول ۷ ـ نتایج آزمون همگرایی جوهانسن : آزمون اثر

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون اثر	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	مقدار بحرانی ۹۰ درصد
r = ۰	r > = ۱	۵۹/۷۲۹۸	۵۳/۱۱۶۰	۴۹/۶۴۸
r < = ۱	r > = ۲	۳۲/۲۱۹۰	۳۴/۹۱	۳۲/۰۰۳
r = < = ۲	r > = ۳	۱۶/۴۳۸۲	۱۹/۹۶۴۰	۱۷/۸۵۲۰
r < = ۳	r > = ۴	۵/۴۲۳۹	۹/۲۴۳۰	۷/۵۲۵۰

جدول ۸ ـ آزمون همگرایی جوهانسن : آزمون بیشترین (حداکثر) مقدار ویژه

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	آماره آزمون اثر	مقدار بحرانی ۹۵ درصد	مقدار بحرانی ۹۰ درصد
r = ۰	r = ۱	۲۶/۴۳۰۸	۲۸/۱۳۸۰	۲۵/۵۵۹
r < = ۱	r = ۲	۱۶/۸۶۰۸	۲۲/۰۰۲	۱۹/۷۶۶
r < = ۲	r = ۳	۱۱/۰۱۴۳	۱۵/۶۷۲۰	۱۳/۷۵۲
r < = ۳	r = ۴	۵/۴۲۲۹	۹/۲۴۳	۷/۵۲۵

جدول ۹ ـ بردارهمگرایی و نرمال شده آن: روش جوهانسن

متغیر	LM	LPM	$LCRD_1$	LEX	عرض از مبدأ
بردار همگرایی	-۰/۷۴۱۱۳	-۱/۲۳۶۸	۰/۳۷۹۷۵	۰/۵۵۲۶۱	۰/۵۱۲۰۱
بردار نرمال شده	-۱	-۱/۶۶۸۸	۰/۵۱۲۳۹	۰/۷۴۵۶۴	۰/۶۹۰۸۶

جدول ۱۰ ـ بردارهای همگراسازنده : روشهال OLS (انگل و گرنجر) و ML (جوهانسن)

متغیر	LM	LPM	$LCRD_1$	LEX	عرض از مبدأ
روش OLS	-۱	-۱/۹۱۸۷	۰/۳۷۶۰۸	۰/۷۷۷۶	ـــ
روش ML جوهانسن	-۱	-۱/۶۶۸۸	۰/۵۱۲۳۹	۰/۷۴۵۶۴	۰/۶۹۰۸۶

منابع

۱. بانک مرکزی ج.ا.ا. **گزارش اقتصادی و ترازنامه**، سالهای مختلف.

۲. سازمان برنامه و بودجه، **مجموعه اطلاعات** (سری زمانی آمار حسابهای ملی، پولی و مالی)،دفتر اقتصاد کلان

3. Bahmani-Oskooee, Mohsen, and Alse. d. "Short-Run Versus Long-Run Effect of Devaluation: Error-Correction Modeling and Cointegration," Estren Economic Journal. Vol. 20. 1994.

4. Engle R.I. and Granger. C.W.J. "Long-Run Economic Relationships Reading in Cointegration." Oxford University press, 1991.

5. Engle, Robert, and Granger. "Co-Integration and Error-Correction Representation, Estimation, and Testing". Econometrica. March 1984. 251-276.

6. Gujarati, Damodar, N. "Basic Econometrics." McGrawhill 1995.

7. Goldstein, Morris and Khan. M.,S. "Large Versus Small Change and the Demand for Imports". IMF staff paper 1974. No 8.

8. Howthakker. H.S. and Magee. Stephan. "Income and price Elasticities in World Trade." The Review of Economics and statistics. No. 2. 1969.

9. Hemphill, William, L. "The Effect of Foreign Exchange Receipts on Imports of less Developed Countries". International Monetary Fund staff papers. 1974.

10. Johansen, Soren, and Juselius, Katrina, "Maximum Liklihood Estimation and Inference on Cointegration with Application of the Demand for Money" Oxford Bulletin of Economics and Statistics 1990, 169-210.

11 Khan, Mohsen. "Import and Export Demand in Developing Countries". IMF Staff paper Vol. XXI. No. 3. 1974.

12. Moran, Cristian. "Imports Under a Foreign Exchange Constraint," the World Bank

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی