Archive of SID

فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال هشتم/ شماره 28/ پاییز 1385/ صفحات 15-37

تأثیر آزادسازی تجاری بر الگوی تخصیص واردات کشور

دکتر همایون رنجبر*
دکتر سید کمیل طیبی**
دکتر رحمان خوش اخلاق**

تاریخ ارسال: 1384/8/18 تاریخ پذیرش: 1385/5/15

چکیده

مراحل عضویت ایران در سازمان تجارت جهانی (WTO) نه تنها مستلزم آزادسازی تجاری بخش خارجی کشور از طریق اعمال سیاستهای کاهش تعرفه خواهد بود، بلکه باید در جهت حفظ اهداف توسعه اقتصادی کشور صورت پذیرد. لذا این مقاله با انتخاب سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل(AIDS) در شرایط خود رگرسیونی مرتبه اول(AR) نامقید به عنوان الگوی بلندمدت تخصیص واردات کشور از منابع مختلف عرضه‌کننده خارجی همراه با فروشهای داخلی به دنبال کمک به سیاستگذاران در اتخاذ سیاستهای آزادسازی تجاری مناسب و هماهنگ با اهداف توسعه اقتصادی کشور است. برهمین اساس، آزمون فرضیه ثبات ساختاری الگوی فوق، در دامنه داده‌های موجود، منجر به ورود متغیر مجازی عرض از مبدأ برای دوره 1372-1381 می‌گردد که حاکی از خلق تجارت و انحراف تجاری در تقاضای واردات کشور طی این دوره آزادسازی تجاری است. از طرف دیگر، اجرای همین آزمون فرضیه بر روی الگوی نهایی و در اثر ادامه جریان آزادسازی تجاری طی دوره 1382-1386 از طریق اعمال سناریوهای متفاوت کاهش تعرفه مبتنی بر اهداف برنامه چهارم توسعه کشور، بیانگر حفظ ثبات ساختاری تقاضای واردات کشور از دیدگاه تخصیصی است که می‌تواند رهنمودی مبتنی بر امکان استفاده از سیاستهای کاهش تعرفه با سرعت تعدیل به نسبت پرشتاب در بین شرکای تجاری ایران را در پی داشته باشد.

---

* عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی (واحد خوراسگان)
e-mail: hranjbar@khuisf.ac.ir

** اعضای هیأت علمی دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان
e-mail: komail@econ.ui.ac.com
e-mail: rahmankh44@yahoo.com

www.SID.ir

Archive of SID

طبقه بندی JEL: C32, F10

واژگان کلیدی: سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال، الگوی تخصیص واردات، روش حداکثر درستنمایی، الگوهای خطی مجموع- مقید، سازوکار تصحیح خطا(ECM)، آزمون شکست ساختاری، خلق تجارت، انحراف تجاری

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

گسترش سازمان تجارت جهانی (WTO) در پی شتاب به سمت جهانی‌شدن اقتصاد طی دهه‌های اخیر، منجر به افزایش تمایل کشورهای در حال توسعه از جمله ایران برای ورود به این سازمان گردیده است. اما مراحل عضویت ایران در این سازمان که اکنون مورد پذیرش نیز قرار گرفته است، نه تنها مستلزم آزادسازی تجاری در بخش خارجی کشور از طریق اعمال سیاستهای کاهش تعرفه خواهد بود، بلکه این آزادسازی باید در جهت حفظ اهداف توسعه اقتصادی کشور صورت پذیرد. بنابراین با توجه به شرایط سیاسی- بین‌المللی پیش روی‌کشور به نظر می‌رسد این‌گونه سیاستهای آزادسازی تجاری باید به‌گونه‌ای انجام شود که ثبات ساختاری تقاضای بلندمدت واردات‌کشور از منابع مختلف عرضه‌کننده خارجی را در طول دوره آزادسازی به منظور ممانعت از ایجاد هزینه‌های بی‌ثبات حفظ کند. زیرا در این صورت، سهم واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای از طریق ثبات سهم شرکای تجاری کشور حفظ شده و لذا اهداف توسعه اقتصادی و به خصوص برنامه‌ریزی‌های صنعتی‌کردن کشور دچار کمترین آسیب می‌گردد.

این مقاله با استفاده از داده‌ها و الگوی بلندمدت تخصیص واردات کشور از منابع مختلف عرضه‌کننده خارجی همراه با فروشهای داخلی برآورده شده در طیبی و رنجبر(1383) و به منظور کمک به سیاستگذاران اقتصادی در اتخاذ سیاستهای آزادسازی تجاری آینده‌نگر مناسب و هماهنگ با اهداف توسعه اقتصادی کشور، درصدد انجام آزمون فرضیه‌های زیر است:

الف- الگوی بلندمدت تخصیص واردات کشور در دامنه داده‌های موجود دارای ثبات ساختاری است.

ب- واردات کشور از منابع مختلف عرضه‌کننده خارجی همراه با فروشهای داخلی نسبت به مخارج (درآمدکل) تأثیرپذیر است.

ج- واردات کشور از منابع مختلف عرضه‌کننده خارجی همراه با فروشهای داخلی، نسبت به قیمت از منابع مختلف عرضه‌کننده خارجی و فروشهای داخلی تأثیرپذیر است.

د- اجرای سیاستهای کاهش تعرفه در راستای آزادسازی تجاریِ هماهنگ با اهداف برنامه چهارم توسعه کشور، ثبات ساختاری الگوی بلندمدت تخصیص واردات کشور را حفظ می‌کند.

به این ترتیب، در بخش اول اشاره مختصری به چارچوب نظری الگو می‌شود و سپس در بخش دوم آماره‌ای به‌منظور بررسی آزمون ثبات ساختاری الگوی وارداتِ مورد استفاده، معرفی می‌گردد. برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج در بخش سوم ارائه و بررسی می‌شود و در نهایت نتیجه‌گیری کلی و پیشنهاد سیاستی این مطالعه در بخش چهارم دست‌یافتنی است.

1. چارچوب نظری الگو

این مقاله نیز همانند اکثر مطالعات مربوط به تقاضای واردات، بر اساس تفکیک کشورهای منشأ واردات، الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال را به دو علت انتخاب می‌کند: نخست قابل آزمون بودن در مقابل

www.SID.ir

Archive of SID

خصوصیات نظری تابع تقاضا (همگنی و تقارن) و محدودیتهای الگوی تجاری آرمینگتون[1] (فروض هم نسبت و تفکیک‌پذیری بلوکی واردات و فروشهای داخلی، دوم سازگاری با داده‌ها به عنوان مناسب‌ترین الگوی بیان‌کننده رفتار تقاضا انتخاب می‌نماید (آلستون و همکاران،[2] 1990).

بنابراین الگوی تقریب خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده ال[3] (LAIAIDS) معرفی شده توسط دیتون و مالبوئر (Deaton and Muellbauer, 1980) برای شرح روابط تعادلی بلندمدت بین سهم‌های بودجه‌ای واردات از هر یک از منابع عرضه‌کننده خارجی همراه با فروشهای داخلی در عرضه کل برحسب قیمتها و تقاضای واقعی کل به‌صورت زیر در نظر گرفته می شود:

$$\begin{bmatrix} \tilde{W}_{t,1} \\ . \\ . \\ . \\ \tilde{W}_{t,n-1} \\ \tilde{W}_{t,n} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \beta_1 & \gamma_{11} & \cdots & \gamma_{1,n-1} & \gamma_{1n} \\ . & & & & & \\ . & & & & & \\ . & & & & & \\ \alpha_{n-1} & \beta_{n-1} & \gamma_{n,1} & \cdots & \gamma_{n-1,n-1} & \gamma_{n-1,n} \\ \alpha_n & \beta_n & \gamma_{n,1} & \cdots & \gamma_{n,n-1} & \gamma_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ Log(\frac{x_t}{P_t^*}) \\ LogP_{t,1} \\ . \\ . \\ . \\ LogP_{t,n} \end{bmatrix} \quad (1)$$

و یا

$$\tilde{W}_t = \beta Z_t \quad (2)$$

که در آن $\tilde{w}_i$ و p_i به ترتیب سهم تعادلی بلندمدت واردات و شاخص قیمت واردات از منبع عرضه‌کننده خارجی ام i $(i = 1,...,n-1)$، $\tilde{w}_n$ و p_n سهم تعادلی بلندمدت و شاخص قیمت فروشهای داخلی (کالاهای تولید و مصرف شده در داخل) در عرضه کل، x تقاضای کل (مساوی فرض شده با عرضه کل طبق شرط تعادل)، و $LogP_t^* = \sum_i w_{it} LogP_{it}$ (شاخص قیمت استون[4] قرار گرفته به جای شاخص قیمت ترانسلوگ[5]) است. این الگو در عمل با محدودیتهای زیر مواجه است:

محدودیت جمع‌پذیری: $\sum_{i=1}^{n} \alpha_i = 1$, $\sum_{i=1}^{n} \gamma_{ij} = 0$, $\sum_{i=1}^{n} \beta_i = 0$

1- Armington Trade Model
2- Alston and et all
3- Linear Approximation of AIDS
4- Stone Price Index
5- Translog Price Index

www.SID.ir

Archive of SID

محدودیت همگنی: $\sum_j \gamma_{ij} = ۰$

محدودیت تقارن اسلاتسکی: $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$

اما از آنجا که امکان دارد مقادیر مشاهده شده سهم‌ها، نه تنها در اثر اختلالات تصادفی، بلکه به لحاظ وجود تأخیرات اطلاعاتی و عکس‌العملی[1] در تعدیل سهم‌ها نسبت به تغییرات در تقاضای واقعی کل و قیمتها از مقادیر تعیین‌شونده آنها توسط روابط تعادلی بلندمدت انحراف داشته باشند، بنابراین برای تهیه توضیح مناسبی از داده‌ها لازم است مجموعه روابط تعادلی بلندمدت، با یک تشخیص صحیح پویایی تشریح‌کننده فرایند تعدیل، به سمت تعادل تکمیل شود. برای این منظور سازوکار تصحیح خطای مرتبه اول[2] (ECM) ارائه شده توسط دیویدسون و همکاران (Davidson and et al, 1978) به صورت زیر به کار گرفته می‌شود:

$$W_t - W_{t-۱} = \zeta\left(\tilde{W}_t - \tilde{W}_{t-۱}\right) + \psi\left(\tilde{W}_{t-۱} - W_{t-۱}\right) + e_t \qquad (3)$$

به گونه‌ای که در آن، W_t بردار سهم‌های بودجه واقعی در عرضه کل، e_t بردارخطاها، و ζ و ψ به ترتیب پارامترهای تأخیری اطلاعاتی و عکس‌العملی هستند.[3]

به هر حال در نظرگرفتن فرض معمولی توزیع نرمال با میانگین صفر و ماتریس واریانس- کواریانس همزمان $\sum_n^e$ در طول زمان برای بردار اجزای خطا (e_t) منجر به ایجاد محدودیت اضافی $\left(\sum_{i=۱}^{n} e_{t,i} = ۰\right)$، ودرنتیجه منفردشدن $\sum_n^e$ خواهد شدکه ناشی‌از وجود محدودیت $\sum_{i=۱}^{n} w_i = ۱$ است و برآورد الگو را با مشکل روبرو می‌سازد. اما بارتن[4] (1969) نشان داد که این مشکل را می‌توان از طریق حذف اختیاری معادله یک سهم و برآورد $n-۱$ معادله سهم باقی مانده برطرف کرد.

اکنون به پیروی از دی بوئر و همکاران (de Boer and et al, 2000) می‌توان چهار نوع تشخیص صحیح ایستا (STAT با فرض $\zeta = \psi = ۱$)، خودرگرسیونی مرتبه اول (AR با فرض $\psi \neq ۱$ و $\zeta = ۱$)، تعدیل جزئی (PA با فرض $\zeta = \psi \neq ۱$) ، و تصحیح خطای مرتبه اول (ECM با فرض $\zeta \neq \psi \neq ۱$) را برای دستگاه معادلات ماتریسی(3) در نظر گرفت.

1- Information and Reactional Delays 2- (First Order) Error Correction Mechanism

3- در نظر گرفتن پارامترهای تأخیری به صورت اسکالرهای مجزا با فرض تعدیل یکسان برای دستگاه معادلات و به دلیل وجود محدودیت برآورد صورت گرفته است.

4-Barten

www.SID.ir

Archive of SID

همچنین برای کشش مخارج بلندمدت η_i و کششهای قیمتی جبران‌نشده بلندمدت ε_{ij} به دلیل ثبات مقدار تعادلی بلندمدت هر یک از سهم‌های بودجه‌ای، می‌توان به روابط زیر اشاره کرد[1]:

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{\bar{w}_i} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{\bar{w}_i} - \beta_i\left(\frac{\bar{w}_j}{\bar{w}_i}\right) \quad (i, j = 1, \ldots, n) \quad (5)$$

که در آن برای $i = j$ $\delta_{ij} = 1$ و برای $i \neq j$ $\delta_{ij} = 0$ است.

3. آماره آزمون ثبات ساختاری الگوی تقاضای تخصیص واردات

هرگاه فرایند پویاییAIDS برای سهم‌های بودجه تقاضای واردات از هر یک از منابع عرضه‌کننده خارجی (یعنی n-1 معادله اول) به صورت دستگاه معادلات(3) در حالت خودرگرسیونی مرتبه اول (یعنی $\psi \neq 1$ و $\zeta = 1$) درنظر گرفته شود به طوری که در آن $e_t \sim IN(0, \sum_{n-1}^{e})$ است؛ پس برای m دوره پیش بینی، $(T+1, T+2, \ldots, T+m)$ داریم:

$$W_{T+i} - (1-\psi)W_{T+(i-1)} = \beta Z_{T+i} - (1-\psi)\beta Z_{T+(i-1)} + e_{T+i} \quad (i = 1, \ldots, m) \quad (6)$$

و یا

$$J^{-1}W = TZ + e \quad (7)$$

به گونه‌ای که درآن داریم:

$W = \left[W'_{T+m}, W'_{T+m-1}, \ldots, W'_{T+1}\right]'$ ، $Z = \left[Z'_{T+m}, Z'_{T+m-1}, \ldots, Z'_{T}, W'_{T}\right]$ ، T و J^{-1} ماتریسهای مناسب با عناصری متشکل از ماتریس پارامترهای الگویی β و پارامتر تأخیری ψ هستند.

اکنون برای دستیابی به آماره آزمون ثبات ساختاری از رابطه فوق می‌توان دو حالت گذشته‌نگر[2] (بر مبنای داده‌های واقعیت یافته برای دوره پیش بینی) و آینده‌نگر[3] (بر مبنای داده‌های واقعیت نیافته برای دوره پیش‌بینی) را در نظر گرفت.

1- برای اطلاع از مطالعات خارجی و داخلی صورت گرفته در این زمینه و توضیح بیشتر در مورد چارچوب نظری الگو، به طیبی و رنجبر (1383) و یا رنجبر (1383) مراجعه شود.

2-Ex-post 3-Ex-ante

www.SID.ir

Archive of SID

از آنجا که در حالت آینده‌نگر، مقادیر واقعی داده‌ها اعم از سهم‌های بودجه‌ای($\boldsymbol{W}$) و متغیرهای توضیحی موجود در ماتریس $\boldsymbol{Z}$ برای دوره پیش‌بینی، در دسترس نمی‌باشند؛ لذا باید، آنها را به شیوه‌هایی همچون تشخیص روند زمانی داده‌ها با استفاده از سیاستها و اهداف توسعه‌ای و یا پیش‌بینی آنها از روشهای رگرسیونی برآورد کرد. همچنین می‌توان در محاسبه بردار پیش‌بینی سهم‌های بودجه‌ای برای جامعه ($\boldsymbol{W}^{*}$) و برای نمونه ($\boldsymbol{W}^{p}$) از مقادیر پیش‌بینی برآوردی متغیرهایی توضیحی موجود در ماتریس Z استفاده کرد. لذا فرض می‌کنیم:

$$W = \tilde{W} + \eta \quad \text{به طوری که} \quad \eta \sim N\left[0, (I_m \otimes \sum\nolimits_{n-1}^{\eta})\right]$$
$$Z = \tilde{Z} + \varepsilon \quad \text{به طوری که} \quad \varepsilon \sim N\left[0, (I_m \otimes \sum\nolimits_{n-1}^{\varepsilon})\right] \qquad (8)$$

که در آن، $\tilde{\boldsymbol{W}}$ بردار مقادیر برآوردی سهم‌های بودجه واقعی، $\tilde{\boldsymbol{Z}}$ ماتریس مقادیر برآوردی متغیرهای مستقل واقعی برای دوره پیش‌بینی، و η و ε به ترتیب بردار خطاهای پیش‌بینی برآوردی W و Z هستند.

هرگاه مقادیر W و Z از روابط فوق در معادله(7) جایگزین شود و سپس نتیجه در ماتریس J ضرب گردد، داریم:

$$\tilde{W} = (JT)\tilde{Z} + \left[JT\varepsilon + Je - \eta\right] = (JT)\tilde{Z} + \delta \qquad (9)$$

اکنون به پیروی از دی بوئر و همکاران(2000) رابطه (10) به صورت زیر فرض می‌گردد:

$$\tilde{Y}_{T+i} = \tilde{Z}_{T+i} - (1-\psi)^{i} Z_T \qquad (10)$$

به طوری که برای تعیین بردار سهم‌های بودجه واقعی زمان $T+i$ $(i = 1,\ldots,m)$ با استفاده از رابطه (9) و رابطه مفروض(10) داریم:

$$\tilde{W}_{T+i} = \beta\tilde{Y}_{T+i} + (1-\psi)^{i} W_T + \delta_{T+i} \qquad (11)$$

که با استفاده از عملگر برداری کردن[1] برای ماتریس β می‌توان معادله(11) را به صورت زیر نوشت:

$$W_{T+i} = \left[Y'_{T+i} \otimes I_{n-1}\right] Vec\,\beta + (1-\psi)^{i} W_T + \delta_{T+i} \qquad i = 1,\ldots,m \qquad (12)$$

1- Vec- operation

www.SID.ir

Archive of SID

بنابراین برای بردار سهم‌های بودجه واقعی m دوره پیش‌بینی در شکل علائم ماتریسی داریم:

$$\tilde{W} = \tilde{Y} Vec\,\beta + K W_T + \delta = \tilde{W}^* + \delta \qquad (13)$$

به گونه‌ای که در آن:

$$\tilde{Y} = \begin{bmatrix} \tilde{Y}'_{T+m} \otimes I_{n-1} \\ . \\ . \\ . \\ \tilde{Y}'_{T+1} \otimes I_{n-1} \end{bmatrix} \quad \text{و} \quad K = \begin{bmatrix} (1-\psi)^m I_{n-1} \\ . \\ . \\ . \\ (1-\psi) I_{n-1} \end{bmatrix}$$

و همچنین به دلیل توزیع مستقل ازهم η, ε و e موجود در δ داریم:

$$\delta \sim N\left\{0, J\left[T\,(I_m \otimes \sum\nolimits_{n-1}^{\varepsilon})T' + (I_m \otimes \sum\nolimits_{n-1}^{e})\right]J' + (I_m \otimes \sum\nolimits_{n-1}^{\eta})\right\} \qquad (14)$$

بنابراین با فرض $\tilde{W}^{P'} = \left[\tilde{W}^{P'}_{T+m}, \ldots, \tilde{W}^{P'}_{T+1}\right]$ به‌عنوان بردار برآوردی پیش‌بینی سهم‌های بودجه‌ای در دوره $T+1, \ldots, T+m$ از معادله (13) می‌توان نتیجه گرفت:

$$\tilde{W}^P = \hat{\tilde{Y}} Vec\,\hat{\beta} + \hat{K} W_T \qquad (15)$$

که در آن، علامت‌گوشه(^) بر روی $\tilde{\boldsymbol{Y}}$، $Vec\,\beta$ و K بیانگر جایگزینی مقادیر برآوردی پارامترهای تخمینی موجود در آنها از روش حداکثر درستنمایی است. به هر حال از معادلات(13) و (15)، بردار برآوردی خطای پیش بینی $\left(\tilde{W} - \tilde{W}^P\right)$ به صورت زیر مفروض خواهد بود:

$$\tilde{W} - \tilde{W}^P = \tilde{W}^* - \tilde{W}^P + \delta \qquad (16)$$

لذا هر گاه بردار پارامترهای θ و بردار برآوردهای حداکثر درستنمایی $\hat{\theta}$ به صورت زیر تعریف شوند:

$$\theta = \begin{bmatrix} Vec\,\beta \\ \psi \end{bmatrix} \quad \text{و} \quad \hat{\theta} = \begin{bmatrix} Vec\,\hat{\beta} \\ \hat{\psi} \end{bmatrix} \qquad (17)$$

www.SID.ir

Archive of SID

برای‌استخراج توزیع بردارخطاهای پیش‌بینی می‌توان بیان‌کردکه هرگاه T به سمت بی‌نهایت میل‌کند، توزیع حدی $\sqrt{T}\left(\hat{\theta}-\theta\right)$ ، توزیعی به طور مجانب نرمال با میانگین صفر و واریانس V خواهد بود. یعنی:

$$\sqrt{T}\,(\hat{\theta}-\theta)\sim N\left\{\cdot,V\right\} \quad \text{به طوری که} \quad V=\underset{T\to\infty}{Lim}\;T\left[I(\theta)\right]^{-1} \tag{18}$$

که در آن، $I(\theta)$ ماتریس اطلاعات[1] نسبت به θ است.

از طرف دیگر چون $\tilde{W}^{*}$ در طرف راست رابطه(13) یک تابع مشتق‌پذیر نسبت به θ است، از رابطه (18) (طبق قضیه 4-7، صفحه186، هامیلتون[2] (1994)) می‌توان نتیجه گرفت که هر گاه T به سمت بی‌نهایت میل کند، برای توزیع حدی $\sqrt{T}\left(W^{*}-W^{P}\right)$ خواهیم داشت:

$$\sqrt{T}\,(\tilde{W}^{*}-\tilde{W}^{P})\sim N\left\{\cdot,\tilde{H}V\tilde{H}'\right\} \tag{19}$$

که در آن $\tilde{H}$ برماتریس مشتقات مرتبه اول $\tilde{W}^{*}$ نسبت به θ' اشاره دارد و به صورت زیر تعیین می‌گردد:

$$\tilde{H}=\left[\tilde{H}_{1}:\tilde{H}_{2}\right]$$

که در آن، $\tilde{H}_{1}=\dfrac{\partial\tilde{W}^{*}}{\partial Vec\,\beta}=\tilde{\boldsymbol{Y}}$ و $\tilde{H}_{2}=\dfrac{\partial\tilde{W}^{*}}{\partial\psi}=\left[\dfrac{\partial\tilde{Y}}{\partial\psi}\right]Vec\,\beta+\left[\dfrac{\partial K}{\partial\psi}\right]$ است.

بنابراین از رابطه (19) نتیجه می‌گیریم که توزیع ($\tilde{W}^{*}-\tilde{W}^{P}$) برای T به اندازه کافی بزرگ، می‌تواند به صورت زیر تقریب زده شود.

$$\tilde{W}^{*}-\tilde{W}^{P}\approx N\left\{\cdot,\tilde{H}\left[I(\theta)\right]^{-1}\tilde{H}'\right\} \tag{20}$$

چون عناصر($\tilde{W}^{*}-\tilde{W}^{P}$) و δ موجود در رابطه(16) به طور مستقل از هم توزیع شده‌اند، از روابط(16) و (20) امکان دارد توزیع تقریبی بردار برآوردی خطاهای پیش بینی $\left(\tilde{W}-\tilde{W}^{P}\right)$ به‌صورت زیر به دست آید:

1- Information Matrix 2- Hamilton

www.SID.ir

Archive of SID

(21)

$$\tilde{W} - \tilde{W}^{P} \approx N\left\{ \cdot, \hat{\tilde{H}}\left[I(\hat{\theta})\right]^{-1}\tilde{H}' + \hat{J}\begin{bmatrix}\hat{T}\left(I_m \otimes \hat{\sum}_{n-1}^{\varepsilon}\right)\hat{T}' \\ +\left(I_m \otimes \hat{\sum}_{n-1}^{e}\right)\end{bmatrix}\hat{J}' + \left(I_m \otimes \hat{\sum}_{n-1}^{\eta}\right)\right\}$$

که در آن علامت گوشه(^) بـر روی متغیرهـای $\tilde{H}$، θ، J ، T و $\sum_{n-1}^{e}$ اشـاره بـر جـایگزینی برآوردهای حداکثر درستنمایی به جـای تمـامی پارامترهـای ناشـناخته موجـود در ایـن متغیرهـا و بـر روی $\sum_{n-1}^{\varepsilon}$ و $\sum_{n-1}^{\eta}$ اشاره به جایگزین‌کـردن مقـادیر بـرآوردی عناصـر موجـود در آنهـا از روش برآوردی به کار گرفته شده دارد.

اکنون تحت فرضیه صفر مبتنی بر ثبات ساختاری و یا فقدان شکست ساختاری الگو، آماره آزمون زیر به طور تقریبی برای حجم نمونـه T بـه انـدازه کـافی بـزرگ، منطبـق بـر توزیـع کـای- دو بـا درجـه آزادی $m(n-1)$ توزیع می‌گردد.

$$Q = (\tilde{W} - \tilde{W}^{P})'\left\{\begin{array}{l}\hat{\tilde{H}}\left[I(\hat{\theta})\right]^{-1}\hat{\tilde{H}}' + \\ \hat{J}\left[\hat{T}\left(I_m \otimes \hat{\sum}_{n-1}^{\varepsilon}\right)\hat{T}' + \left(I_m \otimes \hat{\sum}_{n-1}^{e}\right)\right]\hat{J}' \\ +\left(I_m \otimes \hat{\Sigma}_{n-1}^{\eta}\right)\end{array}\right\}^{-1}\left(\tilde{W} - \tilde{W}^{p}\right) \quad (22)$$

لذا فرضیه مقابل، به لحاظ آماری هنگامی صحت دارد که مقـدار محاسـبه‌شـده آمـاره فـوق از مقـدار بحرانی جدول آماره کای- دو با درجه آزادی مربوط بزرگ‌تر باشد.

همچنین این آماره برای حالت گذشته‌نگر به دلیل برآوردی نبودن (واقعیت یافته بودن) داده‌های دوره زمانی پیش‌بینی (یعنی $\eta = \varepsilon = \cdot$ و لذا $\sum_{n-1}^{\eta} = \sum_{n-1}^{\varepsilon} = \cdot$) به صورت زیر تعدیل خواهـد شد.

$$Q_1 = (W - W^{P})'\left\{\hat{H}\left[I(\hat{\theta})\right]^{-1}\hat{H}' + \hat{J}(I_m \otimes \sum_{n-1}^{e})\hat{J}'\right\}^{-1}(W - W^{P}) \quad (23)$$

که در آن، Q_1 نیز دارای توزیع کای-دو با درجه آزادی فوق است.

www.SID.ir

Archive of SID

4. برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج

4-1. اطلاعات و داده‌های الگو

داده‌های مورد نیاز مربوط به سهم‌های بودجه‌ای در قالب فروشهای داخلی (کالاهای تولید و مصرف شده در داخل) و سه گروه منتخب شامل ده شریک اول و دوم و سایر شرکای تجاری کشور ایران[1]، مخارج کل، درصد متوسط ساده تعرفه شاخصهای قیمت داخلی و هر یک از سه گروه شرکای تجاری از طریق سالنامه آمار بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران و ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری گردیده‌اند. همچنین انجام آزمون فرضیه(د) این مطالعه نیازمند داده‌های دوره پیش‌بینی انتخابی 1382-1386 (دوره تقریباً هماهنگ با برنامه چهارم توسعه اقتصادی کشور) است که البته تا سال 1381 به عنوان آخرین سال سری زمانی که در برآورد رگرسیونی الگو استفاده شده‌اند، تحقق نیافته‌اند. لذا از داده‌های پیش‌بینی‌شده برای سالهای 1382-1386 استفاده می‌گردد که سازوکار دستیابی به آنها در ادامه بحث ارائه می‌شود.

بر همین اساس، پیش‌بینی داده‌های مربوط به متغیرهای اقتصاد داخلی بر مبنای اهداف توسعه اقتصادی کشور برای دوره 1383-1386 با استفاده از داده‌های لایحه برنامه چهارم توسعه اقتصادی-اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران(دی1382) صورت می‌پذیرد. این متغیرها مشتمل بر تقاضای کل به قیمتهای جاری[2](M)، لگاریتم شاخص قیمت داخلی($\log p_n$)، سهم کل واردات[3] ($\sum_{i=1}^{3} W_i$)و سهم فروشهای داخلی ($W_4 = 1 - \sum_{i=1}^{3} W_i$)است که با فرض دستیابی کامل دولت به اهداف توسعه‌ای اعلام شده، به عنوان داده‌های تحقق یافته در نظر گرفته می‌شوند. در ضمن داده‌های مورد نیاز سال 1382 نیز با استفاده از آمارهای مقدماتی ارائه شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران در نشریه نماگرهای اقتصادی (فصول مختلف سالهای 1382 و 1383) تعیین می‌گردد.

از طرف دیگر، پیش‌بینی مقادیر شاخص قیمت واردات از هر یک از منابع مختلف عرضه‌کننده برای دوره زمانی آینده‌نگر با استفاده ازداده‌های دوره زمانی 1338-1386 به طور مجزا از طریق برآورد

1- ده شریک اول و دوم تجاری بر اساس میانگین رتبه شرکای تجاری کشور طی دوره 1369-1381 انتخاب شده‌اند که شامل کشورهای آلمان، فرانسه، انگلستان، بلژیک، ایتالیا، سوئیس، روسیه، ژاپن، امارات متحده عربی و کره جنوبی برای گروه اول و کشورهای هلند، اتریش، اسپانیا، کانادا، استرالیا، آرژانتین، برزیل، چین، هند و ترکیه برای گروه دوم هستند و بقیه کشورهای طرف تجاری ایران در گروه سایر شرکای تجاری جای گرفته‌اند.

2- این متغیر از جمع هزینه‌های مصرفی کل و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به عنوان تقاضای کل به قیمتهای ثابت 1381 و ضرب آن در شاخص قیمت داخلی بر مبنای سال پایه 1381 به دست می‌آید.

3- واردات کل به قیمت جاری با ضرب نسبت کسری پس‌اندازها بر حسب قیمت جاری به دلار امریکا (به عنوان نرخ ارز) در ارزش واردات کل بر حسب دلار حاصل می‌گردد و سپس از طریق نسبت واردات کل به تقاضای کل (هردو به قیمتهای جاری)، سهم واردات کل در تقاضای کل تعیین می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

فرایندهای خودرگرسیونی میانگین متحرک[1] (ARMA) به روش باکس- جنکینز[2] صورت می‌پذیرد. بدین لحاظ، الگوی انتخابی برای هر یک از سه شاخص قیمت نیز براساس حداقل مقدار معیار اطلاعات آکائیکی[3] (AIC) از بین الگوهای برآوردی به روش باکس- جنکینز دست‌یافتنی است که تأمین‌کننده شرایط پایایی[4] و قطری بودن[5] (ناهمبستگی اخلالها) در متغیرهای الگو نیز هست (رنجبر1383).

نتایج برآوردی الگوهای انتخابی اشاره شدهٔ لگاریتم شاخص قیمت واردات (بدون تعرفه) هر یک از سه گروه شرکای تجاری به همراه مقادیر پیش‌بینی شده و واریانس خطای پیش‌بینی آینده‌نگر هر یک برای دوره زمانی 1382-1386 در پیوست(1) گزارش شده است. شاخصهای قیمت پیش‌بینی شده فوق بر مبنای سال پایه 1381 (100=1381) است و به دلیل ثابت‌بودن مقدار تعرفه هر سال، واریانس خطای پیش‌بینی شاخصهای قیمت بدون تعرفه و همراه با تعرفه برابر می‌باشد.

به هر حال بررسی ثبات ساختاری مطرح شده در فرضیه(د) از طریق اجرای سیاستهای آزادسازی تجاری طی سه سناریوی کاهش تعرفه:

الف) مقدار ثابت[به شکل: (درصد کاهش ثابت)-$t_{T+i-1} = t_{T+i}$، tمقدار تعرفه به درصد] در دامنه 1 الی 4 درصد کاهش ثابت سالانه،

ب) درصد ثابت[به شکل: t_{T+i-1} (درصد کاهش ثابت-1)= t_{T+i}] در دامنه 10الی 80 درصد،

ج) درصد فزاینده{به شکل: t_{T+i-1}[درصد کاهش ثابت ثانویه $(i-1)$-درصدکاهش ثابت اولیه-1]= $\{t_{T+i}$

برای 5، 10 و20 درصد کاهش ثابت اولیه سالانه و سپس 5، 10 و15درصد کاهش ثابت ثانویه سالانه صورت می‌پذیرد. همچنین در هر سناریو دو حالت در نظر گرفته می‌شود: نخست حفظ سهم‌های تعادلی بلندمدت شرکای تجاری استخراج‌شده از الگوی نهایی بر پایه سال 1381 در کل واردات برای طول دوره پیش‌بینی[6]

$$[\text{یعنی: } w_{i,T+m} = \frac{\hat{\alpha}_i}{\sum_{i\approx 1}^{3}\hat{\alpha}_i}\left(\sum_{i\approx 1}^{3} w_{i,T+m}\right) \text{ برای } i = 1,2,3]$$

1- Auto Regressive – Moving Average Processes (ARMA)
2- Box - Jenkins
3- Akaike Information Criterion (AIC)
4- Stationarity
5- Diagnostic

6- چون تمامی متغیرهای توضیحی موجود در الگوی برآوردی به صورت شاخصهای با سال پایه1=1381 لحاظ می‌گردند، عرض از مبدأهای برآوردشده مربوط به معادله هر یک از سه گروه شرکای تجاری $(\hat{\alpha}_i)$ به عنوان سهم تعادلی بلندمدت همان گروه بر پایه سال 1381 در نظر گرفته می‌شود.

www.SID.ir

Archive of SID

دوم تغییر سالانه سهم هر یک از سه گروه شرکای تجاری در طول دوره پیش‌بینی منطبق با تغییر متوسط سهم هر یک از آنها در اثر یک درصد کاهش متوسط تعرفه در طول دوره آزادسازی تجاری 1372-1374.[1]

4-2. آزمون فرضیه‌ها و تجزیه و تحلیل نتایج

فرضیه الف تغییر احتمالی رفتار بلندمدت تقاضای واردات کشور را از دیدگاه تخصیصی، در اثر وقوع شرایط خاص اقتصادی طی دوره مشاهده‌شده بررسی می‌کند. آزمون مربوط، از طریق تعیین مقدار آماره ثبات ساختاری (Q) معرفی شده در حالت گذشته‌نگر و با استفاده از الگوی بلندمدت تخصیص واردات از منابع مختلف عرضه‌کننده انجام می‌شود. این آزمون در دو مقطع اجرا می‌شود: ابتدا برای دوره زمانی جنگ تحمیلی عراق علیه ایران (1357-1367) نسبت به دوره زمانی بعد از آن(1368-1381) به عنوان دوره پیش‌بینی و همچنین دوره زمانی قبل از آزادسازی تجاری(1357-1371) نسبت به دوره زمانی بعد از آن(1372-1381)به عنوان دوره پیش‌بینی. نتایج آماری این دو آزمون منجر به مقادیر 1/735 و 99/853 برای آماره Q گذشته‌نگر به ترتیب برای بررسی شکست ساختاری در اثر جنگ تحمیلی و آزادسازی تجاری72-1381 می‌گردد. این نتایج با توجه به مقادیر بحرانی χ^2 با درجات آزادی42 و30 (به ترتیب برابر با22/138و 53/672 در سطح خطای 0/5درصد) بیانگر رد نشدن ثبات ساختاری ضرایب الگوی تخصیص واردات کشور در اثر جنگ تحمیلی در هر سطحی از خطا و رد شدن آن در اثر آزادسازی تجاری در طول دوره 1372-1381 در سطح خطای 0/5 درصد(α=0/005) و حتی کمتر از آن است.

بنابراین برای اصلاح الگوی بلندمدت انتخابی تخصیص واردات کشور(الگوی AR نامقید)و رفع نبود ثبات ساختاری ضرایب آن در اثر آزادسازی تجاری، متغیر مجازی عرض از مبدأ (برای سالهای1372 تا 1378 و نیز1381 برابر صفر و بقیه سالها برابر عدد یک)[2] به الگوی فوق اضافه گردید. نتایج آماری برآورد این الگو از طریق روش حداکثر درستنمایی الگوهای خطی مجموع- مقید بیان شده در مقاله

1- سهم واقعی واردات، از هر یک از سه گروه ده شریک اول، دوم و سایر شرکای تجاری در سال 1381 به ترتیب 60/068، 20/134 و 15/798 درصد کل واردات بوده و در اثر یک درصد کاهش سالانه متوسط تعرفه، سهم ده شریک اول به طور متوسط 1/323 درصد کاهش و سهم ده شریک دوم و سایر شرکای تجاری به طور متوسط به ترتیب 0/139 و 1/184 درصد افزایش یافته است. گفتنی است که این حالت، با فرض حفظ مشابهت رفتاری جامعه در مورد تفسیر سهم‌ها طی دوره آزادسازی1382-1386مشابه با تغییر آنها طی دوره 1372-1374به عنوان دوره حداکثر تغییر ایجادشده در رفتار جامعه در اثر آزادسازی تجاری درنظر گرفته شده است.

2- به خاطر افزایش شدید در متوسط تعرفه واردات طی دو سال 1379و 1380 ،در ساخت متغیر مجازی این دو سال متفاوت از بقیه سالها محسوب گردیده است.

www.SID.ir

Archive of SID

طیبی و رنجبر (1383) در جدول (1) گزارش شده است.[1] کاهش مقدار معیار اطلاعات آکائیکی نرمال‌شده[2] (NAIC) از 18/675- برای الگوی AR نامقید به مقدار 24/802- برای الگوی *AR* نامقید همراه با متغیر مجازی عرض از مبدأ مذکور و معنی‌داری ضرایب این متغیر مجازی، بیانگر بهبود نتایج آماری الگوی انتخابی در اثر ورود این متغیر مجازی به الگو بوده است. لذا الگوی نهایی تقاضای بلندمدت تخصیص واردات کشور از منابع مختلف عرضه‌کننده خارجی (سه گروه شرکای تجاری) همراه با فروشهای داخلی، یک الگوی خود رگرسیونی مرتبه اول نامقید همراه با متغیر مجازی عرض از مبدأ (در شکل مذکور) است. به هر حال الگوی نهایی انتخابی بیانگر وابستگی الگوی تخصیص واردات کشور به قیمتهای داخلی(علاوه بر قیمتهای خارجی)، مخارج واقعی کل همراه با فرایند پویایی خود رگرسیونی مرتبه اول و فقدان وابستگی آن به قیود نظری تقاضا(همگنی و تقارن) است. همچنین نتایج، نشان‌دهنده تأثیرپذیری سهم‌های تعادلی بلندمدت واردات از منابع مختلف عرضه‌کننده خارجی و فروشهای داخلی از جریان آزادسازی تجاری دوره 1372-1381 می‌باشد.

همانطور که جدول(1) نشان می‌دهد، معنی داری بالای پارامتر تأخیری برآوردی حاکی از تأیید سازوکارتشخیص صحیح پویای مورد استفاده در توضیح‌دهی مناسبی از رفتار بلندمدت و مؤثربودن تأخیرات عکس‌العملی در رفتار تقاضای بلندمدت است. تمامی عرض از مبدأهای برآوردی الگوی *AIDS* همراه با ضرایب متغیر مجازی به طور معنی‌داری متفاوت از صفر هستند و به علت درنظرگرفتن کلیه متغیرهای قیمتی و مخارج کل به صورت شاخصهای دارای مقدار واحد در سال پایه 1381 می‌توان تمامی عرض از مبدأها را به عنوان مقادیر تعادلی بلندمدت سهم‌ها در سال پایه1381 تفسیر کرد. کلیه پارامترهای برآوردشده مربوط به مخارج کل به طور معنی‌داری متفاوت از صفر بوده و تنها برای معادله فروشهای داخلی مقدار آن مثبت است[3]. همچنین از بین پارامترهای برآوردی منطبق بر متغیرهای قیمتی نیز طبق آزمون t یک طرفه در سطح خطای 5 و10 درصد به ترتیب تعداد یک و هفت پارامتر(از بین 16پارامتر موجود) به طور معنی‌داری متفاوت از صفر هستند و از بین پارامترهای قیمتی

1- روش برآورد حداکثر درستنمایی الگوهای خطی مجموع-مقید، یک روش برآورد تکراری شبیه به روش برآورد رگرسیونهای به ظاهر نامرتبط است که از ماتریس کواریانس اجزای اخلال در یک شکل انعطاف‌پذیر، معلوم و از پیش تعیین شده به صورت زیر در مراحل برآورد تا حصول همگرایی استفاده می‌کند. بر همین اساس، مقادیر d_iهای گزارش شده در جدول1مربوط به مقادیر برآوردی دور آخر یعنی دور حصول همگرایی است:

$$\sum_n^e = diag\{\delta_n\} - d^{-1}\delta_n\delta_n' \quad \text{با} \quad \delta_n' = [d_1, d_2, ..., d_n] \quad \text{و} \quad d = \sum_{i\approx 1}^{n} d_i$$

2- Normalized Akaike Information Criterion (NAIC)

3- از بین کلیه پارامترهای $\hat{\alpha}_i$، $\hat{\beta}_i$، $\hat{\delta}_i$ و $\hat{\psi}$ و طبق آزمون فرضیه t یک طرفه تنها $\hat{\beta}_1$ و $\hat{\delta}_1$ در سطح اطمینان 90درصد و بقیه در سطح اطمینان 99درصد به طور معنی‌داری مخالف صفر هستند.

www.SID.ir

Archive of SID

خودی تنها پارامتر معادله سایر شرکای تجاری $\left(\hat{\gamma}_{۳۳}\right)$ دارای علامت مورد انتظار نمی‌باشد کـه آن هـم از لحاظ آماری معنی‌دار نیست.

جـدول-1. مقـادیر بـرآوردی پارامترهـای‌الگـوی خودرگرسـیونی مرتبـه اول(AR)نامقیـد همـراه بـا متغیرمجازی*

پارامتر	معادله ده شـریک تجاری اول $i=$ ۱	معادله ده شریک تجاری دوم $i=$ ۲	معادله سایر شرکای تجاری $i=$ ۳	معادله فروشهای داخلی $i=$ ۴
$\hat{\alpha}_i$	0/11767 (4/560)	٪42692 (5/877)	٪33892 (5/691)	0/80574 (32/456)
$\hat{\beta}_i$	-٪69776 (1/561)	-٪28901 -(2/296)	-٪22386 (-2/169)	0/12106 (2/517)
$\hat{\gamma}_{i۱}$	-0/12956 (-0/680)	-٪81815 (-1/526)	-٪60010 (-1/365)	27139 (1/325)
$\hat{\gamma}_{i۲}$	-0/17786 (-1/290)	-٪60522 (-1/559)	-٪30017 (-0/943)	-0/26839 (1/809)
$\hat{\gamma}_{i۳}$	0/14451 (0/534)	0/10771 (1/414)	٪54623 (0/875)	-0/30684 (-1/055)
$\hat{\gamma}_{i۴}$	٪12596 (0/822)	046221 (1/072)	٪050657 (1/433)	-٪22284 (-1/353)
$\hat{\delta}_i$	-٪38976 (-1/623)	-٪20879 (-3/452)	-٪14241 (-2/569)	٪74096 (2/868)
$\hat{\psi}$	0/29297 (4/309)			
$\hat{d}_i$	3/03052e-08	2/597897e-08	1/750851e-08	-3/712921e-08

* δ_i ها پارامترهای مربوط به متغیرهای مجازی می‌باشند و اعداد داخل پرانتز، مقادیر آماره محاسبه شده (ازطریق انحراف‌معیار تصحیح شده) هستند.

مأخذ: محاسبات محققین

آزمون فرضیه‌های(ب) و (ج) این مطالعه از طریق محاسبه کششهای برآوردی مخارج و قیمتی جبران نشده بلندمدت انجام می‌گیـرد. مقـادیر بـرآوردی ایـن کشـشها بـر مبنـای میـانگین سـهم‌هـا در دوره زمانی1357-1381(کل دوره) برای $\tilde{w}_i$ و پارامترهای برآوردی موجود در ماتریس $\hat{\beta}$ همراه با مقـادیر

www.SID.ir

Archive of SID

آماره t تصحیح‌شده در داخل پرانتز در جدول (2) ارائه شده است .نتایج بر منبای آماره t و برای کششهای برآوردی مخارج، بیانگر رد فرضیه صفر تنها برای گروه فروشهای داخلی است .همچنین آزمون فرضیه t یک طرفه در فاصله اطمینان 99/5 درصد، معنی‌داری بزرگ‌تراز یک بودن آن را نیز مورد تأیید قرار می‌دهد که مبین با کشش‌بودن تقاضا برای کالاهای این گروه به عنوان یک کالای مرکب نسبت به مخارج کل خواهد بود.

جدول-2. برآورد کششهای مخارج و قیمتی جبران نشده (بر اساس میانگین سهم‌ها در دوره 1375-1381)*

کششها		گروه ده‌شریک‌تجاری‌اول $i=۱$	گروه ده‌شریک‌تجاری‌دوم $i=۲$	گروه سایرشرکای‌تجاری $i=۳$	گروه فروشهای داخلی $i=۴$
کشش مخارج η_i		0/18082 (0/345)	0/017006 (0/040)	0/10689 (0/210)	1/141229 (20/342)
کششهای قیمتی جبران نشده	گروه ده شریک تجاری اول ε_{i1}	-2/45131 (-1/103)	-2/75383 (-1/513)	-2/10322 (-1/354)	0/19554 (0/856)
	گروه ده شریک تجاری دوم ε_{i2}	-2/01837 (-1/252)	-3/02960 (-2/298)	-1/04084 (0/928)	0/19204 (1/117)
	گروه‌سایرشرکای تجاری ε_{i3}	1/76638 (0/555)	3/82137 (1/474)	0/95718 (0/433)	-0/47902 (-0/432)
	گروه فروشهای داخلی ε_{i4}	0/21766 (1/025)	0/19165 (1/233)	0/20182 (1/310)	-1/14706 (-18/315)

* اعداد داخل پرانتز مقادیر آماره t محاسبه شده می‌باشند.

مأخذ: محاسبات محققین

از طرف دیگر تمامی کششهای قیمتی جبران نشده خودی بلندمدت به جز برای گروه سایر شرکای تجاری با علامت مورد انتظار ظاهر می‌شوند. به هر حال مقادیر برآوردی این کششها تنها برای دو گروه فروشهای داخلی و ده شریک تجاری دوم به طور معنی‌داری متفاوت از صفر می‌باشد به گونه‌ای که طبق آزمون فرضیه یک طرفه، به ترتیب در سطوح اطمینان 99/5 و 97/5 درصد، کوچک‌تراز منفی یک بودن کشش قیمتی خودی برای دو گروه فوق تأیید می‌گردد. اما برای دو گروه دیگر حتی در سطوح پایین اطمینان نیز به طور معنی‌داری متفاوت از منفی یک و صفربودن آن تأیید نمی‌گردد. همچنین از بین کششهای قیمتی جبران‌نشده متقاطع بلندمدت نیز تنها کششهای برآوردی دو گروه ده شریک دوم و

www.SID.ir

Archive of SID

سایر شرکای تجاری نسبت به قیمت گروه ده شریک تجاری اول $\varepsilon_{۲۱}$ و $\varepsilon_{۳۱}$ و کشش برآوردی گروه ده شریک دوم تجاری نسبت به قیمت گروه سایر شرکای تجاری $\varepsilon_{۳۳}$ طبق آزمون فرضیه t یک طرفه در سطح اطمینان 90 درصد به طور معنی‌دار مخالف صفر بوده اما $\varepsilon_{۲۱}$ و $\varepsilon_{۳۱}$ متفاوت از منفی یک و $\varepsilon_{۳۳}$ متفاوت از یک نمی‌باشند.

آزمون فرضیه (د)، با استفاده از داده‌های پیش‌بینی شده برای سه سناریوی کاهش تعرفه مقدار ثابت، درصد ثابت و درصد فزاینده انجام می‌گیرد. نتایج گزارش شده آزمون این فرضیه برای هر یک از دو حالت سه سناریوی فوق در جداول (3) تا (5) بیانگر پذیرش فرضیه صفر در هر یک از دو حالت سناریوهای موجود حتی در سطوح پایینی از معنی‌داری است. این نتیجه حاکی از تأثیرگذارنبودن تمامی سیاستهای آزادسازی تجاری تعریف شده در این سناریوها بر روی ساختار بلندمدت واردات کشور از دیدگاه تخصیصی در شرایط تحقق کامل اهداف اعلام شده در لایحه برنامه چهارم توسعه اقتصادی کشور است.

به هر حال با توجه به مقادیر آماره محاسبه شده آینده‌نگر (Q) وکل تعرفه کاهش یافته در اثر اجرای هر یک از سیاستهای کاهش تعرفه، می‌توان به ترتیب یک سیاست کاهش تعرفه با مقدار ثابت دو درصدی، با درصد ثابت 30 تا 40 درصدی و یا درصد فزاینده با درصد ثابت اولیه 10 و درصد ثابت ثانویه 15 درصدی را به خاطر سرعت بالای انطباق با اقتصاد جهانی و نامحتمل بودن وقوع شکست ساختاری در اثر اجرای هر یک از آنها به عنوان بهترین گزینه انتخاب نمود.

جدول-3.مقادیر آماره آزمون شکست ساختاری آینده‌نگر محاسبه‌شده در سناریوهای کاهش تعرفه مقدار ثابت

کاهش سالانه مقدار ثابت تعرفه(به درصد)		1	2	2/5	3	3/5	4
حالت اول	Q	0/4964	0/4720	0/4616	/46760	0/4659	0/6338
حالت دوم	Q	1/0372	3/5672	5/5267	/01036	4/9614	6/7846
درصد کل کاهش تعرفه در اثر اجرای سیاست		52/63	100	100	100	100	100

مأخذ: محاسبات محققین

www.SID.ir

Archive of SID

www.SID.ir

Archive of SID

جدول-4. مقادیر آماره آزمون شکست ساختاری آینده‌نگر محاسبه شده در سناریوهای کاهش تعرفه درصد ثابت

کاهش سالانه درصد ثابت تعرفه(درصد)		10	20	30	40	50	60	70	80
حالت اول	Q	0/5058	0/4700	0/4528	0/4455	0/4442	0/4466	0/4518	0/4600
حالت دوم	Q	0/7199	1/8711	1/5825	0/1823	6/7626	8/3325	11/3255	11/4851
درصدکل‌کاهش تعرفه دراثر اجرای سیاست		40/95	67/23	83/19	92/23	96/88	98/98	99/76	99/97

مأخذ: محاسبات محققین

جدول-5. مقادیر آماره آزمون شکست ساختاری آینده‌نگر(Q) محاسبه شده در ستاریوهای کاهش تعرفه درصد فزاینده

کاهش سالانه درصد فزاینده تعرفه	درصد ثابت اولیه	5			10			20		
	درصد ثابت ثانویه	5	10	15	5	10	15	5	10	15
حالت اول	Q	0/5085	/49990	0/4998	0/4898	0/4860	0/4877	0/4657	0/4669	0/4705
حالت دوم	Q	1/1254	/19482	3/1765	1/6471	2/5854	2/7863	2/9048	4/8908	4/3555
درصدکل‌کاهش تعرفه در اثر اجرای سیاست		56/40	78/35	91/36	67/87	84/88	94/53	83/62	93/28	98/18

مأخذ: محاسبات محققین

www.SID.ir

Archive of SID

www.SID.ir

Archive of SID

بدین ترتیب، نتایج برآوردی، نه تنها مؤید تأثیر نسبتاً کُند تأخیرهای عکس‌العمل (نسبت به تصمیم‌های اتخاذشده در دوره قبل) در تصحیح رفتار تعادلی بلندمدت تقاضای واردات کشور است، بلکه حاکی از خلق تجارت و انحراف تجاری ناشی از اتخاذ استراتژی آزادسازی تجاری نیز می‌باشد. مقادیر ضرایب برآوردی متغییر مجازی، نشان‌دهنده خلق تجارت به نفع شرکای تجاری و به زیان فروشهای داخلی به میزان 7/410 درصد و انحراف تجاری به مقدار 0/955 درصد کاهش درسهم تعادلی بلندمدت واردات (بر پایه سال1381) از گروه ده شریک تجاری اول و افزایش به مقدار 0/749و0/212درصد به ترتیب در سهم‌های تعادلی بلندمدت واردات از گروههای ده شریک تجاری دوم و سایر شرکای تجاری است[1]. از طرف دیگر انتخاب الگوی خودرگرسیونی مرتبه اول نامقید به عنوان الگوی تشریح‌کننده رفتار بلندمدت واردات کشور به مفهوم رد فرضیه همگنی[یکی از فرضیه‌های مورد بررسی در مقاله طیبی و رنجبر(1383)] است. در این صورت می‌توان بیان داشت که در اثر یک درصد افزایش در مخارج کل و قیمتها، سهم‌های بودجه (w_i برای $i = ۱,...,۴$) هر یک به مقدار $\sum_{j=۱}^{۴} \gamma_{ij}$ تغییر خواهند کرد.

از طرف دیگر، نتایج برآورد، بیانگر کم کشش بودن واردات در هر یک از سه گروه شرکای تجاری و با کشش بودن کالاهای تولید و مصرف‌شده در داخل(گروه فروشهای داخلی) نسبت به مخارج کل و همچنین دال بر کشش‌ناپذیری کالاهای گروه فروشهای داخلی و واردات از گروه ده شریک دوم تجاری نسبت به قیمت خودی است. نتایج برآورد کششهای بلندمدت قیمتی جبران‌نشده متقاطع، گویای مکمل‌بودن کالاهای وارداتی ازگروه ده شریک اول تجاری با دو گروه شرکای تجاری و جانشین بودن کالاهای وارداتی از گروه ده شریک دوم تجاری با گروه سایر شرکای تجاری هستند.

در نهایت، نتایج برآورد آماره آزمون ثبات ساختاری آینده‌نگر حاصل از اجرای سناریوهای متنوع سیاست کاهش تعرفه (مقدار ثابت، درصد ثابت و درصد فزاینده) درهر دو حالت اول و دوم نشان‌دهنده حفظ ثبات ساختاری تقاضای بلندمدت واردات کشور از دیدگاه تخصیصی است. روند مقادیر این آماره در دامنه سیاستهای کاهش تعرفه موجود، در هر یک از سناریوها، تأییدکننده تأثیرپذیرنبودن تقاضای بلندمدت‌کشور در حالت اول و تأثیرپذیری نسبی آن در حالت دوم از سیاستهای آزادسازی تجاری است.[2] همچنین به دلیل کوچکی مقادیر آماره محاسبه‌شده در دامنه هر سه سناریو، می‌توان ادعا کرد که حتی

1- زیرا در صورت فقدان انحراف تجاری، سهم هر یک از سه گروه شرکای تجاری در اثر خلق تجارت باید به مقداری متناسب با سهم تعادلی بلندمدت آنها (برپایه سال 1381) در کل واردات طی دوره قبل از آزادسازی تجاری 1372-1381 افزایش می‌یافت. بر این اساس سهم هر یک از سه گروه ده شریک اول ، دوم و سایر شرکای تجاری در اثر خلق تجارت، می‌بایست به ترتیب به میزان 4/853، 1/345 و 1/212 درصد افزایش یابد، در حالی که سهم هر یک از آنها به اندازهٔ مقدار ضرایب برآوردی متغییر مجازی افزایش یافته است. بنابراین مابه‌التفاوت این دو مقدار، می‌تواند نشان‌دهنده انحراف تجاری ایجاد شده در اثر سیاست آزادسازی تجاری طی دوره 1372-1381 تلقی شود.

2- زیرا مقادیر این آماره درحالت اول هر سه سناریو روندی نوسانی و در حالت دوم روندی فزاینده دارد.

www.SID.ir

Archive of SID

در صورت تغییر سهم‌های بودجه‌ای واردات کشور از منابع مختلف عرضه‌کننده خارجی، در شکلی متفاوت از دو حالت تعریف‌شده، وقوع شکست ساختاری در الگوی تخصیص واردات کشور باز هم به نسبت نامحتمل به نظر می‌رسد.

5. نتیجه‌گیری

در یک جمع‌بندی کلی، حفظ ثبات ساختاری بخش واردات کشور در اثر اجرای هر نوع سیاست کاهش تعرفه را می‌توان منتج از ساختاری بودن تقریبی واردات کشور به دلیل تأثیرپذیری به نسبت کم کالاهای وارداتی از منابع مختلف عرضه‌شده خارجی نسبت به مخارج کل، قیمتهای خودی و همچنین سرعت کند تعدیل رفتار بلند مدت واردات کشور در عکس‌العمل به تصمیم‌های اتخاذشده درکوتاه‌مدت دانست.

به هر حال در صورت تمایل سیاستگذاران به آزادسازی تجاری و با توجه به نتایج سناریوهای تعریف شده می‌توان استفاده از یک سیاست کاهش تعرفه یکنواخت با سرعت بالای تعدیل در بین شرکای تجاری ایران و بدون توجه به نوع آن را پیشنهاد کرد. در ضمن هرگاه اجرای سیاست کاهش تعرفه به شکل غیریکنواخت در بین شرکای تجاری و در جهت حفظ ثبات سهم هر گروه از شرکای تجاری، برابر با نسبت تعادلی بلندمدت آن گروه درکل واردات(با توجه به کششهای قیمتی) صورت پذیرد، احتمال وقوع شکست ساختاری کمتر از حالت یکنواخت خواهد بود.

www.SID.ir

Archive of SID

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (سالهای مختلف). *ترازنامه بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*، تهران.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (1382و1383). *نشریه نماگرهای اقتصادی*، تهران.

رنجبر، همایون. (1383).تأثیر آزادسازی تجاری بر الگوی تخصیص واردات کشور، *پایان‌نامه دکتری علوم اقتصادی*، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان.

طیبی، سید کمیل و رنجبر، همایون. (1383). بررسی ساختار تقاضای واردات کشور: کاربرد الگوی سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل(AIDS) در دوره زمانی 1357-1381، *فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ایران*، شماره 21، صص 1-21.

گمرک جمهوری اسلامی ایران. (سالهای مختلف). *سالنامه آمار بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران*، وزارت بازرگانی، تهران.

سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور. (1382). *لایحه برنامه چهارم توسعه اقتصادی-اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران*، تهران.

Alston, J. M., Carter, A. C, Green, R. and Pick, D. (1990). Whitter Armington Trade Model, ***American Journal of Agricultural Economics***, Vol.. 72 (May), PP .455-467.

Barten, A.P. (1969). Maximum Likelihood Estimation of a Complete System of Demand Equations. ***European Economic Review***, Vol.. 1, PP. 7-73.

Boer, P.M.C. de. And Harkema, R. (1997). A New Approach to Maximum Likelihood Estimation Sum-Constrained Linear Models in Case of Undersized Samples. ***Statistica Neerlandica***, Vol.. 51, PP. 72-89.

Boer, P.M.C. de; Martinez, C. and Harkema, R. (2000). Trade Liberalization and the Allocation over Domestic and Foreign Supplies: a Case Study for Spanish Manufacturing. ***Applied Economics***, Vol. 32, PP. 789-79.

Buse, A. (1994). Evaluating the linear Almost Ideal Demand System. ***American Journal Agricultural Economics***, Vol. 76, PP. 781-793.

Davidson, J. E. H; Hendry, D.F; Srba, F. and Yeo, S. (1978). Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom. ***The Economic Journal***, Vol. 88, PP. 661-692.

Deaton, A. and Muellbauer, J. (1980). An Almost Ideal Demand System. ***The American Economic Review***, Vol. 70, No 3, PP. 312-326.

Green, R. and Alston, J.M (1990). Elasticities in AIDS Models. ***American Journal of Agricultural Economics***, Vol. 72 (May), PP. 442-445.

Hamilton, J.D. (1994). ***Time Series Analysis***. Princeton University Press, New Jersey.

Harvey, A.C. (1990). ***The Econometric Analysis of Time Series***. Second Edition, Philip Allan, Great British.

IMF. Direction of Trade Statistics Year Book (Various Yeares). Washington. USA.

www.SID.ir

Archive of SID

Judge, G.G; Hill, R.C; Griffiths, W.E; Lutkepohl, H; Lee, T.C. (1988). ***Introduction to The Theory and Practice of Econometrics***. Second Edition, John Wiley and Sons, Singapore.

Maddala, G.S. (1992). ***Introduction to Econometrics***. Second Edition, Macmillan Publishing Company, New York.

Oberhofer, W. and Kmenta, J. (1974). A General Procedure for Obtaining Maximum Likelihood Estimation in Generalized Regression Models. ***Econometrica***, Vol. 42. PP. 579-590.

Stewart, J. (1991). ***Econometrics***, Philip Allan, New York.

Winters, A.L. (1984b). British Imports of Manufactures the common Market. ***Oxford Economic Papers***, Vol. 36, PP. 103-118.

www.SID.ir

Archive of SID

پیوست

نتایج آماری الگوهای رگرسیونی ARMA انتخاب‌شده برای پیش‌بینی لگاریتم شاخص قیمت کالاهای وارداتی (بدون تعرفه) از گروه ده شریک اول تجاری ، ده شریک دوم تجاری و سایر شرکای تجاری ایران همـراه با مقادیر پیش‌بینی شده و واریانس خطای پیش بینی هر یک طی دوره 1382-1386 در زیر است:

$$LnP_{1,t} = 0/17381 + 0/96546\, LnP_{1,t-1} + 0/64355\, \varepsilon_{t-1} + 0/24220\, \varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t$$
$$(1/40) \quad (32/39) \quad (4/23) \quad (1/57)$$
$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2} = 0/00428888 \,،\, \bar{R}^{2} = 0/989 \,،\, DW = 2/05 \,،\, F = 1314/25$$

$$LnP_{2,t} = 0/19863 + 0/95918\, LnP_{2,t-1} + 0/71685\, \varepsilon_{t-1} + 0/23576\, \boldsymbol{\varepsilon_{t-2}} + \varepsilon_t$$
$$(1/40) \quad (29/42) \quad (4/63) \quad (1/50)$$
$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2} = 0/00320313 \,،\, \bar{R}^{2} = 0/988 \,،\, DW = 1/988 \,،\, F = 1191/73$$

$$LnP_{3,t} = 0/14320 + 0/97290\, LnP_{3,t-1} + 0/59556\, \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$(1/50) \quad (42/04) \quad (4/79)$$
$$\hat{\sigma}_{\varepsilon}^{2} = 0/00408571 \,،\, \bar{R}^{2} = 0/990 \,،\, DW = 1/781 \,،\, F = 2235/93$$

جدول-1. داده‌های پیش‌بینی‌شده و واریانس خطای پیش‌بینی لگاریتم شاخص قیمت واردات (بـدون تعرفـه) هر یک از سه گروه شرکای تجاری کشور

سال		1382	1383	1384	1385	1386
LnP_1	مقدار پیش‌بینی	4/62342	4/63797	4/65158	4/66473	4/67742
LnP_1	واریانس خطای پیش‌بینی	/0044451850	0/02092644	/0306129490	/0443531130	/0575214710
LnP_2	مقدار پیش‌بینی	4/58590	4/59289	4/60401	4/61469	4/62493
LnP_2	واریانس خطای پیش‌بینی	/0035043210	/0129559990	/0243878940	/0351208320	/0452472110
LnP_3	مقدار پیش‌بینی	4/62574	4/64358	4/66094	4/67783	4/69426
LnP_3	واریانس خطای پیش‌بینی	/0043024960	/0149910020	/0252579130	/0359631670	/0455129090

مأخذ: محاسبات محققین

www.SID.ir