فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران / شماره ۲۱/ زمستان ۱۳۸۳/ صفحات ۲۱-۱

بررسی ساختار تقاضای واردات کشور:
کاربرد الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال (AIDS) [1]
در دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۸۱

دکتر سید کمیل طیبی [*]

همایون رنجبر [**]

تاریخ ارسال: ۱۳۸۳/۵/۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۳/۷/۲۹

چکیده

دولت در سال‌های بعد از انقلاب اسلامی با توجه به اهمیت واردات در فرایند توسعه کشور و به دلیل محدودیت‌های ارزی موجود، اقدام به تحدید واردات و سوق آن به سمت کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای با گرایش به سمت شرکای تجاری خاصی کرده است. اما با تشدید فرایند جهانی شدن و تمایل ورود ایران به سازمان تجارت جهانی(WTO) [2]، به نظر می‌رسد ایجاد تغییراتی منطبق بر نیازهای توسعه‌ای کشور در ساختار واردات کشور از طریق سیاست‌های آزادسازی تجاری جهت پذیرش در این سازمان ضروری باشد. لذا در این مقاله، به عنوان گامی مهم در شناسایی این مسیر دستیابی به الگوی سهم‌های تقاضای بلندمدت واردات کشور از منابع مختلف عرضه‌کننده با استفاده از الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال (AIDS) مد نظر قرار می‌گیرد. بر همین اساس در ابتدا، فرضیه وابستگی تقاضای واردات به قیمت‌های داخلی و به دنبال آن، فرضیه‌های هم نسبتی، همگن و متقارن

---

1. Almost Ideal Demand System (AIDS).

[*] عضو هیئت علمی دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه اصفهان.

e-mail: komaiß8 @yahoo.com

[**] دانشجوی دوره دکترای اقتصاد دانشگاه اصفهان.

e-mail: hranjbar@khuisf.acir

2. World Trade Organization (WTO).

بودن این تقاضا مورد بررسی قرار می‌گیرد. سپس، با به‌کارگیری فرایند تعدیل پویای تصحیح خطای مرتبه اول در الگوی منتج، سهم‌های تعادلی بلندمدت واردات کشور از منابع مختلف عرضه‌کننده به همراه سهم فروش‌های داخلی و کشش‌های بلندمدت مخارج و قیمتی جبران نشده این سهم‌ها تعیین می‌شود. نتایج حاصل نشان می‌دهد که اعمال سیاست‌های آزادسازی تجاری در جهت پیوستن به سازمان تجارت جهانی به احتمال زیاد باعث کاهش سهم فروش‌های داخلی به نفع سهم کل واردات (خلق تجارت) و به خصوص، سهم ده شریک دوم تجاری (انحراف تجارت) خواهد شد و در این میان افزایش درآمد کشور می‌تواند از شدت این تغییر بکاهد.

واژه‌های کلیدی: سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال، الگوی تقاضای واردات، روش حداکثر درست‌نمایی، الگوی خطی مجموع- مقید، سازوکار تصحیح خطا (ECM).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. مقدمه

دولت در سال‌های بعد از انقلاب اسلامی با هدف دستیابی به پایه‌های اولیه صنعتی شدن و به دلیل محدودیت‌های ارزی، اقدام به تحدید واردات و سوق آن به سمت کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای با گرایش به سمت شرکای تجاری خاصی کرده است. از طرف دیگر، بعد از دهه ۱۹۹۰ با تشدید فرایند جهانی شدن و گسترش سازمان تجارت جهانی(WTO) فضای تجاری در مقابل کشور از طریق اوج‌گیری روابط تجاری بین کشورهای عضو این سازمان بسته‌تر می‌شود. پایداری شرایط کنونی جهان همراه با نیازهای توسعه اقتصادی کشور به بخش خارجی منجر به تمایل زیاد ایران برای ورود به این سازمان شده است. اما، چون عضویت ایران در سازمان تجارت جهانی نیاز به اتخاذ سیاست‌های اقتصادی مناسب جهت ایجاد هماهنگی با اقتصاد جهانی و شرایط پذیرش در این سازمان را می‌طلبد، لذا، انجام مطالعه‌ای برای شناسایی ساختار بلندمدت تابع واردات کشور مبتنی بر عوامل داخلی تأثیرگذار و رقابت جهانی ضرورت می‌یابد تا بتواند در جهت اتخاذ سیاست‌های اقتصادی مناسب به سیاست‌گزاران کمک کند.

بر همین اساس، با فرض در نظر گرفتن کل کالاها به عنوان یک کالای مرکب، این مطالعه بر مبنای یکی از رایجترین الگوهای رفتار تقاضا [یعنی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال (AIDS)] مبتنی بر مؤلفه‌های قیمت واردات، قیمت داخل و مخارج واقعی کل به دنبال هدف پاسخ‌گویی به مسئله چگونگی دستیابی به سهم‌های تعادلی بلندمدت تقاضای واردات از منابع مختلف عرضه‌کننده و تعیین کشش‌های مخارج (درآمد) و قیمتی جبران نشده از طریق طرح سؤالات زیر است:

الف) آیا الگوی واردات کشور مستقل از قیمت‌های داخلی است؟

ب) آیا الگوی واردات کشور یک الگوی هم نسبت (مستقل از مخارج واقعی کل) است؟

ج) آیا الگوی واردات کشور یک الگوی همگن (نسبت به متغیرهای قیمتی) است؟

د) تأثیرپذیری کالاهای وارداتی کشورازمنابع مختلف عرضه کننده به لحاظ مخارج و قیمت ها چگونه است؟

به طور کلی، در بخش دوم مقاله چارچوب نظری الگوی مورد مطالعه به بحث گذاشته می‌شود و شکل نهایی آن تصریح می‌گردد. بخش سوم مقاله به معرفی روش برآورد الگو می‌پردازد، در حالی که بخش چهارم نتایج برآورد تجربی الگو را ارائه نموده و مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد و سپس در بخش پنجم نتیجه‌گیری این مطالعه همراه با نظرات پیشنهادی بیان می‌گردد.

۲. چارچوب نظری الگو

مطالعات گسترده‌ای بر روی تابع تقاضای واردات در سطح جهان و ایران صورت گرفته است. اما، مطالعات منطبق بر دستگاه معادلات تقاضای واردات براساس تفکیک مکانی در سطح خارجی را می‌توان

به مطالعات آرمینگتون (۱۹۶۹)، وینترز (a ،b ۱۹۸۴)، پاریخ (۱۹۸۸)، آلستون و همکاران (۱۹۹۰)، هادن (۱۹۹۰)، لی (a ،b ۱۹۹۳)، میشلینی و چاترجی (۱۹۹۵)، ریچارد و همکاران (۱۹۹۷)، اشمیتز و واهل (۱۹۹۸)، فابیوسا و اوخاوا (۲۰۰۰) و دی بوئر و همکاران[1] (۲۰۰۰) و در سطح داخلی، محبی (۱۳۷۴)، عابدین مقانکی (۱۳۷۸) و فخرایی و واحدی (۱۳۷۹) خلاصه کرد. به هر حال، می‌توان عنوان کرد که اغلب این مطالعات الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال را از یک طرف، به علت قابل آزمون بودن آن در مقابل خصوصیات نظری تابع تقاضا (یعنی همگنی و تقارن نسبت به متغیرهای قیمتی)، فروض هم نسبتی و تفکیک‌پذیری سهم‌های واردات از منابع مختلف عرضه‌کننده و فروش‌های داخلی (یعنی محدودیت‌های آرمینگتون)، و سادگی دستیابی به کشش‌های قیمتی و مخارج (درآمدی) و از طرف دیگر، به خاطر خوش رفتار بودن آن به دلیل سازگاری با داده‌ها به عنوان مناسبترین الگوی بیانگر رفتار تقاضای واردات برای کالاهای مختلف انتخاب کرده‌اند.

برای مثال، وینترز (۱۹۸۴) به تلفیق الگوی آرمینگون با الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال برای دستیابی به الگوی تخصیص تقاضای واردات از منابع مختلف عرضه کننده خارجی همراه با فروش‌های داخلی پرداخت. نتایج بررسی وی منجر به رد فرضیه‌های تفکیک‌پذیری، هم‌نسبتی (محدودیت‌های الگوی آرمنگتون)، همگنی و تقارن نسبت به قیمت‌ها شد. افزون بر این، آلستون و همکاران (۱۹۹۰)، از طریق یک روش ناپارامتری همراه با دو روش پارامتری مکمل (الگوی تقاضای دوبار لگاریتم‌گیری شده و AIDS) به ترتیب، به عنوان الگوهای مشابه و متمایز با الگوی آرمینگتون اقدام و رد محدودیت‌های آرمینگتون می‌کند.

میشیلینی و چاترجی (۱۹۹۵)، جریان تجاری بین نیوزیلند و ژاپن را در طی دوره ۱۹۸۲-۱۹۹۲ با استفاده از الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال مورد بررسی قرار می‌دهند و نتیجه می‌گیرند که انواع محدودیت‌های تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای موجود از طریق ایجاد انحراف در ساز و کار قیمت باعث تحریف تخصیص عقلایی بازار ارز خارجی از سوی واردکنندگان نیوزیلند شده است. نهایتاً، بوئر و همکاران (۲۰۰۰)، وجود شکست ساختاری در تخصیص واردات از منابع مختلف خارجی همراه با عرضه داخلی بازار کالاهای ساخته شده اسپانیا را از طریق الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال مقید همگن مورد بررسی قرار داده و با تأیید وجود شکست ساختاری در تخصیص واردات این کشور نتیجه می‌گیرند که همه شرکای تجاری درون اتحادیه اروپا در اثر الحاق اسپانیا به این اتحادیه سود برده‌اند در حالی که سایر شرکای تجاری زیان دیده‌اند.

---

1. Armington (1969), Winters (1984 a,b), Parikh (1988), Alston et al. (1990), Haden (1990), Lee (1993 a, b), Michelini and Chatterjee (1995), Richards et al. (1997), Schmits and Whal (1998), Fabiosa and Ukhava (2000), Deboer et al. (2000).

در ایران، برای مثال، عابدین مقانکی (۱۳۷۸) امکان جایگزینی واردات از کشور ثالث (ژاپن، ایتالیا، انگلستان و فرانسه) به جای آلمان را از طریق الگوی AIDS مورد بررسی قرار می‌دهد و نتیجه می‌گیرد که تقاضای واردات ایران از آلمان ضروری بوده و نسبت به قیمت کشش‌ناپذیر است، به طوری که کشور ایتالیا می‌تواند به عنوان جانشین مناسبی برای آلمان مد نظر قرار گیرد.

اکنون، بر همین اساس و منطبق بر نظریه عمومی تقاضا می‌توان عنوان کرد که با فرض وجود یک خانوار (مصرف‌کننده) نماینده دارای رفتار عقلایی با تابع مطلوبیت و درآمد معلوم برای یک سبد کالایی مفروض امکان تعیین تابع حداقل مخارج لازم برای رسیدن به یک سطح مطلوبیت خاص (سطح حداکثر مشروط بر درآمد معین) در قیمت‌های مفروض وجود دارد. بنابراین، به پیروی از دیتون و مولبائر[1] (۱۹۸۰) با در نظر گرفتن گروه خاصی از رجحان‌های جمع‌پذیر بین مصرف حداقل معاش[2] (a) و سطح بالاتر از حداقل معاش یا حد اشباع[3] (b) (معروف به گروه لگاریتم خطی تعمیم یافته مستقل از قیمت (PIGLOG)[4] برای یک سبد کالایی مفروض امکان دستیابی به تابع لگاریتم مخارج این گروه از رجحان‌ها برای سطح مطلوبیت U و بردار قیمت P به صورت زیر وجود دارد:

$$LogC(u,p) = (1-U)Log[a(p)] + ULog[b(p)] \qquad (۱)$$

در این تابع، U بین صفر (حداقل معاش) و یک (حد اشباع) قرار دارد، به گونه‌ای که $(1\text{-}U)$ نسبت مصرف حداقل معاش و U نسبت مصرف حد اشباع است. همچنین، $a(P)$ و $b(P)$ توابع همگن خطی مثبت و به ترتیب، بیانگر هزینه حداقل معاش و حد اشباع هستند که برای امکان استخراج یک دستگاه معادلات تقاضای با خصوصیات مورد نظر[5] به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$Log[a(p)] = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k LogP_k + \frac{1}{2}\sum_k \sum_j \gamma^*_{k_j} LogP_k LogP_j \qquad (۲)$$

و

$$Log[b(p)] = Log[a(p)] + \beta_0 \prod_k P_k^{\beta_k} \qquad (۳)$$

1. Deaton and Muellbauer (1980).
2. Subsistenc.
3. Bliss.
4. Price Independent Generalized Liner Logaritm.

۵. برای امکان استخراج یک دستگاه معادلات تقاضا با خصوصیات مورد نظر باید تابع مخارج (هزینه) دارای شکل تبعی انعطاف‌پذیری باشد تا در آن پارامترهای کافی در نظر گرفته شود به گونه‌ای که مشتقات آن در هر نقطه مجزا [یعنی: $\frac{\partial C}{\partial P_i}, \frac{\partial C}{\partial U}, \frac{\partial^2 C}{\partial P_i \partial P_j}, \frac{\partial^2 C}{\partial U \partial P_i}$ و $\frac{\partial^2 C}{\partial U^2}$] بتوانند مساوی با همان مشتقات از هر تابع هزینه اختیاری قرار گیرد.

بنابراین، با جای‌گذاری روابط (۲) و (۳) در رابطه (۱) تابع هزینه (مخارج) سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال برای زمان t به شکل زیر معرفی می‌شود:

$$LogC_t(U,P) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k LogP_{t,k} + \frac{1}{2}\sum_k \sum_j \gamma^*_{kj} LogP_{t,k} LogP_{t,j} + U\beta_0 \prod_k P_{t,k}^{\beta_k} \quad (۴)$$

که در آن، α_i و β_i و γ_{ij} پارامترها بوده و تابع هزینه نسبت به P همگن خطی است مشروط بر اینکه $\sum_k \alpha_k = 1$ $\sum_k \beta_k = 0$ $\sum_k \gamma^*_{kj} = \sum_j \gamma^*_{kj} = 0$ باشد. بنابراین، تابع سهم بودجه (مخارج) هر یک از کالاها در زمان t به طور مستقیم از این تابع هزینه با توجه به برابری مخارج کل (M) یک مصرف‌کننده با درآمد او در سطح حداکثر مطلوبیت، در رابطه زیر قابل استخراج است:

$$W_{t,i} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} LogP_{t,i} + \beta_i Log\left(\frac{M}{P}\right)_t \qquad i = 1,...,n \quad , \quad t = 1,...,T \quad (۵)$$

و

$$LogP_t = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k LogP_{t,k} + \frac{1}{2}\sum_k \sum_j \gamma^*_{kj} LogP_{t,k} LogP_{t,j} \quad (۶)$$

به گونه‌ای که $\gamma_{ij} = \frac{1}{2}\left(\gamma^*_{ij} + \gamma^*_{ji}\right)$ است.

روابط فوق تحت سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال با محدودیت‌های زیر شناخته می‌شود:

$$\sum_i \alpha_i = 1 \ , \ \sum_i \gamma_{ij} = 0 \ , \ \sum_i \beta_i = 0 \quad (۷) \quad \text{(محدودیت جمع‌پذیری[1])}$$

$$\sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (۸) \quad \text{(محدودیت همگنی[2])}$$

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (۹) \quad \text{(محدودیت تقارن[3])}$$

که در آن متغیرهای موجود در دستگاه معادلات به صورت W_i سهم واردات از کشور i ام (برای $i = 1,..., n$-1)، W_n سهم فروش‌های داخلی (کالاهای تولید و مصرف شده در داخل)، M عرضه کل مساوی با تقاضا فرض شده، P_j شاخص قیمت واردات از کشور jام ($j = 1, ... , n$-1)، P_n شاخص قیمت داخلی و P شاخص قیمت ترانسلوگ است. به هر حال، به دلیل مشکلات موجود در

1. Addivity Constraint.
2. Hemogeneity Constrain.
3. Symmetry Constraint.

برآورد الگوی غیرخطی فوق به پیروی از دیتون و مولبائر (۱۹۸۰) با جای‌گذاری $LogP_t^* = \sum_i W_{t,i} LogP_{t,i}$ (شاخص قیمت استون[1]) به جای $Log\, P_t$ از تقریب خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال (LA/AIDS)[2] استفاده می‌شود.

اکنون می‌توان دستگاه معادلات (۵) را در شکل ماتریسی زیر برای شرح روابط تعادلی بلندمدت بین سهم‌ها در عرضه کل با تقاضای واقعی کل و قیمت‌ها نمایش داد.

$$\widetilde{W}_t = \beta \widetilde{x}_t \qquad t = 1,...,T \qquad (۱۰)$$

به گونه‌ای که $\widetilde{x}_t = \left[1, Ln\left(\frac{M}{P}\right)_t, LnP_{t,1},...,LnP_{t,n}\right]'$ ،$\widetilde{W}_t = \left[\widetilde{W}_{t,1}, \widetilde{W}_{t,2},...,\widetilde{W}_{t,n}\right]'$

β ماتریس پارامترها و علامت مد $(\sim)$ بر روی متغیرها بیانگر مقادیر تعادلی بلندمدت آنها است.

اما، مقادیر مشاهده شده سهم‌ها نه تنها در اثر اختلالات تصادفی بلکه به دلیل وجود تأخیرات اطلاعاتی و عکس‌العملی[3] در تعدیل سهم‌ها نسبت به تغییرات در تقاضای واقعی کل و قیمت‌ها نیز امکان دارد از مقادیر تعیین شونده آنها با روابط تعادلی بلندمدت انحراف داشته باشند. زیرا از یک طرف، تأخیرات اطلاعاتی ممکن است بدین خاطر رخ دهند که ارزش‌های جاری سهم‌ها به دلیل وجود تأخیر در کسب اطلاعات جاری تا اندازه‌ای بر مبنای انتظارات درباره تقاضای واقعی کل و قیمت‌ها به جای بر پایه ارزش‌های واقعی آنها شکل می‌گیرند و از طرف دیگر، تأخیرات عکس‌العملی احتمال دارد در اثر تصمیماتی (همچون تأخیر در تحویل کالا یا تغییرات موانع تجاری) به وقوع بپیوندد که در دوره‌های قبلی اتخاذ شده و مانع از تعدیل همزمان مقادیر جاری سهم‌ها نسبت به مقادیر بهینه آنها می‌شود.

بنابراین، برای تهیه توضیح مناسبی از داده‌ها لازم است مجموعه روابط تعادلی بلندمدت با تشخیص صحیحی از پویایی تشریح کننده فرایند تعدیل به سمت تعادل تکمیل شود. برای این منظور، ساز و کار تصحیح خطای مرتبه اول (ECM)[4] ارائه شده از سوی دیوید سون و همکاران[5] (۱۹۷۸) به کار گرفته می‌شود.

براین اساس، با معرفی W_t به عنوان بردار سهم‌های واقعی در عرضه کل می‌توان الگو را به صورت زیر معرفی کرد:

$$W_t - W_{t-1} = \Phi(\widetilde{W}_t - \widetilde{W}_{t-1}) + \Theta(\widetilde{W}_{t-1} - W_{t-1}) + e_t \qquad (۱۱)$$

1. Stone's Price Index.
2. Linear Approximation of AIDS.
3. Information and Reactional Delays.
4. (First- Order) Error Correction Mechanism (ECM).
5. Davidson et al. (1978).

که در آن، Φ و Θ بر ماتریس‌های پارامترهای تأخیری و e_t بر بردار خطاها اشاره دارد. بدیهی است برآورد دستگاه معادلات فوق بدون اعمال محدودیت‌هایی بر روی ماتریس‌های پارامترهای تأخیری امکان‌پذیر نیست و لذا، به پیروی از روش دی بوئر و همکاران (۲۰۰۰) با در نظر گرفتن محدودیت‌های

$$L_n'\Phi = \xi L_n' \quad , \quad L_n'\Theta = \Psi L_n' \quad , \quad \xi, \Psi \in \mathrm{R} \qquad (۱۲)$$

(با ξ و ψ اسکالرهای مجزا و $L'n=[1,1,...,1]$) بر روی ماتریس‌های پارامترهای تأخیری به منظور اعمال فرایند تعدیل یکسان برای دستگاه معادلات سهم‌های بودجه‌ای، رابطه (۱۱) به صورت زیر تبدیل خواهد شد:

$$W_t - W_{t-1} = \xi(\widetilde{W}_t - \widetilde{W}_{t-1}) + \Psi(\widetilde{W}_{t-1} - W_{t-1}) + e_t \qquad (۱۳)$$

اکنون، به طور معمول فرض می‌شود بردار اجزای خطا (e_t) به صورت یکسان و مستقل منطبق بر یک توزیع نرمال با میانگین صفر و ماتریس واریانس – کوواریانس همزمان Ω_n در طول زمان توزیع می‌شوند. یعنی داریم:

$$e_t \sim IN(0, \Omega_n) \qquad (۱۴)$$

اما وجود محدودیت $\sum_{i=1}^{n} W_i = 1$ منجر به ایجاد محدودیت اضافی $L_n'e_t = 0$ و در نتیجه، منفرد شدن Ω_n خواهد شد و برآورد الگو را با مشکل روبه‌رو می‌سازد. ولی، بارتن[1] (۱۹۶۹) نشان داد که این مشکل را می‌توان از طریق حذف اختیاری معادله یک سهم و برآورد $n-1$ معادله سهم باقی‌مانده (بدون هیچ زیانی به کلیت مسئله)[2] بر طرف کرد. لذا، الگوی نهایی زیر با حذف n امین معادله سهم از رابطه (۱۳) و جای‌گذاری مقادیر تعادلی بلندمدت سهم‌ها از رابطه (۱۰) در آن، مورد برآورد قرار می‌گیرد.

$$W_t^{(n)} - W_{t-1}^{(n)} = \xi\beta^{(n)}(x_t - x_{t-1}) + \Psi(\beta^{(n)}x_{t-1} - W_{t-1}^{(n)}) + e_t^{(n)} \qquad (۱۵)$$

که در آن توان (n) بیانگر حذف n امین معادله سهم از دستگاه معادلات فوق است.[3]

به هر حال مشابه با دی بوئر و همکاران (۲۰۰۰)، چهار نوع تشخیص صحیح به صورت زیر می‌تواند برای دستگاه معادلات ماتریسی (۱۵) در نظر گرفته شود:

الف) الگوی ایستا[4] (STAT) به فرض: $\xi = \Psi = 1$

---

1. Barten (1969).

۲. حذف معادله n ام هیچ تغییری در مقدار لگاریتم تابع درست‌نمایی ایجاد نمی‌کند.

۳. حذف علامت مد (~) بر روی بردار x_t در رابطه (۱۲) به خاطر استفاده از مقادیر سهم‌های واقعی به عنوان تقریبی از سهم‌های تعادل بلندمدت در محاسبه شاخص قیمت استون (Log P*) است.

4. Static Model.

ب) الگوی خود رگرسیونی مرتبه اول[1] (AR) به فرض: $\xi = 1 \ , \quad \Psi \neq 1$

ج) الگوی تعدیل جزئی[2] (PA) به فرض: $\xi = \Psi \neq 1$

د) الگوی تصحیح خطای مرتبه اول (ECM) کامل به فرض: $\xi \neq \Psi \neq 1$

در نهایت، کشش‌های مخارج بلندمدت (η_i) و کشش‌های قیمتی جبران نشده بلندمدت (ε_{ij}) در زمان t برای الگوی AIDS مساوی با مقادیر زیر خواهد بود:

$$\eta_{t,i} = 1 + \frac{\beta_i}{\widetilde{W}_{t,i}} \left(1 - \frac{\partial Ln\widetilde{P}_t}{\partial LnM_t} \right) \qquad i = 1,...,n \qquad (۱۶)$$

و

$$\varepsilon_{t,ij} = -\delta_{ij} + \frac{1}{\widetilde{W}_{t,i}} \left(\gamma_{ij} - \beta_i \frac{\partial Ln\widetilde{P}_t}{\partial LnP_{t,j}} \right) \qquad (i, j = 1,...,n) \qquad (۱۷)$$

به گونه‌ای که $\delta_{ij} = 1$ برای $i=j$ و $\delta_{ij} = 0$ برای $i \neq j$ است. این دو عبارت را می‌توان با فرض ثبات سهم‌های تعادلی بلندمدت در طول زمان (یعنی: $\widetilde{W}_{t,i} = \widetilde{W}_i$) ساده کرد. زیرا در این صورت، مقدار هر یک از سهم‌های تعادلی بلندمدت مستقل از متغیرهای LnM_t و $LnP_{t,j}$ خواهد بود و لذا، کشش مخارج بلندمدت (η_i) و کشش‌های قیمتی جبران نشده بلندمدت (ε_{ij}) به صورت زیر تبدیل می‌شوند:[3]

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{\widetilde{W}_i} \qquad (i = 1,...,n) \qquad (۱۸)$$

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} - \beta_i \left(\frac{\widetilde{W}_j}{\widetilde{W}_i} \right) + \frac{\gamma_{ij}}{\widetilde{W}_i} \qquad (۱۹)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. (First –Order) Autoregressive Model.
2. Partial Adjustment Model.
۳. کشش‌های ارائه شده در فوق یکسان با کشش‌های به دست آمدهٔ گرین و الستون [Green and Alsto (1990)] برای الگوی LA/AIDS هستند و نتایج آنها نشان می‌دهد که تفاوت ناچیزی بین مقادیر محاسبه شده کشش‌های در الگوهای AIDS و LA/AIDS وجود دارد.

۳. روش برآورد

به این دلیل که پارامترهای الگوی معرفی شده در رابطه (۱۵) نسبت به عناصر ماتریس $\beta^{(n)}$ برای مقادیر مفروضی از پارامترهای تأخیری ζ و ψ و بالعکس خطی است، لذا، برآورد پارامترهای این الگو را می‌توان از طریق یک روش تکراری منطبق بر روش‌های معمول برآورد رگرسیون‌های ظاهراً نامرتبط (SUR) [۱] انجام داد که در این میان به کارگیری روش برآورد حداکثر درست‌نمایی الگوهای خطی مجموع مقید برای حالت تعداد نمونه‌های کم [۲] معرفی شده از سوی دی بوئر و هارکما [۳] (۱۹۹۷) مناسبتر از سایر روش‌ها به نظر می‌رسد. زیرا در این روش، تشخیص صحیح مقید ماتریس واریانس– کوواریانس همزمان خطاها به شکل:

$$\Omega_n = diag\{\delta_n\} - d^{-1}\delta_n\delta_n' \qquad \delta_n' = [d_1, d_2, ..., d_n] \quad , \quad d = \sum_{i=1}^{n} d_i \qquad (۲۰)$$

در فرایند برآورد مورد استفاده قرار می‌گیرد که نسبت به اشکال مختلف دیگر این ماتریس ارائه شده از سوی دیتون [۴] (۱۹۷۵) ، وینترز (۱۹۸۴) (برای روش برآورد حداقل مربعات) به دلیل انعطاف‌پذیری آن در حالت‌هایی از وجود ناهمسانی واریانس در بین معادلات الگو (همچون بزرگتر بودن واریانس خطاهای یکی از معادلات سهم از مجموع واریانس خطاهای سایر معادلات سهم) مزیت دارد.[۵] زیرا، می‌توان اثبات کرد که Ω_n به شکل تعیین شده در رابطه (۲۰) شبه معین مثبت از مرتبه $(n-1)$ خواهد بود اگر و تنها اگر تمامی d_i ها مثبت باشند و یا حداکثر یک d_i منفی همراه با d منفی وجود داشته باشد. این نکته بیانگر آن است که در حالت اول واریانس خطاهای هر معادله سهم کوچکتر از مجموع واریانس خطاهای سایر معادلات سهم بوده و در حالت دوم، واریانس معادله سهم منطبق بر d_i منفی بزرگتر از مجموع واریانس‌های معادلات سهم باقی‌مانده است. وجود حالت دوم در الگوی تقاضای (۱۳)، به دلیل بزرگتر بودن سهم فروش‌های داخلی (W_n) نسبت به بقیه سهم‌ها (W_i برای $i=1, ..., n-1$) غیر محتمل نیست (دی بوئر و هارکما (۱۹۹۷)).

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. The Seemingly Unrelated Regression (SUR).
2. The Maximum Likelihood Estimation of Sum-Constrained Liner Models in Case of Undersized Samples.
3. Deboer and Harkema (1997).
4. Deaton (1975).

۵. در برآورد رگرسیون‌های ظاهراً نامرتبط باید از ماتریس واریانس – کوواریانس همزمان خطاها در فرایند برآورد استفاده شود. اما، به دلیل نامعلوم بودن مقادیر عناصر واقعی این ماتریس از یک طرف، و محدود بودن داده‌های قابل دسترس از طرف دیگر، به ناچار یک تشخیص صحیح مقیدی از این ماتریس به کار گرفته می‌شود.

از طرف دیگر، می‌توان نشان داد که تخمین زننده‌های حداکثر درست‌نمایی $\hat{d}_i$ برای پارامترهای d_i $(i= 1, \dots , n)$ از طریق حل دستگاه معادلات زیر قابل دستیابی هستند:

$$\hat{d}_i - \frac{\hat{d}_i^2}{\hat{d}} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} \hat{e}_{t,i}^2 = \hat{\alpha}_i \quad \text{برای} \quad i = 1,...,n \qquad (۲۱)$$

که در آن $\hat{e}_{t,i}$ بر خطاهای i امین سهم در زمان t $(i=1, \dots , n\text{-}1)$ و $\hat{e}_{t,n} = -\sum_{i=1}^{n-1} \hat{e}_{t,i}$ اشاره‌دارد.

به هر حال، جدای از یک حالت به خصوص که با احتمال صفر رخ می‌دهد،[۱] می‌توان با استفاده از یک روش جستجوی سریع یک بعدی به جواب‌های یکتا برای $\hat{d}_i$ها رسید.

بنابراین، شرایط بیان شده در فوق دست مایه روش تکراری زیر برای برآورد تخمین زننده‌های حداکثر درست‌نمایی خواهد بود:

الف) انتخاب مقادیر اولیه برای ξ و ψ و d_iها برای نمونه: $\xi^{(0)} = \Psi^{(0)} = 1$ و $(i = 1,...,n)\hat{d}_i^{(0)} = 1$

ب) تخمین دور اول $\hat{\beta}^{(1)}$ برای $\beta^{(n)}$ با مفروض بودن $\xi^{(0)}$، $\Psi^{(0)}$، $\hat{d}_i^{(0)}$ها

ج) تخمین دور اول $\hat{\xi}^{(1)}$ و $\hat{\Psi}^{(1)}$ برای ξ و ψ با مفروض بودن $\hat{\beta}^{(1)}$ و $\hat{d}_i^{(0)}$ها

د) محاسبه خطاهای دور اول $\hat{e}_{t,i}^{(1)}(i = 1,...,n-1)$، با مفروض بودن $\hat{\beta}^{(1)}$، $\hat{\xi}^{(0)}$ و $\hat{\Psi}^{(0)}$ منطبق بر معادله (۱۵) و خطاهای دور اول $\hat{e}_{t,n}^{(1)}$ منطبق بر $\hat{e}_{t,n}^{(1)} = -\sum_{i=1}^{n-1} \hat{e}_{t,i}^{(1)}$

ه) محاسبه برآوردهای دور اول $\hat{d}_i^{(1)}(i = 1,...,n)$ با مفروض بودن خطاهای $\hat{e}_{t,i}^{(1)}$ از طریق حل دستگاه معادلات (۲۱)

و) تکرار مراحل (ب) الی (ح) تا رسیدن به همگرایی

اوبرهوفر و کمنتا[۲] (۱۹۷۴) نشان دادند که روش فوق به سمت یک مقدار حداکثر از تابع درست‌نمایی همگرا می‌شود. ضمناً قید تقارن را نیز می‌توان از طریق مجموعه مناسبی از قیود خطی بر روی عناصر ماتریس مد نظر قرار داد. در نهایت، انتخاب الگو از بین دوازده حالت ممکن (چهار نوع تشخیص صحیح

---

۱. این حالت زمانی رخ می‌دهد که $\hat{\alpha}_n = \sum_{i=1}^{n-1} \hat{\alpha}_i$ باشد و در این صورت، $\hat{d}_i = \hat{\alpha}_i$ برای $i = 1,...,n-1$ و $\hat{\alpha}_n = \pm\infty$ در نظر گرفته می‌شود.

2. Oberhofer and Kmenta (1974).

تشخیص صحیح برای هر یک از سه حالت نامقید، مقید همگن و مقید متقارن)[۱]، از طریق مقدار حداقل معیار اطلاعات آکایکی نرمالیز شده[۲] (NAIC) ارائه شده از سوی استوارت[۳] (۱۹۹۱) در شکل زیر به دلیل توانایی آن در انتخاب بین الگوهای ناهمانند (در اینجا الگوهای AR و PA) و همچنین، الگوهای برآورد شده با تعداد متفاوتی از مشاهدات (در اینجا الگوی ایستا با سایر الگوها)، انجام می‌پذیرد.

$$NAIC = (-2Ln\hat{L} + 2K)/T \qquad (۲۲)$$

به گونه‌ای که در آن، $Ln\hat{L}$ لگاریتم طبیعی تابع درست‌نمایی ارزیابی شده در مقدار حداکثر خود، K تعداد پارامترهای موجود در الگو و T تعداد مشاهدات است.

۴. برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج

۴-۱. اطلاعات و داده‌های الگو

در این مطالعه جهت دستیابی به داده‌های مورد نیاز برای دوره زمانی۱۳۵۷-۱۳۸۱ با استفاده از سال‌نامه‌های آمار بازرگانی خارجی ایران به تفکیک ارزش واردات کشور از ده شریک تجاری اول[۴]، ده شریک تجاری دوم[۵] و سایر شرکای تجاری به قیمت‌های جاری استخراج گردیده است. همچنین، تفاوت تولید داخلی و صادرات به قیمت‌های جاری از ترازنامه‌های بانک مرکزی به عنوان فروش‌های داخلی و مجموع ارزش فروش‌های داخلی و واردات کل به عنوان عرضه کل برابر با تقاضای کل برای هر سال در نظر گرفته شده است. در نهایت، با استفاده از این داده‌ها، سهم واردات از هر یک از گروه کشورهای منشأ واردات به همراه سهم فروش‌های داخلی در تقاضای کل محاسبه شده‌اند.

از طرف دیگر، با محاسبه درصد میانگین ساده تعرفه از طریق نسبت کل مالیات بر واردات کشور از ترازنامه‌های بانک مرکزی بر ارزش کل واردات و اعمال آن در میانگین ساده شاخص واحد صادرات کشورهای موجود در هر یک از دو گروه ده شریک تجاری اول و دوم، و در شاخص واحد صادرات جهانی برای گروه سایر شرکای تجاری (از سال‌نامه‌های آماری صندوق بین‌المللی پول)، قیمت واردات همراه با تعرفه برای هر یک از سه گروه شرکای تجاری تعیین شد. شاخص قیمت کالاهای تولید و مصرف شده

۱. منظور از الگوی نامقید در اینجا الگوی دربر گیرنده قید جمع‌پذیری است که نشأت گرفته از شکل نظری الگو است. همچنین، الگوی مقید متقارن خود به خود شامل قید همگنی نیز خواهد بود.

2. Normalized Akaike Information Criterion.

3. Stewart (1991).

۴. این گروه طبق میانگین دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۱ شامل کشورهای آلمان، فرانسه، انگلستان، بلژیک، ایتالیا، سوئیس، روسیه (اتحاد جماهیر شوروی قبل از فروپاشی)، ژاپن ، امارات متحده عربی و کره جنوبی است.

۵. این گروه طبق میانگین دوره ۱۳۶۹-۱۳۸۱ شامل کشورهای هلند، اتریش، اسپانیا، کانادا، استرالیا، آرژانتین، برزیل، چین، هند و ترکیه است.

در داخل کشور به عنوان قیمت فروش‌های داخلی در نظر گرفته شد و سپس، تمامی داده‌های محاسبه شده مربوط به متغیرهای مستقل مخارج کل و قیمت‌ها بر مبنای سال پایه ۱۳۸۱ برابر با مقدار واحد شاخص شده‌اند.

۴-۲. آزمون فرضیه‌ها و برآورد الگو

در ابتدا، تشخیص صحیح الگو از طریق آزمون این فرضیه مورد بررسی قرار می‌گیرد که تابع واردات به قیمت‌های داخلی بستگی ندارد. برای این منظور، الگوی واردات تنها (بدون فروش‌های داخلی) در دو حالت: **الف)** الگوی ایستای با متغیرهای توضیحی قیمت واردات از منابع مختلف و کل مخارج واقعی واردات، **ب)** اضافه کردن قیمت‌های داخلی به متغیرهای توضیحی حالت قبلی، مورد برآورد قرار می‌گیرد. معیار اطلاعات آکایکی نرمالیز شده (NAIC) برای این دو حالت به ترتیب، ۴/۳۶۳- و ۴/۵۹۹- است که بیانگر رد فرضیه صفر و نشانگر وابستگی الگوی واردات به قیمت‌های داخلی است. در ضمن، معنی‌داری در سطح خطای ۵ درصد آماره t تصحیح شده[۱] ضریب متغیر قیمت داخلی در معادلات ده شریک تجاری اول و دوم (به ترتیب ۲/۹۷۷- و ۲/۶۳۵) رد فرضیه صفر را تأیید می‌کند. از طرف دیگر، کوچکتر بودن مقدار NAIC الگوی واردات از منابع مختلف عرضه کننده همراه با فروش‌های داخلی (۱۷/۲۹۹-) نسبت به الگوی واردات تنها تأییدی مجدد بر رد فرضیه صفر و دال بر در نظر گرفتن الگوی واردات از منابع مختلف عرضه کننده همراه با فروش‌های داخلی به عنوان الگوی صحیح است.

سپس، فرضیه هم نسبت بودن الگوی واردات منتج از فرضیه اول (مساوی صفر بودن پارامترهای متغیر مخارج کل واقعی در معادلات الگو) مورد آزمون قرار گرفت که منجر به حصول مقادیر NAIC برابر با ۱۷/۲۹۹- و ۱۶/۰۲۸- برای الگوی ایستای نامقید به ترتیب در دو حالت وجود و نبود متغیر مخارج کل واقعی $\left[Ln\left(\frac{M}{P}\right)\right]$ در الگو شد. این نتایج همراه با معنی‌داری بالای پارامتر مخارج کل واقعی در تمامی معادلات (آماره t تصحیح شده ۲/۶۳۹- ، ۲/۶۵۸- ، ۴/۱۴۱- و ۴/۱۳۰ به ترتیب برای پارامتر مخارج کل واقعی در معادله ده شریک تجاری اول و دوم، سایر شرکای تجاری و فروش‌های داخلی) حاکی از رد فرضیه صفر و به مفهوم هم نسبت نبودن الگوی واردات است.

اکنون، برای انتخاب مناسبترین الگوی تعیین کننده سهم‌های تعادلی بلندمدت اقدام به برآورد الگو در سه حالت نامقید، مقید همگن و مقید متقارن برای هر یک از چهار نوع تشخیص صحیح حاصل از فرایند تعدیل پویای ارائه شده برای دستیابی به رفتار بلندمدت می‌کنیم. نتایج مقادیر NAIC مربوط

---

۱. علت و شکل تصحیح آماره t در ادامه این بخش بیان شده است.

به این برآوردها در جدول (۱) ارائه شده‌اند. این نتایج نشان دهنده انتخاب الگوی خودرگرسیونی مرتبه اول (AR) نامقید به عنوان بهترین الگوی تعیین کننده سهم‌های تعادلی بلندمدت واردات کشور از منابع مختلف و فروش‌های داخلی است. این نتیجه نشان دهنده رد هر دو فرضیه همگن و متقارن بودن الگوی واردات کشور نسبت به متغیرهای قیمتی نیز است.

جدول-۱. مقادیر معیار اطلاعات آکایکی نرمالیز شده (NAIC)

	حالت نامقید	حالت مقید همگن	حالت مقید متقارن
الگوی ایستا (STAT)	-۱۷/۲۹۸۶۶	-۱۶/۵۴۸۶۹	-۱۶/۷۵۱۵۹
الگوی خود رگرسیونی مرتبه اول (AR)	-۱۸/۶۷۵۱۷	-۱۶/۸۱۳۳۰	-۱۷/۰۳۳۶۴
الگوی تعدیل جزئی (PA)	-۱۷/۳۶۶۳۱	-۱۶/۸۵۱۳۲	-۱۷/۰۹۷۳۹
الگوی تصحیح خطای مرتبه اول کامل (ECM)	-۱۸/۵۶۸۳۸	-۱۶/۶۹۴۷۱	-۱۶/۹۴۴۸۲

مأخذ: محاسبات پژوهشگران.

مقادیر پارامترهای منتج از برآورد الگوی خودرگرسیونی مرتبه اول نامقید به همراه برآورد مقادیر $\hat{d}_i$ها $(i=1,...,n)$ دور آخر برآورد (دور دستیابی به همگرایی) این الگو در جدول (۲) آورده شده‌اند. مقادیر آماره t منطبق بر برآورد کننده‌های حداکثر درست‌نمایی ارائه شده در داخل پرانتز براساس انحراف معیار پارامترها پایه‌ریزی شده‌اند. از آنجایی که در صورت کم بودن تعداد مشاهدات در مقایسه با تعداد پارامترهای برآوردی امکان دارد انحراف معیار پارامترها کمتر از حد واقعی تخمین زده شود، لذا، برای دستیابی به یک تصویر مناسبی از معنی‌داری پارامترهای برآوردی، مقدار تمامی انحراف معیارهای برآوردی مورد استفاده در محاسبه آماره t تخمین زننده‌های حداکثر درست‌نمایی [به دلیل وجود (n+۲) پارامتر در هر معادله صرف نظر از پارامتر تأخیری] در عامل تصحیح $[T/(T-n-2)]^{\frac{1}{2}}$ ضرب شده‌اند[۱] (دی بوئر و همکاران (۲۰۰۰)).

معنی‌داری بالای پارامتر تأخیری برآوردی حکایت از تأیید ساز و کار تشخیص صحیح پویای به کار گرفته شده در توضیح‌دهی مناسبی از رفتار بلندمدت دارد و بیانگر مؤثر بودن تأخیرات عکس‌العملی در

۱. این عامل تصحیح در حالت فعلی $\left(\frac{۲۴}{۱۸}\right)^{\frac{۱}{۲}}$ است.

رفتار تقاضای بلندمدت است.[۱] تمامی عرض از مبدأهای برآوردی الگوی AIDS به طور معنی‌داری متفاوت از صفر هستند[۲] و چون تمامی متغیرهای توضیحی موجود در الگو به صورت شاخص‌های با مقدار واحد در سال پایه ۱۳۸۱ هستند، لذا، از معادله (۱۰) نتیجه می‌شود که عرض از مبدأها را می‌توان به عنوان مقادیر تعادلی بلندمدت سهم‌ها در سال پایه ۱۳۸۱ تفسیر کرد. پارامترهای برآوردی مربوط به تقاضای‌واقعی‌کل نیز همگی به‌طور معنی‌داری متفاوت از صفر و تنها برای فروش‌های‌داخلی مثبت است.[۳]

همچنین، از بین پارامترهای برآوردی منطبق بر متغیرهای قیمتی طبق آزمون فرضیه یک طرفه در سطوح اطمینان ۹۵ و ۹۰ درصد به ترتیب ۵ و ۸ پارامتر (از میان ۱۶ پارامتر) به طور معنی‌داری متفاوت از صفر است.[۴]

مقادیر کشش‌های برآوردی مخارج (درآمد) و قیمتی جبران نشده بلندمدت بر مبنای میانگین سهم‌ها در دوره ۱۳۵۷-۱۳۸۱ (کل دوره) برای $\widetilde{W}_i$ و پارامترهای برآوردی همراه با آماره t (محاسبه شده با انحراف معیار تصحیح شده به صورت قبل) در داخل پرانتز در جدول (۳) ارائه شده است. این نتایج نشان می‌دهد که از بین کشش‌های مخارج تنها کشش برآوردی فروش‌های داخلی به طور معنی‌داری متفاوت از صفر است. آزمون فرضیه یک طرفه در فاصله اطمینان ۹۹/۵ درصد معنی‌داری بزرگتر از یک بودن آن را تأیید می‌کند که بیانگر با کشش بودن (لوکس بودن) کالاهای این گروه نسبت به مخارج واقعی است.

هر چند تمامی کشش‌های قیمتی جبران نشده بلندمدت خودی با علامت مورد انتظار ظاهر می‌شوند، اما، مقدار برآوردی آنها تنها برای دو گروه ده شریک تجاری دوم و فروش‌های داخلی به‌طور

---

۱. چنین تأخیراتی می‌تواند به دلیل تأخیرات در تحویل کالا در اثر شرایط منطقه‌ای (همچون جنگ، موانع تخلیه، بارگیری و حمل و نقل) و موانع گمرکی و تجاری غیر تعرفه‌ای (شامل بوروکراسی اداری، ممنوعیت ورود و یا سهمیه بندی کالاهای وارداتی) رخ داده باشد.

۲. تمامی پارامترهای α_i (i= ۱,...,۴) برآورد طبق آزمون فرضیه یک طرفه در سطح معنی‌دار ۹۹/۵ درصد متفاوت از صفر است.

۳. پارامتر β_1 طبق آزمون فرضیه یک طرفه در سطح معنی‌دار ۹۵ درصد و بقیه پارامترهای β_i (i = ۱,۲,۳) در آزمون فرضیه یک طرفه ۹۹ درصد متفاوت از صفر هستند.

۴. پارامتر γ_{22} طبق آزمون فرضیه یک طرفه در سطح معنی‌دار ۹۵ درصد و پارامترهای γ_{24} و γ_{34} و γ_{42} طبق آزمون فرضیه یک طرفه در سطح معنی‌دار ۹۷/۵ درصد و γ_{44} طبق آزمون فرضیه یک طرفه در سطح معنی‌دار ۹۹/۵ درصد متفاوت از صفر هستند. ضمناً پارامترهای γ_{12} و γ_{32} و γ_{14} نیز طبق آزمون فرضیه یک طرفه در سطح ۹۰ درصد متفاوت از صفر هستند.

معنی‌داری متفاوت از صفر است. آزمون فرضیه یک طرفه در سطح اطمینان ۹۹/۵ و ۹۹ درصد به ترتیب برای فروش‌های داخلی و ده شریک تجاری دوم به طور معنی‌داری کوچکتر از منفی یک است. اما برای دو گروه دیگر حتی در سطوح پایینی از اطمینان نیز به طور معنی‌داری متفاوت از منفی یک و صفر نیست.

جدول-۲. مقادیر برآوردی پارامترهای الگوی خود رگرسیونی مرتبه اول (AR) نامقید

	ده‌شریک تجاری اول i =۱	ده‌شریک تجاری دوم i =۲	سایر شرکای تجاری i =۳	فروش‌های داخلی i =۴
α_i	۰/۱۱۸۹۸ (۴/۴۲۱)	۰/۰۴۴۰۷۰ (۵/۱۵۲)	۰/۰۳۴۱۱۶ (۵/۰۷۴)	۰/۸۰۲۸۴ (۷/۴۹۳)
β_i	-۰/۰۹۳۰۳۹ (-۲/۰۱۷)	-۰/۰۴۰۸۹۷ (-۲/۷۹۰)	-۰/۰۳۰۷۷۸ (-۲/۶۷۱)	۰/۱۶۴۷۱ (۳/۲۷۵)
γ_{i1}	-۰/۰۴۷۲۱۱ (-۰/۲۹۴)	-۰/۰۴۰۳۸۹ (-۰/۷۹۲)	-۰/۰۲۸۶۳۷ (-۰/۶۱۹)	۰/۱۱۶۲۴ (۰/۶۶۵)
γ_{i2}	-۰/۲۳۳۸۱ (-۱/۵۸۸)	-۰/۰۹۱۶۲۳ (-۱/۹۵۸)	-۰/۰۴۹۹۶۹ (-۱/۳۵۹)	۰/۳۷۵۴۰ (۲/۳۴۰)
γ_{i3}	-۰/۰۰۸۳۹۶۱ (-۰/۰۳۷)	۰/۰۲۹۶۸۱ (۰/۴۱۶)	-۰/۰۰۲۸۳۲۹ (-۰/۰۵۱)	-۰/۰۱۸۴۵۲ (-۰/۰۷۵)
γ_{i4}	۰/۰۲۳۶۹۸ (۱/۷۱۷)	۰/۰۱۰۸۲۶ (۲/۴۶۷)	۰/۰۰۸۷۲۴۴ (۲/۵۳۰)	-۰/۰۴۳۲۴۹ (-۲/۸۷۳)
ψ	۰/۳۲۰۲۵ (۴/۰۹۹)			
d_i	۳/۵۴۱۵۲ e -۰۴	۳/۸۱۵۹۹ e -۰۵	۲/۳۶۴۵۹ e -۰۵	-۵/۱۳۰۴۸ e-۰۳

مأخذ: محاسبات پژوهشگران.

همچنین، از بین کشش‌های قیمتی جبران نشده متقاطع بلندمدت کشش‌های برآوردی هر سه گروه شرکای تجاری نسبت به قیمت گروه فروش‌های داخلی به طور معنی‌داری متفاوت از صفر است؛ به گونه‌ای که طبق آزمون فرضیه یک طرفه کشش مربوط به گروه ده شریک تجاری اول در سطح اطمینان ۹۵ درصد و دو گروه دیگر در سطح اطمینان ۹۹ درصد به‌طور معنی‌داری بزرگتر از صفر است. این نتایج بیانگر جانشین بودن کالاهای وارداتی از هر سه گروه شرکای تجاری با کالاهای تولید و مصرف

شده در داخل هستند.[۱] از طرف دیگر، طبق آزمون فرضیه یک طرفه در سطح اطمینان ۹۰ درصد نیز کوچکتر از صفر بودن کشش‌های متقاطع دو گروه ده شریک تجاری اول و سایر شرکا و بزرگتر از صفر بودن کشش متقاطع گروه فروش‌های داخلی نسبت به قیمت گروه ده شریک تجاری دوم رد نمی‌شود. این نتیجه نشان دهنده مکمل بودن کالاهای وارداتی از دو گروه ده شریک تجاری اول و سایر شرکای تجاری و تأییدی مجدد بر جانشینی کالاهای گروه فروش‌های داخلی با کالاهای وارداتی از گروه ده شریک تجاری دوم است.

جدول-۳. مقادیر کشش‌های مخارج و قیمتی جبران نشده برآوردی (براساس میانگین سهم‌ها در دوره ۱۳۵۷-۱۳۸۱ (کل دوره))

		ده شریک تجاری اول i = ۱	ده شریک تجاری دوم i =۲	سایر شرکای تجاری i = ۳	فروش‌های داخلی i =۴
کشش مخارج (η_i)		-۰/۰۹۲۳۱ (-۰/۱۷۰)	-۰/۳۹۱۰۱ (-۰/۷۸۴)	-۰/۰۹۰۱۸ (-۰/۲۲۱)	۱/۱۹۲۱۵ (۲۰/۴۵۵)
کشش‌های قیمتی جبران نشده	ده شریک تجاری اول ε_{i1}	-۱/۴۶۱۲۴ (-۰/۷۸۳)	-۱/۳۳۲۸۳ (-۰/۷۷۱)	-۰/۹۸۳۵۷ (-۰/۷۱۴)	-۰/۰۲۹۱۰ (-۰/۱۵۲)
	ده شریک تجاری دوم ε_{i2}	-۲/۶۵۱۹۸ (-۱/۵۳۷)	-۴/۰۷۵۴۲ (-۲/۵۶۳)	-۱/۷۳۹۱۶ (-۱/۳۳۶)	-۰/۲۷۳۲۳ (۱/۴۱۲)
	سایر شرکای تجاری ε_{i3}	-۰/۰۰۵۵ (-۰/۰۰۲)	۱/۰۵۰۳۹ (۰/۴۳۳)	-۱/۰۶۹۵۷ (-۰/۵۳۸)	-۰/۱۸۶۲۶ (-۰/۶۲۲)
	فروش‌های داخلی ε_{i4}	۰/۳۷۱۲۶ (۱/۹۰۶)	۰/۴۰۹۱۲ (۲/۵۷۲)	۰/۳۳۹۸۰۳ (۲/۲۶۷)	-۱/۲۱۵۱۶ (-۱۹/۲۹۲)

مأخذ: محاسبات پژوهشگران.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. آزمون فرضیه یک طرفه با سطح اطمینان ۹۰ درصد نیز مثبت بودن کشش متقاطع قیمتی گروه فروش‌های داخلی نسبت به قیمت دو گروه ده شریک تجاری اول و سایر شرکای تجاری را رد نمی‌کند.

۵. نتیجه‌گیری

بی‌کشش بودن واردات از دو گروه ده شریک تجاری اول و سایر شرکای تجاری نسبت به مخارج کل واقعی و قیمت خودی نشانگر ساختاری است که بی‌رقیب بودن واردات کشور از این دو گروه از کشورها را نشان می‌دهد و در این میان، اغلب کالاهای سرمایه‌ای از گروه اول و اغلب کالاهای مصرفی غیراساسی از گروه سایر شرکا وارد کشور می‌شود.

اما، کشش‌پذیری قیمت خودی در هر دو گروه ده شریک دوم تجاری و فروش‌های داخلی و رابطه جانشینی معنی‌دار دو طرفه کالاهای این دو گروه نشان از تقابل بازاری این دو گروه در داخل کشور دارد. ضمن آنکه در کل رابطه جانشینی حاصل شده بین فروش‌های داخلی با کل واردات (واردات از هر سه گروه شرکای تجاری) نشان می‌دهد که سیاست‌های تحدیدی کشور بر روی واردات اعم از موانع تعرفه‌ای و غیر تعرفه‌ای در جهت سیاست جایگزینی واردات و به خصوص، جایگزینی واردات از ده شریک تجاری دوم عمل کرده است. از طرف دیگر، رابطه مکملی حاصل شده بین سه گروه شرکای تجاری و به خصوص رابطه مکملی نسبتاً معنی‌دار ده شریک تجاری دوم با دو گروه دیگر نیز چنین جهت‌گیری در سیاست‌های وارداتی کشور را به طور غیر مستقیم تأیید می‌کند.

بر همین اساس، بی‌کشش بودن واردات از دو گروه ده شریک تجاری اول و سایر شرکا نسبت به هر دو مخارج و قیمت‌های خودی بیانگر بی‌تأثیری سیاست‌های آزادسازی تجاری (به خصوص کاهش موانع تعرفه‌ای) در جهت ورود به سازمان تجارت جهانی برای این دو گروه خواهد بود. لذا، اعمال چنین سیاست‌هایی با فرض ثبات قیمت‌های داخلی احتمال بیشتری دارد که سهم فروش‌های داخلی را به نفع سهم ده شریک تجاری دوم کاهش دهد.[۱] ضمن آنکه حذف موانع تجاری غیر تعرفه‌ای نیز در کل ممکن است سهم فروش‌های داخلی را به نفع کل واردات کاهش دهد. پس، می‌توان در کل نتیجه گرفت که براثر اعمال سیاست‌های آزادسازی تجاری کاهش سهم فروش‌های داخلی به نفع سهم واردات (خلق تجارت) و به خصوص سهم گروه ده شریک دوم تجاری (انحراف تجارت) محتمل خواهد بود.[۲] اما در این میان به دلیل با کشش‌بودن فروش‌های داخلی نسبت به مخارج می‌توان از طریق افزایش درآمد کشور از شدت این تغییر کاست.

بنابراین، به لحاظ تأثیر مستقیم واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای بر روی افزایش درآمد کشور می‌توان نتیجه گرفت که هر گاه شدت سیاست‌های آزادسازی تجاری بر روی این گروه از کالاها باشد،

---

۱. وجود تورم داخلی منجر به تشدید این تغییر خواهد شد.

۲. چنین اثری به دلیل وجود رابطه جانشینی بین فروش‌های داخلی و هر سه گروه شرکای تجاری همراه با رابطه مکملی بین کالاهای وارداتی از دو گروه شریک تجاری اول و دوم رخ خواهد داد.

امکان دارد از شدت تغییرات بیان شده بر روی سهم‌های تعادلی بلندمدت کاسته شود و ساختار واردات بلندمدت کشور دستخوش تغییرات پارامتری شود.

در نهایت، به عنوان آخرین نکته می‌توان بیان داشت که نتایج فوق باید با احتیاط مورد پذیرش قرار گیرد. زیرا:

الف) در نظر گرفتن کل کالاها به عنوان یک کالای مرکب امکان دارد منجر به یک کلی‌گرایی بیش از حد شود و لذا، مطالعه بر روی گروه‌های کالایی خاص شاید نتایج مناسبتری را به دنبال داشته باشد.[۱]

ب) در روش تخمین به کار گرفته شده مشکلات همزمانی به خاطر وجود شاخص قیمت استون به عنوان متغیر توضیحی بروز کرده باشد.

ج) علی‌رغم مناسبت روش برآوردی مورد استفاده، تحلیل بر روی تعداد داده‌های به نسبت محدودی صورت پذیرفته است. اما به هر حال، هر مطالعه دیگری از این قبیل نیز با مشکلات مشابهی روبه‌رو خواهد شد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. برای مثال، احتمال دارد رد شدن فرضیه‌های همگنی و تقارن الگوی تقاضای واردات کشور منتج از چنین کلی‌گرایی باشد.

منابع

فخرایی، عنایت ا... و واحدی، مهناز. (۱۳۷۹). تخمین پارامترها و کشش‌پذیری تقاضای واردات خرما و کشمش، در بازار کشورهای انگلستان، آلمان و فرانسه. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱۷ ، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ص۷۸-۱۰۵.

عابدین مقانکی، محمدرضا. (۱۳۷۸). برآورد توابع تقاضای واردات ایران از پنج کشور صنعتی جهان و امکان جایگزینی آنها. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۱۱. مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران، ص ۳۳-۷۰ .

محبی، منیره. (۱۳۷۴). ارزیابی اثرات عضویت ایران در سازمان تجارت جهانی با تأکید بر کالاهای کشاورزی، *پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد*، دانشکده علوم اقتصادی، دانشگاه علامه طباطبائی، 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.

Armington, P.S. (1969). A Theory of Demand for Production Distinguished by Place of Production. *IMF Staff Paper XVI*, PP. 159-176.

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 of 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. 789-799.

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. (1975). *Models and Projections of Demand in Post-War Britain*. Chapman and Hall, London.

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

Fabiosa, J.F. and Ukhava, Y.S. (2000). New Aggregate and Source- Specific Pork Import Demand Elasticity for Japan Implication to U.S. Exports. *Working Paper*, No. 253, (October), Center for Agricalture and Rural Development, Iowa State University.

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

Haden, K. (1990). The Demand for Cigarettes in Japan. *Amerian Journal of Agricultural Economics*, Vol 72 (May), PP. 446-450.

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.

Lee, J.H. (1990a). Alternative to the Armington Trade Model. *Dessertation PHD.* UMI Dissertation Services, Oklahama State University.

Lee, J.H. (1990b). Source Differentiated U.S. Beef Demand and Separability. *Dissertation PHD.* UMI Dissertation Services, Oklahama State University.

Michelini, C. and Chatterjee, S. (1995). New Zealand – Japan Trade Flows 1982-1992 : An Application of the Almost Ideal Deman System Approach. *Discussion Paper*, No. 95. 13 (October), School of Applied and International Economics, Massey University, New Zealand.

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

Parikh, A. (1988). An Econometric Study on Estimation of Trade Shares Using the Almost Ideal Demand System in the World Link. *Applied Economics*, Vol 20. PP. 1017-1039.

Richards, T.J; Ispelen, P.V. and Kagan, A. (1997). A Two-Stage Analysis of the Effectiveness of Promotion Programs for U.S. Apples. *American Journal of Agricultural Economics*, Vol 79 (August), PP. 825-837.

Schmitz, T.G. and Wahl, T.I. (1998). *A System - Wide Approach for Analyzing Japanese Wheat Import Allocation Decisions.* American Agriculture Economics Association Annual Meeting (August).

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

Winters, A.L. (1984a). Separability and The Specification of Foreign Trade Functions. *Journal of International Economics*, Vol 17. PP. 239-263.

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

پرتال جامع علوم انسانی