●وصول مقاله: ۹۴/۳/۲۰
●اصلاح نهایی: ۹۴/۷/۳
●پذیرش نهایی: ۹۴/۷/۶

برآورد تابع تقاضای واردات گروه دارویی آنتی‌بیوتیک در ایران

همایون رنجبر[۱] / سعید دائی‌کریم‌زاده[۲] / سیدامیرحسین موسوی‌اصل[۳]

چکیده

مقدمه: جریان کل واردات ایران از دیگرکشورها به علت کمبودها، محدودیت‌ها و نیازهای موجود در کشور انجام می‌گیرد. از جمله این نیازمندی‌ها، نیاز کشور به واردات انواع داروها از کشورهای مختلف می‌باشد که هم از لحاظ حفظ و بهبود وضعیت سلامت جامعه و هم از جنبه‌ی تحمیل هزینه‌های واردات برای کشور قابلیت مطالعه دارد.

روش پژوهش: تحقیق حاضر با هدف بررسی شرایط و ویژگی‌های تقاضای واردات گروه دارویی آنتی‌بیوتیک ها از کشورهای مختلف عرضه کننده و محاسبه کشش‌های مخارج و قیمتی، اقدام به برآورد الگوی تقاضای تقریباً ایده‌آل با استفاده از روش برآورد رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط در دوره زمانی۱۳۹۲- ۱۳۶۰ می‌نماید.

یافته‌ها: آزمون فرضیه‌های نظری تقاضا بر روی الگو، گویای پذیرش فرضیه‌ی هم نسبتی و رد فرضیه‌های همگنی و تقارن می‌باشد. لذا در الگوی نهایی کشش مخارجی تقاضای واردات داروهای آنتی‌بیوتیک کشور برابر واحد است. نتایج برآورد الگو حاکی از کم کشش بودن تقاضای واردات داروهای آنتی‌بیوتیک نسبت به تغییرات قیمت خودی از کشورهای ایتالیا، سوئیس، انگلستان و سایرین به ترتیب برابر مقادیر ۰/۷۶۴۸۱-، ۰/۷۸۹۲۴-، ۰/۷۶۴۷۳- و ۰/۷۹۸۳۴- می‌باشد. اما کشش قیمتی خودی محاسبه شده در مورد کشور آلمان تقریبا برابر واحد (۰/۹۶۷۲۱-) است و هم‌چنین تغییر قیمت داروهای آنتی بیوتیک از کشور آلمان بر روی سهم‌های مخارجی واردات هیچ یک از کشورهای عرضه کننده تاثیری ندارد.

نتیجه‌گیری: کشور ایران تقاضای واردات داروهای آنتی‌بیوتیک از کشورهای انگلستان ،ایتالیا و سوئیس را دارد و به کشور آلمان در این زمینه هیچ وابستگی ندارد.

کلید واژه‌ها: تابع تقاضا، واردات، داروهای آنتی‌بیوتیک.

۱- دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران، (نویسنده مسئول)، پست الکترونیک: hranjbar@khuisf.ac.ir
۲- استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران
۳- دانش‌آموخته کارشناسی‌ارشد گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

در سال‌های بعد از انقلاب اسلامی جهت سرعت بخشیدن به رشد اقتصادی، بهبود شرایط بهداشتی کشور و افزایش رفاه جامعه بر مبنای برنامه‌های اقتصادی، اجتماعی، بهداشتی و فرهنگی و مشابه با اکثر کشورهای جهان، واردات کالاهای اساسی، سرمایه‌ای و واسطه‌ای صورت گرفته است. بر این اساس بررسی واردات انواع دارو به عنوان یکی از گروه کالاهای اساسی و ضروری کشور از اهمیت خاص برخوردار است. چرا که دولت‌ها باید برای رفع نیازهای کمی و کیفی تقاضاکنندگان دارو (بیماران) از طریق ارتقاء سطح کیفی و کمی تولید داخلی و یا از طریق واردات از کشورهای عرضه‌کننده دارو اقدام نماند. این مسئله هزینه‌هایی مثل پرداخت یارانه برای تولید داروهای ارزان قیمت و یا پرداخت نرخ‌های ارز دولتی برای واردات داروها و مواد اولیه تولید دارو برای کاهش هزینه بیماران در جهت ارتقاء وضعیت سلامت جامعه را به دولت‌ها تحمیل می‌نماید. این که چرا دولت‌ها این هزینه‌ها را متحمل می‌شود همه در راستای این هدف است که بهبود وضعیت سلامت نیروی کار به عنوان بخش عظیمی از جامعه بر رشد و توسعه اقتصادی کشور تاثیرگذار است چرا که نیروی کار به عنوان یک رکن اصلی در هر سیستم اقتصادی مطرح می‌شود[۱]. پس با وجود این هزینه‌ها باید مطالعه‌ای در زمینه واردات دارو در سطح کشور ایران انجام گیرد تا با شناسایی تابع تقاضای واردات داروی کشور و بررسی عوامل تاثیرگذار بر این تابع و تحلیل روابط بین کشورهای عرضه‌کننده داروی آنتی‌بیوتیک به کشور ایران و محاسبه‌ی کشش قیمتی خودی و متقاطع بتوان گامی در جهت حداقل کردن هزینه‌های دولت در این زمینه برداشت.

مطالعات اخیر در زمینه مصرف داروهای گروه آنتی‌بیوتیک هم‌چون مطالعات مالو – فومانال و همکاران[۲]، پلاچوراس و همکاران[۳]، وراسپوتن و همکاران[۴]، پلوس – سوارد و همکاران[۵]، و اندر استیچل و همکاران[۶] و ماتوز و همکاران[۷] بیشتر به بررسی و مقایسه میزان و فرهنگ مصرف این گروه دارویی در مناطق مختلف یک کشور یا در بین کشورها به خصوص کشورهای اروپایی بدون اتکا به روش‌های اقتصادسنجی پرداخته‌اند. اما در خصوص پیشینه مطالعات تقاضای داروها بر مبنای یک الگوی معین و با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی که به مطالعه حاضر نزدیک‌تر است می‌توان به موارد زیر اشاره نمود.

بای و همکاران مطالعه‌ای را از طریق الگوی تقاضای رتردام برای استخراج هزینه ماهانه زندگی برای دارو در ایالات متحده امریکا انجام دادند. نتایج ایشان نشان از منفی و معنی‌دار بودن کشش‌های قیمتی تقاضای دارو یا در واقع حساس بودن تقاضای دارو نسبت به تغییرات قیمت در این کشور دارد[۸]. الیسون و همکاران به بررسی تقاضا و محاسبه کشش‌های قیمتی چهار نوع داروی آنتی‌بیوتیک از شاخه سفاسوسپورین شامل هر دو نوع با نام کارخانه‌ای و ژنریک پرداختند. نتایج آنها گویای وجود جانشینی کامل در بین انواع ژنریک و بعضی از انواع کارخانه‌ای بود[۹]. فیلیپینی و همکاران طی مقاله‌ای، تعیین‌کننده‌های تغییرات منطقه‌ای مصرف سرانه سرپایی آنتی‌بیوتیک را در کشور سوئیس مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از رابطه معنی‌دار این نوع از مصرف آنتی‌بیوتیک با درآمد سرانه، قیمت این دارو و عوامل آموزشی، جمعیتی و فرهنگی است[۱۰]. آکبولوتگیلر در پایان‌نامه ارشد خود تقاضا برای انواع مختلف داروی سیتالوپرام شامل پنج نوع ژنریک و یک نوع با نام کارخانه‌ای را با استفاده از الگوی تقاضای تقریبا ایده‌ال (AIDS) برای کشور سوئد برآورد نمود. وی با محاسبه کشش‌های مخارجی و قیمتی خودی بیان می‌دارد که مخارج تاثیر مثبت بر سهم مخارجی انواع مختلف آنتی‌بیوتیک مذکور دارد و نوع با نام کارخانه‌ای دارای قدرت بازاری بوده و قابل رقابت با انواع ژنریک دارای قیمت‌های کمتر است[۱۱]. فیلیپینی و همکارن در مطالعه‌ای دیگر همان موضوع مطالعه فوق‌الذکر خود را از طریق الگوی AIDS و برای چهار نوع آنتی‌بیوتیک مختلف مورد بررسی قرار دادند. ایشان با محاسبه کشش‌های قیمتی خودی و

Archive of SID

www.SID.ir

متقاطع به همراه کشش‌های مربوط به عوامل اقتصاد اجتماعی لحاظ شده در الگو به این نتیجه رسیدند که جانشینی معنی‌داری بین انواع جدیدتر و گرانتر آنتی‌بیوتیک با انواع قدیمی‌تر و ارزان‌تر آن وجود دارد[۱۲].

از طرف دیگر در داخل کشور نیز بهرامی‌زاده به برآورد تابع تقاضای داروهای گیاهی کشور پرداخته و نتیجه می‌گیرد که داروهای گیاهی و شیمیایی در سبد کالایی خانوارهای شهری جانشین یکدیگر نیستند[۱۳]. بنابر این هدف از انجام این مطالعه برآورد تابع تقاضای واردات گروه داروئی آنتی‌بیوتیک در ایران می‌باشد.

روش پژوهش

این تحقیق با استفاده از دستگاه تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) با بکارگیری روش برآورد رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط (SUR) به دنبال تحلیل مناسبی از تابع تقاضای واردات گروه دارویی آنتی‌بیوتیک‌ها از پنج شریک اول تجاری عرضه‌کننده داروهای آنتی‌بیوتیک به کشورایران می‌باشد.

دستگاه تقاضای تقریبا ایده‌آل طبق نظر مبتکران آن دیتون و مولبوئر به دلیل خوش رفتار بودن نسبت به داده‌های مزیت بیشتری نسبت به دیگر مدل‌های تقاضا از جمله ترانسلوگ و رتردام دارد. زیرا بدون تکیه بر تابع مطلوبیت و مشکلات مربوط به مسئله جمع‌پذیری موجود در آن و از طریق تابع مخارج به استخراج تابع تقاضا می‌پردازد. تقریب خطی این دستگاه معادلات برای زمان t به صورت زیر معرفی می‌گردد[۱۴]:

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_i \gamma_{ij} LogP_{jt} + \beta_i Log\left(x/P^*\right)_t + e_{it}$$

که در آن w_i سهم مخارج واردات گروه دارویی آنتی‌بیوتیک از کشور i ام، P_j میانگین موزون قیمت واردات این داروها از کشور j ام، x مخارج کل واردات گروه دارویی آنتی‌بیوتیک کشور، P^* شاخص قیمت استون با $LogP^* = \sum_i w_i LogP$، e_i جزء اخلال و $i = 1,\cdots,5$ به ترتیب بیانگرکشورهای ایتالیا، سوئیس، آلمان، انگلستان و سایر شرکاء تجاری به عنوان کشورهای مبدا واردات این گروه کالایی به کشور است.

در این دستگاه معادلات وجود محدودیت برابر یک بودن مجموع سهم‌های مخارجی هریک از شرکاء تجاری (یعنی $\sum_i w_{it} = 1$)، باعث می‌گردد تا نه تنها برآورد الگوی تقریب خطی دستگاه تقاضای تقریباً ایده‌آل با محدودیت $\sum_i e_{it} = 0$ (یعنی وجود همبستگی غیر قابل مشاهده ظاهری میان اجزا اخلال معادلات سهم مخارج هریک از شرکاء) روبرو گردد، بلکه محدودیت‌های زیر نیز بر الگو تحمیل شود. لذا برآورد الگو از طریق برآوردگرهای حداقل مربعات معمولی و دو مرحله‌ای از کارایی لازم برخوردار نیست و برآورد الگو می‌بایست به روش رگرسیون‌های به ظاهر غیرمرتبط صورت پذیرد[۱۴-۱۷].

قید جمع‌پذیری $\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \gamma_{ij} = 0, \sum_i \beta_i = 0$

قید همگنی $\sum_j \gamma_{ij} = 0$

قید تقارن $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$

به این ترتیب کشش‌های مخارجی (درآمدی) η_i و قیمتی ε_{ij} این دستگاه تقاضا به صورت زیر قابل استخراج هستند:

$$\eta_i = 1 + \left(\beta_i / \overline{w}_i\right) \quad \text{با} \quad \overline{w}_i = \left(1/T\right)\sum_t w_{it}$$

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \left(\frac{\gamma_{ij}}{\overline{w}_i}\right) - \beta_i\left(\frac{\overline{w}_j}{\overline{w}_i}\right) \text{با} \; \delta_{ij} = 1, i = j; \delta_{ij} = 0, i \neq j$$

در تحقیق حاضر برآورد این دستگاه توابع تقاضای واردات گروه دارویی آنتی‌بیوتیک‌ها برای کشور ایران بر مبنای مبدا واردات از پنج شریک اول تجاری کشور یعنی کشورهای ایتالیا، سوئیس، آلمان، انگلستان و گروه سایر شرکای انجام می‌شود. اطلاعات مورد نیاز از داده‌های انتشار یافته آماری گمرک کشور در سالنامه‌های آمار بازرگانی خارجی برای دوره ۱۳۹۲-۱۳۶۰ استخراج گردیده است به گونه‌ای که متغیرهای قیمتی بیانگر میانگین وزنی قیمت انواع داروهای آنتی‌بیوتیک وارداتی از هر یک شرکاء تجاری می‌باشند و با تقسیم مقدار ارزش دلاری واردات هرنوع از داروهای آنتی‌بیوتیک به مقدار وزنی، قیمت خام هر نوع داروی آنتی‌بیوتیک از کشور i ام به دست می‌آیند. سپس با تقسیم مقدار وزنی هر نوع داروی آنتی‌بیوتیک از

Archive of SID

www.SID.ir

کشور i ام به مقدار وزنی کل واردات داروی آنتی‌بیوتیک از کشور i ام سهم هر نوع داروی آنتی‌بیوتیک در واردات این نوع دارو از آن کشور استخراج و در نهایت با ضرب قیمت خام هر یک از انواع آنتی‌بیوتیک وارداتی از آن کشور درسهم‌های مربوطه آنها، یک میانگین وزنی از قیمت انواع داروی آنتی‌بیوتیک وارداتی برای هریک از شرکاء استخراج گردید.

یافته‌ها

قبل از انجام برآورد الگو برای تمام متغیرهای بکار رفته در الگو ازطریق آزمون دیکی - فولر به تعیین مانایی ونامانایی متغیرها پرداخته می‌شود[۱۵-۱۷].نتایج مندرج این آزمون در جدول ۱ گویای این است که متغیرمستقل قیمت واردات، از هر یک از شرکاء (p_i) و متغیر وابسته‌ی سهم مخارج واردات ازهریک از شرکاء (w_i) موجود در برآورد در سطح ۱۰ درصد مانا هستند و هیچ کدام از متغیر ها نامانا نیستند به عبارتی میانگین و واریانس و خود کواریانس در وقفه‌های مختلف در طول زمان یکسان و ثابت بوده است (جدول ۱).

ابتدا برآورد الگو برای سهم‌های مخارج واردات گروه دارویی آنتی‌بیوتیک کشور از کشورهای مختلف مبدا واردات و متغیر میانگین موزون قیمت واردات این داروها از هریک ازکشورها، بدون اعمال هیچ یک از محدودیت‌های نظری تقاضا (همگنی، تقارن، هم نسبتی) انجام می‌شود.

در این صورت بر اساس روش برآورد رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط برای برآورد الگو ابتدا معادله سهم سایر شرکاء تجاری از الگوی برآوردی حذف و درنهایت ضرایب این معادله از طریق قید جمع‌پذیری محاسبه می‌گردد[۱۸،۱۴]. نتایج تشخیصی برآورد الگو پس از رفع خود همبستگی مرتبه اول خطاهای موجود در معادلات اول، دوم و سوم در جدول ۲ ارائه شده که نشان از رفع این مشکل دارد. هم‌چنین نتایج آزمون وایت جهت آزمون وجود هم‌سانی واریانس میان اجزا اخلال در هر یک از معادلات الگوی تقاضا واردات گروه دارویی آنتی‌بیوتیک کشور از منابع مختلف عرضه‌کننده موجود در این جدول حاکی از پذیرش فرضیه صفر یعنی عدم وجود ناهم‌سانی واریانس میان اجزا اخلال در هر چهار معادله می‌باشد (جدول ۲).

اکنون جهت دست‌یابی به برآوردی از الگوی نهایی تقاضای واردات داروهای آنتی‌بیوتیک کشور می‌بایست ابتدا فروض نظری تابع تقاضا یعنی فرضیه‌های هم نسبتی (عدم تاثیر مخارج یا درآمد بر تقاضا)، همگنی (همگن از درجه صفر بودن تقاضا نسبت به قیمت کالاها و مخارج) و تقارن (وجود تقارن در ماتریس جانشینی) بر روی الگوی انتخابی فوق آزمون گردند و پس از انتخاب الگوی نهایی تحلیل صورت گیرد. با در نظر گرفتن الگوی غیرمقید و با تشخیص صحیح الگو (بدون در نظر گرفتن عادات مصرفی برای رفع خود همبستگی اجزاء اخلال) و برقراری محدودیت‌های جمع‌پذیری آزمون فرضیه‌ی هم نسبتی از طریق آزمون والد به صورت زیرانجام می‌گیرد[۱۹].

$$H_0 : \beta_i = 0 \qquad \text{برای} \qquad i = 1,2,3,4$$

که در آن β_i پارامتر مربوط به مخارج کل واقعی روی داروی آنتی‌بیوتیک وارداتی $[Ln(X/P^*)]$ است. آماره کای دو(χ^2) محاسبه شده برابر با (۳/۳۲۱) می‌باشد که از مقدار آماره χ^2 جدول (۹/۴۸۸) با درجه آزادی ۴ در سطح خطای۵٪ کمتر بوده و بیانگر عدم رد فرضیه H_0 است. رد نشدن فرضیه H_0 دال بر هم نسبت بودن توابع تقاضای واردات داروهای آنتی‌بیوتیک نسبت به مخارج واردات (درآمد) این گروه کالایی است به این مفهوم که تقاضای واردات داروهای آنتی‌بیوتیک از هریک از پنج طرف عرضه‌کننده مستقل از مخارج واقعی واردات می‌باشد.

طبق نتیجه این آزمون فرضیه دال بر صفر بودن β_i (برای $i = 1,2,3,4$)، متغیر توضیحی مخارج واقعی $[Ln(X/P^*)]$ از الگو حذف می‌گردد و آزمون فرضیه همگنی بر مبنای این شرایط انجام می‌شود. فرضیه همگنی تقاضا توسط شرط برابری پارامتر متغیر قیمت یکی از گروه‌های سهم تقاضا با منفی مجموع

Archive of SID

www.SID.ir

پارامترهای متغیر قیمت سایر گروه‌ها در هر یک ازمعادلات سهم مخارجی الگوی مورد نظر به صورت زیر آزمون می‌گردد:

$$H_0 : \gamma_{i5} = -\sum_{j=1}^{4} \gamma_{ij} \quad \text{برای} \quad i = 1,2,3,4$$

آماره χ^2 محاسبه شده برابربا (۱۵۷/۹۵) می‌باشد که از آماره χ^2 جدول با درجه آزادی ۴ در سطح اطمینان ۹۹٪ بزرگتر می‌باشد. بنابراین فرضیه H_0 رد می‌شود که بیانگر رد فرضیه همگنی است. بدین ترتیب، رفتار تقاضای وارداتی داروهای آنتی‌بیوتیک دلالت بر ناهمگنی دارد و حاکی از تغییر سهم‌های تقاضای واردات در اثر تغییر متناسب در قیمت‌ها و مخارج می‌باشد.آزمون فرضیه تقارن را نیز می‌توان به صورت زیر آزمون نمود:

$$H_0 : \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \text{برای} \quad i \neq j, \quad i, j = 1,2,3,4$$

مقدار آماره χ^2 محاسبه شده (۱۸/۳۰) بزرگتر از مقدار χ^2 جدول با درجه آزادی ۶ در سطح اطمینان ۹۹٪ می‌باشد، پس فرضیه متقارن بودن پارامترهای قیمتی متقاطع الگوی مورد بررسی رد می‌گردد. در ادامه جهت حصول اطمینان بیشتر از نتایج آزمون‌های دوم و سوم به بررسی نتایج آزمون همزمان دو قید همگنی و تقارن نیز پرداخته می‌شود. مقدار χ^2 محاسبه شده این آزمون برابر(۱۷۱/۹۸۷) می‌باشد که از مقدار χ^2 جدول با درجه آزادی ۱۰ در سطح خطای ۱٪ بزرگتر بوده و بیانگر رد فرضیه، همزمان همگنی و تقارن می‌باشد. نتایج آماری برآورد الگوی نهایی منطبق بر نتایج آزمون‌های انجام شده یعنی با وجود فرض هم‌نسبتی (حذف متغیر مخارج واقعی از الگو) و فقدان وجود فروض همگنی و تقارن (بدون لحاظ هر گونه قیدی بر روی متغیرهای قیمتی) و پس از رفع خود همبستگی مرتبه اول موجود در خطاها به روش SUR در (جدول ۳) آورده شده است.

این نتایج برای ضرایب قیمتی خودی که در واقع بیانگر اثر تغییر قیمت داروهای آنتی‌بیوتیک از کشور i ام روی میزان سهم مخارج وارداتات داروهای آنتی‌بیوتیک از کشور i ام همان کشور است نشان می‌دهند که این ضرایب برای هر چهار کشور مورد بررسی مثبت می‌باشد به گونه‌ای که برای کشورهای ایتالیا و سوئیس در سطح اطمینان ۹۰٪ و برای انگلستان در سطح ۹۵٪ معنادار بوده، اما برای کشور آلمان از سطح معناداری لازم برخوردار نیست. بررسی نتایج برآورد ضرایب قیمتی متقاطع (بیانگر اثر تغییر قیمت داروهای آنتی‌بیوتیک از کشور i ام روی میزان سهم مخارج وارداتات داروهای آنتی‌بیوتیک از کشور j ام) بین کشورهای ایتالیا و سوئیس نشان از یک رابطه مثبت دو سویه دارد که تنها از یک جهت و در سطح اطمینان ۹۰٪ معنادار است و لذا گویای یک رابطه جانشینی ضعیف یک طرفه بین این دو کشور می‌باشد. زیرا با افزایش قیمت داروهای آنتی‌بیوتیک وارداتی از کشور ایتالیا سهم مخارج واردات از سوئیس افزایش می‌یابد، یعنی کشور سوئیس در زمینه واردات داروهای آنتی‌بیوتیک کشور ایران می‌تواند جانشین کشور ایتالیا گردد، ولی این رابطه در جهت معکوس مورد تایید قرار نمی‌گیرد. هم‌چنین ضرایب قیمتی متقاطع بین جفت کشورهای ایتالیا – آلمان و ایتالیا – انگلستان نیز از هر دو جهت منفی، اما تنها از جهت ایتالیا گویای یک رابطه مکملی معنادار به ترتیب در سطوح اطمینان ۹۰٪ و ۹۹٪ است. به عبارتی با افزایش قیمت داروهای آنتی‌بیوتیک از کشور ایتالیا سهم مخارج واردات این گروه کالایی از کشورهای آلمان و انگلستان کاهش می‌یابد. ولی این مفهوم در رابطه معکوس وجود ندارد و با تغییر قیمت داروهای آنتی‌بیوتیک کشورهای آلمان و انگلستان مقدار سهم مخارج وارداتی از کشور ایتالیا بدون تغییر می‌ماند. درباره تغییر قیمت داروهای آنتی بیوتیک وارداتی از کشور سوئیس و تأثیر آن بر عرضه دیگر کشورها می‌توان بیان کرد که کشور سوئیس با کشور آلمان رابطه جانشینی ضعیف یک طرفه و با کشور انگلستان رابطه مکملی ضعیف یک طرفه دارد و بین کشور انگلستان با کشور آلمان نیز طبق نتایج برآوردی رابطه ضعیف مکملی برقرار است. به این ترتیب هیچ رابطه‌ای اعم از جانشینی یا مکملی از طرف آلمان با شرکاء مورد بررسی وجود ندارد. درباره تأثیر نوسانات قیمت گروه سایر شرکاء نیز می‌توان تحلیلی مشابه با بحث‌های بالا را انجام داد.

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به لحاظ شرط هم نسبتی ($\beta_i = 0$ برای $i = 1,2,3,4$) منتج از آزمون فرضیه اول و حذف متغیر مخارج واقعی از دستگاه معادلات برآوردی، مقدار کشش مخارج محاسبه شده (η_i) برای تمامی شرکاء برابرمقدار قطعی یک می‌شود که تاییدی بر رد فرضیه بی‌تاثیر بودن تابع تقاضای واردات گروه دارویی آنتی‌بیوتیک کشور (از منابع مختلف عرضه‌کننده) نسبت به تغییرات متغیر مخارج(درآمد) واقعی است. این نتیجه نشان می‌دهد که با افزایش مخارج واقعی (درآمد)، میزان تقاضای واردات داروهای آنتی‌بیوتیک به همان مقدار افزایش می‌یابد یا به عبارت دیگر داروهای آنتی‌بیوتیک وارداتی از منابع عرضه‌کننده مختلف کالاهای عادی با کشش درآمدی واحد هستند. در نتیجه سهم‌های مخارجی واردات از کشورهای عرضه‌کننده با تغییر مقدار مخارج واقعی بدون تغییر است.

با توجه به لحاظ شرط هم نسبتی در الگوی برآوردی، معادله‌ی کشش قیمتی به صورت زیر تعدیل می‌یابد[۱۸-۲۰].

$$\varepsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \left(\frac{\gamma_{ij}}{w_i}\right) \text{ با } \delta_{ij} = 1, i = j; \delta_{ij} = 0, i \neq j$$

مقادیر محاسبه شده کشش‌های قیمتی بلند مدت (ε) بر مبنای رابطه فوق و آماره t مربوطه هر کشور در جدول (۴) آورده شده است که عناصر قطر اصلی این جدول نشان‌دهنده کشش‌های قیمتی خودی و عناصر غیر قطر اصلی آن بیانگر کشش‌های قیمتی متقاطع می‌باشند.

عناصر قطر اصلی مقادیر کشش محاسبه شده دارای قدر مطلق کوچک‌تر ازیک هستند به عبارتی کم کشش هستند پس با یک درصد افزایش در قیمت داروهای آنتی‌بوتیک وارداتی از کشورهای ایتالیا، سوئیس و انگلستان تقاضای واردات کاهش می‌یابد ولی نه به میزان افزایش قیمت، در نتیجه سهم مخارج افزایش می‌یابد. در مورد کشور آلمان قضیه متفاوت است چون مقدارکشش قیمتی آلمان نزدیک به واحد است($|-۰/۹۶۷۲۱|$) و آماره t به معنادار بودن این کشش اشاره دارد پس با یک درصد افزایش قیمت داروها از کشور آلمان میزان تقاضای واردات (تقریبا) به همان میزان کاهش می‌یابد و سهم مخارجی آلمان (تقریبا) بدون تغییر می‌ماند. با مشاهده ضرایب برآورد شده متقاطع در جدول (۳) می‌توان در رابطه با مکملی یا جانشینی کشورهای مبدا واردات گروه کالایی مورد بررسی به بحث و تبادل نظر پرداخت. هم‌چنین با آزمون فرضیه زیر روی مقادیر کشش‌های متقاطع محاسبه شده در جدول (۳) می‌توان تاییدی بر مطالب افزود.

$$H_0 : \varepsilon_{ij} = 0 \quad \text{برای} \quad i \neq j,\ i, j = 1,\ldots,4$$

به طور مثال تغییر قیمت داروهای آنتی‌بیوتیک از کشور آلمان بر روی سهم‌های مخارجی واردات هیچ یک از دیگر کشورهای مبداء تاثیری ندارد، زیرا ضرایب قیمتی برآوردی متقاطع کشورها در معادله کشور آلمان و هم‌چنین مقدار کشش متقاطع محاسبه شده بین کشور آلمان و دیگر کشورها به لحاظ آماری بی‌معنا می‌باشد که بیانگر عدم رد فرضیه H_0 است. افزایش قیمت داروهای آنتی بیوتیک از کشور ایتالیا، منجر به افزایش سهم مخارجی واردات این گروه کالایی از کشورسوئیس می‌شود. چون ضریب برآوردی مربوطه و مقدار کشش متقاطع محاسبه شده آن مثبت و از لحاظ آماری معنادار می‌باشد که بیانگر رابطه جانشینی بین این دو کشور خواهد بود. از طرف دیگر با افزایش قیمت این نوع داروها از سمت کشور ایتالیا با کاهش مقدار تقاضای واردات این داروها از کشور آلمان و انگلستان مواجه خواهد شد، که دلیلش منفی و معنادار بودن ضرایب قیمتی متقاطع و کشش‌های متقاطع قیمتی بین ایتالیا با آلمان و انگلستان می‌باشد که تصدیقی بر وجود رابطه مکملی تقاضای واردات داروی آنتی‌بیوتیک بین ایتالیا با این دو کشور می‌باشد.

بحث و نتیجه‌گیری

این تحقیق با هدف تعیین شکل تبعی تقاضای واردات داروهای آنتی‌بیوتیک کشور ایران به نتایجی مانند هم‌نسبتی، ناهمگنی و نامتقارنی تابع تقاضای واردات این نوع داروها پی برد و از طرفی محاسبه‌ی کشش‌های

Archive of SID

www.SID.ir

قیمتی منتج از نتایج برآورد الگو حاکی از کم کشش بودن توابع تقاضای واردات این نوع داروها نسبت به قیمت‌های خودی از کشورهای ایتالیا، سوئیس و انگلستان می‌باشد به این مفهوم که با افزایش قیمت داروهای آنتی‌بیوتیک از سمت هریک ازاین کشورها مقدار تقاضای واردات به مقدار کمتری از افزایش قیمت‌ها کاهش می‌یابد پس می‌توان نتیجه گرفت که کشور ایران نسبت به افزایش قیمت (افزایش مخارج واردات) این اقلام دارویی حساسیت کمتری دارد و به عبارت دیگر به واردات داروهای آنتی‌بوتیک از این کشورها وابسته است. اما در مورد کشورآلمان این قضیه مصداق ندارد و با افزایش قیمت داروهای آنتی‌بیوتیکی در این کشور، سهم مخارجی واردات ایران از آلمان در این نوع کالا (نسبتا) بدون تغییر می‌ماند که می‌توان نتیجه گرفت کشور ایران نسبت به واردات این اقلام دارویی از کشور آلمان وابستگی ندارد. از طرف دیگر کشش‌های متقاطع قیمتی بین کشور آلمان و دیگر کشورها نیز نشان از عدم تغییر سهم‌های مخارج واردات دیگر کشورها در اثر نوسانات قیمتی داروهای آنتی‌بیوتیک از کشور آلمان دارد. هم‌چنین به دلیل هم نسبت بودن الگو نسبت به مخارج و نتایج حاصل از محاسبه کشش‌های مخارجی، بیانگر این است که داروهای آنتی‌بیوتیک وارداتی از همه کشورهای عرضه‌کننده جز کالاهای عادی با کشش درآمدی واحد هستند. در نهایت از آنجایی که تاکنون کلیه مطالعات انجام شده در زمینه تقاضای دارو براساس تفکیک انواع دارو بوده و مطالعه حاضر به لحاظ در نظر گرفتن مبنای تفکیک کشوری مبدا تقاضای واردات گروه دارویی آنتی‌بوتیک دارای ساختاری متفاوت از آنها است. لذا امکان مقایسه دقیق نتایج این مطالعه با سایر مطالعات وجود ندارد، اما در یک تطبیق تقریبی می‌توان عنوان نمود نتایج حاصل در خصوص اثرگذاری متغییر مخارج بر تقاضای واردات دارو با مطالعات فیلیپینی و همکاران[۱۰] و البولوتگیلر [۱۱] نتیجه هم‌سو دارد از طرف دیگر در مورد تاثیر عامل قیمتی نیز هم‌خوان با نتایج مطالعات بای و همکاران[۸] آلیسون و همکاران [۹] البولوتگیلر [۱۱] و فیلیپینی و همکاران[۱۲] است.

جدول ۱ - آزمون ریشه واحد بر روی متغیرها برای تعیین مانایی

سطح خطا / متغیر	۱٪	۵٪	۱۰٪	مانا است
LnP_1		*	*	با عرض از مبدأ و روند
LnP_2			*	بدون عرض از مبدأ و روند
LnP_3	*	*	*	بدون عرض از مبدأ و روند
LnP_4		*	*	با عرض از مبدأ و روند
LnP_5			*	بدون عرض از مبدأ و روند
$Ln\left(x/\ p^*\right)$	*	*	*	بدون عرض از مبدأ و روند
w_1		*	*	با عرض از مبدأ و روند
w_2			*	بدون عرض از مبدأ و روند
w_3			*	با عرض از مبدأ و روند
w_4		*	*	بدون عرض از مبدأ و روند
w_5				تحت هر شرایط نامانا است

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۲ - نتایج معیارهای تشخیصی برآورد الگو به روش SUR بعد از رفع خود همبستگی مرتبه اول خطاها

معادله سهم مخارج واردات از کشور	ضریب تعیین (R^2)	آماره دوربین-واتسون (D-W)	آزمون فرضیه عدم وجود ناهمسانی واریانس		
			آماره F	احتمال	فرضیه H
ایتالیا	۰/۶۱۲۸۹۶	۱/۶۹۰۰۲۵	۱/۱۴۷۲۰۵	۰/۳۸۰۷۵۸	پذیرش
سوئیس	۰/۶۹۰۵۹۳	۱/۹۰۷۴۹۳	۰/۸۳۱۰۳۹	۰/۶۰۵۶۴۵	پذیرش
آلمان	۰/۸۹۴۸۳۸	۱/۶۶۷۵۳۴	۱/۸۱۵۹۹۱	۰/۱۲۶۲۸۷	پذیرش
انگلستان	۰/۷۵۷۷۰۶	۱/۸۶۷۳۷۰	۰/۹۱۷۹۲۶	۰/۵۳۶۴۳۱	پذیرش

منبع: محاسبات تحقیق

جدول ۳ - برآورد مقید پارامترهای سیستم تقاضای واردات گروه دارویی آنتی‌بیوتیک‌ها به روش SUR

پارامتر \ معادله		ایتالیا w_1	سوئیس w_2	آلمان w_3	انگلستان w_4	سایرشرکاء w_5
α_i		۰/۰۸۷۰۸۷ (۴/۰۷)	۰/۱۲۶۹۵۴ (۲/۹۷)	۰/۰۵۰۷۰۲ (۶/۷۱)	۰/۰۴۵۶۴۳ (۷/۱۷)	۰/۶۸۹۶۱۴
اثرات قیمتی واردات	γ_{i1}	۰/۰۲۶۷۳۲ (۱/۶۶)	۰/۰۲۳۳۸۲ (۱/۷۱)	-۰/۰۱۰۸۱۰ (-۱/۸۴)	-۰/۰۲۴۳۵۷ (-۴/۷۰)	-۰/۰۱۴۹۴۷
	γ_{i2}	۰/۰۰۶۵۹۰ (۰/۴۵)	۰/۰۲۶۰۰۱ (۱/۹۲)	۰/۰۱۲۴۱۳ (۲/۴۱)	-۰/۰۱۲۷۳۹ (-۲/۵۸)	-۰/۰۳۲۲۶۵
	γ_{i3}	-۰/۰۰۰۱۸۰ (-۰/۰۳)	-۰/۰۰۵۰۶۷ (-۱/۰۷)	۰/۰۰۲۹۵۸ (۱/۴۰)	۰/۰۰۰۲۰۰ (۰/۰۸)	۰/۰۰۲۰۸۹
	γ_{i4}	-۰/۰۲۱۸۰۶ (-۱/۳۴)	-۰/۰۱۱۷۶۶ (-۰/۷۶)	-۰/۰۱۴۸۹۶ (-۲/۴۸)	۰/۰۱۷۷۴۷ (۳/۲۹)	۰/۰۳۰۷۲۲
	γ_{i5}	-۰/۰۶۶۹۷۲ (-۲/۷۲)	-۰/۰۰۵۳۳۸ (-۰/۱۴)	-۰/۰۴۲۳۱۸ (-۴/۸۶)	-۰/۰۰۶۵۳۹ (-۰/۸۵)	۰/۱۲۱۱۶۷
AR		۰/۳۲۲۵۷۴ (۱/۹۸)	۰/۷۷۰۴۰۸ (۶/۸۲)	۰/۳۱۵۳۶۳ (۲/۰۳)	----	----
D.W		۱/۷۰۲۸	۲/۰۰۴۷	۱/۶۳۰۰	۱/۷۶۲۱	----
R^2		۰/۶۰	۰/۶۶	۰/۸۹	۰/۷۵	----

اعداد داخل پرانتز بیانگر مقادیر آماره t است.

منبع: محاسبات تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ٤ - برآورد کشش‌های قیمتی خودی و غیر خودی در الگوی تقاضای تقریباً ایده‌آل خطی LA/AIDS

پارامتر	معادله	ایتالیا w_1	سوئیس w_2	آلمان w_3	انگلستان w_4	سایرشرکاء w_5
کشش قیمتی	ایتالیا $j=1$	-۰/۷۶۴۸۱ (-۵/۴۰۷۲۵)	۰/۱۸۹۵۲۷ (۱/۷۲۰۰۲۴)	-۰/۱۲۰۱۶ (-۱/۸۴۸۸۱)	-۰/۳۲۲۹ (-۴/۷۰۵۷۶)	-۰/۰۲۴۸۸
	سوئیس $j=2$	۰/۰۵۷۹۸ (۰/۴۵۵۵۵۱)	-۰/۷۸۹۲۴ (-۷/۱۹۹۱۹)	۰/۱۳۷۹۷۶ (۲/۴۱۵۹۲۱)	-۰/۱۶۸۸۸ (-۲/۵۸۱۳۶)	۰/۰۵۳۷
	آلمان $j=3$	-۰/۰۰۱۵۸ (-۰/۰۳۰۵۱)	-۰/۰۴۱۰۷۰ (-۱/۰۷۶۹۴)	-۰/۹۶۷۲۱ (-۴/۱۲۷۸)	۰/۰۰۲۶۵۱ (۰/۰۸۳۸۵۷)	۰/۰۰۳۴۷۷
	انگلستان $j=4$	-۰/۱۹۱۸۵ (-۱/۳۴۳۳۱)	-۰/۰۹۵۳۷۰ (-۰/۷۶۸۱۷)	-۰/۱۶۵۵۸ (-۲/۴۸۹۷۲)	-۰/۷۶۴۷۳ (-۱۰/۷۰۸)	۰/۰۵۱۱۳
	سایرشرکاء $j=5$	-۰/۵۸۹۲۴ (-۲/۷۲۸۲۱)	-۰/۰۴۳۲۷ (-۱/۴۸۸۲۹)	-۰/۴۷۰۳۸ (-۴/۸۶۱۳۴)	-۰/۰۸۶۶۹۰ (-۰/۸۵۲۶۵)	-۰/۷۹۸۳۴

اعداد داخل پرانتز بیانگر مقادیر آماره t است

منبع: محاسبات تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

Reference:

1- Mosavijahromi Y**.** Economic Development and Planning. Six edition, Tehran: payamnoor; 2007: 122-123. [In Persian]

2- Malo-Fumanal S, Rabanaque-Hernández MJ, Feja-Solana C, Lallana-Alvarezc MJ, Armesto-Gómezd J, Bjerrume L. Differences in outpatient antibiotic use between a Spanish region and a Nordic country, Enfermedades Infecciosas y Microbiología Clínica 2014; 32(7): 412–417.

3- Plachouras D, Antoniadou A, Giannitsioti E, Galani L, Katsarolis I, Kavatha D, Koukos G, Panagopoulos P, Papadopoulos A, Poulakou G, Sakka V, Souli M, Sybardi S, Tsiodras S, Kanellakopoulou K, Giamarellou H. Promoting prudent use of antibiotics: the experience from a multifaceted regional campaign in Greece, BMC Public Health 2014; 14: 866-872.

4- Versporten A, Bolokhovets G, Ghazaryan L, Abilova V, Pyshnik G, Spasojevic T, Korinteli I, Raka L, Kambaralieva B, Cizmovic L, Carp A, Radonjic V, Maqsudova N, Celik HD, Payerl-Pal M, Pedersen HB, Sautenkova N, Goossens H. Antibiotic use in eastern Europe: a cross-national database study in coordination with the WHO Regional Office for Europe, Lancet Infectious Diseases 2014; 14: 381–87.

5- Plüss-Suard C, Pannatier A, Kronenberg A, Mühlemann K, Zanetti G. Hospital antibiotic consumption in Switzerland: comparison of a multicultural country with Europe, Journal of Hospital Infection 2011; 79: 166-171.

6- Vander Stichele RH, Elseviers MM, Ferech M, Blot S, Goossens H. Hospital consumption of antibiotics in 15 European countries: results of the ESAC Retrospective Data Collection (1997–2002), Journal of Antimicrobial Chemotherapy 2006; 58(1): 159-167.

7- Matuz M, Benko R, Doro P, Hajdu E, Nagy G, Nagy E, Monnet DL, Soos G. Regional variations in community consumption of antibiotics in Hungary 1996–2003, British Journal of Clinical Pharmacology 2005; 61: 96–100.

8- Baye MR, Maness R, Wiggins SN. Demand systems and the true sub index of the cost of living for pharmaceuticals, Applied Economics 1997; 29: 1179-1189.

9- Ellison SF, Cockburn I, Griliches Z, Hausman J. Characteristics of demand for pharmaceutical products: an examination of four cephalosporin's, Rand Journal of Economics 1997; 28(3): 426-446.

10- Filippini M, Masiero G, Moschetti K. Socioeconomic determinants of regional differences in outpatient antibiotic consumption: Evidence from Switzerland, Health Policy 2006; 78: 77-92.

11- Akbulutyiller k;Granlund D. Application of almost ideal demand system for a pharmuceutical. M.A dissertation, Department of Economics and Social Sciences, Hgskolan Dararna University, Swede; 2008.

12- Filippini M, Masiero G, Moschetti K. Regional consumption of antibiotics: A demand system approach, Economic Modelling 2009; 26: 1389–1397.

13- Bahramizadeh N. Estimation of demand for herbal medicines: Case Study of Iran 1997-2006, MA dissertation, Faculty of Economy, Tehran University; 2008. [In Persian]

14- Deaton A, Mullbauer J. Almost Ideal Demand System. American Economic Review Journal 1980; 70: 312-326.

15- Gujarati D. Basic Econometrics. Tehran: UniversityTehran; 1390: 907-970. [In Persian]

Archive of SID

www.SID.ir

16- Derakhshan M. Econometrics (Single Equations with Classical Assumptions). Tehran: Samt Entesharat; 2007:152-180. [In Persian]
17- Bidram R. Econometrics Estimates .Tehran: Manshoor bahrevari; 2010: 1-32. [In Persian]
18- Shahrivar A. Pattern of Long term Allocation of Import (AIDS); MD.Esfahan.Faculty of Humanities Sciences; University khorasgan; 2005. [In Persian]
19- Ranjbar H. Structure of Demand for Imports (Almost Ideal Demand System), PhD dissertation, Faculty of Economy, Esfahan University; 2003. [In Persian]
20- Tavakoli A. Estimated Price and Income Elasticity's of Import Demand and Structural Changes. Journal of Administrative Sciences and Economics1991; 2: 25-32. [In Persian]

Archive of SID

www.SID.ir