تحقیقات اقتصادی / دوره ۵۱، شماره‌ی ۴، زمستان ۹۵/ ص ۸۰۰-۷۷۷

برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای واردات دارو در ایران

حسین پناهی[۱]، سکینه سجودی*[۲]، مه نساء مرندیان حق[۳]

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، panahi@tabrizu.ac.ir

۲. دکترای علوم اقتصادی دانشگاه تبریز، sakinehsojoodi@gmail.com

۳. کارشناس ارشد مدیریت بازرگانی دانشگاه تبریز، marandian_m@hotmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۱/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۰۸/۰۴

چکیده

یکی از بندهای اصلی اقتصاد مقاومتی، حمایت از تولید داخلی و محدودسازی واردات، به‌ویژه در بخش‌هایی است که امکان تولید محصولات جایگزین واردات وجود دارد. این امر نیازمند تنظیم سیاست‌های دقیق تجاری است و برای حصول این مهم، شناخت ساختار واردات و کشش‌های قیمتی و درآمدی تابع تقاضای واردات امری ضروری می‌باشد. این ضرورت در مورد کالاهای حساس و حیاتی مانند دارو به‌مراتب بیش‌تر است، بنابراین، سیاست‌گذاری در حوزه‌ی واردات دارو از جمله تعیین سقف مقداری و یا وضع تعرفه‌ی وارداتی نیازمند اطلاع دقیق از درجه‌ی حساسیت تقاضای واردات این کالا به قیمت‌ها و درآمد و همچنین ضروری یا لوکس بودن داروی وارداتی برای مصرف‌کننده‌ی داخلی است. باوجود اهمیت این موضوع، مطالعات داخلی توجه چندانی به برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی واردات نکرده‌اند. هدف این مطالعه محاسبه‌ی کشش‌های قیمتی و درآمدی واردت دارو به‌صورت کلی و به تفکیک کشورهای عمده مبدأ واردات در ایران (سوئیس، آلمان، فرانسه و سایر کشورها) و در فاصله‌ی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۳، با به‌کارگیری روش خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) و روش سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه‌ی دوم با مبدأ متفاوت (SDQUAIDS) است. نتایج نشان می‌دهد که کشش درآمدی و کشش قیمتی واردات دارو، هر دو کوچک‌تر از یک بوده و کشش درآمدی بزرگ‌تر از کشش قیمتی است. با برآورد این دو کشش به تفکیک مبادی وارداتی مذکور مشخص شده که کشش درآمدی واردات دارو از دو کشور فرانسه و آلمان بزرگ‌تر از یک است. همچنین کشش قیمتی واردات از تمامی مبادی مورد مطالعه کوچک‌تر از یک است.

طبقه‌بندی JEL: Q21, D31, F17

واژه‌های کلیدی: واردات دارو، کشش قیمتی، کشش درآمدی، سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه‌ی دوم با مبادی مختلف.

---

*. نویسنده مسئول، ۰۴۱۳۳۳۹۲۳۶۰

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

بازار داروی ایران از سال ۱۳۸۰ رشد چشمگیری را تجربه کرده و به طور متوسط سالانه از نظر حجم ۶/۸ درصد و از نظر ارزش ۱۸/۵ درصد رشد داشته است. در ارتباط با این تغییرات آنچه نیازمند توجه بیش‌تر می‌باشد آن است که نرخ رشد واردات هم در ارزش و هم در حجم، بیش از تولیدات داخلی بوده است. برای مثال، سهم واردات دارو از کل بازار داروی کشور از نظر ارزش از ۱۸ درصد در سال ۱۳۸۰ به حدود ۴۰ درصد در سال‌های اخیر رسیده است (دینارووند[1]، ۲۰۰۹). مقادیر وزنی واردات دارو نیز افزایش داشته و مقدار آن در سال ۱۳۹۳ نسبت به سال ۱۳۸۰ نزدیک به سه برابر رسیده است[2]. بدون شک افزایش بی‌رویه‌ی واردات دارو می‌تواند مانعی برای رشد و توسعه‌ی تولیدات داخلی باشد، به‌عبارت‌دیگر ورود داروهای دارای مشابه در تولید داخل می‌تواند بازار را برای عرضه‌کنندگان داخلی محدود و فرصت رشد مقیاس تولید را از آن‌ها بگیرد. از سوی دیگر درصورتی‌که این افزایش ناشی از مصرف بی‌رویه دارو باشد، اتلاف منابع ارزی به شمار خواهد آمد.

مدیریت مناسب واردات دارو نیازمند شناخت ساختار این متغیر و مطالعه‌ی دقیق آن است. کشش قیمتی و درآمدی تقاضای واردات دارو از مهم‌ترین شاخص‌های مرتبط با واردات دارو می‌باشد، که می‌تواند کاربرد فراوانی در سیاست‌گذاری‌های مرتبط با واردات دارو داشته باشد. باوجود اهمیت موضوع، تعداد مطالعاتی که به برآورد تابع تقاضای واردات برای دارو کرده‌اند چندان قابل‌توجه نمی‌باشد. این مطالعه به دنبال پوشش این خلأ مطالعاتی به‌ویژه در داخل کشور است. برای این منظور ابتدا با تخمین تابع تقاضای کل دارو در دوره‌ی ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۳ با استفاده از روش خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده[3] (ARDL)، کشش قیمتی و درآمدی تقاضای کل برآورد شده و سپس تقاضای دارو به تفکیک چهار مبدأ مختلف و با استفاده از روش سیستم تقاضای تقریباً ایده‌ال درجه‌ی دوم با مبدأ مختلف[4] (SDQUAIDS)، برآورد و کشش‌های قیمتی و درآمدی مربوط به هر مبدأ محاسبه شده است. چهار مبدأ وارداتی انتخاب‌شده عبارتنداز سوئیس، آلمان و فرانسه، که بیش از ۵۰ درصد واردات داروی ایران از آن‌ها

---

1. Dinarvand

۲. سایت رسمی اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران

3. Autoregressive Distributed Lag

4. Source Difference Quadratic Almost Ideal Demand System

Archive of SID

www.SID.ir

تأمین می‌شود و سایر کشورهایی که از آنها واردات دارو به ایران انجام می‌گیرد. دلیل محدود کردن تعداد مبداها، محدود بودن دسترسی به اطلاعات سری زمانی داده‌ها است. در ادامه، ابتدا ادبیات موضوع مورد بررسی قرار گرفته و سپس روش تحقیق معرفی می‌شود. در پایان یافته‌های تحقیق ارائه و نتایج حاصل جمع‌بندی می‌شود.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

یکی از اولین و تأثیرگذارترین مطالعات در زمینه‌ی تخمین تابع تقاضای واردات، مطالعه‌ی اورکات[1] (۱۹۵۰) است. وی کشش قیمتی برای واردات و صادرات و تأثیر آنها بر تراز تجاری را مورد بررسی قرار داده است. پس از مطالعه‌ی اورکات (۱۹۵۰)، تقاضای واردات در مطالعات تجربی گوناگونی مورد بررسی قرار گرفته است مطالعات بالاسا[2] (۱۹۶۷)، هاساکر و مگی[3] (۱۹۶۹)، لیمر و استرن[4] (۱۹۷۰)، موری و گینمن[5] (۱۹۷۶)، گلدشتاین و خان[6] (۱۹۸۵)، سیلواپول و فیلیپس[7] (۱۹۸۵)، آتوکورالا و منون[8] (۱۹۹۵)، ویلکینسون[9] (۱۹۹۲)، دیاک و همکاران[10] (۱۹۹۳)، کارون[11] (۱۹۹۶)، بلسیوتیس و جوزپه[12] (۱۹۹۷)، شیفرا و کیلمر[13] (۲۰۰۷)، محمد[14] (۲۰۰۸)، نارایان و کومار[15] (۲۰۱۰)، پراسیت[16] (۱۹۹۷)، هوریلا[17] (۲۰۰۴)، ونگ و لی[18] (۲۰۱۲) و بلیکا[19] (۲۰۱۳)، از مهم‌ترین این مطالعات به شمار می‌روند.

---

1. Orcutt
2. Balassa
3. Houthakker & Magee
4. Leamer & Stern
5. Murray & Ginman
6. Goldstein & Khan
7. Silvapulle & Phillips
8. Athukorala & Menon
9. Wilkinson
10. Deyak et al.
11. Carone
12. Belessiotis & Giuseppe
13. Shiferaw & Kilmer
14. Muhammad
15. Narayan & Kumar
16. Prasit
17. Havrila
18. Wang & Lee
19. Belicka

Archive of SID

www.SID.ir

بالاسا (۱۹۶۷)، جریان‌های تجاری در بازار مشترک اروپا را با استفاده از درآمد به عنوان تنها متغیر توضیحی مورد بررسی قرار داده و تلاش کرده است چگونگی تأثیر احتمالی کشش درآمدی عرضه‌ی صادرات و تقاضای واردات بر ایجاد تجارت داخلی و خارجی را توضیح دهد. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که درآمد سرانه، تأثیر مورد انتظار را بر ایجاد تجارت ناخالص ندارد. هاساکر و مگی (۱۹۶۹) مدل تقاضای واردات بالاسا (۱۹۶۷)، را با گنجاندن متغیر توضیحی اضافی سطح قیمت (نسبت شاخص قیمت واردات بر شاخص قیمت عمده فروشی کشور واردکننده) گسترش داده‌اند. آن‌ها با استفاده از این الگوی بسط یافته، تابع تقاضای واردات ۱۵ کشور صنعتی را بررسی کرده‌اند. یافته‌های عمده توسط هاساکر و مگی (۱۹۶۹) نشان می‌دهد که تمام مدل‌های تقاضای واردات نسبتاً به خوبی برازش شده‌اند، به طوری که مقدار ضریب تعیین رگرسیون‌ها در دو کشور استرالیا و آفریقای جنوبی به ترتیب ۶۲ و ۷۹/۶ درصد و برای ۱۳ کشور دیگر برابر و یا بیش از ۹۵/۶ درصد بوده است. با این حال، همانگونه که در مطالعه‌ی هاساکر و مگی (۱۹۶۹) اشاره می‌شود، به دلیل حجم نسبتاً کوچک نمونه و شواهدی از وجود خود همبستگی، این نتایج باید با احتیاط به کار گرفته شوند.

لیمر و استرن (۱۹۷۰)، نشان داده‌اند که یک مبنای نظری قوی برای گنجاندن قیمت نسبی واردات به قیمت‌های داخلی (RP) و درآمد واقعی در مدل تقاضای واردات وجود دارد. مطالعه‌ی موری و گینمن (۱۹۷۶)، یکی از مطالعاتی است که کمک شایانی به شناخت خصوصیات مدل تقاضای واردات کرده است. این مطالعه نشان می‌دهد که مدل تقاضای واردات، شامل درآمد، شاخص قیمت واردات و شاخص قیمت محصولات داخلی جایگزینی برای واردات می‌باشد. مدل تقاضای واردات پیشنهاد شده توسط موری و گینمن (۱۹۷۶) شامل متغیر توضیحی درآمد، شاخص قیمت واردات، شاخص قیمت داخلی برای محصولات قابل مبادله و شاخص قیمت داخلی برای محصولات غیر قابل مبادله به طور جداگانه می‌شود. براساس این مطالعه، استدلالی وجود دارد مبنی بر اینکه مدل تقاضای واردات سنتی که از نسبت قیمت‌ها یا همان RP استفاده می‌کند، برای برآورد تقاضای واردات اختصاصی مناسب‌تر است. با این حال، زمانی که برآورد پارامتر بر مبنای تقاضای واردات کل می‌باشد، RP متغیر توضیحی نامناسبی خواهد بود.

Archive of SID

www.SID.ir

مطالعات اولیه در زمینه‌ی مدل‌سازی تجاری بیش‌تر بر تقاضای واردات کل در یک کشور معین توجه داشته‌اند. مدل تجاری آرمینگتون[1] (۱۹۶۹)، یکی از محبوب‌ترین مدل‌ها می‌باشد که به عنوان محرکه‌ی تجزیه و تحلیل تجربی واردات یک کالای خاص مورد استفاده قرار گرفته است (بابولا[2]، (۱۹۸۷)؛ پنسن و بابولا[3]، (۱۹۸۸)؛ دافی و همکاران[4]، (۱۹۹۰)). مدل آرمینگتون در نظریه‌ی تجارت بین‌المللی بینشی ارائه می‌کند که بر اساس آن کالاهای وارداتی با توجه به محل تولید خود، بایکدیگر متفاوت هستند؛ بنابراین یکی از فروض این مدل، جانشینی ناقص کالاها با ریشه‌های مکانی مختلف است. آرمینگتون از یک چارچوب بودجه بندی دو مرحله‌ای استفاده می‌کند که در مرحله‌ی اول آن میزان مخارج وارداتی اختصاص یافته به یک گروه از کالاها تعیین و در مرحله‌ی دوم این مخارج به واردات از کشورهای مختلف به گونه‌ای تخصیص می‌یابد که مطلوبیت حداکثر شود.

با وجود نقش مدل آرمینگتون در تحلیل‌های تجارت خارجی، این مدل از فرضیات محدودکننده‌ای مانند کشش جانشینی ثابت (CES) و متجانس بودن که ممکن است منجر به برآورد یک جانبه‌ی پارامترها شود، رنج می‌برد (آلستون و همکاران[5]، (۱۹۹۰)؛ وینترز[6]، (۱۹۸۴)). در طول بیست سال گذشته، طیف گسترده‌ای از راه حل‌ها برای غلبه بر نقاط ضعف مدل آرمینگتون ارائه شده است. از سوی دیگر، در ادبیات اقتصادی فرم‌های تبعی انعطاف پذیرتری برای برآورد سیستم‌های تقاضا موجود بوده و به طور گسترده در تجزیه و تحلیل تقاضای داخلی مورد استفاده قرار گرفته است. مدل AIDS[7] دیتون و مولبور[8] (۱۹۸۰)، یکی از پرکاربردترین مدل‌های انعطاف‌پذیر برآورد تقاضا می‌باشد که اصول بنیادی نظریه‌ی انتخاب را برآورده می‌کند و تحت شرایط خاصی به طور کامل جمع‌پذیر است. این مدل یک سیستم تقاضای کاملاً انعطاف پذیر را نشان می‌دهد که برخلاف مدل‌های سیستم مخارج خطی (LES)[9]، از فرم تبعی ویژه‌ای پیروی نمی‌کند. وینترز (۱۹۸۴)، به تلفیق الگوی آرمینگتون با الگوی سیستم تقاضای تقریباً

1. Armington
2. Babula
3. Penson & Babula
4. Duffy et al.
5. Alston et al.
6. Winters
7. Almost Ideal Demand System
8. Deaton & Muellbauer
9. Linear Estimation System

Archive of SID

www.SID.ir

ایده آل برای دستیابی به الگوی تقاضای واردات از منابع مختلف عرضه‌کننده‌ی خارجی (SDAIDS)[1] همراه با فروش‌های داخلی پرداخته است. پس از مقاله‌ی وینترز (۱۹۸۴)، تعداد زیادی از مطالعات اقتصادسنجی منتشر شده که در آنها تخمین مدل‌های تقاضای واردات براساس مبادی جغرافیایی با استفاده از فرم‌های تبعی انعطاف‌پذیری مانند AIDS، روتردام، ترانسلوگ، لئونتیف تعمیم یافته و فرم نرمال متقارن درجه‌ی دوم کاربردی و غیره انجام گرفته است. گورتر و مایک[2] (۱۹۸۷) و آلستون و همکاران (۱۹۹۰)، از اولین محققانی هستند که از ویژگی‌های مدل AIDS در زمینه‌ی برآورد تقاضای کالاهای وارداتی از مبادی متفاوت استفاده کرده‌اند. یانگ و کو[3] (۱۹۹۴)، مدل SDAIDS را برای برآورد تقاضای واردات گوشت ژاپن از کشورهای مختلف به کار برده است. مطالعات موتوندو و هنبری[4] (۲۰۰۷) در آمریکا، هنبری و هوانگ[5] (۲۰۰۷) در کره جنوبی، کلوناریس[6] (۲۰۱۴) در یونان نیز از این مدل برای برآورد تقاضای گوشت استفاده کرده‌اند. از میان مطالعات داخلی تنها مطالعه‌ی گودرزی و همکاران (۲۰۰۷) با به‌کارگیری مدل SDAIDS به برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی واردات روغن سویا پرداخته است.

با وجود مطالعات گوناگون در مورد برآورد تابع واردات، تنها تعداد محدودی از این مطالعات به واردات دارو پرداخته‌اند. آلکساندر[7] و همکاران (۱۹۹۴)، با استفاده از اطلاعات هفت کشور در ۸ سال به برآورد تقاضای واردات دارو پرداختند. در این مطالعه تقاضای واردات دارو تابعی از قیمت، درآمد و تعداد پزشکان در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد که کشش قیمتی و درآمدی هر دو بزرگ‌تر از یک بوده و کشش قیمتی از کشش درآمدی بزرگ‌تر است. پراسیت (۱۹۹۷)، تقاضای واردات استرالیا را برای محصولات دارویی تخمین زده است. پراسیت (۱۹۹۷)، از متغیرهای توضیحی شامل شاخص قیمت واردات، RGDP و تولید ناخالص داخلی استفاده کرده و نتایج این مطالعه حاکی از آن است که کشش قیمتی تقاضای واردات در استرالیا کوچک‌تر از یک است، در حالی که کشش درآمدی بزرگ‌تر از یک می‌باشد.

---

1. Source Difference Almost Ideal Demand System
2. Gorter & Meilke
3. Yang & Koo
4. Mutondo & Henneberry
5. Henneberry & Hwang
6. Klonaris
7. Alexander

Archive of SID

www.SID.ir

بلیکا (۲۰۱۳)، تقاضای واردات استرالیا برای محصولات دارویی را برآورد کرده است. در این مطالعه، قیمت واقعی (RP)، تولید ناخالص داخلی واقعی (RGDP) و متغیرهای مجازی فصلی به عنوان متغیرهای توضیحی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. در این مطالعه تقاضای واردات به تفکیک کشورهای مبدأ در الگوهای جداگانه برآورد شده است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که تغییر در قیمت‌های نسبی محصولات دارویی سبب ایجاد تغییرات نسبتاً کوچکی در تقاضای محصولات دارویی می‌شود، در حالی که تحت تأثیر تغییرات درآمد واقعی در استرالیا، تغییرات در تقاضای محصولات دارویی بزرگ‌تر خواهد بود. همچنین براساس نتایج، کشش قیمتی واردات از آمریکا کم‌ترین و کشش قیمتی واردات از انگلستان بیش‌ترین مقدار را دارد. در مورد کشش درآمدی نیز، واردات از آمریکا کم‌ترین و از آلمان بیش‌ترین مقدار را دارد.

در داخل کشور نیز توجه کمی به برآورد تابع تقاضای واردات دارو شده است. عبادی فرد آذر و همکاران (۲۰۱۳)، مطالعه‌ای را با هدف برآورد تابع تقاضای دارو برای خانوارهای شهری و روستائی در ایران و شناسایی متغیرهای اثرگذار انجام داده‌اند. طبق یافته‌های این مطالعه رابطه‌ی معنی‌داری بین هزینه‌های دارویی خانوارها و متغیرهای مستقل تابع مشتمل بر شاخص قیمت دارو، درآمد خانوارها و هزینه‌ی ویزیت پزشکی وجود دارد و همچنین کشش قیمتی تقاضا در خانوارهای ایرانی برای خدمات دارویی کوچک‌تر از یک و بزرگ‌تر از صفر برآورد شده است (برای خانوارهای شهری ۰/۵۶ و خانوارهای روستایی ۰/۳۸). همچنین رنجبر و همکاران (۱۳۹۴) به برآورد کشش‌های واردات آنتی بیوتیک‌ها از کشورهای آلمان، سوئیس، انگلستان و ایتالیا به ایران پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که کشش قیمتی واردات از این کشورها کم‌تر از یکسان می‌باشد.

مطالعه‌ی حاضر از لحاظ کاربرد روش سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل درجه‌ی دوم با مبدأ متفاوت (SDQUAIDS) اولین مطالعه در حوزه واردات دارو محسوب می‌شود.

۳- روش تحقیق

مطابق با مدل بودجه‌بندی دو مرحله‌ای آرمینگتون، مصرف‌کنندگان درآمد خود را در دو مرحله به مخارج اختصاص می‌دهند، در مرحله‌ی اول کل درآمد بین گروه‌های کلی کالایی تقسیم می‌شود و در مرحله‌ی دوم مخارج کلی گروه‌ها به مخارج هر کالا از گروه‌ها تخصیص داده می‌شود. در مدل تخصیص تجاری الستون و همکاران (۱۹۹۰)، روش بودجه‌بندی بدین صورت بیان می‌شود که در مرحله‌ی اول میزان هزینه‌ی کل واردات یک کالا تعیین می‌شود:

Archive of SID

www.SID.ir

$$\ln DD_t = \alpha + \beta_1 LnRP_t + \beta_2 LnRGDP_t + e_t \qquad (۱)$$

به طوری که:

LnDD: لگاریتم مخارج حقیقی واردات دارو (مخارج واردات دارو بر حسب ریال تقسیم بر شاخص قیمت داخلی دارو به پایه سال ۱۳۸۳) می‌باشد. منظور از واردات دارو، داروهای وارداتی برای مصرف انسان به قصد خرده فروشی است.

LnRP: قیمت نسبی واردات که برابر نسبت شاخص قیمت واردات بر شاخص قیمت داخلی دارو است، در مطالعات گوناگون به جای شاخص قیمت داخلی از شاخص قیمت صادرات دارو استفاده شده است. همچنین محاسبه‌ی RP برای تقاضای واردات با تقسیم میانگین ارزش واحد[1] (AUV) واردات بر ارزش واحد (AUV) صادرات محاسبه می‌شود؛ چنانکه AUV هم برای واردات و هم برای صادرات با تقسیم ارزش واردات و صادرات (ارزش پولی) بر مقدار واردات و صادرات مربوطه محاسبه می‌شود؛

LnRGDP: لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی به سال پایه ۱۳۸۳ بر حسب ریال، t دوره‌ی زمانی را نشان می‌دهند.

در مدل نظری تقاضای واردات در معادله‌ی ۱، RP به عنوان نسبت شاخص قیمت واردات بر روی شاخص قیمت داخلی بیان شده است، بنابر این انتظار می‌رود با ثبات سایر شرایط ضریب RP منفی باشد، زیرا افزایش در RP به منزله‌ی گران‌تر شدن واردات خواهد بود، از این رو تقاضای واردات کاهش خواهد یافت. از سوی دیگر، با ثبات سایر شرایط و فرض اینکه کالای وارداتی، کالای نرمال می‌باشد، چنانچه تولید ناخالص داخلی واقعی افزایش یابد، انتظار می‌رود سطح تقاضای واردات بالا رود، یعنی رابطه‌ی مثبت بین سطح تولید ناخالص داخلی واقعی و تقاضای واردات وجود خواهد داشت. سطح واردات داروی ایران بخش کوچکی از کل واردات جهان را تشکیل می‌دهد؛ بنابراین، این فرض که قیمت واردات این دسته از کالاها به صورت برون‌زا تعیین شود، معقول می‌باشد و در نتیجه، برآورد تقاضای واردات در قالب یک مدل تک معادله‌ای خواهد بود. سایر و اسپرینکل[2] (۱۹۹۹)، تأکید کرده‌اند که علاوه بر قیمت، باید نرخ ارز نیز در مدل‌های تقاضای واردات گنجانده شوند؛ که این متغیر با نماد (LnER) در الگو وارد می‌شود. LnER نشان دهنده‌ی لگاریتم نرخ ارز حقیقی است.

---

1. Average Unit of Value
2. Sawyer & Sprinkle

Archive of SID

www.SID.ir

اطلاعات مربوط به واردات دارو از وبسایت اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران و سایر اطلاعات از حساب‌های ملی و گزارش‌های اقتصادی بانک مرکزی جمع‌آوری شده است.

بنابراین مدل نظری برای تقاضای واردات در معادله ۲ ارائه شده است.

$$\ln DD_t = \alpha + \beta_1 LnRP_t + \beta_2 LnRGDP_t + \beta_3 LnER_t + e_t \qquad (۲)$$

به گفته خان و رأس[1] (۱۹۷۷؛ ۱۹۷۵) و سالاس[2] (۱۹۸۲)، زمانی که مدل تقاضای واردات تلاش می‌کند تا نشان دهد چه حد تغییر در متغیرهای توضیحی، متغیر وابسته را در طول زمان تحت تأثیر قرار می‌دهد، مدل مرجح فرم لگاریتمی می‌باشد. در نتیجه، مدل تقاضای واردات در این مطالعه در فرم لگاریتمی برآورد خواهد شد. این رویکرد در تعداد زیادی از مطالعات موجود از جمله در مطالعات هاساکر و مگی (۱۹۶۹)، پراسیت (۱۹۹۷)، دیاک و همکاران (۱۹۹۳)، دوتا و احمد[3] (۲۰۰۴)، شیفرو و کیلمر (۲۰۰۷) و نارایان و کومار (۲۰۱۰) مدنظر قرار گرفته است.

بعد از تعیین مخارج واردات در مرحله‌ی اول از روش بودجه‌بندی دو مرحله‌ای، در مرحله‌ی دوم این مخارج جهت انجام واردات از کشورهای مختلف صرف می‌شود که در این مرحله از مدل AIDS استفاده می‌شود. در این مدل، مخارج، تابعی از مطلوبیت و قیمت در نظر گرفته می‌شود. ملبور[4] (۱۹۷۵ و ۱۹۷۶)، این تابع ترجیحات رتبه‌ای را به گونه‌ای تعریف کرده است که مطلوبیت و قیمت به دلیل متفاوت بودن ماهیت از هم جدا باشند. این تابع که به گروه توابع PIGLOG[5] تعلق دارد نشان دهنده‌ی حداقل مخارج لازم برای دستیابی به سطح مطلوبیت معین با سطح قیمت‌های معین بوده و به شکل زیر است:

$$Ln\, c(u, p) = (1 - u)\, Ln\, a(p) + u\, Ln\, b(p) \qquad (۳)$$

در اینجا u سطح مطلوبیت می‌باشد که بین ۰ (حداقل معیشت) و ۱ (سعادت) است؛ بنابراین توابع خطی همگن مثبت a(p) و b(p) را می‌توان به عنوان هزینه‌های حداقل معیشت و سعادت در نظر گرفت. این توابع به سطح قیمت‌ها (p) وابسته هستند. یکی از ویژگی‌های تابع مخارج آن است که باید نسبت به سطح قیمت‌ها همگن از درجه

---

1. Khan & Ross
2. Salas
3. Dutta & Ahmed
4. Muellbauer
5. Price Independent Generalized Linear

Archive of SID

www.SID.ir

یک باشند. دیتون و مولبور (۱۹۸۰)، برای برآورده شدن این ویژگی توابع $\mathrm{Ln\,a(p)}$ و $\mathrm{Ln\,b(p)}$ را به صورت زیر تعریف کرده‌اند.

$$\mathrm{Ln\,a(p)} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \mathrm{LnP_i} + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij}\mathrm{LnP_i LnP_j} \qquad (۵)$$

$$\mathrm{Lnb(P)} = \mathrm{Lna(P)} + \beta_0 \prod \mathrm{P_i^{\beta_I}}$$

$\mathrm{P_i}$ قیمت کالای i است و n نشان دهنده‌ی تعداد کالاها می‌باشد. حال اگر روابط ۴ و ۵ در ۳ جایگذاری شود خواهیم داشت:

$$\mathrm{Lnc(u,P)} = \alpha_0 + \sum \alpha_i \mathrm{LnP_i} + \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij}\mathrm{LnP_i LnP_j} + u\beta_0 \prod_{i=1}^{n} \mathrm{P_i^{\beta_I}} \qquad (۶)$$

برای اینکه تابع مخارج نسبت به قیمت‌ها همگن خطی باشد باید قیود زیر صدق کند:

$$\sum_{i=1}^{k} \alpha_i = 1, \quad \sum_{i=1}^{k} \beta_i = \sum_{j=1}^{k} \gamma_{ij} = 0, \quad \sum_{i=1}^{k} \lambda_i = 0, \quad \text{و} \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \qquad (۷)$$

با توجه به قضیه لم شفارد، مقدار تقاضا از کالای i که با $\mathrm{x_i}$ نشان داده می‌شود از $\mathrm{x_i} = \frac{\partial c(u,P)}{\partial \mathrm{P_i}}$ به‌دست می‌آید. حال اگر دو طرف معادله را در $\frac{\mathrm{P_i}}{\mathrm{C}}$ ضرب کرده و $\frac{\mathrm{P_i x_i}}{\mathrm{C}}$ را که نشان دهنده‌ی سهم کالای $\mathrm{x_i}$ از مخارج کل است با $\mathrm{w_i}$ نشان دهیم، خواهیم داشت:

$$\mathrm{w_i} = \frac{\mathrm{P_i x_i}}{\mathrm{C}} = \frac{\partial \mathrm{C(u,P)}}{\partial \mathrm{P_i}} . \frac{\mathrm{P_i}}{\mathrm{C}} = \frac{\partial \mathrm{LnC}}{\partial \mathrm{LnP_I}} \qquad (۸)$$

پس سهم مخارج کالای i از کل مخارج برابر با مشتق جزئی لگاریتم مخارج نسبت به لگاریتم قیمت کالای iام می‌باشد. حال با در نظر گرفتن این برابری اگر از رابطه‌ی (۶) نسبت به LnPi مشتق جزئی گرفته شود، خواهیم داشت:

$$\mathrm{w_i} = \frac{\partial \mathrm{LnC}}{\partial \mathrm{LnP_i}} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij}\mathrm{LnP_j} + \beta_i u\beta_0 \prod_{i=1}^{n} \mathrm{P_i^{\beta_I}} \qquad (۹)$$

برای مصرف کننده در حداکثر مطلوبیت، مخارج کل با $\mathrm{C(u,P)}$ برابر است؛ بنابراین اگر از رابطه‌ی (۶) u بر حسب P و C محاسبه و حاصل در رابطه‌ی (۹) جایگزین شود، نتیجه کار این می‌شود که سهم هر کالا یا گروه کالایی از کل بودجه به صورت تابعی از P و C به‌دست می‌آید. یعنی:

$$\mathrm{w_i} = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{ij}\mathrm{LnP_j} + \beta_i \mathrm{Ln}\left(\frac{\mathrm{C}}{\mathrm{P}}\right) \qquad (۱۰)$$

رابطه‌ی (۱۰) بیانگر فرم توابع الگوی AIDS می‌باشد که در آن شاخص قیمتی P از رابطه‌ی زیر به‌دست می‌آید:

$$\mathrm{LnP} = \alpha_0 + \sum \alpha_1 \mathrm{LnP_i} + \frac{1}{2}\sum\sum \gamma_{ij}\mathrm{LnP_i LnP_j} \qquad (۱۱)$$

همانگونه که ملاحظه می‌شود با جاگذاری P در رابطه‌ی (۱۰)، مدل سیستم تقاضای

Archive of SID

www.SID.ir

تقریباً ایده‌آل غیرخطی خواهد بود که معمولاً برای خطی کردن آن از شاخص استون[1] به عنوان یک تقریب[2] به جای شاخص واقعی P استفاده می‌شود که به شکل زیر است (گرین و الستون[3]، ۱۹۹۰):

$$LnP = \sum w_i LnP_I \qquad (۱۲)$$

اما پوئی و همکاران[4] (۲۰۱۲)، با ارائه دستوری جهت تخمین حالت غیر خطی مدل AIDS در برنامه استاتا[5] نیاز به این فرض ساده‌سازی را از میان برداشته‌اند. در این مطالعه نیز فرض بر این است که شاخص قیمت از رابطه‌ی ۱۱ به دست می‌آید که باجاگذاری آن در رابطه‌ی ۱۰ حات غیر خطی مدل AIDS به صورت زیر به‌دست می‌آید:

$$\omega_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{k} \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln\left\{\frac{m}{a(\mathbf{p})}\right\} + \frac{\lambda_i}{b(\mathbf{p})}\left[\ln\left\{\frac{m}{a(\mathbf{p})}\right\}\right]^2 , \; i = 1, \dots, k \qquad (۱۳)$$

زمانی که λ_i برای همه iها مساوی صفر باشد، حالت درجه‌ی دوم در هر معادله سهم مخارج کنار گذاشته می‌شود ومدل AIDS اصلی دیتون و ملبور باقی می‌ماند، بنابراین آزمون $H_0: \lambda_i = 0 \; \forall_i$ اجازه می‌دهد تا به راحتی بین مدل AIDS اصلی و مدل AIDS درجه‌ی دوم انتخاب انجام گیرد.

براساس روابط فوق، برای محاسبه‌ی کشش قیمتی جبران نشده‌ی کالای i با توجه به تغییرات قیمتی j داریم:

$$\epsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{1}{\omega_i}\left(\gamma_{ij} - \left[\beta_i + \eta_i' z + \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,z)} \ln\left\{\frac{m}{\bar{m}_0(z)\alpha(p)}\right\}\right] \times \left(\alpha_j + \sum_l \gamma_{jl} \ln p_t\right) - \frac{\left(\beta_j + \eta_j' z\right)\lambda_i}{b(p)c(p,z)}\left[\ln\left\{\frac{m}{\bar{m}_0(z)\alpha(p)}\right\}\right]^2\right) \qquad (۱۴)$$

کشش درآمدی (مخارجی) کالای i برابر است با:

$$\mu_i = 1 + \frac{1}{\omega_i}\left[\beta_i + \eta_i' z + \frac{2\lambda_i}{b(p)c(p,z)} \ln\left\{\frac{m}{\bar{m}_0(z)\alpha(p)}\right\}\right] \qquad (۱۵)$$

کشش قیمتی جبران شده از معادله‌ی اسلاتسکی به دست می‌آید.

$$\epsilon_{ij}^C = \epsilon_{ij} + \mu_i \omega_j \qquad (۱۶)$$

---

1. Stone Index
2. Proxy
3. Green & Alston
4. Poi
5. Stata

Archive of SID

www.SID.ir

مثبت بودن کشش درآمدی نشان‌دهنده‌ی نرمال بودن کالا می‌باشد. مقدار بین ۰ و ۱ این کشش بیانگر ضروری بودن کالا و مقادیر بالاتر از ۱ نشانه لوکس بودن کالا است. همچنین اگر کشش‌های متقاطع مربوط به معادله‌های (۱۱) و (۱۴) منفی باشند، دو کالای i و j جانشین یکدیگر هستند و در غیر اینصورت این دو کالا، مکمل‌اند.[۱]

در این تحقیق برای بررسی ساختار تقاضای واردات دارو، حالت خاصی از مدل AIDS که در آن منابع تأمین و عرضه‌ی کالاهای تقاضا شده وارداتی (کشور مبدأ واردات) متمایز شده است و در اصطلاح SDAIDS نامیده می‌شود، استفاده شده است. معادلات سیستم تقاضای همزمان به صورت رگرسیون‌های به ظاهر نامرتبط غیرخطی (NLSUR) و با استفاده از نرم افزار استاتا برآورد می‌شود. داده‌های مورد نیاز برای این تحقیق از سایت رسمی اتاق بازرگانی، صنایع، معادن و کشاورزی تهران و حساب‌های ملی بانک مرکزی جمع‌آوری شده است.

۴- یافته‌های تحقیق

با توجه به این که داده‌های آماری واردات دارو به تفکیک کشور مبدأ از سال ۱۳۷۰ موجود می‌باشد، بنابراین به دلیل کمبود مشاهدات، در این مطالعه کشش‌های قیمتی و درآمدی در ۴ گروه شامل سه کشور سوئیس، آلمان و فرانسه که نزدیک به ۵۰ درصد واردات داروی کشور از این کشورها انجام می‌گیرد و سایر کشورها برآورد می‌شود. برای این منظور ابتدا براساس الگوی بودجه‌بندی دو مرحله‌ای، معادله‌ی ۲ برآورد خواهد شد. در مرحله‌ی دوم، معادلات تقاضای واردات مرحله‌ی دوم مطابق مدل QUAIDS و به فرم گسترده‌ی زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$W_1 = \alpha_1 + \gamma_{11}\ln p_1 + \gamma_{12}\ln p_2 + \gamma_{13}\ln p_3 + \gamma_{14}\ln p_4 + \beta_1 \ln\left\{\frac{m}{a(\mathbf{p})}\right\} + \frac{\lambda_1}{b(\mathbf{p})}\left[\ln\left\{\frac{m}{a(\mathbf{p})}\right\}\right]^2 + U \quad (۱۷)$$

$$W_2 = \alpha_2 + \gamma_{21}\ln p_1 + \gamma_{22}\ln p_2 + \gamma_{23}\ln p_3 + \gamma_{24}\ln p_4 + \beta_2 \ln\left\{\frac{m}{a(\mathbf{p})}\right\} + \frac{\lambda_2}{b(\mathbf{p})}\left[\ln\left\{\frac{m}{a(\mathbf{p})}\right\}\right]^2 + U \quad (۱۸)$$

$$W_3 = \alpha_3 + \gamma_{31}\ln p_1 + \gamma_{32}\ln p_2 + \gamma_{33}\ln p_3 + \gamma_{34}\ln p_4 + \beta_3 \ln\left\{\frac{m}{a(\mathbf{p})}\right\} + \frac{\lambda_3}{b(\mathbf{p})}\left[\ln\left\{\frac{m}{a(\mathbf{p})}\right\}\right]^2 + U \quad (۱۹)$$

---

۱. مراجعه شود به فیلیپینی و همکاران (۲۰۰۷)

Archive of SID

www.SID.ir

$$W_4 = \alpha_4 + \gamma_{41} \ln p_1 + \gamma_{42} \ln p_2 + \gamma_{43} \ln p_3 + \gamma_{44} \ln p_4 + \beta_4 \ln\left\{\frac{m}{a(\mathbf{p})}\right\} + \frac{\lambda_4}{b(\mathbf{p})}\left[\ln\left\{\frac{m}{a(\mathbf{p})}\right\}\right]^2 + U \qquad (۲۰)$$

در توابع بالا W_1, W_2, W_3 و W_4 به ترتیب سهم بودجه‌ی واردات دارو از سوئیس، آلمان، فرانسه و سایر کشورهاست و P_1, P_2, P_3 و P_4، قیمت وارداتی دارو از این سه کشور و سایر کشورهاست. همان طور که قبلاً اشاره شد، در مرحله‌ی اول از روش دو مرحله‌ای، تابع مخارج وارداتی کل برای گروه کالایی مورد نظر تخمین زده می‌شود؛ به‌عبارت دیگر، رابطه‌ی ۲ برآورد می‌شود. برای برآورد این الگو از روش ARDL استفاده می‌شود. این روش در نمونه‌های کوچک از کارایی بیش‌تری نسبت به سایر مدل‌های سری زمانی برخوردار است. اگر چه این روش اغلب با تعداد مشاهدات بالاتر از ۳۰ به‌کار می‌رود اما زمانی که تعداد متغیرهای توضیحی زیاد نبوده و حداکثر تعداد وقفه‌ی بهینه ۲ انتخاب شود، می‌تواند برای تعداد مشاهدات بین ۲۰ تا ۳۰ نیز به‌کار رود. در این روش نباید متغیری از درجه‌ی ایستایی دو وجود داشته باشد. برای اطمینان از این موضوع، مطابق با جدول ۱، آزمون ایستایی دیکی فولر[1] بر روی مقادیر متغیرها انجام شده است. با توجه به مقادیر بحرانی این آماره که در سطح ۳/۰۴ و در تفاضل ۳/۰۵ است، نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که متغیر LnRGDP در سطح و متغیرهای LnDD، PRnL و LnER در یکبار تفاضل‌گیری ایستا شده و هیچ متغیری با درجه‌ی ایستایی ۲ و بزرگ‌تر در الگو وجود ندارد.

جدول ۱- آزمون ایستایی متغیرهای تحقیق

متغیر	آماره دیکی فولر در سطح	آماره دیکی فولر در تفاضل
LnDD	۲/۵۷	۳/۷۰
PRnL	۰/۲۴	۴/۷۱
LnRGDP	۱۰/۹۷	-
LnER	-۱/۱۰	-۳/۱۳

حال نوبت به تخمین الگوی کوتاه مدت و انجام آزمون وجود رابطه‌ی بلندمدت در بین متغیرهای الگوست. نتایج تخمین رابطه‌ی کوتاه مدت در جدول ۲ ارائه شده است. بر اساس نتایج به دست آمده در کوتاه مدت، میزان واردات کل دارو در هر سال وابسته

1. Dickey–Fuller

Archive of SID

www.SID.ir

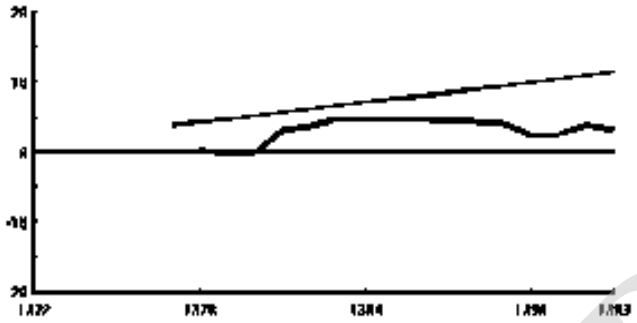
به میزان تولید ناخالص داخلی و قیمت نسبی دارو (قیمت واردات دارو به قیمت داخلی دارو) در آن سال و همچنین مقدار واردات دارو و قیمت نسبی دارو در سال قبل است. نرخ ارز در کوتاه مدت اثر معنی‌داری بر واردات دارو ندارد. مقدار ضریب تعیین این تخمین برابر ۹۸ درصد بوده و تصریح مناسب الگو را نشان می‌دهد. علاوه بر این مقدار آماره‌ی دوربین واتسون به ۲ نزدیک بوده و احتمال وجود خودهمبستگی سریالی را رد می‌کند. البته برای اطمینان از تصریح مناسب الگو و نبود مشکلاتی همچون خودهمبستگی در بین اجزا، خطا، عدم وجود توزیع نرمال و ناهمسانی در واریانس جملات خطا، آزمون‌های تشخیص رابطه‌ی کوتاه مدت در انتهای جدول ۲ گزارش شده است که همگی نشان دهنده‌ی عدم وجود مشکلات مذکور است. همچنین در نمودار ۱ با استفاده از آزمون‌های CUSUMQ و CUSUM، آزمون وجود ثبات ساختاری در الگو در طول زمان بررسی شده است که بر اساس نتایج این آزمون در بخش الف و ب نمودار ۱، مقادیر آماره‌ی این آزمون‌ها در طول زمان ما بین خطوط بحرانی می‌باشد و ثبات در ضرایب را می‌توان پذیرفت.

جدول ۲- تخمین رابطه‌ی کوتاه مدت الگوی ۲

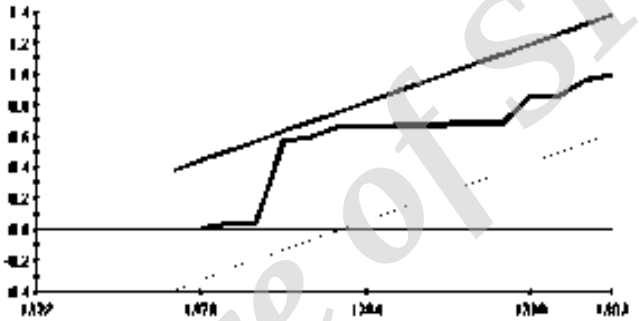
نام متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال معنی‌داری (Prob.)
LnDD(-۱)	۰/۲۸۲۸۶	۲/۶۷۵۰	۰/۰۱۷
RPnL	-۰/۲۰۶۹۹	-۲/۹۳۱۱	۰/۰۱۰
RP(-۱) nL	-۰/۱۶۴۰۸	-۲/۴۵۱۵	۰/۰۲۵
LnRGDP	۰/۶۸۵۴۰	۳/۸۰۱۷	۰/۰۰۲
LnER	-۰/۰۷۵۸۰۹	-۰/۳۹۶۵۸	۰/۶۹۷
عرض از مبدأ	-۳/۴۵۷۵	-۵/۰۳۳۰	۰/۰۰۰
R-Squared	۰/۹۸۵۳۶		
DW-statistic	۱/۹۲۶۸		
آزمون‌های تشخیص			
فرضیه‌ی صفر	**آماری خی دو**	**درجه‌ی آزادی**	**سطح احتمال معنی‌داری (Prob.)**
عدم وجود خودهمبستگی سریالی	۰/۰۰۹۲۴۲۳	۱	۰/۹۲۱
وجود فرم تبعی مناسب	۰/۰۰۲۹۶۸۹	۱	۰/۹۵۷
وجود توزیع نرمال	۰/۳۰۰۷۳	۲	۰/۸۶۰
عدم وجود ناهمسانی واریانس	۰/۰۹۲۶۰۶	۱	۰/۷۶۱

Archive of SID

www.SID.ir



بخش الف- CUSUM



بخش ب-CUSUMQ

نمودار ۱- آزمون ثبات ضرایب در طول زمان در الگوی ۲

هدف از تخمین رابطه‌ی کوتاه‌مدت، بررسی وجود الگـوی ۲ در بلندمـدت و بـرآورد ضرایب آن است؛ بنابراین گام بعدی در روش ARDL بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت در بین متغیرهای الگوست. در این مطالعه برای آزمـون وجـود رابطـه‌ی بلندمـدت، از روش آزمون باند[1]، پسران و همکاران[2] (۴۴) استفاده مـی‌شـود. در ایـن روش زمـانی رابطـه‌ی بلندمدت وجود دارد که ضرایب با وقفه‌ی متغیرها در الگوی تصحیح خطای کوتـاه‌مـدت به‌طور همزمان معنی‌دار باشند. مقدار آماره مربوط به این آزمون باید از حد بحرانـی بـالا که توسط پسران و همکارن (۴۴) محاسبه شـده اسـت، بـیش‌تـر باشـد تـا بتـوان وجـود

1. Bounds Test
2. Pesaran

Archive of SID

www.SID.ir

رابطه‌ی بلندمدت را پذیرفت. نتایج این آزمون در جدول ۳ گزارش شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، مقدار آماره‌ی به دست آمده از حد بحرانی بالا در سطح ۹۵ درصد بیش‌تر بوده است و می‌توان وجود الگوی ۲ را در بلندمدت پذیرفت.

جدول ۳- آزمون باند وجود رابطه‌ی بلندمدت

F-statistic	95% Lower Bound	95% Upper Bound
۱۹/۴۷۸۷	۳/۹۴۲۴	۵/۳۶۶۰

با توجه به مثبت بودن نتیجه آزمون باند، در جدول ۴، رابطه‌ی ۲ در بلندمدت برآورد شده است. مقدار ضریب لگاریتم قیمت نسبی (LnRP) مطابق انتظار منفی و معنی‌دار است. این ضریب کشش قیمتی تقاضای واردات دارو را نشان می‌دهد و با توجه به مقدار عددی آن می‌توان عنوان کرد که افزایش یک درصدی در نسبت قیمت واردات دارو بر قیمت داخلی، منجر به کاهش ۰/۵۱۷۴۴ درصدی در واردات دارو خواهد شد، بنابراین تقاضای واردات دارو کم کشش است. ضریب لگاریتم تولید ناخالص داخلی (LnRGDP) مثبت و معنی‌دار است. این ضریب کشش درآمدی تقاضای واردات دارو را نشان می‌دهد. مقدار این ضریب، درصد تغییر در تقاضای واردات دارو به ازای یک درصد تغییر در تولید ناخالص داخلی را بیان می‌کند. مقدار این ضریب (۰/۹۵۵۷۵) کوچک‌تر از یک بوده و ضروری بودن بخش بزرگی از واردات دارو را نشان می‌دهد. مقدار ضریب متغیر لگاریتم نرخ ارز منفی است، اما این ضریب از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد.

جدول ۴- تخمین الگوی ۲ در بلندمدت

متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال معنی داری (Prob.)
LnPR	-۰/۵۱۷۴۴	-۳/۸۱۷۱	۰/۰۰۲
LnRGDP	۰/۹۵۵۷۵	۵/۷۰۶۵	۰/۰۰۰
LnER	-۰/۱۰۵۷۱	-۰/۳۹۴۰۹	۰/۶۹۹
عرض از مبدأ	-۴/۸۲۱۳	-۸/۵۸۷۰	۰/۰۰۰

در پایان مرحله‌ی اول، الگوی تصحیح خطای مربوط به رابطه‌ی بلندمدت ۲ برآورد و نتایج آن در جدول ۵ گزارش شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، ضریب

Archive of SID

www.SID.ir

تصحیح خطا یا ECM[1] که نشان دهنده‌ی جبران هر انحراف از رابطه‌ی بلندمدت در هر سال است، برابر ۰/۷۱۷۱۴ بوده و سرعت بالای تعدیل انحراف از رابطه‌ی بلندمدت را نشان می‌دهد. مقادیر ضریب تعیین (R-Squared) و مقدار آماره‌ی دوربین- واتسون (DW-statistic) این تخمین نشان دهنده‌ی خوبی برازش الگوی تصحیح خطا می‌باشد.

جدول ۵- تخمین رابطه‌ی تصحیح خطای مربوط به الگوی ۲

متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال معنی‌داری (Prob.)
PRnL	-۰/۲۰۶۹۹	-۲/۹۳۱۱	۰/۰۰۹
LnRGDP	۰/۶۸۵۴۰	۳/۸۰۱۷	۰/۰۰۱
LnER	-۰/۰۷۵۸۰۹	-۰/۳۹۶۵۸	۰/۶۹۷
ecm(-1)	-۰/۷۱۷۱۴	-۶/۷۸۱۸	۰/۰۰۰
R-Squared	۰/۸۴۶۵۱		
DW-statistic	۱/۹۲۶۸		

مرحله‌ی دوم در روش بودجه بندی دو مرحله‌ای، برآورد روابط ۱۷ تا ۲۰ و یا تخمین تقاضای واردات دارو به تفکیک کشور مبدأ است. همان‌طور که قبلاً اشاره شد در این مرحله ابتدا روابط مذکور با اعمال قیود مربوط به تابع مخارج (رابطه‌ی ۷) به روش SDQUAIDS، تخمین و سپس با استفاده از روابط ۱۴ و ۱۵ کشش‌های قیمتی و درآمدی برای هر مبدأ تخمین زده می‌شود. در پیوست مقاله‌ی خروجی مربوط به نتایج تخمین روابط ۱۷ تا ۲۰ ارائه شده است. در این جدول ضرایب gama-i-j (همان γ_{ij} در روابط ۱۷ تا ۲۰)، اثر شاخص قیمت واردات از مبدأ j بر واردات از مبدأ i را نشان می‌دهد. هدف از برآورد این روابط، محاسبه‌ی کشش قیمتی و درآمدی از کشورهای مبدأ می‌باشد. در جدول ۶ کشش درآمدی از ۴ مبدأ در نظر گرفته شده (سوئیس، آلمان، فرانسه و سایر کشورها) و محاسبه شده است. کشش درآمدی از کشور سوئیس (e-۱) و سایر کشورها (e-۴) کوچک‌تر از یک و کشش درآمدی از آلمان (e-۲) و فرانسه (e-۳) بزرگ‌تر از یک است. این امر نشان می‌دهد که داروی وارداتی از سوئیس و سایر کشورها از نوع کالای ضروری بوده، در حالی که واردات از کشورهای آلمان و فرانسه لوکس‌تر بوده است.

1. Error Correction Model

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۶- کشش درآمدی واردات از مبادی مختلف

کشش درآمدی	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
e_1	۲۳	۰/۷۶۷۸۰۶۲	۰/۱۰۰۹۴۰۸	۰/۴۶۹۳۲۰۸	۰/۹۰۱۱۱۹۱
e_2	۲۳	۱/۵۴۸۸۹	۰/۱۹۶۳۳۱۱	۱/۲۶۷۷۵۸	۲/۰۶۵۸۳۲
e_3	۲۳	۱/۳۶۹۸۲۸	۰/۱۰۳۲۵۵	۱/۱۶۰۷۰۶	۱/۶۴۷۴۸۲
e_4	۲۳	۰/۸۶۸۱۸۴	۰/۰۹۴۱۱۵۲	۰/۷۰۱۱۰۷۳	۱/۰۳۳۳۳۴

در جدول ۷ نتایج تخمین کشش قیمتی تقاضای واردات (غیرجبرانی) از مبادی وارداتی مختلف در میانگین مشاهدات برآورد شده است. قطر اصلی این جدول نشان‌دهنده‌ی کشش قیمتی خودی و سایر عناصر نشان دهنده‌ی کشش واردات از هر مبدأ به قیمت مبدأ دیگر یا همان کشش متقاطع می‌باشد. کشش قیمتی خودی از تمامی مبادی وارداتی کوچک‌تر از ۱ بوده و تقاضای واردات بی‌کشش می‌باشد. همچنین براساس علامت کشش‌های متقاطع می‌توان عنوان کرد که واردات از فرانسه و سایر کشورها جانشین واردات از سوئیس است، اما واردات از آلمان مکمل واردات از سوئیس می‌باشد. واردات از سوئیس و فرانسه جانشین واردات از کشور آلمان است. همچنین واردات از سوئیس و آلمان جانشین واردات از فرانسه می‌شود. واردات از سه کشور سوئیس، آلمان و فرانسه مکمل واردات از سایر کشورهاست. با توجه به این که بخش زیاد (حدود ۵۰ درصد) واردات دارو از این سه کشور انجام می‌شود، به نظر می‌رسد که این سه کشور رقیب اصلی در واردات دارو به ایران بوده و سایر کشورها، باقی مانده‌ی تقاضای واردات دارو را تأمین می‌کنند.

جدول ۷- کشش‌های قیمتی مستقیم و متقاطع واردات دارو از مبادی مختلف

	واردات از سوئیس	واردات از آلمان	واردات از فرانسه	واردات از سایر کشورها
قیمت واردات از سوئیس	-۰/۸۲۳۹۴۵۱۸	۰/۱۰۵۸۹۰۵۳	۰/۱۲۲۱۱۳۷۵	-۰/۱۸۳۷۱۹۵۵
قیمت واردات از آلمان	-۰/۰۰۱۵۲۱۲۱	-۰/۸۵۴۶۴۷۲۲	۰/۰۰۹۳۹۴۷۹	-۰/۶۷۸۱۲۶۰۲
قیمت واردات از فرانسه	۰/۱۱۸۶۳۴۱۴	۰/۰۳۷۲۵۰۷۲	-۰/۷۳۱۴۲۲۹۳	-۰/۷۶۶۹۰۱۹۷
قیمت واردات از سایر کشورها	۰/۰۸۷۲۴۷۷۲	-۰/۰۸۳۱۴۷۶۹	-۰/۰۹۸۸۸۶۳۵	-۰/۶۱۲۷۵۹۱۸

Archive of SID

www.SID.ir

۵- نتیجه‌گیری

هدف اصلی این مطالعه برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی برای تقاضای واردات دارو به صورت کلی و برحسب کشور صادرکننده می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که کشش قیمتی چه به صورت کلی و چه برحسب کشورهای صادرکننده‌ی کم‌تر از یک بوده و کم کشش است. کشش درآمدی کل نیز کوچک‌تر از یک می‌باشد که نشان دهنده‌ی ضروری بودن بخش زیاد واردات دارو است. برآورد کشش درآمدی به تفکیک کشورهای صادرکننده نشان می‌دهد که کشش درآمدی واردات از دو کشور آلمان و فرانسه لوکس است، اما واردات از سوئیس و سایر کشورها ضروری است.

بر اساس نتایج تخمین در تابع تقاضای کل، حساسیت به درآمد بیش از قیمت است، که این می‌تواند نشان دهنده‌ی این امر باشد که بخش زیاد واردات دارو ناشی از مصرف بی‌رویه است. بنابراین فرهنگ سازی و اصلاح الگوی مصرف دارو می‌تواند در کاهش واردات دارو مؤثر باشد. همچنین کم کشش بودن تقاضای واردات دارو نشان‌دهنده‌ی عدم وجود جایگزین مناسب و با کیفیت نزدیک برای بیش‌تر داروهای وارداتی است. حمایت از تولید داخلی و توجه بیش‌تر به کیفیت تولیدات داخلی می‌تواند وابستگی به واردات دارو را کم کند. بر اساس نتایج به نظر می‌رسد کاهش واردات از دو کشور فرانسه و آلمان نسبت به سایر کشورهای صادرکننده امکان بیش‌تری داشته باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست: خروجی مربوط به نتایج تخمین روابط ۱۷ تا ۲۰

Quadratic AIDS model

Number of obs	= 23
Number of demographics	= 0
Alpha_0	= 0
Log-likelihood	= 165.3645

	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
alpha						
alpha_1	2.040355	.3744958	5.45	0.000	1.306357	2.774353
alpha_2	1.60081	.4340666	3.69	0.000	.7500555	2.451565
alpha_3	.2789338	.4766473	0.59	0.558	-.6552778	1.213145
alpha_4	-2.920099	.7760527	-3.76	0.000	-4.441135	-1.399064
beta						
beta_1	-.1886102	.0463152	-4.07	0.000	-.2793864	-.097834
beta_2	-.2507431	.0579678	-4.33	0.000	-.3643578	-.1371283
beta_3	-.0593435	.0608547	-0.98	0.329	-.1786166	.0599296
beta_4	.4986968	.1007345	4.95	0.000	.3012608	.6961328
gamma						
gamma_1_1	-.2386962	.1107823	-2.15	0.031	-.4558256	-.0215669
gamma_2_1	-.2952811	.102879	-2.87	0.004	-.4969201	-.0936421
gamma_3_1	-.0474621	.0853209	-0.56	0.578	-.214688	.1197639
gamma_4_1	.5814394	.2433831	2.39	0.017	.1044173	1.058462
gamma_2_2	-.4509428	.2226147	-2.03	0.043	-.8872596	-.014626
gamma_3_2	-.1146848	.117623	-0.98	0.330	-.3452216	.115852
gamma_4_2	.8609087	.3590079	2.40	0.016	.1572662	1.564551
gamma_3_3	-.0018917	.0544915	-0.03	0.972	-.1086931	.1049097
gamma_4_3	.1640386	.2528042	0.65	0.516	-.3314485	.6595257
gamma_4_4	-1.606387	.7227506	-2.22	0.026	-3.022952	-.1898214
lambda						
lambda_1	.0044077	.0015215	2.90	0.004	.0014256	.0073898
lambda_2	.0099372	.002071	4.80	0.000	.0058782	.0139963
lambda_3	.0029267	.0020308	1.44	0.150	-.0010537	.006907
lambda_4	-.0172716	.0035353	-4.89	0.000	-.0242007	-.0103425

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

۱. گودرزی، مصطفی، ملک پژوه، مهیار، کهزادی، نوروز (۱۳۸۶). برآورد تابع تقاضای واردات روغن سویای ایران بر مبنای کشورهای عرضه کننده آن. مجله‌ی اقتصاد کشاورزی و توسعه، شماره‌ی ۵۷، صص ۶۱-۸۰.

۲. عبادی فردآذر، فربد، رضاپور، عزیز، راهبر، احمد، حسینی شکوه، سید مرتضی، باقری فرادنبه، سعید (۱۳۹۲). برآورد تابع تقاضای دارو در جمهوری اسلامی ایران. مجله‌ی طب نظامی، دوره‌ی ۱۵، شماره‌ی ۲، صص ۱۶۳-۱۶۸.

3. Alston, J. M., Carter, C. A., Green, R., & Pick, D. (1990). Whither Armington trade models? *American Journal of Agricultural Economics*, *72*(2), 455-467.
4. Alexander, D. L., Flynn, J. E., & Linkins, L. A. (1994). Estimates of the demand for ethical pharmaceutical drugs across countries and time. Applied Economics, 26(8), 821-826
5. Armington, P.S. (1969). A theory of demand for products distinguished by place of production, *IMF Staff Papers* 16, 159–176.
6. Athukorala, P-C & Menon, J. (1995), 'Modelling Manufactured Imports: Methodological Issues with Evidence from Australia', *Journal of Policy Modelling*, Elsevier, 17(6), 667-675.
7. Babula, R. (1987). An Armington model of US cotton exports. Journal of Agricultural Economics Research, 39(4), 12-22.
8. Balassa, B. (1967), 'Trade Creation and Trade Diversion in the European Common Market', *The Economic Journal*, 77(305), 1-21.
9. Belessiotis, T., & Giuseppe, C. (1997), 'A Dynamic Analysis of France's External Trade', *European Economy - Economic Papers*, (European Commission DG ECFIN), 122, 1-70.
10. Belicka, S. (2013). Estimation of import demand models for the pharmaceutical products in Australia. *Academy of Taiwan Business Management Review*, *9*(1), 57-72.
11. Carone, G. (1996), 'Modelling the U.S. Demand for Imports Through Cointegration and Error Correction', *Journal of Policy Modelling*, 18(1), 1-48.
12. Deaton, A., & Muellbauer, J. (1980). An almost ideal demand system. *The American economic review*, 312-326.
13. de Gorter, H., & Meilke, K. D. (1987). The EEC's wheat price policies and international trade in differentiated products. *American Journal of Agricultural Economics*, *69*(2), 223-229.
14. Deyak, Timothy A., Sawyer, W. Charles & Sprinkle, Richard L. (1993), 'The Adjustment of Canadian Import Demand to Changes in Income, Prices, and Exchange Rates', *The Canadian Journal of Economics*, 26(4), 890-900.

Archive of SID

www.SID.ir

15. Duffy, P. A., Wohlgenant, M. K., & Richardson, J. W. (1990). The elasticity of export demand for US cotton. *American Journal of Agricultural Economics*, *72*(2), 468-474.
16. Dutta, D., & Ahmed, N. (2004). An aggregate import demand function for India: a cointegration analysis. *Applied Economics Letters*, *11*(10), 607-613.
17. Goldstein, M., & Khan, M. S. (1985), 'Income and Price Effect in Foreign Trade', *Handbook of International Economics*, vol. 2, ch. 20, pp. 1,042-1,099.
18. Green, R., & Alston, J. M. (1990). Elasticities in AIDS models. *American Journal of Agricultural Economics*, *72*(2), 442-445.
19. Havrila, I. I. (2004). *Patterns and determinants of Australia's international trade in textiles and clothing* (Doctoral dissertation, Victoria University of Technology).
20. Henneberry, S. R., & Hwang, S. K. (2007). Meat Demand in South Korea: An Application of the Restricted Source Differentiated AIDS Model. J. Agr. Appl. Econ, 39, 47-60.
21. Houthakker, H. S., & Magee, S. P. (1969), 'Income and Price Elasticities in World Trade', *The Review of Economics and Statistics*, 51(2), 111-125.
22. Klonaris, S. (2014). *Demand for Imported Meat in Greece: A Source-Differentiated Almost Idea Demand System Approach*, No. 2014-6).
23. Khan, M. S., & Ross, K. Z. (1975). Cyclical and secular income elasticities of the demand for imports. *The Review of Economics and Statistics*, 357-361.
24. Khan, M. S., & Ross, K. Z. (1977). The functional form of the aggregate import demand equation. *Journal of International Economics*, *7*(2), 149-160.
25. Leamer, E. E., & Stern, R. M. (1970), '*Quantitative International Economics*', Allyn and Bacon, Boston.
26. Muellbauer, J. (1975). Aggregation, income distribution and consumer demand. *The Review of Economic Studies*, 525-543.
27. Muellbauer, J. (1976). Community preferences and the representative consumer. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 979-999.
28. Muhammad, A. (2008). 'Would African Countries Benefit from the Termination of Kenya's Economic Partnership Agreement (EPA) with the EU? An Analysis of EU Demand for Imported Roses', *Journal of Agricultural Economics*, Early View, pp. 1-19.
29. Murray, T., & Ginman, Peter J. (1976). 'An Empirical Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Model', *Review of Economics and Statistics*, 58(1), 75-80.
30. Mutondo, J. E., & Henneberry, S. R. (2007). A source-differentiated analysis of US meat demand. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 515-533.

Archive of SID

www.SID.ir

31. Narayan S., & Kumar P. (2010), Estimating Import and Export Demand Elasticities for Mauritius and South Africa, *Australian Economic Papers*, 49(3), 241-252.
32. Orcutt, Guy H. (1950), 'Measurement of Price Elasticities in International Trade', *Review of Economics and Statistics*, 32(2), 117-132.
33. Penson, J. R., & Babula, R. (1988). Japanese monetary policies and US agricultural exports. *Journal of Agricultural Economics Research*, *40*, 11-18.
34. Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics, 16(3), 289-326.
35. Poi, B. P. (2012). Easy demand-system estimation with quaids. *Stata Journal*, *12*(3), 433-446.
36. Prasit, C. K. (1997). '*Patterns and Determinants of Australia's International Trade in Pharmaceuticals*', DBA Thesis, Victoria University – Melbourne, Australia.
37. Salas, J. (1982). Estimation of the Structure and Elasticities of Mexican Imports in the Period 1961-1979', *Journal of Development Economics*, 10(3), 297-311.
38. Sawyer, W. C., & Sprinkle, R. L. (1999). *The demand for imports and exports in the world economy*. Aldershot: Ashgate.
39. Shiferaw, T Feleke & Kilmer, Richard L. (2007). 'Analysis of the Demand for Imported Meat in Switzerland using a Dynamic Specification: Implications for the European Union', *Agribusiness*, 23(4), 497-510.
40. Silvapulle, P., & Phillips, P. (1985). 'Australian Import Demand Analysis', in Lim, D (ed.), *ASEAN Australia Trade in Manufacturers*, Longman Cheshire, Melbourne, 108-131.
41. Wang, Y. H., & Lee, J. D. (2012). Estimating the import demand function for China. Economic Modelling, 29(6), 2591-2596.
42. Wilkinson, J. (1992). 'Explaining Australia's Imports: 1974-1989', *Economic Record*, 68(201), 151-164.
43. Winters, L. A. (1984). Separability and the specification of foreign trade functions. *Journal of International Economics*, *17*(3), 239-263.
44. Yang, S. R., & Koo, W. W. (1994). Japanese meat import demand estimation with the source differentiated AIDS model. *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 396-408.

Archive of SID

www.SID.ir