فصلنامه اقتصاد کاربردی
سال دوم/ شماره چهارم / بهار ۱۳۹۰

تاثیر هدفمندی یارانه‌ها بر ثبات ساختاری ضرایب الگوی تقاضای مصرف‌کنندگان

همایون رنجبر[۱] ـ مهری کبیریان[۲]

تاریخ دریافت: ۸۹/۳/۱ تاریخ پذیرش: ۸۹/۸/۲۵

چکیده

طرح هدفمندی یارانه ها به عنوان یکی از مهمترین و موثرترین گام‌های اصلاحات اقتصادی در دستور کار دولت قرار گرفته است. با اجرای این طرح قیمت ها واقعی شده که به دنبال آن امکان تغییر در رفاه نسبی، ترکیب مخارج مصرف کننده و رفتار تقاضای بلند مدت آنان وجود خواهد داشت.

هدف این تحقیق بررسی آثار فوق الذکر در قالب دستگاه توابع تقاضای کشور از طریق الگوی دستگاه تقاضای تقریباً ایده آل[۳] در قالب دو گروه کالاهای وارداتی و تولید و مصرف شده در داخل و تقسیم بندی هر یک به دو گروه کالایی بادوام و بی‌دوام برای دوره زمانی ۸۶-۱۳۵۷ است. بدین منظور پس از برآورد الگو اقدام به آزمون فرضیه ثبات ساختاری ضرایب الگو در دوره زمانی پیش بینی ۹۴-۱۳۸۹ از طریق شبیه‌سازی متغیرهای الگو بر مبنای تعریف سناریوهای مختلف آثار تورمی‌حاصل از هدفمندی یارانه‌ها و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، یک بار با فرض دستیابی دولت به اهداف برنامه پنجم توسعه (نرخ رشد ۸ درصد) و بار دیگر بر اساس نرخ رشد ۳ درصد، می‌نماید. نتایج نشان داد که اجرای سیاست هدفمندی یارانه ها در نرخ های رشد سالانه تولید ناخالص داخلی سه و هشت درصد، ثبات ساختاری ضرایب الگوی تقاضای مورد بررسی را در هر یک از سطوح تورمی ۱۰٪ الی ۷۰٪ حفظ می‌نماید. بر این اساس، ضمن تاکید بر ادامه طرح هدفمندی یارانه ها، کاهش و کنترل تورم همراه با حمایت از تولیدات داخلی پیشنهاد می‌گردد.

طبقه‌بندی JEL: H25, H31, I38, C54, D12, D18

واژه‌های کلیدی: یارانه، دستگاه تقاضای تقریباً ایده آل، شکست ساختاری ضرایب.

[۱] عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان، (مسئول مکاتبات) hranjbar@khuisf.ac.ir
[۲] عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خوراسگان، m.kabirian@yahoo.com

[3] Almost Ideal Demand System

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

طرح هدفمندی[1] یارانه‌ها به عنوان یکی از مهم‌ترین و موثرترین گام‌های اصلاحات اقتصادی در دستور کار دولت قرار گرفته و به لحاظ دامنه اجرایی و شدت اثر گذاری یکی از طرح‌های اولویت دار دولت می‌باشد که در چارچوب برنامه تحول اقتصادی اجرا خواهد شد. این طرح در شرایطی به مرحله اجرا گذاشته می‌شود که اقتصاد ایران با وجود کنترل رشد تورم با رکود و کاهش رشد اقتصادی مواجه بوده است. از طرف دیگر حجم و ابعاد یارانه‌ها و نیز تبعات آن بر اقتصاد و بودجه دولت بسیار زیاد است. از این‌رو هرگونه اصلاحات در آن نیز پر دامنه بوده و اثرات فراوانی تقریباً بر تمامی‌بخش‌های کشور خواهد داشت. گستره تبعات اصلاحات یارانه ای از مسایل اقتصادی فراتر بوده و مسایل اجتماعی، فرهنگی، سیاسی و امنیتی را نیز در بر خواهد گرفت.

با اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها مصرف کالاهای مشمول یارانه به سطح تعادلی حقیقی خود انتقال می‌یابد که در آن رجحان‌های واقعی مصرف‌کنندگان و هزینه‌های واقعی تولیدکنندگان تقاضا و عرضه را شکل خواهند داد و به دنبال آن امکان تغییر در ترکیب مخارج مصرف کننده و رفتار تقاضای بلند مدت او وجود خواهد داشت. با حذف یارانه کالاهای بی‌دوام از جمله انرژی روشن است که در مرحله اول قیمت نسبی این کالاهای یارانه‌ای نسبت به سایر کالاها با افزایش قابل توجهی مواجه می‌شود و به طور طبیعی موجب ایجاد فرایند اصلاح قیمت در سایر کالاهای با دوام می‌گردد.

لذا شناخت رفتار تقاضای کشور از دیدگاه گروه های کالایی بادوام وبی دوام و آثار تورم قیمتی و افزایش درآمدی حاصل از آن بر این رفتار حائز اهمیت خاص می‌باشد. بنابراین به منظور تعیین ساختار تبعی از تابع تقاضای کالاهای وارداتی و داخلی بر اساس تفکیک گروه کالایی با دوام و بی دوام و بررسی اثر هدفمندی یارانه ها بر ثبات ساختاری ضرایب بلندمدت تقاضای کشور، با استفاده از تقریب خطی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل، نتایج حاصل از طریق آزمون فرضیات زیر مورد مقایسه و تحلیل قرار می گیرد.

۱) الگوی تقاضای کالاهای وارداتی و داخلی بر اساس تفکیک گروه کالایی با دوام و بی‌دوام یک الگوی هم نسبت (مستقل از درآمد یا مخارج) است.

[1] targeting subsidy

Archive of SID

www.SID.ir

۲) الگوی تقاضای کالاهای وارداتی و داخلی بر اساس تفکیک گروه کالایی با دوام و بی دوام یک الگوی همگن (نسبت به متغیرهای قیمتی) است.

۳) الگوی تقاضای کالاهای وارداتی و داخلی بر اساس تفکیک گروه کالایی با دوام و بی دوام یک الگوی متقارن (نسبت به متغیرهای قیمتی) است.

۴) اجرای سیاست هدفمندی یارانه ها ثبات ساختاری ضرایب الگوی تقاضای مورد بررسی را حفظ می‌نماید.

به این ترتیب در بخش دوم چارچوب نظری الگوی مورد مطالعه به بحث گذاشته می‌شود. سپس بخش سوم مقاله به برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج می‌پردازد و در نهایت نتیجه گیری این مطالعه همراه با نظرات پیشنهادی در بخش چهارم بیان می شود.

۲- چارچوب نظری الگو

۲-۱- معرفی الگو

در این مقاله الگوی سیستم تقاضای تقریبا ایده آل در قالبی جدید و به شکل مرتبط با قیمت های هزینه ای و کالاهای

بادوام بر اساس وجود رابطه مصرفی و قیمتی بین کالاهای بادوام و بی دوام به پیروی از کنراد و اسچرودر[1] (۱۹۹۱) انتخاب شده است. در واقعیت مصرف و قیمت بسیاری از کالاها به یکدیگر وابسته هستند. به عنوان مثال، مقدار کالای x_i به یک بخش مکمل با سایر کالاهای مرتبط با مصرف این کالا و یک بخش جانشین[2] $\tilde{x}_i$ تجزیه می‌گردد.

$$x_i = \sum_{j \neq i}^{m} \alpha_{ij} \tilde{x}_j + \tilde{x}_i \qquad i = 1,2,\ldots\ldots, n \qquad (1)$$

ضریب α_{ij} در اصطلاح مقدار لازم از کالای i برای استفاده از یک واحد کالای j است که موجود بوده و در ارتباط با مصرف کالای دیگر نیست. به عنوان مثال اگر کالای j وسایل نقلیه موتوری که بنزین مصرف می‌کند و کالای i بنزین باشد؛ $\alpha_{ij} \tilde{x}_j$ در حقیقت حداقل بنزین مصرفی معین برای استفاده از یک وسیله نقلیه موتوری می‌باشد، اگر در مصرف کالای دیگری بنزین استفاده نشود، سایر α_{ik} به ازای $k \neq j$ صفر در نظر گرفته

[1] Conrad and Schroder
[2] Substitutable Part

Archive of SID

www.SID.ir

شده و بنزین باقی مانده، $\tilde{x}_i$ برای سرگرمی‌و رفاه بیشتر استفاده می‌شود. در این پژوهش کالای i نشان دهنده گروه کالاهای بی دوام و کالای j نمایانگر گروه کالاهای بادوام است. به علاوه در این تحقیق از قیمت‌های هزینه‌ای به شکل زیر استفاده می‌شود که نشان دهنده این واقعیت است که خرید یک واحد از کالای j تنها به قیمت بازاری آن وابسته نیست بلکه هزینه کالاهایی که در ارتباط با مصرف یک واحد از کالای j هستند را نیز در بر می‌گیرد (قیمت یک کالا همراه با هزینه استفاده از آن)؛ این ترکیبات هزینه‌ای به وسیله جمله α_{ij} نشان داده می‌شود:

$$\tilde{p}_j = \sum_{i \neq j}^{m} \alpha_{ij} p_i + p_j \qquad (2)$$

به عنوان مثال قیمت هزینه‌ای یک اتومبیل علاوه بر قیمت آن شامل هزینه بنزین مصرف شده در اتومبیل نیز می‌باشد. در این مطالعه فرض می‌شود که قیمت هزینه‌ای کالاهای بادوام، هزینه کالاهای بی‌دوام مرتبط با آن کالا را نیز در بر می‌گیرد؛ و قیمت هزینه‌ای کالاهای بی‌دوام برابر با قیمت بازاری آنها است. با این مقدمه می‌توان مسئله تصمیم مصرف کننده[1] را با فرض شبه ثابت در نظر گرفتن مقدار مصرف کالاهای بادوام توسط او و با جایگزینی قیمت‌های هزینه‌ای به جای قیمت‌های بازاری به صورت زیر بازنویسی نمود. زیرا مصرف کنندگان، تنها مطلوبیت حاصل از مقادیر جانشین از کالاها را نسبت به قید بودجه ای حاصل از قیمت های هزینه ای، حداکثر می‌کنند.

$$\max_{\tilde{x}} u(\tilde{x}) \quad s\ t\ \tilde{p}\ \tilde{x} = y \qquad (3)$$

اکنون دوگان مسئله تصمیم(انتخاب) مصرف کننده از طریق حداقل نمودن تابع مخارج متغیر به شکل زیر بیان می‌شود.

$$e(\tilde{p}, u) = \min \tilde{p}\ \tilde{x} \quad s.t \quad u(\tilde{x}) \geq u \qquad (4)$$

که در آن می‌توان تابع مخارج متغیر را به صورت تابعی از قیمت‌های هزینه‌ای و کالاهای بادوام شبه ثابت معرفی نمود که حداقل مخارج (هزینه) را برای کالاهای بی‌دوام در سطح مطلوبیت u، بردار قیمت کالاهای بی‌دوام p و بردار مقادیر شبه ثابت از کالاهای بادوام $z_1(x_j)$ را تضمین می‌کند. در شرایطی که مصرف کالاهای بادوام مستقل از مصرف

[1] Consumer's Decision Problems

Archive of SID

www.SID.ir

دیگرکالاها در نظر گرفته می‌شوند، $\tilde{z}_1 = z_1$. خصوصیات تابع مخارج متغیر به شرح زیر می‌باشد.

$$\frac{\partial e(u,p,z_1)}{\partial p_i} = x_i, \quad \frac{\partial e}{\partial z_j} \prec 0, \quad \frac{\partial e}{\partial u} \succ 0 \quad \text{for} \quad i = 1,\cdots,n; j = n+1,\cdots,m \qquad (5)$$

زیرا $e(\cdot)$ نسبت به z محدب است. در این میان خصوصیت اول، نشانگر لم شفارد بوده و دومی‌بیان می‌نماید که در سطح استاندارد زندگی u خرید کالاهای بادوام باعث کاهش مخارج کالاهای بی‌دوام می‌گردد. در این صورت $s_{z_j} = \frac{\partial e(u,p,z_1)}{\partial z_j}$ را می‌توان قیمت سایه‌ای کالاهای بادوام شبه ثابت برای مصرف کننده دانست و یا در واقع مقادیری از کالاهای بی دوام را نشان می‌دهد که مصرف کننده مایل است در سطح مطلوبیت u از آن برای داشتن یک واحد بیشتر از کالاهای بادوام، صرف نظر کند.

از طرف دیگر به علت این که مقادیر کالاهای بادوام در طول یک سال ثابت است(شبه ثابت بودن کالاهای بادوام)، مخارج متغیر، تنها مجموع مخارج مربوط به کالاهای بی‌دوام خواهد بود. به گونه‌ای که

$$\tilde{e} = \sum \tilde{p}_i \tilde{x}_i \qquad (6)$$

و با جایگذاری $\tilde{x}_i$ از رابطه (۱) داریم:

$$\tilde{e} = \sum_{i=1}^{n} \tilde{p}_i (x_i \quad \sum_{j=n+1}^{m} \alpha_{ij} \tilde{x}_j) \qquad (7)$$

در نتیجه با فرض $\tilde{x}_j = z_j$ برای $j = n+1,\ldots,m$

$$\tilde{e} = e \quad \sum_{i=1}^{n} p_i (\sum_{j=n+1}^{m} \alpha_{ij} z_j) \qquad (8)$$

مخارج متغیر حاصل می‌شود. قابل ذکر است که در این مطالعه $i = ۱,\cdots,n$ و $j = n+۱,\cdots,m$ به ترتیب نشان دهنده تعداد کالاهای بی دوام و بادوام می‌باشد.

با در نظر گرفتن رجحان های جمع پذیر بین مصرف حداقل معاش (a) و در سطح بالاتر از حداقل معاش یا حد اشباع (b) برای یک سبد کالایی مفروض، طبق تعریف کنراد و اسچرودر (۱۹۹۱) امکان دستیابی به تابع مخارج متغیر خطی تعمیم یافته مستقل از قیمت برای سطح مطلوبیت U، بردار قیمت (P)و مقدار مفروضی از کالاهای بادوام (Z) به پیروی از دیتون و مولبوئر (۱۹۸۰) به صورت زیر وجود دارد:

$$\ln \tilde{e}(u,p,z) = a(p,z) + u \quad b(p,z) \qquad (9)$$

Archive of SID

www.SID.ir

لذا برای دستیابی به یک تابع مخارج با شکل تبعی انعطاف پذیر که منجر به استخراج یک دستگاه معادلات تقاضا با خصوصیات مورد نظر شود، توابع a(p) و b(p) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$a(p,z_{\ 1}) = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{n}\gamma_i \ln p_i + \frac{1}{2}\sum_{i,k}^{n}\gamma_{ik}\ln p_i \ln p_k + \sum_j \xi_j \ln z_j + \frac{1}{2}\sum_{j,l}\sigma_{jl}\ln z_j \ln z_l + \sum_{j,i}\varepsilon_{i,j}\ln p_i \ln z_j \qquad (10)$$

$$b(p,z_{\ 1}) = \beta_0 \prod_i p_i^{\beta_i} \prod_j z_j^{\eta_j} \qquad (11)$$

ضمن همگن بودن از درجه یک نسبت به p مشروط به تامین شروط زیر $\tilde{e}(u,p,z)$ است:

$$\sum_{i=1}^{n}\alpha_i = 1, \sum_i \gamma_{ik} = \sum_k \gamma_{ik} = \sum_i \varepsilon_{ij} = \sum_1^n \beta_i = 0 \qquad (12)$$

در شرایط وجود حداکثر مطلوبیت با جایگذاری مخارج به جای درآمد، سهم‌های بودجه‌ای کالاهای بی‌دوام و بادوام در شکل تابعی از قیمت‌ها و مقادیر مفروض از کالاهای با دوام به ترتیب به شکل زیر ظاهر می‌گردد.

$$\tilde{w}_i = \gamma_i + \sum_k \gamma_{ik} \ln p_k + \sum_j \varepsilon_{ij} \ln z_j + \beta_i(\ln \tilde{e} \quad a(p,z)) \qquad (13)$$

$$\tilde{w}_{z_j} = \zeta_j + \sum_i \varepsilon_{ij} \ln p_i + \sum_l \sigma_{jl} \ln z_l + \eta_i(\ln \tilde{e} \quad a(p,z)) \qquad (14)$$

به گونه ای که $\sigma_{ji} = \sigma_{lj}$ بوده و در ضمن با جایگزینی شاخص قیمت استون در شکل زیر به جای شاخص تعدیل قیمت کلی (ترانسلوگ) امکان خطی نمودن دستگاه تقاضای تقریباً ایده آل حاصل می‌گردد.

$$\ln P = \sum_k \tilde{w}_k \ln p_k \qquad (15)$$

$$\ln Z = \sum_i \tilde{w}_i \ln z_i \qquad (16)$$

در نتیجه

$$a(p,z_{\ 1}) = \ln p \quad \ln z \qquad (17)$$

اکنون برای دستیابی به سهم‌های بودجه ای بر اساس قیمت های هزینه‌ای و رابطه بین مصرف کالاهای بادوام و بی‌دوام، تمام روابط ممکن بین کالاهای بادوام و بی دوام وارداتی و داخلی به منظور بررسی تاثیر افزایش قیمت کالاهای بی دوام داخلی(ناشی از هدفمندی یارانه‌ها) بر قیمت کالاهای بادوام در نظر گرفته می‌شود. از آن جایی که دستیابی به سهم‌های بودجه‌ای بر حسب قیمت‌های هزینه‌ای مستلزم لحاظ نمودن رابطه بین مصرف

Archive of SID

www.SID.ir

کالاهای بادوام و بی‌دوام در کنار آثار قیمتی (ناشی از هدفمندی یارانه‌ها) آنها بر هم است.[۱] لذا با استفاده از روابط (۱) و (۲) هر چهار رابطه ممکن مورد نظر به صورت زیر استخراج می‌گردد.

$$x_{dndu} = \alpha_{dndu,z_{ddu}} z_{ddu} + \alpha_{dndu,z_{idu}} z_{idu} + \tilde{x}_{dndu} \quad (18)$$

$$x_{indu} = \alpha_{indu,z_{ddu}} z_{ddu} + \alpha_{indu,z_{idu}} z_{idu} + \tilde{x}_{indu} \quad (19)$$

$$\tilde{p}_{z_{ddu}} = p_{dndu} \cdot \alpha_{dndu,z_{ddu}} + p_{indu} \cdot \alpha_{indu,z_{ddu}} + p_{z_{ddu}} \quad (20)$$

$$\tilde{p}_{z_{idu}} = p_{dndu} \cdot \alpha_{dndu,z_{idu}} + p_{indu} \cdot \alpha_{indu,z_{idu}} + p_{z_{idu}} \quad (21)$$

علائم $idu, ddu, indu, dndu$ به ترتیب نشانگر گروه کالایی بی‌دوام داخلی، بی‌دوام وارداتی، بادوام داخلی و بادوام وارداتی می‌باشد. بنابراین روابط تبعی سهم های بودجه‌ای نهایی هر یک از چهار گروه کالایی مدنظر در این پژوهش به صورت زیر خواهد بود[۲]:

$$w_{indu} = \frac{p_{indu}\ \alpha_{indu,ddu}\ z_{ddu}}{\tilde{e}} + \frac{p_{indu}\ \alpha_{indu,idu}\ z_{idu}}{\tilde{e}} + \gamma_{indu} + \sum_k \gamma_{induk} \ln p_k + \sum_j \varepsilon_{induj} \ln z_j + \beta_{indu} \ln(\tilde{e} / p\ z) \quad (22)$$

$$w_{dndu} = \frac{p_{dndu}\ \alpha_{dndu,ddu}\ z_{ddu}}{\tilde{e}} + \frac{p_{dndu}\ \alpha_{dndu,idu}\ z_{idu}}{\tilde{e}} + \gamma_{dndu} + \sum_k \gamma_{dnduk} \ln p_k + \sum_j \varepsilon_{dnduj} \ln z_j + \beta_{dndu} \ln(\tilde{e} / p\ z) \quad (23)$$

$$w_{idu} = \frac{p_{dndu}\ \alpha_{idu,dndu}\ z_{idu}}{\tilde{e}} + \frac{p_{indu}\ \alpha_{idu,indu}\ z_{idu}}{\tilde{e}} + \zeta_{idu} + \sum_i \varepsilon_{idui} \ln p_i + \sum_l \sigma_{idul} \ln z_l + \eta_{idu} \ln(\tilde{e} / p\ z) \quad (24)$$

$$w_{ddu} = \frac{p_{indu}\ \alpha_{indu,ddu}\ z_{ddu}}{\tilde{e}} + \frac{p_{dndu}\ \alpha_{dndu,ddu}\ z_{ddu}}{\tilde{e}} + \zeta_{ddu} + \sum_i \varepsilon_{ddui} \ln p_i + \sum_l \sigma_{ddul} \ln z_l + \eta_{ddu} \ln(\tilde{e} / p\ z) \quad (25)$$

به گونه‌ای که در این الگو قیمت‌ها (p_i) مربوط به کالاهای بی‌دوام و (z_j) مقادیر کالاهای بادوام، ($\tilde{e}$) مخارج متغیر و ($\frac{\tilde{e}}{p.z}$) مخارج متغیر واقعی کل به شرط شبه ثابت بودن کالاهای بادوام را نشان می‌دهد.

[۱] یعنی فرض می شود قیمت هزینه ای کالاهای بادوام وارداتی و بادوام داخلی به قیمت کالاهای بی دوام داخلی و قیمت کالاهای بی دوام وارداتی مرتبط با آن ها وابسته می باشد یعنی در مصرف هر دو کالاهای بادوام وارداتی و یا داخلی از هر دو گروه کالایی بی دوام وارداتی و بی دوام داخلی استفاده می شود.

[۲] به منظور برآورد پارامترهای $\alpha_{dndu,z_{ddu}}$، $\alpha_{dndu,z_{idu}}$، $\alpha_{indu,z_{ddu}}$ و $\alpha_{indu,z_{idu}}$، مقادیر $\tilde{x}_{dndu}$ و $\tilde{x}_{indu}$ از معادلات (۱۸) و (۱۹) در معادله (۱۳)، همچنین مقادیر $\tilde{p}_{z_{ddu}}$ و $\tilde{p}_{z_{idu}}$ از معادلات (۲۰) و (۲۱) در معادله (۱۴) جایگذاری می شود.

Archive of SID

www.SID.ir

۲-۲- کشش‌ها در دستگاه تقاضای تقریباً ایده‌ال (AIDS)

با توجه به اینکه در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی در بخش تقاضا نیاز به بررسی حساسیت تقاضای هر یک از کالاها به تغییرات در مخارج (درآمد) خانوار و یا قیمت کالاهای مختلف می‌باشد، لذا کشش بلند مدت مخارج و کشش بلند مدت قیمتی (خودی و متقاطع) با استفاده از مقادیر تعادلی بلند مدت متغیرها و سهم‌های بودجه به صورت زیر معرفی می‌گردد.

$$\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{\overline{w}_i} \qquad (26)$$

$$\varepsilon_{ij} = \delta_{ij} + \frac{1}{\overline{w}_i}(\gamma_{ij} \quad \beta_i \overline{w}_j \quad \beta_i \sum_j \varepsilon_{ij} \ln z_j) \qquad (27)$$

$$(i \neq j \Rightarrow \delta_{ij} = 0 \;\&\; \text{if } i = j \Rightarrow \delta_{ij} = 1)$$

رابطه حاصل بیانگر آن است که کشش قیمتی بلندمدت نه تنها تحت تأثیر ضریب قیمتی مربوطه خود بلکه تحت تأثیر ضریب متغیر مخارج (درآمد) واقعی متغیر گروه مورد بررسی و مقدار کالاهای بادوام نیز می‌باشد.

۲-۳- آزمون شکست ساختاری[1]

اگر الگوی معرفی شده برای دوره پیش بینی در قالب ماتریسی به صورت زیر تعریف شود[2]:

$$W = JXvec(\beta) + e \qquad (28)$$

بنابراین تحت فرضیه صفر مبتنی بر ثبات ساختاری ضرایب الگوی مورد برآورد به پیروی از رنجبر و همکاران (۱۳۸۵)، آماره آزمون زیر برای حجم نمونه T به اندازه کافی بزرگ، منطبق بر توزیع کای دو با درجه آزادی m(n-1) توزیع می‌گردد.[3]

$$Q_1 = (W \quad W^P)' \hat{H} \; I(\hat{\theta}) \quad {}^{1}\hat{H}' + \hat{J}(I_m \quad \Sigma^e_{n\ 1})\hat{J}' \quad {}^{1}(W \quad W^P) \qquad (29)$$

[1] Structural Break

[2] vec(β) تبدیل ماتریس β به یک بردار است.

[3] برای اطلاعات بیشتر به دی بوئر و همکاران (۲۰۰۰) مراجعه شود.

Archive of SID

www.SID.ir

که در آن W^P مقدار براوردی سهم ها در دوره پیش بینی، $H = \partial W / \partial vec(\beta)$، $I(\hat{\theta})$ بیانگر واریانس خطای پیش بینی برآوردی، J ماتریس یکه $m(n-1)$ و Σ^e_{n-1} ماتریس واریانس خطاهای برآوردی الگو است.

۲-۴- ادبیات موضوع

نظر به فقدان وجود مطالعه ای در این زمینه، در این بخش سعی می‌گردد تا مطالعات صورت گرفته در زمینه الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل معرفی گردد که تا حدی نزدیک به مطالعه حاضر می‌باشد. به هر حال می توان عنوان کرد که اغلب این مطالعات، الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل را از یک طرف، به دلیل قابل آزمون بودن آن در مقابل خصوصیات نظری تابع تقاضا (یعنی همگنی و تقارن نسبت به متغیرهای قیمتی)، فروض هم نسبتی، سادگی دستیابی به کشش های قیمتی و مخارج (درآمدی) و از طرف دیگر، به خاطر خوش رفتار بودن آن به دلیل سازگاری با داده ها به عنوان مناسب ترین الگوی بیانگر رفتار تقاضا برای کالاهای مختلف انتخاب کرده اند.

۲-۴-۱- مطالعات خارجی

خلاصه‌ای از این دسته مطالعات که تا حدودی نزدیک به مطالعه حاضر است به شرح زیر ارائه می‌گردد:

دیتون و مولبوئر[1](۱۹۸۰) طی مقاله‌ای تحت عنوان "سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) "برای اولین بار این سیستم تقاضا را معرفی نمودند. ایشان با استفاده از داده‌های سالانه انگلستان برای دوره زمانی ۷۴-۱۹۵۴هفت گروه از کالاها شامل خوراک، پوشاک، خدمات خانگی، سوخت نوشیدنی‌ها و تنباکو، حمل و نقل و ارتباطات، سایر کالاها و در نهایت سایر خدمات را مورد بررسی قراردادند. نتایج برآورد در مرحله اول نشان داد که خوراک و پوشاک کالاهایی ضروری و سایر کالاها، کالاهایی لوکس می‌باشند. از ۶۴ ضریب برآورده شده، ۲۲ عدد آنها بامعنی بودند و کشش‌های قیمتی خودی کلیه گروه های کالایی به جزء گروه خوراکی با علامت مورد انتظار ظاهر گردید. همچنین در این مطالعه

[1] Deaton and Muellbauer.

Archive of SID

www.SID.ir

آزمون فرضیه تقارن به طور کامل وآزمون فرضیه همگنی برای چهار گروه کالایی رد گردید.

وینترز (۱۹۸۴) به تلفیق دو الگوی آرمینگتون و سیستم تقاضای تقریباً ایده آل برای دست یابی به الگوی تخصیص تقاضای واردات از منابع مختلف عرضه کننده خارجی همراه با فروش های داخلی پرداخت. نتایج بررسی وی منجر به رد فرضیه های تفکیک پذیری، هم نسبتی (محدودیتهای الگوی آرمینگتون)، همگنی و تقارن نسبت به قیمتها شد.

کنراد و شچرودر[1] (۱۹۹۱) با ارائه مقاله‌ای تحت عنوان "تقاضا برای کالاهای با دوام و بی‌دوام، سیاست زیست محیطی و رفاه مصرف کننده"، با استفاده از داده‌های سری زمانی ۸۷-۱۹۶۵ کشور آلمان‌غربی مخارج سه نوع خانوار دو نفره با درآمد پایین و متوسط و چهار نفره با درآمد بالا را روی پنج دسته کالای بی‌دوام شامل بنزین، انرژی (بجز بنزین)، غذا، خدمات و سایر کالاها همراه با دو نوع کالای با دوام وسایل نقلیه موتوری و لوازم الکتریکی توسط سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل (AIDS) مورد بررسی قرار داده و اثرات رفاهی سیاست‌های زیست محیطی را توسط تغییرات معادل محاسبه کردند. نتایج نشان داد تغییرات معادل خانواده های با سطح درآمد بالاتر در ازای افزایش قیمت بنزین بیشتر خواهد بود.

دی بوئر و همکاران[2] (۲۰۰۰) در مقاله ای تحت عنوان "آزادسازی تجاری و تخصیص تولیدات داخلی و خارجی: مطالعه موردی برای کالاهای ساخته شده (صنعتی) اسپانیا" تأثیر ورود اسپانیا به اتحادیه اروپا (EU) برای تخصیص تقاضای واردات کالاهای ساخته شده (صنعتی) از منابع مختلف عرضه کننده (آلمان، فرانسه، ایتالیا، سایر کشورهای اتحادیه اروپا، کشورهای افتا[3] و آمریکا همراه با کانادا) به علاوه عرضه داخلی تولید داخل را از طریق الگوی LA/AIDS مقید (همگن و همگن متقارن) همراه با یک فرایند تعدیل پویای در شکل ساز و کار تصحیح خطای مرتبه اول[4] مورد بررسی قرار می‌دهند. این مطالعه یک آزمون آماری [دارای توزیع کای دو (χ^2)] مبتنی بر تفاوت بین مقادیر پیش‌بینی شده از الگوی دوره قبل از ادغام با مقادیر واقعی برای دوره بعد از ادغام را به جهت بررسی

[1] Conrad and Schroder
[2] De boer and et al
[2] Efta.
[3] First Order Error Correction Mechanism

Archive of SID

www.SID.ir

شکست ساختاری در تخصیص عرضه‌های کل کالاهای ساخته شده (صنعتی) اسپانیا بر حسب منابع مختلف عرضه کننده خارجی و داخلی متأثر از ورود به اتحادیه اروپا به کار می‌گیرد.

نتایج حاکی از انتخاب الگوی LA/AIDS همگن همراه با فرآیند تصحیح خطای مرتبه اول کامل است. اغلب پارامترهای قیمتی و تقاضای کل از معنی‌داری مناسب آماری برخوردار نیستند. همچنین بیشتر کشش‌های مخارج بیانگر لوکس بودن این نوع کالای وارداتی از منابع مختلف عرضه کننده است. تمامی کشش‌های قیمتی خودی به جز یک مورد (فرانسه) دارای علامت منفی هستند. از طرف دیگر فرضیه فقدان شکست ساختاری به شدت رد می‌گردد به گونه‌ای که کاهش مداوم سهم اسپانیا در بازار داخلی بعد از دوره ادغام منجر به خلق تجارت با کلیه کشورهای صادر کننده کالاهای ساخته شده به این کشور (به جز آمریکا و کانادا) شده است و در این میان سهم کشورهای عضو اتحادیه اروپا بیشتر می‌باشد. همچنین بیشتر تغییرات در سهم‌های واقعیت یافته مربوط به حذف تدریجی حمایت‌های شدید از اقتصاد داخلی (اعم از سهمیه‌ها و معیارهای مشابه) قبل از پذیرش اسپانیا به اتحادیه اروپا است و به تغییرات در تقاضای واقعی، نرخ‌های تعرفه و قیمت‌ها بستگی چندانی ندارد.

ساهینلی و فیدان[1] (۲۰۱۱) در مقاله‌ای تحت عنوان "برآورد تقاضای غذا در ترکیه: الگو سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل" با استفاده از مخارج مصرف، قیمت‌ها و درآمدهای خانوارها در ترکیه برای سال‌های ۲۰۰۳- ۱۹۹۴ تقاضای مصرف غذا و کشش‌های قیمتی متقاطع و درآمدی شش گروه کالایی (نان و حبوبات؛ گوشت، ماهی و مرغ؛ شیر و محصولات لبنی؛ روغن و تخم مرغ؛ سبزیجات و میوه ها؛ غذاهای آماده و نوشیدنی ها) را برآورد کردند.

۲-۴-۲- مطالعات داخلی

خلاصه‌ای از این گروه از مطالعات که ارتباط نظری بیشتری با مطالعه حاضر دارد ، به شرح زیر توضیح داده می‌شوند.

[1] Sahinli and Fidan

Archive of SID

www.SID.ir

طیبی و رنجبر (۱۳۸۳) تحقیقی را در زمینه بررسی ساختاری تقاضای واردات کشور با استفاده از الگوی سیستم تقاضای تقریبا ایده آل (AIDS) با فرض در نظر گرفتن کل واردات به عنوان یک کالای مرکب و تفکیک تقاضای کل در قالب چهار گروه، فروش‌های داخلی (کالاهای تولید و مصرف شده در داخل)و ده شریک اول، دوم و سایر شرکاء تجاری انجام داده‌اند. این مطالعه به دنبال پاسخگویی به مسائلی همچون چگونگی دست یابی، به سهم‌های تقاضای واردات تعادلی بلند مدت از منابع مختلف عرضه کننده است. چگونگی تعیین سیاست‌های تجاری(کاهش موانع تجاری) مناسب از طریق اعمال سناریوسازی برای آزادسازی تجاری به عنوان یک راهبرد جهت الحاق به اقتصاد جهانی منطبق بر اهداف برنامه‌های توسعه اقتصادی و اجتماعی و صنعتی کشور ارزیابی می شود. نتایج حاصل از آزمون قیود حاکم بر مدل حاکی از یک مرحله‌ای بودن بودجه‌بندی تقاضای کالاها و رد شدن قیود همگنی و تقارن می باشد. نتایج آماری آزمون شکست ساختاری ضرایب بیانگرآن است که ساختار تقاضای واردات بلند مدت کشور در اثر هیچ یک از انواع سناریو های آزاد سازی تجاری اعمال شده دچار شکست ساختاری نمی شود. این نتیجه به مفهوم ثبات سهم های تعادلی بلند مدت واردات کشور از هر یک از شرکاء تجاری و سهم بلند مدت فروش های داخلی در اثر آزادسازی تجاری است.

رنجبر و همکاران (۱۳۸۵) مقاله ای را تحت عنوان" تاثیر آزادسازی تجاری بر الگوی تخصیص واردات کشور" از طریق انتخاب سیستم تقاضای تقریبا ایده‌ال (AIDS) در شرایط خود رگرسیونی مرتبه اول (AR) نامقید جهت تخمین تابع تخصیص واردات بلندمدت کشور از منابع مختلف عرضه کننده خارجی همراه با فروش‌های داخلی برای کمک به سیاست‌گذاران در اتخاذ سیاست‌های آزاد سازی تجاری مناسب و هماهنگ با اهداف توسعه اقتصادی ارائه می‌نمایند. بر همین اساس، آزمون فرضیه ثبات ساختاری الگوی فوق، برای دوره ۱۳۸۱-۱۳۷۲ حاکی از انحراف تجارت در تقاضای واردات کشور طی این دوره است. از طرف دیگر، اجرای همین آزمون فرضیه بر روی الگوی نهایی و در اثر ادامه جریان آزادسازی تجاری طی دوره پیش بینی آینده‌نگر ۱۳۸۶-۱۳۸۲ از طریق اعمال سناریوهای متفاوت کاهش تعرفه مبتنی بر اهداف برنامه چهارم توسعه کشور، بیانگر حفظ ثبات ساختاری تقاضای واردات کشور از دیدگاه تخصیصی است.

Archive of SID

www.SID.ir

کریمی‌و همکاران (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای تحت عنوان "بررسی تقاضای مواد غذایی مشمول یارانه در مناطق شهری ایران با استفاده از مدل (AIDS) به منظور اولویت بندی تخصیص یارانه" تقاضای مواد غذایی اساسی مشمول یارانه (قند و شکر، روغن، نان، گوشت و شیر) را در مناطق شهری ایران از طریق داده‌های بودجه خانوار شهری ایران و شاخص قیمت‌های مصرف کننده در سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۶۳ به دو صورت بلندمدت و کوتاه‌مدت برآورد کرده اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد به دلیل بی کشش بودن اقلام یارانه‌ای، هرگونه کاهش در پرداخت یارانه به کالاهای یاد شده، به افزایش قیمت منجر شده و مخارج اضافه را به مصرف کنندگان تحمیل می‌کند. با این وجود، تغییر ساختار پرداخت یارانه و کاهش تدریجی یارانه‌های پرداختی به نان، قند و شکر و روغن و سوق دادن آن به سمت شیر و گوشت، به صورت کاملاً هدفمند توصیه می‌شود.

خسروی نژاد (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای تحت عنوان" اندازه گیری اثرات رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوار شهری ایران" با استفاده از الگوی سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل (AIDS) به محاسبه شاخص‌های رفاهی (درآمد معادل، تغییرات جبرانی و شاخص درست هزینه زندگی) برای کالاهای نان، قند و شکر و روغن نباتی در طبقات پنج گانه خانوار شهری پرداخته است. نتایج حاصل از اعمال سیاست‌های قیمتی نشان می‌دهد که برای طبقات اول تا سوم، همواره اثرات افزایش قیمت نان بزرگتر از افزایش قیمت در قند و شکر و روغن نباتی بوده ، و برای طبقات چهارم و پنجم اثر تعدیل قیمت روغن نباتی بیشتر از تعدیل قیمت نان و قند و شکر می باشد.

رنجبر و همکاران (۱۳۸۸) در مقاله‌ای تحت عنوان" تحلیل رفتار پویای مصرفی مناطق شهری کل کشور و استان اصفهان: کاربرد دستگاه تقاضای تقریباً ایده‌آل طی دوره ۸۴ - ۱۳۵۸" به بررسی و برآورد تابع تقاضا و تحلیل رفتار مصرفی خانوار مناطق شهری استان اصفهان در دوره (۸۴-۱۳۵۸) و مقایسه آن با کل کشور با فرض وجود عادات مصرفی در رفتار خانوار پرداختند. نتایج برآوردی الگوی تقاضای خانوار در هر دو جامعه آماری بیانگر رد فرضیه همگنی و تقارن طبق آزمون والد و دال بر وجود عادات مصرفی در تقاضای خانوار می‌باشد. کشش قیمتی خودی تقاضا برای کلیه گروه‌ها دارای علامت مورد انتظار بوده است. کشش درآمدی محاسبه شده برای استان اصفهان نشان از آن دارد که گروه

Archive of SID

www.SID.ir

خوراکی‌ها، پوشاک و کفش و برای کل کشور گروه خوراکی‌ها و مسکن و سوخت کالاهای ضروری محسوب می‌شود و سایر گروه‌های مورد بررسی نیز کالاهایی نرمال و لوکس می‌باشند.

۳- برآورد الگو و تجزیه وتحلیل نتایج

۳-۱- اطلاعات و داده های الگو

داده‌های مورد نیاز مربوط به مخارج کل و سهم های بودجه‌ای و قیمت ها در قالب کالاهای بادوام و بی‌دوام وارداتی و داخلی برای سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۵۷، با استفاده از آمارهای موجود در سالنامه‌های آمار بازرگانی خارجی و ترازنامه‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج گردیده‌اند. به دلیل تغییر کد تعرفه‌ها و تفکیک آن ها به اجزاء کوچکتر، داده‌های مربوط به کالاهای سرمایه‌ای، واسطه‌ای و مصرفی از سال ۸۳ تا کنون ثبت نشده و این آمار نیز در سال‌های ۷۱ ،۷۲، ۷۵،و ۷۶ موجود نمی‌باشد. به همین جهت در این مطالعه از کتاب "جدول تطبیقی تعرفه های سیستم هماهنگ شده با تعرفه‌های قدیم گمرکی همراه با نام کالاهای جابه‌جا شده" استفاده شده است. بر این اساس ابتدا کل کد تعرفه کالاهای سرمایه‌ای، واسطه ای و مصرفی تفکیک گردیده و مقادیر هر گروه از کالاها از طریق حاصل جمع کد تعرفه ها به دست آورده شد. سپس کالاهای سرمایه ای از دیگر کالاها تفکیک و به عنوان بادوام وارداتی شناخته شد. ارزش کالاهای بادوام داخلی با کسر واردات سرمایه‌ای از مجموع ارزش افزوده صنعت، معدن، ساختمان و مستغلات، همچنین ارزش کالاهای بی دوام داخلی با کسر ارزش کالاهای بادوام داخلی از تقاضای فروش داخلی حاصل شد. قیمت کالاهای بادوام داخلی از میانگین وزنی شاخص قیمت معدن، صنعت، ساختمان و مستغلات بدست آمد که وزن ها سهم متغیرها در مخارج کالاهای ذکر شده هستند. قیمت کالاهای بی دوام داخلی نیز به طور مشابه میانگین وزنی شاخص قیمت فعالیت های اقتصادی بجز موارد ذکر شده برای کالاهای بادوام داخلی می‌باشد[۱]. قیمت هر فعالیت برای کالاهای داخلی، از ارزش افزوده آن به قیمت جاری

[۱] در این مطالعه فعالیت های اقتصادی که برای قیمت کالاهای بادوام داخلی استفاده شده اند عبارتند از: کشاورزی، شکار، جنگلداری و ماهیگیری، آب، برق و گاز طبیعی، عمده فروشی، خرده فروشی، تعمیر وسایل نقلیه و کالاها، هتل و

Archive of SID

www.SID.ir

تقسیم بر ارزش افزوده همان متغیر به قیمت ثابت، قیمت هر دو گروه کالاهای وارداتی از تقسیم ارزش کالاهای وارداتی هر گروه به وزن همان گروه، بدست آمد. مخارج کل به قیمت های جاری با تفریق صادرات از مجموع محصول ناخالص داخلی و واردات حاصل شد. و در آخر مخارج کل متغیر از مجموع مخارج کالاهای بی دوام وارداتی و مخارج کالاهای بی دوام داخلی، سپس سهم ها از تقسیم ارزش هر کالا به مخارج کل متغیر بدست آمد. متغیرها بر حسب ارزش ریالی محاسبه شده‌اند. متغیرهای قیمت کالاها، مقادیر کالاهای بادوام و مخارج کل متغیر از طریق تقسیم هر کدام به مقدار سال پایه خود (۱۰۰ =۱۳۸۶) شاخص گردیده اند.[۱]

۳-۲- روش برآورد

روش مورد استفاده جهت برآورد سیستم توابع تقاضای تقریباً ایده‌آل، روش رگرسیون‌ها (معادلات) ظاهراً نامرتبط (SUR)[۲] می‌باشد که با استفاده از نرم افزار Eviews قابل برآورد است. روش متداول برای تخمین معادلات این است که یکی از معادلات تقاضا از دستگاه معادلات هم زمان کنار گذاشته شود و پارامترهای سایر معادلات برآورد گردد، سپس پارامترهای مربوط به معادله کنار گذاشته شده برحسب سایر پارامترها، از قید جمع پذیری مورد محاسبه قرار گیرد. از آنجا که جمع معادلات تقاضا (مجموع سهم‌های تقاضای مصرف کنندگان) برابر یک می باشد، حذف هر یک از معادلات می‌تواند به دلخواه انجام گیرد.اوبر هوفر و کمنتا [۳](۱۹۷۴) نشان دادند که در این روش، برآورد به سمت روش حداکثر درست‌نمایی گرایش دارد و مستقل از معادله حذف شده بوده به گونه‌ای که حذف معادله می‌تواند به دلخواه انجام گیرد. در این مطالعه معادله مربوط به کالاهای بادوام وارداتی حذف شده[۴] و t, d_g, d_{tl}, d_w به ترتیب متغیر مجازی جنگ (مربوط به سال های

رستوران، حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات، واسطه گری‌های مالی، اداره ی امور عمومی، دفاع و تامین اجتماعی، آموزش، بهداشت و مددکار ی اجتماعی، سایر خدمات عمومی ، اجتماعی، شخصی و خانگی.

[۲] این روش در مطالعاتی که الگوی AIDS را مورد استفاده قرار می دهند یک روش مصطلح برای امکان پیش بینی دقیق تر سهم های آینده است.

[2] Seemingly Unrelated Regressions

[3] oberhofer and Kmenta

[۴] حذف این معادله به دلیل آن است که طبق مبانی نظری بیان شده، قید جمع پذیری تنها بر روی دو گروه کالایی بی‌دوام داخلی و بی دوام وارداتی می بایست اعمال گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

۶۸-۱۳۶۰)، دامی‌آزاد سازی تجاری (از سال ۸۶-۱۳۷۲)، مجازی تغییر دولت (مربوط به سال‌های ۸۶-۱۳۸۵، دولت نهم) و متغیر مربوط به ترجیحات زمانی است. بر همین اساس نتایج حاصل از براورد مدل در جدول ۱ خلاصه شده است.

جدول ۱- مقادیر برآوردی پارامترهای الگو برای تابع تقاضای تقریبا ایده آل

پارامتر	ضریب	آماره t	پارامتر	ضریب	آماره t
$\alpha_{indu,idu}$	۰/۰۰۱۴۵۴	۰/۳۴۴۷۸۷۰	η_{idu}	۰/۰۱۳۴۶۷	۲/۶۶۳۱۷۶
$\alpha_{indu,ddu}$	۰/۱۷۵۳۳۶	۱۰/۵۳۶۵۷	η_{ddu}	۰/۱۸۵۴۳۶	۱۰/۵۲۴۱۲
$\alpha_{dndu,ddu}$	۰/۰۷۴۲۷۵	۵/۱۲۸۹۹۵	$\sigma_{idu,idu}$	۰/۰۰۷۷۱۱	۱/۲۷۹۲۶۱
$\alpha_{dndu,idu}$	-۰/۰۰۰۵۳۳	-۹۳۹۶۲۰/۰	$\sigma_{idu,ddu}$	۰/۰۰۰۵۶۰	۰/۰۴۲۶۷۵
γ_{dndu}	۱/۶۱۴۰۳۹	۴/۱۶۹۸۸۲	$\sigma_{ddu,idu}$	۰/۰۰۰۵۶۰	۰/۰۴۲۶۷۵
γ_{indu}	-۰/۶۱۴۰۳۹	۱/۵۸۶۳۷۵	$\sigma_{ddu,ddu}$	-۰/۲۴۶۰۶۷	-۵/۷۶۵۷۲۸
ζ_{idu}	-۰/۱۱۲۴۲۱	-۱/۳۴۱۵۲۸	d_{gdndu}	-۰/۱۶۱۵۵۹	-۳/۷۵۳۱۵۳
ζ_{ddu}	۰/۰۵۱۶۲۶	۰/۴۹۹۸۸۰	d_{gidu}	-۰/۰۶۱۰۷۵	-۴/۰۰۹۹۹
$\gamma_{dndu,dndu}$	۰/۲۲۱۴۲۰	۳/۱۵۸۰۵۵	t_{dndu}	-۰/۰۴۳۶۵۲	-۳/۲۱۱۱۸
$\gamma_{dndu,indu}$	-۰/۰۳۹۸۸۷	-۶/۶۵۲۷۰۹	t_{idu}	۰/۰۰۷۵۸۸	۲/۶۸۸۸۹
$\gamma_{indu,dndu}$	-۰/۲۲۱۴۲۰	-۳/۱۵۸۰۵۵۳	d_{wddu}	-۰/۰۷۳۲۱	-۲/۰۶۸۸۸
$\gamma_{indu,indu}$	۰/۰۳۹۸۸۷	۶/۶۵۲۷۰۹	d_{tlddu}	۰/۱۹۹۵۵۸	۳/۵۰۳۵۱۸
$\varepsilon_{dndu,idu}$	-۰/۰۱۱۲۹۶	-۳/۳۱۲۱۱۵	R^2_{dndu}	۰/۹۱۸۷۲۲	
$\varepsilon_{dndu,ddu}$	۰/۰۶۱۹۸۶	۴/۵۰۴۸۷۳	R^2_{idu}	۰/۷۰۴۹۴۲	
$\varepsilon_{indu,idu}$	۰/۰۱۱۲۹۶	۳/۳۱۲۱۱۵	R^2_{ddu}	۰/۸۷۸۲۸۱	
$\varepsilon_{indu,ddu}$	-۰/۰۶۱۹۸۶	-۴/۵۰۴۸۷۳	$D\ W_{dndu}$	۱/۶۱۶۵۱۰	
β_{dndu}	-۰/۰۲۹۳۷۳	-۲/۳۰۵۱۶۹	$D\ W_{idu}$	۱/۸۰۹۵۲۲	
β_{indu}	۱/۰۲۹۳۷۳	۸۰/۷۸۴۷	$D\ W_{ddu}$	۱/۸۷۰۳۱۵	

ماخذ: یافته های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

بر طبق نتایج مدل برآورد شده، یک درصد افزایش قیمت کالاهای بی‌دوام داخلی و بی‌دوام وارداتی به ترتیب قیمت هزینه‌ای کالاهای بادوام داخلی را ۰/۰۰۰۷۴ و ۰/۰۰۱۷۵ افزایش می‌دهد و بر قیمت هزینه‌ای کالاهای بادوام وارداتی بی‌تاثیر می‌باشد. بنابراین براساس سیاست حذف یارانه‌ها و به تبع آن افزایش قیمت کالاهای بی‌دوام داخلی طی سناریوهای تورمی (از ۱۰٪ تا ۷۰٪) و با فرض تورم ۲۸٪ و ۱۸٪ به ترتیب برای کالاهای بی‌دوام وارداتی و بادوام داخلی که از میانگین نرخ رشد قیمت این دو گروه کالایی در طی سال‌های ۸۶-۱۳۵۷ به دست آمده، مقادیر قیمت‌های هزینه‌ای کالاهای بادوام داخلی بر طبق معادله (۲۰) در جدول۲ گزارش شده است.

جدول۲- مقادیر قیمت های هزینه ای کالاهای بادوام داخلی تحت سناریوهای تورمی‌مختلف برای کالاهای بی دوام داخلی

افزایش قیمت کالاهای بی دوام داخلی	٪۱۰	٪۲۰	٪۳۰	٪۴۰	٪۵۰	٪۶۰	٪۷۰
قیمت هزینه ای کالاهای بادوام داخلی	۰/۲۳۷	۰/۲۴۴	۰/۲۵۱	۰/۲۵۹	۰/۲۶۶	۰/۲۷۴	۰/۲۸۱

ماخذ: یافته های پژوهش

با توجه به اینکه در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی در بخش تقاضا نیاز به بررسی حساسیت تقاضای هر یک از کالاها به تغییرات در مخارج (درآمد) خانوار و یا قیمت کالاهای مختلف می‌باشد، لذا کشش بلند مدت مخارج و کشش بلند مدت قیمتی (خودی و متقاطع) با استفاده از مقادیر تعادلی بلند مدت متغیرها و سهم‌های بودجه‌ای برای گروه کالاها در جداول ۳ و ۴ گزارش شده است.

جدول۳- نتایج برآورد کشش‌های درآمدی چهار گروه کالایی مورد بررسی

گروه کالایی	بی دوام داخلی	بی دوام وارداتی	بادام وارداتی	بادوام داخلی
کشش درآمدی	۰/۹۵۷۴۳ (۵۱/۸۵)	۰/۰۹۳۸۴۴ (۲۶/۸۷)	۱/۳۷۴۷۸۳ (۹/۵۸)	۱/۲۸۰۹۶۴ (۴۷/۹۸)

اعداد داخل پرانتز مقادیر آماره t هستند. ماخذ: یافته های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

با توجه به جدول۳، کشش‌های درآمدی همه گروه‌های کالایی معنی‌دار و مثبت است. البته در مورد گروه‌های کالایی بی‌دوام وارداتی، بادوام وارداتی و بادوام داخلی آزمون فرضیه کوچکتر یا مساوی با یک بودن کشش نیز علاوه بر کوچکتر یا مساوی با صفر بودن آن رد می‌شود که دلالت بر لوکس بودن این گروه کالاها دارد. فواصل اطمینان در سطح اطمینان ۹۵ درصد برای گروه کالاهای بی‌دوام وارداتی، بادوام وارداتی و بادوام داخلی به ترتیب (۱/۲۵ ۱/۰۱۴)، (۱/۶۷ ۱/۱۰۱) و (۱/۳۳ ۱/۲۲۹) می‌باشد.

جدول۴- نتایج برآورد کشش های قیمتی دو گروه کالایی بی دوام

	گروه کالایی	بی دوام داخلی	بی دوام وارداتی
کشش قیمتی	بی دوام داخلی	-۰/۶۴۳۵۸۹ (-۶/۴)	-۰/۰۶۲۴۵۸ (-۶/۷)
	بی دوام وارداتی	-۸/۰۲۶۳۹۶ (-۴/۰۵)	-۰/۸۸۸۴۰۲ (-۶۳/۳۷)

اعداد داخل پرانتز مقادیر آماره t هستند. ماخذ: یافته های پژوهش

۳-۲-۱- آزمون فرضیه اول

جهت آزمون هم نسبت بودن تقاضای کشور، فرضیه صفر در مقابل فرضیه مخالف به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود.

$$H_0 : \beta_1 = \beta_3 = \beta_4 = 0$$
$$H_1 : \beta_i \neq 0 \quad (\text{به ازای حداقل یک } i=1,3,4,\ i)$$

که در آن β_i پارامتر مربوط به مخارج متغیر حقیقی است. در این مطالعه معادله مربوط به کالاهای بی‌دوام وارداتی حذف گردیده است(معادله شماره ۲). نتایج آزمون والد نشانگر رد فرضیه صفر می‌باشد(مقدار آماره براورد شده ۱۷۲/۸۴۴۸ با سه درجه آزادی است.) این امر حاکی از این حقیقیت است که مخارج متغیر حقیقی بر الگوی تقاضای کشور تاثیر گذار است و این به مفهوم هم نسبت نبودن تقاضای کشور خواهد بود. به عبارتی رد این فرضیه به مفهوم تأثیرپذیری سهم‌های تقاضای گروه های مختلف کالاهای وارداتی و داخلی نسبت به مخارج متغیر واقعی کل است. بنابراین با تغییر درآمد خانوارها در طرح

Archive of SID

www.SID.ir

هدفمندی یارانه‌ها، سهم‌های تقاضای گروه‌های مختلف کالاهای وارداتی و داخلی بر اساس کشش‌های درآمدی تغییر خواهد نمود. بر طبق کشش‌های درآمدی، کالاهای بی‌دوام داخلی ضروری و سایر گروه کالاها لوکس می‌باشد.

۳-۲-۲- آزمون توام فرضیه های دوم و سوم

آزمون فرضیه صفر (H_0) در مقابل فرضیه مخالف (H_1) به ترتیب برای آزمون‌های همگنی و تقارن در شکل زیر در نظر گرفته می‌شود؛

$$H_0 : \sum_{j=1}^{2} \gamma_{ij} = 0 \qquad H_0 : \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

$$H_1 : \sum_{j=1}^{2} \gamma_{ij} \neq 0 \qquad H_1 : \gamma_{ij} \neq \gamma_{ji}$$

که γ_{ij} پارامتر مربوط به قیمت ها می‌باشد. در این مطالعه با استفاده از قید جمع پذیری، رد یا عدم رد فرض همگنی، به ترتیب رد یا عدم رد فرضیه تقارن را نیز نتیجه می‌دهد. فرض همگنی دلالت بر همگن بودن دستگاه معادلات تقاضا از درجه صفر نسبت به بردار متغیرهای قیمتی دارد. اگر چه این فرض یکی از فروض بنیادی نظریه تقاضا می‌باشد، اما در بسیاری از تحقیقات از جمله وینترز[1] (۱۹۸۴)، لی[2] (۱۹۹۳) و رنجبر (۱۳۸۳) رد شده است.

با استفاده از آزمون والد، مقدار آماره برآورد شده به ۷/۰۸۹۷۱۶ می‌انجامد. و این نشان دهنده رد فرضیه همگنی و تقارن الگوی تقاضای کشور نسبت به متغیرهای قیمتی است. رد فرضیه همگنی نشان دهنده وجود توهم پولی در تقاضای مصرف کنندگان می‌باشد. به گونه‌ای که در اثر λ برابر شدن مخارج کل و قیمت ها ،هر یک از سهم‌های بودجه‌ای w_i به اندازه $(\text{Ln}\lambda)(\sum_{j=1}^{2}\gamma_{ij})$، (برای i=1,2) تغییر خواهد کرد[3]. بر این مبنا در اثر یک درصد افزایش در مخارج کل متغیر و قیمت ها میزان تغییر در سهم بودجه ای کالاهای بی دوام وارداتی برابر با ۰/۰۰۲ افزایش و سهم کالاهای بی‌دوام داخلی به همین میزان کاهش خواهد یافت.

[1] Winters
[2] Lee
[3] به علت برابر با یک فرض شدن مجموع سهم‌های بودجه‌ای کالاهای بی‌دوام، تغییر سهم‌های بودجه‌ای کالاهای بادوام مطرح نمی باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

فرض تقارن به برابری اثرات جانشینی اسلاتسکی (برابری پارامتر متغیر قیمت گروه j ام در معادله سهم تقاضای گروه i ام (γ_{ij}) با پارامتر متغیر قیمت گروه i ام در معادله سهم تقاضای گروه j ام (γ_{ji}) اشاره می‌نماید. هر چند این فرض هم مانند فرض همگنی یکی از فروض بنیادی تقاضا محسوب می‌گردد، اما در بسیاری از تحقیقات انجام شده مورد آزمون قرار گرفته است.

۳-۲-۳- آزمون فرضیه چهارم

برای بررسی تغییر احتمالی در رفتار بلندمدت تقاضای کشور در اثر اجرای طرح هدفمندی یارانه‌ها نیاز به داده‌های یک دوره زمانی انتخابی بعد از سال ۱۳۸۶ می‌باشد که به این منظور دوره زمانی ۶ ساله ۹۴- ۱۳۸۹ تقریبا هماهنگ با دوره زمانی برنامه پنجم توسعه کشور انتخاب می‌گردد. اما از آنجایی که در زمان جاری (سال۱۳۸۶) داده های این دوره زمانی تحقق نیافته اند، برای آزمون شکست ساختاری گذشته نگر معرفی شده لازم است داده های مورد نیاز به عنوان مقادیر حقیقی در نظر گرفته شود. لذا برای دستیابی به داده های مخارج کل متغیر در طول دوره زمانی ۹۴-۱۳۸۶ از دو سناریو نرخ رشد سه درصد[1] (روند موجود) و هشت درصد (مبتنی بر اهداف برنامه پنجم توسعه) و برای قیمت کالاهای بی دوام داخلی از سناریوهای تورمی‌مختلف تعریف شده استفاده گردیده است. همچنین بر اساس متوسط نرخ رشد در طی سال‌های ۸۶-۱۳۵۷، مقدار کالاهای بادوام وارداتی و داخلی در سال ۱۳۸۷ محاسبه و دوره زمانی ۹۴-۱۳۸۷ به ترتیب برابر با ۰/۸۳، ۰/۸۴ ثابت در نظر گرفته شد. متوسط نرخ رشد قیمت کالاهای وارداتی در سال‌های ۸۶-۵۷، ۰/۲۸ بدست آمد و بر اساس آن قیمت گروه کالایی مورد نظر در دوره زمانی پیش بینی، محاسبه گردید. سپس شکست ساختاری در ضرایب مدل ذکر شده آزمون می‌شود. چنین بررسی می‌تواند توسط آزمون فرضیه صفر (H0) مبنی بر ثبات ساختاری ضرایب الگو در طول دوره مشاهده شده در مقابل فرضیه مخالف (H1) مبنی بر تغییر ضرایب الگو در دوره مورد بررسی و از طریق آماره Q_1 معرفی شده در رابطه (۲۹) منطبق بر توزیع کای

[1] از آن جایی که آخرین نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (با نفت) اعلام شده توسط بانک مرکزی ۲.۳ درصد برای سه ماهه دوم سال ۱۳۸۷ می باشد، نرخ رشد ۳ درصد با یک دید خوشبینانه به عنوان روند رشد موجود اقتصاد کشور برای دوره پیش بینی مورد بررسی، در نظر گرفته شد.

Archive of SID

www.SID.ir

دو با درجه آزادی $M(N-1)$ انجام گیرد.[۱] (N و M به ترتیب تعداد سال های پیش بینی و تعداد معادلات موجود در برآورد است.)

نتایج ارائه شده این آزمون ها برای دوره زمانی ۹۴-۱۳۸۹ در جدول۵، بیانگر عدم رد فرضیه صفر در تمامی‌سطوح تورمی ۱۰ تا ۷۰ درصد در سطح اطمینان ۹۰ درصد است[۲]. به عبارتی اجرای سیاست هدفمندی یارانه ها در نرخ رشدهای سالانه تولید ناخالص داخلی سه و هشت درصد، ثبات ساختاری ضرایب الگوی تقاضای مورد بررسی را در هر یک از سطوح تورمی ۱۰ الی ۷۰ درصد حفظ می‌نماید.

به هر حال همان گونه که بیان گردید، اجرای سناریوهای تورمی‌ذکر شده در هیچ کدام از دو حالت تولید ناخالص داخلی منجر به شکست ساختاری در الگوی تقاضای کشور نمی‌شود[۳]، اما با فرض ثبات در سهم های تعادلی بلندمدت تقاضای کشور در اثر سناریوهای پیش گفته، اطلاع از چگونگی سهم های سالانه گروه کالاها در طول دوره پیش بینی ضروری می‌باشد. به همین منظور نرخ رشد کالاهای بادوام و بی دوام (داخلی و وارداتی) برای تمام سطوح تورمی‌و نرخ های رشد تولید ناخالص داخلی ۳٪ و ۸٪ به ترتیب در جداول ۶ و ۷ گزارش شده است.

جدول۵- محاسبه شکست ساختاری در ضرایب مدل

نرخ تورم (درصد)			۱۰	۲۰	۳۰	۴۰	۵۰	۶۰	۷۰
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (درصد)	سه	آماره Q_1	۲/۸۴۵	۳/۱۹۲	۵/۳۹۵	۷/۲	۹/۴۸۳	۱۱/۷۴۹	۱۴/۹۷۷
	هشت	آماره Q_1	۲/۸۲۴	۲/۸۳	۴/۴۵۸	۸/۸۵۴	۱۰/۳۷۸	۱۳/۱۸۹	۱۵/۶۹۸

ماخذ: یافته های پژوهش

با توجه به جداول ۶ و۷، نتایج به طور مشترک برای هر دو نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سه و هشت درصد، به صورت زیر تفسیر می‌شود. با وجود عدم رد فرضیه فقدان

[۱] قابل ذکر است تحت فرضیه صفر، مقادیر سهم های بلندمدت طی دوره مورد بررسی ثابت باقی خواهد ماند.
[۲] مقدار بحرانی آماره کای دو در سطح اطمینان ۹۰٪ با درجه آزادی ۱۸، ۲۵.۹۹ می باشد.
[۳] این امر می تواند به علت سهم اندک گروه کالایی بی دوام داخلی در مقابل سایر گروه کالاها، ضروری و بی کشش بودن این گروه کالایی باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

شکست ساختاری در دامنه تورمی۱۰٪ الی ۷۰٪، رفتار سهم های مخارجی در تورم ۳۰٪ بسیار شبیه به تورم های ۷۰٪-۴۰٪ است. با افزایش قیمت کالاهای بی دوام داخلی از ۲۰ درصد به تورم های بالاتر، نرخ رشد سهم مخارجی کالاهای بی دوام داخلی، به علت تاثیرگذاری بیشتر تورم نسبت به افزایش درآمدها، همچنین ضروری بودن این گروه کالایی و عکس العمل ضعیف مصرف کنندگان نسبت به افزایش قیمت آن، تغییر علامت از مثبت به منفی را نشان می‌دهد. همزمان به دلیل مکمل بودن کالاهای بی دوام وارداتی و بی دوام داخلی، به طور کلی علامت غالب[1] نرخ رشد سهم مخارجی کالاهای بی‌دوام وارداتی، از مثبت به منفی تغییر می‌یابد که نشان دهنده انحراف تجاری از کالاهای بی‌دوام وارداتی به سمت کالاهای بی دوام داخلی می‌باشد. از طرف دیگر هم سو با نتایج کشش های درآمدی مبتنی بر این که تقاضای کالاهای بادوام داخلی از حساسیت درآمدی کمتری نسبت به کالاهای بادوام وارداتی برخوردار است، افزایش نرخ تورم منجر به ایجاد روند فزاینده و کاهنده در نرخ رشد سهم مخارجی کالاهای بادوام داخلی و وارداتی می‌گردد.

۴- نتایج و پیشنهادات

۴-۱- نتیجه‌گیری کلی

۱) به منظور شناخت صحیح رفتار مصرف کنندگان و ارزیابی هر گونه سیاست اصلاح قیمت، از جمله هدفمندی یارانه ها، ضروری است که مسئله تصمیم مصرف کننده، بر اساس مطلوبیت یا هزینه را به شکل صورت یافته آن در دنیای واقعی، بر اساس مقادیر جانشینی از کالاها و قیمت های هزینه‌ای بازنویسی نمود.

۲) بر طبق نتایج مدل برآورد شده، یک درصد افزایش قیمت کالاهای بی دوام داخلی و بی‌دوام وارداتی به ترتیب قیمت هزینه ای کالاهای بادوام داخلی را ۰/۰۰۰۷ و ۰/۰۰۱۷۵ افزایش می‌دهد و بر قیمت هزینه‌ای کالاهای بادوام وارداتی بی‌تاثیر می‌باشد.

[1] در هر دو سناریو رشد تولید ناخالص داخلی، مقدار یا علامت بعضی از سهم های مخارجی، به علت متغیر دامی تغییر دولت در سال ۱۳۹۲ متفاوت می باشد که در سال های ۱۳۹۳ و ۱۳۹۴ روند عادی خود را دنبال می کند.

Archive of SID

www.SID.ir

۳) با توجه به نتایج جدول ۴ کشش‌های قیمتی خودی کالاهای بی‌دوام داخلی و کالاهای بی‌دوام وارداتی منفی بوده که مطابق با مبانی نظری مقدار تقاضا و قیمت هر کالا می‌باشد. همچنین میزان مطلق کشش‌های قیمتی خودی تقاضا برای هر دو گروه کوچکتر از واحد می‌باشد. یعنی مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات قیمت این گروه‌ها خصوصاً کالاهای بی‌دوام داخلی، حساسیت اندکی نشان می‌دهند. به عنوان مثال با افزایش ده درصدی (۱۰٪) قیمت کالاهای بی دوام، میزان تقاضای کالاهای بی دوام داخلی و بی‌دوام وارداتی به ترتیب ۶/۴۴ درصد و ۸/۸۸ درصد کاهش خواهد یافت.

۴) اجرای سیاست هدفمندی یارانه ها در هر فرآیند تورمی، الگوی رفتار مصرف کنندگان بر اساس سهم های مخارجی از گروه کالاهای بادوام و بی دوام را تغییر نمی‌دهد و ساختار تقاضای بلندمدت کشور با ثبات می‌ماند.

۴-۲- پیشنهادات

۱) چون افزایش قیمت کالاهای بی دوام وارداتی و داخلی بر قیمت هزینه ای کالاهای بادوام وارداتی بی‌تاثیر است و قیمت هزینه‌ای کالاهای بادوام داخلی را افزایش می‌دهد. این امر، کاهش تقاضا برای کالاهای بادوام داخلی و به دنبال آن کاهش تولید صنایع داخلی، افزایش بیکاری، تعمیق رکود و نارضایتی اجتماعی را به دنبال خواهد داشت. بنابراین سیاست گذاران می‌توانند در صورت نیاز از طریق ایجاد تفاوت در سرعت تعدیل نرخ های تعرفه (آزاد سازی) کالاهای وارداتی، در دو افق زمانی کوتاه و بلند مدت، حمایت لازم از تولیدات داخلی را به عمل آورند.

۲) نتایج بدست آمده از کشش های درآمدی حاکی از ضروری بودن کالاهای بی دوام داخلی و لوکس بودن سایر کالاها است. بنابراین افزایش درآمد جامعه ناشی از پرداخت نقدی یارانه ها در کشور، به شرط ثبات قیمت ها، باعث افزایش سهم کالاهای وارداتی و کالاهای بادوام داخلی در مقابل کاهش سهم کالاهای بی دوام داخلی می‌گردد. براین اساس برای حمایت از تولید داخلی این گونه کالاها

Archive of SID

www.SID.ir

می‌توان از طریق ایجاد تفاوت در سرعت تعدیل نرخ های تعرفه (آزاد سازی) کالاهای وارداتی، پدیده خلق تجارت و انحراف تجاری را به سمت دلخواه تغییر جهت داد. لذا آزادسازی کالاهای وارداتی می‌تواند در جهت حمایت و هماهنگ با تولید داخلی صورت پذیرد.

۳) با توجه به نتایج کشش های درآمدی برآورد شده، سیاست گذاران می‌توانند در طرح هدفمندی یارانه ها با تغییر درآمد مصرف کنندگان بر تقاضای گروه های مختلف کالایی اثر گذارند، به گونه ای که بهتر است یارانه یا تسهیلات بانکی را هدفدار بر روی گروه کالایی بی دوام داخلی متمرکز کنند.

۴) با توجه به وجود توهم پولی در رفتار مصرف کنندگان، سیاستگذاران می‌توانند در طرح هدف مندی یارانه ها با تغییر درآمد مصرف کنندگان به مقدار برابر با تغییر در قیمت کالاها از تولید داخلی کالاهای بی دوام حمایت کنند، زیرا در این صورت سهم کالاهای بی دوام داخلی افزایش و در مقابل به همین میزان سهم کالاهای بی دوام وارداتی کاهش می‌یابد. در نتیجه رشد اقتصاد افزایش یافته که بهبود تراز پرداخت ها را نیز به دنبال خواهد داشت.

۵) نتایج تغییر سهم های مخارجی در آزمون شکست ساختاری دال بر افزایش سهم مخارجی کالاهای بی دوام داخلی است؛ که می‌تواند متاثر از ضروری بودن این گروه از کالاها در سبد مصرفی خانوارها و کاهش درآمد واقعی آن ها باشد، همچنین با توجه به عدم رد فرضیه ثبات ساختاری ضرایب الگوی بلند مدت، دولت می‌تواند بدون هراس از تغییر رفتار مصرفی خانوار به اجرای طرح هدفمندی یارانه ها ادامه دهد. بنابراین پیشنهاد می‌شود سیاستگذاران ضمن تاکید بر ادامه طرح هدفمندی یارانه ها و کنترل تورم، سیاست هایی را در جهت حمایت از تولید داخلی و اشتغال بیشتر اتخاذ کنند.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۶- نرخ رشد گروه کالاها برای تمام سطوح تورمی‌و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ۳٪

نرخ تورم	سال	نرخ رشد گروه کالاها			
		بی دوام داخلی	بی دوام وارداتی	بادوام وارداتی	بادوام داخلی
ده درصد	۱۳۹۰	-۰/۲۴۹۰۵	۰/۰۵۲۲۸۳	۰/۰۸۳۸۷۶	۰/۰۱۳۱۴۲
	۱۳۹۱	-۰/۳۲۲۴۲	۰/۰۴۸۳۰۲	۰/۰۷۴۹۳۱	۰/۰۱۲۹۹۴
	۱۳۹۲	۱/۳۶۲۴۱۶	-۰/۱۳۱۹۳	۰/۸۶۳۷۵۷	۰/۰۱۷۰۵۸
	۱۳۹۳	-۰/۱۹۳۴۱	۰/۰۵۰۹۶۹	۰/۰۳۶۴۸۹	۰/۰۱۸۰۳۹
	۱۳۹۴	-۰/۲۳۶۳۶	۰/۰۴۷۸۰۳	۰/۰۳۵۲۳۴	۰/۰۲۲۲۵۵
بیست درصد	۱۳۹۰	-۰/۰۷۴۹۷	۰/۰۱۹۰۰۸	۰/۰۶۵۲۲۹	۰/۰۳۳۰۷۵
	۱۳۹۱	-۰/۰۸۰۳۱	۰/۰۱۸۴۸۵	۰/۰۶۱۱۳۳	۰/۰۳۴۷۰۱
	۱۳۹۲	۰/۸۵۲۲۳۸	-۰/۱۷۷۱۳	۰/۸۹۲۱۷۸	۰/۰۳۶۷۶۲
	۱۳۹۳	-۰/۰۴۵۴۵	۰/۰۲۱۲۶۲	۰/۰۲۹۵۸۶	۰/۰۳۶۱۰۴
	۱۳۹۴	-۰/۰۴۷۱۴	۰/۰۲۰۶۱۳	۰/۰۲۸۸۰۱	۰/۰۳۸۶۳۲
سی درصد	۱۳۹۰	۰/۰۵۶۷۹۶	-۰/۰۱۶۹۳	۰/۰۴۸۷۷۶	۰/۰۵۸۳۶۵
	۱۳۹۱	۰/۰۵۹۸۶	-۰/۰۱۹۱۸	۰/۰۴۴۹۸۹	۰/۰۵۸۶۴
	۱۳۹۲	۰/۶۹۰۳۴۸	-۰/۲۳۹	۰/۹۱۹۷۳۸	۰/۰۶۱۷۶۵
	۱۳۹۳	۰/۰۴۱۳۴۸	-۰/۰۳۱۸	۰/۰۲۱۵۴	۰/۰۶۲۵۹۸
	۱۳۹۴	۰/۰۴۴۱۴۷	-۰/۰۳۶۵۱	۰/۰۲۱۱۶۱	۰/۰۶۶۶۸۳
چهل درصد	۱۳۹۰	۰/۱۶۴۵۳۳	-۰/۰۵۶۵۵	۰/۰۳۲۵۸۸	۰/۰۸۶۴۸۱
	۱۳۹۱	۰/۱۶۰۲۲	-۰/۰۶۷۹۷	۰/۰۲۸۳۵۸	۰/۰۸۹۴۰۹
	۱۳۹۲	۰/۶۲۵۹۹۷	-۰/۳۳۰۵۹	۰/۹۴۶۲۵۶	۰/۰۹۶۰۵۹
	۱۳۹۳	۰/۱۱۳۴۵۸	-۰/۱۴۵۵۴	۰/۰۱۳۰۱۹	۰/۱۰۷۵۱۸
	۱۳۹۴	۰/۱۲۲۳۵۹	-۰/۲۰۴۵۳	۰/۰۱۰۷۱۱	۰/۱۱۷۱۷۴
پنجاه درصد	۱۳۹۰	۰/۲۵۸۷۵۷	-۰/۱۰۱۱	۰/۰۱۴۱۵	۰/۱۱۴۵۲۳
	۱۳۹۱	۰/۲۴۴۰۳۱	-۰/۱۳۳۵۲	۰/۰۱۱۰۶۱	۰/۱۲۹۰۲۵
	۱۳۹۲	۰/۶۰۹۶۳۱	-۰/۴۷۸۹۱	۰/۹۷۵۶۳۶	۰/۱۴۷۸۲۳
	۱۳۹۳	۰/۱۹۵۱۵۶	-۰/۴۷۳۵۶	۰/۰۰۰۲۴۵	۰/۱۷۶۶۸۱
	۱۳۹۴	۰/۲۲۵۹۳۵	-۱/۲۴۴۶۸	-۰/۰۰۳۹۸	۰/۲۱۹۱۵۴
شصت درصد	۱۳۹۰	۰/۳۴۳۸۴۲	-۰/۱۵۱۱۱	-۰/۰۰۴۲۸	۰/۱۴۶۲۹۴
	۱۳۹۱	۰/۳۲۳۸۲۸	-۰/۲۲۵۲۹	-۰/۰۰۹۵	۰/۱۷۷۰۲۶
	۱۳۹۲	۰/۶۳۱۳۸۶	-۰/۷۵۰۶	۱/۰۰۵۹۰۸	۰/۲۲۳۰۶۶
	۱۳۹۳	۰/۳۱۱۴۸۳	-۲/۴۲۲۲۲	-۰/۰۱۸۴۴	۰/۲۹۷۷۹۳
	۱۳۹۴	۰/۴۲۸۲۶۵	۳/۰۷۱۰۵۷	-۰/۰۳۴۶۲	۰/۴۴۶۰۹۵
هفتاد درصد	۱۳۹۰	۰/۴۲۲۸۶۴	-۰/۲۰۷۲۵	-۰/۰۲۰۷۵	۰/۱۸۴۷۳۸
	۱۳۹۱	۰/۴۰۷۲۸۵	-۰/۳۵۸۲۹	-۰/۰۳۳۸۵	۰/۲۳۶۲۵۷
	۱۳۹۲	۰/۶۹۷۱۲	-۱/۳۴۴۸۸	۱/۰۲۹۲۴۹	۰/۳۳۲۲۴
	۱۳۹۳	۰/۵۱۹۵۷۶	۴/۹۳۲۵۴۶	-۰/۰۵۰۹۲	۰/۵۳۴۹۹۴
	۱۳۹۴	۱/۱۰۴۱۹۴	۲/۶۸۵۰۳	-۰/۱۳۳۸۹	۱/۲۳۰۱۱۳

ماخذ: یافته های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۷- نرخ رشد گروه کالاها برای تمام سطوح تورمی‌و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ۸٪

نرخ تورم	سال	نرخ رشد گروه کالاها			
		بی دوام داخلی	بی دوام وارداتی	بادوام وارداتی	بادوام داخلی
ده درصد	۱۳۹۰	-۰/۳۰۵۳۳	۰/۰۵۷۷۰۳	۰/۰۹۰۵۲۳	-۰/۰۰۵۱۳
	۱۳۹۱	-۰/۴۲۲۲۴	۰/۰۵۲۴۰۸	۰/۰۸۲۲۵۲	-۰/۰۰۳۳۱
	۱۳۹۲	۱/۸۲۸۱	-۰/۱۲۴۵۷	۰/۸۴۶۴۱۷	-۰/۰۰۲۷۸
	۱۳۹۳	-۰/۲۴۲۲	۰/۰۵۳۳۱۵	۰/۰۴۰۵۹۲	-۰/۰۰۰۴
	۱۳۹۴	-۰/۳۰۹۹۹	۰/۰۴۹۰۹۲	۰/۰۳۸۲۱۷	-۰/۰۰۱۴۷
بیست درصد	۱۳۹۰	-۰/۱۲۲۰۵	۰/۰۲۷۹۸۴	۰/۰۷۶۳۱۲	۰/۰۱۳۲۴۳
	۱۳۹۱	-۰/۱۳۶	۰/۰۲۶۶۳	۰/۰۶۹۹۲	۰/۰۱۲۲۰۴
	۱۳۹۲	۰/۹۸۷۰۰۸	-۰/۱۶۲۶۵	۰/۸۶۵۰۹۲	۰/۰۱۲۴۲۵
	۱۳۹۳	-۰/۰۷۶۳۸	۰/۰۲۹۸۶۸	۰/۰۳۴۴۳۹	۰/۰۱۱۳۲۷
	۱۳۹۴	-۰/۰۸۰۴۹	۰/۰۲۸۲۳	۰/۰۳۲۳۶۵	۰/۰۰۸۶۶۵
سی درصد	۱۳۹۰	۰/۰۱۴۱۰۳	-۰/۰۰۳۸۱	۰/۰۶۰۱۳۵	۰/۰۳۳۰۳۹
	۱۳۹۱	۰/۰۱۴۷۳۵	-۰/۰۰۴۰۵	۰/۰۵۵۹۵	۰/۰۳۰۸۹۷
	۱۳۹۲	۰/۷۵۳۴۶۶	-۰/۲۱۱۰۳	۰/۸۹۰۱۶۳	۰/۰۲۹۵۲۵
	۱۳۹۳	۰/۰۰۸۷۶۷	-۰/۰۰۵۴۶	۰/۰۲۷۸۴۳	۰/۰۲۸۸۳۴
	۱۳۹۴	۰/۰۰۹۶۲۲	-۰/۰۰۶۰۸	۰/۰۲۶۱۴۱	۰/۰۲۵۳۴
چهل درصد	۱۳۹۰	۰/۱۲۲۵۵۲	-۰/۰۳۸۱۸	۰/۰۴۴۰۴	۰/۰۵۴۵۵۴
	۱۳۹۱	۰/۱۱۵۲۴۳	-۰/۰۴۱۹	۰/۰۴۰۹۱۴	۰/۰۵۲۸۸۶
	۱۳۹۲	۰/۶۵۱۶۰۶	-۰/۲۷۵۷۸	۰/۹۱۷۸۵۵	۰/۰۵۵۱۴۳
	۱۳۹۳	۰/۰۷۰۰۸۹	-۰/۰۶۷۶۵	۰/۰۲۰۰۱۶	۰/۰۵۳۱۰۱
	۱۳۹۴	۰/۰۷۰۳	-۰/۰۷۷۸۸	۰/۰۱۸۵۸۸	۰/۰۵۱۷۶۵
پنجاه درصد	۱۳۹۰	۰/۲۱۳۷۱۴	-۰/۰۷۵۶۴	۰/۰۲۸۱۳۶	۰/۰۷۸۳۷۱
	۱۳۹۱	۰/۱۹۳۴۴۳	-۰/۰۸۹۸۹	۰/۰۲۵۱۹۳	۰/۰۸۰۲۳۶
	۱۳۹۲	۰/۶۰۷۰۶۷	-۰/۳۶۹۳	۰/۹۴۲۵۴۴	۰/۰۸۵۰۹۱
	۱۳۹۳	۰/۱۲۶۹۳۳	-۰/۱۹۷۲۹	۰/۰۱۱۶۷۹	۰/۰۹۳۱۶۲
	۱۳۹۴	۰/۱۳۱۰۶۳	-۵۹۹-۰/۲	۰/۰۰۹۱۴۴	۰/۰۹۸۹۵۱
شصت درصد	۱۳۹۰	۰/۲۹۴۰۷۲	-۰/۱۱۶۸۸	۰/۰۱۱۹۲۵	۰/۱۰۴۱۷۸
	۱۳۹۱	۰/۲۶۱۷۹	-۰/۱۵۲۴۶	۰/۰۰۹۲۵۲	۰/۱۱۵۱۷۸
	۱۳۹۲	۰/۵۹۶۰۰۶	-۰/۵۱۶۷۶	۰/۹۶۷۸۷۴	۰/۱۲۹۲۱۲
	۱۳۹۳	۰/۱۹۴۳۷۹	-۰/۵۵۶۶۲	-۰/۰۰۰۹۵	۰/۱۵۱۵۰۱
	۱۳۹۴	۰/۲۱۵۹۱۶	-۱/۶۶۵۵۹	-۰/۰۰۴۶	۰/۱۸۶۹۸۳
هفتاد درصد	۱۳۹۰	۰/۳۶۷۴۵۱	-۰/۱۶۲۵۱	-۰/۰۰۴۲۵	۰/۱۳۲۸۶۹
	۱۳۹۱	۰/۳۲۸۵۳	-۰/۲۳۷۲۳	-۰/۰۰۹۹۷	۰/۱۵۵۸۰۸
	۱۳۹۲	۰/۶۱۳۶۲۷	-۰/۷۷۱۷۶	۰/۹۹۳۶۲۵	۰/۱۹۱۴۶۶
	۱۳۹۳	۰/۲۸۸۷۴	-۲/۵۶۷۴۲	-۰/۰۱۷۰۹	۰/۲۵۳۰۳۴
	۱۳۹۴	۰/۳۷۴۹۴۴	۲/۷۴۱۱۶۹	-۰/۰۳۲۶۲	۰/۳۶۵۹۶۳

ماخذ: یافته های پژوهش

Archive of SID

www.SID.ir

فهرست منابع

۱) آرام، غلامحسین، ۱۳۷۵، جدول تطبیقی تعرفه‌های سیستم هماهنگ شده با تعرفه‌های قدیم گمرکی همراه با نام کالاهای جا به جا شده، چاپ اول، تهران، شرکت چاپ و نشر بازرگانی وابسته به موسسه اطلاعات و پژوهش های بازرگانی،۳۴۹.

۲) خسروی نژاد ع، ۱۳۸۸، اندازه‌گیری اثرات رفاهی حذف یارانه کالاهای اساسی بر خانوارهای شهری ایران، فصل نامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۵۰.

۳) رنجبر همایون، طیبی کمیل، خوش اخلاق رحمان، ۱۳۸۵، تاثیر آزادسازی تجاری بر الگوی تخصیص واردات کشور، فصل نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۸.

۴) رنجبر همایون، تاثیر آزادسازی تجاری برالگوی تخصیص واردات کشور، پایان نامه دکتری علوم اقتصادی گرایش اقتصاد بین الملل، دانشگاه اصفهان.

۵) رنجبر همایون، شهریور عباس، خرم روز علی، ۱۳۸۸، تحلیل رفتار پویای مصرفی مناطق شهری کل کشور و استان اصفهان: کاربرد دستگاه تقاضای تقریباً ایده آل طی دوره ۸۴ –۱۳۵۸، فصل نامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۵۱.

۶) شاکری عباس، ۱۳۸۵، اقتصاد خرد۲: نظریه‌ها و کاربردها، چاپ اول، تهران: نشر نی.

۷) طیبی، کمیل، خوش اخلاق، رحمان، رنجبر همایون، ۱۳۸۳، بررسی ساختار تقاضای واردات کشور (کاربرد الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده آل (AIDS))، فصل نامه پژوهش های اقتصادی ایران، شماره ۲۱.

۸) عباسی نژاد ح، کشاورز حداد غ، آزمون های پایداری ضرایب در نوشتارهای اقتصاد سنجی و کاربرد آن ها، پژوهش نامه بازرگانی، شماره ۲۰.

۹) کریمی‌سعید، راسخی سعید، احسانی مجتبی، ۱۳۸۷، بررسی تقاضای مواد غذایی مشمول یارانه، در مناطق شهری ایران با استفاده از مدل (AIDS) به منظور اولویت بندی تخصیص یارانه، فصل نامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۹ .

۱۰) گمرک ایران(سال‌های مختلف)، سالنامه‌های آمار بازرگانی خارجی جمهوری اسلامی ایران، وزارت بازرگانی، تهران.

۱۱) مرکز آمار ایران (سال‌های مختلف)، نتایج تفصیلی حساب‌های سالانه؛ www.amar.org.ir

Archive of SID

www.SID.ir

۱۲) هندرسون، جیمز و ریچارد کوانت، ۱۳۷۱ ، تئوری اقتصاد خرد،ترجمه مرتضی قره باغیان و جمشید پژویان، چاپ اول، موسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران،۶۴۹.

13) Baltagi B.H. 2008. Econometrics. Forth Edition. USA. Syracuse University. Center of Policy Research. 392.
14) Boer, P.M.C. de, Martinez C. Harkema R. 2000. Trade Liberalization and the Allocation over Domestic and Foreign Supplies: a Case Stud for Spanish and Manufacturing. Applied Economics, Vol 32: 789-799.
15) Conrad K, Schröder M.1991. Demand for Durable and Nondurable Goods, Environmental Policy and Consumer Welfare. Journal of Applied Econometrics, 3: 271-286.
16) Deaton A.S, Muellbauer J. 1980. An Almost Ideal Demand System. American Economic Review,10:312-326.
17) Johnston, J & Di Nardo, J.(1997), Econometric Methods, Fourth Edition, MacGrow-Hill.
18) Lee J. H. 1990a. Alternative to the UMI Dissertation Services, Oklahoma State University.
19) Lee J. H. 1990b. Source Differentiated U.S. Beef Demand and Separability, Dissertation PhD, UMI Dissertation Services, Oklahoma State University. Armington Trade Model, Dissertation PhD
20) Muellbauer J. 1974. Prices and Inequality: The United Kingdom Experience, The Economic Journal, Vol. 84
21) Oberhofer, W & Kementa, J. (1974); "A General Procedure for Obtaining Maximum Likelihood Estimation in Generalized Regression Models", Econometrica, 42, pp. 579-590.
22) Sahinli A S , Fidan H. 2011. Estimation of food demand in Turkey: method of an almost ideal demand system. Springer Science+Business Media B.V.
23) Taube P, Huth G, MacDonald W. 1990. An Analysis of Consumer Expectation Effects on Demand in a Dynamic Almost Ideal Demand System. Journal of Economics and Bussiness, 42: 225-236
24) Winters A. L. 1984a. Separability and the Specification of Foreign Trade Functions. Journal of International Economics, 17.
25) Winters, A. L. (1984b), "British Imports of Manufactures the Common Market. Oxford Economic Papers, 36: 103-118.

Archive of SID

www.SID.ir