فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی- ایرانی)
سال دوازدهم، شماره ۴۴، بهار ۱۳۹۱، صفحات ۲۸۹-۲۵۹

برآورد و پیش‌بینی تقاضای خودروی پراید در ایران: رهیافت سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل

دکتر محمود محمودزاده*، **دکتر** بیژن صفوی** و رسول رجبی***

تاریخ دریافت: ۲۸ خرداد ۱۳۹۰ تاریخ پذیرش: ۲۲ آذر ۱۳۹۰

در این مقاله عوامل موثر برتقاضای خودروی پراید در ایران، در چهارچوب الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل[1] (AIDS) با استفاده از روش رگرسیون‌های ظاهراً نامرتبط[2] (SUR)، در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۸۳ با داده‌های سری زمانی ماهیانه با ۶۰ داده سری زمانی بررسی شده است. همچنین با معیار کلاس‌بندی، خودروهای ساخت داخل تفکیک شد و خودروهای همگن به‌عنوان جانشین در کنار خودروی پراید قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد کشش قیمتی بلندمدت و کوتاه‌مدت خودروی پراید منفی و به‌ترتیب ۲/۵۹- و ۲/۴۶- است. کشش درآمدی بلندمدت و کوتاه‌مدت خودروی پراید مثبت و به‌ترتیب ۴/۰۶ و ۴/۳۲ است. نتایج کشش‌های متقاطع نشان می‌دهد، خودروی پراید با خودروهای کلاس ۱۶۰۰ و خدمات حمل‌ونقل عمومی رابطه جانشینی و با بنزین و سایر کالاها و خدمات رابطه مکملی دارد. پیش‌بینی انجام شده در دوره ۱۳۹۱-۱۳۸۹ نشان می‌دهد سهم بودجه خودروی پراید در بودجه کل خانوارها روندی کاهشی داشته و تقاضا برای این خودرو به مرز اشباع نزدیک شده است.

طبقه‌بندی JEL: C53 ،C32 ،D12

کلیدواژه‌ها: سیستم تقاضای تقریبا ایده‌آل، رگرسیون‌های ظاهراً نامرتبط، کشش، پیش‌بینی.

---

* عضو هیأت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد فیروزکوه، پست الکترونیکی: Mahmod.ma@yahoo.com

** استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، پست الکترونیکی: bijam.safavi@gmail.com

*** دانشجوی کارشناسی ارشد علوم اقتصادی گرایش برنامه‌ریزی و تحلیل سیستم‌های اقتصادی آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات تهران (مسؤول مکاتبات)، پست الکترونیکی: ahrm3@yahoo.com

1- Almost Ideal Demand System.
2- Seemingly Unrelated Regression.

Archive of SID
www.SID.ir

۱- مقدمه

امروزه خودرو به‌عنوان کالایی بادوام از اهمیت خاصی در سبد هزینه خانوارهای ایرانی برخوردار است. صنعت خودرو ارتباط وسیعی با سایر بخش‌های صنایع دارد و در ایجاد اشتغال، تولید، سرمایه‌گذاری، رشد و توسعه اقتصادی و اجتماعی نیز تأثیرگذار است. یکی از مشکلات و موانع اصلی شرکت‌های تولیدکننده خودرو در کشور، عدم برآورد صحیح، به‌موقع و وجود نااطمینانی در تقاضای بازار است که موجب اخلال در تصمیم‌گیری صحیح درخصوص تدارک و تأمین بهنگام مواد و قطعات، نگهداری و انبارش اقتصادی اقلام تولید و سرانجام میزان تولید می‌شود. عدم پیش‌بینی مناسب، موجب انباشت موجودی یا ریسک ناشی از ناتوانی برآورد تقاضا در شرکت‌های تولیدی خواهد شد. از دیدگاه درآمدی، نوسان و نااطمینانی در تولید، سبب ابهام در فروش و درآمد مورد انتظار بنگاه می‌شود. از دیدگاه هزینه‌ای نیز فقدان برآورد تقاضای بازار، سبب ایجاد ابهام در نقطه بهینه اقتصادی تولید، رسوب قطعات و دارایی‌های موجود در انبار، عقب افتادن سرمایه‌گذاری، اشتغال ناقص، کاهش رفاه اجتماعی و... می‌شود و حتی تغییر در هزینه تولید را در پی خواهد داشت. ازاین‌رو، افزایش سطح رفاه و رویکرد دولت برای هدفمندکردن یارانه‌ها، (از جمله سوخت)، مجموعه عواملی هستند که سبب تمرکز شرکت‌های خودروسازی بر تولید خودروهای کم‌مصرف شده است. همچنین با توجه به درآمد سرانه خانوارها و اینکه عمده مشتریان خودرو در کشور مبلغی در حد خودروهای متوسط هزینه می‌کنند، براساس این، خودروی پراید به‌عنوان محصول محوری و استراتژیک شرکت سایپا برای تحقیق و مطالعه انتخاب گردید.

ساختار این مقاله به این شرح است پس از مقدمه، بخش دوم، به بیان پیشینه تحقیق اختصاص یافته است. در بخش سوم، شواهد آماری مرور می‌شود. بخش چهارم به تصریح مدل و نتایج تجربی و پیش‌بینی مدل می‌پردازد. نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی بخش پایانی را تشکیل می‌دهند.

Archive of SID

www.SID.ir

۲- پیشینه موضوع

در این بخش، مبانی نظری سیستم معادلات تقاضا و مطالعات تجربی ارایه می‌شود.

۲-۱- مبانی نظری سیستم معادلات تقاضا

مطالعات تقاضای نهایی کالاها و خدمات شکل سیستمی توابع تقاضا به آرای لسر[1] (۱۹۴۱) باز می‌گردد. با گذشت یک دهه کاربرد تجربی، سیستم معادلات تقاضا توسط استون[2] (۱۹۵۴) به صورت سیستم هزینه خطی انجام شد. مری، سامر[3] (۱۹۵۶) و هاتاکر[4] (۱۹۶۰) را می‌توان دوران ظهور معادلات تقاضا نامید.

پس از کار استون، سیستم مخارج خطی از جهات مختلف با اختیار کرده فرم‌های تابعی متنوع برای تابع مطلوبیت و تعدیل قیود تحمیل شده، تکامل یافت. پولاک و والس[5](۱۹۶۹) در تحقیق خود با کنار گذاشتن فرض ثابت بودن حداقل مخارج مصرفی در طول زمان به مدل‌های سیستم مخارج خطی (HLES) دست یافتند. در این مدل‌ها حداقل مخارج مصرفی به صورت یک متغیر تصادفی ظاهر می‌شود. قید دیگری که مورد بازبینی قرارگرفت، مجموعه مخارج مصرفی بود که به‌جای درآمد در مدل سیستم مخارج خطی (LES) حضور دارد. لاچ[6] (۱۹۷۳) با گسترش کاربرد مدل و استفاده از پس‌انداز در رفتار مصرفی خانوارها و درآمد خانوار، مدل سیستم مخارج خطی تعمیم‌یافته را ارایه کرد. به دنبال آن هاتاکر مدل سیستم لگاریتمی جمعی[7](IAS) را ارایه کرد، از ویژگی کار هاتاکر آن است که سیستم تقاضای جمعی غیرمستقیم را از تابع مطلوبیت غیرمستقیم جمع‌پذیر به‌دست آورد. کالین و رابین[8] (۱۹۸۴) نوع خاصی از توابع با کشش جانشینی ثابت[9] (CES) را ارایه کردند. همچنین با استفاده از فرم تابعی مرجع، شکل عمومی سیستم مخارج خطی را معرفی کردند. گزینش یک مدل خاص از بین این مدل‌های ایستا در کنار مدل‌های پویا، نشان از توانایی هریک از مدل‌ها در تفسیر و توضیح رابطه بین داده‌های خاصی که در دسترس هستند، دارد. سیستم معادلات تقاضا را می‌توان به دو گروه تقسیم کرد: الف- سیستم‌هایی مانند سیستم

1- Leser
2- Stone
3- Mery.S
4- Houthaker
5- Pollak and Wales
6- Luch
7- Indirct Add-Logarithmic System.
8- Kalin and Robin
9- Constant Elastisity System.

www.SID.ir

معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل که نمی‌توان آنها را به یک تابع مطلوبیت عینی نسبت داد. ب- سیستم‌هایی که از یک تابع مطلوبیت خاص استخراج می‌شوند.

مدل سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل از توابع سیستمی تقاضا از توابع هزینه‌ای[1] (PIGLOG) حاصل می‌شود. یکی از ایرادهای اساسی که بر مدل‌های تقاضای سیستمی، از جمله تقاضای استون - گری و تقاضای سیستمی مبتنی‌بر عادت وارد می‌شد، تبعیت این نوع توابع از توابع مطلوبیت از یک فرم تبعی به‌خصوص است. برای رفع این ایراد اساسی و به دنبال مطرح شدن مدل‌های تایل[2] (۱۹۶۵) و شکل‌های تبعی انعطاف‌پذیر، مطالعات بعدی، برای یافتن فرم‌های تبعی مطلوب‌تر، به نتایج قابل توجهی دست یافتند.

سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل نخستین بار توسط دیتون و میولبایور[3] (۱۹۸۰) معرفی شد که به سیستم آیدز معروف است. این مدل برخلاف مدل‌های LES و IAS، به‌طور مستقیم از تابع مطلوبیت خاصی استخراج نمی‌شود. به‌طور معمول مخارج را تابعی از مطلوبیت و قیمت در نظر می‌گیرند، اما میولبایور، به دلیل عدم همخوانی مطلوبیت و قیمت، مطلوبیت و قیمت را جدا از یکدیگر تعریف کرد.

$$\text{Log } C(u,p) = (1-u)\text{Log}[a(p)] + u \text{ Log}[b(p)] \qquad (۱)$$

در این رابطه، u مطلوبیت و p بردار قیمت است. یادآوری می‌شود، تابع مطلوبیت یک مفهوم ترتیبی دارد و بیان‌کننده ترتیب رجحان مصرف‌کننده است و هیچ‌گونه ارزش عددی ندارند. a و b تابعی از قیمت‌ها است که مقعر همگن خطی هستند. اگر U=0 در نظر بگیریم، در آن صورت تابع مخارج یادشده، حداقل مخارج لازم برای رسیدن به سطح حداقل معاش را برای ما بیان می‌کند که در واقع، مطلوبیت حداقل معاش a(P) خواهد بود. اگر U=1 در نظر بگیریم، تابع مخارج یادشده، حداقل مخارج لازم برای رسیدن به سطح حداکثر رفاه را بیان می‌کند که برابر b(P) است. ازاین‌رو، مطلوبیت u برای افراد فقیر صفر و برای افراد ثروتمند یک است، به‌گونه‌ای که (1-u) نسبت مصرف حداقل معاش و u نسبت مصرف حد اشباع هستند. از آنجا که براساس نظریه، تابع مخارج مصرف‌کننده نسبت به سطح قیمت‌ها، همگن از درجه یک است، ازاین‌رو، a(p) و b(p) را که توابعی از سطح قیمت ها هستند باید به‌نوعی در نظر بگیریم که حاصل C(u,p) یک تابع همگن از درجه یک شود. بنابراین، دیتون و میولبایور این توابع را به صورت زیر تعریف کرده‌اند:

1- Price Independent Generalized Logarithmic

2- Theil

3- Deaton, A. S. and Muellbauer, J. "An Almost Ideal Demand System"

www.SID.ir

$$\text{Log}\,[a(p)] = a_0 + \sum a_i \,\text{Log}\, p_i + 1/2\sum\sum \gamma_{ij} \,\text{Log}\, p_i \qquad (۲)$$

$$\text{Log}[b(p)]=\text{Log}[a(p)]+\beta_0 \Pi p_i^{\beta}{}_i \qquad (۳)$$

با جای‌گذاری (۲) و (۳) در رابطه (۱) تابع هزینه‌ای تعریف شده برای این مدل به‌صورت زیر است:

$$\text{Log}\, C(P,U) = a_0 + \sum a_{\,i} \text{Log}\, p_i + 1/2\sum\sum \gamma_{ij} \,\text{Log}\, p_i \,\text{LOG}\, P_J + U.\beta_0 \Pi\, p_i^{\beta}{}_i \qquad (۴)$$

براساس نظر لم شپارد[1] مشتق اول تابع هزینه از رابطه (۴)، تابع تقاضای تابع تقاضای جبرانی (CD) به‌دست می‌آید.

$$\partial C_{\,I}(\,u\,,\,p_{\,i}\,) / \partial p_{\,i} = Q_{\,i} \quad , \quad Q_{\,i}^{\,*}(p,u)$$

اگر عبارت یاد شده را در $p_i / c_i(u,p_i)$ ضرب کنیم، داریم:

$$[\partial C_i\,(u,p_{\,i}) / \partial\, \text{Log}\, p_{\,i}\,].[\,p_{\,i} / C_{\,i}\,(u,p_{\,i})] = \partial \text{Log}\, C_i(u,p_i) / \partial \log p_i = p_{\,i}\, Q_{\,i} / C_{\,i}(u,p_i) = w_i \qquad (۵)$$

w_i مبین سهم بودجه‌ای گروه کالای iام است. رابطه یاد شده دلالت بر آن دارد که می‌توان w_i را از مشتق تابع هزینه لگاریتمی، نسبت به لگاریتم قیمت‌ها به‌دست آورد. ازاین‌رو، مشتق لگاریتمی تابع هزینه گروه خانوار نسبت به لگاریتم قیمت‌ها از رابطه (۴) بدست خواهد آمد. اگر از تابع هزینه نسبت به Log, p_i مشتق بگیریم، در واقع، تابع تقاضای جبران شده را به‌صورت سهم بودجه به‌دست می‌آوریم:

$$\partial \text{Log}\, C_i(u,p_i) / \partial\, \text{Log} p_i = w_i = a_i + \sum \gamma_{ij}\, \text{LOG}\, P_J + \beta_i\, U.\beta_0 \Pi\, p_i^{\beta}{}_i \qquad (۶)$$

که در این عبارت :

$$\gamma_{ij} = ½\,(\gamma_{ij}^{\,*} + \gamma_{ji}^{\,*}) \,, \quad i,j= 1,2, \ldots ,n$$

می‌توان رابطه (۴) را برحسب u نوشت (تابع مطلوبیت غیرمستقیم) و سپس آن را در رابطه (۶) جای‌گذاری کرد:

$$U = [\,\text{Log}\, M - (a_0 + \sum a_i \,\text{Log}\, p_i + ½ \sum\sum \gamma_{ij} \text{Log} p_i \,\text{LOG}\, P_j)] \,/\, \beta_0 \Pi\, p_i^{\beta}{}_i \qquad (۷)$$

بنابراین، با جای‌گذاری در رابطه (۶) خواهیم داشت:

$$W_i = a_i + \sum \gamma_{ij}\, \text{LOG}\, P_j + \beta_i \,\{\,[\text{Log}\, M - (a_0 + \sum a_i \,\text{Log}\, p_i + ½ \sum\sum \gamma_{ij}\, \text{Log}\, p_i \quad (۸)$$
$$\text{LOG}\, P_j)] \,/\, \beta_0 \Pi\, p_i^{\beta}{}_i \,\}$$

و معادلات تقاضا در سیستم تقریبا ایده‌آل به‌شکل سهم بودجه‌ای به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$W_i = a_i + \sum \gamma_{ij}\, \text{Log}\, p_j + \beta\, \text{Log}(M/p) \qquad (۹)$$

1- Shepards Lema

www.SID.ir

که در آن a_i و β_i و γ_{ij} پارامترهای الگو بوده و تابع هزینه نسبت به p همگن است. بنابراین، تابع سهم بودجه (مخارج) هریک از کالاهای منتخب به‌طور مستقیم از این تابع هزینه با توجه به برابری مخارج کل (M) یک مصرف‌کننده با درآمد او در سطح حداکثر مطلوبیت در رابطه یادشده قابل استخراج است.

در رابطه (۹)، γ_{ij} نسبت سهم بودجه تخصیص یافته به کالای iام به‌ازای یک درصد تغییر در قیمت کالای jام با فرض ثبات درآمد واقعی، β_i تغییر در نسبت سهم بودجه کالای iام به‌ازای یک درصد تغییر در درآمد واقعی با فرض ثبات قیمت‌ها، P_i قیمت کالای iام، P_j قیمت کالای jام، M/P درآمد واقعی و W_i سهم هزینه کالای i از کل بودجه است.

$$\text{Log } p = a_0 + \sum a_i \text{ Log } p_i + \tfrac{1}{2} \sum\sum \gamma_{ij} \text{ Log } p_i \text{ LOG } P_j \qquad (۱۰)$$

همان‌طور که در معادله (۹) مشخص شده است، متغیر p سبب می‌شود که سیستم (AIDS) یک مدل غیرخطی شود و سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل غیرخطی[1](NAIDS) را تشکیل می‌دهد. برای برآورد ضرایب، استفاده از روش‌های غیرخطی برای برآورد ضرایب نیازمند داشتن اطلاعات و آمار کافی است. ازاین‌رو، در بیشتر مطالعات تجربی و در بسیاری از متون علمی، اغلب از یک تقریب خطی برای P استفاده شده که به صورت شاخص قیمتی استون[2] شناخته می‌شود. این تقریب خطی به صورت زیر معرفی شده است:

$$\text{LogP} = \sum W_i \text{ Log } P_i$$

در این مطالعه نیز از شاخص قیمت استون استفاده شده که جمع وزنی قیمت کالاهای منتخب مصرفی بوده، به‌طوری که وزن‌ها همان سهم هزینه کالاهای مصرفی است.

کشش درآمد(مخارج)

$$\mu_{im} = \beta_i / w_i + 1 \qquad (۱۱)$$

کشش خودقیمتی

$$\xi_{ii} = \gamma_{ij} / w_i - \beta_i \text{ - } 1 \qquad (۱۲)$$

کشش قیمتی متقاطع

$$\xi_{ij} = \gamma_{ij} / w_i - \beta_i \text{ .} \qquad (۱۳)$$

$$w_j / w_i$$

1- Nonlinear Almost Ideal Demand System
2- Stone's Index

Archive of SID

www.SID.ir

- برآورد بلندمدت و کوتاه‌مدت(پویا) تقاضا

اغلب نظریه‌های اقتصادی رابطه بلندمدت بین متغیرها را به شکل سطح بیان می‌کند. اگر درجه هم‌جمعی[1] متغیرها یکسان باشد، در چنین مواردی، رگرسیون الگو ساختگی نیست و اطلاعات بلندمدت در روابط بین متغیرها وجود دارد. باسکارا[2](۱۹۷۹)، اگر در صورت ترکیب متغیرهای نامانا، معادله مانا شود، دارای وجود هم‌گرایی یا هم‌جمعی خواهیم بود. ازاین‌رو، روش‌های متعددی برای آزمون هم‌جمعی در مقالات مختلف ارایه شده است که انگل و گرنجر (۱۹۸۷) تأکید کردند یک ترکیب خطی از دو یا چند سری نامانا ممکن است مانا باشد و اگر بین ترکیب خطی مانایی وجود داشته باشد، تفسیر می‌شود که یک رابطه بلندمدت در بین متغیرها وجود دارد.

وجود هم‌جمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای آماری استفاده از مدل تصحیح خطا[3] (ECM) را فراهم می‌آورد. این مدل نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. سازوکار تصحیح خطا نخستین بار توسط سارگان[4] (۱۹۶۴) مورد استفاده قرار گرفت، سپس توسط انگل و گرنجر به نام روش هم‌جمعی انگل و گرنجر به‌کارگرفته شد. باقیمانده‌های معادلات برآورد شده با یک وقفه، به‌عنوان متغیر مستقل در الگوی زیر وارد می‌شود و معادله زیر ضمن تحلیل پویا به‌عنوان برآورد کوتاه‌مدت الگوی سیستمی تقریباً ایده‌آل (ECM_LAIDS) شناخته می‌شود.

$$\Delta w_i = \sum \gamma_{ij} \Delta \text{Log } p_j + \beta_i \Delta \text{Log}(M/p) + \lambda_i \mu_{it-1} + u_i \qquad (۱۴)$$

در این مرحله برای برآورد رابطه یادشده با جایگزین کردن جمله پسماند معادلات هر سهم با یک وقفه در معادله مزبور، می‌توان برآورد کوتاه‌مدت را به‌دست آورد. ضریب μ_i همواره منفی و نشان‌دهنده سرعت تعدیل به‌سمت بلندمدت است.

- محدودیت جمع‌پذیری

$$\sum_i ai = 1 \, , \sum_i \gamma ij = 0 \; , \sum_i \beta i = 0$$

برآورد سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل که متغیر وابسته آنها به صورت سهم گروهی است، مجموع آنها برابر یک است، یعنی $\sum w_i = 1$، قیود لازم برای تحقق آن در سیستم معادلات تقاضای

1- Cointegration
2- Baskara.
3- Error Correction Method.
4- Sargan, J. D.

www.SID.ir

تقریباً ایده‌آل، کاربرد محدودیت‌های یادشده در سیستم معادلات است. کمنتا[1] (۱۹۷۴) بیان می‌کند، کاربرد این محدودیت‌ها در سیستم معادلات نشأت گرفته از شکل نظری الگو بوده و در سیستم معادلات تقاضا مورد استفاده قرار می‌گیرد.

- محدودیت همگن[2]

این قید بیان می‌کند که توابع تقاضایی که از شرایط به حداکثر رسانیدن تابع مطلوبیت، نسبت به قید بودجه مشخص، حاصل می‌شود همگن از درجه صفر نسبت به سطح قیمت‌ها و درآمد هستند، یعنی چنانچه تمام قیمت‌ها و درآمد چند برابر شوند، تقاضای مصرف‌کننده از کالاها و چگونگی تخصیص درآمد او هیچ تغییری نخواهد کرد. به‌عبارت دیگر، مصرف‌کنندگان دچار توهم پولی نیستند و تنها به قیمت‌ها و درآمد واقعی توجه دارند. ازاین‌رو، قید عنوان شده باید برای تک‌تک معادلات آزمون شود. در صورت رد نشدن این فرضیه، قید یادشده در سیستم اعمال و برای برآورد سیستم معادلات استفاده می‌شود.

$$\sum_j \gamma ij = 0$$

- محدودیت تقارن[3]

این قید روی ضرایب مدل قابل اعمال است. این محدودیت از اصول مطرح شده در مورد رجحان‌ها ناشی شده که رد آن به معنای رد فروض مربوط به رجحان‌های عقلایی است. درصورت تأیید فرضیه تقارن، این قید را در سیستم معادلات به کار می‌برند.

$$_{ij} = \gamma_{ji}$$

به عبارت دیگر، میزان تغییر مقدار تقاضای یک کالا به‌ازای یک واحد تغییر در قیمت کالاهای دیگر پس از جبران درآمد، برابر با میزان تغییر در مقدار تقاضای کالاهای دیگر به‌ازای یک واحد تغییر در قیمت کالای اول است. همچنین مبین این موضوع بوده که ضریب قیمت کالای jام در معادله مربوط به سهم کالای iام با ضریب قیمتی کالای iام در معادله مربوط به سهم کالای jام برابر است.

1- Kmenta.
2- Homogeneity Constrain.
3- Symmetry Constraint

Archive of SID

www.SID.ir

- روش تخمین ضرایب سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

وجود محدودیت $\sum w_i = 1$ به ایجاد محدودیت اضافی و در نتیجه منفرد شدن ماتریس واریانس - کوواریانس منجر می‌شود و برآورد الگو را با مشکل روبه‌رو می‌سازد. بارتن[1] (۱۹۶۹) نشان داد که این مشکل را می‌توان از طریق حذف اختیاری معادله یک سهم و برآورد n-1 معادله باقیمانده بدون اینکه در سیستم معادلات اخلالی ایجاد کند، برطرف کرد.

در تقریب مدل خطی (LAIDS) به‌دلیل همبستگی بین جملات پسماند معادلات سهم مخارج، برآوردگرهای(OLS) و (TSLS) کارایی لازم را برای تخمین پارامترهای مدل ندارد، به‌طوری که در سیستم معادلات سیستمی با مشکل همبستگی هم‌زمان مواجه است، اما در روش (OLS) همبستگی جملات پسماند معادلات را نادیده می‌گیرد. ازاین‌رو، زلنر[2] (۱۹۶۲) با روش رگرسیون‌های ظاهراً نامرتبط (SUR)، معادلات رگرسیون را فرموله و با کاربرد مجذور حداقل مربعات تعمیم‌یافته علاوه براینکه پارامترهای سیستم را برآورد می‌کند، ناهمسانی واریانس و همبستگی پیاپی جملات پسماند را در بین معادلات محاسبه می‌کند. این روش با در نظر گرفتن واریانس نابرابر، بین معادلات و ارتباط عوامل پسماند آنها، طی دو مرحله برآوردهای کارایی را برای ضرایب دستگاه معادلات ارایه می‌دهد. به این ترتیب، در مرحله نخست عناصر ماتریس کوواریانس جملات پسماند معادلات را برآورد می‌کند و سپس، با استفاده از روش (GLS) پارامترهای سیستم را تخمین می‌زند.

۲-۲- پیشینه تجربی

باتوجه به فراوانی کارهای صورت گرفته درخصوص بررسی تقاضای خودرو در ایران و سایر کشورها به برخی از آنها اشاره می‌شود: گلدبرگ[3] (۱۹۹۵)، برای به‌دست آوردن تقاضای خودرو از پارامترهایی که ویژگی‌های اتومبیل، مشخصات خانوار و رابطه متقابل آنها را بررسی می‌کند، استفاده کرده است. وی سه معادله مجزا را شامل خودروهای کوچک، لوکس و بقیه خودروها مورد استفاده قرار داده است. نتایج به‌دست آمده عبارت‌اند از: اثرات قیمتی برای خودروهای

1- Barten.
2- Zellner.
3- Gold Berg, p.k.

www.SID.ir

لوکس کمتر از خودروهای کوچک است و با توجه به اثر متقابل قیمت و درآمد، اثر قیمت با افزایش درآمد کاهش می‌یابد.

اسکلند و فویزی اغلو[1] (۱۹۹۷)، برای کاهش مصرف کالای مولد آلودگی، به‌طور هم‌زمان به برآورد تقاضای بنزین و اتومبیل در مکزیک پرداختند. با در نظر گرفتن یک مدل با کشش ثابت و امکان وجود پویایی در رفتار متغیرها، تقاضای سرمایه‌گذاری در خودروهای جدید را تصریح کردند. نتایج تجربی برآورد مدل برای سرمایه‌گذاری در خودروهای جدید به‌ترتیب کشش قیمتی بنزین در کوتاه‌مدت و بلندمدت ۰/۷۷ و کشش خرید خودروهای جدید نسبت به قیمت خودی ۰/۵۸- است، کشش درآمدی خودرو مثبت و در کوتاه‌مدت بیشتر از بلندمدت برآورد شد.

سیدنورانی و همکاران (۱۳۸۳)، در مقاله خود با عنوان بررسی عوامل مؤثر برسهم هزینه خودروسواری نو در سبد هزینه‌ای خانوار شهری در دوره ۱۳۶۳ تا۱۳۸۰ از سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) استفاده کردند. نتایج حاکی از آن است که تغییرات قیمتی هیچ‌یک از گروه‌های کالایی، تأثیری برسهم هزینه خودرو نداشته است و تنها دو متغیر مخارج واقعی مصرف کننده و بعد خانوار بر آن مؤثرند. همچنین نتایج محاسبه کشش‌ها نشان می‌دهد که خودرو طی دوره مورد بررسی کالایی لوکس و باکشش بوده و با دو گروه کالایی درنظر گرفته شده شامل خوراکی و غیرخوراکی جانشین شده و با مسکن مکمل است.

داودی و همکاران (۱۳۸۵)، در مقاله خود با عنوان برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی خودروهای سواری نو در ایران، به‌منظور شناخت طرف تقاضای صنعت خودرو، کشش‌های قیمتی و درآمدی انواع خودرو، از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) استفاده کردند. آنها خودروهای همگن‌تر را در کنار یکدیگر قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که کشش‌های خودی پیکان، آردی و پراید نزدیک یک هستند، یعنی یک درصد کاهش یا افزایش قیمت هریک از آنها، تقاضا را تقریباً به میزان یک درصد افزایش یا کاهش می‌دهد. کشش درآمدی خودروها نشان می‌دهد با افزایش درآمد خانوارها، آنها را ترغیب به خرید خودرو از گروه قیمتی بالاتر خواهد کرد. همچنین کشش‌های متقاطع اعدادی کوچک هستند، به‌جز پراید و پیکان که بزرگ‌تر از یک است.

1- Eskeland, G and Foyozioglu, T.

www.SID.ir

۳- شواهد آماری

با استخراج داده‌ها از اداره کل نیرو محرکه وزارت صنایع و معادن، خودروهای تولید داخلی به سه گروه اصلی تفکیک و براساس جدول پیوست از نظر تولید با خودروی پراید مقایسه شده است. تولید خودروی پراید از ۲۴۹۹۴۲ دستگاه در سال ۱۳۸۳ به ۵۴۴۴۰۹ دستگاه در سال ۱۳۸۸ افزایش یافته که نسبت تولید سال ۱۳۸۸ به ۱۳۸۳، ۲/۴ برابر رشد نشان می‌دهد. آمار استخراج شده نشان می‌دهد، در سال ۱۳۸۳، تولید خودروهای کلاس ۱۶۰۰ بیشتر از سایر خودروهای تولید داخلی بوده است، اما در سال‌های بعد با کاهش و توقف خودروی پیکان، آردی و برخی خودروهای دیگر، خودروی پراید به‌عنوان اصلی‌ترین و پرتیراژترین خودروی کشور در رتبه نخست تولیدات خودروسازان داخلی قرار گرفت. بالا بودن تعرفه خودروهای کلاس ۱۶۰۰ و گران بودن آنها باعث کاهش واردات این گروه خودروها شده است. از سوی دیگر، بدلیل عدم تنوع تولید خودروهای کوچک و متوسط توسط خودروسازان داخلی سبب شده تا طی سال‌های گذشته تیراژ خودروی پراید روند افزایشی داشته باشد تا بتواند نیاز عمده مصرف‌کنندگان را تأمین کند. بنابراین، خودروی پراید براساس موارد مطرح شده، به‌عنوان انتخاب نخست مصرف‌کنندگان دهک‌های پایین و متوسط جامعه شناخته شده است.

با توجه به طبقه‌بندی خودروها و استفاده از خودروهای کلاس ۱۶۰۰ سی‌سی به‌عنوان همگن‌ترین خودروها با خودروی پراید، به‌عنوان متغیر جانشین در الگوی تحقیق به‌کارگرفته شد.

۴- تصریح مدل و نتایج تجربی

داده‌های مورد استفاده در این مقاله برای سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۳ از داده‌های مرکز آمار ایران، بانک مرکزی و وزارت صنایع و معادن به‌صورت ماهیانه استخراج شده است. متغیرهای خودروهای کلاس ۱۶۰۰، بنزین، خدمات حمل‌ونقل عمومی، متغیرهای باوقفه (وابسته) الگو و متغیرهای مجازی به‌کارگرفته شده است. در این تحقیق، خودروهای کلاس‌بندی شده و خودروهای همگن به‌کار گرفته شده، همچنین کالاهای مکمل و جانشین با توجه به طرح هدفمندسازی یارانه‌ها برای تحلیل رفتار مصرفی خانوارها استفاده شده است. الگوی سیستم معادلات تقاضای مقاله عبارت است از:

$$W_i = a_i + \gamma_i \text{ Log } (p_i) + \beta_i \text{ Log } (M/P^*) + \theta_i (D_i) + W_{i-1} + e_i$$

W_i= w_pride: سهم مخارج گروه خودروی پراید از کل مخارج خانوار، W_i= w_auto1600: سهم مخارج گروه خودروهای کلاس ۱۶۰۰ از کل مخارج خانوار، W_i= w_Ttransport: سهم

www.SID.ir

مخارج گروه خدمات حمل‌ونقل عمومی از کل مخارج خانوار، W_i= w_petrol: سهم مخارج بنزین از کل مخارج خانوار، W_i= w_other: سهم مخارج سایر کالاها و خدمات از کل مخارج خانوار.

P_pride: شاخص قیمت خودروی پراید، P_auto1600: شاخص قیمت خودروهای کلاس ۱۶۰۰، P_transport: شاخص قیمت خدمات حمل‌ونقل عمومی، P_petrol: شاخص قیمت بنزین، P_other: شاخص قیمت سایر کالاها و خدمات. M : M/p* بیان‌کننده مخارج (درآمد) کل سالانه یک خانوار شهری و p* شاخص قیمت استون است، D_i: متغیرهای مجازی مدل و e_i: جملات پسماند الگو است.

۴-۱- برآورد الگوی غیرمقید به روش (SUR)

برای انتخاب مناسب‌ترین الگوی تعیین‌کننده سهم‌های تعادلی بلندمدت، اقدام به برآورد الگو در حالت نامقید می‌شود. ازاین‌رو، عمده نتایج قابل ذکر عبارت‌اند از: تمام عرض از مبدأهای سیستم معادلات از نظر آماری در سطح بالایی معنادار هستند، به این مفهوم که عرض از مبدأها را می‌توان به‌عنوان مقادیر تعادلی بلندمدت سهم‌ها در سال پایه تفسیر کرد. از بین چهار ضریب (β_i)، سه ضریب از معادلات اول، دوم و چهارم از نظر آماری معنادار است. از بین بیست ضریب لگاریتم شاخص قیمت ها(γ_{ij})، پانزده ضریب از نظر آماری معنادار است. تمام ضرایب متغیرهای باوقفه هر یک از سهم‌ها، از نظر آماری معنادار است، به این مفهوم که معناداری بالای پارامترهای تأخیری برآوردی، حکایت از تأیید سازوکار تشخیص صحیح به‌کار گرفته شده در توضیح مناسبی از رفتار بلندمدت الگو دارد. هر سه متغیر مجازی الگو از نظر آماری معنادار است، به این مفهوم که با حذف خودروهای پیکان، آردی، پی‌کی و سایر خودروهای کلاس ۱۶۰۰ بین سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۶ سبب شد تا در دوره یادشده، تقاضا برای خودروی‌های کلاس ۱۶۰۰ به اندازه ۰/۰۹- درصد کاهش یابد و از سویی، تقاضای خودروی پراید به اندازه ۰/۲۷ درصد افزایش یافته است. یادآوری می‌شود، در بخش‌های بعد با محاسبه کشش‌های سیستم معادلات تقریباً ایده‌آل به تحلیل‌های اقتصادی می‌پردازیم. بنابراین، در این بخش، تفسیری از ضرایب الگو بیان نمی‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۱- مقادیر برآورد شده بلندمدت پارامترهای الگوی نامقید

پارامتر الگو	سهم بودجه‌ای خودروی پراید i=1	سهم بودجه‌ای خودروهای کلاس ۱۶۰۰ I=2	سهم بودجه‌ای خدمات حمل‌ونقل عمومی I =3	سهم بودجه‌ای بنزین I=4
α_i	-۰.۳۸ (-۱۰.۸۴)	-۰.۰۵ (-۴.۴)	۰.۰۵ (۵.۹۷)	۰.۰۸ (۹.۵)
β_i	۰.۰۴ (۱۰.۹۵)	۰.۰۱ (۵.۱)	-۰.۰۰۱ (-۱.۰۵)	-۰.۰۰۴ (-۵.۱)
γ_{i1}	-۰.۰۲ (-۷.۶۵)	۰.۰۰۲ (۱.۶)	-۰.۰۰۲ (-۲.۲)	-۰.۰۰۴ (-۴.۹)
γ_{i2}	۰.۰۰۴ (۱.۳)	۰.۰۱ (۷.۵)	-۰.۰۱ (-۵.۷)	-۰.۰۰۳ (-۳.۹۷)
γ_{i3}	۰.۰۰۶ (۳.۹۹)	۰.۰۰۰۴ (۰.۶)	۰.۰۰۱ (۲.۵)	۰.۰۰۲ (۴)
γ_{i4}	-۰.۰۰۱ (-۱.۳)	-۰.۰۰۰۶ (-۱.۵)	۰.۰۰۰۲ (۰.۶۹)	-۶ E۲ (۰.۰۱)
γ_{i5}	-۰.۰۴ (-۱۱.۶۲)	-۰.۰۲ (-۱۶.۳)	۰.۰۰۰۲ (۰.۳۸)	۰.۰۰۰۳ (۰.۵۶)
D_i	۰.۰۰۳ (۱۰.۴۵)	-۰.۰۰۹ (۱۰.۲۷)	-۹E -۵ (-۳.۱)	-
w_{i-1}	۰.۳ (۵.۷۳)	۰.۲۲ (۵.۹۸)	۰.۴۸ (۸.۹)	۰.۴ (۷.۴)
Adjusted R^2	۰.۹۶	۰.۹۹	۰.۹۲	۰.۹۸

توضیح: اعداد داخل پرانتز بیان‌کننده آماره t است.

۴-۲- نتایج آزمون مانایی و هم‌جمعی

با توجه به اینکه تمام جملات پسماند I(0) است، معادلات سیستمی کاذب نبوده و هم‌جمعی بین متغیرهای معادلات سیستمی برقرار است. بنابراین، ما شاهد رگرسیون‌های جعلی نخواهیم بود.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول۲- نتایج آزمون دیکی فولر در سطح برای جملات اختلال (با عرض از مبدأ و بدون روند)

جملات پسماند معادله iام	آماره ADF*	درجه هم‌گرایی
e_1	-۴.۵	I(0)
e_2	-۶.۲	I(0)
e_3	-۶	I(0)
e_4	-۵.۸	I(0)

*مقادیر بحرانی ADF در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۳/۵-، ۲/۹- و ۲/۶- است.

۴-۳- آزمون محدودیت همگن

نتایج بررسی معادلات(بلندمدت) از نظر همگنی با استفاده از آزمون والد مورد بررسی قرار گرفته است، ازاین‌رو، فرضیه صفر به‌دلیل کمتر بودن مقدار آماره احتمال و عدم معناداری، رد می‌شود. نتایج حاصل از این آزمون نشان می‌دهد که فرضیه همگنی برای گروه کالایی منتخب مورد تأیید قرار نمی‌گیرد، به عبارت، دیگر مصرف‌کنندگان شهری در مصرف خود در گروه کالاهای منتخب دچار توهم پولی هستند، یعنی به‌جای توجه به درآمد واقعی و قیمت‌های واقعی در تصمیمات مصرفی خود درآمد اسمی و قیمت‌های اسمی را در نظر می‌گیرند. دلایل مختلفی برای رد فرض همگنی در مطالعات تجربی بیان شده از جمله اینکه توابع سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل از تابع مطلوبیت خاصی استخراج نشده است و کاربرد شاخص استون به‌جای شاخص واقعی قیمت، فرهنگ مصرفی، و... در بین جوامع مختلف از دلایل مطرح آن به‌شمار می‌رود.

جدول۳- آزمون فرضیه همگنی توابع تقاضای بلندمدت -آزمون والد

گروه کالاهای منتخب	آماره X^2	سطح احتمال	فرضیه $H_0: \sum_{i=1}^{5}\gamma_{ij}=0$
سهم بودجه‌ای خودروی پراید	۷۷.۷	۰.۰	قید همگنی تأیید نمی‌شود.
سهم بودجه‌ای خودروهای کلاس ۱۶۰۰	۱۰.۳	۰.۰۰۱۳	قید همگنی تأیید نمی‌شود.
سهم بودجه‌ای خدمات حمل‌ونقل عمومی	۱۸.۵	۰.۰	قید همگنی تأیید نمی‌شود.
سهم بودجه‌ای بنزین	۲۶.۳	۰.۰	قید همگنی تأیید نمی‌شود.

نتایج بررسی معادلات تصحیح خطا نشان می‌دهد، فرضیه همگنی تنها برای خودروهای کلاس ۱۶۰۰ مورد تأیید قرار گرفته است و برای سایر کالاها رد می‌شود.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۴- آزمون فرضیه همگنی توابع تقاضای کوتاه‌مدت (تصحیح خطا) - آزمون والد

گروه کالاهای منتخب	آماره X^2	سطح احتمال	فرضیه $H_0: \sum_{j=1}^{5}\gamma_{ij}=0$
سهم بودجه‌ای خودروی پراید	۷۱.۴	۰.۰	قید همگنی تأیید نمی‌شود.
*سهم بودجه‌ای خودروهای کلاس ۱۶۰۰	۲.۶	۰.۱۱۱	*قید همگنی تأیید می‌شود.
سهم بودجه‌ای خدمات حمل‌ونقل عمومی	۱۴.۴	۰.۰۰۰۱	قید همگنی تأیید نمی‌شود.
سهم بودجه‌ای بنزین	۲۸.۹	۰.۰	قید همگنی تأیید نمی‌شود.

۴-۴- آزمون محدودیت تقارن

نتایج آزمون نشان می‌دهد، سیستم معادلات مورد نظر متقارن نیست و نمی‌توان قید تقارن را در سیستم اعمال کرد. از دلایل رد فرضیه تقارن می‌توان به مسایلی مانند وابستگی بین کالاها، برون‌زا در نظر گرفتن درآمد (مخارج)، قیمت‌ها و ایستا فرض کردن فرآیند تصمیم‌گیری اشاره کرد. همچنین حساسیت متغیرها نسبت به یکدیگر در دنیای واقعی تقارن ندارد.

جدول ۵- آزمون فرضیه تقارن توابع تقاضای بلندمدت - آزمون والد

تمام گروه‌ها به‌طور هم‌زمان	آماره X^2	سطح احتمال	فرضیه $H_0: \gamma_{ij}=\gamma_{ji}$
تقاضای بلندمدت	۵۶	۰.۰	قید تقارن تأیید نمی‌شود.
تقاضای کوتاه‌مدت (ECM)	۳۱	۰.۰	قید تقارن تأیید نمی‌شود.

۴-۵- الگوی تصحیح خطای تقاضای سیستم معادلات تقریباً ایده‌آل

از بین بیست ضریب لگاریتم شاخص‌های قیمتی (γ_{ij})، چهارده ضریب از نظر آماری معنادار است. پارامترهای برآوردی مربوط به تغییر در نسبت سهم بودجه کالای (β_i) نیز به غیر از معادله تقاضای خدمات حمل‌ونقل عمومی، مابقی درسطح بالایی متفاوت از صفر است. تمام ضرایب تصحیح خطای الگو معنادار است، ازاین‌رو، بیان می‌کند در صورت ایجاد عدم تعادل در تقاضای کالاهای منتخب، در دوره‌های بعد تعدیل و اصلاح می‌شود، به این مفهوم که در هر سال ۰/۱۶ از عدم تعادل یک دوره در تقاضای خودروی پراید در دوره بعد تعدیل می‌شود، یعنی حرکت تعدیل به سمت تعادل نسبتاً با کندی صورت می‌پذیرد. تمام ضرایب متغیرهای مجازی تصحیح خطای الگو معنادار است، به این معنا که در سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۶ حذف پیکان، آردی، پی‌کی و برخی خودروهای دیگر سبب شده تا تقاضای خودروهای کلاس

Archive of SID

www.SID.ir

۱۶۰۰ در دوره یادشده ۰/۰۷- درصد کاهش یافته و متعاقب آن، تقاضای خودروی پراید به اندازه ۰/۳۴ درصد افزایش یابد. تمام ضرایب متغیرهای باوقفه هر یک از سهم‌های الگوی تصحیح خطا، از نظر آماری معنادار است. یادآوری می‌شود، در بخش‌های بعد با محاسبه کشش‌های سیستم معادلات تقریباً ایده‌آل به تحلیل‌های اقتصادی می‌پردازیم. ازاین‌رو، در بخش حاضر، تفسیری از ضرایب الگو بیان نمی‌شود.

جدول ۶- مقادیر برآورد شده پارامترهای الگوی تصحیح خطای ECM مقید همگن (تنها معادله دوم)

پارامتر الگو	سهم بودجه‌ای خودروی پراید i=1	سهم بودجه‌ای خودروهای کلاس ۱۶۰۰ i =2	سهم بودجه‌ای خدمات حمل‌ونقل عمومی i =3	سهم بودجه‌ای بنزین i =4
ECM(-1)	-۰.۱۶ (-۲.۹)	-۰.۳۴ (-۴)	-۰.۳ (-۳.۸)	-۰.۱۹ (-۳.۴)
β_i	۰.۰۴ (۱۱.۲)	-۰.۰۰۲ (-۱.۴۷)	۰.۰۰۱ (۰.۷)	-۰.۰۱ (-۵.۷)
γ_{i1}	-۰.۰۲ (-۵.۶)	۰.۰۰۶ (۳.۹)	-۰.۰۰۵ (-۴.۷)	-۰.۰۱ (-۶.۶)
γ_{i2}	۰.۰۰۲ (۰.۷)	(۰.۰۰۷) (۴.۸)	-۰.۰۰۴ (-۴)	-۰.۰۰۲ (-۲.۹)
γ_{i3}	۰.۰۰۳ (۱.۱)	-۰.۰۰۰۴ (-۰.۲)	۰.۰۰۱ (۱.۳)	۰.۰۰۱ (۱.۶)
γ_{i4}	۰.۰۰۱ (۱)	-۰.۰۰۰۳ (-۰.۸)	۰.۰۰۰۲ (۰.۹)	۰.۰۰۰۲ (۱.۲)
γ_{i5}	-۰.۰۴ (-۱۲.۷)	-۰.۰۱	-۰.۰۰۲ (-۲)	۰.۰۰۱ (۰.۷)
D_i	۰.۰۰۳ (۳۴)	-۰.۰۰۱ (-۸)	-۶E-۵ (-۴.۴)	-
w_{i-1}	۰.۰۵ (۱.۹۶)	۰.۱ (۲.۷)	۰.۱ (۲.۳)	۰.۰۵ (۱.۸)
R^2	۰.۸۲	۰.۸۸	۰.۴	۰.۷۸

توضیح: اعداد داخل پرانتز مقدار آماره t است.

Archive of SID

www.SID.ir

- کشش‌های خودقیمتی و متقاطع

کشش‌های خودقیمتی گروه‌های منتخب کالایی، منفی شده که منطبق با نظریه اقتصادی است، یعنی با افزایش قیمت کالا سبب کاهش تقاضا برای آن کالا می‌شود. کشش قیمتی متقاطع خودروی پراید و خودروهای کلاس ۱۶۰۰ مثبت بوده، یعنی رابطه جانشینی بین دو گروه کالایی برقرار است. کشش متقاطع دو گروه خودرویی و بنزین، منفی بوده که نشان‌دهنده رابطه مکملی بین آنها است.

جدول ۷- نتایج کشش‌های بلندمدت خودقیمتی و متقاطع کالاهای منتخب

*عنوان	خودروی پراید	خودروهای کلاس ۱۶۰۰	بنزین	خدمات حمل‌ونقل عمومی	سایر کالاها و خدمات
خودروی پراید	-۲.۵۹	۰.۲۹	-۰.۱۲	۰.۴۱	-۵.۵۳
خودروهای کلاس ۱۶۰۰	۰.۱۶	-۰.۱	-۰.۰۶	-	-۲.۱
بنزین	-۰.۳۶	-۰.۳۳	-	۰.۱۷	-

جدول ۸- نتایج کشش‌های کوتاه‌مدت خودقیمتی و متقاطع کالاهای منتخب

*عنوان	خودروی پراید	خودروهای کلاس ۱۶۰۰	بنزین	خدمات حمل‌ونقل عمومی	سایر کالاها و خدمات
خودروی پراید	-۲.۴۶	-	-	۰.۱۶	-۵.۹۳
خودروهای کلاس ۱۶۰۰	۰.۵	-۰.۳۳	-	-	-
بنزین	-۰.۵۹	-.۲۴	-۰.۹۷	۰.۱۳	-

*باتوجه به عدم معنادار بودن پارامتر β_3، از محاسبه کشش‌های حمل‌ونقل صرف‌نظر شده است.

- کشش‌های درآمدی

از آنجا که کشش درآمدی خودروی پراید و خودروهای کلاس ۱۶۰۰ (بلندمدت) بزرگ‌تر از یک بوده است، خودرو جزء کالاهای بادوام محسوب می‌شود و نشان‌دهنده پرکشش بودن این کالاها است. کشش درآمدی خودروی پراید بیشتر از خودروهای کلاس ۱۶۰۰ بوده و دلیل آن این است که ۱- خودروی پراید به‌عنوان خودرویی کم‌مصرف به‌شمار می‌آید و ۲- به‌دلیل کم‌هزینه بودن، مورد توجه قشر کم‌درآمد و متوسط مصرف‌کنندگان است، بنابراین، خودروی پراید نقش مهمی در ارتقای سطح رفاه سبد مصرفی خانوارها ایفا می‌کند. کشش درآمدی بنزین

Archive of SID

www.SID.ir

مثبت و کمتر از یک برآورد شده است که به‌دلیل عدم جانشین، به‌عنوان کالایی ضروری محسوب می‌شود. ازاین‌رو، نتایج محاسبات انجام شده منطبق با نظریه‌های اقتصادی است. کشش درآمدی کوتاه‌مدت خودروهای کلاس ۱۶۰۰ کمتر از بلندمدت است، دلیل این موضوع آن بوده که قیمت نسبی این خودروها از پراید بیشتر است و عمده مصرف‌کنندگان کم‌درآمد و متوسطی که در کوتاه‌مدت تمایل به خرید خودرو دارند، کم‌هزینه‌ترین و کم‌مصرف‌ترین خودرو را مدنظر قرار می‌دهند و بر همین اساس، خرید خودروهای گران‌تر را به‌تأخیر می‌اندازند. همچنین به دلیل ساخت یا مونتاژ خودروی جدید در آینده سبب می‌شود تا مصرف‌کنندگان در بلندمدت خرید خودروی جدید و باکیفیت‌تر را تقاضا کنند. ازاین‌رو، مجموعه دلایل یادشده سبب می‌شود کشش درآمدی خودروهای کلاس ۱۶۰۰ در بلندمدت با کشش‌تر از کوتاه‌مدت باشد.

جدول ۹- نتایج کشش‌های درآمدی خودروی پراید و سایر کالاهای منتخب

عنوان	پراید	خودروی ۱۶۰۰	بنزین
بلندمدت	۴	۱.۶	۰.۶
کوتاه‌مدت	۴.۳	۰.۸	۰.۴

*باتوجه به عدم معنادار بودن پارامتر β_3، از محاسبه کشش‌های حمل‌ونقل صرف‌نظر شده است.

- پیش‌بینی الگوی سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل

برای تعیین مقادیر متغیرهای توضیحی الگو در سال‌های آتی، از روش‌های مرسوم شامل لحاظ کردن نرخ تورم سالیانه در محاسبات آتی استفاده شده است. براساس اطلاعات منتشر شده ازسوی بانک مرکزی، در بهمن ماه ۱۳۸۹، نرخ تورم ۱۱/۷ درصد اعلام شده که این نرخ مبنای محاسبات بعدی قرار گرفته است.

اطلاعات اخذ شده از بانک مرکزی نشان می‌دهد که شاخص قیمت خودروی پراید در دوره مطالعه (۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸) کمتر از شاخص قیمت کل (کالاها و خدمات) است (نمودار شماره ۱).

شاخص قیمت خودروی پراید در سال ۱۳۸۳، ۱۰۰/۸ بوده و در سال ۱۳۸۸ به ۱۱۵/۳ افزایش یافته (مأخذ: بانک مرکزی)، همچنین متوسط شاخص قیمت در دوره مطالعه ۱۰۷/۵ است. در صورتی که شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کل در مناطق شهری ایران در سال ۱۳۸۸ به عدد ۲۰۳ افزایش یافته است.

Archive of SID

www.SID.ir

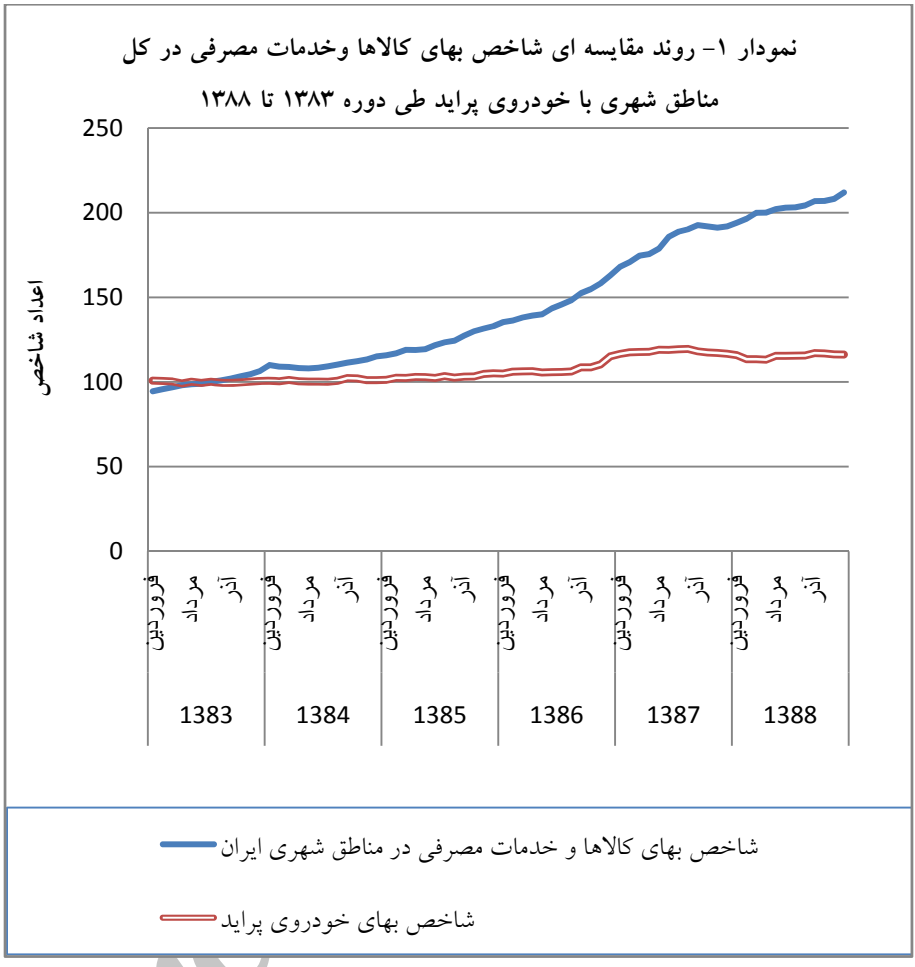
همان‌طور که ملاحظه می‌شود متوسط شاخص قیمت خودروی پراید طی ۷۲ دوره گذشته (ماهیانه) ۷/۵ درصد رشد نشان می‌دهد.

ازسوی دیگر، براساس اعلام بانک مرکزی در بهمن ۱۳۸۹، نرخ تورم ۱۱/۷ درصد اعلام شده که این نرخ مبنای محاسبات بعدی برای دوره پیش‌بینی ملاک عمل قرار گرفته است.

ازاین‌رو، همان‌طور که ملاحظه می‌شود متوسط افزایش شاخص قیمت خودروی پراید کمتر از شاخص تورم است و بر همین اساس، برای پیش‌بینی، به‌طور خوشبینانه شاخص قیمت خودروی پراید پایین‌تر از نرخ تورم در حدود ۶/۷ درصد (۶/۴درصد= ۱۱/۷ ،۷/۵) درنظر گرفته شده است. بنابراین، پیش‌بینی شاخص قیمت خودروی پراید در سال‌های آتی مطابق فرمول در محاسبات لحاظ شده است. $CPI_t = (1+INF)*CPI_{t-1}$

Archive of SID

www.SID.ir



برای محاسبه مخارج کل خانوارها از روش هموارسازی نمایی استفاده شده است. این روش توسط براون[1] ارایه شده و پیش‌بینی داده‌ها بیشتر بر اطلاعات نزدیک تر یا تقاضاهای جدیدتر تأکید می کند. فرمول استفاده شده، عبارت است از:

$$D_t = (1-\alpha)d_t + (1-\alpha)\alpha\, d_{t-1} + \ldots + (1-\alpha)\alpha^k d_{t-k} + \ldots \qquad , 0< \alpha <1$$

سپس، پیش‌بینی تقاضا برای دوره سه ساله آتی (۱۳۹۱-۱۳۸۹) انجام شد، نتایج نشان‌دهنده افزایش تراکم خودرو در سال‌های آتی و کاهش سهم خودروی پراید در سبد بودجه‌ای خانوارهای شهری است.

1- Brown.

www.SID.ir

جدول ۱۰- برآورد سهم کالاهای منتخب و نتایج پیش‌بینی سهم هزینه خودروی پراید و سایر کالاهای منتخب در دوره ۱۳۸۹ تا۱۳۹۰

سال	خودروی پراید	خودروهای کلاس ۱۶۰۰	خدمات حمل‌ونقل عمومی	بنزین
۱۳۸۳	۰.۰۱۲	۰.۰۱۶	۰.۰۲	۰.۰۱۱
۱۳۸۴	۰.۰۱۸	۰.۰۱۴	۰.۰۲	۰.۰۱۱
۱۳۸۵	۰.۰۱۷	۰.۰۱۵	۰.۰۱۹	۰.۰۱
۱۳۸۶	۰.۰۱۶	۰.۰۱۱	۰.۰۱۹	۰.۰۰۹
۱۳۸۷	۰.۰۱۱	۰.۰۰۸	۰.۰۱۹	۰.۰۰۸
۱۳۸۸	۰.۰۱۱	۰.۰۰۷	۰.۰۱۹	۰.۰۰۹
پیش‌بینی ۱۳۸۹	۰.۰۰۸	۰.۰۰۵	۰.۰۱۹	۰.۰۰۸
پیش‌بینی ۱۳۹۰	۰.۰۰۵	۰.۰۰۴	۰.۰۱۹	۰.۰۰۸
پیش‌بینی ۱۳۹۱	۰.۰۰۳	۰.۰۰۳	۰.۰۱۸	۰.۰۰۷

۵- تفسیر یافته‌ها و نتایج

به‌طور خلاصه، عمده نتایج برآوردهای الگوی مورد تحقیق عبارت‌اند از: خودروی پراید کالایی پرکشش است، به این معنا که با یک درصد افزایش قیمت، تقاضای پراید بیش از یک درصد کاهش می‌یابد.

کشش قیمتی خودروی پراید بیشتر از خودروهای کلاس ۱۶۰۰ بوده زیرا خودروهای کلاس ۱۶۰۰ نسبت به خودروی پراید گران‌تر است.

کشش کوتاه‌مدت خودقیمتی بنزین ۰/۹۷- برآورد شد، کشش قیمتی بنزین به‌عنوان کالای ضروری و کم‌کشش برای خانوارها محسوب می‌شود. نکته حایز اهمیت اینکه کشش قیمتی برآورد شده نسبت به سایر مطالعات انجام شده قبلی کمی افزایش یافته و نشان دهنده این مطلب بوده که اجرای طرح هدفمندسازی قیمت سوخت روی کشش قیمتی این کالا تأثیرگذار بوده و باعث افزایش آن شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

کشش‌های متقاطع نشان می‌دهد، خودروی پراید با خودروهای کلاس ۱۶۰۰ و خدمات حمل‌ونقل جانشین بوده و با بنزین و سایر کالاها و خدمات مصرفی شهری مکمل است که مطابق با نظریه‌های اقتصادی هستند.

کشش متقاطع کوتاه‌مدت خودروهای کلاس ۱۶۰۰ و قیمتی خودروی پراید ۰/۵ برآورد شده و بزرگ‌تر از کشش متقاطع بلندمدت است، به این معنا که در صورت افزایش قیمت خودروی پراید، مصرف کنندگان واکنش بیشتری از خود نشان می‌دهند و تمایل به جانشینی خودروی بهتر از جمله خودروهای کلاس ۱۶۰۰را دارند و در کوتاه‌مدت بازار بسیاری را از دست خواهد داد.

کشش متقاطع خودروی پراید با قیمت بنزین و سایرکالاها و خدمات منفی بوده و بیان‌کننده رابطه مکملی بین آنها است که نشان می‌دهد بیشتر خانوارها ابتدا کالاهای اصلی مانند خوراکی‌ها، بهداشت، مسکن و... را در اولویت مخارج مصرفی خود قرار می‌دهند.

کشش درآمد بلندمدت و کوتاه‌مدت خودروی پراید بزرگ‌تر از یک بوده و نشان می‌دهد که خودروی پراید جزء کالاهای بادوام و پرکشش برای مصرف کنندگان محسوب می‌شود.

کشش درآمد خودروی پراید، پرکشش‌تر از خودروهای کلاس ۱۶۰۰ محاسبه شده است که نشان می‌دهد در صورت افزایش درآمد خانوارها، سهم بیشتری از خودروی پراید را درسبد مصرفی خود جانشین می‌کنند.

همچنین کشش کوتاه‌مدت درآمدی خودروی پراید حساس‌تر از بلندمدت است که نشان می‌دهد، با رونق اقتصادی و افزایش یک درصدی در درآمد خانوارها، تقاضای خودروی پراید بیش از یک درصد افزایش می‌یابد، اما در بلندمدت خانوارهایی که قصد تعویض یا از رده خارج کردن خودرو دارند را اقدام می‌کنند.

کشش درآمد بنزین مثبت و کوچک‌تر از یک محاسبه شده است که نشان می‌دهد بنزین جزء کالاهای ضروری خانوارها به‌شمار می‌آید.

با لحاظ کردن تورم خوش‌بینانه، پیش‌بینی تقاضای خودروی پراید در دوره سه سال آتی به سمت اشباع بازار پیش می‌رود. براساس آخرین آمار منتشر شده در سال ۱۳۸۹، به‌ازای هر ۵/۷ نفر، یک نفر صاحب خودرو است. همچنین روند مصرف بنزین و تقاضای حمل‌ونقل در دوره پیش‌بینی روند باثباتی را در سبد مصرفی خانوارها نشان می‌دهد.

۶- پیشنهادها

Archive of SID

www.SID.ir

عمده پیشنهادها و توصیه‌های سیاستی در راستای یافته‌ها و نتایج تحقیق است تا با ارایه راهکارهای مناسب، قدرت رقابتی بنگاه اقتصادی در فضای کسب‌وکار فعلی و آینده ارتقا یابد و با تکیه بر نتایج تحقیق، نقاط بحرانی و پرخطر تحولات آتی شناسایی شود و سهم محصولات بنگاه در سبد مصرفی خانوارها بهبود و ارتقا یابد که علاوه بر ایجاد رفاه برای خانوارها، به افزایش فروش و کسب سود اقتصادی بنگاه منجر شود.

پراید کالایی با کشش محسوب می‌شود و ازاین‌رو، برای حفظ بازار خودروی پراید، ثبات قیمت خودروی پراید از سوی بنگاه تولیدی ضروری است.

برای حفظ سهم خودروی پراید در بازار خودرو باید تغییرات به‌روز در طراحی و تولید آن در راستای سلایق مختلف مشتریان انجام شود، بنابراین، تحقیق و توسعه و ایجاد تنوع محصول برای حفظ بازار این خودرو ضروری است.

باتوجه به معرفی خودروهای جدید و باکیفیت و افزایش محیط رقابتی، افزایش کیفیت و ایمنی خودروی پراید در ایران ضروری است.

باتوجه به هدفمندشدن یارانه حامل‌های انرژی و افزایش قیمت آنها، بی‌تردید کم‌مصرف بودن خودرو نقش مهمی در تقاضای آن خواهد داشت. براساس این، در تولید خودروی پراید توجه به عامل کم مصرف بودن سوخت ضروری است.

Archive of SID

www.SID.ir

پیوست‌ها

* برآورد الگوی سیستم معادلات تقاضای تقریباً ایده‌آل غیرمقید

System: SYSAIDS
Estimation Method: Seemingly Unrelated Regression
Date: 03/29/11 Time: 17:45
Sample: 1383M02 1388M12
Included observations: 71
Total system (balanced) observations 284
Linear estimation after one-step weighting matrix

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.376746	0.034730	-10.84790	0.0000
C(2)	-0.021002	0.002743	-7.656144	0.0000
C(3)	0.004422	0.003412	1.295998	0.1962
C(4)	0.006364	0.001594	3.992478	0.0001
C(5)	-0.001216	0.000937	-1.298423	0.1953
C(6)	-0.035676	0.003069	-11.62490	0.0000
C(7)	0.041418	0.003780	10.95633	0.0000
C(29)	0.297085	0.051863	5.728206	0.0000
C(30)	0.002754	0.000264	10.44828	0.0000
C(8)	-0.052247	0.011771	-4.438486	0.0000
C(9)	0.001867	0.001174	1.590512	0.1130
C(10)	0.010219	0.001356	7.533780	0.0000
C(11)	0.000437	0.000694	0.630132	0.5292
C(12)	-0.000600	0.000391	-1.535627	0.1259
C(13)	-0.017702	0.001088	-16.27615	0.0000
C(14)	0.006299	0.001233	5.110524	0.0000
C(34)	0.223867	0.037403	5.985303	0.0000
C(35)	-0.000893	8.69E-05	-10.27287	0.0000
C(15)	0.046049	0.007717	5.967162	0.0000
C(16)	-0.001580	0.000710	-2.226204	0.0269
C(17)	-0.005184	0.000914	-5.669753	0.0000
C(18)	0.001061	0.000427	2.484906	0.0136
C(19)	0.000170	0.000245	0.694647	0.4879
C(20)	0.000240	0.000621	0.386058	0.6998
C(21)	-0.000758	0.000725	-1.045522	0.2968

Archive of SID

www.SID.ir

C(37)	0.477356	0.053735	8.883470	0.0000
C(38)	-9.99E-05	3.22E-05	-3.098047	0.0022
C(22)	0.082495	0.008725	9.454631	0.0000
C(23)	-0.003568	0.000733	-4.867376	0.0000
C(24)	-0.003293	0.000829	-3.972290	0.0001
C(25)	0.001630	0.000405	4.023738	0.0001
C(26)	1.82E-06	0.000233	0.007798	0.9938
C(27)	0.000323	0.000579	0.557165	0.5779
C(28)	-0.003670	0.000713	-5.144219	0.0000
C(40)	0.399477	0.054219	7.367841	0.0000

Determinant residual covariance 7.86E-31

Equation: W_PRIDE = C(1)+C(2)*LOG(P_PRIDE)+C(3)
*LOG(P_AUTO1600)+C(4)*LOG(P_TRANS)+C(5)
*LOG(P_PETROL)+C(6)*LOG(P_OTH)+C(7)*LOG(BUDGET_IN_P
P1)+ C(29)*W_PRIDE(-1)+C(30)*DA
Observations: 71

R-squared 0.964976	Mean dependent var 0.014131
Adjusted R-squared 0.960457	S.D. dependent var 0.002896
S.E. of regression 0.000576	Sum squared resid 2.06E-05
Durbin-Watson stat 0.993619	

Equation: W_AUTO1600=C(8)+C(9)*LOG(P_PRIDE)+C(10)
*LOG(P_AUTO1600)+C(11)*LOG(P_TRANS)+C(12)
*LOG(P_PETROL)+C(13)*LOG(P_OTH)+C(14)
*LOG(BUDGET_IN_PP1) +C(34)*W_AUTO1600(-1) +C(35)*DPRD
Observations: 71

R-squared 0.995284	Mean dependent var 0.011827
Adjusted R-squared 0.994676	S.D. dependent var 0.003472
S.E. of regression 0.000253	Sum squared resid 3.98E-06
Durbin-Watson stat 1.420439	

Equation: W_TRANS=C(15)+C(16)*LOG(P_PRIDE)+C(17)
*LOG(P_AUTO1600)+C(18)*LOG(P_TRANS)+C(19)
*LOG(P_PETROL)+C(20)*LOG(P_OTH)+C(21)
*LOG(BUDGET_IN_PP1)+ C(37)*W_TRANS(-1)+C(38)*DTR
Observations: 71

R-squared 0.928948	Mean dependent var 0.019635

Archive of SID

www.SID.ir

Adjusted R-squared 0.919780	S.D. dependent var 0.000573
S.E. of regression 0.000162	Sum squared resid 1.63E-06
Durbin-Watson stat 1.373243	

Equation: W_PETROL=C(22)+C(23)*LOG(P_PRIDE)+C(24)
*LOG(P_AUTO1600)+C(25)*LOG(P_TRANS)+C(26)
*LOG(P_PETROL)+C(27)*LOG(P_OTH)+C(28)
*LOG(BUDGET_IN_PP1) +C(40)*W_PETROL(-1)
Observations: 71

R-squared 0.982613	Mean dependent var 0.009347
Adjusted R-squared 0.980681	S.D. dependent var 0.001057
S.E. of regression 0.000147	Sum squared resid 1.36E-06
Durbin-Watson stat 1.307869	

Archive of SID

www.SID.ir

- شاخص قیمت کالاهای منتخب

سال/ماه	شاخص قیمت خودروی پراید	شاخص قیمت خودروهای کلاس ۱۶۰۰	شاخص قیمت بنزین	شاخص قیمت حمل و نقل عمومی
۱۳۸۳.Q۱	۱۰۰.۸	۹۷.۹	۱۰۰	۹۷.۹
۱۳۸۳.Q۲	۱۰۰.۶	۹۷.۹	۱۰۰	۹۷.۹
۱۳۸۳.Q۳	۱۰۰.۳	۹۷.۹	۱۰۰	۹۷.۹
۱۳۸۳.Q۴	۹۹.۱	۱۰۰.۳	۱۰۰	۱۰۰.۳
۱۳۸۳.Q۵	۱۰۰.۱	۱۰۰.۳	۱۰۰	۱۰۰.۳
۱۳۸۳.Q۶	۹۹.۵	۱۰۰.۳	۱۰۰	۱۰۰.۳
۱۳۸۳.Q۷	۱۰۰.۱	۱۰۰.۹	۱۰۰	۱۰۰.۹
۱۳۸۳.Q۸	۹۹.۶	۱۰۰.۹	۱۰۰	۱۰۰.۹
۱۳۸۳.Q۹	۹۹.۵	۱۰۰.۹	۱۰۰	۱۰۰.۹
۱۳۸۳.Q۱۰	۹۹.۷	۱۰۰.۹	۱۰۰	۱۰۰.۹
۱۳۸۳.Q۱۱	۱۰۰.۳	۱۰۰.۹	۱۰۰	۱۰۰.۹
۱۳۸۳.Q۱۲	۱۰۰.۵	۱۰۰.۹	۱۰۰	۱۰۰.۹
۱۳۸۴.Q۱	۱۰۰.۷	۹۸.۹	۱۰۰	۹۸.۹
۱۳۸۴.Q۲	۱۰۰.۴	۹۸.۹	۱۰۰	۹۸.۹
۱۳۸۴.Q۳	۱۰۱.۲	۹۸.۹	۱۰۰	۹۸.۹
۱۳۸۴.Q۴	۱۰۰.۴	۹۹.۶	۱۰۰	۹۹.۶
۱۳۸۴.Q۵	۱۰۰.۲	۹۹.۶	۱۰۰	۹۹.۶
۱۳۸۴.Q۶	۱۰۰.۲	۹۹.۶	۱۰۰	۹۹.۶
۱۳۸۴.Q۷	۱۰۰.۱	۹۹.۱	۱۰۰	۹۹.۱
۱۳۸۴.Q۸	۱۰۰.۷	۹۹.۱	۱۰۰	۹۹.۱
۱۳۸۴.Q۹	۱۰۲.۳	۹۹.۱	۱۰۰	۹۹.۱
۱۳۸۴.Q۱۰	۱۰۲.۱	۱۰۶	۱۰۰	۱۰۶.۰
۱۳۸۴.Q۱۱	۱۰۱.۱	۱۰۶	۱۰۰	۱۰۶.۰
۱۳۸۴.Q۱۲	۱۰۱.۱	۱۰۶	۱۰۰	۱۰۶.۰

Archive of SID

www.SID.ir

۱۳۸۵.Q۱	۱۰۱.۳	۱۰۹.۶	۱۰۰	۱۰۹.۶
۱۳۸۵.Q۲	۱۰۲.۵	۱۰۹.۶	۱۰۰	۱۰۹.۶
۱۳۸۵.Q۳	۱۰۲.۴	۱۰۹.۶	۱۰۰	۱۰۹.۶
۱۳۸۵.Q۴	۱۰۳	۱۰۶.۸	۱۰۰	۱۰۶.۸
۱۳۸۵.Q۵	۱۰۲.۹	۱۰۶.۸	۱۰۰	۱۰۶.۸
۱۳۸۵.Q۶	۱۰۲.۴	۱۰۶.۸	۱۰۰	۱۰۶.۸
۱۳۸۵.Q۷	۱۰۳.۴	۱۰۷.۹	۱۰۰	۱۰۷.۹
۱۳۸۵.Q۸	۱۰۲.۶	۱۰۷.۹	۱۰۰	۱۰۷.۹
۱۳۸۵.Q۹	۱۰۳.۲	۱۰۷.۹	۱۰۰	۱۰۷.۹
۱۳۸۵.Q۱۰	۱۰۳.۳	۱۱۳.۲	۱۰۰	۱۱۳.۱
۱۳۸۵.Q۱۱	۱۰۴.۸	۱۱۳.۲	۱۰۰	۱۱۳.۱
۱۳۸۵.Q۱۲	۱۰۵.۱	۱۱۳.۲	۱۰۰	۱۱۳.۱
۱۳۸۶.Q۱	۱۰۵	۱۱۳.۶	۱۰۰	۱۱۳.۵
۱۳۸۶.Q۲	۱۰۶.۱	۱۱۳.۶	۱۰۰	۱۱۳.۵
۱۳۸۶.Q۳	۱۰۶.۳	۱۱۳.۶	۱۲۵	۱۱۳.۶
۱۳۸۶.Q۴	۱۰۶.۴	۱۱۴.۸	۱۲۵	۱۱۴.۸
۱۳۸۶.Q۵	۱۰۵.۶	۱۱۳.۷	۱۲۵	۱۱۳.۷
۱۳۸۶.Q۶	۱۰۵.۸	۱۱۳.۷	۱۲۵	۱۱۳.۷
۱۳۸۶.Q۷	۱۰۵.۹	۱۱۳.۳	۱۲۵	۱۱۳.۳
۱۳۸۶.Q۸	۱۰۶.۲	۱۱۳.۳	۱۲۵	۱۱۳.۳
۱۳۸۶.Q۹	۱۰۸.۶	۱۱۳.۳	۱۲۵	۱۱۳.۳
۱۳۸۶.Q۱۰	۱۰۸.۶	۱۱۳.۳	۱۲۵	۱۱۳.۳
۱۳۸۶.Q۱۱	۱۱۰.۳	۱۱۳.۵	۱۲۵	۱۱۳.۵
۱۳۸۶.Q۱۲	۱۱۵.۲	۱۱۳.۵	۱۲۵	۱۱۳.۵

Archive of SID

www.SID.ir

۱۳۸۷.Q۱	۱۱۶.۶	۱۱۳.۵	۱۲۵	۱۱۳.۵
۱۳۸۷.Q۲	۱۱۷.۵	۱۲۰	۱۲۵	۱۲۰.۰
۱۳۸۷.Q۳	۱۱۷.۷	۱۲۱.۶	۱۲۵	۱۲۱.۶
۱۳۸۷.Q۴	۱۱۷.۸	۱۲۳.۱	۱۲۵	۱۲۳.۱
۱۳۸۷.Q۵	۱۱۹	۱۲۳.۱	۱۸۱.۳	۱۲۳.۳
۱۳۸۷.Q۶	۱۱۸.۹	۱۲۳.۱	۱۸۱.۳	۱۲۳.۳
۱۳۸۷.Q۷	۱۱۹.۳	۱۲۱.۹	۱۸۱.۳	۱۲۲.۱
۱۳۸۷.Q۸	۱۱۹.۵	۱۲۱.۹	۱۸۱.۳	۱۲۲.۱
۱۳۸۷.Q۹	۱۱۸.۱	۱۲۱.۹	۱۸۱.۳	۱۲۲.۱
۱۳۸۷.Q۱۰	۱۱۷.۴	۱۲۲.۱	۱۸۱.۳	۱۲۲.۳
۱۳۸۷.Q۱۱	۱۱۷.۱	۱۲۲.۴	۱۸۱.۳	۱۲۲.۶
۱۳۸۷.Q۱۲	۱۱۶.۷	۱۲۲.۴	۱۴۷.۵	۱۲۲.۵
۱۳۸۸.Q۱	۱۱۵.۸	۱۲۲.۴	۱۴۷.۵	۱۲۲.۵
۱۳۸۸.Q۲	۱۱۳.۵	۱۲۲.۵	۱۴۷.۵	۱۲۲.۶
۱۳۸۸.Q۳	۱۱۳.۵	۱۲۲.۵	۱۵۴.۶	۱۲۲.۶
۱۳۸۸.Q۴	۱۱۳.۲	۱۲۲.۵	۱۵۴.۶	۱۲۲.۶
۱۳۸۸.Q۵	۱۱۵.۴	۱۲۲.۵	۱۵۴.۶	۱۲۲.۶
۱۳۸۸.Q۶	۱۱۵.۴	۱۲۲.۵	۱۵۴.۶	۱۲۲.۶
۱۳۸۸.Q۷	۱۱۵.۵	۱۲۱.۴	۱۵۴.۶	۱۲۱.۵
۱۳۸۸.Q۸	۱۱۵.۶	۱۲۲.۵	۱۵۴.۶	۱۲۲.۶
۱۳۸۸.Q۹	۱۱۷	۱۲۲.۵	۱۵۴.۶	۱۲۲.۶
۱۳۸۸.Q۱۰	۱۱۶.۹	۱۲۲.۵	۱۷۱.۱	۱۲۲.۷
۱۳۸۸.Q۱۱	۱۱۶.۳	۱۲۲.۵	۱۷۱.۱	۱۲۲.۷
۱۳۸۸.Q۱۲	۱۱۶.۲	۱۲۲.۷	۱۹۱.۷	۱۲۳.۰

مأخذ: داده‌های بانک مرکزی.

Archive of SID

www.SID.ir

* آمار تولید خودروهای پراید و کلاس ۱۶۰۰سی سی تولید داخل

آمار تولید خوروی پراید و خودروهای ۱۶۰۰ طی دوره ۱۳۸۸- ۱۳۸۳

سال		خودروهای کلاس ۱۶۰۰ تولید داخل																
تولید	پراید	پیکان	آردی	روا	ماتیز	ام وی ام	پی کی	ریو	تندر۹۰	۲۰۶	دوو سیلو	لیفان	لوبو۱۱۰۰	S۸۱	فیات	ورنا	پروتون
۸۳	۲۴۹۹۴۲	۱۵۶۵۹۹	۵۵۲۹۹	۰	۱	۳۰۲	۲۲۲۰۹	۰	۰	۷۶۲۵۶	۸۴۱	۰	۰	۰	۰	۳۳۰۹	۱۰۵۱
۸۴	۳۳۷۹۳۷	۲۴۹۵۲	۹۱۰۰۱	۸	۰	۲۶۱۰	۱۱۰۱۶	۵۸۷۸	۰	۷۲۰۸۴	۰	۰	۰	۰	۰	۳۰۴۵	۱۷۹۷
۸۵	۴۲۸۱۲۵	۰	۹۳۳۱۳	۹۳۳۱۳	۰	۲۰۲۰	۱۰۱۶۱	۱۹۲۳۰	۵۹	۷۵۲۹۹	۰	۰	۰	۰	۰	۲۴۲۳	۱۳۵۶
۸۶	۴۴۰۶۵۳	۰	۰	۱۰۵۰۶۵	۰	۲۹۴۷	۰	۱۵۵۰۹	۲۷۵۴۶	۷۴۶۶۲	۰	۰	۰	۰	۰	۱۸۷۸	۹۵۹
۸۷	۴۹۲۲۵۰	۰	۰	۸۵۳۱۷	۰	۱۵۵۹	۰	۱۹۷۴۰	۵۷۷۳۷	۷۷۹۷۷	۰	۲۹۲	۰	۰	۱۳۰۶	۱۳۶۰	۶۲۷
۸۸	۵۴۴۴۰۹	۰	۰	۵۴۳۴۷	۰	۲۱۷۴	۰	۱۶۹۹۱	۳۲۹۶۵	۱۱۴۰۳۰	۰	۱۸۰۵	۰	۱۱۴	۱۳۰۶	۱۴۷۷	۰

مأخذ: اداره نیروی محرکه وزارت صنایع.

منابع

- فارسی

امینی پور، فاطمه(۱۳۸۹) صنعت صنعت ها، اندیشه گستر سایپا، شماره ۱۰۰.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شاخص‌های قیمت، اداره آمار اقتصادی، (۱۳۸۹-۱۳۸۳).

پرتوی، بامداد و همکاران(۱۳۸۷)، تحلیل رفتار مصرفی مناطق شهری استان زنجان با استفاده از سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS)، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، سال دوم، شماره ۱.

پندیک، رابرت و دانیل رابینفیلد (۱۹۹۷)، اقتصاد خرد۱، ترجمهٔ احمد ذیحجه‌زاده، (۱۳۸۱)، نشر سمت.

ختایی، محمود و پروین اقدامی (۱۳۸۴)، تحلیل کشش قیمتی تقاضای بنزین در بخش حمل‌ونقل زمینی ایران و پیش‌بینی آن تا سال ۱۳۹۴، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره ۲۵.

داودی، پرویز و فاطمه قاسمی‌مند (۱۳۸۵)، برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی خودروهای سواری نو در ایران، پژوهشنامه اقتصادی.

طیبی، سیدکمیل و همایون رنجبر (۱۳۸۳)، بررسی ساختار تقاضای واردات کشور: کاربرد سیستم تقاضای تقریباً ایده‌آل (AIDS) در دوره زمانی ۱۳۸۱-۱۳۵۷، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۱.

فاطمی قمی، محمدتقی(۱۳۷۴)، برنامه‌ریزی و کنترل تولید و موجودی‌ها، نشر دانش امروز.

Archive of SID

www.SID.ir

گجراتی، دامودار(۱۹۹۵)، مبانی اقتصاد سنجی، جلد دوم، ترجمهٔ حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، چاپ پنجم (۱۳۸۷).

مرکز آمار ایران، نتایج طرح آمارگیری هزینه و درآمد خانوارهای شهری، اداره بودجه خانوارها(۱۳۸۸-۱۳۸۳).

مهرگان و همکاران(۱۳۸۸)، تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت بنزین در بخش حمل‌ونقل، پژوهشنامه حمل‌ونقل، سال ششم، شماره چهارم.

- لاتین

Akinboade, O. and Ziramba, E. and Wolassa, L (2008), The Demand for Gasoline in South Africa: An Empirical Analysis using Cointigration Techniques Vol 30.

Daton, A. S. and Muellbauer, J (1980), An Almost Ideal Demand System, American Economic Review 70.

Eskeland, G. and Foyozioglu, T (1997), Is Demand For Polluting Goods Managable? An Econometric Study Of Car Ownership AND Use In Mexico, J.O. Development Economics, Vol53.

Foschi, P. and Kontoghiorghes, E. J (2004), A Computationally Efficient Method For Solving SUR Models With Orthogonal Regressors, Linear Algebra and its Applications 388.

Gold Berg, P. K (1995), Product Differentiation and Oligopoly in Internatioonal Market. The Case Of The U.S. Automobile Industry, Econometrica, Vol 63, No.4.

Houtaker, H. S (1960), Additive Preferences. Econometrica, Vol 28.

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

Stone, R (1954), Linear Expenditure System and Demand Analysis: an Application to the Pattern of British Demand, The Economic Journal.

Theil, H (1965), The information approach to demand analysis, Econometrica, Vol. 37.

Archive of SID

www.SID.ir