

بر آورد مدل تصحیح خطای تقاضای بنزین در ایران

دکتر منصور زراءنژاد* فرشید قبانچی**

دریافت: ۸۵/۲/۶

پذیرش: ۸۵/۱۲/۲۶

تابع تقاضا / بنزین / همجمعی / یوهانسن / الگوی تصحیح خطا / کشش قیمتی / کشش درآمدی / ایران

چکیده

افزایش روز افزون و بی‌رویه مصرف بنزین در ایران باعث شده است تا ظرفیت‌های تولیدی جامعه جوابگوی الگوی مصرف نباشد و کشور در تأمین این فرآورده با مشکل مواجه و ناچار به وارد کردن بنزین شود. به همین دلیل تخمین تابع تقاضای بنزین و بررسی عوامل مؤثر بر مصرف بنزین از اهمیت خاصی برخوردار است. در این مطالعه دوره مورد بررسی ۸۲ - ۱۳۴۶ بوده و با به کارگیری روش همجمعی یوهانسن - جوسیلیوس رابطه بلندمدت و مدل تصحیح خطا که تغییرات کوتاه‌مدت متغیرها رابه تعادل بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد، برآورد شده است. نتایج تحقیق نشان داد که تقاضا برای بنزین نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش است؛ یعنی بنزین یک کالای ضروری است. در نتیجه عوامل غیرقیمتی و غیردرآمدی در کاهش مصرف آن تأثیر ویژه‌ای دارند. سرعت تعدیل الگو ۰/۵۱ - برآورد شده است؛ یعنی در هر سال ۵۱ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در هر دوره تعدیل می‌شود.

طبقه‌بندی JEL: 22 Q4J .

* دانشیار دانشگاه شهید چمران اهواز. zarram@gmail.com

** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد - دانشگاه شهید چمران اهواز. ghapanchi.f@nisoc.com

مقدمه

امروزه مصرف فرآورده‌های نفتی سبک بخصوص بنزین، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ به گونه‌ای که ۳۳ درصد از مصرف فرآورده‌های نفتی مربوط به بنزین است^۱. با توجه به وفور ذخایر نفتی در ایران و سیاست استفاده از منابع نفتی ارزان، دولت سالانه میلیاردها ریال یارانه به انواع حامل‌های انرژی اختصاص می‌دهد که این امر سبب غیرواقعی بودن قیمت انرژی در کشور شده و مصرف بی‌رویه را به دنبال داشته است. بنزین از جمله حامل‌های انرژی است که جنبه تولیدی آن نسبت به سایر حامل‌ها کمتر و دارای شرایط خاصی در کشور است و سالانه میلیاردها ریال و دلار صرف پرداخت یارانه و واردات این فرآورده می‌شود.

تخمین تابع تقاضای بنزین با توجه به بخش آن در بخش حمل و نقل، تأثیر آن بر ارزش افزوده کل اقتصاد و شناخت الگوی مصرف سوخت اهمیت ویژه‌ای دارد. کارایی مدیریت مصرف انرژی و تخصیص بهینه منابع مستلزم وجود اطلاعات قابل اعتماد و آگاهی از تابع تقاضای بنزین و کشش‌های قیمتی و درآیند آن است. هدف اصلی این تحقیق برآورد تابع تقاضای بنزین در ایران است. این مقاله با استفاده از سری‌های زمانی دوره ۸۲ - ۱۳۴۶ درصد پاسخ به این سئوالات است که ۱- چه عواملی و به چه میزان بر تقاضای بنزین در ایران اثر می‌گذارند؟ و ۲- فرم تابع تقاضای بنزین در کوتاه مدت و بلندمدت در ایران چگونه است؟

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها عبارت از روش‌های آماری بویژه روش‌های اقتصادسنجی با تکیه بر تحلیل‌های رگرسیونی است. روش همجمعی یوهانسن و جوسینوس روش‌های اصلی این تحقیق است.

مقاله حاضر در بخش بخش ارائه شده است. در بخش اول، مبانی نظری مدل‌های تقاضای بنزین مرور خواهد شد. بخش دوم به پیشینه تحقیق و مطالعات انجام شده در زمینه تقاضای بنزین و سایر فرآورده‌های نفتی در ایران و برخی از کشورهای جهان می‌پردازد.

۱. آخانی (۱۳۷۸)، ص ۱۳۰.

در بخش سوم روش شناسی تحقیق ارائه می‌شود. بخش چهارم به معرفی متغیرها و مدل تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت بنزین و ارائه و تفسیر نتایج تجربی تخمین اختصاص دارد و بخش آخر به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۱. مبانی نظری مدل‌های تقاضای بنزین

یکی از رویکردهای مطالعه تقاضای بنزین حداکثر کردن تابع مطلوبیت مصرف‌کننده نسبت به محدودیت بودجه است.^۱ در این رویکرد کالاها به دو گروه بنزین و سایر کالاها تقسیم می‌شوند و مسئله بهینه‌سازی مقید حل می‌شود. رویکرد دیگر مبتنی بر نظریه مصرف بکر^۲ (۱۹۶۵)، لانکستر^۳ (۱۹۶۶) و ماث^۴ (۱۹۶۶) است که در آن تابع تقاضای مشتق شده بنزین استخراج می‌شود. در این مدل تصمصیم در مورد خرید (تعداد (S)) خودرو، نوع (کارایی (E)) خودرو و نوع استفاده از خودرو (مسافت (D)) به صورت تابع $Q=f(S, E, D)$ قابل تصریح است. با این وجود، به دلیل کمبود آمار لازم در اغلب کشورها، شدت بنزین به جای E و D تعریف می‌شود.^۵

برخی از الگوها به صورت مدل ایستاست که در آن فرض می‌شود تقاضا برای سوخت، تابعی از قیمت سوخت و درآمد واقعی یا درآمد قابل مصرف واقعی کشور است.^۶ شکل عمومی این مدل به صورت زیر است.

$$LNG = a_0 + a_1 \ln P + a_2 \ln Y + u \quad (1)$$

که در آن G نشانگر مصرف بنزین، P قیمت بنزین، Y درآمد و u جمله اختلال است. الگوهای دیگر مدل‌های پویاست که در آنها تطبیق‌های لازم برای طول‌مدت انجام می‌شود.^۷ در این مدل‌ها مصرف‌کنندگان نسبت به تغییرات درآمد و قیمت پاسخ می‌دهند و واکنش

1. Arnold & Gillingham (1983); Al-Sahlawi (1997); Nicol (2003).

2. Becker, G.S.

3. Lancaster, K.J.

4. Muth, R.F.

5. Baltagi & Griffin (1983); Eskeland & Feyzioglu (1997); Storchmann (2003).

۶. وزارت نفت (۱۳۷۶)، صص ۳۰-۱۲۷.

۷. ابریشمی (۱۳۸۱)، صص ۱۹-۲۱۵.

نشان داده، رفتار خود را با وضعیت جدید تطبیق می‌دهند. در چنین مدل‌هایی تعدیل با استفاده از الگوی تعدیل کلاسیک تقاضا صورت می‌گیرد. بنابراین، اگر فرض شود که G^* مقدار مطلوب و مورد دلخواه و تابعی از قیمت (P) و در آمد (y) باشد، داریم:

$$G^* = f(P_G, y) \quad (۲)$$

مدل سویینی^۱ (۱۹۷۹) نیز بر این اساس مبتنی است که چون خودروها بر مبنای خصوصیات و مدل‌های یک سال گروه‌بندی می‌شوند، باید بر فرآیند تعدیل موجودی وسایط نقلیه و استفاده از این وسایط تمرکز کرد. در این روش متغیر مهمی که بر مصرف سوخت اثر دارد، توسط کارایی ناوگان است که کارایی را برحسب مایل در هر گالن تعریف می‌کند. از سوی دیگر، کل خودروها را بر اساس خصوصیات و یکسانی کارایی طبقه‌بندی می‌کند و متوسط وزن کل ناوگان را به دست می‌آورد. کل مصرف سوخت در هر کشور، از جمع مصرف هر خودرو به ازای هر گروه از خودروها به صورت زیر به دست می‌آید.

$$GAS = \sum \frac{VMPC_i N_i}{MPG_i} \quad (۳)$$

که در آن GAS سوخت مصرف شده توسط خودروهای شخصی، $VMPC_i$ مسافت پیموده شده توسط خودروهای گروه i ام به مایل و MPG_i کارایی (مصرف برحسب مایل در گالن) خودروهای گروه i ام است.

پیندیک^۲ (۱۹۹۱) نیز مدلی برای تقاضای بخش حمل و نقل ارائه کرده است که در آن مصرف سوخت در هر کشور تابع تعداد خودرو، حجم ترافیک یا مسافت پیموده شده و کارایی خودرو به صورت زیر است:

$$G = \frac{V \cdot TVPC}{E} - V_t = (1-r)V_t + NR_t \quad (۴)$$

که در آن G نشانگر مصرف سوخت، V موجودی خودرو، $TVPC$ حجم ترافیک

1. Sweeny, J.L.
2. Pindyck, R.S.

خودرو (متوسط کیلومتر طی شده توسط هر خودرو در سال)، E کارایی خودرو (مقدار گالن مصرف شده در یک کیلومتر)، r نرخ استهلاک و NR کل خودروهای اضافه شده در سال است.

لازم به ذکر است که در دهه ۸۰ استفاده از مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)^۱ در زمینه‌های مختلف از جمله سیاست‌های انرژی رایج و جایگزین مدل‌های داده-ستانده و برنامه‌ریزی خطی شد.^۲ سابقه کاربرد این مدل‌ها در زمینه انرژی در کشورهای پیشرفته به مطالعات جورجسن^۳ (۱۹۸۲)، جورجسن و ویلکو کسن^۴ (۱۹۹۰) و برگمن^۵ (۱۹۸۸) بازمی‌گردد. این مدل‌ها در کشورهای در حال توسعه در زمینه‌های وسیعتری به ویژه انرژی توسط محققان مختلفی مانند درویس و دیگران (۱۹۸۲)، رابینسن^۶ (۱۹۸۹) و قدیمی^۷ (۲۰۰۶) استفاده شد.

۲. پیشینه تحقیق

پاگولاتوس^۸ (۱۹۸۶) تقاضای برآوردده‌ای نفتی از جمله بنزین را با استفاده از دوره ۱۹۷۲-۱۹۵۹ تخمین زده است. در این تحقیق تقاضای سرانه بنزین تابع درآمد سرانه، p قیمت تعدیل شده بنزین و تقاضای سرانه برای بنزین در دوره قبل است. جانسون و توتو^۹ (۱۹۸۳) تقاضای برآوردده‌ای نفتی اقتصادی کوچک را برای سال‌های ۱۹۸۵ تا ۱۹۹۰ پیش‌بینی کردند. ایشان مصرف سرانه برآوردده‌ای نفتی را به صورت تابعی از تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه و قیمت واقعی برآوردده‌ای نفتی برآورد نمودند. در این برآورد خود از مجموعه‌ای از متغیرهای مجازی برای بیان تفاوت‌های ساختاری بین پنج کشور تحت مطالعه (اکوادور، اندونزی، ایران، عربستان و ونزوئلا) پس از سال ۱۹۷۵

1. Computable General Equilibrium.
2. Davis et al (1982); Bell & Srinivasan (1984); De melo (1988).
3. Jorgenson, Dale W.
4. Jorgenson, Dale W. & Wilcoxon, Peter.
5. Bergman, Lars.
6. Robinson, Sherman.
7. Ghadimi, Hodjat.
8. Pagolatus, J.H.
9. Johanson, T.& Totto, L.

میلادی استفاده کردند. نتایج نشان داد که ضریب کشش قیمتی تقاضای بنزین از نظر آماری بی‌معناست و کشش‌های درآمدی در دامنه‌ای بین ۰/۸۸ تا ۱/۱۲ قرار دارد. این دو نتیجه بیانگر بی‌کشش بودن تقاضای بنزین و نرمال بودن این کالا با توجه به کشش درآمدی است.

ادگبولوگ و دایو^۱ (۱۹۸۶) مصرف بنزین در کشور نیجریه را در دوره ۸۰ - ۱۹۶۵ برآورد کرده‌اند. تحقیق نشان داد که درآمد و موجودی مؤثر خودرو، توضیح‌دهنده قوی برای مصرف بنزین هستند و با کاهش تدریجی یارانه بنزین، نقش قیمت بنزین در مصرف آن بیشتر اثر خواهد داشت. التونی^۲ (۱۹۹۴) با تنظیم یک مدل تعدیل جزئی کشش‌های بلندمدت تقاضا برای بنزین در کویت طی دوره ۱۹۷۰-۱۹۸۰ را محاسبه کرده است. نتایج تحقیق نشان داد که ضرایب همه متغیرهای فوق از نظر آماری معنی دارند و ضریب متغیر قیمت منفی است. اما اندازه این ضریب نشان از آن دارد که تقاضای بنزین در کوتاه‌مدت نسبت به قیمت بی‌کشش است.

حمید فخرایی (۱۳۶۲) با استفاده از سری زمانی ۶۱-۱۳۴۰ تابع مصرف فرآورده‌های نفتی ایران را تخمین زده و بر اساس آن، مصرف فرآورده‌های نفتی ایران را برای دوره ۶۷-۱۳۶۲ پیش‌بینی کرده است.

صالحی اصفهانی (۱۳۷۱) به برآورد تابع تقاضای فرآورده‌های نفتی ایران و بررسی بازار این فرآورده، اثر یارانه‌ها و تعیین قیمت این فرآورده‌ها پرداخته است. محمد مزرعتی (۱۳۷۳) تابع تقاضا و کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای حامل‌های انرژی در ایران را تخمین زده است.

نصراصفهانی (۱۳۷۴) تابع تقاضای بنزین در ایران را طی دوره ۷۲-۱۱۱۶ برآورد کرد. قیمت واقعی بنزین و تولید ناخالص داخلی برآورد کرده است. نتایج نشان داد که تابع تقاضای بنزین در کوتاه‌مدت نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش است. کشش‌های بلندمدت به میزان قابل توجهی از کشش‌های کوتاه‌مدت بیشتر است؛ زیرا در کوتاه‌مدت موجودی

1. Adegbulugde, A. & Dayo, F.

2. Eltony, N.

وسایل نقلیه بنزین سوز خانوارها تقریباً ثابت است، ولی در بلندمدت دارندگان خودرو می‌توانند نسبت به فروش، تعویض یا خرید خودرو جدید اقدام نمایند؛ یعنی در قبال تغییرات قیمت بنزین و درآمد قدرت عکس‌العمل بیشتری دارند.

محمد مزروعی (۱۳۷۸) در تحقیقی دیگر، تقاضای حامل‌های انرژی در ایران را برای دوره ۷۶-۱۳۵۳ به روش VAR و BVAR مدل‌سازی کرد. نتایج این تحقیق نشان داد که روش بیزی^۱ پیش‌بینی بهتری ارائه می‌دهد؛ از این رو مدل خودرگرسیون ساختاری به روش بیزی (SBVAR) را برای ایران تخمین زد. نتایج نشان داد که سیاست‌های غیرقیمتی دارای اثرات بهتری بر مصرف سوخت حویلی در مقایسه با سیاست‌های قیمتی است.

اسماعیل‌نیا (۱۳۸۸) در پژوهش تابع مصرف بنزین را طی دوره ۷۷-۱۳۴۶ را برآورد کرده است. در این مدل مصرف سوخت تابع تولید ناخالص بدون نفت سرانه به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱ و موجودی وسایل نقلیه بنزین سوز است. نتایج این تحقیق نشان داد که کشش قیمتی و درآمدی در کوتاه‌مدت ۱۶ درصد و ۶۲ درصد و در بلندمدت، ۲۲ درصد و ۸۴ درصد است.

صحفی و پاک‌نژاد (۱۳۸۰)، وزارت بازرگانی (۱۳۸۱) و غربالی مقدم و اقدامی (۱۳۸۱) به تخمین تابع مصرف بنزین و بررسی تأثیر قیمت بنزین بر مصرف آن پرداخته‌اند. نتایج این تحقیقات نشان از کم‌کشش بودن تقاضای بنزین دارد.

جلال آبادی و رخشان (۱۳۸۴) مصرف حامل‌های انرژی در ایران را با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری برای دوره ۱۳۸۰-۱۳۴۶ برآورد کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان داد که مصرف حامل‌های انرژی در ایران چندان از قیمت آن‌ها تأثیر نمی‌پذیرد.

ختایی و اقدامی (۱۳۸۴) کشش قیمتی تقاضای بنزین در بخش حمل‌ونقل زمینی ایران به روش خود توضیح با وقفه‌های گسترده تحلیل کرده‌اند. نتایج تحقیق نشان داد که رابطه بین قیمت واقعی بنزین و تقاضای آن ضعیف است.

1. Bayesian Method.

۳. روش پژوهش

۳-۱. روش پژوهش و گردآوری داده‌ها

این تحقیق از نوع علی-استنباطی است که به کشف و تفسیر روابط بین متغیرها می‌پردازد. از طرفی دیگر، پژوهشی کاربردی است که نتایج آن می‌تواند به منظور بهینه‌سازی الگوی مصرف بنزین در جامعه مورد استفاده قرار گیرد. داده‌های این پژوهش براساس مطالعات مربوط به دوره زمانی ۸۲ - ۱۳۴۶ است. داده‌ها و اطلاعات آماری مورد استفاده در این پژوهش به صورت سالانه است که از منابع آماری شرکت ملی نفت ایران، شرکت ملی پالایش و پخش فرآورده‌های نفتی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، سالنامه‌های آماری مرکز آمار ایران، معاونت امور انرژی وزارت نیرو استخراج شده است.

۳-۲. روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

داده‌های متغیرهای مورد بحث در این پژوهش به صورت سری زمانی است. با استفاده از این داده‌ها و به کارگیری روش‌های اقتصادسنجی رابطه میان مصرف بنزین با عواملی که در مصرف آن تأثیرگذار هستند، در قالب تابع تقاضای بنزین برآورد، و نتایج تجزیه و تحلیل می‌شود. اما از آنجا که سری‌های زمانی با همبستگی غالباً ناماننا هستند به کارگیری روش‌های متداول اقتصادسنجی، مانند روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای سری‌های زمانی ناماننا در موارد بسیاری به تفسیر نادرست نتایج منجر می‌شود. از این رو، در این پژوهش از تجزیه و تحلیل رگرسیونی با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی و نرم‌افزار میکروفیت (Microfit) برای برازش و تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شده است. در ابتدا با استفاده از روش همجمعی یوهانسن - جوسیلیوس رابطه بلندمدت و سپس از آن با استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECT) رابطه کوتاه‌مدت و ضریب تعدیل برآورد حاصل از آزمون‌های مختلف، نتایج مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرند.

۴. بررسی تجربی نتایج تخمین

۴-۱. معرفی متغیرهای الگو

در الگوی برآورد تقاضای بنزین LNBEN لگاریتم مصرف بنزین به میلیون لیتر به عنوان متغیر وابسته است. متغیر نشانگر لگاریتم قیمت واقعی بنزین است که بر مبنای شاخص بهای خرده‌فروشی کالا و خدمات مصرفی (CPI₇₆) به دست می‌آید و انتظار می‌رود که رابطه تجربی با تقاضای بنزین داشته باشد. متغیر نشانگر لگاریتم واقعی تولید ناخالص داخلی به میلیارد ریال به قیمت سال پایه ۱۳۷۶ است و انتظار می‌رود که در بلندمدت تغییر مثبتی بر تقاضای بنزین داشته باشد. متغیر نشانگر لگاریتم موجودی خودروهایی بنزین‌سوز در سطح کشور است و انتظار می‌رود که تأثیر مستقیم بر تقاضای بنزین داشته باشد. متغیر نشانگر لگاریتم متوسط هزینه‌های حمل و نقل شهری است که از تقسیم هزینه‌های حمل و نقل عمومی شهری به میلیارد ریال به جمعیت شهری به دست می‌آید. انتظار می‌رود که این متغیر در بلندمدت بر مصرف بنزین تأثیر بگذارد؛ زیرا در اثر کاهش هزینه حمل و نقل عمومی که عمدتاً گازوییل سوز هستند، به تدریج، رویه و عادت خانوارها در استفاده از وسایل نقلیه شخصی به نفع وسایل عمومی تعدیل می‌یابد.^۱ INPT نشانگر عرض از مبدا است. TREND نشانگر روند زمانی است. DUM59 نشانگر متغیر مجازی برای در نظر گرفتن اثرات جنگ بر تقاضای بنزین است و مقدار آن برای دوره (۵۸ - ۱۳۴۶) عدد صفر و پس از آن عدد یک منظور شده است.

بر اساس آمارهای بانک جهانی هر شش موتور سیکلت برابر یک خودرو در نظر گرفته می‌شود که این آمار در این تحقیق در نظر گرفته شده است.^۲ قیاس و رابطه

$$RPB = \frac{P_n}{CPI_{76}} \times 100$$

محاسبه شده است.

۱. Heninger, Bian T. and Shah, Farhed A. (۱۹۹۸)؛ اداره حمل و نقل کارولینای شمالی (North Carolina Department of Transport) (۲۰۰۱).

۲. بانک جهانی (۲۰۰۳)، ص ۲۱۷.

۲-۴. آزمون مانایی متغیرهای الگو

استفاده از روش‌های سستی اقتصادسنجی برای کارهای تجربی مبتنی بر فرض مانایی^۱ متغیرهاست. بررسی‌های انجام شده در این زمینه نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی این فرض نادرست است و اغلب این متغیرها نامانا هستند. بنابراین، مطابق با نظریه همجمعی در اقتصادسنجی نوین، ضروری است تا نسبت به پایایی متغیرها اطمینان حاصل کرد. برای این منظور از آزمون فیلیپس - پرون برای مانایی متغیرهای الگو تابع تقاضای بنزین استفاده می‌کنیم. خلاصه نتایج آزمون‌ها در سطح و تفاضل اول سری‌های زمانی الگو، در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱- نتایج آزمون فیلیپس - پرون در سطح و تفاضل
مربوب اول داده‌های سری زمانی

نام متغیر	آماره t فیلیپس - پرون	مقدار بحرانی مک کینون	عرض از مبدا ^۲	روند	نتیجه
LN BEN	-۲/۱۷۰۳۸۶	-۲/۹۴۴۶	دارد	—	ناپایا
D(LNBEN)	-۳/۳۳۹۴۹۶	-۲/۹۴۷۲	دارد	ندارد	پایا
LN RPB	-۱/۸۴۱۶۵۶	-۳/۵۳۸۶	دارد	—	ناپایا
D(LNRPB)	-۶/۰۴۴۵۱۹	-۳/۵۴۲۶	دارد	دارد	پایا
LNGDP	-۲/۰۵۶۳۷۱	-۲/۹۴۴	دارد	—	ناپایا
D(LNGDP)	-۳/۴۱۹۴۰۰	-۲/۹۴۷۲	دارد	ندارد	پایا
LNCAR	-۱/۹۸۳۴۷۹	-۳/۵۳۸۶	دارد	—	ناپایا
D(LNCAR)	-۳/۶۷۴۱۷۷	-۳/۵۴۲۶	دارد	دارد	پایا
LNAUC	-۲/۳۸۷۴۲۵	-۳/۵۳۸۶	دارد	—	ناپایا
D(LNAUC)	-۵/۳۰۴۹۳۵	-۳/۵۴۲۶	دارد	دارد	پایا

مأخذ: نتایج تحقیق

براساس آزمون‌های انجام شده، نتیجه می‌گیریم که فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد برای هیچ یک از متغیرها رد نمی‌شود و کلیه متغیرهای الگو در سطح داده‌ها نامانا هستند. لیکن، نتایج آزمون تفاضل اول متغیرها نشان می‌دهد که فرضیه نامانایی تمامی

1. Stationary.

متغیرها پس از یک بار تفاضل گیری رد می شود. بنابراین، براساس آزمون فیلیپس - پرون همه متغیرهای موجود در الگوی تقاضای بنزین جمعی از درجه (1) هستند. نماد D در جدول (۱) بیانگر تفاضل مرتبه اول متغیرهاست.

۳-۴. برآورد تابع تقاضای بنزین و انتخاب الگوی مناسب

در راستای بررسی و تعیین رابطه (روابط) تعادلی بلندمدت بین چند متغیر اقتصادی سری زمانی از روش یوهانسن - جوسیلیوس^۱ (۱۹۸۸) استفاده خواهیم کرد. در این روش تعیین و برآورد بردارهای همجمعی (ضرایب مربوط به روابط تعادلی بلندمدت) بین متغیرها با استفاده از ضرایب الگوی خود توضیح برداری (VAR) بین آن متغیرها صورت می گیرد. ارتباط موجود بین الگوی VAR و همجمعی این امکان را فراهم می آورد تا به سادگی بردارهای همجمعی را از روی ضرایب الگوی خود توضیح برداری به دست آوریم. روش فوق تعداد روابط بلندمدت (r) را آزمون و شناسایی می کند و برآوردهای سازگاری از پارامترها به دست می دهد^۲.

به منظور برآورد تعادل بلندمدت به روش یوهانسن - جوسیلیوس، ابتدا مرتبه جمعی بودن متغیرها تعیین می شود. سپس، برای تعیین تعداد و نه بهینه از معیار آکائیک و شوارتز - بیزین استفاده می شود. برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی از آزمون اثر (λ_{max}) و آزمون حداکثر مقدار ویژه (λ_{trace}) استفاده خواهد شد.

۳-۴-۱. تعیین مرتبه جمعی بودن متغیرهای الگو

خلاصه نتایج آزمون های فیلیپس - پرون روی سطح متغیرها و تفاضل مرتبه اول آنها در جدول (۱) آمده است. نتایج آزمون ها نشان می دهد که متغیرهای الگو جمعی از مرتبه یک، یعنی I(1) هستند.

۳-۴-۲. تعیین تعداد وقفه بهینه

تحلیل های همجمعی به روش یوهانسن مستلزم تعیین طول وقفه بهینه (P) در الگوی

1. Johansen - Juselius.

۲. یوهانسن (۱۹۸۸)، ص ۲۴۳.

VAR است. تخمین‌های روابط بلند مدت به طول وقفه انتخاب شده برای VAR خیلی حساس هستند. وقفه‌ها را نباید بیش از حد بزرگ انتخاب کرد. وقفه باید به اندازه‌ای انتخاب شود که مشکل همبستگی پیاپی وجود نداشته باشد.

معمولاً وقفه‌های بالاتر متغیرها از نظر آماری بی‌معنی هستند. نرم افزار میکروفیت این امکان را می‌دهد تا براساس ضوابط آکائیک و شواتز - بیزین تعداد وقفه‌های بهینه متغیرها تعیین شود. در ابتدا، حداکثر تعداد وقفه ۳ در نظر گرفته شد. نتایج در جدول (۲) آمده است.

جدول ۲- تعیین تعداد وقفه‌های بهینه در الگوی تابع تقاضای بنزین

تعداد وقفه	آکائیک	شواتز- بیزین	نتیجه
۰	-۸۸/۷۲۹	-۸۸/۱۷۲۹	-
۱	۲۵۱/۴۷۶۵	۲۳۲/۳۹۷۰	تایید
۲	۲۴۳/۲۵۸۷	۲۰۵/۰۹۹۷	-
۳	۲۴۶/۶۳۹۴	۱۸۹/۴۰۰۸	-

مأخذ: نتایج تحقیق

براساس اطلاعات جدول (۲) از آنجا که معیارهای آکائیک و شواتز - بیزین، حداکثر خود را به ازای طول وقفه $P=1$ دارند، بنابراین براساس هر دو معیار فوق طول وقفه بهینه $P=1$ تعیین می‌شود.

۳-۳-۴. تعیین تعداد بردارهای همجمعی

در روش حداکثر درست نمایی یوهانسن - جوسیلیوس از دو آزمون اثر و آزمون حداکثر مقدار ویژه برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی استفاده می‌شود. برای این منظور ابتدا رتبه VAR را براساس نتیجه وقفه بهینه به دست آمده برابر با یک ($P=1$) قرار می‌دهیم. سپس، برای تصمیم‌گیری در مورد منظور کردن متغیرهای قطعی عرض از مبدا و روند در بردارهای همجمعی و در الگوی تصحیح خطای کوتاه‌مدت الگوهای پنج‌گانه در الگوی VAR را برآورد می‌کنیم. الگوهای پنج‌گانه فوق، به ترتیب عبارتند از:

۱. یوهانسن و جسیلیوس (۱۹۹۰)، ص ۱۷۵.

- ۱- عدم وجود عرض از مبدا و روند زمانی در بلندمدت و کوتاه مدت؛
 - ۲- وجود عرض از مبدا و روند زمانی در کوتاه مدت و وجود روند زمانی در بلندمدت؛
 - ۳- وجود عرض از مبدا و نبود روند زمانی در کوتاه مدت و وجود روند زمانی در بلندمدت؛
 - ۴- عدم وجود روند زمانی در کوتاه مدت و وجود روند زمانی در بلندمدت؛
 - ۵- وجود روند زمانی در کوتاه مدت که موجب روند زمانی درجه دوم در بلندمدت می شود.
- در عمل حالت های اول و پنجم کمتر محتمل است، از این رو، این دو الگورا برآورد نمی کنیم.
- حال، برای تصمیم گیری بر مورد انتخاب یکی از سه الگوی فوق به روش یوهانسن لزوم وارد کردن متغیرهای قطعی در نمودار به صورت توأم با تعیین تعداد بردارهای همجمعی آزمون می کنیم. در این روش بر سه الگوی فوق به ترتیب، از الگوی دوم تا الگوی چهارم برآورد و فرضیه وجود هیچ بردار همجمعی ($r=0$) به ترتیب در آن ها آزمون می شود. اگر براساس کمیت های بحرانی آماره آزمون اثر حداکثر مقدار ویژه این فرضیه رد شود، در مرحله دوم فرضیه صفر $r=1$ آزمون می گردد. به همین ترتیب، این آزمون را برای $r=2$ و بیشتر تکرار می کنیم تا فرضیه صفر مورد پذیرش واقع شود. در این هنگام تعداد بردارهای همجمعی به همراه الگویی که براساس این تعداد بردارهای همجمعی تعیین شده است، به صورت یک جا مشخص می شود. خلاصه نتایج برآورد الگوهای یاد شده با استفاده از نرم افزار میکروفیت در جدول (۳) آورده می شود.

جدول ۳- کمیت‌های آماره آزمون λ_{\max} و λ_{trace} به منظور تعیین الگوی مناسب و تعداد بردارهای همجمعی

فرضیه‌ها		الگوی دوم		الگوی سوم		الگوی چهارم	
H_0	H_1	آماره λ_{\max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{\max}	مقدار بحرانی	آماره λ_{\max}	مقدار بحرانی
$r = 0$	$r = 1$	۹۲/۵۳۱۰	۳۴/۴۰۰	۵۶/۹۳۸۲	۳۳/۶۴۰۰	۳۳/۶۸۶۹	۳۷/۸۶۰۰
$r \leq 1$	$r = 2$	۳۰/۸۱۲۷	۲۸/۲۷۰۰	۳۰/۸۰۴۴	۲۷/۴۲۰۰	۳۴/۰۷۹۸	۳۱/۷۹۰۰
$r \leq 2$	$r = 3$	۲۲/۳۴۴۶	۲۲/۰۴۰۰	۲۱/۷۸۹۷	۲۱/۱۲۰۰	۲۴/۱۰۲۵	۲۵/۴۲۰۰
$r \leq 3$	$r = 4$	۶/۴۰۲۰	۱۵/۸۷۰۰	۵/۷۶۰۵	۱۴/۸۸۰۰	۱۴/۵۳۶۹	۱۹/۲۲۰۰
$r \leq 4$	$r = 5$	۳/۸۵۰۲	۹/۱۶۰۰	۰/۳۸۰۵۵	۸/۰۷۰۰	۹/۴۷۸۲	۱۲/۳۹۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

تمامی کمیت‌های آماره آزمون مندرج در سطر اول برای الگوهای دوم تا چهارم این جدول از مقادیر بحرانی ارائه شده از سوی یوهانسن - جوسیلیوس در سطح ۹۵ درصد بزرگتر هستند. در نتیجه، فرضیه $r=0$ براساس هر سه الگوی یاد شده رد می‌شود. اکنون فرضیه صفر مبنی بر وجود یک بردار همجمعی $r=1$ را مورد آزمون قرار می‌دهیم که مجدداً فرضیه صفر در هر سه الگو رد می‌شود. در مرحله بعد فرضیه صفر مبنی بر وجود دو بردار همجمعی را در برابر فرضیه مقابل آن یعنی وجود سه بردار همجمعی یا بیشتر، به آزمون می‌گذاریم. این فرضیه در دو الگوی دوم و سوم رد می‌شود، اما در الگوی چهارم براساس کمیت آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه λ_{\max} پذیرفته می‌شود؛ زیرا کمیت آماره آزمون λ_{\max} مربوط به این الگو ۲۴/۱۰۲۵ است که از مقدار بحرانی ارائه شده در سطح ۹۵ درصد یعنی ۲۵/۴۲۰۰ کوچکتر است. پس الگوی مورد پذیرش، الگوی چهارم و تعداد بردارهای همجمعی دو ($r=2$) است. توجه داریم که در الگوی چهارم در رابطه بلندمدت عرض از مبدا وجود ندارد، ولی روند زمانی را شامل می‌شود و رابطه کوتاه مدت آن فاقد روند، ولی مقید به داشتن عرض از مبدا است.

۴-۳-۴. بردار همجمعی نرمال شده و استخراج رابطه بلندمدت

بردارهای همجمعی برآورد شده به روش فوق در جدول (۴) آمده است.

جدول ۴- بردارهای همجمعی برآورد شده در الگوی چهارم
(رابطه بلند مدت تقاضای بنزین)

متغیر	بردار ۱	بردار ۲
LNBEN	-۰/۸۳۸۱۴ (-۱/۰۰۰۰)	۲/۲۳۸۳ (-۱/۰۰۰۰)
LNRPB	۰/۰۴۰۶۱۹ (۰/۰۴۸۴۶۳)	۰/۲۷۷۶۵ (-۰/۱۲۴۰۵)
LNGDP	۱/۳۶۳۰ (۱/۶۲۶۳)	-۰/۱۳۴۳۷ (۰/۰۶۰۰۳۴)
LNCAR	-۱/۳۵۲۰ (۰/۱۱۹۷۱)	۰/۱۰۰۳۴ (۰/۶۰۴۰۳)
LNAUC	-۱/۰۷۶۷ (-۱/۲۸۴۶)	-۰/۳۷۶۰۲ (۰/۱۶۸۰۰)
TREND	۰/۰۳۰۹۰۵ (۰/۰۳۶۸۷۳)	-۰/۰۵۱۱۵۸ (۰/۰۲۲۸۵۶)

مأخذ: نتایج تحقیق

چنانکه ملاحظه می‌شود، ضرایب متغیرها در بردار دوم منطبق با اصول و مبانی نظری اقتصادی هستند، در حالی که در بردار اول این چنین نیست. در بردار اول ارتباط بین مصرف بنزین و قیمت آن یک رابطه مثبت است که برخلاف عرف اقتصادی و قانون تقاضاست. از طرفی دیگر، منفی شدن متغیر متوسط هزینه حمل و نقل شهری نیز از جمله دلایل غیرقابل قبول بودن این بردار است. براساس جدول (۴) رابطه به‌هنگار شده‌ای که از بردار دوم برای تقاضای بلندمدت بنزین به دست می‌آید، به صورت زیر است:

$$\text{LNBEN} = -0.12405\text{LNRPB} + 0.060034\text{LNGDP} + 0.60403\text{LNCAR} + 0.16800\text{LNAUC} + 0.022856\text{TREND} \quad (۵)$$

در این الگو کشش قیمتی بلندمدت بنزین $-۰/۱۲۴$ است. این بدان معناست که با فرض ثابت بودن سایر عوامل مؤثر در مصرف بنزین، ۱۰ درصد افزایش در قیمت بنزین باعث خواهد شد مصرف آن تنها $۱/۲۴$ درصد کاهش یابد. همچنین، کشش درآمدی بلندمدت

برابر با ۰/۰۶ است؛ بدین معنی که به ازای ۱۰ درصد افزایش در سطح عمومی درآمدهای جامعه، مصرف بنزین ۰/۶ درصد افزایش خواهد یافت. کشش تقاضا نسبت به تعداد خودرو در این الگو ۰/۶۰ است؛ یعنی به ازای ۱۰ درصد افزایش در تعداد خودرو، مصرف بنزین ۶ درصد افزایش خواهد یافت. کشش متوسط هزینه‌های حمل و نقل شهری ۰/۱۶۸ است؛ یعنی به ازای ۱۰ درصد افزایش در هزینه‌های حمل و نقل عمومی، مصرف بنزین ۱/۶۸ درصد افزایش می‌یابد.

نتایج به دست آمده بیانگر این واقعیت است که در بلندمدت بنزین نسبت به قیمت و درآمد، یک الای کم کشش است و به عنوان یک کالای ضروری تلقی می‌شود.

۵-۳-۴. استخراج رابطه کوتاه‌مدت

برای به دست آوردن رابطه کوتاه‌مدت در الگو، کافی است که جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی رابطه فوق را با یک وقفه زمانی به عنوان یک متغیر توضیح‌دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرهای الگو همراه با وقفه‌های آن‌ها قرار دهیم، سپس به کمک روش حداقل مربعات معمولی ضرایب الگو را برآورد می‌کنیم. (جدول (۵) رابطه کوتاه‌مدت تقاضای بنزین را نشان می‌دهد.

جدول ۵- برآورد رابطه کوتاه مدت تقاضای بنزین (DLNBEN)

متغیر	ضرایب	آماره t	prob
INPT	-۰/۲۲۹۹۹	-۳/۶۸۳۶	۰/۰۰۱
DLNRPB	-۰/۱۴۱۵۷	-۳/۱۹۶۶	۰/۰۰۳
DLNCAR	۰/۳۸۹۰۸	۲/۷۷۳۱	۰/۰۰۹
DLNBEN(-1)	۰/۴۵۶۲۰	۳/۷۵۱۱	۰/۰۰۱
ECT(-1)	-۰/۵۱۴۰۵	-۳/۹۹۷۱	۰/۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۵) مدل تصحیح خطا عبارت است از:

$$DLNBEN = -0.23 - 0.14DLNRPB + 0.39DLNCAR + 0.45DLNBEN(-1) - 0.51ECT(-1) \quad (۶)$$

$t(3.68) \quad (3.19) \quad (2.77) \quad (3.57) \quad (3.99)$

$R^2 = 0.718 \quad \bar{R}^2 = 0.680 \quad F = 19.1286[0/000] \quad DW = 2.34$

در رابطه فوق D نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول متغیرهاست. در این رابطه، ضریب جمله تصحیح خطا (ECT) برابر با ۰/۵۱- است؛ یعنی در هر سال ۵۱ درصد از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌شود. ضریب کشش قیمتی در کوتاه مدت برابر با ۰/۱۴- است. کشش خودرو نیز ۰/۳۹- آموخته شده است.

در الگوی کوتاه‌مدت دو متغیر تولید ناخالص داخلی و متوسط هزینه‌های حمل و نقل شهری به دلیل عنصر رتروآماره t ، از مدل حذف شده‌اند. در رابطه با حذف این دو متغیر می‌توان گفت که افزایش درآمد معمولاً در کوتاه‌مدت قابل توجه نیست و قدرت خرید خانوارها را به گونه‌ای افزایش نمی‌دهد که خانوارها بتوانند به سرعت با خرید خودروهای شخصی جدید و استفاده از آنها مصرف بنزین را به میزان قابل ملاحظه‌ای افزایش دهند. از این رو، افزایش درآمد در کوتاه‌مدت تأثیر قابل توجهی بر میزان مصرف بنزین ندارد. در مورد متوسط هزینه‌های حمل و نقل شهری نیز می‌توان گفت که افزایش یا کاهش این هزینه‌ها در کوتاه‌مدت تأثیر چندان کمی در مصرف بنزین ندارد؛ زیرا خانوارها به سرعت، رویه و عادت خود را مبنی بر استفاده یا عدم استفاده از وسایل نقلیه شخصی ترک نخواهند کرد. از طرفی دیگر، اگر در کوتاه‌مدت این هزینه‌ها افزایش یابد، برای بسیاری از خانوارها، امکان خریداری اتومبیل وجود ندارد؛ و اگر این هزینه‌ها کاهش یابد، در کوتاه‌مدت صاحبان وسایل نقلیه به سادگی عادت استفاده از وسایل نقلیه شخصی را ترک نمی‌کنند. از این رو، تغییرات کوتاه‌مدت در هزینه‌های حمل و نقل شهری تأثیر چندانی بر میزان مصرف بنزین ندارد.

جدول ۶- آزمون آسیب‌شناسی برآورد الگوی تقاضای بنزین

ضرایب	هدف	آزمون
۰/۰۸۲	بررسی خود همبستگی جملات خطا	LM
۰/۲۸۷	تشخیص مشکل تصریح مدل	RAMSEY RESET
۰/۰۸۲	تشخیص نرمال بودن توزیع جملات خطا	NORMALITY
۰/۸۲۲	تشخیص ناهمسانی واریانس جملات خطا	WHITE

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول (۶) مربوط به انجام چهار آزمون، LM جهت بررسی وجود یا عدم وجود خود همبستگی جملات خطا، آزمون Ramsey RESET برای تشخیص شکل تصریح مدل، آزمون Normality برای تشخیص نرمال بودن توزیع جملات خطا و آزمون White جهت تشخیص ناهمسانی جملات خطاست. با توجه به اینکه سطح احتمال خطای محاسبه شده برای تمامی آزمون‌های ذکر شده از سطح احتمال خطای ۵ درصد بزرگتر است، این نتیجه حاصل می‌شود که مدل برآورد شده فاقد مشکل خود همبستگی جملات خطا، فاقد مشکل تصریح، فاقد مشکل عدم نرمال بودن توزیع جملات خطا و فاقد مشکل واریانس ناهمسانی جملات خطاست و پس قابل اعتمادی است.

جمع بندی و ملاحظات

هدف اصلی این مقاله، برآورد تابع تقاضای بنزین در ایران و بررسی عوامل اثر گذار در مصرف این فرآورده است. بر این اساس، روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضای بنزین با استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی سری‌های سری در دوره ۸۲ - ۱۳۴۶ برآورد شده است. داده‌های این مقاله، مبتنی بر استفاده از داده‌های سری زمانی است؛ اما از آنجا که اغلب متغیرهای سری زمانی ناپایا هستند، این امکان وجود داشت که رگرسیون ساختگی روبرو شویم. به همین دلیل، از آزمون ریشه واحد فیلیپس - پرون استفاده شد که نتایج حاکی از $I(1)$ بودن تمامی متغیرهاست. در ادامه نیز، از رویکرد همجمعی یوهانسون - جاسپیلیس برای اطمینان از وجود همجمعی و تخمین روابط کوتاه مدت و بلندمدت استفاده شد. نتایج حاصل از برآورد تقاضای بنزین نشان داد که در بلندمدت ضریب کشش قیمتی بلندمدت بنزین $0/12-$ است. این بدان معناست که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، به ازای ۱ درصد افزایش در قیمت بنزین، مصرف آن ۱۲ درصد کاهش می‌یابد. همچنین، کشش قیمتی بلندمدت، برابر با $0/06+$ است؛ یعنی به ازای ۱۰۰ درصد افزایش در قیمت درآمدهای جامعه مصرف بنزین تنها ۶ درصد افزایش خواهد یافت. کشش تقاضای بنزین نسبت به تعداد خودرو در این برآورد معادل با $0/60+$ برآورد شده است؛ یعنی به ازای ۱۰۰ درصد افزایش در تعداد خودروها، مصرف بنزین ۶۰ درصد افزایش خواهد یافت. کشش تقاضای

بنزین نسبت به متوسط هزینه‌های حمل و نقل عمومی شهری نیز برابر با ۰/۱۶۸ است؛ یعنی به ازای ۱۰۰ درصد کاهش در هزینه‌های حمل و نقل عمومی، مصرف بنزین ۱۶/۸ درصد کاهش خواهد یافت. در کوتاه مدت نیز ضریب کشش قیمتی بنزین ۰/۱۴- است یعنی؛ با فرض ثابت بودن سایر شرایط، به ازای ۱۰۰ درصد افزایش در قیمت بنزین، مصرف آن ۱۴ درصد کاهش می‌یابد. کشش تقاضای بنزین نسبت به تعداد خودرو نیز در کوتاه‌مدت برابر با ۰/۳۹ برآورد شده است؛ یعنی به ازای ۱۰۰ درصد افزایش در تعداد خودروها، مصرف بنزین ۳۹ درصد افزایش خواهد یافت. ضریب جمله تصحیح خطا برابر با ۰/۵۱- است؛ یعنی در هر سال ۵۱ درصد عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌شود.

با توجه به داده‌ها و مدل‌های برآورد شده می‌توان چنین نتیجه گرفت که بنزین یک کالای کم کشش و ضروری است. از طرفی دیگر، عوامل غیرقیمتی و غیردرآمدی بر مصرف بنزین بسیار تأثیرگذار هستند و افزایش قیمت بنزین به جهت اصلاح الگوی مصرف به تنهایی کارساز نیست.

Archive of SID

منابع

- آخانی، زهرا (۱۳۷۸)؛ "شدت انرژی در کشور و استان مرکزی با تأکید بر صنایع بزرگ"، مجله برنامه و بودجه، شماره ۳۸، صص ۱۵۳-۱۲۹.
- ابریشمی، حمید (۱۳۸۱)؛ *اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)*، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.
- اسماعیل نیا، علی اصغر (۱۳۷۸)؛ "بررسی تأثیر افزایش قیمت بنزین روی مصرف آن"، مجله برنامه و بودجه، شماره ۵۲، صص ۶۱-۳۳.
- بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۸۱)؛ گزارش مشروح تجدید نظر شاخص بهای عمده فروشی در ایستگاههای پایه ۱۳۷۶، تهران، مدیریت کل آمارهای اقتصادی.
- توکلی، اکبر (۱۳۷۸)؛ *اقتصادسنجی کاربردی*، تهران، انتشارات مانی.
- توکلی، احمد (۱۳۷۶)؛ *تحلیل سبب‌های زمینی همگرایی و همگرایی یکسان*، مؤسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی، تهران.
- شرکت ملی پالایش و پخش فرآورده‌های نفتی ایران (سال‌های مختلف)، وضعیت تأمین و مصرف فرآورده‌های نفتی، تهران، شرکت ملی پالایش و پخش فرآورده‌های نفتی ایران.
- شرکت ملی نفت ایران (سال‌های مختلف)، صورت‌های مالی شرکت ملی نفت ایران، تهران، شرکت ملی نفت ایران.
- گجراتی، دامودار (۱۳۷۸)؛ *مبانی اقتصادسنجی*، مترجم: حمید ابریشمی، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.
- مرکز آمار ایران، (سال‌های مختلف)، سالنامه آماری ایران، تهران، مرکز آمار ایران.
- نصراصفهانی، مجید (۱۳۷۸)؛ *تخمین تابع تقاضای بنزین در ایران*، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه تربیت مدرس.

نوفروستی، محمد (۱۳۷۸)؛ ریشه واحد و هم‌جمع‌ی در اقتصادسنجی، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

وزارت نفت (۱۳۷۶)؛ مروری بر مدل‌سازی تقاضای انرژی، تهران، مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی.

وزارت نیرو (سال‌های مختلف)؛ ترازنامه انرژی ایران، تهران، وزارت نیرو.

جلال آبادی، اسدالله و شراره رخشان (۱۳۸۵)؛ "مصرف حامل‌های انری در ایران را با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (۱۳۸۰-۱۳۴۶)"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره ۲۲، صص ۱۱۵-۱۳۲.

صحفی، سید محمد و محسن هاک نژاد (۱۳۸۰)؛ "برآوردی از تابع مصرف بنزین و راهکارهای کاهش مصرف آن"، مجله سیاسی اقتصادی، صص ۱۷۰-۱۶۹.

غربالی مقدم، یونس و پروین اقدامی (۱۳۸۱)؛ "افزایش قیمت بنزین و تاثیر آن بر مصرف"، مجله اقتصاد انرژی، شماره ۴۴ و ۴۵، صص ۳۲-۲۶.

وزارت بازرگانی (۱۳۸۱)؛ تاثیر افزایش قیمت بنزین بر مصرف، تهران.

ختیایی، محمود و پروین اقدامی (۱۳۸۴)؛ "تحلیل کشش قیمتی تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل زمینی ایران و پیش‌بینی آن تا سال ۱۳۹۶"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال هفتم، شماره ۲۵، صص ۲۳-۴۶.

Adegbulugde, A. and Day, F. (1986); "Demand Analysis of Gasoline Consumption in Nigeria", *OPEC Review*, 28 (2), pp. 131-142.

Al-Sahlawi, M. A. (1997); "The Demand for Oil Products in Saudi Arabia", *OPEC Review*, 31 (1), pp. 33-38.

Archibald, J. and Gillingham, R. (1983); "An Analysis of the Short-Run Consumer Demand for Gasoline Using Household Survey Data", *The Review of Economics and Statistics*, 65 (3), pp. 533-534.

Bagdadioglu, N. et al. (1996); "Efficiency and ownership in electricity distribution: A non-parametric model of the Turkish experience", *Energy Economics*, 18 (1-2), pp. 1-23.

- Baltagi, B. H. and Griffin, J. M. (1983); "Gasoline demand in the OECD: An application of pooling and testing procedures", *European Economic Review*, 22, pp. 117-137.
- Becker, G. S. (1965); "A theory of the allocation of time", *Economic Journal*, 75, pp. 493-517.
- Bell, C. L. G. and Srinivasan, T. N. (1984); "On the uses and abuses of economy-wide models in development policy analysis", in M. Syrquin, L. Taylor and L.E. Westphal, eds. *Economic Structure and Performance*, New York, Academic.
- Bergman, Lars (1988); "Energy Policy Modeling: A Survey of General Equilibrium Approaches", *Journal of Policy Modeling*, 10 (4), pp. 777-901.
- Berkowitz, M. K. et al. (1990); "Disaggregated Analysis of the Demand for Gasoline", *Canadian Journal of Economics*, 23 (2), pp. 253-75.
- De Melo, J. (1988); "Computable General Equilibrium Models for Trade Policy Analysis in Developing Countries: A Survey", *Journal of Policy Modeling*, 10 (4), pp. 469-503.
- Dervis, K., de Melo, J. and Robinson, S. (1982); *General Equilibrium Models for Development Policy*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Devarajan, S. (1988); "Natural resources and taxation in computable general equilibrium models of developing countries", *Journal of Policy Modeling*, 10 (4), pp. 507-528.
- Eltony, N. (1994); "Demand for Gasoline in Kuwait", *Energy Economics*, 17 (2), pp. 249-253.
- Engle, R. and Grenger, C. W. J. (1987); "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55 (2), pp. 251-276.
- Eskeland, G. S. and Feyzioglu, T. N. (1997); "Is demand for polluting goods manageable? An econometric study of car ownership and use in Mexico", *Journal of Development Economics*, 53, pp. 423-445.
- Ghadimi, Hodjat (2006); "An Optimal Depletion CGE Model: A Systematic Framework for Energy-economy Analysis in Resource-based Economies",

- research paper, 11, *Research Regional Research Institute*, West Virginia University.
- Heninger, Brian T. and Shah, Farhed A. (1998); "Control of Stationary and Mobile Source Air Pollution: Reducing Emissions of Hydrocarbons for Ozone Abatement in Connecticut", *Land Economics*, 74 (4), pp. 497-513.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990); "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (52), pp. 160-210.
- Johansen, S. (1988); "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12 (3), pp. 231-251.
- Johanson, T. and Totto, L. (1983); "OPEC Domestic Oil Demand", *OPEC Review*, 19 (3), pp. 190-200.
- Jorgenson, Dale W. and Wilcoxon, Peter (1990); "Global Change, Energy Prices and U.S. Economic Growth", Discussion Paper, No.1511, *Harvard Institute of Economic Research*, Harvard University.
- Jorgenson, Dale W. (1982); "Economic and Process Analysis Models for Energy Policy Assessments", in: *Perspectives on Resource Policy Modeling: Energy and Minerals*, R. Ambit and M. Avriel, eds., Cambridge, MA, Ballinger Publishing Company.
- Lancaster, K. J. (1966), "A New Approach to Consumer Theory", *Journal of Political Economy*, NO. 74, pp. 132-157.
- Muth, R. F. (1966), "Household Production and Consumer Demand Functions", *Econometrica*, 34, pp. 699-708.
- Nicol, C. (2003); "Elasticities of Demand for Gasoline in Canada and the United States", *Energy Economics*, 25 (2), pp. 201-214.
- North Carolina Department of Transport (2001); *Technical Report*, Available from: <http://www.ncdot.org/transit/transitnet>
- Pagolatus, J. H. (1986); "Demand for Oil Products in USA", *The Iowa Economic Journal*, 38 (2), pp.128-52.

- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988); *Testing for a Unit Root in Times Series Regression*, Oxford, Blackwell.
- Pindyck, R. S. (1991); *Econometric Models and Economic Forecast*, USA, McGraw-Hill.
- Robinson, Sherman (1989); "Multisectoral Models", in: H.B. Chenery and T.N. Srinivasan, eds., *Handbook of Development Economics*, Amsterdam, North Holland.
- Storchmann, Karl (2005); "Long-Run Gasoline Demand for Passenger Cars: the Role of Income Distribution", *Energy Economics*, 27, pp. 25-58.
- Sweeny, J. L. (1979); "Passenger Car Gasoline Demand Model", *American Economic Review*, 45 (3), pp. 210-17.
- Weyman-Jones, T. (1986); *The Economics of Energy Policy*, England: Gower Publishing Company Limited.
- World Bank (2003); *World Development Indicator*, World Bank.

Archive of SID