

تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت بنزین در بخش حمل و نقل

نادر مهرگان*، استادیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران

وحید قربانی، کارشناس ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید عباسپور، تهران، ایران

E-mail: mehregannader@yahoo.com

دریافت: ۱۳۸۷/۱۰/۱۰ - پذیرش: ۱۳۸۸ ۱۰/۱۲

چکیده

یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی کشور، بخش حمل و نقل است که اهمیت زیاد آن به دلیل وابستگی شدید سایر بخش‌های اقتصادی کشور به این بخش است. این بخش سهم بسیار زیادی در مصرف بنزین کشور داشته است. مصرف فزاینده بنزین در بخش حمل و نقل، امروزه به معضلی بزرگ در اقتصاد ایران تبدیل شده که جهت ارایه راهکاری مناسب در این زمینه، بررسی عوامل مؤثر بر میزان تقاضا از اهمیت فوق‌العاده‌ای برخوردار است. در این مقاله، تابع تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل در کوتاه‌مدت و بلندمدت در طی سال‌های ۱۳۸۵-۱۳۵۳ به روش ARDL، تابعی از قیمت حقیقی بنزین، تولید ناخالص داخلی، تعداد خودروها و عمر متوسط خودروهای بنزین‌سوز قرار گرفته است. نتایج نشان داده که کشش قیمتی بنزین در کوتاه‌مدت ۰/۰۰-، و در بلندمدت به دلایلی چون تثبیت پیاپی قیمت اسمی و نبود جایگزین مناسب برای آن در بخش حمل و نقل بی‌معنی بوده است. کشش درآمدی کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۵۷ و ۰/۸۹ به دست آمده است. کشش مربوط به تعداد خودروهای بنزین‌سوز در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۳۳ و ۰/۵۱ و کشش مربوط به عمر متوسط خودروهای بنزین‌سوز در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۱۵ و ۰/۲۴ بوده است. سرعت تعدیل الگو ۰/۶۴- برآورد شده است؛ یعنی در هر سال ۶۴ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در دوره قبل تعدیل می‌شود. آزاد سازی قیمت بنزین، گازسوز کردن وسایل نقلیه بنزین‌سوز، گسترش و ایجاد تنوع در ناوگان حمل و نقل عمومی شهری و بین‌شهری، کاهش عمر متوسط خودروهای بنزین‌سوز و از رده خارج کردن خودروهای فرسوده، از پیشنهادات مطرح شده در این مقاله است.

واژه‌های کلیدی: تقاضای بنزین، ARDL، حمل و نقل، کشش درآمدی.

۱. مقدمه

کمتر از قیمت تعادلی بازار شده است. دولت‌ها معمولاً با نیات خیرخواهانه‌ای از جمله رفاه اقشار فقیر جامعه و تشویق پیشرفت و توسعه منابع، قیمت بازار را در محدوده پایینی حفظ می‌کنند. در کشور ما نیز مشاهده می‌شود که فرآورده‌های نفتی از جمله بنزین به قیمتی بسیار کم‌تر از قیمت تمام شده آن عرضه می‌شود که این امر، باعث بروز باعث مشکلات اقتصادی زیادی شده است که مهم‌ترین آن‌ها عبارتند از: ۱. دولت درآمد عمده مالیاتی و سایر درآمدهای خود را به صورت یارانه برای کنترل قیمت‌ها می‌پردازد، در حالی که اهمیت این منابع به گونه‌ای است که برای

بنزین یکی از مهم‌ترین فرآورده‌های نفتی است که نقش بسیار مهمی در بخش حمل و نقل کشور دارد، به طوری که تقریباً ۹۸ درصد بنزین مصرفی کشور در بخش حمل و نقل به مصرف می‌رسد و این امر نقش برجسته بنزین را در بخش حمل و نقل نشان می‌دهد. افزایش موجودی خودروهای بنزین‌سوز از یک سو و قیمت یارانه‌ای بنزین از سوی دیگر باعث رشد زیاد مصرف بنزین در بخش حمل و نقل شده است. کنترل قیمت حامل‌های انرژی از جمله بنزین در دست دولت است و همواره تلاش در جهت تثبیت قیمت‌ها منجر به قیمتی

داده‌اند که بنزین و گازوئیل در حمل‌ونقل زمینی کالاهایی کم‌کشش و ضروری به حساب می‌آیند [۳]. گسکری، اقبالی و عیدانی (۱۳۸۴) نشان داده‌اند که کشش قیمتی تقاضا برای حمل‌ونقل ریلی مسافر ۰/۱۲ و برای حمل‌ونقل ریلی بار ۰/۲۵ بوده است [۴]. آخانی (۱۳۷۸) در مطالعه "مدل‌های برآورد تابع تقاضای سوخت در بخش حمل‌ونقل"، ۱۵ مدل به تفکیک هر زیر بخش بررسی شده که با توجه به اهمیت حمل‌ونقل جاده‌ای در کشور، بیشتر مدل‌های انتخابی، مربوط به تقاضای بنزین و گازوئیل در بخش جاده‌ای است [۵]. ختایی و اقدامی (۱۳۸۴) در مطالعه‌ای برای بررسی کشش قیمتی تقاضای بنزین، سال‌های ۱۳۵۹-۱۳۸۱ را به چهار دوره تقسیم کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه منفی و ضعیف میان قیمت حقیقی بنزین و تقاضای کل بنزین وجود دارد [۶]. عزتی و عاقلی (۱۳۸۴) مقاله‌ای را با عنوان "برآورد کشش‌های تقاضای مسافر و بار در راه‌آهن جمهوری اسلامی ایران" ارائه کرده‌اند. نتایج حاکی از بی‌کشش بودن تقاضای مسافرت با راه‌آهن به صورت تابعی از کرایه، فاصله، جمعیت و جایگزینی آن با سفر جاده‌ای (با اتوبوس) است [۷]. نوروزی و سلگی (۱۳۸۵) نشان داده‌اند که کشش‌های قیمتی بنزین در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۲۲ و ۰/۱۲ است و کشش درآمدی بنزین در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۸۸ و ۰/۴۸ است. کشش‌های برآورد شده، نشان می‌دهد که بنزین یک کالای کم‌کشش و ضروری است [۸]. زراءنژاد و قبانچی (۱۳۸۶) نشان داده‌اند که تقاضا برای بنزین نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش است یعنی بنزین یک کالای ضروری است. سرعت تعدیل الگو ۰/۵۱- برآورد شده است یعنی در هر سال ۵۱ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در هر دوره تعدیل می‌شود [۹]. مزرعتی (۱۳۸۶) نشان داده که کشش کوتاه‌مدت راندمان خودروهای سواری برای تقاضای بنزین برابر ۳/۵- و کشش قیمتی بنزین ۰/۱۷- و کشش‌های عمر خودرو و تعداد خودروهای سواری به ترتیب ۰/۱۶ و ۰/۴۳ است [۱۰].

التونی^۱ (۲۰۰۳) نشان داده که تقاضا برای بنزین نسبت به قیمت و درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌کشش است. تقاضا برای سوخت دیزل در کوتاه‌مدت نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش بوده ولی در بلندمدت نسبت به قیمت و درآمد کاملاً کشش‌پذیر بوده است [۱۱]. آکین‌بود، زیرامبا و کومو^۲ (۲۰۰۸) نشان داده‌اند که کشش قیمتی و درآمدی بنزین به ترتیب ۰/۴۷- و ۰/۳۶ و تقاضا برای بنزین نسبت به قیمت و درآمد بی‌کشش بوده است [۱۲].

توسعه اقتصادی مورد نیاز بوده و می‌تواند در بخش‌های مولد اقتصادی به کار گرفته شود. ۲. پرداخت یارانه بنزین مشوقی برای زیاده‌روی در استفاده از منابع با ارزش انرژی است، منابعی که خود از جهت تجدید ناپذیری دچار محدودیت‌اند. ۳. پرداخت یارانه بنزین به فعالیت‌های اقتصادی، جذابیت‌های کاذب ایجاد می‌کند و سبب می‌شود منابع انرژی از دسترس فعالیت‌های اقتصادی با اهمیت‌تر دور شوند، زیرا در این حالت افراد بیشتری به آن صنعت یا بخش خاص به علت آن که منافع و یا درآمد زیادی دارد جذب می‌شوند. [۱]

مصرف زیاد بنزین باعث شده تا دولت برای پاسخگویی به این مصرف زیاد، ناگزیر از واردات بنزین شود که این مسئله به کسری تراز تجاری دولت خواهد انجامید، ضمن آن که به جهت تحریم اقتصادی کشور، این مسئله در آینده بحرانی‌تر و حساس‌تر خواهد بود. بنابراین حرکت به سمت سیاست اقتصادی که بتواند عرضه و تقاضای داخلی را به تعادل برساند ضروری و گریزناپذیر بوده است. افزایش تولید داخلی بنزین با توجه به تعداد محدود پالایشگاه‌های تولید بنزین در داخل و فرسودگی آن‌ها امری زمان‌بر بوده و در کوتاه‌مدت، امکان افزایش تولید داخلی میسر نخواهد بود.

با توجه به ویژگی‌های خاص بنزین در ایران، مانند پایین بودن قیمت آن، نبود جانشین‌های مناسب، تأثیرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی، مصرف زیاد و بی‌رویه بنزین و ... بررسی عوامل مؤثر بر میزان مصرف بنزین از اهمیت فراوانی برخوردار بوده، بنابراین در این مطالعه، رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت مصرف بنزین مورد بررسی قرار گرفته است.

۲. ادبیات موضوع

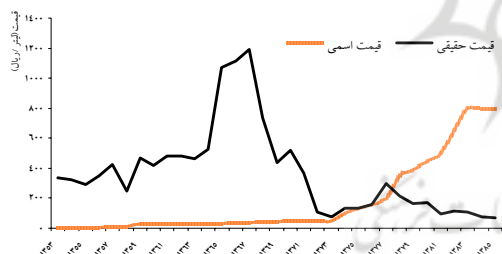
با توجه به اهمیت بنزین و نقش آن در اقتصاد کشور، از سوی سازمان‌ها و نهادهای مربوطه و محققین، مطالعاتی در زمینه مسائل مربوط به بنزین صورت گرفته و این امر پس از تأسیس سازمان بهینه‌سازی مصرف سوخت افزایش یافته است. که ذیلاً نتایج اجمالی این مطالعات مورد بررسی قرار گرفته است.

اسماعیل‌نیا (۱۳۷۸) نشان داده که بنزین کالایی کم‌کشش و ضروری است. نتایج برآورد مدل‌های نفت‌گاز نشان می‌دهد که کشش قیمتی کوتاه‌مدت نفت‌گاز بین ۷ تا ۱۴ درصد و کشش درآمدی آن بین ۲۹ تا ۴۲ درصد بوده است [۲]. خاکساری و اردبیلی (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای با استفاده از روش SUR، نشان

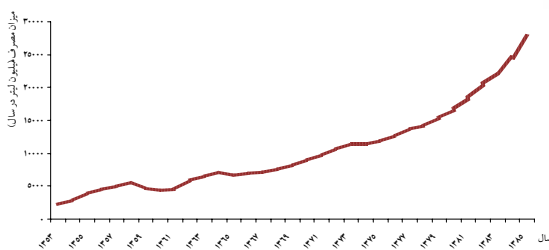
تا این که در سال ۱۳۸۵ به کمترین مقدار خود رسیده است. شکل (۱) نشان می‌دهد که با وجود افزایش قیمت اسمی بنزین در طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۵، قیمت حقیقی روندی کاهشی را داشته و این کاهش در سال‌های تثبیت قیمت اسمی بنزین با شدت بیشتری صورت پذیرفته است.

۴. میزان مصرف بنزین در کشور

میزان مصرف بنزین در بخش حمل‌ونقل در طی سال‌های مورد بررسی در شکل (۲) نشان داده شده است. شکل (۲) روند کاملاً صعودی و شتابان میزان مصرف بنزین در بخش حمل‌ونقل را نشان می‌دهد. بررسی‌ها همچنین نشان می‌دهند که متوسط رشد بنزین مصرفی در بخش حمل‌ونقل کشور ۸/۴ درصد بوده و به غیر از سال‌های ۱۳۵۹، ۱۳۶۰ و ۱۳۶۵ که رشد مصرف بنزین به دلیل آغاز جنگ و تحریم‌های اقتصادی منفی بوده، در باقی سال‌ها، رشد مصرف، مثبت بوده است و بالاترین رشد میزان مصرف نیز در سال‌های قبل از جنگ و تحریم به وقوع پیوسته و از سال ۱۳۷۴ به بعد (به غیر از سال ۱۳۸۳) رشد فزاینده‌ای در میزان مصرف بنزین در بخش حمل‌ونقل کشور مشاهده شده است که این روند نتیجه روند نزولی قیمت حقیقی بنزین بوده است.



شکل ۱. روند قیمت اسمی و قیمت حقیقی بنزین در طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۵



شکل ۲. مصرف بنزین در بخش حمل‌ونقل در طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۵

رائو و رائو^۳ (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای با عنوان "همجمعی و تقاضا برای بنزین" نشان دادند که تقاضا نسبت به درآمد و قیمت بی‌کشش بوده است [۱۳]. پارک و ژائو^۴ (۲۰۱۰) تقاضای بنزین را با استفاده از رگرسیون همجمعی بررسی کرده‌اند و با تحلیل رفاه نشان دادند که مالیات‌ها را می‌توان از مالیات بر درآمد به مالیات بر گازوییل تغییر داد [۱۴].

۳. قیمت بنزین در کشور

روند قیمت اسمی و قیمت حقیقی بنزین در طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۵ در شکل (۱) نشان داده شده است. بررسی روند قیمت اسمی بنزین نشان می‌دهد که در طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۵۵ قیمت بنزین ثابت و ۶ ریال به ازای هر لیتر بوده است. در سال‌های بعد با اندکی افزایش، در سال ۱۳۵۸ به قیمت ۱۰ ریال به ازای هر لیتر رسیده است. در سال ۱۳۵۹ با آغاز تحریم‌های اقتصادی و جنگ، قیمت بنزین به ۳۰ ریال به ازای هر لیتر افزایش یافت و این روند تا ۱۳۶۵ ادامه یافت در سال‌های بعدی قیمت این فرآورده نفتی با افزایش همراه بوده تا اینکه در طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۳ مجدداً قیمت در ۵۰ ریال به ازای هر لیتر تثبیت شد. از سال ۱۳۷۴ به بعد روند افزایش قیمت اسمی بنزین با شتاب بیشتری صورت پذیرفت تا این که در طی سال‌های ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۵ مجدداً در ۸۰۰ ریال تثبیت شد و نهایتاً در زمان اجرای طرح سهمیه‌بندی بنزین به قیمت ۱۰۰ ریال به ازای هر لیتر افزایش یافت. نتیجه بررسی روند قیمت اسمی بنزین در طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۵ نشان می‌دهد که قیمت اسمی بنزین پس از تثبیت در یک دوره، در دوره بعد افزایش می‌یافته و این روند تا سال ۱۳۸۵ ادامه یافته است.

سال‌های تثبیت قیمت بنزین:

۱۳۵۵ - ۱۳۵۵ در قیمت ۶ ریال به ازای هر لیتر

۱۳۶۵ - ۱۳۵۹ در قیمت ۳۰ ریال به ازای هر لیتر

۱۳۷۳ - ۱۳۷۰ در قیمت ۵۰ ریال به ازای هر لیتر

۱۳۸۵ - ۱۳۸۳ در قیمت ۸۰۰ ریال به ازای هر لیتر

در این مطالعه جهت محاسبه قیمت حقیقی بنزین از شاخص قیمت گروه نفت استفاده شده است. بررسی روند قیمت حقیقی بنزین نشان می‌دهد که قیمت حقیقی بنزین در طی سال‌های مورد بررسی، روند متفاوتی را نسبت به قیمت اسمی داشته و پس از روند افزایشی تا سال ۱۳۶۷، در سال‌های بعدی روندی کاهشی را داشته

۵. معرفی مدل

در این مقاله، به منظور برآورد تابع تقاضای بلندمدت و کوتاه‌مدت بنزین در بخش حمل‌ونقل کشور از الگوی پویای خودتوضیحی با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) استفاده شده است. الگوی فوق از این مزیت برخوردار است که لازم نیست کلیه متغیرها از یک درجهٔ تجمعی^۵ یکسان برخوردار باشند. همچنین، افزون بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل بی‌تعادلی کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت ارایه می‌دهد.

پسران و شین (۱۹۹۷) ثابت کردند که اگر بردار هم‌جمعی^۶ حاصل از به‌کارگیری روش حداقل مربعات در یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده که وقفه‌های آن به‌خوبی تصریح شده به‌دست آید، افزون بر اینکه از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است.

فرم کلی الگوی ARDL را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Q(L, s)Y_t = \sum_{i=1}^k \theta_i(L, n_i)X_{it} + \delta'W_t + u_t \quad (1)$$

$$Q(L, s) = (1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_s L^s) \quad (2)$$

$$\theta_i(L, n_i) = \theta_{i0} + \theta_{i1}L + \theta_{i2}L^2 + \dots + \theta_{in_i}L^{n_i} \quad (3)$$

که در این رابطه :

L : عملگر تأخیر زمانی مرتبه اول به طوری که $LX_t = X_{t-1}$

Y_t : متغیر وابسته موجود در مدل

X_{it} : بردار متغیرهای توضیحی به‌کار گرفته شده در مدل

K : تعداد متغیرهای توضیحی به‌کار گرفته شده در مدل

n_1, n_2, \dots, n_k : تعداد وقفهٔ بهینهٔ مربوط به هر یک از متغیرهای

توضیحی

S : تعداد وقفهٔ بهینهٔ مربوط به متغیر وابسته مدل

W_t : بردار متغیرهای قطعی همچون عرض‌ازمبدأ، متغیرهای فصلی،

روند زمانی یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های معین

معادلهٔ یاد شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای

تمامی ارزش‌های $s = 0, 1, 2, \dots, d$ و $n_i = 0, 1, 2, \dots, k$ و $i = 0, 1, 2, \dots, k$ یعنی به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شود. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d در ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین می‌شود و تمام مدل‌ها در دورهٔ $(t = d+1, \dots, n)$ تخمین زده می‌شوند. در مرحلهٔ بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک (AIC)^۷ شوارز-بیزین (SBC)^۸، حنان-کوئین (HQC)^۹ یا ضریب تعدیل شده^{۱۰} (R^2) وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. در این بررسی از معیار شوارز-بیزین (SBC) به منظور تعیین بهینهٔ وقفه‌های مدل استفاده شده است. این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و در نتیجه، تخمین از درجهٔ آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود.

جهت تخمین رابطه بلندمدت ابتدا می‌بایست وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچک تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد، بنابراین برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیهٔ زیر انجام گیرد:

$$H_0 = \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 < 0 \quad (4)$$

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^m s \hat{\beta}_i} \quad (5)$$

با محاسبه آماره t محاسباتی و کمیت بحرانی ارایه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر^{۱۱} در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد. اگر وجود رابطه پایدار بلندمدت بین متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله دوم تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آن‌ها صورت می‌گیرد.

$LNeff$: راندمان مصرف (به ازای هر ۱۰۰ KM)^{۱۳}

$LNcar$: تعداد خودروهای بنزین سوز^{۱۴}

که با توجه به تئوری انتظار می‌رود ارتباط متغیر وابسته با متغیرهای مستقل به صورت زیر باشد.

$$\frac{\delta LNcons}{\delta LNpop} > 0 \quad \frac{\delta LNcons}{\delta LNgdp} > 0 \quad \frac{\delta LNcons}{\delta LNpric} < 0 \quad (۸)$$

$$\frac{\delta LNcons}{\delta LNcar} > 0 \quad \frac{\delta LNcons}{\delta LNeff} < 0 \quad \frac{\delta LNcons}{\delta LNlif} > 0$$

قبل از برآورد مدل پویای مصرف بنزین در بخش حمل و نقل آزمون حذف متغیر زائد برای متغیرهای مستقل موجود در مدل صورت پذیرفته است. در آزمون فوق فرض صفر مبنی بر زائد بودن متغیر مستقل و فرض مقابل مبنی بر معنی‌داری متغیر مستقل است.

نتایج آزمون برای متغیرهای مستقل مدل نشان داده که با توجه به مقدار آماره LM^{۱۵}، آماره LR^{۱۶} و آماره F، متغیرهای جمعیت و راندمان مصرف را می‌توان از مدل حذف کرد. مقدار آماره‌های فوق برای متغیر جمعیت و راندمان در جدول (۱) نشان داده شده است.

تمام آماره‌های محاسباتی در سطح یک درصد بی‌معنی بوده و در نتیجه فرض صفر مبنی بر زائد بودن متغیرهای جمعیت و راندمان پذیرفته می‌شود. برای برآورد رابطه بلندمدت مصرف بنزین در بخش حمل و نقل و به روش ARDL، ابتدا لازم است تا متغیرها از نظر پایایی و وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای مستقل و وابسته مورد بررسی قرار گیرند.

نتایج آزمون پایایی متغیرهای الگو در جدول (۲) نشان داده شده است. یافته‌های جدول (۲) نشان می‌دهد که از بین متغیرهای موجود در مدل، متغیر مصرف بنزین و عمر متوسط خودروهای بنزین سوز، در سطح احتمال ۹۵ درصد همجمع از درجه صفر و سایر متغیرها همجمع از درجه یک بوده‌اند.

پس از بررسی درجه همجمعی متغیرها، به منظور برآورد رابطه بلندمدت ابتدا می‌بایست مدل پویای مصرف بنزین برآورد شود که نتایج این برآورد در جدول (۳) نشان داده شده است.

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، تمامی متغیرهای موجود در مدل پویا در سطح اطمینان یک درصد معنی‌دار بوده‌اند و متغیر باوقفه قیمت بنزین نیز با معنی‌داری در سطح یک درصد

الگوی تصحیح خطای متناسب با الگوی ARDL به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = -Q(L, \hat{\delta})ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_{i0} \Delta x_{it} + \quad (۶)$$

$$\delta' \Delta W_t - \sum_{j=1}^{s'-1} Q^* \Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{i-1} \theta_{ij}^* \Delta x_{t,i-j} + u_t$$

که در آن، ΔW_t و Δx_{it} ، Δy_t به ترتیب نشان‌دهنده مقادیر با وقفه متغیرهای وابسته، توضیحی و بردار متغیرهای قطعی و ضرایب θ_{ij}^*

و Q^* نشان‌دهنده ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطاست.

الگوی تصحیح خطای مزبور به منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به تعادل بلندمدت آنها مورد استفاده قرار می‌گیرد. جمله تصحیح خطا، ECT_{t-1} ، همان جمله خطای حاصل از برآورد رابطه بلندمدت به روش ARDL است که با یک وقفه زمانی در الگو در نظر گرفته می‌شود و ضرایب الگو منعکس کننده رابطه کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل است. رابطه یاد شده مانند رابطه بلندمدت به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده می‌شود. ضریب متغیر ECT_{t-1} نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی و مقدار آن از منفی یک تا صفر تغییر کند. [۱۵]

۶. برآورد مدل

در مقاله فوق جهت تخمین تابع تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل مدلی با متغیرهای زیر در نظر گرفته شده است:

$$LNcons = f(LNpric, LNgdp, LNpop, LNeff, LNlif, LNcar) \quad (۷)$$

که در آن:

$LNcons$: مصرف بنزین در بخش حمل و نقل (میلیون لیتر در سال)

$LNpric$: قیمت حقیقی بنزین (لیتر / ریال)، با استفاده از شاخص گروه نفت

$LNgdp$: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۷۶ (میلیارد ریال)

$LNpop$: جمعیت (هزار نفر)

$LNlif$: عمر متوسط خودروهای بنزین سوز (سال)^{۱۲}

با مقایسه با حداقل سطح معنی‌داری، فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال جملات پسماند پذیرفته می‌شود. برای تشخیص واریانس همسانی آماره LM، ۰/۵۵ به دست آمده و حداقل سطح معنی‌داری نیز ۰/۴۶ بوده که در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی را می‌توان پذیرفت. متغیر مجازی در نظر گرفته شده برای سال‌های ۱۳۶۰ و ۱۳۶۱ بوده و اثرات شوک‌های نفتی و اثرات سال‌های اولیه جنگ را که در نتیجه آن راه‌های ارتباطی شهرهای جنوبی کشور تخریب شده بود را نشان می‌دهد. اثرات فوق در سال‌های ۱۳۶۰ و ۱۳۶۱ کاهش میزان مصرف بنزین در بخش حمل‌ونقل را منجر شده بود. برای بررسی وجود رابطه بلندمدت لازم است که وجود همجمعی بین متغیرهای الگو مورد آزمون قرار گیرد. به این منظور مقدار آماره t با توجه به رابطه (۵) محاسبه شد و نتایج در جدول (۴) نشان داده شده است.

فاصله کمی داشته و در سطح اطمینان ۵ درصد کاملاً معنی‌دار بوده است.

آماره LM برای تشخیص وجود و یا عدم وجود خودهمبستگی برابر ۲/۲۲ بوده و حداقل سطح معنی‌داری این آماره ۰/۱۴ به دست آمده است.^{۱۷} با در نظر گرفتن سطح خطای ۵ درصد و مقایسه آن با حداقل سطح معنی‌داری، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی پذیرفته می‌شود.

آماره LM جهت تشخیص شکل تبعی صحیح برابر ۰/۰۲ و حداقل سطح معنی‌داری این آماره ۰/۸۸ بوده که در سطح خطای ۵ درصد، فرضیه صفر مبنی بر شکل تبعی صحیح پذیرفته می‌شود و فرضیه مقابل یعنی شکل تبعی ناصحیح پذیرفته نمی‌شود.

آماره LM برای تشخیص توزیع نرمال جملات پسماند برابر ۰/۱۶ و حداقل سطح معنی‌داری این آماره ۰/۹ به دست آمده است که

جدول ۱. آزمون حذف متغیر زائد

متغیر	آماره LM	آماره LR	آماره F
<i>LNpop</i>	۰/۵۹ (۰/۴۴) *	۰/۶ (۰/۴۳) *	۰/۴۴ (۰/۵۲) *
<i>LNeff</i>	۰/۰۳ (۰/۸۵) *	۰/۰۳ (۰/۸۵) *	۰/۰۲ (۰/۸۸) *

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد

جدول ۲. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها

نام متغیر	ADF	مقدار بحرانی در ۹۵ درصد	عرض از مبدأ	روند	نتیجه	درجه همجمعی
<i>LNcons</i>	-۴/۳۸	-۳/۵۶	دارد	دارد	پایا	$I(0)$
<i>LNpric</i>	-۰/۹۶	-۲/۹۶	دارد	ندارد	ناپایا	-
<i>dLNpric</i>	-۴/۰۹	-۲/۹۶	دارد	ندارد	پایا	$I(1)$
<i>LNgdp</i>	-۰/۰۳	-۲/۹۶	دارد	ندارد	ناپایا	-
<i>dLNgdp</i>	-۳/۹	-۲/۹۶	دارد	ندارد	پایا	$I(1)$
<i>LNcar</i>	۰/۸	-۲/۹۶	دارد	ندارد	ناپایا	-
<i>dLNcar</i>	-۳/۳	-۲/۹۶	دارد	ندارد	پایا	$I(1)$
<i>LNlif</i>	-۳/۵۶	-۲/۹۶	دارد	ندارد	پایا	$I(0)$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تقاضای کوتاه مدت و بلند مدت بنزین در بخش حمل و نقل

جدول ۳. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL(1,1,0,0,0)

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
<i>C</i>	-۶/۵۲	۰/۶۱	-۱۰/۷۴ (۰/۰۰) *
<i>LNcons(-1)</i>	۰/۳۵	۰/۰۶	۵/۷۳ (۰/۰۰) *
<i>LNpric</i>	-۰/۰۴۲	۰/۰۱	-۳/۰۳ (۰/۰۰۶) *
<i>LNpric(-1)</i>	۰/۰۳۵	۰/۰۲	۲/۵۴ (۰/۰۱۸) **
<i>LNgdp</i>	۰/۵۸	۰/۰۵	۱۰/۹ (۰/۰۰) *
<i>LNcar</i>	۰/۳۳	۰/۰۵	۶/۵۹ (۰/۰۰) *
<i>LNlif</i>	۰/۱۵	۰/۰۳	۵/۵۹ (۰/۰۰) *
<i>D</i>	-۰/۱۲	۰/۰۲	-۵/۲۳ (۰/۰۰) *

* معنی داری در سطح ۱ درصد

$$R - Squared = 0/99$$

** معنی داری در سطح ۵ درصد

$$F = 2264 / 1 (0/00)$$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. نتایج حاصل از آزمون همجمعی الگوی پویای مصرف بنزین در بخش حمل و نقل^{۱۸}

تعداد مشاهدات	آماره محاسباتی	کمیت بحرانی دولادو و مستر در سطح اطمینان ۲۵ درصد	کمیت بحرانی دولادو و مستر در سطح اطمینان ۱۰ درصد	کمیت بحرانی دولادو و مستر در سطح اطمینان ۵ درصد	کمیت بحرانی دولادو و مستر در سطح اطمینان ۱ درصد
۲۵	-۱۰/۵۹	-۲/۹۹	-۳/۸۲	-۴/۴۶	-۵/۵۳
۵۰	-۱۰/۵۹	-۳/۱۸	-۳/۸۲	-۴/۴۳	-۵/۰۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مربوط به متغیرهای مؤثر در مصرف بنزین در بخش حمل و نقل از نظر آماری در سطح اطمینان یک درصد معنی دار بوده‌اند و تنها متغیر قیمت حقیقی بنزین در بلندمدت بی معنی شده است. علامت ضرایب حاصله برای متغیرها نیز کاملاً مطابق با تئوری بوده است. آماره *t* مربوط به قیمت حقیقی بنزین به دلایلی چون تثبیت پیاپی قیمت اسمی بنزین، واقعی نبودن قیمت اسمی و قیمت یارانه‌ای آن و نبود جایگزین مناسب برای آن در بخش حمل و نقل بی معنی بوده و این امر نشان می‌دهد که در بلندمدت قیمت بنزین به عنوان عاملی غیر مؤثر در میزان مصرف بوده و در بلندمدت مصرف‌کنندگان بنزین در بخش حمل و نقل بدون توجه به قیمت بنزین، میزان مصرف خود را تعیین می‌کنند. ضریب مربوط به لگاریتم تولید ناخالص داخلی که نشان دهنده کشش درآمدی مصرف بنزین در بلندمدت است، برابر ۰/۸۹ بوده است.

لازمه تعدیل الگوی پویای برآورد شده به سمت تعادل بلندمدت آن است که مجموع ضرایب مربوط به متغیر وابسته با وقفه کوچک تر از یک باشد. با توجه به آن که قدر مطلق آماره *t* محاسبه شده از قدر مطلق آماره دولادو و مستر در سطوح معنی داری ۱، ۲/۵، ۱۰ و ۵ درصد بیشتر است، می‌توان فرضیه صفر را مبنی بر وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین میزان مصرف بنزین در بخش حمل و نقل و متغیرهای توضیحی را پذیرفت. حال با توجه به تأیید وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌توان با کسب اطمینان از نبود رگرسیون کاذب بین متغیرهای الگو به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخت.

نتایج مربوط به برآورد رابطه بلندمدت مصرف بنزین در بخش حمل و نقل در جدول (۵) نشان داده شده است. با توجه به فرم لگاریتمی متغیرها ضرایب نشان دهنده کشش بوده است. آماره *t*

این امر اولاً نشان می‌دهد که بنزین کالایی ضروری است و ثانیاً نشان می‌دهد که ده درصد افزایش درآمد، با فرض ثابت بودن سایر عوامل، منجر به افزایش ۸/۹ درصدی میزان مصرف بنزین در بخش حمل‌ونقل خواهد شد. ضریب مربوط به تعداد خودروهای بنزین سوز ۰/۵۱ به دست آمده است و نشان دهنده آن است که افزایش ده درصدی در موجودی خودروهای بنزین سوز در کشور منجر به افزایش ۵/۱ درصدی مصرف بنزین در بلندمدت خواهد شد. ضریب مربوط به عمر متوسط خودروهای بنزین سوز ۰/۲۴ بوده و نشان می‌دهد افزایش ده درصدی در عمر متوسط خودروها، افزایش ۲/۴ درصدی مصرف را در بلندمدت نتیجه خواهد داد. نتایج برآورد رابطه بلندمدت همچنین نشان می‌دهد که از بین متغیرهای مدل، درآمد، بیشترین و عمر متوسط خودروها، کمترین اثر را بر میزان مصرف در بلندمدت خواهند داشت.

وجود همگرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی مبنای استفاده از مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. الگوی تصحیح خطا در واقع نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. در نرم‌افزار Microfit این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه شود. [۱۵] به منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت بین میزان مصرف بنزین در بخش حمل‌ونقل و سایر متغیرهای مورد مطالعه، از مدل تصحیح خطا استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۶) آورده شده است. در جدول زیر d نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول متغیرهاست.

همان‌گونه که در جدول (۶) نشان داده شده، تمامی متغیرهای مستقل در کوتاه‌مدت و در سطح اطمینان ۱ درصد معنی‌دار بوده‌اند. کشش قیمتی در کوتاه‌مدت ۰/۰۴- به دست آمده و نشان دهنده آن است که اولاً بنزین کالایی کم کشش بوده و ثانیاً ده درصد افزایش قیمت در کوتاه‌مدت، کاهش ۰/۴ درصدی میزان مصرف بنزین در بخش حمل‌ونقل را منجر خواهد شد. کشش درآمدی در کوتاه‌مدت ۰/۵۷ به دست آمده و نشان می‌دهد که اولاً بنزین کالایی ضروری بوده و ثانیاً ده درصد افزایش درآمد در کوتاه‌مدت، افزایش ۵/۷ درصدی میزان مصرف بنزین در بخش حمل‌ونقل را نتیجه می‌دهد. ضریب مربوط به تعداد خودروها و عمر متوسط خودروهای بنزین سوز به ترتیب ۰/۳۳ و ۰/۱۵ به دست آمده که نشان می‌دهد افزایش ده درصدی تعداد خودروها و عمر متوسط خودروهای بنزین سوز در کوتاه‌مدت به ترتیب افزایش ۳/۳ و ۱/۵ درصدی میزان مصرف بنزین را نتیجه می‌دهد. نتایج برآورد رابطه کوتاه‌مدت همچنین نشان می‌دهد که از بین متغیرهای مدل، درآمد بیشترین و قیمت کمترین اثر را بر میزان مصرف در کوتاه مدت خواهند داشت.

ضریب $ecm(-1)$ در کوتاه‌مدت ۰/۶۴- به دست آمده و با اطمینان بسیار بالایی معنی‌دار بوده و علامت آن نیز مورد انتظار (منفی) است. این ضریب نشان‌دهنده سرعت تعدیل بی‌تعادلی کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. براساس این ضریب ۶۴ درصد از بی‌تعادلی در یک دوره تعدیل می‌شود. سرعت تعدیل در مدل فوق بالاست و می‌توان به اثرگذاری سیاست‌ها در کوتاه‌مدت امیدوار بود.

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت $ARDL(1,1,0,0,0)$

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
c	-۱۰/۱	۱/۰۹	-۹/۲۵ (۰/۰۰) *
$LNpric$	-۰/۰۱	۰/۰۲	-۰/۴۹ (۰/۶۳) NS
$LNgdp$	۰/۸۹	۰/۱۱	۷/۹۷ (۰/۰۰) *
$LNcar$	۰/۵۱	۰/۰۴	۱۴/۳ (۰/۰۰) *
$LNlif$	۰/۲۴	۰/۰۳	۶/۸۹ (۰/۰۰) *
D	-۰/۱۹	۰/۰۳	-۵/۵۷ (۰/۰۰) *

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد NS بی معنی

جدول ۶. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
dc	-۶/۵	۰/۶۱	-۱۰/۷۳ (۰/۰۰) *
dLNpric	-۰/۰۴	۰/۰۱	-۳/۰۳ (۰/۰۰۶) *
dLNpdp	۰/۵۷	۰/۰۵	۱۰/۹۱ (۰/۰۰) *
dLNcar	۰/۳۳	۰/۰۵	۶/۵۸ (۰/۰۰) *
dLNlif	۰/۱۵	۰/۰۳	۵/۵۹ (۰/۰۰) *
dD	-۰/۱۲	۰/۰۲	-۵/۲۳ (۰/۰۰) *
ecm(-1)	-۰/۶۴	۰/۰۶	-۱۰/۴۴ (۰/۰۰) *

* معنی داری در سطح ۱ درصد

$$R - Squared = 0/93$$

NS بی معنی

$$F = 57/04 (0/00)$$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۷. ثبات تابع تقاضای بنزین

در آزمون CUSUM و CUSUMSQ فرضیه صفر، ثبات پارامترها را در سطح معنی داری ۵ درصد مورد آزمون قرار می‌دهد. فاصله اطمینان در این دو آزمون دو خط مستقیم است که سطح اطمینان ۹۵ درصد را نشان می‌دهد. چنانچه آماره آزمون CUSUM و CUSUMSQ در بین این دو خط قرار گیرند، فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب و یا عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته و اگر نمودار از فاصله اطمینان بیرون زده باشد فرضیه صفر رد و فرضیه مقابل یعنی عدم ثبات ضرایب یا وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. [۱۶]. آزمون CUSUM و CUSUMSQ برای مصرف بنزین در بخش حمل و نقل بررسی شد. نمودارهای مربوطه^{۲۰} نشان می‌دهد که آماره‌های آزمون فوق در داخل خطوط مستقیم قرار داشته که این خود به معنی ثبات ضرایب در سطح اطمینان ۵ درصد بوده است.

۸. نتیجه‌گیری و پیشنهادت

با توجه به برآورد مدل بلندمدت و کوتاه‌مدت مصرف بنزین در بخش حمل و نقل نتایج زیر را می‌توان ارائه کرد:
- کشش قیمتی بنزین در کوتاه‌مدت ۰/۰۴- بوده و در بلندمدت مقدار مربوطه بی معنی بوده است. این امر نشان دهنده آن است که در صورت تغییر قیمت بنزین، تغییرات بسیار کمی در میزان مصرف

لوکاس در سال ۱۹۷۶ استدلال می‌کند: "دلیلی وجود ندارد که بر این اعتقاد باشیم ساختار قواعد تصمیم‌گیری در روابط اقتصادی در اثر یک مداخله سیاستی تغییر نکند." لوکاس بیان می‌کند وقتی که مردم و کارگزاران بر اساس تمام اطلاعات خود بهینه‌یابی انجام می‌دهند، پارامترهای تخمین‌زده شده در یک الگوی اقتصادی نسبت به تغییرات ناشی از سیاست‌گذاری‌های اقتصادی واکنش نشان داده و بی‌ثبات می‌شوند. بنابراین انتقاد لوکاس در واقع تأکید بر لزوم بررسی امکان عدم ثبات ضرایب برآورد شده در الگوها است. با توجه به بحث لوکاس دیگر نمی‌توان برای کنترل، پیش‌بینی و هدایت از مدل‌های اقتصادسنجی استفاده کرد و کل فرایند مدل‌سازی در اقتصادسنجی و پیش‌بینی‌هایی که بر اساس این مدل‌ها صورت می‌گیرد زیر سؤال می‌رود. بنابراین به منظور بررسی ثبات ضرایب تابع تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل از آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ استفاده شده است.

این آزمون ابتدا توسط " براون، دوربین و اوانس"^{۱۹} پیشنهاد شد، اما پسران و پسران در سال ۱۹۹۷ بکارگیری آزمون‌های فوق را برای تعیین ثبات ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت در مدل تصحیح خطا پیشنهاد کردند.

- نتایج همچنین نشان می‌دهند که درآمد، بیشترین اثرگذاری و عمر متوسط خودروها، کمترین اثرگذاری را بر میزان مصرف بنزین در کوتاه‌مدت و بلندمدت داشته‌اند. حال با توجه به نتایج بالا، پیشنهادات زیر را می‌توان ارایه کرد:

- کتشی قیمتی بسیار پایین بنزین موجب شده تا سیاست قیمتی، کارآیی لازم را نداشته باشد. بنابراین آزادسازی قیمت بنزین و حذف یارانه آن می‌تواند کارآیی سیاست قیمتی را افزایش دهد، ضمن آن‌که آزادسازی قیمت بنزین می‌تواند از مصرف بی‌رویه و زیاد بنزین در کشور که نتیجه قیمت‌گذاری یارانه‌ای بنزین بوده، جلوگیری کند.

- بنزین کالایی ضروری و بی‌کشی بوده و یکی از دلایل آن نبود. گاز جایگزینی مناسب برای بنزین در بخش حمل‌ونقل است، بنابراین در این راستا گازسوز کردن وسایل نقلیه بنزین‌سوز می‌تواند یکی از شیوه‌های مناسب جایگزینی و در عین حال کاهش مصرف تلقی شود.

- نتایج نشان داده اند که رابطه مثبت و قوی بین تعداد خودروهای بنزین‌سوز و مصرف بنزین در بخش حمل‌ونقل وجود دارد و با توجه به افزایش تولید خودروهای بنزین‌سوز داخلی و افزایش واردات در سال‌های اخیر پیشنهاد می‌شود با گسترش و ایجاد تنوع در ناوگان حمل‌ونقل عمومی شهری (مترو، قطار برقی، اتوبوس) و حمل‌ونقل بین‌شهری (اتوبوس، قطار)، میزان مصرف را کاهش داد.

- نتایج نشانگر آن بوده اند که رابطه مثبت و نسبتاً قوی بین عمر متوسط خودروها و میزان مصرف بنزین در بخش حمل‌ونقل وجود دارد بنابراین پیشنهاد می‌شود تا با کاهش عمر متوسط خودروهای بنزین‌سوز و از رده خارج کردن خودروهای فرسوده از میزان مصرف کاسته شود.

۹. پانویس‌ها

1. Nagy Eltony, M.
2. Akinboade, O. Ziramba, E. Wolassa, L.
3. Bhaskara Rao, Gyaneshwar Rao
4. Sung Y. Park, and Guochang Zhao
5. Integrated.
6. Cointegrated.
7. Akaike Information Criterion.
8. Schwarz Bayesian Criterion.
9. Hannan-Quin Criterion.
10. Adjusted R-Square.
11. Banerjee, Dolado & Mester

ایجاد خواهد شد و سیاست قیمتی کارآیی لازم را نخواهد داشت به‌طوری که در کوتاه‌مدت با افزایش صد درصدی قیمت تنها ۴ درصد از میزان مصرف کاهش می‌یابد و در بلندمدت سیاست فوق اثری بر میزان مصرف نخواهد داشت.

- کتشی درآمدی بنزین در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۵۷ و ۰/۸۹ به دست آمده که نشان می‌دهد بنزین کالایی ضروری بوده و واکنش مصرف‌کنندگان به افزایش درآمدشان در بلندمدت تأثیر بیشتری بر میزان مصرف بنزین خواهد داشت. به عبارتی با افزایش درآمد، میزان مصرف در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت ۰/۵۶ درصد رشد خواهد نمود. قیمت نسبتاً بالای خودروهای بنزین‌سوز و قدرت خرید پایین خودرو باعث می‌شود تا خانواده‌ها در بلندمدت اقدام به خرید خودرو کنند، زیرا در بلندمدت است که پس‌اندازها شکل می‌گیرد و امکان خرید خودرو فراهم می‌شود. بنابراین یک افزایش درآمد در بلندمدت امکان بیشتری را برای خرید خودرو نسبت به کوتاه‌مدت فراهم می‌کند که کتشی درآمدی بلندمدت و کوتاه‌مدت به دست آمده در مطالعه حاضر، تأییدی بر مطلب فوق است.

- کتشی مربوط به تعداد خودروهای بنزین‌سوز در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۳۳ و ۰/۵۱ برآورد شده است. افزایش تعداد خودروهای بنزین‌سوز در بلندمدت منجر به مصرف بنزین بیشتری خواهد شد تا در کوتاه مدت و به عبارتی با افزایش تعداد خودروهای بنزین‌سوز، میزان مصرف بنزین در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت ۱/۵ برابر خواهد شد.

- کتشی مربوط به عمر متوسط خودروهای بنزین‌سوز در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۱۵ و ۰/۲۴ به دست آمده است. این امر نشان دهنده آن است که کاهش مشخص در عمر متوسط خودروها در بلندمدت، کاهش بیشتری را در میزان مصرف بنزین نتیجه خواهد داد.

- نتایج نشان می‌دهند که تمامی کتشی‌های بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت بوده‌اند که نتیجه‌ای قابل انتظار بوده و نتیجه قابل توجه مطالعه فوق آن که با تغییر متغیرهای مستقل مدل، تغییر میزان مصرف بنزین در بلندمدت تقریباً ۱/۵ برابر میزان مصرف در کوتاه‌مدت است و این نسبت برای تمامی متغیرهای مدل برقرار بوده‌است.

تقاضای کوتاه مدت و بلند مدت بنزین در بخش حمل و نقل

۶. ختایی، محمود و اقدامی، پروین (۱۳۸۴) "تحلیل کشش قیمتی تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل زمینی ایران و پیش بینی آن تا سال ۱۳۹۴"، فصل نامه پژوهشهای اقتصادی، سال هفتم، شماره ۲۵، ص. ۲۳-۴۶۷

۷. عزتی، مرتضی و عاقلی کهنه شهری، لطفعلی (۱۳۸۴) "برآورد کشش های تقاضای مسافر و بار در راه آهن جمهوری اسلامی ایران"، پژوهشنامه حمل و نقل، سال دوم، شماره ۳، ص. ۱۸۱-۱۸۹

۸. نوروزی، حکیمه و سلگی، معصومه (۱۳۸۵) "بررسی اثر سناریوهای مختلف قیمتی بر میزان مصرف بنزین"، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال سوم، شماره ۱۱، ص. ۶۳-۸۳

۹. زراء نژاد، منصور، قبانچی، فرشید (۱۳۸۶) "برآورد مدل تصحیح خطای تقاضای بنزین"، فصل نامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۲، ص ۲۹-۵۲

۱۰. مزرعتی، محمد (۱۳۸۶) "محاسبه متوسط عمر خودروها در ایران و اثر آن بر مصرف سوخت: افزایش متوسط راندمان در برابر جوان سازی ناوگان"، فصل نامه مطالعات اقتصاد انرژی، سال چهارم، شماره ۱۲، ص. ۶-۲۶

11. Nagy Eltony, M. (2003) "Transport Demand For Energy: A Case Study for Kuwait", Journal of Energy and Development, Vol. 27, NO.3, pp. 151-156

12. Akinboade, O. Ziramba, E. and Wolassa, L. (2008) "The demand for gasoline in South Africa: An empirical analysis using co-integration techniques", Energy Economics, Volume 30, Issue 6, pp. 3222-3229

13. Rao, B. Bhaskara and Rao, Gyaneshwar (2009) " Cointegration and the demand for gasoline", Energy Policy Volume 37, Issue 10 pp. 3978-3983

14. Park, Sung Y and Zhao, Guochang (2010) " An estimation of U.S. gasoline demand: A smooth time-varying cointegration approach ", Energy Economics Volume 32, Issue 1 pp. 110-120

۱۲. از ۸/۰۷ در سال ۱۳۵۳ به ۱۱/۱۳ در سال ۱۳۸۵ افزایش یافته است.

۱۳. از متوسط ۱۴/۱۴ لیتر به ازای هر KM 100 در سال ۱۳۵۳ به متوسط ۱۳ لیتر به ازای هر KM 100 در سال ۱۳۸۵ بهبود یافته است.

۱۴. از تعداد ۴۴۵۰۹۳ در سال ۱۳۵۳ به تعداد ۹۲۶۰۶۶۹ در سال ۱۳۸۵ افزایش یافته است.

15. Lagrange Multiplier Statistic

16. Likelihood Ratio Statistic

۱۷. ضمیمه - جدول (۱) - نتایج حاصل از تخمین مدل پویا

۱۸. با توجه به این که تعداد مشاهدات برابر ۳۲ بوده و مقداری برای این تعداد مشاهدات در جدول دولا دو و مستر وجود ندارد، بنابراین آماره برای مشاهدات ۲۵ و ۵۰ ارایه شده است.

19. Brown, Durbin, Evans, (1975)

۲۰. ضمیمه، نمودارهای (۱) و (۲)

۱۰. مراجع

۱. ترنر، ر.ک. پیرس، دی. و باتمن، ای. (۱۳۷۹)، "اقتصاد محیط زیست" ترجمه دهقانیان، س. کوچکی، ع. کلاهی اهری، ع. مشهد، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد، ص. ۱۱۴

۲. اسماعیل نیا، علی اصغر (۱۳۷۸) "برآورد تقاضای سوخت در بخش حمل و نقل زمینی و پیش بینی آن طی برنامه سوم" مجله برنامه و بودجه، سال چهارم، شماره ۴۶ و ۴۷، ص. ۳-۴۰۳.

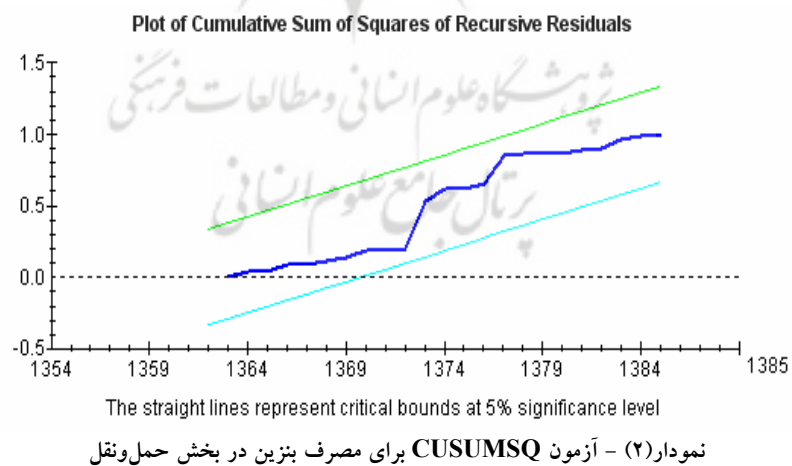
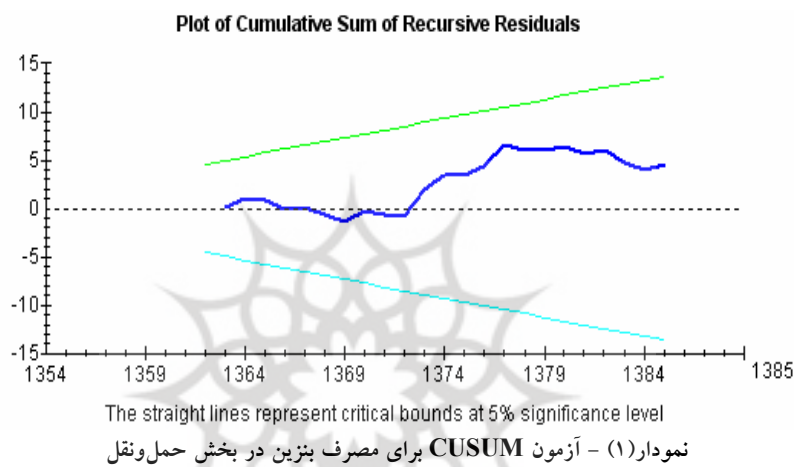
۳. خاکساری، علی و بازدار اردبیلی، پریسا (۱۳۸۵) "بررسی کشش پذیری تقاضای سوخت در حمل و نقل زمینی کشور"، فصل نامه پژوهشهای اقتصادی، سال ششم، شماره اول، ص. ۱-۱۱

۴. گسگری، ریحانه، اقبالی، علیرضا و عیدانی، مصطفی (۱۳۸۴) " برآورد تابع تقاضای حمل و نقل ریلی در ایران"، فصل نامه تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۹، ص. ۱۰۹-۱۲۸

۵. آخانی، زهرا (۱۳۷۸) "مدل های برآورد تابع تقاضای سوخت در بخش حمل و نقل"، مجله برنامه و بودجه، سال چهارم، شماره ۳۸ و ۳۹، ص. ۱۰۱-۱۲۸

۱۵. نوفرستی، محمد (۱۳۷۸) "ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی"، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ص. ۹۰-۱۰۲
۱۶. تشکینی، احمد (۱۳۸۴) "اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit"، تهران، مؤسسه فرهنگی دیباگران، ص. ۱۴۵ - ۱۶۰

پیوست ها:



Autoregressive Distributed Lag Estimates			
ARDL(1,1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion			

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LNCONS(-1)	.35427	.061836	5.7291[.000]
LNPRIC	-.042821	.014127	-3.0312[.006]
LNPRIC(-1)	.035835	.014117	2.5385[.018]
LNGDP	.57612	.052783	10.9150[.000]
LNOMR	.15434	.027590	5.5939[.000]
LNKHOD	.33181	.050376	6.5867[.000]
D	-.12482	.023843	-5.2353[.000]
C	-6.5241	.60772	-10.7353[.000]

R-Squared	.99849	R-Bar-Squared	.99805
S.E. of Regression	.025760	F-stat. F(7, 24)	2264.1[.000]
Mean of Dependent Variable	9.1164	S.D. of Dependent Variable	.58288
Residual Sum of Squares	.015925	Equation Log-likelihood	76.2832
Akaike Info. Criterion	68.2832	Schwarz Bayesian Criterion	62.4202
DW-statistic	2.4731	Durbin's h-statistic	-1.4284[.153]
Diagnostic Tests			
** Test Statistics *	LM Version	F Version	*

* A:Serial Correlation*	*CHSQ(1)= 2.2281[.136]*	F(1, 23)= 1.7213[.202]*	*
* B:Functional Form	*CHSQ(1)= .019314[.889]*	F(1, 23)= .013890[.907]*	*
* C:Normality	*CHSQ(2)= .15937[.923]*	Not applicable	*
* D:Heteroscedasticity*	*CHSQ(1)= .54376[.461]*	F(1, 30)= .51859[.477]*	*

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach			
ARDL(1,1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion			

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LNPRIC	-.010819	.022037	-.49093[.628]
LNGDP	.89221	.11196	7.9693[.000]
LNKHOD	.51385	.035951	14.2932[.000]
LNOMR	.23901	.034646	6.8986[.000]
D	-.19331	.034672	-5.5752[.000]
C	-10.1034	1.0917	-9.2552[.000]

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model			
ARDL(1,1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion			

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLNPRIC	-.042821	.014127	-3.0312[.006]
dLNGDP	.57612	.052783	10.9150[.000]
dLNKHOD	.33181	.050376	6.5867[.000]
dLNOMR	.15434	.027590	5.5939[.000]
dD	-.12482	.023843	-5.2353[.000]
dC	-6.5241	.60772	-10.7353[.000]
ecm(-1)	-.64573	.061836	-10.4426[.000]

R-Squared	.93447	R-Bar-Squared	.91536
S.E. of Regression	.025760	F-stat. F(6, 25)	57.0436[.000]
Mean of Dependent Variable	.077193	S.D. of Dependent Variable	.088543
Residual Sum of Squares	.015925	Equation Log-likelihood	76.2832
Akaike Info. Criterion	68.2832	Schwarz Bayesian Criterion	62.4202
DW-statistic	2.4731		