بررسی عوامل مؤثر بر مصرف بنزین در شهر تهران

قهرمان عبدلی*، دانشیار، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران
محسن محمدی خیاره، دانش‌آموختهٔ کارشناسی‌ارشد، دانشکدهٔ اقتصاد، دانشگاه تهران، تهران، ایران
E-mail: g_abdoli@yahoo.com
دریافت: ۱۳۹۰/۰۳/۰۲- پذیرش: ۱۳۹۰/۰۹/۰۶

چکیده

در این مقاله، به‌منظور تعیین عوامل مؤثر بر مصرف بنزین در بخش حمل و نقل شهر تهران و بررسی خصوصیات کوتاه مدت و بلندمدت تقاضای بنزین در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۴۷، از روش خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL)، استفاده شده است. نتایج، حاکی از آن است که متغیرهای درآمدسرانه، مصرف بنزین سرانه خودروها و قیمت واقعی بنزین مانا از درجه یک هستند و نیز کلیه متغیرها دارای رابطه بلندمدت و هم‌انباشته هستند. کشش‌های قیمتی و درآمدی بنزین در بلندمدت، به‌ترتیب ۰/۱۷- و ۱/۲۸ برآورد شده است. بر اساس مدل تصحیح خطا (ECM)، کشش قیمتی بنزین در کوتاه‌مدت، برابر ۰/۱۱- برآورد شده است، در حالی‌که کشش درآمدی کوتاه‌مدت برابر ۰/۷۸ تخمین زده شده است. سرعت تعدیل الگو، ۰/۶۱- برآورد شده است؛ به این معنی که در هر سال، ۶۱ درصد از عدم تعادل ایجاد شده در دوره قبل، تعدیل می‌شود یا به‌عبارتی این ضریب تعدیل، گویای این است که در حدود ۹۵ درصد از تعدیل تقاضا، بعد از ۳ دوره اتفاق می‌افتد.

واژه‌های کلیدی: تقاضای بنزین، هم انباشتگی، ARDL، مدل تصحیح خطا، کشش تقاضا، تهران

۱- مقدمه

اندازه‌گیری میزان واکنش تقاضای انرژی به تغییرات درآمد و قیمت انرژی در بخش حمل و نقل، همیشه چالشی برای تحلیلگران انرژی، به ویژه سیاست‌گزاری انرژی در بلندمدت بوده است (برون[۱] و دیگران، ۲۰۰۸). سیاست‌گزاران همچنین علاقه زیادی به تعیین میزان کشش‌های تقاضای انرژی در بخش حمل و نقل، به‌منظور سیاست‌های زیست‌محیطی دارند (سایپس و مندلسون[۲]، ۲۰۰۸؛ برونس و دیگران، ۲۰۰۸). بخش حمل و نقل به‌عنوان یکی از عمده‌ترین منابع تشدید میزان گازهای گلخانه‌ای[۳] در دنیا محسوب می‌شود (رایت و فولتون[۴]، ۲۰۰۵) و تقریباً ۲۶ درصد، از حجم انتشار کربن جهانی را نیز به این بخش نسبت می‌دهند (چاپمن[۵]، ۲۰۰۷). افزایش در انتشار کربن منجر به تغییرات آب و هوایی می‌شود و بنابراین، لازم است سیاست‌گزاری مناسب برای مقابله با انتشار کربن و حفاظت از منابع انرژی صورت گیرد.

بنزین به‌عنوان یکی از مهم‌ترین فرآورده‌های نفتی در بخش حمل و نقل، از اهمیت فراوانی برخوردار است، به‌طوری‌که بالغ بر ۹۵ درصد بنزین مصرفی کشور در بخش حمل و نقل به مصرف می‌رسد. با توجه به مصرف روزافزون انرژی در بخش حمل و نقل شهری و سهم بالای بخش حمل و نقل در آلایندگی زیست‌محیطی شهرها، ضرورت برنامه‌ریزی در این بخش نمایان می‌شود. بدون شک مصرف بنزین در بخش حمل و نقل، تأثیر بسزایی در ایجاد و تشدید آلودگی هوای شهر تهران دارد. روند روزافزون توسعه شهر تهران و افزایش جمعیت آن، افزایش موجودی خودروهای بنزین‌سوز که دارای کارایی سوخت پایینی هستند، افزایش عمر ناوگان خودروهای سواری و خارج نکردن خودروهای اسقاطی، از عوامل افزایش تقاضای انرژی در این شهر است. بالارفتن میزان بی‌رویه مصرف بنزین و اتلاف آن، از دید ملی یعنی اتلاف ثروت

* نویسنده مسئول

و سرمایه ملی و ایجاد آلودگی‌های زیست‌محیطی (مانع توسعه پایدار) و از دید خرد، یعنی افزایش هزینه‌های سوخت (به‌ویژه زمانی که قیمت‌های بنزین و گازوییل به قیمت‌های واقعی خود برسند). با توجه به افزایش آلودگی هوای شهر تهران که مهم‌ترین عامل آن مصرف بی‌رویه سوخت در ناوگان حمل و نقل تهران و نیز عمر بالای ناوگان خودروها است، توجه به مسئله مصرف بهینه بنزین، سال‌هاست که در دستور کار متخصصان امر قرار گرفته است. هدف کلی در این تحقیق بررسی عوامل قیمتی و غیر قیمتی مؤثر بر مصرف بنزین در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت است و از این‌رو، سعی بر این است که با استفاده از تخمین تابع تقاضای بنزین در شهر تهران و شناسایی عوامل مؤثر بر مصرف بنزین در این شهر، به این مهم دست پیدا کنیم.

این مقاله در ۷ بخش تنظیم می‌شود، در بخش دوم مبانی نظری و در بخش سوم، پیشینه تحقیق ارایه می‌شود، بخش چهارم به معرفی و تصریح مدل اختصاص یافته است. در بخش پنجم روش تخمین مطرح شده و در نهایت در بخش ششم و هفتم به ترتیب نتیجه‌گیری و ارایه پیشنهادات، آمده است.

۲- مبانی نظری

در سال‌های اخیر، شدت گرفتن مصرف بنزین در ایران به خصوص در کلان‌شهرها، باعث به‌وجود آمدن عواقب زیان‌آوری از قبیل آلوده‌کردن هوای شهرها، تهدید سلامتی مردم و نیز زیان به اقتصاد ملی شده است که دلیل عمده آن را می‌توان در پایین بودن قیمت واقعی بنزین، فرسوده بودن ناوگان حمل و نقل و نبود جانشین مناسب برای این حامل انرژی و ... جستجو کرد. از این‌رو بحث از رده خارج کردن خودروهای فرسوده و افزایش و آزادسازی قیمت بنزین، از مهم‌ترین اقدامات صورت گرفته برای حل این مشکلات در چند سال اخیر بوده است.

تعداد زیادی از گروه‌های مختلف در جامعه، علاقمند به آگاهی و درک نحوه تغییرات میزان تقاضای بنزین نسبت به تغییرات در قیمت آن هستند. دولت‌ها با افزایش قیمت بنزین یا مالیات بر بنزین در صدد کسب درآمد برای ساختن جاده‌ها و تعمیر و نگهداری بزرگراه‌ها می‌باشند. سازندگان خودرو، علاقمند به چگونگی تحت تأثیر قرار گرفتن تقاضای مصرف‌کنندگان برای کارایی سوخت، نسبت به تغییرات در قیمت بنزین هستند؛ از این‌رو آگاهی از میزان تغییرات تقاضای بنزین نسبت به قیمت آن، از اهمیت بالایی برخوردار است.

ممکن است مدل‌سازی یک تابع تقاضا برای بنزین، در ابتدا ساده به‌نظر برسد. در کتاب‌های درسی اقتصادی، متغیرهای لازم برای تخمین تقاضای کالاها توصیف شده است؛ این متغیرها شامل درآمد، قیمت کالا، همچنین قیمت کالاهای مکمل یا جانشین می‌باشد. استفاده از این نحوه مدل‌سازی برای تابع تقاضای کالایی مثل بنزین، مشکلاتی به‌وجود می‌آورد. مشکل یا سختی کار این است که تقاضای بنزین یک تقاضای مشتقه است؛ به این معنی که مردم به‌صورت مستقیم خواهان تقاضای بنزین نیستند، بلکه مایل به تقاضای حمل و نقل هستند که تقاضا برای بنزین را ایجاد می‌کند. اگر میزان کارایی سوخت در طول زمان ثابت باشد، این مشکل خودبه‌خود رفع می‌شود، ولی با افزایش کارایی سوخت در طول زمان، میزان حمل و نقل ایجاد شده به ازای هر لیتر بنزین افزایش می‌یابد. مشکل دیگر این است که افزایش در کارایی سوخت، به‌صورت قابل توجهی تحت تأثیر قیمت بنزین قرار می‌گیرد. با توجه به مطالب یاد شده، بین قیمت سوخت و کارایی سوخت همبستگی بالایی وجود دارد.

مدل‌های تجربی مورد استفاده برای تقاضای انرژی، اساساً از نظریه تقاضای مارشالی برای کالاها و خدمات استخراج می‌شوند (آلتینای[۶]، ۲۰۰۷). در مدل اصلی، متغیرهای توضیحی شامل قیمت و درآمد واقعی هستند (استرنر و داهل[۷]، ۱۹۹۲)، یعنی؛

$$G_t = f\left(P_t, Y_t\right) \qquad (۱)$$

P_t و Y_t، به‌ترتیب قیمت واقعی بنزین و درآمد سرانه هستند.

در این مطالعه، به‌منظور تصریح مدل مورد نظر از فرض اتحاد مصرف سوخت سوئینی[۸] (۱۹۷۸) و گریفین[۹] (۱۹۷۹)، به‌صورت زیر استفاده می‌شود که پایه نظری این مدل، به ادبیات اقتصادی تولید خانوار برمی‌گردد (التونی، ۱۹۹۳).

$$g = u.\frac{1}{e}.v = \frac{u.v}{e} \qquad (۲)$$

$$\frac{g}{v} = \frac{u}{e} \qquad (۳)$$

g مصرف بنزین (لیتر)، v موجودی خودرو، u میزان پیمایش خودرو (کیلومتر) و e کارایی سوخت می‌باشد. مطابق مدل‌های سنتی و قدیمی، تقاضای خانوار برای بنزین از یک فرآیند حداکثرسازی مطلوبیت با قید انتخاب وسیله نقلیه، مدل‌سازی

می‌شود. برآیند چنین مدلی تابع مصرف سرانه بنـزین بـه ازای هـر ماشین را به‌صورت زیر به‌دست می‌دهد:

$$G = g(\frac{P_g}{e}, Y, UN).E \qquad (٤)$$

که G برابر با مصرف سـرانه هـر خـودرو($\frac{g}{v}$)، $\frac{P_g}{e}$ برابـر قیمـت بنزین در هر کیلومتر (کارایی سوخت / قیمـت واقعـی بنـزین)، Y برابر با درآمد قابل تصرف هـر خـانوار، UN نـرخ بیکـاری و E معکوس کارایی سوخت می‌باشد (التونی، ۱۹۹۳).

هزینه هر کیلومتر پیمایش، یکی از عواملی است که میزان تقاضـای هر فرد برای خدمات حمل و نقل را تحـت تـأثیر قـرار مـی‌دهـد. مشکل این است کـه قیمـت سـوخت، بـه‌صـورت مسـتقیم میـزان کیلومتر رانده شده را تحت تأثیر قرار نمی‌دهـد. در عـوض، میـزان پیمایش، تحت تأثیر نسبت قیمت سوخت به میزان کارایی سوخت (هزینه هـر کیلـومتر پیمـایش) قـرار دارد. در نتیجـه رانـندگان، در تصمیم‌گیری خود مبنی بر میزان کیلومتر رانده شده، به‌جای قیمـت سوخت، میزان هزینه هر کیلومتر پیمایش را، مدنظر قرار می‌دهنـد. انتظار بر این است زمانی‌که میزان کیلومتر پیمایش افزایش می‌یابـد، رانندگان در صدد خریـد خودروهـایی بـا کـارایی بـالاتر سـوخت باشند، در نتیجه کارایی سوخت نیز افزایش می‌یابد. در عین حـال، افزایش در کارایی سوخت، باعث کاهش هزینه هر کیلومتر پیمایش می‌شود و در نتیجه، میزان کیلومتر پیمایش افزایش می‌یابـد. انتظـار می‌رود که قیمت بنزین اثرات متفاوتی بر میزان کیلومتر پیمـایش و کارایی سوخت داشته باشد. از یک طرف، با افزایش قیمت بنـزین، انتظار افزایش در کارایی سوخت بالا مـی‌رود کـه ایـن امـر سـبب افزایش میزان پیمایش می‌گـردد. از طـرف دیگـر، افـزایش قیمـت بنزین موجب افزایش هزینه هر کیلومتر پیمـایش مـی‌شـود کـه در نهایت منجر به کاهش میزان کیلومتر رانده شده می‌شود. بـا فـرض اینکه، مسافرت کالایی عادی است، افزایش درآمد، موجب افزایش میزان کیلومتر رانده شده می‌شود. در عین حال، با افـزایش درآمـد، سهم هزینه هر کیلومتر پیمایش در بودجه خانوار، کاهش مـی‌یابـد. در نتیجه، انتظار می‌رود که افزایش درآمد، اثری منفـی بـر کـارایی سوخت داشته باشد.

۳- پیشینه تحقیق

شواهد تجربی نشان می‌دهد که بـه‌طـور کلـی، تقاضـای بنـزین از لحاظ قیمتی کم‌کشش است و تقاضای بنزین از لحاظ درآمدی نیـز کم‌کشش یا دارای کشش نزدیک به واحد است (آلتینـای، ۲۰۰۷). بررسی‌های تقاضای بنزین طی زمان، از لحـاظ متغیرهـای توضـیح دهنده تقاضای انرژی، به‌طور گسترده توسعه یافته است و روش‌های اقتصادسنجی مورد استفاده برای مدل‌سازی تقاضای انرژی، ادبیاتی غنی در زمینه کشـش‌هـای قیمتـی و درآمـدی تقاضـای انـرژی در کوتاه‌مدت و بلندمدت پدیـد آورده‌انـد. تحقیقـات اخیـر در زمینـه مدل‌سازی تقاضای انـرژی، تأکیـد زیـادی روی تجزیـه و تحلیـل هم‌انباشتگی و داده‌های سری زمانی داشته‌اند.

آزمون‌های ریشه واحد، به‌منظور کشف رابطه کاذب بـین داده‌هـای سری زمانی به‌کار می‌رود. زمانی‌که متغیرها (I(1)) هستند و رابطـه هم‌انباشـتگی وجـود دارد، عمومـاً از یـک مـدل تصـحیح خطـا[۱۰] (ECM) برای تعیین روابط کوتاه‌مـدت و بلندمـدت بـین متغیرهـا استفاده می‌شود. رمناتان[۱۱] (۱۹۹۹)، از یک مدل ECM برای تخمین کشش‌های تقاضای انـرژی در هنـد اسـتفاده کـرده اسـت و نتـایج بیانگر بزرگ بودن کشش‌های درآمدی در کوتاه‌مـدت و بلندمـدت (به‌ترتیب ۱/۱۲ و ۲/٦۸) می‌دهد، در حالی‌کـه کشـش‌هـای قیمتـی تقاضا در کوتاه‌مدت و بلندمدت کوچک هستند (به‌ترتیب ۰/۲۱- و ۰/۳۲-). روش‌های متعددی به‌منظور آزمون رابطه هم‌انباشـتگی در تجزیـه و تحلیـل تقاضـای انـرژی اسـتفاده مـی‌شـود. التـونی و آلموتایری[۱۲] (۱۹۹۵)، از روش انگل- گرانجر بـرای آزمـون رابطـه هم‌انباشتگی بین قیمت واقعی، درآمد واقعی و مصرف سرانه بنزین در کویت استفاده کرده‌اند و برای تخمین کشش‌هـای تـابع تقاضـا، مـدل ECM را بـه‌کـار بـرده‌انـد. کشـش‌هـای قیمتـی تقاضـا در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۰/۳۷- و ۰/٤٦- بوده، در حالی‌کـه کشش‌های درآمدی تقاضا در کوتـاه‌مـدت و بلندمـدت بـه‌ترتیـب ۰/٤۷ و ۰/۹۲ برآورد شده است. چئونـگ و تامسـون[۱۳] (۲۰۰٤)، از مدل خود توضیح بـرداری تصـحیح خطـا[۱٤] (VECM) و تکنیـک هم‌انباشتگی جوهانسون، برای تخمین کشش‌های تقاضای بنزین در چین استفاده کرده‌اند. نتایج، نمایانگر ایـن اسـت کـه کشـش‌هـای قیمتی و درآمدی تقاضای بنزین در بلندمدت، بـه‌ترتیـب ۰/٥٦- و ۰/۹۷ و کشش‌های کوتاه‌مدت قیمتی و درآمـدی تقاضـای بنـزین، به‌ترتیب ۰/۱۹- و ۱/٦٤ برآورد شده‌اند.

آلوز و بوئنـو[۱٥] (۲۰۰۳)، بـا اسـتفاده از آمـاره دوربـین- واتسـن[۱٦] به‌عنوان شاخصی برای رابطه هم‌انباشتگی و ECM، اذعان کردنـد که کشش قیمتی تقاضا در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیـب ۰/۰۹- و ۰/٤٦- و کشش‌های درآمـدی کوتـاه‌مـدت و بلندمـدت هـر دو

برابر با ۰/۱۲ هستند. در حالی‌که روش دومرحله‌ای انگل-گرانجر (۱۹۸۷) و روش هم‌انباشتگی جوهانسون به‌صورت گسترده در تحلیل هم‌انباشتگی به‌کار گرفته شده‌اند، ابداع اخیر در تحلیل هم‌انباشتگی آزمون کرانه‌ای[۱۷] (Bound Test)، ARDL است که توسط پسران و دیگران (۲۰۰۱)، انجام شده است و مزایای بسیاری نسبت به روش‌های قبلی هم‌انباشتگی دارد.

آکینبود و دیگران[۱۸] (۲۰۰۸)، از این روش برای هم‌انباشتگی و تأیید رابطه بلندمدت بین متغیرهای تقاضای بنزین در آفریقای جنوبی در دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۷، استفاده کرده‌اند و کشش‌های بلندمدت قیمتی و درآمدی تقاضای بنزین را به‌ترتیب، ۰/٤۷- و ۰/۳٦ تخمین زده‌اند. پولمیس[۱۹](۲۰۰٦)، در مطالعه خود، به منظور تعیین عوامل مؤثر بر تقاضای انرژی در یونان، به این نتیجه رسیده است که تقاضای بنزین نسبت به قیمت و درآمد در کوتاه‌مدت و بلندمدت بی‌کشش است. رائو و رائو[۲۰] (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای با عنوان "هم‌جمعی و تقاضا برای بنزین"، به این نتیجه رسیده‌اند که تقاضا نسبت به درآمد و قیمت بی‌کشش بوده است. اسماعیل‌نیا (۱۳۷۸)، تابع تقاضای بنزین و نفت‌گاز را طی دورهٔ ۱۳۷۷-۱۳٤٦ برآورد کرده است و نتایج، بیانگر آن است که بنزین کالایی کم‌کشش و ضروری است. ختایی و اقدامی (۱۳۸٤)، با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، به برآورد کشش قیمتی تقاضای بنزین، در بخش حمل و نقل زمینی پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که تقاضای بنزین نسبت به تغییرات قیمت، کم‌کشش است. ابونوری و شیوه (۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای، تابع تقاضای بنزین در ایران را برای دوره ۸۱-۱۳٤۷ تخمین زده‌اند و نتایج نشان می‌دهد که تعداد خودروها، درآمد ملی و رشد جمعیت، عوامل تأثیرگذاری بر تقاضا و مصرف بنزین در ایران هستند.

زراءنژاد و قپانچی (۱۳۸۵)، تابع تقاضای بنزین را برای دوره ۱۳۸۲-۱۳٤٦ با استفاده از روش هم‌جمعی یوهانسن- جوسیلسیوس برآورد کردند و به این نتیجه رسیدند که تقاضا برای بنزین نسبت به قیمت و درآمد، بی‌کشش است، یعنی بنزین یک کالای ضروری است. در نتیجه، عوامل غیر قیمتی و غیر درآمدی در کاهش مصرف آن تأثیر ویژه‌ای دارند. مزرعتی (۱۳۸٦)، در مطالعه‌ای، کشش کوتاه‌مدت راندمان خودروهای سواری برای تقاضای بنزین را برابر ۳/۵-، کشش قیمتی بنزین ۰/۱۷- و کشش‌های عمر خودرو و تعداد خودروهای سواری به‌ترتیب ۰/۱٦ و ۰/٤۳ به‌دست آورده است. مهرگان و قربانی (۱۳۸۸)، با استفاده از رویکرد ARDL، تابع تقاضای بخش حمل نقل ایران را تخمین زده‌اند و نشان داده‌اند که کشش قیمتی بنزین در کوتاه‌مدت، بی‌کشش و در بلندمدت به‌دلایلی هم‌چون تثبیت پیاپی قیمت اسمی و نبود جایگزین مناسب برای آن در بخش حمل و نقل، بی‌معنی بوده است و کشش درآمدی نیز در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۰/۵۷ و ۰/۸۹ به‌دست آمده است. رازینی و دیلمی (۱۳۸۹)، اثر تغییر قیمت بنزین بر مصرف آن را طی دوره ۸۷-۱۳۵۰، با استفاده از روش خودرگرسیون برداری، مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج به‌دست آمده، بیانگر این است که مصرف بنزین بر اثر افزایش قیمت، ابتدا به‌صورت بسیار ضعیفی کاهش یافته و در مدت زمان کوتاهی افزایش خواهد یافت.

٤- معرفی داده‌ها و مدل

٤-۱- تصریح مدل

بر اساس مطالعات بنتزن[۲۱] (۱۹۹٤)، رامنتان (۱۹۹۹)، چئونگ و تامسون (۲۰۰٤)، آکینبود و دیگران (۲۰۰۸) و پولمیس (۲۰۰٦)، تقاضای بنزین به شکل لگاریتمی مدل‌سازی می‌شود و در نتیجه تقاضای بنزین در رابطه ٤، به شکل زیر در می‌آید:

$$LnG_t = \beta_o + \beta_1 LnP_t + \beta_2 LnY_t + \beta_3 LnUN_t + \beta_4 LnE_t \quad (۵)$$

با توجه به رابطه فوق و استفاده از آن برای مدل‌سازی تقاضای بنزین در شهر تهران، به‌علت دسترسی نداشتن به داده‌های بیکاری در شهر تهران، این متغیر از مدل حذف شده است و نیز به جای قیمت سوخت در هر کیلومتر، به‌علت دسترسی نداشتن به داده‌های کارایی سوخت، از قیمت سوخت در هر لیتر استفاده شده است. بنتزن (۱۹۹٤) و پولمیس (۲۰۰٦)، به‌منظور نشان دادن افزایش کارایی سوخت از متغیر روند زمانی (T)، در مطالعات خویش استفاده کرده‌اند. در این تحقیق نیز به‌علت عدم دسترسی به داده‌های کارایی سوخت در شهر تهران، به‌جای آن از روند زمانی (T) به‌عنوان شاخصی برای نشان دادن تغییرات تکنولوژی استفاده می‌شود. در نهایت به‌منظور بررسی اثرات خارجی مربوط به جنگ تحمیلی در سال‌های ٦۷-۵۹، از متغیر مجازی DUM استفاده شده است. از این‌رو مقدار متغیر مجازی ذکر شده را برای سال‌های

۵۹-۶۷ برابر عدد یک و برای بقیه سال‌ها برابر با صفر در نظر گرفته شده است. فرم خلاصه شده مدل مورد تخمین به‌صورت زیر می‌باشد:

$$LnG_t = \beta_o + \beta_1 LnP_t + \beta_2 LnY_t + \beta_3 DUM + \beta_4 T + \varepsilon_t \quad (۶)$$

به‌طور کلی رویکرد ARDL هم‌انباشتگی، شامل تخمین فرم تصحیح خطای شرطی مدل ARDL، برای تابع تقاضای بنزین به‌صورت زیر است:

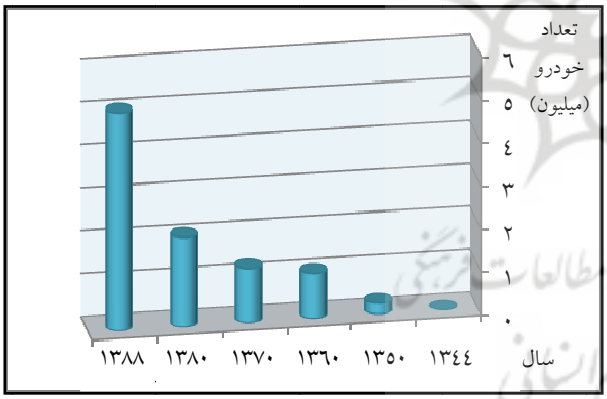
$$\Delta \ln(g)_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_i \Delta \ln(g)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \theta_i \Delta \ln(p)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_i \Delta \ln(y)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \vartheta_i \Delta(dum)_{t-i} + \varphi_i t + \delta_1 \ln(g)_{t-1} + \delta_2 \ln(p)_{t-1} + \delta_3 \ln(y)_{t-1} + \delta_4 (dum)_{t-1} + \nu_t \quad (۷)$$

که در آن: $T, (dum)_{t-i}, \ln(y)_{t-i}, \ln(p)_{t-i}, \ln(g)_t$ به‌ترتیب میزان بنزین سرانه مصرفی هر خودرو، قیمت واقعی بنزین، درآمد سرانه، متغیر مجازی و متغیر روند زمانی می‌باشند. عملگر Δ نشان‌دهنده اولین تفاضل متغیرهاست و p طول وقفه بهینه است. با استفاده از آمارها و اطلاعات موجود، مدل فوق برای دوره ۱۳۸۸- ۱۳۵۰، به‌منظور برآورد تابع تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت بنزین در حمل و نقل تهران از الگوی پویای خودتوضیحی با وقفه‌های توزیع شده ($ARDL$) استفاده شده است. الگوی بالا از این مزیت برخوردار است که لازم نیست همه متغیرها یک درجه تجمعی یکسان داشته باشند. همچنین، افزون بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به‌منظور بررسی چگونگی فرآیند تعدیل از کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت ارایه می‌دهد (مهرگان و قربانی، ۱۳۸۸).

٤-۲- معرفی داده‌های مدل

در تحقیق حاضر، برای محاسبه موجودی خودروها، صرفاً خودروهای بنزین‌سوز و موتورسیکلت‌ها در شهر تهران مورد بررسی قرار گرفته است. داده‌های مورد نیاز از طریق معاونت طرح و برنامه و بودجه نیروی انتظامی جمهوری اسلامی ایران، به‌دست آورده شده است. این متغیر خود شامل انواع اتومبیل، وانت‌بار و موتورسیکلت تولیدی در داخل کشور و وارداتی است. از آنجایی که در مطالعات سازمان بین‌الملل، هر شش موتورسیکلت معادل یک اتومبیل فرض می‌شود، در این مطالعه نیز با توجه به فرض مذکور، برای محاسبه موجودی خودروها، هر شش موتورسیکلت برابر با یک خودرو در نظر گرفته شده است و نیز از جمع‌آوری خودروهای شماره‌گذاری شده، موجودی کل خودروها به‌دست آمده است. با توجه به اینکه خودروهای مستهلک، سهم ناچیزی از کل خودروها را تشکیل می‌دهند و نیز اگرچه تعدادی از خودروها در سال‌های اخیر اسقاط شده‌اند، در اغلب موارد، اسقاط خودرو با جایگزینی یک خودرو دیگر انجام گرفته است و تعداد خودروهای اسقاط شده که جایگزین نشده‌اند، ناچیز می‌باشد و آمار مربوط به آنها در دسترس نبوده است، در نتیجه آمار کلی خودروهای موجود، تفاوت چندانی با آمار خودروهای ثبت شده ندارد. لازم به‌ذکر است برای سال‌های قبل از ۱۳٤٤، آمار مستندی در دست نبوده است. در نمودار شماره ۱، روند تغییرات ناوگان خودروهای سواری در شهر تهران، طی سال‌های ۸۸-۱۳٤٤، بر اساس توضیحات فوق برآورد شده است. همان‌طور که از نمودار مشهود است، روند افزایش خودروهای بنزینی در ناوگان حمل و نقل تهران در چند سال اخیر، به‌صورت قابل توجهی افزایش یافته است.

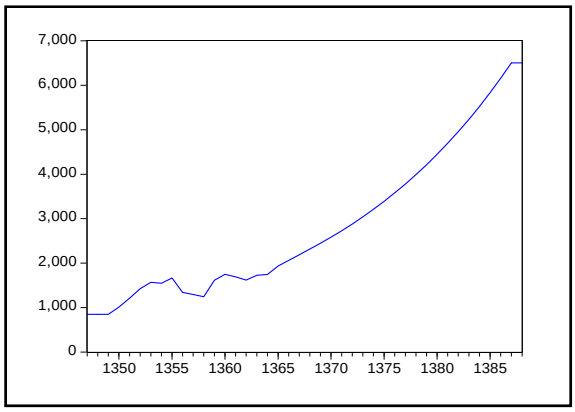
نمودار ۱. روند رشد ناوگان خودروهای سواری در تهران



مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نمودار ۲، تغییرات و مقدار مصرف بنزین در شهر تهران طی سال‌های ۸۸-۱۳٤۷ نشان داده شده است. آمار و اطلاعات این بخش، از شرکت پخش فرآورده‌های نفتی تهران به‌دست آمده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، روند کلی مصرف، به‌جز در دو حالت، که مقدار مصرف روندی نزولی داشته، صعودی بوده است و رشد میزان مصرف، در دهه دوم انقلاب بالاتر از رشد آن در دهه اول بوده است.

نمودار۲. روند مصرف بنزین در شهر تهران در دوره ۱۳۸۸-۱۳٤۷



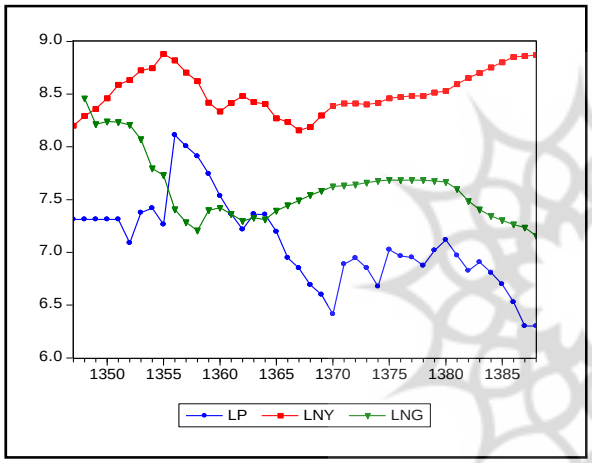
مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نمودار ۳، به‌ترتیب از بالا به پایین روند تغییرات درآمد واقعی سرانه، مصرف سرانه بنزین خودروها و قیمت واقعی بنزین در طول دوره زمانی ۸۸-۱۳٤۷، نشان داده شده است.

با توجه به نمودار ۳، می‌توان روند تغییرات متغیرها را در سه دوره کلی قبل از جنگ، دوران جنگ و دوران بعد از جنگ مورد بررسی قرار داد. درآمد سرانه در ابتدا با آهنگی فزاینده در حال افزایش بوده است، سپس در دهه ٦۰ با شروع جنگ تحمیلی و شوک‌های نفتی در سال‌های ٦۰ و ٦۱ و کاهش صادرات نفتی و تولید ناخالص داخلی و افزایش رشد جمعیت، روند آن نزولی می‌شود و بعد از آن، با پایان جنگ و از دهه ۷۰ به بعد، با افزایش قیمت نفت از یک طرف و افزایش صادرات نفتی و غیرنفتی از طرف دیگر، آهنگی افزایشی یافته است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، آهنگ رشد مصرف سرانه خودروها نیز از ابتدا تا اواسط دهه ٦۰ در حال کاهش بوده، هر چند که در بعضی سال‌ها آهنگ رشد، افزایشی بوده است، کاهش درآمد سرانه و کاهش تقاضای مسافرت و تقاضای اتومبیل شخصی در سال‌های اولیه انقلاب، سهمیه‌بندی بنزین در ابتدای دهه٦۰ و رکود اقتصادی کشور در دوره ۸ ساله جنگ، پرش قیمت واقعی بنزین در سال ۵۹، از دلایل کاهش مصرف سرانه در این دوره بوده است؛ همچنین طبق داده‌های موجود، آهنگ افزایش خودروها در این دوره، بیشتر از آهنگ افزایش مصرف بنزین بوده است.

از اواخر دهه ٦۰، با پایان جنگ و بهبود فضای کسب و کار در کشور و افزایش استاندارد زندگی مردم و در نتیجه افزایش درآمد، تقاضا برای مسافرت و داشتن اتومبیل شخصی رو به فزونی بوده است و از طرفی قیمت واقعی پایین بنزین در این دوره به‌واسطه تورم، فرسودگی خودروها، بالا بودن متوسط عمر خودروها و نقص فنی خودروها، در افزایش مصرف سوخت تأثیر بسزایی داشته‌اند. لازم به‌ذکر است که کاهش مصرف سرانه خودروها در سال‌های اخیر را می‌توان به افزایش کارایی سوخت در نتیجه ورود خودروهای جدید با مصرف سوخت کمتر، افزایش قیمت سوخت، جوان‌سازی ناوگان حمل و نقل در اثر خروج خودروهای فرسوده و تا حدودی بهبود شبکه حمل و نقل عمومی، نسبت داد. آمار مربوط به مصرف بنزین از شرکت پخش و پالایش فرآورده‌های نفتی ایران و آمار مربوط به قیمت بنزین و تولید ناخالص داخلی سرانه بدون نفت، از منابع اطلاعاتی بانک مرکزی گردآوری شده است.

نمودار۳. روند متغیرهای قیمت واقعی بنزین، درآمد سرانه واقعی و مصرف سرانه خودروها در دوره ۱۳۸۸-۱۳٤۷



مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- روش تخمین (ARDL/ECM)

رویکرد ARDL، برای اولین بار توسط پسران و شین[۲۲] (۱۹۹۹) مطرح و پس از آن توسط پسران و همکاران[۲۳] (۲۰۰۳)، توسعه داده شد. مدل خود توزیع با وقفه‌های گسترده تعمیم‌یافته را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$Q(L,p)Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)X_{it} + U_t, i = 1,2,.....,k$$

$$\beta_i(L,q_i) = 1 - \beta_{i1}L^1 - \beta_{i2}L^2 - ... - Q_{iq}L^{qi} \qquad (۸)$$

در رابطه بالا α_0 عرض از مبدأ، Y_t متغیر وابسته و L، عامل وقفه است که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$L^j Y_t = Y_{t-j} \qquad (۹)$$

در رابطه ۸ داریم:

$$Q(L,p) = 1 - Q_1 L^1 - Q_2 L^2 - \ldots - Q_p L^p \qquad (۱۰)$$

$$\beta_i(L,q_i) = 1 - \beta_{i1} L^1 - \beta_{i2} L^2 - \ldots - Q_{iq} L^{qi} \qquad (۱۱)$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هر کدام از متغیرها را می‌توان به کمک ضابطه‌های آکاییک[۲۴]، شوارز- بیزین[۲۵] و حنان- کویین[۲۶] تعیین کرد. به‌طورکلی استفاده از روش هم‌انباشتگی انگل- گرانجر، دارای محدودیت‌های زیادی است. از جمله آنکه در نمونه‌های با حجم کوچک، برآوردهای حاصل از این روش، تورش‌دار است. از سویی توزیع حدی برآوردگرهای حداقل مربعات، غیر نرمال است. بنابراین، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های معمول بی اعتبار است و نیز روش انگل- گرانجر بر پیش‌فرض وجود یک بردار هم‌انباشتگی استوار است و تحت شرایطی که بیش از یک بردار هم‌انباشتگی وجود داشته باشد، استفاده از این روش ناکارا می‌باشد (تشکینی، ۱۳۸٤). با این وجود، رویکرد هم‌انباشتگی *ARDL*، مزیت‌های فراوانی نسبت به سایر روش‌های هم‌انباشتگی دارد. الف) در این روش برخلاف سایر روش‌های هم‌انباشتگی، فرض محدودکننده مساوی بودن درجه هم‌انباشتگی تمام متغیرهای مدل در نظر گرفته نمی‌شود. به عبارت دیگر، صرف‌نظر از اینکه متغیرهای مدل دارای هم‌انباشتگی [I(1)] یا [I(0)] باشند و یا هم‌انباشتگی جزیی داشته باشند، رویکرد *ARDL* قابل استفاده است و نتایج معتبری به‌دست می‌دهد. ب) در حالی‌که سایر تکنیک‌های هم‌انباشتگی، به اندازه نمونه حساس هستند، اما آزمون هم‌انباشتگی *ARDL* حتی در صورت وجود نمونه کوچک، نتایج قابل قبولی ارایه می‌دهد. ج) رویکرد *ARDL*، عموماً تخمین‌های بدون تورشی از مدل‌های بلندمدت ارایه می‌دهد و همچنین در صورت درونزا بودن تعدادی از متغیرهای مستقل، آماره t معتبری ارایه می‌دهد (هریس و سولیس[۲۷]، ۲۰۰۳).

۵-۱- برآورد مدل

مدل هم‌جمعی، یکی از ابزارهای اقتصادسنجی است که اخیراً برای تخمین روابط بلند مدت بین دو یا بیشتر از ۲ متغیر سری زمانی استفاده می‌شود. اولین گام در تجزیه و تحلیل هم‌جمعی، بررسی مانایی متغیرهای مدل می‌باشد (هم متغیرهای وابسته و هم متغیرهای مستقل) که با استفاده از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF)[۲۸] انجام شده است و برای تعیین خودهمبستگی از آزمون *LM* و برای تعیین تعداد وقفه‌ها از معیار شوارز- بیزین (SBC) استفاده شده است. لازم به ذکر است، به‌منظور تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی همه متغیرهای سری زمانی، به لگاریتم طبیعی تبدیل شده‌اند. آزمون‌های مانایی و دیگر تجزیه و تحلیل‌های رگرسیونی در این مقاله با استفاده از نرم‌افزار مایکروفیت، نسخه ٤.١ انجام شده است. نتایج آزمون دیکی- فولر در جدول ۱ نمایش داده شده است. در این جدول، آماره t برای هر کدام از متغیرها نشان می‌دهد که تمام متغیرها در سطح نامانا می‌باشند؛ در مقابل آماره t برای تفاضل اول متغیرها از نظر آماری معنی‌دار است که منجر به رد فرضیه صفر، مبنی بر نامانایی تفاضل اول متغیرها می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها

نام متغیر	ADF	مقدار بحرانی در ۹۵ درصد	نتیجه	درجه مانایی
Ln(g)	-۲/٤۳	-۳/۵۵	ناپایا	-
dLn(g)	-۵/۰۵	-۳/۵۵	پایا	I(1)
Ln(y)	-۱/۷۸	-۳/۵۵	ناپایا	-
dLn(y)	-٤/۰۲	-۳/۵۳	پایا	I(1)
Ln(P)	-۲/۳٦	-۳/۵۳	ناپایا	-
dLn(p)	-٦/٦۹	-۳/۵۳	پایا	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL(2,0,0,0)

نام متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره t
C	۱۰٦٦/۳	۲٤۳/٦۰۵۷	٤/۳۷۷۳
LN(g)(-1)	۰/٤۹۹٦٤	۰/۰۵۵٤۰۱	۹/۰۱۸۷
LN(g)(-2)	-۰/۱۰۷٤۳	۰/۰۳۹۰۲۱	-۲/۷۵۳۱
LN(P)	-۰/۱۰٦۲۹	۰/۰۳۵٤۳۱	-۲/۹۹۹۹
LN(y)	۰/۷۸۰۱٤	۰/۳۷۲۸۲	۲/۰۹۲٦
DUM	-۱۵۸/۰۳٤٦	۲۷/۷۲۸٤	-۵/٦۹۹٤
T	-۱۹/۱٦۱۹	۷/٦۱٦۵	-۲/۵۱۵۸

مأخذ:یافته‌های تحقیق

گام دوم در این تجزیه و تحلیل به تخمین رابطه هم انباشتگی تصریح شده در معادله ۷ اختصاص دارد، از این رو ابتدا باید مدل پویای مصرف بنزین برآورد شود که نتایج تخمین و جزییات آن، در جدول ۲ نشان داده شده است. نتایج تخمین، نمایانگر این است

که تمام متغیرها به‌جز متغیر درآمد سرانه، در سطح ۱ درصد معنی‌دار می‌باشند و متغیر درآمد سرانه نیز در سطح ۵ درصد، کاملاً معنی‌دار است.

حال بلافاصله بعد از تخمین معادله پویا باید آزمون وجود یا نبود رابطه بلندمدت را انجام داد. به‌منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت از آزمون کرانه‌ها (bound test) و یا آزمون F استفاده می‌شود. زمانی‌که رابطه بلندمدت وجود دارد، آزمون F تعیین می‌کند که کدام متغیر باید نرمال شود. فرضیه صفر برای نبود رابطه بلندمدت بین متغیرهای معادله ۷ به‌صورت زیر است:

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$$
$$H_1 = \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq 0$$

آزمون F، یک توزیع غیر استاندارد دارد که بستگی دارد به این‌که: (۱) آیا متغیرهای مدل I(0) یا I(1) هستند. (۲) تعداد رگرسورها یا متغیرهای توضیحی، (۳) آیا مدل دارای عرض از مبدأ و یا روند است. این آزمون شامل مقادیر بحرانی کرانه‌ای مجانبی است، بسته به این‌که آیا متغیرها I(0) یا I(1) یا ترکیبی از هر دو می‌باشند، دو مجموعه از مقادیر بحرانی ایجاد می‌شود که یک مجموعه به سری‌های I(1) و مجموعه دیگر مربوط به سری‌های I(0) است. مقادیر بحرانی در سری‌های I(1) به مقادیر کرانه‌ای بالا اشاره دارند، در حالی‌که مقادیر بحرانی سری‌های I(0)، مقادیر کرانه‌ای پایین را نشان می‌دهند. اگر آماره آزمون F، بالاتر از مقدار بحرانی کرانه بالایی باشد، می‌توان نتیجه گرفت که شواهدی از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، بدون توجه به درجه هم‌انباشتگی متغیرها وجود دارد. اگر آماره آزمون، کمتر از کران بالایی باشد، نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت را رد کرد و اگر مقدار آماره F، بین دو محدوده بالا و پایین قرار گیرد، بدون اطلاع از درجه هم‌انباشتگی متغیرهای توضیحی، نمی‌توان اظهار نظر کرد. در جدول ۳، نتایج آزمون کرانه‌ها با استفاده از آماره F، به‌منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمینی نشان داده شده است. با عنایت به جدول فوق و توضیحات یاد شده، آماره F، در سطوح معنی‌داری مختلف خارج از محدوده بحرانی قرار می‌گیرد و در نتیجه فرض صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل رد می‌شود (خروجی نرم‌افزار در بخش پیوست آورده شده است). اگر شواهدی از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها وجود داشته باشد، مدل بلندمدت زیر تخمین زده می‌شود:

$$\ln g_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_{1i} \ln(g)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \theta_{1i} \ln(p)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{1i} \ln(y)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \vartheta_{1i} (dum)_{t-i} + t + \mu_t \qquad (۱۲)$$

پس از تخمین مدل پویای تقاضای بنزین در تهران، تجزیه و تحلیل آزمون‌های تشخیصی[۲۹] برای بررسی انحراف از فروض کلاسیک رگرسیون در جدول ٤ ارایه شده است (نتایج تخمین در ضمیمه مقاله آورده شده است).

با توجه به جدول ٤، با در نظر گرفتن سطح خطای ۵ درصد و مقایسه آن با حداقل سطح معنی‌داری، فرضیه‌های صفر، به‌ترتیب مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی بین جملات پسماند، نرمال بودن توزیع جملات پسماند، شکل تبعی صحیح مدل و واریانس همسانی جملات پسماند پذیرفته می‌شوند. با توجه به تأیید وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل و در نتیجه نبود رگرسیون کاذب بین متغیرهای مدل، رابطه بلندمدت تقاضای بنزین برآورد شده است. ضرایب تخمینی معادله (۱۲) کشش‌های قیمتی و درآمدی بنزین در بلندمدت می‌باشد که نشان‌دهنده بزرگی و حساسیت زیاد بنزین نسبت به درآمد (۱/۲۸) در بلندمدت می‌باشد. به این معنی که با افزایش درآمد سرانه در تهران، افزایش قابل توجهی در مصرف بنزین مورد انتظار است. کشش قیمتی بنزین در بلندمدت (۰/۱۷۵-)، نمایانگر نسبتاً بی‌کشش بودن بنزین نسبت به قیمت، حتی در بلندمدت است. جزییات برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرها در جدول ۵ نمایش داده شده است.

جدول ۳. آزمون کرانه‌ها (bound test) بر اساس جداول نریان (۲۰۰٤)

متغیر وابسته	آماره F	مقادیر بحرانی (۱۰٪)		مقادیر بحرانی (۵٪)		مقادیر بحرانی (۱٪)	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
DGAS	۱٤۸/۱۳۰۹	۲/٦٦۰	۳/۸۳۸	۳/۲۰۲	٤/٥٤٤	٤/٤۲۸	٦/۲٥۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول٤. آزمون‌های تشخیصی برآورد مدل تقاضای بنزین در شهر تهران

نام آزمون	هدف	ضریب آماره LM
LM	بررسی خود همبستگی جملات خطا	(۰/۷۳)۰/۱۲۲*
RAMSEY RESET	بررسی تصریح درست مدل	(۰/۷٤)۰/۱۰۵
NORMALITY	بررسی نرمال بودن توزیع جملات خطا	(۰/۸٤)۰/۳۵۵
WHITE	بررسی واریانس ناهمسانی جملات خطا	(۰/۱۷)۲/۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق (*اعداد داخل پرانتز مقدار آماره t در سطح معنی‌داری ۵ درصد است.)

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت ARDL(2,0,0,0)

نام متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره t
C	۱۷۵٤/۵	۳۹۱/۷٦۳۵	٤/٤۷۸۳
LN(y)	۱/۲۸۳٦	۰/٦۰٤۵۵	۲/۱۲۳۲
LN(p)	-۰/۱۷٤۸۸	۰/۰۵۷٤۹٦	-۳/۰٤۱٦
DUM	-۲٦۰/۰۱۵۳	٤٤/۵۷۷۰	-۵/۸۳۲۹
T	-۳۱/۵۲۷۲	۱۲/۲۸۱۷	-۲/۵٦۷۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ٦. نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا (ECM)

نام متغیر	ضریب متغیر	انحراف استاندارد	آماره t
dC	۰/۱۰٦٦/۳	۰/۲٤۳/٦۰۵۷	٤/۳۷۷۳
dLN(g)(-1)	-۰/۱۰۷٤۳	۰/۰۳۹۰۲۱	-۲/۷۵۳۱
dLN(P)	-۰/۱۰٦۲۹	۰/۰۳۵٤۳۱	-۲/۹۹۹۹
dLN(y)	۰/۷۸۰۱٤	۰/۳۷۲۸۲	۲/۰۹۲٦
dDUM	-۱۵۸/۰۳٤٦	۲۷/۷۲۸٤	-۵/٦۹۹٤
dT	-۱۹/۱٦۱۹	۷/٦۱٦۵	-۲/۵۱۵۸
ecm(-1)	-۰/٦۰۷۷۹	۰/۰۲۵٦۲۳	-۲۳/۷۲۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

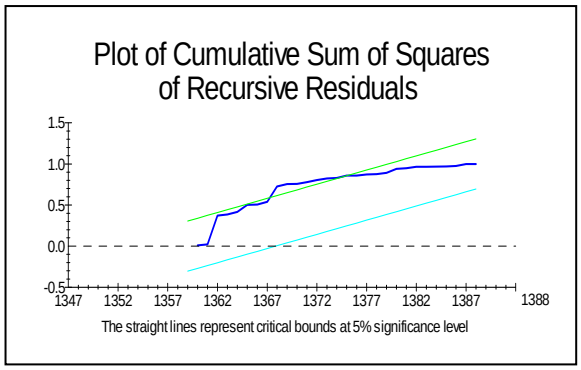
زمانی که رابطه هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی ایجاد می‌شود، می‌توان به بررسی یک مدل تصحیح خطا (ECM) پرداخت. انتظار بر این است که متغیرهای هم انباشته، زمانی که از مقادیر بلندمدت خود دور می‌شوند، به مقادیر بلندمدت خود بازگردند و ساختار ECM نیز برای تخمین این رابطه کوتاه مدت است. تصریح ARDL پویایی‌های کوتاه‌مدت می‌تواند با ساختن یک مدل تصحیح خطا (ECM)، به‌صورت رابطه ۱۳ استخراج شود:

$$\ln g_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{p} \emptyset_{1i}\,\Delta\ln(g)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \theta_{1i}\Delta\ln(p)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \gamma_{1i}\Delta\ln(y)_{t-i} + \sum_{i=0}^{p} \vartheta_{1i}\,\Delta(dum)_{t-i} + \psi ECM_{t-1} + \nu_t \qquad (۱۳)$$

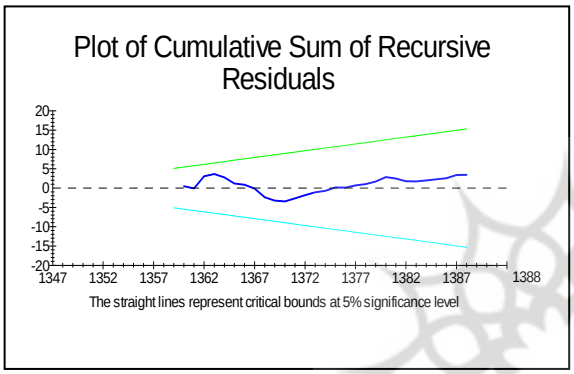
که در آن ECM_{t-1} جمله خطای تصریح است. همه ضرایب معادله کوتاه‌مدت، در ارتباط با همگرایی پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل به سمت تعادل است و ψ سرعت تعدیل را نشان می‌دهد. نتایج رگرسیون همراه با جزییات آن در جدول ٦ نشان داده شده است. نتایج، نمایانگر این است که همه متغیرها (به‌جز درآمد سرانه) از نظر آماری در سطح ۱ درصد معنی‌دار هستند و دارای علامت‌های مورد انتظار می‌باشند و نیز هیچ شواهدی مبنی بر خودهمبستگی جملات پسماند در این رگرسیون‌ها وجود ندارد. کشش قیمتی و درآمدی بنزین در کوتاه‌مدت ۰/۱۱- و ۰/ ۷۸ به‌دست آمده است که نمایانگر پایین بودن کشش‌های قیمتی و درآمدی بنزین در کوتاه‌مدت می‌باشند. ضریب ecm(-1) نمایانگر سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است و مقدار آن نیز برابر ۰/٦۱ تخمین زده شده است؛ به این معنی که مصرف بنزین با نرخی نسبتاً بالا به سمت تعادل بلندمدت خود تعدیل می‌شود و میزان تعدیل در سال اول تقریباً ٦۱ درصد می‌باشد که نشان‌دهنده تأثیرگذاری زیاد سیاست‌ها در کوتاه‌مدت است.

در پایان، به‌منظور بررسی ثبات ساختاری تابع تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل از آزمون‌های CUSUM[۳۰] و CUSUMQ[۳۱] (ارایه شده توسط براون[۳۲]) استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر، ثبات پارامترها را در سطح معنی‌داری ۵ درصد مورد آزمون قرار می‌دهد. فاصله اطمینان در این آزمون، دو خط مستقیم است که سطح اطمینان ۹۵ درصد را نشان می‌دهد. اگر نمودارهای پسماند تجمعی و مجذور پسماند تجمعی، در داخل فاصله اطمینان باشد، فرضیه صفر مبنی بر نبود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود و اگر نمودار از فاصله اطمینان بیرون زده باشد، فرضیه مقابل مبنی بر شکست ساختاری پذیرفته می‌شود. آماره CUSUM برای یافتن تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون و آماره CUSUMQ زمانی که انحراف از پایداری ضرایب رگرسیون اتفاقی و ناگهانی است، مفید واقع می‌شود. نتایج آزمون CUSUM در نمودار ٤، نشانگر این است که تغییرات سیستماتیک در ضرایب رگرسیون وجود ندارد. در نمودار شماره ۵، آزمون CUSUMQ همراه با خطوط بحرانی در سطح معنی‌داری ۵ درصد نشان داده شده است. در این آزمون نیز همانند آزمون CUSUM، خروج از خطوط بحرانی ناپایداری پارامترها یا ناپایداری واریانس را نشان می‌دهد. معمولاً CUSUMQ بین خطوط با سطح معنی‌داری ۵ درصد قرار می‌گیرد، پیشنهاد می‌کند که واریانس جملات اخلال تا حدودی پایدار است ولی با این وجود، انحراف از پایداری ضرایب، اتفاقی و ناگهانی رخ می‌دهد.

نمودار ٤. آزمون CUSUM



نمودار ۵. آزمون CUSUMQ



مأخذ: یافته‌های تحقیق (خروجی نرم‌افزار مایکروفیت)

٦- نتیجه‌گیری

این تحقیق به‌دنبال تحقق چند هدف عمده بوده است:

الف) تبیین عوامل مؤثر بر مصرف بنزین در شهر تهران؛

ب) برآورد تابع تقاضای بنزین در کوتاه‌مدت و بلندمدت و بررسی عوامل قیمتی و غیرقیمتی مؤثر بر مصرف بنزین؛

ج) تبیین شدت تأثیرگذاری عوامل قیمتی و درآمدی در کوتاه‌مدت و بلندمدت.

به‌منظور نیل به این اهداف، عوامل مؤثر بر مصرف بنزین در این شهر بررسی شده است و سپس با ارایه تابع تقاضای برآوردی، شدت تأثیر این عوامل، مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج حاکی از تجزیه و تحلیل داده‌های استخراج شده، بیانگر این واقعیت است که:

ضریب پسماند، با وقفه در مدل ECM، سرعت تعدیل به سمت تعادل را زمانی‌که شوکی به سیستم وارد می‌شود، نشان می‌دهد. این ضریب برابر با ۰/٦۱- و معنی‌دار است و بیانگر این است که در

حدود ۹۵ درصد از تعدیل تقاضا به سمت روند بلندمدت بعد از ۳ دوره اتفاق می‌افتد. کشش قیمتی کوتاه‌مدت برابر با ۰/۱۱- است. در توضیح این رفتار می‌توان گفت که وقتی که قیمت افزایش می‌یابد، مردم عادات رانندگی خود را تغییر می‌دهند و میزان پیمایش خودرو نسبت به دوره قبل از تغییر قیمت، کاهش می‌یابد و در بلندمدت نیز ماشین‌هایی با کارایی سوخت بالاتر خریداری می‌کنند، زیرا زمان کافی برای تطبیق با قیمت جدید در بلندمدت وجود دارد و در نهایت، این‌که گزینه‌های کمتری برای واکنش مصرف‌کنندگان در کوتاه‌مدت وجود دارد که در نتیجه، منجر به کم‌کشش شدن تقاضای قیمتی بنزین در کوتاه‌مدت می‌شود. در طول زمان، همان‌طور که تکنولوژی کارایی سوخت ماشین‌ها بهبود می‌یابد، واکنش‌ها نسبت به تغییرات قیمت در بلندمدت بیشتر می‌شود. کشش درآمدی تقاضای بنزین در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۰/۷۸ و ۱/۲۸ است. توسعه اقتصادی باعث افزایش استاندارد زندگی می‌شود و کشش‌های بالای درآمدی نشان از تقاضای بیشتر برای کالاها از جمله مسافرت و نیز علاقه مردم به داشتن اتومبیل شخصی است و این پدیده با رفتار مردم تهران و علاقه به‌داشتن اتومبیل شخصی، کاملاً سازگار است. از طرف دیگر می‌توان موقعیت استراتژیک شهر تهران را به‌عنوان قطب اقتصادی و سیاسی کشور که منجر به موج مهاجرت‌ها به این شهر شده است و نیز توسعه روزافزون این شهر را دلیلی برای سرعت زیاد ماشینی‌شدن در این شهر دانست. با توجه به این‌که بنزین مختص بخش حمل و نقل است و مصرف آن در بخش‌های دیگر اهمیت چندانی ندارد و این‌که امکانات جایگزین کردن آن، با گسترش شبکه‌های حمل و نقل عمومی نظیر اتوبوس، مترو و قطار بین شهری، میسر است که در شرایط کوتاه‌مدت برای جوامع در حال توسعه، به‌ویژه ایران امکان‌پذیر نیست؛ زیرا گسترش آنها نیاز به سرمایه‌گذاری زیادی دارد، از این‌رو می‌توان این پدیده را نیز به‌عنوان یکی از دلایل کم‌کشش بودن تقاضای بنزین در کوتاه مدت دانست.

کشش‌های قیمتی و درآمدی بنزین در تهران، همچنین می‌تواند از طریق مشکلات ترافیکی موجود و نیز ماهیت حمل و نقل عمومی موجود توضیح داده شود. بر اساس داده‌های موجود، تعدادی زیادی از مسافرت‌ها در شهر تهران به وسیله خودروهای شخصی صورت می‌گیرد که ازدحام و وقت‌گیر بودن استفاده از حمل و نقل عمومی می‌تواند دلیلی بر این ادعا باشد. با توجه به این‌که ایران کشوری در حال توسعه است، با افزایش توسعه‌یافتگی و افزایش استانداردهای زندگی، کشش درآمدی بنزین در بلندمدت به‌صورت ضمنی بیان می‌کند که افزایش رشد اقتصادی، منجر به تشدید تقاضای بنزین می‌شود و بنابراین، ممکن است بین رشد اقتصادی و توسعه پایدار، ناسازگاری به‌وجود آید و سرانجام، بحث منابع پایان‌پذیر انرژی و نحوه استفاده بهینه و امنیت انرژی مورد انتظار است. از این‌رو، یک راه‌کار مهم حمل و نقل پایدار از نظر زیست‌محیطی، کاهش تقاضا برای اتومبیل‌های شخصی می‌باشد. توسعه سیستم حمل و نقل عمومی کارا با تأکید بر جنبه‌های زیست‌محیطی سوخت‌های فسیلی، به‌منظور کاهش تقاضای اتومبیل‌های شخصی، ضروری است که البته سرمایه‌گذاری بزرگ برای ایجاد زیرساخت‌های مناسب، مورد نیاز است. نتایج به‌دست آمده از این مطالعه، اطلاعات خوبی برای برنامه‌ریزی در حوزه انرژی و حمل و نقل در اختیار سیاست‌گزاران قرار می‌دهد. کشش درآمدی بزرگ‌تر در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت به این معنی است که حساسیت و واکنش تقاضای بنزین به تغییرات درآمد در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت بیشتر است.

۷- پیشنهادات

۱- با توجه به نتایج به‌دست آمده، کم‌کشش بودن تقاضای بنزین نسبت به قیمت، در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشانگر این است عوامل قیمتی، تأثیر کمی در کاهش مصرف سرانه بنزین خودروها دارند. در نتیجه پیشنهاد می‌شود به‌منظور کاهش مصرف سوخت، عوامل غیرقیمتی نظیر کاهش عمر متوسط ناوگان خودروها و اسقاط خودروهای فرسوده و کارایی سوخت در سیاست‌گزاری‌ها مد نظر قرار گیرد.

۲- قیمت بنزین به‌طور مستقیم روی میزان کیلومتر رانده شده و به‌صورت غیرمستقیم روی کارایی سوخت اتومبیل‌ها تأثیرگذار است. به‌صورت بالقوه به‌دلیل کشش قیمتی پایین بنزین در کوتاه‌مدت و بلندمدت و نیز به‌واسطه بالا بودن کشش درآمدی بنزین در بلندمدت، انتظار بر این است که روند فزاینده مصرف بنزین در شهر تهران، کاهش چندانی نیابد. بر پایه نتایج به‌دست آمده از مدل، مادامی که درآمدها روندی فزاینده

داشته باشد، پیشنهاد می‌شود به‌واسطه کاهش در مصرف بنزین، قیمت بنزین به‌صورت قابل توجهی افزایش یابد.

۳- افزایش توسعه شهرها و قرار گرفتن ادارات و کارخانه‌ها در حومه شهر، موجب افزایش زمان مسافرت برای رفتن به محل کار شده است و همین امر موجب شده است که پیاده‌روی تا محل کار و یا راندن دوچرخه و استفاده نکردن از وسایل نقلیه موتوری مقرون به صرفه نباشد و ممکن است که کل کیلومتر رانده شده توسط خانوارها برای رسیدن به محل کار، ثابت بماند و حساسیت زیادی نسبت به کاهش مصرف بنزین در اثر افزایش قیمت آن وجود نداشته باشد. بنابراین، پیشنهاد می‌شود شبکه‌های سریع و ایمن حمل و نقل عمومی از قبیل مترو توسعه داده شود و نیز اقداماتی برای سهولت دسترسی به وسایل نقلیه عمومی و نبود ازدحام در ساعات آغازین و پایانی کار صورت گیرد.

٤- نتایج حاصل نشان می‌دهد که با فرض ثابت بودن سایر شرایط، رابطه بسیار ضعیفی میان قیمت حقیقی و مصرف بنزین وجود دارد و تغییرات قیمت بنزین به تنهایی اثر چندانی بر مصرف این فرآورده نخواهد داست. با توجه به این شرایط، پیشنهاد می‌شود برای کاهش مصرف بنزین در کشور، از شیوه‌های مختلف قیمت‌گذاری برای رسیدن به این هدف استفاده شود .

این موارد به اختصار در جدول ۷ بیان شده‌اند.

جدول۷ . اثرات شیوه‌های مختلف قیمت‌گذاری به‌منظور کاهش در مصرف سوخت

نوع اثر	مالیات بر خرید خودرو	قیمت سوخت	عوارض ثابت	هزینه ورود به طرح ترافیک	هزینه پارک	قیمت‌گذاری حمل و نقل عمومی
مالکیت خودرو: مصرف‌کنندگان از مالکیت چند خودرو امتناع می‌کنند.	*				*	*
نوع خودرو: رانندگان خودروهای متفاوت انتخاب می‌کنند (کارایی سوخت بالاتر، خودرو با سوخت جایگزین دیگر، ...)	*	*				
تغییر مسیر مسافرت: مسافران مسیر مسافرت خود را تغییر می‌دهند.			*	*	*	
تغییر زمان مسافرت: عدم انجام مسافرت‌ها در ساعات اوج ترافیک				*	*	
جایگزینی سایر موارد حمل و نقل: استفاده از حمل و نقل عمومی، پیاده‌روی و ...		*	*	*	*	*
تغییر مقصد مسافرت: صاحبان خودرو مقصد مسافرت خود را تغییر می‌دهند.		*	*	*	*	*
کاهش تعداد مسافرت: مردم تعداد مسافرت‌های کمتری انجام می‌دهند.		*	*	*	*	
تغییر مکان: تغییر در محل زندگی یا محل کار			*		*	*

مأخذ: *Transportation Elasticities, How Prices and Other Factors Affect Travel Behavior*

۸- پی‌نوشت‌ها

1. Brons et al.
2. Sipes and Mendelson
3. Greenhouse Gases(GHGs)
4. Wright and Fulton
5. Chapman
6. Altinay
7. Sterner & Dahl
8. Sweeney
9. Griffin
10. Error Correction Model (ECM)
11. Ramanathan
12. Eltony and Al-Mutairi
13. Cheung and Thomson
14. Vector Error Correction Model (VECM)
15. Alves and da Silveria Buneo
16. Durbin- Watson Statistics
17. Bound Test
18. Akinboade,Ziramba and Wolassa
19. Polemis
20. Rao, B. Bhaskara and Rao
21. Bentzen
22. Pesaran and Shin
23. Pesaran, Shin and Smith
24. Akaike
25. Schwarz-Bayesian
26. Hannan-Quinn
27. Harris and Sollis
28. Augmented Dickey-Fuller
29. Diagnostic Tests
30. Cumulative Sum
31. Cumulative Sum of Square
32. Brown

۹- مراجع

- ابونوری، عباسعلی و شیوه، هیوا (۱۳۸۵) "برآورد تابع تقاضای بنزین در ایران طی دوره ۱۳۸۱-۱۳٤۷"، پژوهشنامه اقتصادی، ص ۲۲۸ -۲۰۵.
- اسماعیل‌نیا، علی‌اصغر (۱۳۷۸) "بررسی تأثیر افزایش قیمت بنزین روی مصرف آن"، مجله برنامه و بودجه، شماره ۵۳. ص ٦۱-۳۳.
- تشکینی، احمد (۱۳۸٤) "اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit"، تهران، مؤسسه فرهنگی دیباگران، ص ۱٦۰- ۱٤۵.
- ختایی، محمود و اقدامی، پروین (۱۳۸٤) " تحلیل کشش قیمتی تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل زمینی ایران و پیش‌بینی آن تا سال ۱۳۹٤"، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۲۵. ص ٤٦-۲۳.
- رازینی، ابراهیم‌علی و دیلمی، محمدحسن (۱۳۸۹) "بررسی اثرات اجرای طرح هدفمندکردن یارانه‌ها بر مصرف بنزین در ایران"، فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی، شماره ۲. ص ۱۵۲-۱۲۳.
- زراءنژاد، منصور و قپانچی، فرشید (۱۳۸٦) "برآورد مدل تصحیح خطای بنزین در ایران"، فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، شماره ٤۲، بهار، ص ۵۲-۲۹.
- زراءنژاد، منصور و قپانچی، فرشید (۱۳۸٦) "برآورد مدل تصحیح خطای بنزین در ایران"، پژوهشنامه بازرگانی، شماره ٤۲، ص ۵۲-۲۹.
- مزرعتی، محمد (۱۳۸٦)؛ " محاسبه متوسط عمر خودروها در ایران و اثر آن بر مصرف سوخت: افزایش راندمان در برابر جوان‌سازی ناوگان"، فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ۱۲. ص ۲٦-٦.
- مهرگان، نادر و قربانی، وحید (۱۳۸۸) "تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت بنزین در بخش حمل و نقل"، پژوهشنامه حمل و نقل، سال ششم، شماره چهارم، زمستان ۱۳۸۸، ص ۳٦۷-۳۷۹.
- نوفرستی، محمد (۱۳۷۸) "ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی"، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ص ۱۰۲- ۹۰.
- Akinboade, O. Ziramba, E. and Wolassa, L. (2008) "The demand for gasoline in South Africa: An empirical analysis using co-integration techniques", Energy Economics, Vol. 30, Issue 6, pp. 3222-3229.
- Altinay, G. (2007) "Short-run and Long-run Elasticities of Import Demand for Crude Oil in Turkey". Energy Policy, Vol. 35, pp. 5829-5835.
- Badi H. Baltagi, James M. Griffin, (1983) "Gasolin Demand in the OECD: An Application of Pooling and Testing Procedures, European Economic Review, Vol. 22, pp.117-137.

Demand Model for Fiji". Department of Economics Discussion Paoers No.02/04. Monash University, Melbourne, Australia.

- Pesaran, M., Shin, Y., (1999) "An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis". In: Strom, S. (Ed.), Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch centennial Symposium. Cambridge University Press, Cambridge.

- Pesaran, M., Shin, Y., Smith, R., (2001) "Bounds testing approaches to the analysis of level relationships". Journal of Applied Econometrics 16, pp. 289–326.

- Polemis, M. L., (2006) "Empirical assessment of the determinants of road energy demand in Greece", Energy Economics 28, pp. 385–403.

- Ramanathan, R., (1999) "Short and long-run elasticities of gasoline demand in India: An empirical analysis using cointegration techniques". Energy Econ. 164, pp. 321-330.

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

- Sipes, K. & Mendelsohn, R. (2001) "The Effectiveness of Gasoline Taxation to Manage Air Pollution", Ecological Economics, Vol. 36, pp. 299-309.

- Sterner, T. & Dahl, C. (1992) "Modelling Transport Fuel Demand", International Energy Economics. Chapman & Hall, London, pp. 65-79.

- Wright, L. & Fulton, L. (2005) "Climate Change Mitigation and Transport in Developing Nations". Transport Reviews, Vol. 25, pp. 691-717.

- Bentzen, J. (1994) "An Empirical Analysis of Gasoline Demand in Denmark Using Cointegration Techniques. Energy Economics", Vol. 16, pp. 139-143.

- Brons, M., Nijkamp, P. Pels, E. & Reitveld, P. (2008) "A Meta Analysis of the Price Elasticity of Gasoline Demand. A SUR Aprroach. Energy Economics", Vol. 30, pp. 2105-2122.

- Chapman, L. (2007) "Transport and Climate Change: A Review". Journal of Transport Geography, Vol. 15, pp. 354-367.

- Cheung, K. & Thomson, E. (2004) "The Demand for Gasoline in China: a Cointegration Analysis". Journal of Applied Statistics, Vol. 31, pp. 533-544.

- D.C.O. Alves and R.D. Bueno, (2003) "Short-run, long-run and cross elasticities of gasoline demand in Brazil", Energy Economics 25, pp. 191–199.

- Eltony, M. N, (1993) "Transport Gasolin Demand In Canada", Journal of Transport Economics and Policy, Vol. 27, No. 2, pp. 193-208.

- Engle, R.F & Granger, C.J. (1987) "Cointegration and Error-Correction Representation, Estimation and Testing. Econometrica", Vol. 55, pp. 251-278.

- Harris, R., Sollis, R., (2003) "Applied Time Series Modelling and Forecasting". Wiley, West Sussex.

- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". Journal of Economic Dynamics and Control, Vol. 12, pp. 231-254.

- Litman, Todd, (2011) "Transportation Elasticities, How Prices and Other Factors Affect Travel Behavior", Victoria Transport Policy Institute.

- Narayan, P. K. (2004) "Reformulating Critical Values for The Bound F-statistics Approach to Cointegration: An Application to The Tourism

پیوست‌ها

نتایج خروجی نرم‌افزار مایکروفیت به‌منظور تخمین تابع تقاضای بنزین در تهران

Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(2,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LN(g/v)(-1)	.49964	.055401	9.0187[.000]
LN(g/v) (-2)	-.10743	.039021	-2.7531[.009]
LN(y/n)	.78014	.37282	2.0926[.044]
LN(p)	-.10629	.035431	-2.9999[.005]
DUM	-158.0346	27.7284	-5.6994[.000]
C	1066.3	243.6057	4.3773[.000]
T	-19.1619	7.6165	-2.5158[.017]

R-Squared	.95139	R-Bar-Squared	.94305
S.E. of Regression	54.3270	F-stat. F (6, 35)	114.1600[.000]
Mean of Dependent Variable	580.5210	S.D. of Dependent Variable	227.6553
Residual Sum of Squares	103299.7	Equation Log-likelihood	-223.5575
Akaike Info. Criterion	-230.5575	Schwarz Bayesian Criterion	-236.6394
DW-statistic	1.8990		

Diagnostic Tests

* Test Statistics *	LM Version *	F Version *
* A:Serial Correlation*	CHSQ(1)= .12226[.727]*	F(1, 34)=.099264[.755]*
* B:Functional Form *	CHSQ(1)= .10554[.745]*	F(1, 34)= .085650[.772]*
* C:Normality *	CHSQ(2)= .35509[.837]*	Not applicable *
* D:Heteroscedasticity*	CHSQ(1)= 2.0150[.156]*	F(1, 40)= 2.0158[.163]*

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(2,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LN(y/n)	1.2836	.60455	2.1232[.041]
LN(p)	-.17488	.057496	-3.0416[.004]
DUM	-260.0153	44.5770	-5.8329[.000]
C	1754.5	391.7635	4.4783[.000]
T	-31.5272	12.2817	-2.5670[.015]

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model
ARDL(2,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLN(g/v)1	.10743	.039021	2.7531[.009]
dLN(y/n)	.78014	.37282	2.0926[.044]
dLN(p)	-.10629	.035431	-2.9999[.005]
dDUM	-158.0346	27.7284	-5.6994[.000]
dC	1066.3	243.6057	4.3773[.000]

dT	-19.1619	7.6165	-2.5158[.017]
ecm(-1)	-.60779	.025623	-23.7203[.000]

****
****

R-Squared	.96612	R-Bar-Squared	.96031
S.E. of Regression	54.3270	F-stat. F(6, 35)	166.3559[.000]
Mean of Dependent Variable	-60.8864	S.D. of Dependent Variable	272.7107
Residual Sum of Squares	103299.7	Equation Log-likelihood	-223.5575
Akaike Info. Criterion	-230.5575	Schwarz Bayesian Criterion	-236.6394
DW-statistic	1.8990		

Variable Addition Test (OLS case)

****

Dependent variable is DGAS

List of the variables added to the regression:

GAS(-1) INC(-1) PRICE(-1) DUM(-1)

42 observations used for estimation from 1347 to 1388

****

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
DPRICE(-1)	.11878	.077734	1.5280[.137]
DPRICE(-2)	.14370	.064661	2.2224[.034]
DINC(-1)	-1.1614	1.0292	-1.1284[.268]
DINC(-2)	.67749	1.1973	.56585[576]
DDUM(-1)	-55.8184	54.0353	-1.0330[.310]
DDUM(-2)	-70.7255	51.6213	-1.3701[.181]
C	2104.0	490.9766	4.2854[.000]
T	-35.8398	11.1807	-32055[.003]
GAS(-1)	-.65471	.032101	-20.3951[.000]
INC(-1)	1.5818	.54944	2.8790[.007]
PRICE(-1)	-.26531	.068498	-3.8732[.001]
DUM(-1)	-27.8960	44.2003	-.63113[.533]

****

Joint test of zero restrictions on the coefficients of additional variables:

Lagrange Multiplier Statistic	CHSQ (4) = 39.9760[.000]
Likelihood Ratio Statistic	CHSQ (4) = 127.3685[.000]
F Statistic	F (4, 28) = 148.1309[.000]

****

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی