بررسی اثر سناریوهای مختلف قیمتی بر میزان مصرف بنزین

حکیمه نوروزی[1] ـ معصومه سلگی[2]

چکیده

بحث واقعی نمودن قیمت‌ها و مساله عدالت اجتماعی یکی از مهمترین موضوعاتی است که امروز مورد مناقشه سیاستگذاران اقتصادی کشور می باشد.با توجه به آنکه مطابق تئوری‌های اقتصادی هنگامی با افزایش قیمت بنزین مصرف آن کاهش خواهد یافت که در محدوده کشش‌پذیری تابع تقاضا قرار داشته باشد، تحقیق حاضر به بررسی علمی این موضوع خواهد پرداخت.

هدف از این تحقیق، تخمین توابع تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت بنزین در دوره ۱۳۸۳-۱۳۴۶ و پیش‌بینی میزان تاثیر سناریوهای مختلف قیمتی روی مصرف آن طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۵ می‌باشد.

در راستای تحلیل دقیقتر در این بررسی، ۹ مدل با متغیرهای قیمت واقعی بنزین، درآمد واقعی، موجودی وسایل نقلیه و کارایی تخمین زده شده است. برای تخمین مدل‌ها از روش ARDL استفاده شده و نتایج تخمین‌ها نشان می‌دهد که بنزین یک کالای کم‌کشش و ضروری می‌باشد. علی‌رغم کشش قیمتی پایین تابع تقاضای بنزین، برای سیاستگذاری باید به درصد و نوع افزایش(پلکانی و یکنواخت) قیمت بنزین نیز توجه داشت. پیش‌بینی مقدارمصرف بنزین طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۵ نشان می‌دهد که با افزایش قیمت در یکسال و ثابت ماندن آن طی سال‌های آتی،

۱. کارشناس مدیریت برنامه‌ریزی تلفیقی، شرکت ملی پالایش و پخش، shirvanadeh@yahoo.com
۲. کارشناس مدیریت برنامه‌ریزی تلفیقی، شرکت ملی پالایش و پخش، ma_solgi@yahoo.com

مصرف با یک کاهش در سال افزایش قیمت،دوباره به رشد خود طی سال‌های آتی ادامه می‌دهد و سیاست قیمتی کارایی لازم برای جلوگیری از رشد مصرف را نخواهد داشت. ولی اگر قیمت به صورت پلکانی بالا رود، بسته به درصد افزایش می‌تواند مانع رشد بالای مصرف گردد. البته در اتخاذ سیاست‌های قیمتی فوق باید اثرات تورمی و امکان استفاده ازسیاست‌های غیرقیمتی مکمل نیز ملحوظ گردد.

واژه‌های کلیدی: بنزین، سیاست قیمتی، میزان کاهش مصرف، شبیه‌سازی،ARDL.

۱. مقدمه

بحث واقعی نمودن قیمت‌ها و مساله عدالت اجتماعی یکی از مهمترین موضوعاتی است که امروز مورد مناقشه سیاستگذاران اقتصادی کشور می‌باشد. واقعی نمودن قیمت‌ها، خصوصاً زمانی که در رابطه با فرآورده‌های نفتی مطرح می شود، ارتباط مستقیمی با دیدگاه‌های نظام حاکم اقتصادی کشور داشته و معمولاً با هدف تاثیرگذاری بر روند تولید، مصرف، عدالت اجتماعی و نهایتاً رفاه عمومی انجام می‌پذیرد. بحث واقعی نمودن قیمت فرآورده‌های نفتی به‌ویژه بنزین با مساله بهینه‌سازی مصرف سوخت توام می‌شود، لیکن ابزارهای رسیدن به این هدف، متفاوت می باشد. گروهی از کارشناسان که مهمترین دلیل افزایش مصرف بنزین را در پایین بودن قیمت آن می‌دانند، معتقدند با واقعی نمودن قیمت بنزین انگیزه کافی برای بهینه سازی مصرف، توسط مصرف کنندگان نهایی و سپس از طریق خودروسازان به وجود خواهد آمد. بدین ترتیب که افزایش قیمت بنزین علاوه بر تغییر الگوی مصرف در بخش حمل و نقل، حذف مسافرت‌های غیرضروری و غیره، با واکنش متقاضیان خودرو برای خرید خودروهای کم‌مصرف روبه‌رو شده و خودروسازان را مجبور به رعایت استانداردهای جهانی و پایین آوردن مصرف بنزین خودروی تولیدی می‌نماید.

در مقابل گروه دیگری از کارشناسان با طرح مسائل مربوط به عدالت اجتماعی معتقدند که با ایجاد نظام حمل و نقل مناسب، مشروط نمودن حمایت خودرو سازان به تولید خودروهای کم مصرف و استاندارد، نظارت کافی و مستمر به منظور جلوگیری از

قاچاق منسجم و گسترده بنزین و غیره می‌توان افزایش مصرف سوخت را مهار نمود.

و بالاخره عده‌ای نیز با مقایسه قیمت‌های نسبی بنزین با کشورهای پیشرفته با مد نظر قرار دادن سایر متغیرها (نظیر سطح دستمزد، وجود انواع بیمه‌های اجتماعی و غیره) اعتقاد دارند که قیمت فرآورده های نفتی در ایران پایین نمی باشد.

به هر صورت با توجه به آنکه مطابق تئوری‌های اقتصادی هنگامی با افزایش قیمت بنزین مصرف آن کاهش خواهد یافت که در محدوده کشش پذیری تابع تقاضا قرار داشته باشد. تحقیق حاضر به بررسی علمی این موضوع خواهد پرداخت.

۲. روش تحقیق

در این پژوهش با استفاده از آمار و اطلاعات مربوط به بخش حمل و نقل، داده های ملی و با استفاده از تئوری‌های اقتصاد کلان و اقتصاد سنجی، تابع تقاضای خطی بنزین به روش خودرگرسیون توضیحی برداری با وقفه‌های گسترده[1] (ARDL) برآورد خواهد شد، سپس با توجه به تابع بدست آمده،سناریوهای مختلف مورد بررسی قرار می گیرند.

۳. فرضیه تحقیق

فرضیه اساسی تحقیق حاضر این است که افزایش قیمت بنزین اثر قابل ملاحظه‌ای در مصرف آن ندارد.

بدین منظور ابتدا پس از بررسی اجمالی وضعیت مصرف و قیمت بنزین در سطح کشوربه تبیین الگوی مورد استفاده تخمین و تفسیر نتایج پرداخته و دراین قسمت تاثیرات بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای مؤثر بر تقاضای بنزین را مورد بررسی قرار می دهیم در پایان نیز از مطالب عنوان شده نتیجه گیری و راهکارهای مورد نظر را مطرح می کنیم.

۴. وضعیت بنزین در ایران

سیر صعودی مصرف بنزین که در سال‌های اولیه دهه ۵۰ آغاز گردیده بود با وقوع بحران اول نفتی (سال ۱۳۵۲) و افزایش چشمگیر درآمد ارزی به شکل بی سابقه‌ای افزایش یافت و مصرف آن از ۵/۴ میلیون لیتردرروز، در سال ۱۳۵۲ به سطح ۱۵/۶ میلیون لیتر، در سال ۱۳۵۸ رسید؛ به بیان دیگر درمدت ۷ سال مصرف این فرآورده ۱۸۹ درصد رشد یافت. در پایان سال‌های جنگ تحمیلی با وجود سهمیه‌بندی بنزین در طول دوران جنگ، مصرف

1. Auto regressive distributed lag model.

بنزین به سطح ۱۹/۵ میلیون لیتر در روز رسید. با خاتمه یافتن جنگ تحمیلی روند مصرف بنزین شتاب بیشتری به خود گرفت و در سال اول برنامه (۱۳۶۹) به ۲۲/۷ میلیون لیتردرروز رسید. در سال ۱۳۷۱ سهمیه بندی بنزین لغو گردید و عرضه آن به صورت آزاد آغاز شد. با آزاد شدن عرضه بنزین درکشور زمینه جهت مصرف بی‌رویه این فرآورده آغاز گردید که رشد متوسط سالانه ۸/۳ درصدی مصرف بنزین را در طول برنامه اول در پی داشت. روند افزایشی مصرف بنزین که در طول برنامه اول به شدت فزونی یافته بود در سال دوم برنامه دوم به یکباره متوقف گردید و مصرف آن از ۳۱/۳ میلیون لیتر در سال ۱۳۷۳ به ۳۱/۴ میلیون لیتر در سال ۱۳۷۴ رسید. بی‌شک افزایش صددرصدی قیمت بنزین از ۵۰ ریال در سال ۷۳ به ۱۰۰ ریال درسال ۷۴ همراه با فروکش کردن عطش مصرف پس از لغو سهمیه بندی، در کاهش مصرف بنزین هر چند به صورت موقت تاثیر به سزایی داشته است. متاسفانه روند افزایشی مصرف بنزین از سال سوم برنامه دوم هرچند به صورت کند، مجدداً آغاز گردید و با افزایش تعداد خودروها و بالا بودن مصرف آنها بر شدت این روند افزوده شد.به طوری که در سال پایانی برنامه دوم به سطح ۳۹/۱ میلیون لیتر رسید. در طول برنامه سوم میزان رشد مصرف به ۹/۲ درصد رسید که نسبت به متوسط رشد سالانه برنامه دوم (۴/۶) صددرصد افزایش داشته است. افزایش مصرف این فرآورده واردات بیشتر آن را به همراه داشت و واردات بیشتر سهم بیشتر از بودجه ارزی را به خود اختصاص داد به طوری که در سال ۱۳۸۳ از ۶۰/۷ میلیون لیتر مصرف روزانه بنزین ۴۰/۱۵ میلیون لیتر آن تولید داخل بوده؛ لذا مابه‌التفاوت آن از طریق واردات تامین گردیده است. با نگاهی به قیمت واقعی بنزین طی سال‌های ۱۳۸۴- ۱۳۵۵ خواهیم دید که قیمت واقعی بنزین نه تنها افزایش پیدا نکرده بلکه در سال‌هایی با کاهش قیمت واقعی بنزین نیز همراه بوده است.

۵. مروری بر مطالعات انجام شده در ایران

مطالعات انجام شده در ایران در زمینه برآورد تابع تقاضای بنزین عمدتاً تابع تقاضای بنزین را تابعی از تولید ناخالص داخلی واقعی ،قیمت واقعی بنزین، جمعیت و موجودی وسایل نقلیه در نظرگرفته شده است.

نتایج این مطالعات در زمینه تقاضای بنزین،نشان دهنده آن است که معمولاً کشش قیمتی این فرآورده، حدود۰/۱ تا۰/۲ بوده و کشش درآمدی آن نیز بین ۰/۳تا۰/۶ در نوسان است. این نتایج، نشان می‌دهند که بنزین، یک سوخت کم کشش نسبت به قیمت می‌باشد و کشش درآمدی این فرآورده نیز بیان می‌کند که بنزین یک کالای ضروری است.

۶. تبیین مدل

طبق نظریه‌های موجود تابع تقاضای بنـزین در بخـش حمـل و نقـل، تـابع متغیرهـای عمده، نظیر قیمت بنزین، درآمد واقعی، موجودی وسایل نقلیه، کارایی آنها، میـزان اسـتفاده از وسایل نقلیه، قیمت دیگـر خـدمات حمـل و نقـل، جمعیـت، مسـاحت، وضـعیت اقلـیم و متغیرهای دیگری است که مرتبط با اوضاع و احوال خاص هر کشور مـی‌باشـد. از آنجـایی که وارد کردن همه متغیرهای مذکور در یک مدل از توضیح دهی آنها می‌کاهـد، بـا توجـه به امکان وجود آمار و اطلاعات و شرایط خـاص کشـور، مـدل تقاضـای بنـزین بـرای دوره ۱۳۸۳- ۱۳۴۶ برآورد شده است.

در ایران شبکه حمل و نقل متنوع نیست و امکان جایگزینی برای انوع شبکه حمل و نقل در حال حاضر وجود ندارد، بنـابراین عمـلاً قیمـت دیگـر خـدمات حمـل و نقـل متغیـر مناسبی نخواهد بود. به عنوان مثال هیچ گاه خـدمات هـوایی جـایگزین شـبکه حمـل و نقـل درون شهری نیست یا به علت عدم گسـتردگی متـرو و راه‌آهـن شـهری، خـدمات آنهـا نیـز جایگزین نخواهد بود.

از سوی دیگر شبکه حمل و نقل عمومی از جمله اتوبوس و مینـی بـوس پاسـخگوی تقاضای حمل و نقل کشور نیست. به عنوان مثـال در شـهر تهـران، هـر قـدر هـم کـه هزینـه خودرو و تعمیرات آن گران باشد بعضـی از صـاحبان خودروهـای شخصـی بـرای کارهـای شخصی و اداری خـود از اتوبـوس اسـتفاده نمـی‌کننـد زیـرا هزینـه زمـان از دسـت رفتـه در صورت اسـتفاده از اتوبـوس را بسـیار بـالاتر از هزینـه اسـتفاده از خـودرو شخصـی بـرآورد می‌کنند.

عمر متوسط خودروها نیز یکی دیگر از متغیرهای موثر بر مصرف سوخت بـه شـمار می‌رود، در طول زمان همراه با پیشرفت فن‌آوری، سوخت خودروها بـه ازای ۱۰۰ کیلـومتر مسافت طـی شـده کـاهش یافتـه اسـت. فـن‌آوری و پیشـرفت آن، نقـش مهمـی در کـاهش مصرف سوخت از طریق افزایش کارایی خودروهـا دارد بـرای محاسـبه کـارایی خـودرو از متغیر جانشین آن "متوسط عمر خودروها" استفاده شده اسـت. بـرای محاسـبه متوسـط عمـر خودرو در هر سال تعداد خودروهـا و عمـر آنهـا مشـخص اسـت و مـی‌تـوان بـا اسـتفاده از میانگین وزنی، عمر متوسط آنها را محاسبه کرد.

البته هیچگونه آمار رسمی قطعی[۱] در مورد این متغیر و تعـداد خودروهـا در کشـور

۱. در مورد تعداد خودرو سازمانهایی مانند وزارت کشور، نیروی انتظامی وسازمان بهینه‌سازی مصرف آمـاری را اعـلام

وجود ندارد. بنابراین برای محاسبه موجودی خودروهای کشور، تولید و واردات هر سال با موجودی خودرو سال قبل (موجودی خودرو برای سال ۱۳۴۶، تعداد ۲۰۰۰۰۰ دستگاه برآورد شده است) جمع زده شده است. در محاسبه موجودی خودرو، عمر متوسط هر خودرو ۲۶ سال در نظر گرفته شده است. ضمناً در برآورد تعداد خودروها، از لحاظ کردن موتورسیکلت‌ها خودداری شده است.

بنابراین با توجه به نکات ذکر شده تابع تقاضای بنزین به شکل کلی زیر می باشد:

$$Cony = f(Pgf, GDP, Stock, Av, Pop)$$

که در مدل فوق:

Cony	مصرف سالانه بنزین (هزار لیتر در روز)
Pgf	قیمت واقعی بنزین (ثابت ۱۳۷۶)
GDP	تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال و ثابت ۱۳۷۶)
Stock	موجودی وسایل نقلیه بنزین سوز
Av	متوسط عمر خودرو
Pop	جمعیت (۱۰۰۰ نفر)

بررسی تقاضای بنزین برای دوره ۱۳۸۳- ۱۳۴۶ در کشور صورت گرفته است که در این بررسی ازروشARDL استفاده شده است. برای اطمینان بیشتر از انتخاب مدل مناسب برای تخمین تابع تقاضای بنزین از اشکال لگاریتمی و سرانه متغیرهای فوق نیز استفاده شده است (مزیت لگاریتمی در به دست آوردن کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضا در خود الگوی تخمین زده می باشد).

۷. روش شناسی

روش معمول مطالعات اقتصاد سنجی، بکارگیری روش حداقل مربعات در برآورد توابع و روابط مورد نظر است. اما گرانجرو و نیوبلد[1] (۱۹۷۴) با استفاده از تکنیک شبیه سازی نشان می دهند که بکارگیری روش حداقل مربعات بین متغیرهای غیرپایا می‌تواند نتایج گمراه کننده‌ای به همراه داشته باشد. بنابراین استنباط آماری براساس آماره‌های معمول نادرست است. نلسون و پلوسر[2] (۱۹۸۲) نیز در مطالعه‌ای جامع نشان می دهند که بیشتر متغیرهای اقتصادی، متغیرهایی غیرپایا، انباشته از درجه یک (۱) I هستند.

کرده‌اند ولی هنوز آمار دقیق در دسترس نمی‌باشد.

1. Granger and New bold (1974)
2. Nelson and Plosser

در مقابله با این مسئله، گرانجر و نیوبلد، به کارگیری روش حداقل مربعات را بین تفاضل (اول یا بیشتر) متغیرهای غیرپایا را پیشنهاد می‌کنند. تفاضل گیری امکان موهومی بودن نتایج را از بین می‌برد، اما رابطه‌ای که برحسب تفاضل متغیرها شکل گرفته، نمی‌تواند برآوردی مناسب از رابطه موجود در سیستم باشد، زیرا تفاضل گیری باعث از بین رفتن اطلاعات بلندمدت متغیرها، در نهایت رابطه مورد نظر می‌گردد. [1](هولدن و پرمن ۱۹۹۴).

در چند سال گذشته، پیشرفت‌های مهمی درخصوص تشخیص و تحلیل الگوهای چند متغیره با وجود فرآیندهای غیرپایا انجام گرفته است. همجمعی [2] (هم انباشتگی) یکی از این موارد است. مفهوم اقتصادی همجمعی آن است که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را تشکیل دهند، هر چند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روند تصادفی باشند (ناپایا باشند) اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند به گونه‌ای که تفاضل بین آنها با ثبات (پایا) است. در این حالت می‌توان رگرسیونی را بدون هراس از کاذب بودن براساس سطح سری زمانی برآورد کرد.

وجود همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی نه تنها به این مفهوم است که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین این متغیرها وجود دارد، بلکه می‌توان براساس روش OLS برآورد کاملاً سازگاری از ضرایب الگو را به دست آورد. به عنوان مثال وقتی همجمعی دو متغیر X_t و Y_t براساس آزمون‌های لازم به اثبات رسید، می‌توان نتیجه‌گیری کرد که یک رابطه تعادلی بلندمدت نظیر رابطه زیر بین این دو متغیر برقرار است.

$$Y_t = BX_t + V_t$$

و می‌توان پارامتر B را به روش OLS برآورد کرد، در چنین حالتی وقتی V_t همجمع از درجه صفر است برآورد کننده OLS یک برآورد کننده فوق سازگار [3] است. اطلاق فوق سازگار در این حالت به این دلیل است که وقتی حجم نمونه (n) افزایش می‌یابد، برآورد B با نرخ $\frac{1}{n}$ به سمت مقدار واقعی خود گرایش می‌یابد، در حالی که وقتی متغیرهای رابطه رگرسیون بر طبق فرض معمول پایا هستند، نرخ همگرایی $\frac{1}{\sqrt{n}}$ است. بنابراین ملاحظه می شود که وقتی متغیرها همجمع هستند سرعت همگرایی B به مقدار واقعی آن به مراتب سریع‌تر است.

1. Holden and Perman
2. Co-integerationd
3. SUPER CONSISTENT

متاسفانه وقتی حجم نمونه کوچک است، استفاده از روش OLS در برآورد روابط بلند مدت به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، برآورد بدون تورشی را ارائه نخواهد کرد. بنابراین منطقی به نظر می‌رسد برآورد چنان الگوی کاملی را مورد توجه قرار دهیم که پویایی کوتاه‌مدت را در خود داشته باشد و در نتیجه موجب شود تا ضرایب الگو با دقت بیشتری برآورد شود. الگوی «خود بازگشتی با وقفه های توزیعی» یا ARDL یکی از الگوهای پویا می باشد.

برای برآورد چنین الگویی ابتدا، باید رابطه را با روش حداقل مربعات معمولی (OIS) برای همه ترکیبات ممکن براساس وقفه های متفاوت متغیرها برآورد کرد. حداکثر تعداد وقفه های متغیرها را پژوهش‌گر با توجه به تعداد مشاهدات تعیین کرده، سپس در مرحله بعد، از بین رگرسیون های برآورده شده، یکی را براساس چهار ضابطه آکائیکی، شوارتر بیزین، حنان- کوئین و R^2 انتخاب می‌کند. در مرحله آخر ضرایب مربوط به الگوی بلند مدت و خطای معیار مجانبی مربوط به ضرایب بلند مدت براساس الگوی ARDL انتخابی ارائه می‌شود. در این الگو افزون بر روابط بلند مدت، الگوی تصحیح خطا (ECM) کوتاه مدت نیز ارائه می شود. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگو آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی هستند که در آنها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت نیروهای موثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقادیر تعادلی بلندمدت اندازه گیری می‌شود.

برآورد این مدل شامل دو مرحله است:

مرحله اول: شامل برآورد یک رابطه بلندمدت و حصول اطمینان از کاذب نبودن آن است.

مرحله دوم: در این مرحله وقفه پسماند رابطه بلندمدت را با عنوان ضریب تصحیح خط استفاده کرده و رابطه زیر برآورد می‌شود.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \Delta V_t + C U_{t-1} + e_t$$

ضریب تصحیح خطا یعنی برآورد ضریب C در صورتی که با علامت منفی ظاهر شود (که انتظار می‌رود چنین باشد)، نشانگر سرعت تصحیح خطا و میل به تعادل بلندمدت خواهد بود. این ضریب نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود.

۸. برآورد توابع کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای بنزین

با استفاده از نرم افزار Microfit تابع تقاضا بنـزین را بـا قـراردادن حـداکثر وقفـه ۲ بـرآورد می‌کنیم.

تعداد رگرسیون‌های برآورد در این رابطه برابر اسـت بـا $(m+1)\ P^{k+tP}$ کـه در آن m تعداد وقفه و k تعداد متغیرهای مستقل می‌باشد. با توجه به حجـم نسـبتاً کـم نمونـه، ضـابطه شوارتز بیزین (SBC) را ملاک عمـل قـرار مـی‌دهـیم زیـرا ایـن ضـابطه در تعـداد وقفـه‌هـا صرفه‌جویی می‌کند بر این اساس بهترین الگوهای انتخاب شده توسط Microfit به صورت زیر خلاصه می‌شود (اعداد داخل پرانتز نشانگر آماره t ضرایب می‌باشد).

مدل (۱)

CONY= - 6400863 + 0/57 CONY(-1) - 1202/3 Pgf + 13/8 GDP+218/2 POP
(- 4/5) (7/8) (- 3/1) (7/31) (3/97)
-0/19Stock -255280AV
(- 0/8) (- 4/4)

با توجه به بی‌معنی بودن آماره t، موجودی خودرو، از تسـت حـذف متغیـر اسـتفاده می‌کنیم.

آماره‌های LM (جدول ۱) نشان می‌دهد که می‌توان متغیر STOCK را حذف نمود.

جدول ۱. آماره LM حذف متغیر در مدل

نام متغیر/مدل	آماره LM	سطح معنی دار بودن
موجودی خودرو/مدل ۱	۸۱۱.	۳۶۸.
لگاریتم عمر متوسط/مدل ۳	۰۴۴.	۸۳۳.
لگاریتم جمعیت/مدل ۴	۳،۳	۰۶۹.
عمر متوسط/مدل ۶	۲،۳۳	۱۲۶.
لگاریتم عمر متوسط/مدل۸	۲۶.	۶۰۹.

بر این اساس مدل شماره ۲ با حذف STOCK برآورد می‌گردد.

مدل (۲)

CONY = – 4935029 + 0/64 CONY(-1) – 1132 Pgf +17/88 GDP
(-5/2) (8/7) (-3/4) (5/9)
– 6 GDP(-1) + 162 POP – 196424 AV
(-1/7) (4/7) (-5/2)

در مدل فوق آماره t، متغیرGDP با یک وقفه در سطح ۵ درصد معنی‌دار نمی‌باشد.

حال مدل لگاریتمی، تابع را برآورد می‌کنیم.

مدل (۳)

$$LCONY = -3/7 + 0/43\ LCONY(-1) - 0/08\ LPgf + 0/5\ LGDP\ LSTOCK + 0/2\ LPOP + 0/005\ LAV$$
$$(-3/5)\quad (6)\quad (-3/5)\quad (9/2)\quad (5/2)\quad (1/5)\quad (0/18)$$

با توجه به بی‌معنی بودن آماره t، لگاریتم متوسط عمر خودرو و جمعیت، از تست حذف متغیرها استفاده می‌کنیم.

آماره‌های LM نشان می‌دهد که می‌توان دو متغیر فوق را حذف نمود. حذف متغیرها در دو مرحله انجام شده است.

$$LCONY = -3/7 + 0/43\ LCONY(-1) - 0/08\ LPgf + 0/5\ LGDP + 0/32\ LSTOCK + 0/2\ LPOP$$

مدل (۴)

$$(-3/8)\quad (6/1)\quad (-3/7)\quad (10/2)\quad (5/4)\quad (1/7)$$

$$LCONY = -2/17 + 0/5\ LCONY(-1) - 0/11\ LPgf + 0/47\ LGDP + 0/33\ LSTOCK$$

مدل (۵)

$$(-5/4)\quad (8/1)\quad (-5/5)\quad (9/8)\quad (5/4)$$

با توجه به معنی‌دار بودن آماره‌ها و همخوانی آن با تئوری‌های اقتصادی می‌توان این مدل را انتخاب کرد. برای بررسی وجود شکست ساختاری در مدل از تست‌های CUSUMQ و CUSUM استفاده شده است. نمودارهای ۱ و ۲ضمیمه بیانگر آن است که شکست ساختاری در مدل وجود ندارد. بررسی شکست ساختاری برای تعیین تاثیر سهمیه بندی بنزین برمصرف آن در سال های۱۳۶۵- ۱۳۵۹ و همچنین برای نشان دادن سال‌های جنگ می‌باشد نمودارها نشان می‌دهد که سهمیه‌بندی بنزین در سال‌های مورد نظر تاثیر چندانی در کاهش مصرف بنزین نداشته است.علاوه بر شکل لگاریتمی در زیر مدل به صورت سرانه و لگاریتمی سرانه برآورد شده است.

مدل (۶)

$$CONYP = 26/1 + 0/61\ CONYP(-1) - 0/2Pgf + 9/9GDPP - 0/18\times10P^{-4P}\ STOCK - 2/2AV + 3/02\ AV(-1)$$
$$(-2/7)\quad (8/4)\quad (-3/7)\quad (6/4)\quad (5/5)\quad (-1/4)\quad (1/8)$$

با توجه به معنی‌دار نبودن آماره t، متغیرAV، این متغیر از مدل حذف شده و مدل زیر برآورد می‌گردد.

مدل (۷)

$$CONYP = -20/9 + 0/7\ CONYP(-1) - 0/3\ Pgf + 9/2\ GDPP - 0/16\ STOCK$$
$$(-3/3)\quad (11)\quad (-5/7)\quad (7/9)\quad (5)$$

با استفاده از تست‌های تشخیص (Diagnostic test) مدل فوق در سطح ۰/۰۵ شکل

نرمال ندارد، لذا مدل با استفاده از لگاریتم سرانه برآورد می‌گردد.

مدل (۸)
$$\underset{(-5/3)}{\text{LCONYP}} = \underset{(-5/3)}{-2/5} + \underset{(6/3)}{0/45}\ \text{LCONYP}(-1) - \underset{(-6/1)}{0/11}\ \text{LPgF} + \underset{(9/4)}{0/49}\ \text{LGDPP} + \underset{(6)}{0/34}\ \text{LSTOCK} + \underset{(0/46)}{0/01}\ \text{LAV}$$

با حذف LAV مدل (۹) برآورد می‌گردد.

مدل (۹)
$$\underset{(-5/6)}{\text{LCONYP}} = \underset{(-5/6)}{-2/5} + \underset{(6/3)}{0/45}\ \text{LCONYP}(-1) - \underset{(-7/4)}{0/11}\ \text{LPgF} + \underset{(10/7)}{0/48}\ \text{LGDPP} + \underset{(6/6)}{0/35}\ \text{LSTOCK}$$

با توجه به تست‌های تشخیص مدل فوق مدل مناسبی تشخیص داده می‌شود و با توجه به نمودارهای ۳ و ۴ ضمیمه شکست ساختاری نیز در مدل مشاهده نمی‌گردد.

نتایج آماره‌های تشخیص مدل و آماره t و نمودارهای CUSUM و SUSUMQ در نه مدل برآورد شده، نشان می‌دهد که دو مدل زیرجهت برآورد تقاضای بنزین مناسب می‌باشد.

1) $$-\text{LCONY} = -2/17 + 0/5\ \text{LCONY}(-1) - 0/11\ \text{lPgf} + 0/47\ \text{LGDP} + 0/33\ \text{STOCK}$$

2) $$-\text{LCONYP} = -2/5 + 0/45\ \text{LCONYP}(-1) - 0/11\ \text{LPgf} + 0/48\text{LGDPP} + 0/35\ \text{LSTOCK}$$

از بین دو مدل فوق بر اساس تست غیرآشیانه‌ای (جدول ۲ ضمیمه) مدل دوم، مدل بهتری جهت برآورد می‌باشد.

در انتهای جدول ۱ ضمیمه مربوط به مدل ۹ (مدل انتخاب شده) آزمون تشخیص فرضیه‌های کلاسیک در تابع تقاضای بنزین ارائه شده است. بر اساس نتایج این قسمت از جدول، جمله اخلال به لحاظ خود همبستگی، فرم تبعی، نرمال بودن توزیع و همسانی واریانس همه شرایط کلاسیک را دارد.

اکنون با استفاده از نتایج فرضیه صفر وجود ریشه واحد و یا عدم همجمعی (رابطه بلند مدت) بین متغیرهای تابع تقاضای بنزین را آزمون می‌کنیم چنانچه مجموع ضرایب متغیرها با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد ($\sum_{i=1}^{P}\alpha_i < 1$) الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت. بنابراین برای آزمون همجمعی لازم است آزمون فرضیه زیر صورت گیرد[1]:

$$H_0 = \sum_{i=1}^{P}\alpha_i - 1 \le 0$$

۱. نوفرستی، محمد،۱۳۷۸، ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی، تهران موسسه خدمات فرهنگی رسا.

$$H_1 = \sum_{i=1}^{P} \alpha_i - 1 \geq 0$$

با توجه به اینکه بر اساس ضابطه شوارتز بیزین SBC تعداد وقفه‌های بهینه متغیر وابسته تنها یک وقفه است (P=1) فرضیه صفر و فرضیه مقابل در رابطه با الگوی تقاضای بنزین به صورت زیر در می‌آید:

$$H_0 = \alpha_i - 1 \leq 0$$

$$H_1 = \alpha_i - 1 \geq 0$$

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

$$\frac{\sum_{i=1}^{P} \alpha_i - 1}{\sum_{i=1}^{P} \hat{S}_{\alpha i}} = \frac{\hat{\alpha}_1 - 1}{\hat{S}_{\alpha 1}} = \frac{0/4572 - 1}{0/071} = -7/6$$

کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو ومستر در سطح اطمینان ۹۹ درصد برای K=3 و T=5 برابر ۴/۵۹- است، چون قدرمطلق آماره t بدست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی و دولادو ومستر بزرگتر است فرضیه HB_{0B} رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.این رابطه تعادلی بلندمدت که توسط نرم‌افزار ماکروفیت برآورد شده، در جدول 3 ضمیمه ارائه شده است.

همانطور که ازمعادله های فوق ملاحظه می‌شود:

رابطه کوتاه‌مدت

Lconyp =– 2/5 + 0/45 Lconyp (-1) – 0/11 LPgf + 0/48 LGDPP +0/35 Lstock

رابطه بلندمدت

Lconyp = – 4/7 + 0/88 LGDPP – 0/22 LPgf + 0/66 Lstock

طبق مطالعه حاضر کشش‌های قیمتی بنزین در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب عبارتست از ۰/۲۲ و ۰/۱۲ است و کشش درآمدی بنزین در بلندمدت و کوتاه‌مدت به ترتیب عبارتست از ۰/۸۸ و ۰/۴۸ می‌باشد. کشش‌های برآورد شده، نشان می‌دهد که بنزین یک کالای کم‌کشش و ضروری است نتایج برآورد در مورد متغیر موجودی وسایل نقلیه بنزین‌سوز نشان می‌دهد که اگر موجودی این وسایل یک درصد افزایش یابد تقاضای سرانه بنزین در کوتاه‌مدت ۰/۳۵ و در بلندمدت ۰/۶۶ افزایش می‌یابد.همانطوری که

مشاهده می‌شود در تمامی کشش‌های ذکر شده، کشش‌های کوتاه‌مدت کمتر از کشش‌های بلندمدت می‌باشد.

سرعت تعدیل در مدل تصحیح خطا برای تابع تقاضای بنزین ۰/۵۴ است (جدول ۴ ضمیمه) که نشان می‌دهد ۵۴ درصد از عدم تعادل متغیر وابسته در یک دوره (سالیانه) در دوره بعد تعدیل می‌شود بنابراین روند تعدیل مصرف بنزین در مقابل تغییرات قیمت واقعی این فرآورده و دیگر متغیرها در کوتاه مدت با سرعت بالایی صورت می گیرد.به عبارت دیگر با فرض ثبات سایر عوامل پس از ۲ ($\frac{1}{0/54}$) سال در اثر افزایش ۱۰٪ قیمت واقعی بنزین مصرف آن ۲/۲٪ کاهش پیدا می کند.همانگونه که در جدول 4 ضمیمه هم مشاهده می‌شود ضریب تعیین RP^{2P}، برابر ۰/۸۳ است که نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی نسبتاً بالای الگوی است.

۹. پیش‌بینی اثر سناریوهای مختلف قیمتی بر مصرف بنزین

تابع تقاضای بنزین از کشش قیمتی پایینی برخوردار است ولی برای سیاست‌گذاری باید به درصد افزایش و نوع افزایش قیمت(یکباره یا تدریجی) نیز توجه داشت. با توجه به تابع تقاضای بنزین برآورد شده می‌توان میزان مصرف سرانه بنزین را در سناریوهای قیمتی مختلف (با فرض رشد ۵/۸ درصد تولید ناخالص داخلی و رشد جمعیت ۱/۴ درصد، تورم ۹/۹ درصد و افزایش کارایی ۱/۸ درصد [اعداد منظور شده در برنامه چهارم] برای فاصله سال های ۱۳۹۳-۱۳۸۵ و ۲/۵ درصد برای سال‌های ۱۴۰۳-۱۳۹۳) در سال‌های آتی به دست آورد. لازم به ذکراست که در مدل فوق متغیر جانشین کارایی با توجه به تست های موجود حذف شده است ولی در آینده با توجه به افزایش قیمت بنزین و سیاست های دولت انتظار داریم کارایی از عوامل موثر در تقاضای بنزین باشد.

برآورد کاهش مصرف بنزین در سناریوهای مختلف:

سناریوی اول : ثبات قیمت در ۸۰۰ ریال تا سال ۱۳۸۹ و تغییر سایر عوامل

سناریوی دوم : افزایش پلکانی قیمت تا سال ۱۳۸۹ و تغییر سایر عوامل

سناریوی سوم : افزایش یکباره قیمت از ۸۰۰ ریال به ۱۵۰۰ ریال در سال ۸۵ و تثبیت آن در سالهای بعدی

سناریوهای چهارم، پنجم، ششم و هفتم: افزایش یکباره قیمت از ۸۰۰ ریال به ۲۵۰۰، ۳۵۰۰، ۴۵۰۰ و ۶۰۰۰ ریال و تثبیت آن در سال‌های بعدی در نظر گرفته شده‌اند.

جدول ۲ . برآورد مصرف سرانه با سناریوهای مختلف قیمتی

سناریوها	سال	۸۴	۸۵	۸۶	۸۷	۸۸	۸۹	جمع کل (۸۵-۸۹)	درصد صرفه جویی نسبت به قیمت ۸۰۰ ریال
اول	قیمت جاری (ریال)	۸۰۰	۸۰۰	۸۰۰	۸۰۰	۸۰۰	۸۰۰		–
	مصرف سرانه بنزین (لیتر)	۳۵۰/۸	۳۸۱/۵	۴۰۴/۸	۴۳۲	۴۶۰/۸	۴۹۰	۲۱۷۰	
دوم	قیمت جاری (ریال)	۸۰۰	۱۵۰۰	۲۵۰۰	۳۵۰۰	۴۵۰۰	۶۰۰۰		۲۰
	مصرف سرانه بنزین (لیتر)	۳۵۰/۸	۳۵۶	۳۴۶	۳۴۲	۳۴۳	۳۴۴	۱۷۳۱/۸	
	درصد صرفه جویی نسبت به قیمت ثابت ۸۰۰ ریال	–	۶/۷	۱۴/۵	۲۰/۷	۲۵/۵	۲۹/۸		
سوم	قیمت جاری (ریال)	۸۰۰	۱۵۰۰	۱۵۰۰	۱۵۰۰	۱۵۰۰	۱۵۰۰		۱۰
	مصرف سرانه بنزین (لیتر)	۳۵۰/۸	۳۵۶	۳۶۶	۳۸۵	۴۰۸	۴۳۳	۱۹۵۰	
	درصدصرفه‌جویی نسبت به قیمت ثابت ۸۰۰ ریال	–	۶/۶۸	۹/۵۴	۱۰/۷۹	۱۱/۳۵	۱۱/۶		
چهارم	قیمت جاری (ریال)	۸۰۰	۲۵۰۰	۲۵۰۰	۲۵۰۰	۲۵۰۰	۲۵۰۰		۱۷
	مصرف‌سرانه بنزین (لیتر)	۳۵۰/۸	۳۳۶/۵	۳۳۷/۵	۳۵۱	۳۷۰	۳۹۲	۱۷۸۷/۸	
	درصدصرفه‌جویی نسبت به قیمت ثابت ۸۰۰ ریال	–	۱۱/۷	۱۶/۶	۱۸/۷	۱۹/۶	۲۰		
پنجم	قیمت جاری (ریال)	۸۰۰	۳۵۰۰	۳۵۰۰	۳۵۰۰	۳۵۰۰	۳۵۰۰		۲۲
	مصرف سرانه بنزین (لیتر)	۳۵۰/۸	۳۲۴	۳۱۹/۹	۳۳۰	۳۴۷	۳۶۷	۱۶۸۸/۸	
	درصد صرفه جویی نسبت به قیمت ثابت ۸۰۰ ریال	–	۱۴/۹	۲۰/۹	۲۳/۵	۲۴/۶	۲۵		
ششم	قیمت جاری (ریال)	۸۰۰	۴۵۰۰	۴۵۰۰	۴۵۰۰	۴۵۰۰	۴۵۰۰		۲۵
	مصرف سرانه بنزین (لیتر)	۳۵۰/۸	۳۱۵/۵	۳۰۷	۳۱۵/۵	۳۳۰/۹	۳۴۹	۱۶۱۸/۷	
	درصد صرفه جویی نسبت به قیمت ثابت ۸۰۰ ریال	–	۱۷/۳	۲۴	۲۶/۹	۲۸	۲۸/۷		
هفتم	قیمت جاری (ریال)	۸۰۰	۶۰۰۰	۶۰۰۰	۶۰۰۰	۶۰۰۰	۶۰۰۰		۲۸
	مصرف سرانه بنزین (لیتر)	۳۵۰/۸	۳۰۵/۶	۲۹۳/۵	۲۹۹/۵	۳۱۳	۳۳۰	۱۵۴۲	
	درصد صرفه جویی نسبت به قیمت ثابت ۸۰۰ ریال	–	۱۹/۸	۲۷/۴۸	۳۰/۶۶	۳۲	۳۲/۶		

با توجه به جداول ۲، اگر قیمت در ۸۰۰ ریال ثابت بماند مصرف سرانه پنج سال برابر ۲۱۷۰ لیتر خواهد بود و با افزایش پلکانی قیمت، به ۱۷۳۲ لیتر تنزل پیدا خواهد کرد. در طی پنج سال با افزایش پلکانی قیمت، مصرف سرانه بنزین ۴۳۸ لیتر(۲۰ درصد)نسبت به قیمت ثابت ۸۰۰کاهش خواهد یافت.به زبان ساده‌تر در ۵ سال حداقل به میزان مصرف یک سال ،مثلاً به میزان مصرف سرانه سال ۸۶ صرفه جویی خواهیم داشت.

در سناریوی افزایش پلکانی قیمت، مصرف کنندگان به طور متناوب سالی یکبار تحت فشار افزایش قیمت قرار می گیرند و میزان کاهش مصرف در دوره پنج ساله نسبت به گزینه های قیمتی ۱۵۰۰و ۲۵۰۰ درصد کاهش بیشتری را نشان می دهد.

در گزینه قیمت ۶۰۰۰ ریال بیشترین درصد کاهش (۲۸ درصد) مشاهده می شود که رقم قابل توجهی می باشد. اما برای انتخاب این گزینه‌ها تبعات تورمی و همچنین تاثیر آن بر کسری بودجه دولت نیز باید لحاظ گردد.

مورد دیگری که می‌توان از جدول ۲ استفاده کرد، بررسی برآورد مصرف و در صد تغییر آنها در یک سال به‌خصوص می‌باشد. در این جا سناریوی مربوط به افزایش یکباره قیمت در سال ۸۵ را بررسی می کنیم (جدول ۳).

جدول ۳. سناریوی برآورد مصرف سرانه با افزایش یکباره قیمت در سال ۸۵

افزایش قیمت هر لیتر بنزین در سال ۸۵(ریال)	مقدار مصرف سرانه (لیتر)	درصد صرفه جویی نسبت به قیمت ثابت ۸۰۰ ریال
۸۰۰ – ۱۵۰۰	۳۵۶	۶/۷
۸۰۰ – ۲۵۰۰	۳۳۶/۵	۱۱/۷
۸۰۰ – ۳۵۰۰	۳۲۴	۱۴/۹
۸۰۰ – ۴۵۰۰	۳۱۵/۵	۱۷/۳
۸۰۰ – ۶۰۰۰	۳۰۵/۶	۱۹/۸

با افزایش یکباره قیمت از ۸۰۰ ریال به ترتیب به ۱۵۰۰، ۲۵۰۰، ۳۵۰۰، ۴۵۰۰، ۶۰۰۰ ریال میزان مصرف سرانه در هر حالت طبق جدول۲ کاهش خواهد یافت.

لازم به ذکر است نکته‌ای که در اکثر کارهای قبلی در نظر گرفته نشده، میزان و درصد افزایش قیمت است و به صرف کم کشش بودن تابع تقاضا سیاست قیمتی را غیر کارا در نظر گرفته‌اند ولی با توجه به جداول فوق می‌توان گفت با افزایش قیمت جاری در

حدود ۲۰۰ درصد (از ۸۰۰ به ۲۵۰۰ ریال) با فرض ثبات سایر شرایط مصرف طی دو سال در حدود ۲۳/۴٪ خواهد بود و این بدان معنی است که در حدود ۲ سال می‌توان واردات را از ۴۰٪ مصرف به ۲۰٪ مصرف تقلیل داد لیکن چنانچه قیمت فعلی یکباره به قیمت فوب خلیج فارس (۴۵۰۰ ریال بر لیتر) افزایش پیدا کند مصرف آن ۱۷/۳٪ یا ۱۲ میلیون لیتر در روز کاهش پیدا می کند.

خلاصه و نتیجه‌گیری

در سال‌های اخیر عمده‌ترین معضل کشور تأمین سوخت وسایل نقلیه یعنی بنزین موتور بوده است. عدم هماهنگی میان تولید و مصرف این فرآورده به گسترش بسیار سریع واردات آن منجر شده است. به طوری که هم اکنون حدود ۴۰ درصد مصرف داخلی آن از طریق واردات تأمین می شود. به نظر می‌رسد یکی از علل اصلی رشد بالای مصرف بنزین، قیمت‌پایین فرآورده در داخل کشور است که مباحث‌فراوانی را در مورد نحوه تعدیل و چگونگی تأثیر آن بر مصرف این فرآورده به وجود آورده است درهمین راستا در تحقیق حاضر به بررسی علمی این موضوع پرداخته،تابع تقاضای خطی بنزین برآورد گردید.

تابع تقاضای بنزین از کشش قیمتی پایینی برخوردار است ولی برای سیاست گذاری باید به درصد افزایش ونوع افزایش توجه داشت. با توجه به تابع تقاضای بنزین برآورد شده می‌توان میزان مصرف سرانه بنزین رادر سناریوهای قیمتی مختلف برای سال‌های آتی به دست آورد.

با توجه به جدول شماره ۲ می توان گفت که:

الف. در سالهای آتی به دلیل وجود سایر عوامل(مانند رشد GDPورشد جمعیت و...) مصرف بنزین روندی رو به رشد خواهد داشت.

ب. رابطه مستقیم بین درصد افزایش قیمت و میزان کاهش مصرف وجود دارد.

ج. چنانچه پس از هر افزایش قیمت در سال اول،قیمت به مدت پنج سال ثابت بماند، کاهش مصرف در سال های بعد چندان قابل توجه نخواهد بود. به عنوان مثال اگر قیمت در سال ۸۵ یکباره از ۸۰۰ به ۶۰۰۰ ریال افزایش پیدا کند و به مدت پنج سال ثابت باقی بماند، مصرف در سال اول به طور قابل توجهی کاهش پیدا می کند ولی‌درسال‌های بعدی این رشد روند صعودی به‌خود می گیرد. به‌عبارت دیگر علی‌رغم‌آنکه نسبت به قیمت ثابت ۸۰۰ ریال کاهش مصرف وجود دارد ولی مصرف همچنان دارای رشد مثبت است.

در مورد قیمت پلکانی مشاهده می شود رشد کاهش مصرف برای دو سال متوالی

وجـود دارد ولـی رشـد مثبـت آن در مقایسـه بـا سـناریوهای دیگـر کمتـرودر سـالهای ۱۳۸۸و۱۳۸۹ رشدی نخواهدداشت.

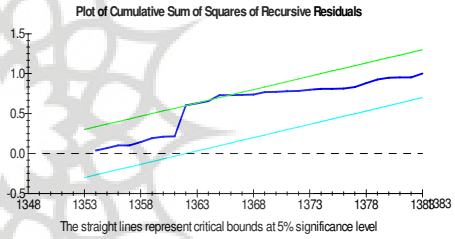
و نتیجه این که:

با توجه به کشش بلندمدت ، سرعت تعدیل، درصد بالای افـزایش قیمـت مـی‌تـوان امیدوار بود که افزایش قیمت در گذر زمـان باعـث کـاهش مصـرف گـردد، ولـی افـزایش قیمت تبعات منفی مانند تورم به همراه خواهد داشـت و عـلاوه بـرآن اصـلاح سـاختاری بـه عنوان مکمل سیاست‌های قیمتی در جهت حمایت از سیاست‌های قیمتی باید استفاده شود.

ضمائم

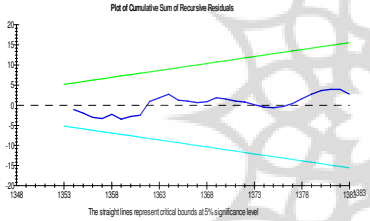
نمودار ۱.

UCusum Test for model (5)



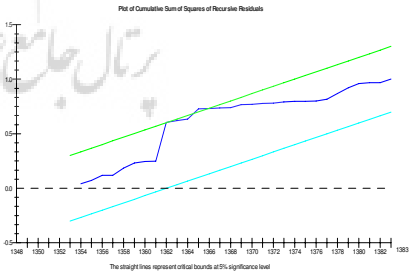
نمودار ۲.

UCUSUMQ Test for model (5)



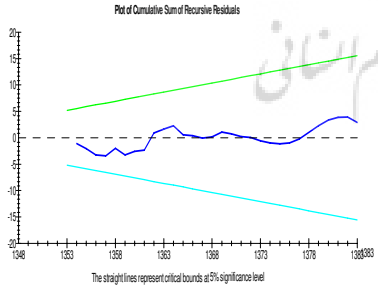
نمودار ۳.

Cusum Test for model (9)



نمودار ۴.

CUSUMQ Test for model (9)



جدول ۱. نتایج حاصل از تخمین مدل پویا

LCONYP LPGF LGDPP LSTOCK(9)
Autoregressive Distributed Lag Estimates
ARDL(1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
****
Dependent variable is LCONYP
36 observations used for estimation from 1348 to 1383
****

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LCONYP(-1)	.45724	.071720	6.3754[.000]
LPGF	-.11985	.016055	-7.4648[.000]
LGDPP	.48000	.044723	10.7327[.000]
LSTOCK	.35837	.053809	6.6601[.000]
C	-2.5561	.45101	-5.6674[.000]

****

R-Squared	.99555	R-Bar-Squared	.99497
S.E. of Regression	.038139	F-stat. F(4, 31)	1732.7[.000]
Mean of Dependent Variable	4.9267	S.D. of Dependent Variable	.53788
Residual Sum of Squares	.045091	Equation Log-likelihood	69.2048
Akaike Info. Criterion	64.2048	Schwarz Bayesian Criterion	60.2460
DW-statistic	1.6859	Durbin's h-statistic	1.0440[.296]

****
Diagnostic Tests
****

* Test Statistics *	LM Version	* F Version	*
* A:Serial Correlation	*CHSQ(1)= .69604[.404]	*F(1, 30)= .59147[.448]	*
* B:Functional Form	*CHSQ(1)= .64284[.423]	*F(1, 30)= .54544[.466]	*
* C:Normality	*CHSQ(2)= .51927[.771]	* Not applicable	*
* D:Heteroscedasticity	*CHSQ(1)= 1.3861[.239]	*F(1, 34)= 1.3615[.251]	*

****
A:Lagrange multiplier test of residual serial correlation

B:Ramsey's RESET test using the square of the fitted values

جدول ۲. نتایج آزمون غیرآشیانه‌ای

Alternative Tests for Non-Nested Regression Models

****

Dependent variable is LCONYP 36 observations used from 1348 to 1383
Regressors for model M1:
LCONYP(-1) LPGF LGDPP LSTOCK C
Regressors for model M2:
LCONY(-1) LPGF LGDP LSTOCK C

****

Test Statistic	M1 against M2	M2 against M1
N-Test	-1.9969[.046]	-9.7394[.000]
NT-Test	-1.8211[.069]	-8.8863[.000]
W-Test	-1.6008[.109]	-4.8743[.000]
J-Test	1.6144[.106]	6.6401[.000]
JA-Test	1.6172[.106]	6.6096[.000]
Encompassing	F(2, 29) 1.8169[.181]	F(2, 29) 226151[.000]

****

Model M1: DW 1.6859 ;R-Bar-Squared .99497 ;Log-likelihood 69.2048
Model M2: DW .90517 ;R-Bar-Squared .98856 ;Log-likelihood 54.4120
Model M1+M2: DW 1.8559 ;R-Bar-Squared .99522 ;Log-likelihood 71.3298
Akaike's Information Criterion of M1 versus M2= 14.7928 favours M1
Schwarz's Bayesian Criterion of M1 versus M2= 14.7928 favours M1

****

جدول ۳. نتایج حاصل از تخمین مدل بلندمدت

Long Run Coefficients for model (9)

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

****

Dependent variable is LCONYP
36 observations used for estimation from 1348 to 1383

****

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LGDPP	.88437	.10311	8.5772[.000]
LPGF	-.22082	.032089	-6.8813[.000]
LSTOCK	.66029	.019403	34.0300[.000]
C	-4.7094	.34744	-13.5547[.000]

****

جدول ٤. نتایج حاصل ازتخمین مدل تصحیح -خطا

Error Correction Representation for the Selected ARDL Model(9)
ARDL(1,0,0,0) selected based on Schwarz Bayesian Criterion
****
Dependent variable is dLCONYP
36 observations used for estimation from 1348 to 1383
****

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLGDPP	.48000	.044723	10.7327[.000]
dLPGF	-.11985	.016055	-7.4648[.000]
dLSTOCK	.35837	.053809	6.6601[.000]
dC	-2.5561	.45101	-5.6674[.000]
ecm(-1)	-.54276	.071720	-7.5677[.000]

****
List of additional temporary variables created:
dLCONYP = LCONYP-LCONYP(-1)
dLGDPP = LGDPP-LGDPP(-1)
dLPGF = LPGF-LPGF(-1)
dLSTOCK = LSTOCK-LSTOCK(-1)
dC = C-C(-1)
ecm=LCONYP-.88437*LGDPP+.22082*LPGF-.66029*LSTOCK+ 4.7094*C
****

R-Squared	.83265	R-Bar-Squared	.81106
S.E. of Regression	.038139	F-stat. F(4, 31)	38.5600[.000]
Mean of Dependent Variable	.062458	S.D. of Dependent Variable	.087740
Residual Sum of Squares	.045091	Equation Log-likelihood	69.2048
Akaike Info. Criterion	64.2048	Schwarz Bayesian Criterion	60.2460
DW-statistic	1.6859		

****
R-Squared and R-Bar-Squared measures refer to the dependent variable dLCONYP and in cases where the error correction model is highly restricted, these measures could become negative.

منابع و مأخذ

۱. ابریشمی، حمید، ۱۳۸۱، اقتصادسنجی کاربردی (رویکردهای نوین)، تهران، موسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران.

۲. آمارنامه مصرف فرآورده‌های نفتی انرژی‌زا، برنامه اول و دوم و سوم سال ۱۳۸۳، انتشارات روابط عمومی شرکت ملی پخش فرآورده‌های نفتی ایران، بهار ۱۳۸۵.

۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، نماگرهای اقتصادی، اداره بررسی های اقتصادی، سال‌های مختلف.

۴. بانک مرکزی، گزارش اقتصادی و ترازنامه، سال‌های مختلف.

۵. تشکینی، احمد، ۱۳۸۴، اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit، تهران،

موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران.
۶. نوفرستی، محمد، ۱۳۷۸، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، تهران موسسه خدمات فرهنگی رسا.
7. Al –Mutoiri, N. (1995), Demand for Gasoline in Kuwait, An Imperial analysis using cointegration techniques, energy Economics, 17, pp 249-253.
8. Eltony, M.nagy (1996), Demand for Gasoline in GCC: on application of pooling and testing procedures, Energy Economics, 18, pp 203-209.
9. Espey, molly(1998), Gasoline demand revisited: an international Meta-analysis of Elasticities, Energy Economics, 20,pp 273-295.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی