

برآورد کثش قیمتی تقاضای بنزین با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری و مفهوم روند ضمنی

تاریخ دریافت: ۱۳۸۴/۲/۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۸۴/۱۱/۹

مونا چیت نیس^۱

چکیده

برآورد صحیح تقاضای بنزین به منظور دستیابی به کثش قیمتی برای تعیین میزان اثرگذاری سیاستهای مربوط به قیمت بنزین از اهمیت برخوردار است. در این مقاله، با معرفی مفهوم روند ضمنی در مدل سازی و به کارگیری مدل سری زمانی ساختاری، تابع تقاضای بنزین با استفاده از داده های سری زمانی سالانه تخمین زده شده است. نتیجه می شود که ماهیت روند در تابع تقاضا تصادفی است. این تابع در کوتاه مدت و بلندمدت نسبت به قیمت بی کثش می باشد، اما واکنش مزبور در بلندمدت بیش از کوتاه مدت است. علاوه بر این، تقاضا نسبت به درآمد در کوتاه مدت بی کثش، اما در بلندمدت با کثش است. بنابراین، کاهش مصرف از طریق سیاست افزایش قیمت در کوتاه مدت چندان موثر نیست، اما در بلندمدت می تواند اثرگذار باشد. در نهایت، سیاست افزایش تدریجی قیمت بنزین توصیه می شود و در کنار آن سیاستهای غیر قیمتی نظیر افزایش کارایی خودروها و استانداردهای کارایی و افزایش در خدمات حمل و نقل عمومی می تواند برای کنترل و کاهش مصرف مؤثر باشند.

کلید واژه: تقاضای بنزین، سیاست تغییر قیمت بنزین، روند ضمنی، روند تصادفی، روند معین، مدل سری زمانی ساختاری.

۱. کارشناس سازمان مدیریت و برنامه ریزی کشور و دانشجوی دکتری دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.

۱- مقدمه

میزان اثرگذاری سیاستهای مرتبط با قیمت بنزین بر تقاضای آن در ارزیابی چنین سیاستهایی مهم است. این کار می‌تواند از طریق برآورد تابع تقاضای بنزین صورت گیرد. به طور کلی، در کشورهای مختلف مطالعات مربوط به تقاضای بنزین بسیار انجام شده است. به هر حال، در برآورد این تابع لازم است به این نکته توجه شود که به غیر از متغیرهای مستقل مشخص نظیر قیمتها و درآمد، عوامل دیگری نظیر کارآیی تکنیکی، ترجیحات مصرف کنندگان و یا عوامل غیراقتصادی نیز می‌توانند بر تابع تقاضا اثرگذارند که ممکن است آثار مزبور در طول زمان دارای روند معینی نباشند و عدم مدل‌سازی صحیح آنها می‌تواند منجر به وجود تورش در تخمین گردد. بنابراین، اینکه اثرات فوق چگونه در مدل لحاظ شوند، از اهمیت برخوردار است. از این رو، هدف از این مقاله دستیابی به برآوردهای صحیحی از تابع تقاضای بنزین به منظور تعیین کششهای قیمتی و درآمدي می‌باشد. به این ترتیب، سئوالات اساسی که این مقاله به دنبال پاسخ آنها می‌باشد، عبارتند از:

۱- مفهوم روند ضمنی در برآورد تابع تقاضا چیست؟

۲- روش مطلوب برای مدل‌سازی روند ضمنی و برآورد مدل چیست؟

۳- مناسب‌ترین تخمین کششهای قیمتی و درآمدي تقاضای بنزین چیست؟

این مقاله در هشت بخش تهیه شده است. بخش دوم، مفهوم روند ضمنی تقاضا را شرح و اهمیت مدل‌سازی صحیح آن را نشان می‌دهد. در بخش سوم، مدل سری زمانی ساختاری که مناسب برای برآورد مدل دارای روند ضمنی می‌باشد، شرح داده می‌شود. بخش چهارم، روش برآورد را توضیح می‌دهد. بخش پنجم، به تصریح مدل اقتصادی تقاضای بنزین می‌پردازد. در بخش ششم، داده‌ها و منابع آماری آورده شده است. بخش هفتم، به بررسی و ارائه نتایج برآورد تقاضا در قالب مدل‌های سری زمانی ساختاری می‌پردازد. بالاخره، در بخش هشتم، جمع‌بندی و نتیجه‌گیری آورده می‌شود.

۲- مفهوم روند ضمنی^۱

مفهوم پیشرفت تکنیکی در تابع تقاضا بسیار مهم است و باید به درستی تعریف شود. تابع تقاضای بنزین یک تابع تقاضای مشتق است. به این معنی که بنزین برای استفاده در وسایط نقلیه تقاضا می‌شود و به تنهایی مصرف نمی‌شود. بنابراین، میزان بنزین مصرفی به سطح تکنولوژی در وسایط نقلیه بستگی دارد. افزایش کارآیی خودرو در اثر پیشرفت تکنیکی در شرایط ثبات سایر عوامل، منجر به کاهش مصرف سوخت می‌گردد. به علاوه، سطح تکنولوژی می‌تواند متبلور (مستلزم سرمایه‌گذاری جدید) یا غیر متبلور (عدم نیاز به سرمایه‌گذاری جدید) باشد که از ترکیب عوامل درونزا و برونزا حاصل می‌شود. نه تنها پیشرفت تکنیکی می‌تواند بر تقاضا اثر گذارد، بلکه عوامل برونزای دیگری نیز نظیر ترجیحات

مصرف کنندگان و عوامل غیر اقتصادی می‌توانند به طور مثبت یا منفی تاثیر گذار باشند. به طور مثال، تغییر ترجیحات مصرف کنندگان به صورت انتقال از حمل و نقل عمومی به خودروهای خصوصی باعث افزایش مصرف سوخت می‌شود. همچنین، عوامل غیراقتصادی گوناگونی نظیر عوامل جمعیتی و اجتماعی و نیز جغرافیایی را می‌توان نام برد. به طور مثال، ساختار و بعد خانوار، جنسیت، وضعیت کاری و شغلی، ساختار سنی جمعیت، تراکم جمعیت، تغییرات و مهاجرت جمعیت روستایی به شهر و الگوهای ارتباطات، همگی عواملی هستند که تغییر در آنها می‌تواند تقاضای بنزین را تحت تاثیر قرار دهد.

با توجه به توضیحات فوق، مفهوم کلی تری از روند ضمنی در اینجا معرفی می‌شود که در جدول (۱) نشان داده شده است. بهترین حالت آن است که داده های مربوط به کارآیی تکنیکی، ترجیحات مصرف کننده و عوامل غیر اقتصادی و نظیر آن در مدل عمومی مورد تخمین مورد استفاده قرار گیرد، لکن امکان اندازه‌گیری کلیه عوامل فوق وجود ندارد. از طرفی اثر این عوامل در طول زمان ممکن است تغییر کند و هر یک از آنها در جهت مختلفی بر تقاضا اثر نماید، به گونه‌ای که برآیند آنها معلوم نیست. بنابراین، عدم لحاظ روند ضمنی در مدل و یا لحاظ نادرست آن مانند خطی به جای غیرخطی می‌تواند منجر به تورش در تخمین پارامترها گردد. با این مفهوم، روشی که برای لحاظ روند در مدل به کار می‌رود، باید به اندازه کافی جهت دربرگرفتن کلیه آثار فوق انعطاف پذیر باشد و تورش بالقوه در برآوردهای کششهای قیمتی و درآمدی وجود نداشته باشد.

جدول (۱): روند ضمنی عرضه و تقاضا

روند ضمنی عرضه و تقاضا			
عوامل غیر اقتصادی	ترجیحات مصرف کنندگان	کارآیی تکنیکی	
		برونزا	برونزا
		برونزا	درونزا

۳- مدل سری زمانی ساختاری

مدل سری زمانی ساختاری (STMS) توسط پروفیسور هاروی^۲ (۱۹۸۹) و همکارانش به کار بسته شده است. این مدل سری زمانی را ترکیبی از روند و اجزاء نامنظم^۳ در نظر می‌گیرد. مدل مورد استفاده در این مطالعه مدل رگرسیونی مرکب از مدل سری زمانی ساختاری که به روند غیرقابل مشاهده در طول زمان اجازه می‌دهد تا به طور تصادفی تغییر نماید، می‌باشد. مدل زیر را که در آن داده‌ها سری زمانی سالانه می‌باشند در نظر بگیرید:

1. Structural Time Series Model

2. Harvey

3. Irregular

$$Q_t = \mu_t + Z'_t \delta + \varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن Q_t متغیر وابسته، μ_t جزء روند، Z_t بردار $K \times 1$ متغیرهای توضیحی و δ بردار $K \times 1$ پارامترهای نامعلوم می‌باشد. ε_t جزء تصادفی معادله و مشابه همان باقیمانده‌ها در رگرسیون مرسوم است که حرکات غیرسیستماتیک را منعکس می‌کند و فرض می‌شود که اختلال سفید می‌باشد؛ یعنی $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma_\varepsilon^2)$. مدل فوق به طور خاص بر تصادفی بودن روند تأکید دارد و متغیرهای توضیحی همان نقش و تفسیری را که در مدل رگرسیونی مرسوم دارند، خواهند داشت.

فرض می‌شود که جزء روند μ_t دارای فرآیند تصادفی زیر باشد:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (2)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t \quad (3)$$

که در آن

$$\eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2) \quad \text{و} \quad \xi_t \sim NID(0, \sigma_\xi^2)$$

می‌باشد.

معادلات (۲) و (۳) به ترتیب بیان کننده سطح و شیب روند می‌باشند. فرآیند بالا می‌تواند به این صورت بیان شود که روند در یک دوره برابر با روند در یک دوره قبل به علاوه جزء رشد و برخی تغییرات غیرقابل پیش‌بینی است که در آن جزء رشد همان شیب و در طول

زمان متغیر می‌باشد. واریانس‌های σ_η^2 و σ_ξ^2 ابرپارامترها^۱ نامیده می‌شوند که نقش مهمی در هدایت خواص مدل و ماهیت روند دارند. در نهایت اگر هر دو معادل صفر باشند، مدل به همان رگرسیون مرسوم با روند خطی معین به شکل زیر تبدیل می‌شود:

$$Q_t = \alpha + \beta t + Z'_t \delta + \varepsilon_t \quad (4)$$

جدول (۲) مدل‌های متفاوتی را که می‌توانند از این فرآیند برآورد شوند بر طبق اینکه ارزش ابرپارامترها صفر باشد یا اینکه شیب وجود داشته یا نه، نشان می‌دهد.

جدول (۲): طبقه‌بندی حالت‌های ممکن مدل‌های دارای روند تصادفی

شیب / سطح	سطح وجود ندارد. $Lvl = 0, \sigma_{\eta}^2 = 0$	سطح ثابت است. $Lvl \neq 0, \sigma_{\eta}^2 = 0$	سطح تصادفی است. $Lvl \neq 0, \sigma_{\eta}^2 \neq 0$
شیب وجود ندارد. $slp = 0, \sigma_{\xi}^2 = 0$	(i) رگرسیون مرسوم بدون وجود جزء ثابت و روند زمان	(ii) رگرسیون مرسوم با جزء ثابت اما بدون وجود روند زمان	(iii) مدل سطح نسبی ¹
شیب ثابت است. $slp \neq 0, \sigma_{\xi}^2 = 0$	(iv) -	(v) رگرسیون مرسوم با جزء ثابت و روند زمان	(vi) مدل سطح نسبی با انتقال ²
شیب تصادفی است. $slp \neq 0, \sigma_{\xi}^2 \neq 0$	(vii) -	(viii) مدل روند یکتواخت ³	(ix) مدل روند نسبی ⁴

۴- روش برآورد

مدل سری زمانی ساختاری مدلی با جزء غیرقابل مشاهده است، زیرا جزء روند به طور مستقیم قابل مشاهده نمی‌باشد. برای تخمین مدل با جزء غیرقابل مشاهده نمی‌توان روش‌های حداقل مربعات معروف را به کار برد. با این وجود، یک بار که معادله (۱) همراه با معادلات (۲) و (۳) در شکل فضایی حالت^۵ زیر به صورت دو معادله مجزا، یکی معادله انتقال^۶ و دیگری معادله اندازه‌گیری^۷، تنظیم شوند آنگاه کالمن^۸ فیلتر می‌تواند یک دسته معادلات بازگشتی تولید کند که می‌توانند برای برآورد پارامترهای نامعلوم از طریق روش‌های حداکثر راست نمایی استفاده شوند.

در شکل فضایی حالت، پارامترهای غیرقابل مشاهده مانند روند به عنوان متغیرهای استتیت تلقی می‌شوند. معادله انتقال به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\alpha_t^* = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \delta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \delta_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \xi_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (5)$$

که α_t^* بردار استتیت و I ماتریس واحد می‌باشد. معادله اندازه‌گیری به صورت زیر می‌باشد:

$$Q_t = (1 \quad 0 \quad Z_t') \alpha_t^* + \varepsilon_t \quad (6)$$

1. Local Level Model
2. Local Level Model with Drift
3. Smooth Trend Model
4. Local Trend Model
5. State Space
6. Transaction
7. Measurment
8. Kalman filter

معادله اندازه‌گیری (۶) با معادله (۱) مطابقت دارد. نقش معادله اندازه‌گیری آن است که بردار استتیت غیرقابل مشاهده α_t^* را به ارزشهای عددی قابل مشاهده Q_t مرتبط کند. متغیرهای توضیحی Z_t اطلاعات اضافی از K متغیرهای قابل مشاهده را برای شرح تکامل Q_t فراهم می‌نمایند، همچنان که روند μ_t نیز فراهم می‌کند. اگر تکامل Q_t به طور کامل توسط متغیرهای توضیحی شرح داده شود، جزء روند به جزء ثابت تقلیل می‌یابد.

معادله انتقال (۵) پویایی بردار استتیت در حیطه زمان را توصیف می‌کند. ترکیب معادلات (۵) و (۶) سعی می‌کند تا متغیرهای غیرقابل مشاهده را با استفاده از متغیرهای قابل مشاهده برآورد نماید. توجه شود δ که پارامترهای نامعلوم متغیرهای توضیحی است، با ماتریس واحد همراه می‌باشد و نشان می‌دهد که پارامترها ثابت فرض شده‌اند. در مقابل، به جزء روند حرکات تصادفی داده شده است.

همه اجزاء اخلاص مستقل و متقابلاً نا همبسته می‌باشند. ابرپارامترهای σ_ϵ^2 و σ_ϵ^2 توسط معادلات بازگشتی کالمن فیلتر و روش حداکثر راست نمایی تخمین زده می‌شوند و با داشتن این ارزشهای پارامتری، برآوردهای بهینه β_T و μ_T توسط کالمن فیلتر برآورد می‌شوند که β_T و μ_T آخرین برآوردهای شیب و سطح روند در هر دوره را نشان می‌دهند. برآوردهای بهینه روند در کل دوره نمونه توسط الگوریتم یکنواخت کننده کالمن فیلتر محاسبه می‌شوند، که به وسیله آن تحولات روند را می‌توان دنبال نمود. بسته نرم افزاری STAMP(6.3) که مدل سری زمانی ساختاری فوق را در بر می‌گیرد، برای تخمین مدل در این مقاله به کار رفته است.

۵- تصریح الگو

با توجه به بحث فوق در خصوص روند ضمنی، الگوی تقاضای بنزین که در این مقاله به کار رفته، به صورت زیر است:

$$A(L) Q_t^d = \mu_t + B(L) p_{g_t} + C(L) y_t + D(L) z_t + u_t \quad (7)$$

که در آن Q_t^d تقاضای بنزین، p_{g_t} قیمت واقعی بنزین، y_t درآمد حقیقی، z_t سایر متغیرهای توضیحی مؤثر بر تقاضا، μ_t روند ضمنی تقاضا و u_t جزء تصادفی معادله می‌باشند. زیرنویس t همراه با μ_t بیان می‌کند که μ_t روند ثابتی با نرخ تغییر ثابت نیست، بلکه به شکل روند تصادفی است که در طول زمان متغیر می‌باشد. $A(L)$ ، $B(L)$ ، $C(L)$ و $D(L)$ عملگر وقفه چند جمله‌ای می‌باشند. بدین ترتیب، $B(L)/A(L)$ و $C(L)/A(L)$ به ترتیب کششهای بلند مدت قیمتی و درآمدی تقاضا می‌باشند. به عبارتی، معادله به صورت مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی در نظر گرفته شده است. کلیه متغیرها به شکل لگاریتمی در مدل لحاظ شده‌اند.

۶- داده ها و منابع آماری

داده‌های مورد استفاده برای تخمین تابع تقاضای بنزین کل کشور به صورت سری زمانی سالانه بوده و دوره زمانی سالهای ۱۳۸۱-۱۳۴۷ را دربرمی‌گیرد. منبع آماری مصرف کل بنزین (c)، نشریه‌های شرکت ملی پالایش و پخش فرآورده های نفتی ایران و تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۶۱ (y)، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران می‌باشد.

قیمت واقعی بنزین (p_g) و نفت گاز (p_d) با توجه به اینکه در سمت تقاضا به کار می‌رود، حاصل تقسیم قیمت اسمی هر یک از این فرآورده‌ها بر شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) بر حسب سال پایه ۱۳۶۱ است. قیمت اسمی بنزین و نفت گاز از *ترازنامه انرژی* وزارت نیرو و شاخص قیمت مصرف کننده از نشریه شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران بانک مرکزی جمع‌آوری شده است.

برای جمعیت کل کشور (pop) از آمار پیش‌بینی جمعیت سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی برای برنامه چهارم توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران استفاده شده است.

به منظور محاسبه موجودی خودروهای بنزین سوز (veh) در هر سال، ابتدا مجموع تولید و واردات کلیه خودروهای بنزین سوز شامل سواری و وانت از تعداد کل خودروهای بنزین سوز ثبت شده توسط اداره راهنمایی و رانندگی در سال ۱۳۷۹ کسر شده و حاصل، معادل موجودی خودروهای بنزین سوز سال ۱۳۷۹ در نظر گرفته شده است. سپس، با اضافه کردن (کسر کردن) مجموع تولید و واردات کلیه خودروهای بنزین سوز سال بعد (سال قبل)، موجودی خودروهای بنزین سوز هر سال محاسبه شده است. از آنجا که مصرف بنزین هر موتورسیکلت تقریباً معادل یک ششم خودرو می‌باشد، به رقم مزبور یک ششم موجودی موتورسیکلت در هر سال نیز اضافه شده و حاصل به‌عنوان مجموع موجودی خودروهای بنزین‌سوز لحاظ گردیده است. آمار تولید و واردات خودرو از وزارت صنایع و تعداد خودروهای بنزین‌سوز ثبت شده در سال ۱۳۷۹ از اداره راهنمایی و رانندگی گردآوری شده است.

۷- نتایج برآورد

مدل تقاضای بنزین برای سالهای ۱۳۷۷-۱۳۴۷ با در نظر گرفتن چهار مشاهده یعنی سالهای ۱۳۸۱-۱۳۷۸ جهت آزمونهای پیش‌بینی برآورد شده است. با شروع از معادلات کلی، مدل مقید مناسب با حذف متغیرهای بی‌معنی به منظور تعیین تعداد وقفه‌ها و نوع روند و اطمینان از قابل قبول بودن آزمونهای تشخیصی انتخاب شده است.

بدین ترتیب، برآورد توابع با شروع از کلی‌ترین حالت STSM یعنی مدل روند نسبی مطابق آنچه شرح داده شد، صورت گرفته است. در این نوع مدل، واریانس جزء تصادفی در معادلات سطح و شیب روند یعنی σ_{η}^2 و σ_{ξ}^2 در معادلات (۲) و (۳) مخالف صفر می‌باشند و لذا روند، هم از لحاظ سطح و هم از نظر شیب تصادفی است.

برآورد حالت‌های مختلف تابع تقاضا با در نظر گرفتن تعداد وقفه‌ها و متغیرهای توضیحی گوناگون در مدل روند نسبی، همواره با رد آزمون LR برای قبول تصادفی بودن هر دو سطح و شیب روند در مقابل قیودی که حداقل یکی از اجزاء سطح و یا شیب روند را ثابت و به عبارتی واریانس جزء تصادفی مربوطه یعنی σ_{η}^2 و σ_{ξ}^2 را در معادلات (۲) و (۳) معادل صفر فرض می‌کنند، همراه بوده است. به عبارتی نمی‌توان مدل روند نسبی را به عنوان مدل مطلوب برگزید. از سوی دیگر، σ_{ξ}^2 یعنی واریانس جزء تصادفی شیب روند در این برآوردها، رقم بسیار ناچیزی است که در کنار نتیجه آزمون LR، انتخاب مدل را به سمت مدل سطح نسبی با انتقال هدایت می‌کند. لذا، بار دیگر تابع تقاضا به صورت مدل مقید شده فوق که در آن واریانس جزء تصادفی سطح روند یعنی σ_{η}^2 مخالف صفر و واریانس جزء تصادفی شیب روند یعنی σ_{ξ}^2 برابر صفر می‌باشد، برآورد شده است. به عبارتی در این مدل، سطح روند تصادفی و شیب آن ثابت می‌باشد. در این مدل، آزمون LR برای قبول تصادفی بودن سطح روند و ثابت بودن شیب آن در مقابل ثابت بودن سطح و شیب روند که در آن σ_{η}^2 و σ_{ξ}^2 هر دو صفر می‌باشند، به کار رفته است.

معادله ترجیحی تقاضا در جدول (۳) آورده شده است. این معادله شامل درآمد (y)، قیمت بنزین (p_g) و یک وقفه مصرف بنزین ($c(-1)$) می‌باشد و ضرایب کلیه متغیرهای توضیحی فوق در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دار هستند. بررسی آزمونهای تشخیصی در این معادله نشان می‌دهد که هیچ‌گونه مشکل خودهمبستگی سریالی وجود ندارد، ضمن آنکه هیچ‌یک از ضرایب خودهمبستگی سریالی وقفه‌ها معنی‌دار نمی‌باشند. همچنین، نشانه‌ای از غیرنرمال

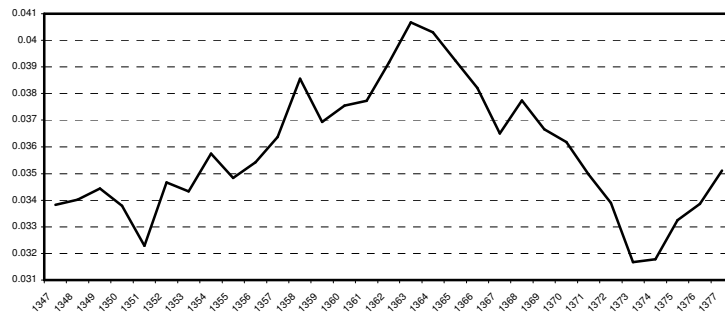
بودن و یا ناهمسانی در باقیمانده‌ها وجود ندارد. علاوه بر این، باقیمانده‌های کمکی نیز طبق آماره‌های مربوطه نرمال بوده و بر اساس آزمونهای پیش‌بینی، معادله پایدار است^۱.

کشتشهای قیمتی و درآمدی در کوتاه مدت به ترتیب معادل ۰/۱۹- و ۰/۳۲ و در بلندمدت برابر ۰/۷۴- و ۱/۲۵ می‌باشند. بنابراین، تقاضا نسبت به قیمت و درآمد در کوتاه مدت بی‌کشتش، اما در بلندمدت نسبت به درآمد با کشتش است. همچنین، کشتشهای بلندمدت قیمتی و درآمدی بزرگتر از همین کشتشها (بر حسب قدر مطلق) در کوتاه مدت هستند.

آزمون نسبت راستنمایی LR نشان می‌دهد که تحمیل قید روند معین که در آن هر دو سطح و شیب روند ثابت می‌باشند، رد می‌شود. بنابراین، روند در معادله تقاضا به صورت مدل سطح نسبی با انتقال تصریح می‌شود که در آن سطح روند تصادفی، اما شیب آن ثابت است. نمودار (۱)، روند را طی سالهای ۱۳۷۷-۱۳۴۷ نشان می‌دهد. چنانچه ملاحظه می‌شود، روند موجود به طور مشخص غیرخطی است که بین سالهای ۱۳۴۷ تا ۱۳۶۴ عموماً در حال افزایش می‌باشد و پس از آن بین سالهای ۱۳۶۴ تا ۱۳۷۴ از کاهش اساسی برخوردار است و بعد از سال ۱۳۷۴ مجدداً افزایش می‌یابد. این امر به معنی آن است که از سال ۱۳۶۴ تا سال ۱۳۷۴ شدت مصرف بنزین در ایران عموماً در حال کاهش بوده و لذا منحنی تقاضا را با شرط ثبات سایر عوامل، به سمت چپ انتقال داده است. به عکس در سایر سالهای دوره برآورد، شدت مصرف در حال افزایش بوده و منحنی تقاضا با شرط ثبات سایر عوامل موثر به سمت راست انتقال یافته است. به طور خاص، از سال ۱۳۷۴ به بعد طبق روند موجود، شدت مصرف به سرعت افزایش و منحنی تقاضای بنزین با فرض ثابت بودن سایر عوامل، به سمت بالا انتقال یافته است. یک توضیح ممکن برای این امر در طول دوره اخیر، افزایش سریع در تولید خودرو همراه با شرایط و امکان خرید مناسب آن برای مشتریان همانند پرداخت بهای خودرو به صورت اقساط و قیمت قابل پرداخت برای خریداران است.

۱. مطابق با بحث کوپمان و هاروی (۱۹۹۲)، افزودن متغیرهای موهومی برای باقیمانده‌های کمکی دور افتاده یا شکستهای ساختاری که با آزمونهای تشخیصی مشخص می‌گردند، می‌تواند مشکل خودهمبستگی را رفع نماید. علاوه بر این، تجربه نشان داده است که با این کار سایر آزمونهای تشخیصی مدل نیز بهبود می‌یابند. در اینجا نیز پس از شناسایی باقیمانده‌های دور افتاده که به ترتیب در سالهای ۱۳۶۲ و ۱۳۶۵ می‌باشند، متغیرهای موهومی برای این سالها به معادله (۱) اضافه شده است.

نمودار (۱): روند ضمنی تخمین زده شده تقاضای سالهای ۱۳۷۷-۱۳۴۷



وقفه‌های مختلف کلیه متغیرها در مدل قرار گرفته و آزمون شده، اما تنها وقفه اول مصرف بنزین (($c-1$) از نظر اقتصادی و آماری معنی‌دار بوده و از این رو در مدل نگاه داشته شده است. قیمت نفت گاز به عنوان سوخت جایگزین در معادله معنی‌دار نبوده و حذف شده است. هنگامی که موجودی خودرو یا جمعیت یا هر دو آنها در معادله قرار می‌گیرند، آزمون LR نشان می‌دهد که قید روند معین نمی‌تواند رد شود. لذا، معادله‌های مزبور با سطح و شیب ثابت روند (یعنی مدل مرسوم) تخمین زده شده اند اما برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی مطلوب نبوده است. از سوی دیگر، آمار موجودی خودرو و جمعیت، واقعی نبوده و برآوردی است که این خود می‌تواند بر نتایج معادله اثر گذارد.

به طور مشابه تابع تقاضای سرانه بنزین نیز برآورد گردیده است، با این تفاوت که متغیر وابسته، مصرف سرانه بنزین (cpop) بوده و لذا سرانه موجودی خودرو (vehpop) و تولید ناخالص داخلی سرانه (ypop) به همراه قیمت واقعی بنزین (p_g) و نفت گاز (p_d) به عنوان متغیرهای توضیحی مدل به کار رفته‌اند. سرانه هر متغیر نیز از تقسیم رقم کل آن متغیر بر جمعیت کل کشور حاصل شده است. نتایج برآورد فوق کاملاً مشابه تابع تقاضای کل بنزین بوده، به گونه‌ای که مدل به سمت سطح نسبی با انتقال هدایت شده و از آنجا مدل مطلوب مشابه همان انتخاب مربوط به تقاضای کل بنزین می‌باشد. کشش‌های تخمین زده شده و آماره‌های مدل نیز مشابه است. این امر نشان می‌دهد که نتایج برآورد تابع تقاضا در هر حالت، بسیار قابل اطمینان می‌باشد.

جدول (۳): برآورد مدل سری زمانی ساختاری تقاضای بنزین در ایران

متغیر وابسته: مصرف کل بنزین (بر حسب لیتر) (م)

ضرایب	متغیرهای توضیحی
32/0	Y
.03/3	
74/0	c(-1)
.68/8	
19/0 -	Pg
~68/4	
07/0	D1362
.15/5	
~/□	D1365
~/□□	
	کشف بلند مدت
~/□□	قیمت
1/□□	درآمد
	برآورد واریانس ابرپارامترها
~	Irr (10 ⁻⁵)
□□/□□	Lvl(10 ⁻⁵)
	ماهیت روند
	آزمونهای تشخیصی:
	باقیمانده ها
~/□	Std.Error
~/□□	Normality
1/1□	(H(9
0	(r (1
~/1□	(r (2
~/□□	(r (3
~/□	(r (4
1/□□	DW
□/□□	(Q(7, 6
~/□□	R ²
	سطح محلی با انتقال

~ ~ ~ ~/□□	آزمون نرمال بودن برای باقیمانده های کمکی Skewness Kurtosis Normal-BS Normal-DH
~/□ ~/□□ ~/□□ ~/□□	آزمون نرمال بودن برای باقیمانده های کمکی سطح Skewness Kurtosis Normal-BS Normal-DH
1/□□ i/□	آزمونهای پیش بینی $\chi^2_{(r)}$ Cusum t (4)
1□/□□	آزمون LR

توضیحات:

y و p_g به ترتیب نشان دهنده مصرف بنزین، درآمد حقیقی و قیمت واقعی بنزین (بر حسب لگاریتم) می باشند. d بیانگر متغیر موهومی است. اعداد درون پرانتز آماره t می باشند. قید اعمال شده برای آزمون سطح و شیب ثابت روند است (مدل مرسوم). آزمون نرمال بودن آماره بومن- شنتون¹ است که به طور تقریبی دارای توزیع $\chi^2_{(r)}$ می باشد. آماره چولگی² به طور تقریبی دارای توزیع $\chi^2_{(r)}$ می باشد. $H(9)$ برای آزمون ناهمسانی است و بطور تقریبی دارای توزیع $F_{(9,9)}$ می باشد. $r(1)$ و $r(2)$ به ترتیب ضرایب خودهمبستگی سریالی وقفه های اول و هفتم هستند که به طور تقریبی دارای توزیع $N(0,1 \div T)$ می باشند. DW آماره دوربین واتسون است. $Q(n, \epsilon)$ آماره باکس-جانگ³ بر پایه خودهمبستگی اولین n باقیمانده با توزیع $\chi^2_{(r)}$ می باشد. R^2 ضریب تعیین است. $\chi^2_{(r)}$ آزمون پیش بینی می باشد. Cusum t آزمون سازگاری پارامترها می باشد که بطور تقریبی دارای توزیع t است.

1. Bowman-Shenton

2. Skewness

3. Box-Ljung

۸- جمع بندی و نتیجه گیری

در این مقاله تلاش شده است تا مناسبترین تخمین کشفهای قیمتی و درآمدی تقاضای بنزین با معرفی مفهوم روند ضمنی در برآورد تابع تقاضا و روش مطلوب برای مدل سازی آن و برآورد مدل تخمین زده شود.

اشاره شد که نه تنها کارایی تکنیکی می‌تواند بر تقاضای بنزین اثر گذارد بلکه عوامل دیگری مانند ترجیحات مصرف کنندگان و عوامل غیراقتصادی مختلفی نظیر تغییرات اجتماعی، جمعیتی و جغرافیایی نیز بر تابع فوق اثرگذار می‌باشند که باعث انتقال این منحنی به سمت بالا یا پایین می‌گردند. این عوامل معمولاً "غیرقابل مشاهده بوده و یا اندازه گیری آنها مشکل است. بنابراین، در اینجا مفهوم روند ضمنی شامل کارایی تکنیکی، ترجیحات مصرف کننده و عوامل غیراقتصادی معرفی شده است که برآیند اینها می‌تواند منفی یا مثبت باشد. به عبارتی روند ضمنی در طول زمان می‌تواند هم دارای شیب منفی و هم شیب مثبت بوده و یا اصلاً "شیبی نداشته و لذا خطی یا غیرخطی باشد. نادیده گرفتن و یا عدم مدل سازی صحیح روند ضمنی در مدل، منجر به وجود تورش مثبت یا منفی در برآورد کشفهای قیمتی و درآمدی خواهد شد. لذا، مدل سازی روند ضمنی به صورت روند تصادفی است، زیرا کلی ترین و انعطاف پذیرترین شکل روند می‌باشد. روندهای خطی معین (یا عدم وجود روند) حالتی مقید روند تصادفی هستند. لذا چنین قیودی متداخل بوده و از لحاظ آماری قابل آزمون کردن هستند. با این شرایط، مدل سری زمانی ساختاری (STSM) ارائه شده توسط هاروی که روند تصادفی را دربرمی‌گیرد، به عنوان متدولوژی مطلوب به کار رفته است.

بدین ترتیب، تابع تقاضا با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه سالهای ۱۳۸۱-۱۳۴۷ در قالب مدل سری زمانی ساختاری و معادله خود رگرسیون با وقفه توزیعی با شروع از حالت کلی به خاص تخمین زده شده است.

در معادله انتخابی تقاضای بنزین تابعی از قیمت واقعی بنزین، درآمد واقعی و یک وقفه مصرف بنزین می‌باشد. کشف قیمتی در کوتاه مدت ۰/۱۹- و در بلند مدت ۰/۷۴- است که نشان دهنده بی‌کشف بودن تقاضا نسبت به قیمت هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت می‌باشد، لکن مقدار آن (از لحاظ قدر مطلق) در بلندمدت بیشتر است. بنابراین، کاهش مصرف از طریق سیاست افزایش قیمت در کوتاه مدت چندان موثر نیست؛ اما در بلندمدت می‌تواند بر کنترل مصرف اثر گذارد. در کوتاه مدت، سیاستهای غیر قیمتی نظیر افزایش کارایی خودروها و استانداردهای کارایی و افزایش در خدمات حمل و نقل عمومی ممکن است برای کنترل و کاهش مصرف موثر باشند. کشف درآمدی در کوتاه مدت ۰/۳۲ و در بلند مدت ۱/۲۵ است که نشان می‌دهد تقاضا نسبت به درآمد در کوتاه مدت بی‌کشف است، اما در بلند مدت با کشف می‌باشد و مقدار آن در بلند مدت بیشتر است. روند ضمنی در معادله تقاضا تصادفی، غیرخطی و ماهیت آن سطح نسبی با انتقال می‌باشد. روند مزبور بین سالهای ۱۳۷۴-۱۳۶۴ از کاهش زیادی برخوردار است؛ به این معنی که شدت مصرف بنزین عموماً در حال کاهش بوده و با شرط ثبات قیمت و درآمد، برآیند کارایی تکنیکی، ترجیحات مصرف کننده و

عوامل غیر اقتصادی به گونه ای بوده که منحنی تقاضا را به سمت چپ انتقال داده است. در سایر دوره عکس این اتفاق افتاده و منحنی تقاضا به سمت راست جابه جا شده است. باید توجه داشت که بنزین کالایی است که به طور عمده توسط اقشار پردرآمد جامعه به میزان بالا و با قیمتی ارزان مصرف می‌شود. یکی از دلایل بی‌کشش بودن تقاضا نسبت به قیمت نیز می‌تواند همین سطح بسیار پایین قیمت نسبی بنزین باشد که باعث می‌شود تا افزایش قیمت در سطوح پایین قیمتی اثر بالایی بر کاهش مصرف نداشته باشد؛ زیرا هنوز قیمت نسبی به اندازه کافی بالا نیست. ادامه این روند منجر به ایجاد بار مالی برای دولت از ناحیه افزایش هزینه‌ها و کاهش درآمدها و افزایش آلودگی محیط زیست می‌شود، از طرف دیگر، سیاست افزایش قیمت در بلندمدت می‌تواند بر کاهش مصرف بنزین اثر گذارد و این به دنبال خود کاهش واردات و هزینه‌های دولت و نیز کاهش آلودگی محیط زیست را به دنبال می‌آورد. اعمال سیاست افزایش تدریجی قیمت بنزین به ارزش واقعی آن منجر به کاهش تفاوت در قیمتهای نسبی از این ناحیه می‌شود، اما افزایش یکباره و ناگهانی قیمت بنزین توصیه نمی‌شود؛ زیرا با این اقدام رفاه اجتماعی می‌تواند ناگهان به شدت کاهش یابد. در هر حال، اعمال سیاست‌های جدید از جمله افزایش قیمت بنزین ممکن است در کوتاه مدت آثار منفی به جایی گذارد، اما در بلندمدت آثار مثبتی به همراه خواهد آورد و جامعه باید تا مدتی اثرات منفی را تحمل نماید. در غیر این صورت روند نامطلوب فعلی ادامه خواهد یافت و تنها مشکل از صورتی به صورت دیگر در خواهد آمد.

بنابراین، با توجه به روند فزاینده تقاضای بنزین و نیاز به کنترل و کاهش آن به دلیل آثار منفی ناشی از بالا بودن مصرف بنزین و با عنایت به توضیحات فوق، سیاست افزایش قیمت بنزین به مقدار واقعی آن به صورت تدریجی توصیه می‌شود و به موازات آن اقدامات زیر لازم است صورت گیرد:

- گسترش زیرساختها و شبکه‌های حمل و نقل عمومی کشور؛
- به کارگیری تکنولوژی‌های جدید و پیشرفته در صنایع به منظور افزایش کارایی؛
- بررسی امکان استفاده از سوخت‌های جایگزین با درجه آلاینده‌گی کمتر؛
- به کارگیری شیوه‌های کارآمد با هدف قرار دادن گروه‌های پایین درآمدی برای جبران آنها ناشی از افزایش قیمت؛
- نظارت بر قیمت کالاها و خدمات به ویژه کالاهای اساسی مورد مصرف اقشار کم درآمد جامعه.

فهرست منابع

1. Chitnis, M and L.Hunt (2004) The Effect of Energy Pricing Policy on Social Welfare in Iran; IAEE International Conference proceedings: Critical Infrastructure in the Energy Sector, Prague, Czech Republic.
2. Gujarati, D. N. (1995) Basic Econometrics, Third Ed. McGraw-Hill, New York.
3. Hamilton, J. (1994) State-Space Models, Elsevier Science; Handbook of Econometrics, 4,p.p. 3039-3080.
4. Harvey, A. C. (1989) Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter; Cambridge University Press, Cambridge.
5. Harvey, A. C. (1997) Trends, Cycles and Autoregressions; Economic Journal, 107(440),p.p. 192-201.
6. Harvey, A. C. and Koopman, S. J. (1992) Diagnostic Checking of Unobserved-Components Time Series Models; Journal of Business and Economic Statistics, 10,p.p. 377-389.
7. Henderson, J.M. and R.E. Quandt (1980) Microeconomic theory: A Mathematical Approach; New York, London (etc.): McGraw-Hill.
8. Hunt, L.C. and G. Judge and Y. Ninomiya (2000) Modelling Technical Progress: An Application of the Stochastic Trend Model to UK Energy Demand; Surrey Energy Economics Discussion Paper, No.99, Surrey Energy Economics Centre (SEEC), Department of Economics, University of Surrey, Guildford, UK.
9. Hunt, L.C. and G. Judge and Y. Ninomiya (2003) Underlying Trends and Seasonality in UK Energy Demand: A Sectoral Analysis; Energy Economics, 25,p.p. 93-118.
10. Hunt, L. C. and Y. Ninomiya (2003) Unravelling Trends and Seasonality: A Structural Time Series Analysis of Transport Oil Demand in the UK and Japan; The Energy Journal, 24 (3),p.p. 63-96.
11. Hunt, L.C. and G. Judge and Y. Ninomiya (2003) Modelling Underlying Energy Demand Trends; Chapter in Hunt, L.C. (Ed), Energy in a

Competitive Markets: Essays in Honour of Colin Robinson, Cheltenham, UK: Edward Elgar.

12. Koopman S.J., Harvey, A.C., Doornik, J.A. and Shephard, N. (2000) Stamp: Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor; London: Timberlake Consultants Press.
13. Weyman-Jones, T. (1986) The Economics of Energy Policy; Gower, London.