برآورد كشش قيمتي تقاضاي بنزين با استفاده از مدل سري زماني ساختاري و مفهوم روند ضمنی

تاريخ دريافت: ۱۳۸٤/۲/۷ تاريخ پذيرش: ۱۳۸٤/۱۱/۹

مونا چيت نيس[1]

چكيده

برآورد صحيح تقاضاي بنزين به منظور دستيابي به كشش قيمتي براي تعيين ميزان اثرگذاري سياستهاي مربوط به قيمت بنزين از اهميت برخوردار است. در اين مقاله، با معرفي مفهوم روند ضمني در مدل سازي و به كارگيري مدل سري زماني ساختاري، تابع تقاضاي بنزين با استفاده از داده هاي سري زماني سالانه تخمين زده شده است. نتيجه می‌شود كه ماهيت روند در تابع تقاضا تصادفي است. اين تابع در كوتاه مدت و بلندمدت نسبت به قيمت بي‌كشش مي‌باشد، اما واكنش مزبور در بلندمدت بيش از كوتاه مدت است. علاوه بر اين، تقاضا نسبت به درآمد در كوتاه‌مدت بي‌كشش، اما در بلندمدت باكشش است. بنابراين، كاهش مصرف از طريق سياست افزايش قيمت در كوتاه مدت چندان موثر نيست، اما در بلندمدت می‌تواند اثرگذار باشد. در نهايت، سياست افزايش تدريجي قيمت بنزين توصيه مي‌شود و در كنار آن سياستهای غيرقيمتی نظير افزايش كارآيی خودروها و استانداردهای كارآيی و افزايش در خدمات حمل و نقل عمومی می‌تواند برای كنترل و كاهش مصرف مؤثر باشند.

كليد واژه: تقاضاي بنزين، سياست تغيير قيمت بنزين، روند ضمني، روند تصادفي، روند معين، مدل سري زماني ساختاري.

Archive of SID

---

۱. كارشناس سازمان مديريت و برنامه ريزي كشور و دانشجوي دكتري دانشكده اقتصاد دانشگاه تهران.

mchit27@yahoo.com

www.SID.ir

۱ـ مقدمه

ميزان اثرگذاري سياستهاي مرتبط با قيمت بنزين بر تقاضاي آن در ارزيابي چنين سياستهايي مهم است. اين كار مي‌تواند از طريق برآورد تابع تقاضاي بنزين صورت گيرد. به طور كلي، در كشورهاي مختلف مطالعات مربوط به تقاضاي بنزين بسيار انجام شده است. به هر حال، در برآورد اين تابع لازم است به اين نكته توجه شود كه به غير از متغيرهاي مستقل مشخص نظير قيمتها و درآمد، عوامل ديگري نظير كارآيي تكنيكي، ترجيحات مصرف كنندگان و يا عوامل غيراقتصادي نيز مي‌توانند بر تابع تقاضا اثرگذارند كه ممكن است آثار مزبور در طول زمان داراي روند معيني نباشند و عدم مدل‌سازي صحيح آنها مي‌تواند منجر به وجود تورش در تخمين گردد. بنابراين، اينكه اثرات فوق چگونه در مدل لحاظ شوند، از اهميت برخوردار است. از اين رو، هدف از اين مقاله دستيابي به برآوردهاي صحيحي از تابع تقاضاي بنزين به منظور تعيين كششهاي قيمتي و درآمدي مي‌باشد. به اين ترتيب، سئوالات اساسي كه اين مقاله به دنبال پاسخ آنها مي‌باشد، عبارتند از:

۱ـ مفهوم روند ضمنی در برآورد تابع تقاضا چيست؟

۲ـ روش مطلوب برای مدل سازی روند ضمنی و برآورد مدل چيست؟

۳ـ مناسب‌ترين تخمين كششهای قيمتی و درآمدی تقاضای بنزين چيست؟

اين مقاله در هشت بخش تهيه شده است. بخش دوم، مفهوم روند ضمني تقاضا را شرح و اهميت مدل‌سازي صحيح آن را نشان مي‌دهد. در بخش، سوم مدل سري زماني ساختاري كه مناسب براي برآورد مدل داراي روند ضمني مي‌باشد، شرح داده مي‌شود. بخش چهارم، روش برآورد را توضيح مي‌دهد. بخش پنجم، به تصريح مدل اقتصادي تقاضاي بنزين مي‌پردازد. در بخش ششم، داده ها و منابع آماري آورده شده است. بخش هفتم، به بررسي و ارائه نتايج برآورد تقاضا در قالب مدلهاي سري زماني ساختاري مي‌پردازد. بالاخره، در بخش هشتم، جمع‌بندي و نتيجه‌گيري آورده مي‌شود.

۲ـ مفهوم روند ضمني[1]

مفهوم پيشرفت تكنيكي در تابع تقاضا بسيار مهم است وبايد به درستي تعريف شود. تابع تقاضاي بنزين يک تابع تقاضاي مشتق است. به اين معني كه بنزين براي استفاده در وسايط نقليه تقاضا مي‌شود و به تنهايي مصرف نمي‌شود. بنابراين، ميزان بنزين مصرفي به سطح تكنولوژي در وسايط نقليه بستگي دارد. افزايش كارآيي خودرو در اثر پيشرفت تكنيكي در شرايط ثبات ساير عوامل، منجر به كاهش مصرف سوخت مي‌گردد. به علاوه، سطح تكنولوژي مي‌تواند متبلور (مستلزم سرمايه گذاري جديد) يا غير متبلور (عدم نياز به سرمايه گذاري جديد) باشد كه از تركيب عوامل درونزا و برونزا حاصل مي‌شود. نه تنها پيشرفت تكنيكي مي‌تواند بر تقاضا اثر گذارد، بلكه عوامل برونزاي ديگري نيز نظير ترجيحات

---

1. Underlying Trend

Archive of SID

www.SID.ir

مصرف کنندگان و عوامل غير اقتصادي مي‌توانند به طور مثبت يا منفي تاثير گذار باشند. به طور مثال، تغيير ترجيحات مصرف کنندگان به صورت انتقال از حمل ونقل عمومي به خودروهاي خصوصي باعث افزايش مصرف سوخت مي‌شود. همچنين، عوامل غيراقتصادي گوناگوني نظير عوامل جمعيتي و اجتماعي و نيز جغرافيايي را مي‌توان نام برد. به طور مثال، ساختار و بعد خانوار، جنسيت، وضعيت کاري وشغلي، ساختار سني جمعيت، تراکم جمعيت، تغييرات و مهاجرت جمعيت روستايي به شهر و الگوهاي ارتباطات، همگي عواملي هستند که تغيير در آنها مي‌تواند تقاضاي بنزين را تحت تاثير قرار دهد.

با توجه به توضيحات فوق، مفهوم کلي تري از روند ضمني در اينجا معرفي مي‌شود که در جدول (۱) نشان داده شده است. بهترين حالت آن است که داده هاي مربوط به کارآيي تکنيکي، ترجيحات مصرف کننده و عوامل غير اقتصادي و نظير آن در مدل عمومي مورد تخمين مورد استفاده قرار گيرد، لکن امکان اندازه‌گيري کليه عوامل فوق وجود ندارد. از طرفي اثر اين عوامل در طول زمان ممکن است تغيير کند و هر يک از آنها در جهت مختلفي بر تقاضا اثر نمايد، به‌گونه‌اي که برآيند آنها معلوم نيست. بنابراين، عدم لحاظ روند ضمني در مدل و يا لحاظ نادرست آن مانند خطي به جاي غيرخطي مي‌تواند منجر به تورش در تخمين پارامترها گردد. با اين مفهوم، روشي که براي لحاظ روند در مدل به کار مي‌رود، بايد به اندازه کافي جهت دربرگرفتن کليه آثار فوق انعطاف پذير باشد و تورش بالقوه در برآوردهاي کششهاي قيمتي و درآمدي وجود نداشته باشد.

جدول (۱): روند ضمني عرضه و تقاضا

روند ضمني عرضه و تقاضا					
کارآيي تکنيکي				ترجيحات مصرف کنندگان	عوامل غير اقتصادي
ناشي از پيشرفت تکنيکي متبلور		ناشي از پيشرفت تکنيکي غيرمتبلور		برونزا	برونزا
درونزا	برونزا	درونزا	برونزا		

۳- مدل سري زماني ساختاري

مدل سري زماني ساختاري(STMS1) توسط پروفسور هاروي[2] (۱۹۸۹) و همکارانش به *کار* بسته شده است. اين مدل سري زماني را ترکيبي از روند و اجزاء نامنظم[3] در نظر مي‌گيرد. مدل مورد استفاده در اين مطالعه مدل رگرسيوني مرکب از مدل سري زماني ساختاري که به روند غيرقابل مشاهده در طول زمان اجازه مي‌دهد تا به طور تصادفي تغيير نمايد، مي‌باشد. مدل زير را که در آن داده‌ها سري زماني سالانه مي‌باشند در نظر بگيريد:

---

1. Structural Time Series Model
2. Harvey
3. Irregular

Archive of SID

www.SID.ir

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

كه در آن Q_t متغير وابسته، μ_t جزء روند، Z_t بردار $K\times 1$ متغيرهاي توضيحي و δ بردار $K\times 1$ پارامترهاي نامعلوم مي‌باشد. ε_t جزء تصادفي معادله و مشابه همان باقيمانده‌ها در رگرسيون مرسوم است كه حركات غيرسيستماتيك را منعكس مي‌كند و فرض مي‌شود كه اختلال سفيد مي‌باشد؛ يعني $\varepsilon_t \sim NID(0,\sigma_\varepsilon^2)$. مدل فوق به طور خاص بر تصادفي بودن روند تاكيد دارد و متغيرهاي توضيحي همان نقش و تفسيري را كه در مدل رگرسيوني مرسوم دارند، خواهند داشت.

فرض مي‌شود كه جزء روند μ_t داراي فرآيند تصادفي زير باشد:

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

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

كه در آن

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

مي‌باشد.

معادلات (۲) و (۳) به ترتيب بيان كننده سطح و شيب روند مي‌باشند. فرآيند بالا مي‌تواند به اين صورت بيان شود كه روند در يك دوره برابر با روند در يك دوره قبل به علاوه جزء رشد و برخي تغييرات غيرقابل پيش‌بيني است كه در آن جزء رشد همان شيب و در طول زمان متغير مي‌باشد. واريانس‌هاي σ_η^2 و σ_ξ^2 ابرپارامترها[1] ناميده مي‌شوند كه نقش مهمي در هدايت خواص مدل و ماهيت روند دارند. در نهايت اگر هر دو معادل صفر باشند، مدل به همان رگرسيون مرسوم با روند خطي معين به شكل زير تبديل مي‌شود:

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

جدول (۲) مدلهاي متفاوتي را كه مي‌توانند از اين فرآيند برآورد شوند بر طبق اينكه ارزش ابرپارامترها صفر باشد يا اينكه شيب وجود داشته يا نه، نشان مي‌دهد.

1. Hyper parameters

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۲): طبقه‌بندي حالتهاي ممكن مدلهاي داراي روند تصادفي

شیب / سطح	سطح وجود ندارد. $Lvl = ۰, \sigma_\eta^۲ = ۰$	سطح ثابت است. $Lvl \neq ۰, \sigma_\eta^۲ = ۰$	سطح تصادفي است. $Lvl \neq ۰, \sigma_\eta^۲ \neq ۰$
شیب وجود ندارد. $slp = ۰, \sigma_\xi^۲ = ۰$	(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. $slp \neq ۰, \sigma_\xi^۲ = ۰$	- (iv)	(v)رگرسیون مرسوم با جزء ثابت و روند زمان	(vi)مدل سطح نسبی با انتقال[2]
شیب تصادفي است. $slp \neq ۰, \sigma_\xi^۲ \neq ۰$	- (vii)	(viii) مدل روند یکنواخت[3]	(ix)مدل روند نسبی[4]

٤- روش برآورد

مدل سري زماني ساختاري مدلی با جزء غیرقابل مشاهده است، زیرا جزء روند به طور مستقیم قابل مشاهده نمي‌باشد. برای تخمین مدل با جزء غیرقابل مشاهده نمي‌توان روشهاي حداقل مربعات معروف را به کار برد. با این وجود، يك بار كه معادله (۱) همراه با معادلات (۲) و (۳) در شكل فضاي حالت[5] زیر به صورت دو معادله مجزا، يكي معادله انتقال[6] و ديگري معادله اندازه‌گيري[7]، تنظيم شوند آنگاه كالمن[8] فيلتر مي‌تواند يك دسته معادلات بازگشتي توليد كند كه مي‌توانند براي برآورد پارامترهاي نامعلوم از طريق روشهاي حداكثر راست نمايي استفاده شوند.

در شكل فضاي حالت، پارامترهاي غيرقابل مشاهده مانند روند به عنوان متغيرهاي استيت تلقي مي‌شوند. معادله انتقال به صورت زير تعريف مي‌شود:

$$\alpha_t^* = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \delta_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} ۱ & ۱ & ۰ \\ ۰ & ۱ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۱ \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-۱} \\ \beta_{t-۱} \\ \delta_{t-۱} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \xi_t \\ ۰ \end{bmatrix} \qquad (5)$$

كه α_t^* بردار استيت و I ماتريس واحد مي‌باشد.
معادله اندازه‌گيري به صورت زير مي‌باشد:

$$Q_t = (۱ \quad ۰ \quad Z_t')\alpha_t^* + \varepsilon_t \qquad (6)$$

---

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

Archive of SID

www.SID.ir

معادله اندازه‌گيري (۶) با معادله (۱) مطابقت دارد. نقش معادله اندازه‌گيري آن است كه بردار استيت غيرقابل مشاهده α_t^* را به ارزشهاي عددي قابل مشاهده Q_t مرتبط كند. متغيرهاي توضيحي Z_t اطلاعات اضافي از K متغيرهاي قابل مشاهده را براي شرح تكامل Q_t فراهم مي‌نمايند، همچنان كه روند μ_t نيز فراهم مي‌كند. اگر تكامل Q_t به طور كامل توسط متغيرهاي توضيحي شرح داده شود، جزء روند به جزء ثابت تقليل مي‌يابد.

معادله انتقال (۵) پويايي بردار استيت در حيطه زمان را توصيف مي‌كند. تركيب معادلات (۵) و (۶) سعي مي‌كند تا متغيرهاي غيرقابل مشاهده را با استفاده از متغيرهاي قابل مشاهده برآورد نمايد. توجه شود δ كه پارامترهاي نامعلوم متغيرهاي توضيحي است، با ماتريس واحد همراه مي‌باشد و نشان مي‌دهد كه پارامترها ثابت فرض شده‌اند. در مقابل، به جزء روند حركات تصادفي داده شده است.

همه اجزاء اخلال مستقل و متقابلاً نا همبسته مي‌باشند. ابرپارامترهاي σ_ε^2 ، σ_ε^2 و σ_ε^2 توسط معادلات بازگشتي كالمن فيلتر و روش حداكثر راست نمايي تخمين زده مي‌شوند و با داشتن اين ارزشهاي پارامتري، برآوردهاي بهينه β_T و μ_T توسط كالمن فيلتر برآورد مي‌شوند كه β_T و μ_T آخرين برآوردهاي شيب و سطح روند در هر دوره را نشان مي‌دهند. برآوردهاي بهينه روند در كل دوره نمونه توسط الگوريتم يكنواخت كننده كالمن فيلتر محاسبه مي‌شوند، كه به وسيله آن تحولات روند را مي‌توان دنبال نمود. بسته نرم افزاري STAMP(6.3) كه مدل سري زماني ساختاري فوق را در بر مي‌گيرد، براي تخمين مدل در اين مقاله به كار رفته است.

۵- تصريح الگو

با توجه به بحث فوق در خصوص روند ضمني، الگوي تقاضاي بنزين كه در اين مقاله به كار رفته، به صورت زير است:

$$A(L)\, Q^d{}_t = \mu_t + B(L)\, p_{g_t} + C(L)\, y_t + D(L)\, z_t + u_t \qquad (7)$$

كه در آن Q^d تقاضاي بنزين، p_g قيمت واقعي بنزين، y درآمد حقيقي، z ساير متغيرهاي توضيحي مؤثر بر تقاضا، μ روند ضمني تقاضا و u_t جزء تصادفي معادله مي باشند. زيرنويس t همراه با μ بيان مي‌كند كه μ روند ثابتي با نرخ تغيير ثابت نيست، بلكه به شكل روند تصادفي است كه در طول زمان متغير مي‌باشد. A(L) ، B(L) ، C(L) و D(L) عملگر وقفه چند جمله اي مي‌باشند. بدين ترتيب، A(L/) و B(L/A(L) و C(L)/A(L) به ترتيب كششهاي بلند مدت قيمتي و درآمدي تقاضا مي‌باشند. به عبارتي، معادله به صورت مدل خودرگرسيوني با وقفه توزيعي در نظر گرفته شده است. كليه متغيرها به شكل لگاريتمي در مدل لحاظ شده اند.

Archive of SID

www.SID.ir

٦ـ داده ها و منابع آماري

داده‌هاي مورد استفاده براي تخمين تابع تقاضاي بنزين كل كشور به صورت سري زماني سالانه بوده و دوره زماني سالهاي ۱۳۸۱-۱۳۴۷ را دربرمي‌گيرد. منبع آماري مصرف كل بنزين (c)، نشريه‌هاي شركت ملي پالايش و پخش فرآورده هاي نفتي ايران و توليد ناخالص داخلي به قيمت ثابت سال ۱۳۶۱ (y)، بانك مركزي جمهوري اسلامي ايران مي‌باشد.

قيمت واقعي بنزين (p_g) و نفت گاز (p_d) با توجه به اينكه در سمت تقاضا به كار مي‌رود، حاصل تقسيم قيمت اسمي هر يك از اين فرآورده‌ها بر شاخص قيمت مصرف كننده (CPI) بر حسب سال پايه ۱۳۶۱ است. قيمت اسمي بنزين و نفت گاز از **ترازنامه انرژي** وزارت نيرو و شاخص قيمت مصرف كننده از نشريه شاخص بهاي كالاها و خدمات مصرفي در مناطق شهري ايران بانك مركزي جمع‌آوري شده است.

براي جمعيت كل كشور (pop) از آمار پيش‌بيني جمعيت سازمان مديريت و برنامه‌ريزي براي برنامه چهارم توسعه اقتصادي، اجتماعي و فرهنگي جمهوري اسلامي ايران استفاده شده است.

به منظور محاسبه موجودي خودروهاي بنزين سوز (veh) در هر سال، ابتدا مجموع توليد و واردات كليه خودروهاي بنزين سوز شامل سواري و وانت از تعداد كل خودروهاي بنزين سوز ثبت شده توسط اداره راهنمايي و رانندگي در سال ۱۳۷۹ كسر شده و حاصل، معادل موجودي خودروهاي بنزين سوز سال ۱۳۷۹ در نظر گرفته شده است. سپس، با اضافه كردن (كسر كردن) مجموع توليد و واردات كليه خودروهاي بنزين سوز سال بعد (سال قبل)، موجودي خودروهاي بنزين سوز هر سال محاسبه شده است. از آنجا كه مصرف بنزين هر موتورسيكلت تقريباً معادل يك ششم خودرو مي‌باشد، به رقم مزبور يك ششم موجودي موتورسيكلت در هر سال نيز اضافه شده و حاصل به‌عنوان مجموع موجودي خودروهاي بنزين‌سوز لحاظ گرديده است. آمار توليد و واردات خودرو از وزارت صنايع و تعداد خودروهاي بنزين‌سوز ثبت شده در سال ۱۳۷۹ از اداره راهنمايي و رانندگي گردآوري شده است.

Archive of SID

www.SID.ir

۷- نتايج برآورد

مدل تقاضاي بنزين براي سالهاي ۱۳۷۷-۱۳۴۷ با در نظر گرفتن چهار مشاهده يعني سالهاي ۱۳۸۱-۱۳۷۸ جهت آزمونهاي پيش‌بيني برآورد شده است. با شروع از معادلات كلي، مدل مقيد مناسب با حذف متغيرهاي بي‌معني به منظور تعيين تعداد وقفه‌ها و نوع روند و اطمينان از قابل قبول بودن آزمونهاي تشخيصي انتخاب شده است.

بدين ترتيب، برآورد توابع با شروع از كلي ترين حالت STSM يعني مدل روند **نسبي** مطابق آنچه شرح داده شد، صورت گرفته است. در اين نوع مدل، واريانس جزء تصادفي در معادلات سطح و شيب روند يعني σ_η^2 و σ_ξ^2 در معادلات (۲) و (۳) مخالف صفر مي‌باشند و لذا روند، هم از لحاظ سطح و هم از نظر شيب تصادفي است.

برآورد حالتهاي مختلف تابع تقاضا با در نظر گرفتن تعداد وقفه‌ها و متغيرهاي توضيحي گوناگون در مدل روند **نسبي**، همواره با رد آزمون LR براي قبول تصادفي بودن هر دو سطح و شيب روند در مقابل قيودي كه حداقل يكي از اجزاء سطح و يا شيب روند را ثابت و به عبارتي واريانس جزء تصادفي مربوطه يعني σ_η^2 و σ_ξ^2 را در معادلات (۲) و (۳) معادل صفر فرض مي‌كنند، همراه بوده است. به عبارتي نمي‌توان مدل روند **نسبي** را به عنوان مدل مطلوب برگزيد. از سوي ديگر، σ_ξ^2 يعني واريانس جزء تصادفي شيب روند در اين برآوردها، رقم بسيار ناچيزي است كه در كنار نتيجه آزمون LR، انتخاب مدل را به سمت مدل سطح نسبي با انتقال هدايت مي‌كند. لذا، بار ديگر تابع تقاضا به صورت مدل مقيد شده فوق كه در آن واريانس جزء تصادفي سطح روند يعني σ_η^2 مخالف صفر و واريانس جزء تصادفي شيب روند يعني σ_ξ^2 برابر صفر مي‌باشد، برآورد شده است. به عبارتي در اين مدل، سطح روند تصادفي و شيب آن ثابت مي‌باشد. در اين مدل، آزمون LR براي قبول تصادفي بودن سطح روند و ثابت بودن شيب آن در مقابل ثابت بودن سطح و شيب روند كه در آن σ_η^2 و σ_ξ^2 هر دو صفر مي‌باشند، به كار رفته است.

معادله ترجيحي تقاضا در جدول (۳) آورده شده است. اين معادله شامل درآمد (y)، قيمت بنزين (p_g) و يك وقفه مصرف بنزين (c(-1)) مي‌باشد و ضرايب كليه متغيرهاي توضيحي فوق در سطح احتمال ۵ درصد معني‌دار هستند. بررسي آزمونهاي تشخيصي در اين معادله نشان مي‌دهد كه هيچگونه مشكل خودهمبستگي سريالي وجود ندارد، ضمن آنكه هيچيك از ضرايب خودهمبستگي سريالي وقفه‌ها معني‌دار نمي‌باشند. همچنين، نشانه‌اي از غيرنرمال

Archive of SID

www.SID.ir

بودن و يا ناهمساني در باقيمانده‌ها وجود ندارد. علاوه براين، باقيمانده‌هاي كمكي نيز طبق آماره‌هاي مربوطه نرمال بوده و براساس آزمونهاي پيش‌بيني، معادله پايدار است[1].

كششهاي قيمتي و درآمدي در كوتاه مدت به ترتيب معادل ۰/۱۹- و ۰/۳۲ و در بلندمدت برابر ۰/۷۴- و ۱/۲۵ مي‌باشند. بنابراين، تقاضا نسبت به قيمت و درآمد در كوتاه مدت بي‌كشش، اما در بلندمدت نسبت به درآمد با كشش است. همچنين، كششهاي بلندمدت قيمتي و درآمدي بزرگتر از همين كششها (بر حسب قدرمطلق) در كوتاه مدت هستند.

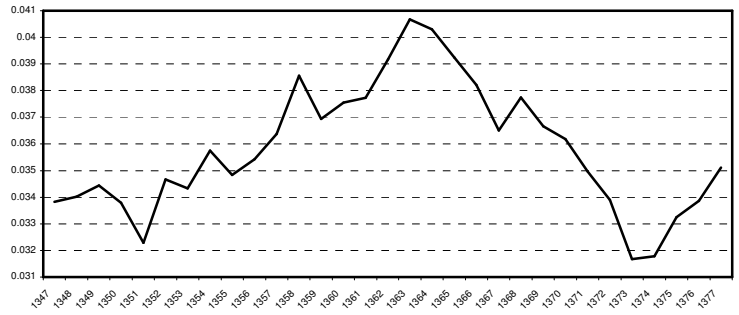
آزمون نسبت راستنمايي LR نشان مي‌دهد كه تحميل قيد روند معين كه در آن هر دو سطح و شيب روند ثابت مي باشند، رد مي‌شود. بنابراين، روند در معادله تقاضا به صورت مدل سطح نسبی با انتقال تصريح مي‌شود كه در آن سطح روند تصادفي، اما شيب آن ثابت است. نمودار (۱)، روند را طي سالهاي ۱۳۷۷-۱۳۴۷ نشان مي‌دهد. چنانچه ملاحظه مي‌شود، روند موجود به طور مشخص غيرخطي است كه بين سالهاي ۱۳۴۷ تا ۱۳۶۴ عموماً در حال افزايش مي‌باشد و پس از آن بين سالهاي ۱۳۶۴ تا ۱۳۷۴ از كاهش اساسي برخوردار است و بعد از سال ۱۳۷۴ مجدداً افزايش مي‌يابد. اين امر به معني آن است كه از سال ۱۳۶۴ تا سال ۱۳۷۴ شدت مصرف بنزين در ايران عموماً در حال كاهش بوده و لذا منحني تقاضا را با شرط ثبات ساير عوامل، به سمت چپ انتقال داده است. به عكس در ساير سالهاي دوره برآورد، شدت مصرف در حال افزايش بوده و منحني تقاضا با شرط ثبات ساير عوامل موثر به سمت راست انتقال يافته است. به طور خاص، از سال ۱۳۷۴ به بعد طبق روند موجود، شدت مصرف به سرعت افزايش و منحني تقاضاي بنزين با فرض ثابت بودن ساير عوامل، به سمت بالا انتقال يافته است. يك توضيح ممكن براي اين امر در طول دوره اخير، افزايش سريع در توليد خودرو همراه با شرايط و امكان خريد مناسب آن براي مشتريان همانند پرداخت بهاي خودرو به صورت اقساط و قيمت قابل پرداخت براي خريداران است.

Archive of SID

۱. مطابق با بحث كوپمان و هاروي (۱۹۹۲)، افزودن متغيرهاي موهومي براي باقيمانده‌هاي كمكي دور افتاده يا شكستهاي ساختاري كه با آزمونهاي تشخيصي مشخص مي‌گردند، مي‌تواند مشكل خودهمبستگي را رفع نمايد. علاوه بر اين، تجربه نشان داده است كه با اين كار ساير آزمونهاي تشخيصي مدل نيز بهبود مي‌يابند. در اينجا نيز پس از شناسايي باقيمانده‌هاي دور افتاده كه به ترتيب در سالهاي ۱۳۶۲ و ۱۳۶۵ مي باشند، متغيرهاي موهومي براي اين سالها به معادله(۱) اضافه شده است.

www.SID.ir

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



وقفه‌هاي مختلف كليه متغيرها در مدل قرار گرفته و آزمون شده، اما تنها وقفه اول مصرف بنزين ((۱-)c) از نظر اقتصادي و آماري معني‌دار بوده و از اين رو در مدل نگاه داشته شده است. قيمت نفت گاز به عنوان سوخت جايگزين در معادله معني دار نبوده و حذف شده است. هنگامي كه موجودي خودرو يا جمعيت يا هر دو آنها در معادله قرار مي‌گيرند، آزمون LR نشان مي‌دهد كه قيد روند معين نمي‌تواند رد شود. لذا، معادله هاي مزبور با سطح و شيب ثابت روند (يعني مدل مرسوم) تخمين زده شده اند اما برآورد كششهاي قيمتي و درآمدي مطلوب نبوده است. از سوي ديگر، آمار موجودي خودرو و جمعيت، واقعي نبوده و برآوردي است كه اين خود مي‌تواند بر نتايج معادله اثر گذارد.

به طور مشابه تابع تقاضاي سرانه بنزين نيز برآورد گرديده است، با اين تفاوت كه متغير وابسته، مصرف سرانه بنزين (cpop) بوده و لذا سرانه موجودي خودرو (vehpop) و توليد ناخالص داخلي سرانه (ypop) به همراه قيمت واقعي بنزين (p_g) و نفت گاز (p_d) به عنوان متغيرهاي توضيحي مدل به كار رفته‌اند. سرانه هر متغير نيز از تقسيم رقم كل آن متغير بر جمعيت كل كشور حاصل شده است. نتايج برآورد فوق كاملاً مشابه تابع تقاضاي كل بنزين بوده، به‌گونه‌اي كه مدل به سمت سطح نسبی با انتقال هدايت شده و از آنجا مدل مطلوب مشابه همان انتخاب مربوط به تقاضاي كل بنزين مي‌باشد. كششهاي تخمين زده شده و آماره‌هاي مدل نيز مشابه است. اين امر نشان مي‌دهد كه نتايج برآورد تابع تقاضا در هر حالت، بسيار قابل اطمينان مي‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول (۳): برآورد مدل سري زماني ساختاري تقاضاي بنزین در ایران

متغیر وابسته: مصرف کل بنزین (بر حسب لگاریتم)

متغیرهاي توضیحي	ضرایب
Y	32/0
	03/3
c(-1)	74/0
	68/8
p_g	19/0 -
	68/4
D1362	07/0
	15/5
D1365	/□
	□/□□
کشش بلند مدت	
قیمت	/□□
درآمد	1/□□
برآورد واریانس ابرپارامترها	
Irr (10^{-5})	
Lvl(10^{-5})	□□/□□
ماهیت روند	**سطح محلي با انتقال**
آزمونهاي تشخیصي:	
باقیمانده ها	
Std.Error	/□
Normality	/□□
(H(9	1/1□
(r (1	0
(r (2	/1□
(r (3	/□□
(r (4	/□
DW	1/□□
(Q(7, 6	□/□□
R^2	/□□

Archive of SID

www.SID.ir

آزمون نرمال بودن براي باقيمانده هاي كمكي	~
Skewness	~
Kurtosis	~
Normal-BS	
Normal-DH	~/□□
آزمون نرمال بودن براي باقيمانده هاي كمكي سطح	~~/□
Skewness	~/□□
Kurtosis	~/□□
Normal-BS	
Normal-DH	~/□□
آزمونهاي پيش بيني	
$\chi^2_{(۴)}$	۱/□□
Cusum t (4)	ĩ/□
آزمونLR	۱□/□□

توضيحات:

c، y و p_g به ترتيب نشان دهنده مصرف بنزين، درآمد حقيقي و قيمت واقعي بنزين (بر حسب لگاريتم) مي‌باشند. d بيانگر متغير موهومي است.

اعداد درون پرانتز آماره t مي‌باشند.

قيد اعمال شده براي آزمون سطح و شيب ثابت روند است (مدل مرسوم).

آزمون نرمال بودن آماره بومن- شنتون[1] است كه به طور تقريبي داراي توزيع $\chi^2_{(۲)}$ مي‌باشد.

آماره چولگي[2] به طور تقريبي داراي توزيع $\chi^2_{(۱)}$ مي‌باشد.

H(9) براي آزمون ناهمساني است و بطور تقريبي داراي توزيع $F_{(۹,۹)}$ مي‌باشد.

$r(۱)$ و $r(۲)$ به ترتيب ضرايب خودهمبستگي سريالي وقفه هاي اول و هفتم هستند كه به طور تقريبي داراي توزيع $N(۰/۱ \div T)$ مي‌باشند.

DW آماره دوربين واتسون است.

$Q(n,۶)$ آماره باكس-الجانگ[3] بر پايه خودهمبستگي اولين n باقيمانده با توزيع $\chi^2_{(۶)}$ مي‌باشد.

R^2 ضريب تعيين است.

$\chi^2_{(۴)}$ آزمون پيش بيني مي‌باشد.

Cusum t آزمون سازگاري پارامترها مي‌باشد كه بطور تقريبي داراي توزيع t است.

---

1. Bowman-Shenton
2. Skewness
3. Box-Ljung

Archive of SID

www.SID.ir

۸- جمع بندي و نتيجه گيري

در این مقاله تلاش شده است تا مناسبترین تخمین کششهای قیمتی و درآمدی تقاضاي بنزین با معرفي 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 کارآيي تکنيکي مي‌تواند بر تقاضاي بنزین اثر گذارد بلکه عوامل ديگري مانند ترجيحات مصرف کنندگان و عوامل غيراقتصادي مختلفي نظير تغييرات اجتماعی، جمعیتی و جغرافیایي نيز بر تابع فوق اثرگذار مي‌باشند که باعث انتقال اين منحني به سمت بالا يا پايين مي‌گردند. اين عوامل معمولا" غيرقابل مشاهده بوده و يا اندازه گيری آنها مشکل است. بنابراین، در اینجا مفهوم روند ضمنی شامل کارآیی تکنیکی، ترجیحات مصرف کننده و عوامل غیراقتصادی معرفي 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 اصلا" شیبی نداشته و لذا خطی یا غیرخطی باشد. نادیده گرفتن و یا عدم مدل سازي صحيح روند ضمنی در مدل، منجر به وجود تورش مثبت یا منفی در برآورد کششهای 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) حالتهای 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 داده‌هاي سری زمانی سالانه سالهای ۱۳۸۱-۱۳٤۷ در قالب مدل سری زمانی ساختاری و معادله خود رگرسیونی 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. کشش قیمتی در کوتاه مدت ۰/۱۹- و در بلند مدت ۰/۷٤- است که نشان دهنده بی‌کشش 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 کارآیی خودروها و استانداردهای کارآیی و افزایش در خدمات حمل و نقل عمومی ممکن است برای کنترل و کاهش مصرف موثر باشند. کشش درآمدی در کوتاه مدت ۰/۳۲ و در بلند مدت ۱/۲۵ است که نشان می دهد تقاضا نسبت به درآمد در کوتاه مدت بی‌کشش، اما در بلند مدت با کشش می باشد 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 عموما" در حال کاهش بوده و با شرط ثبات قیمت و درآمد، برآیند کارآیی تکنیکی، ترجیحات مصرف کننده و

Archive of SID

www.SID.ir

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 بنزين كالايي است كه به طور عمده توسط اقشار پردرآمد جامعه به ميزان بالا و با قيمتي ارزان مصرف مي‌شود. يكي از دلايل بي‌كشش بودن تقاضا نسبت به قيمت نيز مي‌تواند همين سطح بسيار پايين قيمت نسبي بنزين باشد كه باعث مي‌شود تا افزايش قيمت در سطوح پايين قيمتي اثر بالايي بر كاهش مصرف نداشته باشد؛ زيرا هنوز قيمت نسبي به اندازه كافي بالا نيست. ادامه اين روند منجر به ايجاد بار مالي براي دولت از ناحيه افزايش هزينه‌ها و كاهش درآمدها و افزايش آلودگي محيط زيست مي‌شود، از طرف ديگر، سياست افزايش قيمت در بلندمدت مي تواند بر كاهش مصرف بنزين اثر گذارد و اين به دنبال خود كاهش واردات و هزينه‌هاي دولت و نيز كاهش آلودگي محيط زيست را به دنبال مي‌آورد. اعمال سياست افزايش تدريجي قيمت بنزين به ارزش واقعي آن منجر به كاهش تفاوت در قيمتهاي نسبي از اين ناحيه مي‌شود، اما افزايش يكباره و ناگهاني قيمت بنزين توصيه نمي‌شود؛ زيرا با اين اقدام رفاه اجتماعي مي‌تواند ناگهان به شدت كاهش يابد. در هرحال، اعمال سياست‌هاي جديد از جمله افزايش قيمت بنزين ممكن است در كوتاه مدت آثار منفي به جاي گذارد، اما در بلندمدت آثار مثبتي به همراه خواهد آورد و جامعه بايد تا مدتي اثرات منفي را تحمل نمايد. در غير اين صورت روند نامطلوب فعلي ادامه خواهد يافت و تنها مشكل از صورتي به صورت ديگر درخواهد آمد.

بنابراين، با توجه به روند فزاينده تقاضاي بنزين و نياز به كنترل و كاهش آن به دليل آثار منفي ناشي از بالا بودن مصرف بنزين و با عنايت به توضيحات فوق، سياست افزايش قيمت بنزين به مقدار واقعي آن به صورت تدريجي توصيه مي‌شود و به موازات آن اقدامات زير لازم است صورت گيرد:

- گسترش زيرساختها و شبكه‌هاي حمل و نقل عمومي كشور؛
- به كارگيري تكنولوژي‌هاي جديد و پيشرفته در صنايع به منظور افزايش كارآيي؛
- بررسي امكان استفاده از سوختهاي جايگزين با درجه آلايندگي كمتر؛
- به كارگيري شيوه‌هاي كارآمد با هدف قرار دادن گروه‌هاي پايين درآمدي براي جبران آنها ناشي از افزايش قيمت؛
- نظارت بر قيمت كالاها و خدمات به ويژه كالاهاي اساسي مورد مصرف اقشار كم درآمد جامعه.

Archive of SID

www.SID.ir

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

Archive of SID

www.SID.ir

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.

Archive of SID

www.SID.ir