

برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران : یک رهیافت هم تجمعی

عباس امینی فرد - سارا استدلال
شرکت برق منطقه ای فارس - کتابخانه منطقه ای علوم و تکنولوژی
ایران

واژه های کلیدی : تقاضای برق خانگی، هم تجمعی، واکنش ضربه ای، ایران

چکیده:

درآمدی و متقاطع تقاضا کوچکتر از واحد و کشش تعداد مشترکین نسبت به تقاضا بیشتر از واحد می باشد. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا نشان می دهد که در کوتاه مدت رشد متغیرهای قیمت برق، درآمد و قیمت گاز مایع به همراه شاخص های درجه گرمی و برودت هوا تاثیری بر رشد تقاضا نداشته و تنها رشد تعداد مشترکین با دو دوره تاخیر و متغیر مجازی که اثر دوران جنگ را نشان می دهد بر رشد تقاضا اثر گذار است.

باتوجه به تابع واکنش ضربه ای تعمیم یافته (GIR) این نتیجه حاصل گردید که اثر شوک درآمدی بر تقاضا بیش از اثر شوک قیمتی می باشد.

مقدمه

تجزیه و تحلیل تقاضا برای برق جهت شناخت دقیق تر عوامل موثر و میزان تاثیر آنها بر مصرف، بسیار حائز اهمیت است. دلایل زیادی برای برآورد تقاضای برق بیان می شود که از جمله می توان عرضه به موقع

در این تحقیق پس از تشخیص رابطه تقاضای برق خانگی بامتغیرهای قیمت متوسط برق، درآمد قابل تصرف، قیمت گاز مایع، تعداد مشترکین برق خانگی و شاخص های درجه گرمی و برودت هوا، این رابطه با استفاده از اطلاعات سری زمانی برای دوره مورد مطالعه (۷۹-۱۳۴۶) برآورد گردیده است.

جهت برآورد از روش هم تجمعی یوهانسن - ژوسیلیوس (۱۹۹۰) و مدل تصحیح خطای برداری استفاده شده و از متغیرهای مقدار مصرف برق در بخش خانگی، قیمت متوسط فروش برق به بخش خانگی، تعداد مشترکین برق در بخش خانگی، درآمد قابل تصرف، قیمت گاز مایع، شاخص درجه گرمی هوا و شاخص درجه برودت هوادر الگو استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد بلند مدت نشان می دهد که سه رابطه تعادلی بین متغیرهای الگو وجود دارد که فقط یکی از این روابط دارای توجیه اقتصادی می باشد. با توجه به این رابطه در بلند مدت کشش های قیمتی،

الکتریسته به مصرف کنندگان، جلوگیری از خاموشی و انجام بهتر سیاست قیمت گذاری از طرف وزارت نیرو اشاره کرد. به بیان دیگر مدیران نهادهای اداره کننده سیستم تولید و انتقال برق با آگاهی از تقاضای برق قادر خواهند بود در جهت توسعه مناسب شبکه برقی و عرضه آن برنامه ریزی کنند.

در این راستا بخش خانگی به عنوان یکی از مصرف کنندگان بزرگ برق در کشور طی سه دهه گذشته به طور متوسط بیش از ۳۳ درصد از مصرف برق را به خود اختصاص داده است که با توجه به گسترش و رشد جمعیت، در کنار بکارگیری روز افزون از وسایل و ابزار الکتریکی در الگوی مصرف خانوارها، انتظار می رود که علیرغم محدودیت های طرف عرضه، تقاضا برای آن روند افزایشی داشته باشد.

علاوه بر این بر اساس آمار منتشر شده در ترازنامه انرژی کشور در سال ۱۳۷۹ بخش خانگی با دریافت ۱۲۷۳۰ میلیارد ریال یارانه^۱، به عنوان بزرگترین بخش دریافت کننده یارانه برق در کشور شناخته شده است. این رقم سهمی معادل ۳۹ درصد از کل یارانه پرداختی دولت به مصرف کنندگان برق را تشکیل داده است. بنابراین اتخاذ سیاستهای قیمتی و غیر قیمتی مناسب، در جهت کاهش روند مصرف و مهار تقاضا نیازمند برآورد دقیقی از تابع تقاضا دارد.

با توجه به اهمیت موضوع، مطالعات زیادی در خارج و داخل کشور صورت گرفته است که موجب شده زمینه و شرایط مناسبی را برای مطالعات بیشتر مهیا نماید.

هالورسن (۱۹۷۴)^۲ با استفاده از الگوهای دینامیک و استاتیک به برآورد تابع تقاضای برق مصرفی در ۴۸

ایالت در آمریکا پرداخته و از قیمت گازماید به عنوان جانشین برق استفاده کرده است. واکر (۱۹۸۰)^۳ یک نمونه تصادفی از مصرف کنندگان بخش مسکونی در ایالات متحده آمریکا در ماههای مه، ژوئن، ژوئیه و اوت طی سالهای ۱۹۷۲ تا ۱۹۷۵ انتخاب کرده و آنها را به دو گروه تقسیم می کند. نتایج نشان می دهد که کسب قیمتی و درآمدی در کوتاه مدت به ترتیب ۰/۱۴- و ۰/۷۳ می باشد. گلاکپ و فازولار (۱۹۸۵)^۴ به بررسی تابع تقاضای برق برای هفت کشور آفریقایی: غنا، نیجریه، جمهوری نیجر، توگو، بنین، بوركینافاسو و ساحل عاج پرداخته اند. در بین این هفت کشور نیجریه و بوركینافاسو به ترتیب دارای بیشترین و کمترین منبع انرژی بوده اند. در این تحقیق چهار نوع تابع تقاضا از نوع خطی و لگاریتم دو طرفه برآورد شده است. مقایسه نشان می دهد که نیجریه در مصرف برق در ردیف اول و توگو در ردیف آخر می باشد.

جونگ (۱۹۹۳)^۵ با استفاده از الگوی Ordered logit تابع تقاضای برق خانگی در کشور کره جنوبی را برآورد کرده است. اریماه (۱۹۹۳)^۶ با استفاده از داده های مقطعی مربوط به هر استان از کشور نیجریه تابع تقاضای برق در بخش های خانگی، تجاری و صنعتی در سه مرحله متفاوت برآورد کرده است. فیلیپینی (۱۹۹۵)^۷ از سیستم تقاضای تقریباً ایده آل^۸ (AIDS) برای برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ۱۹ منطقه از کشور سوئیس با استفاده کرده است. هدف از این تحقیق برآورد تابع تقاضا در زمان اوج مصرف (Peak) و غیراوج (Off Peak) و محاسبه کسب های قیمتی و درآمدی تقاضا در دو حالت فوق می باشد. التونی

3. Walker. James (1980)
4. Glackpe. Emmanuel , Rocco Fazzolare (1985)
5. Jung. Ta Yong (1993)
6. Ben C. Arimah (1993)
7. Filippini. Massimo (1995)
8. Almost Ideal Demand System

۱. کل یارانه انرژی پرداختی به بخش خانگی در سال ۷۹ با در نظر گرفتن فرآورده های نفتی و گاز در مجموع ۳۲۴۳۴ میلیارد ریال بوده است.

2. Halverson. Robert (1974)

ساختار الگو

در این تحقیق تقاضای برق خانگی تابعی به فرم کاب - داگلاس به صورت زیر می باشد.

$$Q_t = A_0 DI_t^{\alpha_1} PE_t^{\alpha_2} PG_t^{\alpha_3} NS_t^{\alpha_4} WH_t^{\alpha_5} WC_t^{\alpha_6} e^{\varepsilon_t} \quad (1)$$

A0 مقدار ثابت

Qt برق مصرفی خانگی برحسب میلیون کیلووات ساعت

PEt قیمت متوسط واقعی برق برای هر کیلو وات ساعت

NSt تعداد مشترکین برق خانگی

DIt درآمد قابل تصرف به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۶۱

PGt قیمت واقعی گاز مایع

WH شاخص درجه گرمای هوا

WC شاخص درجه برودت هوا

εt: جمله اختلال با خصوصیات کلاسیک

در رابطه (۲) که به طریق لگاریتم گیری از رابطه

(۱) بدست آمده است ضریب‌های α1 و α2 و α3

مفهوم کشش‌های درآمدی، قیمتی و متقاطع تقاضا را

خواهند داشت. α4 را می‌توان کشش تعداد مشترکین

نسبت به تقاضا تعریف کرد.

$$\log Q_t = \log A_0 + \alpha_1 \log DI_t + \alpha_2 \log PE_t + \alpha_3 \log PG_t + \alpha_4 \log NS_t + \alpha_5 \log WH_t + \alpha_6 \log WC_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

متغیرهای Qt، PEt، NSt از سالنامه آمار تفصیلی

وزارت نیرو استخراج شده است. درآمد قابل تصرف

از بانک نرم افزار داده‌ها PDS (منطبق با آماره‌های

منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی

ایران) و قیمت گاز مایع از شرکت ملی پخش فرآورده

های نفتی استخراج شده است. دو متغیر شاخص درجه

گرمی و برودت هوا با استفاده از آماره‌های سالنامه

سازمان هوا شناسی به طریق زیر محاسبه شده است.

(۱) ابتدا ۱۸ ایستگاه هواشناسی در ۱۸ شهر بزرگ

کشور که از لحاظ پراکنندگی جغرافیایی تمام مناطق

کشور را پوشش می‌دهد و از شهرهای پرجمعیت

(۱۹۹۵)^۹ تقاضای برق در کویت به تفکیک بخش‌های

خانگی، تجاری و صنعتی را مورد مطالعه قرارداد

است. سیلک و جوتز (۱۹۹۷)^{۱۰} تقاضای برق خانگی

در ایالات متحده آمریکا طی سالهای ۱۹۹۳-۱۹۴۹ با

استفاده از روش هم تجمعی یوهانسن - ژوسیلیوس

و مدل تصحیح خطای برداری (VECM) مورد تجزیه

و تحلیل قرارداد داده اند. رایز و ویت (۲۰۰۱)^{۱۱} به برآورد

تابع تقاضای برق خانگی در ایالت کالیفرنیا آمریکا با

تاکید بر جدول تعرفه ای نرخها و با دو روش حداقل

مربعات معمولی (OLS) و گشتاورهای تعمیم یافته

(GMM)^{۱۲} پرداخته اند. برای این منظور ۱۳۰۷

خانوار انتخاب شده است. مقدار مصرف برق تابعی

از قیمت نهایی برق، درآمد، درجه برودت و گرمی هوا،

تعداد افراد خانوار و متغیرهای مجازی مختلفی می

باشد. نتایج برآورد از روش GMM و (OLS) نشان

می دهد که کشش قیمتی تقاضا -۰/۳۹ و -۰/۲۸ و

کشش درآمدی تقاضا در هر دو مورد برابر صفر می

باشد. سپس با طبقه بندی خانوارها به چهار گروه

درآمدی، کشش قیمتی در روش GMM و (OLS)

از ۰/۴۹ و -۰/۳۶ برای پائین ترین گروه درآمدی

تا ۰/۲۹ و -۰/۱۹ برای بالاترین گروه درآمدی

برآورد شده است. علاوه بر این با طبقه بندی خانوارها به

چهار گروه مختلف از لحاظ مصرف، کشش قیمتی در

روش GMM و (OLS) از ۰/۴۶ و -۰/۳۱ برای

پائین ترین گروه مصرف تا ۰/۳ و -۰/۲ برای

بالاترین گروه مصرف برآورد شده است.

در زمینه مطالعات صورت گرفته در ایران می توان به

مطالعات حیدری (۱۳۷۱)، کاظمی (۱۳۷۴)، توکلی و

بحرینی (۱۳۷۷) پژوهان و محمدی (۱۳۷۹) و عسکری

(۱۳۸۰) اشاره کرد.

9. Eltony.M.Nagy (1995)

10. Julian Silk, Frederick Joutz (1997)

11. Peter C.Reiss and Matthew W .White (2001)

12. Generalized Method of Moments

فولر و دیکی - فولر تعمیم یافته استفاده شده است. نتایج آزمون برای لگاریتم متغیرهای مدل در جدول شماره (۱) آمده است.

با توجه به جدول فوق تفاضل مرتبه اول متغیرهای $LQE, LRPE, LDI, LRP, LNS$ با روند و با استناد به آزمون دیکی - فولر ایستا می باشند. بعلاوه لگاریتم متغیرهای درجه گرما و برودت هوا (LWH, LWC) در سطح ایستا می باشد. بنابراین امکان وجود رابطه بلند مدت بین متغیرهای جوی با دیگر متغیرهای الگو میسر نمی باشد.

تعیین تعداد وقفه بهینه

در مورد تعیین تعداد وقفه بهینه ابتدا باید به تعداد مشاهدات توجه داشت. پسران توصیه می کند که از انتخاب وقفه بالاتر از سه برای نمونه ها (مشاهدات) کوچک اجتناب گردد زیرا این مسئله به دلیل برآورد تعداد پارامترهای زیاد از حد، منجر به از دست دادن درجه آزادی می گردد^{۱۵}. از طرف دیگر باید توجه داشت که تعداد وقفه باید به اندازه ای باشد تا جزء اخلاص معادله تصحیح خطا دچار خود همبستگی نشوند^{۱۶}. با توجه به مطالب فوق برای تعیین تعداد وقفه بهینه از دو ضابطه آکائیک (AIC) و شوارتز - بیزین (SBC) استفاده می شود در این الگو حداکثر تعداد وقفه، برابر سه قرار داده شده است. بعلاوه امکان برآورد الگو با وقفه بیش از سه مقدور نمی باشد.

نتیجه آزمون انتخاب تعداد وقفه بهینه در جدول شماره (۲) ارائه شده است. با توجه به این جدول دو ضابطه AIC و SBC به ترتیب در مرتبه ۳ و ۱ حداکثر می شوند. اگر با توجه به ضابطه SBC وقفه بهینه را یک انتخاب کنیم، معادله تصحیح خطا فاقد جملات

می باشند انتخاب شده اند^{۱۳}. لازم به ذکر است که تمام ایستگاه های فوق سینوپتیک^{۱۴} می باشند.

(۲) در ایستگاه های انتخاب شده درجه گرمای متوسط دوماه از سال که شامل ماههای ژولای (۱۰) تیر تا ۱۰ مرداد و آگوست (۱۰ مرداد تا ۱۰ شهریور) میباشد استخراج گردیده و از این دو میانگین گرفته و با $(WH)_i$ نشان می دهیم. $(i=1 \dots 19)$

در مورد متوسط درجه برودت هوا، در هر ایستگاه دو ماه ژانویه (۱۱ دی تا ۱۱ بهمن) و فوریه (۱۲ بهمن تا ۹ اسفند) را انتخاب کرده و مانند درجه گرما میانگین گرفته، با $(WC)_i$ نشان می دهیم. برای اینکه یک شاخص درجه گرما (WH) و برودت (WC) هوا به صورت فوق برای کشور برای هر سال بدست آوریم با استفاده از میانگین حسابی، درجه گرما و برودت ایستگاه های فوق را محاسبه می کنیم.

$$WH = \frac{\sum_{i=1}^{19} WH_i}{19} \quad WC = \frac{\sum_{i=1}^{19} WC_i}{19}$$

روش برآورد

جهت برآورد رابطه شماره (۲) از تکنیک هم تجمعی یوهانسن - ژوسیلیوس (۱۹۹۰) استفاده شده است. در این تکنیک پس از بررسی ساکن بودن متغیرها و سپس انتخاب تعداد وقفه بهینه، تعداد بردارهای هم تجمعی به منظور بررسی رابطه بلند مدت بین متغیرهای الگو به وسیله آزمونهای اثر و حداکثر مقادیر ویژه مشخص می گردد.

برای بررسی ساکن بودن متغیرها از آزمون دیکی -

۱۳. این ایستگاه ها در شهرهای ارومیه، اصفهان، اهواز، ایلام، بندر عباس بوشهر، تبریز، تهران، رشت، زاهدان، سمنان، ساری، شیراز، قزوین، کرج کرمان، مشهد ویزد می باشد. در مورد شهر تهران از سال ۱۹۸۸ میلادی بابت آمار ایستگاه شمال تهران تعداد ایستگاه های انتخابی از ۱۸ به ۱۹ رسید.

۱۴. سینوپتیک ایستگاهی است که ثبت اطلاعات هواشناسی در هر ساعت از شبانه روز صورت می گیرد. در مقابل ایستگاه کیلماتولژی ۶:۳۰ صبح، ۱۲:۳۰ ظهر و ۶:۳۰ عصر ثبت اطلاعات صورت می گیرد.

15. pesaran and pesaran (1997) . pp.293

16. johansen (1992) . pp. 215

۳- فقط در روابط کوتاه مدت عرض از مبدا وجود داشته باشد.

$$\delta_1 = \delta_2 = 0$$

۴- روابط بلند مدت مقید به داشتن روند زمانی درجه اول باشند و لذا در روابط کوتاه مدت عرض از مبدا وجود دارد.

۵- در روابط بلند مدت روند زمانی درجه دوم وجود دارد و لذا روابط کوتاه مدت مقید به داشتن روند زمانی درجه اول هستند.

احتمال وقوع این حالت نیزمانند حالت اول بسیار ضعیف است زیرا بسیار بعید به نظر می رسد که لگاریتم سطح داده ها دارای روند درجه دوم باشد و یا به عبارت دیگر برای یک متغیر اقتصادی همواره رشد فزاینده و یا رشد کاهنده قائل شویم.^{۱۷}

بر اساس مطالب فوق و با توجه به آزمون حداکثر مقادیر ویژه ($\lambda \max$) وضعیت سوم و چهارم پذیرفته می شود. در وضعیت دوم، سوم و چهارم آزمون اثر (λ trace) به ترتیب وجود حداکثر چهار، سه و پنج بردار را تایید می کند که با آزمون حداکثر مقادیر ویژه مغایرت دارد. در چنین مواردی که بین این دو آزمون اختلافی مشاهده می شود آزمون حداکثر مقادیر ویژه بدلیل داشتن فرضیه مقابل (H1) قاطع تری نسبت به آزمون اثر از اعتبار بیشتری برخوردار است و می توان به آن استناد کرد.^{۱۸}

از آنجا که هم تجمعی یک مفهوم آماری برمبنای ویژگیهای سری زمانی است، بردارهای که همگرا می باشند لزوماً دارای مفهوم اقتصادی نیستند از اینرو فقط یک بردار در وضعیت چهارم وجود دارد که دارای تعبیر اقتصادی می باشد و بعنوان رابطه بلند مدت بین

تاخیری متغیرها خواهد بود و جزء تصحیح خطا مربوط به بردار بلند مدت تنها متغیر توضیحی می باشد این مسئله منجر به ایجاد خود همبستگی در معادله کوتاه مدت می شود. لذا بر مبنای معیار AIC وقفه بهینه برابر سه انتخاب می شود. این انتخاب باعث می گردد که جملات اخلاص در معادله تصحیح خطا دارای خصوصیات کلاسیک گردد. علاوه بر این همانطور که در جدول مشاهده شده است مقدار تابع لگاریتم درست نمایی (LL) نیز در وقفه سه حداکثر می شود.

تشخیص عرض از مبدا و یا روند در روابط هم تجمعی

یوهانسن پنج حالت مختلف جهت لحاظ کردن متغیرهای عرض از مبدا و روند در روابط کوتاه مدت و بلند مدت در نظر گرفته است. برای توضیح بیشتر یک معادله تصحیح خطا مانند رابطه زیر در نظریه گیریم:

$$\Delta y_t = \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \alpha \begin{bmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{bmatrix} y_{t-k} + \alpha_1 \mu_2 \delta + \alpha_1 \delta_2 t + u_t$$

در حالت کلی یکی از پنج حالت زیر اتفاق افتد:

۱- در روابط بلند مدت و کوتاه مدت عرض از مبدا و روند زمانی وجود ندارد. به عبارت دیگر خواهیم داشت:

$$\mu_1 = \mu_2 = \delta_1 = \delta_2 = 0$$

احتمال برقراری این حالت بسیار بعید می باشد زیرا عمده متغیرهای اقتصادی دارای عرض از مبدا می باشند.

۲- فقط در روابط بلند مدت عرض از مبدا وجود دارد.

$$\mu_2 = \delta_1 = \delta_2 = 0$$

۱۷. ریشه واحد و هم تجمعی در اقتصادسنجی؛ نوفرستی. م (۱۳۷۸) ص ۱۴۴-۱۴۲

18. Weliwita, Anada and E. M Ekanayaka (1998)pp. 1219

تابع عکس العمل ضربه ای کلی (تعمیم یافته) ^{۲۲}

زمان تاثیرات شوک های مختلف بر متغیرهای مدل با استفاده از تابع ضربه ای (واکنش) GIR آزمون می شود. در این روش در یک لحظه از زمان (مثلاً "t=0") به یکی از متغیرها ضربه ای (shock) به اندازه یک انحراف معیار وارد می شود و سپس مسیر تغییر سایرمتغیرهای سیستم تا رسیدن به تعادل جدید بررسی می شود. این روش توسط کوپ (1996) معرفی شده و توسط پسران و شین (1997) توسعه یافته است. در این تحقیق از روش پسران و شین استفاده می گردد. لازم به ذکر است که در بسته نرم افزاری micro fit افق زمانی شبیه سازی شده برای بررسی اثر شوک درسه مقطع زمانی ۵۰، ۱۰۰، ۱۵۰ قابل اجرا است و در اکثر موارد مقطع زمانی ۵۰ کفایت می کند.

الف: بررسی تابع عکس العمل ضربه ای

حاصل از تکانه قیمت

قیمت برق یکی از متغیرهای اساسی در تابع تقاضا می باشد. از آنجا که در این تحقیق از قیمت متوسط برق استفاده شده است، در اولین سناریو تابع عکس العمل مقدار تقاضا نسبت به یک انحراف معیار در لگاریتم قیمت متوسط واقعی برق ^{۲۳} مورد بررسی قرار می گیرد. مقادیر حاصل از تابع عکس العمل در جدول شماره (۵) ارائه شده است. علاوه بر آن نمودار شماره (۱) نتایج این تغییرات را نشان می دهد. نتایج نشان می دهد که یک تغییر ناگهانی (تکانه) به اندازه یک انحراف معیار در قیمت واقعی برق برحسب لگاریتم باعث کاهش مقدار تقاضا به اندازه ۰/۰۱ در دوره جاری می شود. در دوره بعد این کاهش به ۰/۰۳ می رسد تا

متغیرهای الگو بصورت زیر مشخص شده است ^{۱۹}.

$$LQE = -0.59*LRPE + 0.24*LDI + 0.46*LRPG + 1.1*LNS - 0.006*TREND \quad (3)$$

(3.4) (3.65) (3.05)
(6.87) (.7)

برآورد مدل تصحیح خطا

با توجه به رابطه همگرایی که بین مجموعه ای از متغیرهای I(1) وجود دارد استفاده از الگوی تصحیح خطا (ECM) ^{۲۰} میسر می باشد. الگوی تصحیح خطا، نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت آنها ارتباط می دهد و واکنش پویای کوتاه مدت موجود بین متغیرهای الگو را نیز در نظر می گیرد. در این گونه الگوها ضریب جمله تصحیح خطا ^{۲۱} که در واقع همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلند مدت است سرعت بازگشت به حالت تعادل را نشان می دهد و با توجه به رابطه (۳) مقدار آن از رابطه زیر محاسبه می شود:

$$ECT = LQE + 0.59*LRPE - 0.24*LDI - 0.46*LRPG - 1.1*LNS + 0.006*TREND \quad (4)$$

با توجه به اینکه متغیرهای بکارگرفته شده همگی تفاضل مرتبه اول همراه با وقفه بوده و متغیرهای ساکن می باشند در نتیجه می توان این الگو را به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد کرد و از آماره های t و F در آزمون الگو استفاده نمود. البته این احتمال وجود دارد که ضرایب تمام وقفه ها معنی دار نباشد اما معنی داری همزمان کلیه ضرایب برآورد شده که بوسیله آماره F تایید می شود مهم است. نتایج برآورد معادلات تصحیح خطا به همراه آماره های t و سطح معنی دار ضرایب در جدول شماره (۴) آمده است.

۱۹. اعداد داخل پرانتز آماره t می باشند.

20. Error Correction Model

21. Error Correction term

22. Generalized Impulse Response (GIR)

۲۳. طبق محاسبات به عمل آمده، انحراف معیار لگاریتم قیمت متوسط واقعی برق (LRPE) برابر ۱/۰۲ ریال می باشد.

هزینه برق خانوار از کل بودجه دانست. کشتش درآمدی در بلندمدت ۰/۲۴ می باشد و نشان می دهد که در سبد مصرفی خانوار برق یک کالای ضروری می باشد. لذا تقاضا نسبت به تغییرات درآمد واکنش زیادی نشان نمی دهد.

کشتش متقاطع تقاضا برابر ۰/۴۶ می باشد. لازم به ذکر است که در این تحقیق انواع مختلف انرژی های که می تواند به عنوان جانشین برق در بخش خانگی فرض کرد مورد آزمون های هم تجمعی قرار گرفت که در این میان گاز مایع به دلیل داشتن بهترین نتایج آزمون پذیرفته شد. بعلاوه طی دوره زمانی مورد مطالعه در ایران گاز مایع به طور نسبی بیشتر در دسترس بوده است.

تعداد مشترکین خانگی (NS) متغیری مهم و موثر بر تقاضای برق خانگی در ایران می باشد. ضریب برآورد شده برای لگاریتم این متغیر برابر ۱/۱ می باشد بعلاوه این متغیر می تواند بعنوان جانشینی برای تعداد خانه های موجود در کشور باشد لذا می توان گفت که در بلند مدت با یک درصد افزایش در موجودی خانه در ایران مصرف برق ۱/۱ درصد افزایش می یابد.

طبق نتایج مدل تصحیح خطا در جدول شماره (۴) کشتش های قیمتی، درآمدی و متقاطع در کوتاه مدت از لحاظ آماری معنی دار نمی باشد. معنی دار نبودن کشتش درآمدی با توجه به اینکه برق کالای ضروری می باشد و بعلاوه کشتش درآمدی آن در بلندمدت مقدار کمی (۰/۲۴) می باشد دوران انتظار نخواهد بود. در رابطه با کشتش قیمتی با توجه به اینکه قیمت برق توسط دولت برای مدت زمان نسبتاً طولانی ثابت بوده است (از سال ۱۳۴۶ تا ۱۳۶۰ متوسط قیمت فروش هر کیلووات ساعت برق به بخش خانگی ۴/۲ ریال بوده است) لذا تفاضل لگاریتم قیمت واقعی دارای نوسانات ناچیزی بوده و در نتیجه می توان انتظار داشت که رشد

اینکه اثر این شوک از دوره ۲۵ تا آخر دوره (۵۰) باعث کاهش تقاضا به اندازه ۰/۱۲ می گردد.

ب) بررسی تابع عکس العمل ضربه‌ای حاصل از تکانه درآمد:

در دومین سناریو تابع عکس العمل مقدار تقاضا نسبت به یک انحراف معیار در لگاریتم درآمد قابل تصرف^{۲۴} مورد بررسی قرار می گیرد. جدول شماره (۶) و نمودار شماره (۲) نتایج حاصل از تابع عکس العمل را نشان می دهد بطوریکه اثر شوک درآمدی باعث افزایش در تقاضا تا دوره ۱۲ می شود. اما بعد از آن افزایش به کندی صورت می گیرد تا بالاخره اثر شوک درآمدی باعث افزایش در تقاضا به اندازه ۰/۱۹ می گردد.

باتوجه به اثر شوک های قیمتی و درآمدی بر تقاضا می توان اظهار داشت که این شوکها منطبق با تئوری اقتصادی می باشد بطوریکه اثر شوک قیمتی منجر به کاهش تقاضا و اثر شوک درآمدی منجر به افزایش تقاضا می گردد.

خلاصه نتایج و پیشنهادات

باتوجه به برآورد صورت گرفته در بسته نرم افزاری اقتصادسنجی (4) micro fit ، در بلندمدت کشتش قیمتی تقاضا برابر ۰/۵۹ می باشد. پائین بودن کشتش قیمتی از طرفی نشان دهنده تأثیر جزئی تغییرات قیمت بر روی تقاضای برق در دوره مورد بررسی بوده و از طرف دیگر بیانگر عدم وجود جانشین مناسب برای برق در بخش خانگی می باشد. اما مهمترین دلیل کوچک بودن کشتش قیمتی را می توان در سهم کم

۲۴. طبق محاسبات به عمل آمده ، انحراف معیار لگاریتم درآمد قابل تصرف (LDI) برابر ۰/۴۸۲ میلیارد ریال می باشد .

قیمت بر رشد تقاضا اثری نداشته باشد.

باتوجه به معنی دارنبودن کشش متقاطع تقاضا در کوتاه مدت در مورد چگونگی تاثیر تغییر قیمت انرژی های جانشین با انرژی الکتریکی نمی توان به طور قاطع اظهار نظر نمود. اما باید توجه داشت که امکان جانشینی برق با هر نوع انرژی دیگری من جمله گاز مایع در کوتاه مدت به سختی امکان پذیر است.

ضریب جمله تصحیح خطا منفی و از لحاظ آماری معنی دار است. به این مفهوم که تقاضا نسبت به انحراف آن از رابطه تعادلی بلند مدت به سرعت تصحیح می شود به طوری که ۵۰ درصد انحراف در دوره جاری از بین می رود و ۵۰ درصد باقی مانده در دوره های بعد تصحیح می گردد.

طبق نتایج مدل تصحیح خطا ضریب متغیر رشد مشترکین در دو دوره قبل دارای اثر معنی داری بر رشد تقاضا در دوره جاری دارد. و متغیرهای درجه گرما و برودت هوا در کوتاه مدت اثری بر رشد تقاضا ندارند. این موضوع با توجه شرایط متنوع آب و هوا در ایران و اینکه متوسط درجه گرما و برودت هوا در الگو لحاظ شده است دور از انتظار نمی باشد.

در مدل تصحیح خطا متغیر مجازی زمان جنگ (D59) دارای علامت مورد انتظار و معنی دار می باشد و نشان می دهد که جنگ هشت ساله (۶۷-۱۳۵۹) تاثیری منفی بر رشد مصرف برق داشته است. این نتیجه با توجه به طبیعت شرایط جنگی قابل انتظار است زیرا جنگ از طریق ایجاد محدودیت در تولید برق منجر به کاهش در مصرف خواهد شد.

از مقایسه اثر شوک قیمتی با درآمدی میتوان نتیجه گرفت که شوکهای قیمتی و درآمدی باعث تغییر محسوسی در مقدار تقاضا نخواهد شد و اثر این شوکها

در دوره های اول بیشتر می باشد به عنوان مثال تا دوره ۱۲ اثر شوک قیمتی باعث کاهش تقاضا به میزان ۱۰ درصد و اثر شوک درآمدی باعث افزایش در تقاضا به میزان ۱۵ درصد می شود. بالاخره اینکه طی دوره زمانی یکسان، اثر شوک درآمدی $1/6$ برابر شوک قیمتی می باشد.

پیشنهادات

۱- باتوجه به اینکه مصرف برق در ساعات شبانه روز متفاوت است وزارت نیرو میتواند از کتورهای چندزمانه در بخش خانگی استفاده کند تا رفتار خانوارها در زمان اوج و غیراوج متفاوت گردد.

۲- با توجه به جدول صعودی نرخها که از طرف وزارت نیرو ابلاغ می شود پیشنهاد می شود تا برآورد تابع تقاضا در بخش خانگی و سایر بخشها بر اساس شرایط و ویژگیهای منطقه ای صورت پذیرد تا برآن اساس نرخها تعیین گردد.

۳- پیشنهاد می شود دولت در مورد پرداخت یارانه تجدید نظر نموده و با حمایت بیشتر از تولید کنندگان وسایل برقی باعث افزایش کارایی و کاهش مصرف برق در اینگونه وسایل گردد.

۴- با توجه به نتایج این تحقیق سیاستهای قیمتی نمی تواند در مهار تقاضا موثر باشد. بنابراین می بایست درحین اینکه با سرمایه گذاری بیشتر و افزایش در تولید زمینه عرضه بیشتر را فراهم آورد، با بکارگیری سیاستهای غیرقیمتی (مانند استفاده از لامپهای کم مصرف) بتوان تا حدودی روند افزایشی تقاضا در بخش خانگی را کاهش داد.

جدول شماره (۱) نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر

نام متغیر	مقادیر اصلی				تفاضل مرتبه اول			
	DF	ADF	DF	ADF	DF	ADF	DF	ADF
LQE	-4.6	-3.2	0.4	0.5	-2.6	-1.7	-5.2	-4.2
LRPE	1.7	-1.5	0.8	0.2	-3.5	-2.5	-4	-3
LDI	-3	-2.8	-2.3	-2.7	-3.7	-2.6	-3.9	-2.8
LRPG	-1.4	-1.4	-1	-1.2	-4.8	-3.3	5	-3.55
LNS	-8.1	-3.5	-0.7	-0.6	-2.3	-2	-4.3	-3.1
LWH	-5.7	-3.6	-5.7	-3.7				
LWC	-4.8	-3.5	-5.2	-4				

جدول شماره (۳) - نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه و اثر

H0	H1	وضعیت ۲		وضعیت ۳		وضعیت ۴	
		S	CV	S	CV	S	CV
$\lambda \max$							
r=0	r=1	۶۷	۳۴	۶۱	۳۳	۶۱	۳۷
r<=1	r=2	۴۴	۲۸	۴۰	۲۷	۵۰	۳۱
r<=2	r=3	۲۳	۲۲	۲۳	۲۱	۲۶	۲۵
r<=3	r=4	۱۷	۱۵	۱۴,۵	۱۴,۸	۱۶	۱۹
$\lambda \text{ trace}$							
r=0	r>=1	۱۵۵	۷۵	۱۴۰	۷۰	۱۶۹	۸۷
r<=1	r>=2	۸۸	۵۳	۷۹	۴۸	۱۰۸	۶۳
r<=2	r>=3	۴۴	۳۴	۳۹	۳۱	۵۷	۴۲
r<=3	r>=4	۲۱	۲۰	۱۵	۱۷	۳۰	۲۵

r: تعداد بردارهای هم تجمعی S: آماره های آزمون حداکثر مقادیر ویژه

و اثر CV: مقادیر بحرانی ارائه شده توسط یوهانسن - ژوسیلیوس

جدول شماره (۲) - آزمون انتخاب تعداد وقفه بهینه

مرتبه	LL	AIC	SBC
۳	۲۸۳	۱۹۳	۱۳۰
۲	۲۴۸	۱۸۳	۱۳۷
۱	۲۱۴	۱۷۴	۱۴۶

جدول شماره (۴) - نتایج مدل تصحیح خطا

نام متغیر توضیحی	ضریب متغیر	آماره t
Intercept	-۲/۱۷	-۱/۲
DLQE(-1)	۰/۲۸	۱/۶
DLRPE(-1)	-۰/۰۱	-۰/۱۴
DLDI(-1)	-۰/۰۸	-۱/۰۷
DLRPG(-1)	-۰/۰۸	-۱
DLNS(-1)	۰/۱۱	۰/۳۱
DLQE(-2)	-۰/۱۳	-۰/۷۴
DLRPE(-2)	-۰/۰۵	-۰/۵۸
DLDI(-2)	۰	-۰/۰۶
DLRPG(-2)	۰	۰/۱۱
DLNS(-2)	۰/۶۴	*۲
ECT(-1)	-۰/۵۰	*-۲/۲۶
LWH	۰/۲۶	۰/۵۴
LWC	۰	-۰/۲۹
D59	-۰/۰۹	*-۲/۳۳

$$F_{SC}(1,14) = 1.4 (0.2)$$

$$F_{FF}(1,14) = 0 (0.9)$$

$$\chi^2(2) = 1.5 (0.4)$$

$$F_H(1,28) = 0.2 (0.5)$$

$$R^2 = 0.80 \quad D - W \text{ statistic} = 2.22$$

$$R - \text{Bar} - \text{Squared} = 0.61$$

$$F(14,15) = 4.3 (0.0)$$

جدول شماره (۵) - اثر شوک قیمتی

Generalized Impulse Response to one S.E shock in the equation for LRPE cointegration with unrestricted intercepts and restricted trend in the VAR							
H	LQE	H	LQE	H	LQE	H	LQE
۰	-۰/۰۱	۱۳	-۰/۱۰	۲۶	-۰/۱۲	۳۹	-۰/۱۲
۱	-۰/۰۳	۱۴	-۰/۱۰	۲۷	-۰/۱۲	۴۰	-۰/۱۲
۲	-۰/۰۴	۱۵	-۰/۱۰	۲۸	-۰/۱۲	۴۱	-۰/۱۲
۳	-۰/۰۵	۱۶	-۰/۱۱	۲۹	-۰/۱۲	۴۲	-۰/۱۲
۴	-۰/۰۷	۱۷	-۰/۱۱	۳۰	-۰/۱۲	۴۳	-۰/۱۲
۵	-۰/۰۷	۱۸	-۰/۱۱	۳۱	-۰/۱۲	۴۴	-۰/۱۲
۶	-۰/۰۷	۱۹	-۰/۱۱	۳۲	-۰/۱۲	۴۵	-۰/۱۲
۷	-۰/۰۷	۲۰	-۰/۱۱	۳۳	-۰/۱۲	۴۶	-۰/۱۲
۸	-۰/۰۸	۲۱	-۰/۱۱	۳۴	-۰/۱۲	۴۷	-۰/۱۲
۹	-۰/۰۹	۲۲	-۰/۱۱	۳۵	-۰/۱۲	۴۸	-۰/۱۲
۱۰	-۰/۰۹	۲۳	-۰/۱۱	۳۶	-۰/۱۲	۴۹	-۰/۱۲
۱۱	-۰/۰۹	۲۴	-۰/۱۱	۳۷	-۰/۱۲	۵۰	-۰/۱۲
۱۲	-۰/۱۰	۲۵	-۰/۱۲	۳۸	-۰/۱۲		

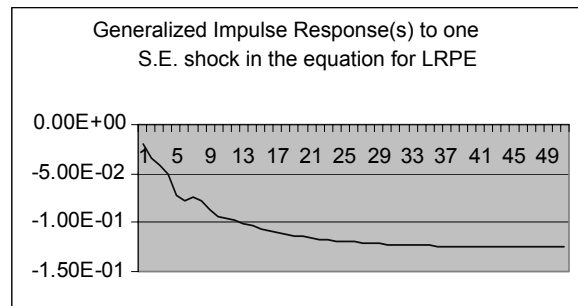
H : علامت اختصاری برای HORIZON

جدول شماره (۶) - اثر شوک درآمدی

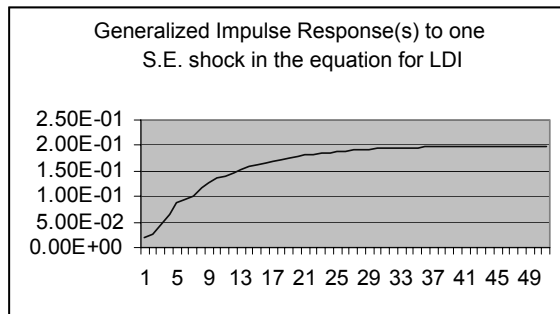
Generalized Impulse Response to one S.E shock in the equation for LDI cointegration with unrestricted intercepts and restricted trend in the VAR							
H	LQE	H	LQE	H	LQE	H	LQE
۰	۰/۰۲	۱۳	۰/۱۵	۲۶	۰/۱۹	۳۹	۰/۱۹
۱	۰/۰۲	۱۴	۰/۱۶	۲۷	۰/۱۹	۴۰	۰/۱۹
۲	۰/۰۴	۱۵	۰/۱۶	۲۸	۰/۱۹	۴۱	۰/۱۹
۳	۰/۰۶	۱۶	۰/۱۷	۲۹	۰/۱۹	۴۲	۰/۱۹
۴	۰/۰۸	۱۷	۰/۱۷	۳۰	۰/۱۹	۴۳	۰/۱۹
۵	۰/۰۹	۱۸	۰/۱۷	۳۱	۰/۱۹	۴۴	۰/۱۹
۶	۰/۱۰	۱۹	۰/۱۷	۳۲	۰/۱۹	۴۵	۰/۱۹
۷	۰/۱۱	۲۰	۰/۱۸	۳۳	۰/۱۹	۴۶	۰/۱۹
۸	۰/۱۲	۲۱	۰/۱۸	۳۴	۰/۱۹	۴۷	۰/۱۹
۹	۰/۱۳	۲۲	۰/۱۸	۳۵	۰/۱۹	۴۸	۰/۱۹
۱۰	۰/۱۴	۲۳	۰/۱۸	۳۶	۰/۱۹	۴۹	۰/۱۹
۱۱	۰/۱۴	۲۴	۰/۱۸	۳۷	۰/۱۹	۵۰	۰/۱۹
۱۲	۰/۱۵	۲۵	۰/۱۸	۳۸	۰/۱۹		

H : علامت اختصاری برای HORIZON

نمودار شماره (۱) مربوط به شوک قیمتی



نمودار شماره (۲) مربوط به شوک درآمدی



مراجع

- ۱- امینی فرد، عباس ، “برآورد تابع تقاضای برق خانگی در ایران: یک رهیافت هم تجمعی”، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز، بخش اقتصاد، (۱۳۸۱)
- ۲- پژوهان، جمشید و تیمور محمدی ، “قیمت گذاری بهینه رمزی برای صنعت برق ایران”، فصلنامه پژوهش های اقتصادی، شماره ششم، (۱۳۷۹) ص ۳۹-۶۱
- ۳- توکلی، اکبر و جعفریحیینی ، “ برآورد رابطه تقاضای برق خانگی در استان اصفهان “، مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۲، (۱۳۷۷)، ص ۱۱۵-۱۳۶
- ۴- حیدری ، ابراهیم،” تجزیه و تحلیل الگوی تقاضا و سیستم قیمت گذاری برق در بخش مسکونی“، پایان نامه کارشناسی ارشد، بخش اقتصاد، دانشگاه شیراز، (۱۳۷۱)
- ۵- عسکری، علی، “ تخمین تقاضای برق در بخش خانگی و برآورد کشش های قیمتی و درآمدی آن “، مجله برنامه و بودجه، شماره ۶۳ و ۶۲، (۱۳۸۰)، ص ۱۱۹-۱۰۳
- ۶- کاظمی ،احمد، “تحلیل و برآورد تقاضای انرژی برق در بخش های خانگی و صنعتی ایران“، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران، (۱۳۷۴)
- ۷- نوفرستی، محمد ، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، موسسه خدمات فرهنگی رسا، (۱۳۷۸)
- 8- Arimah, Ben C. “Electricity consumption in Nigeria : a spatial analysis” OPEC review, Spring, (1993). PP. 63-82.
- 9-Eltony, M. Nagy “The Sectoral Demand for Electricity in Kuwait”, OPEC Review, Vol.19, (1995). PP. 37-44.
- 10-Filippini, Massimo “Electricity Demand by Time of Use”, Energy Economics, Vol.24, No.3, (1995), PP.197-204
- 11-Glackpe, Emmanuel and Rocco Fazzolare “Economic Demand Analysis for Electricity in West Africa” The Energy Journal, Vol.6, No.1, (1985) PP.137-144.
- 12-Halverson, Robert “Residential Demand for Electric Energy”, The Review of Economics and Statistics, (1975), PP. 12-18.
- 13-Johansen, S. and K. Juselius “Structural Tests in a Multivariate Cointegration Analysis of The PPP and the UIP for UK”, Journal of Econometrics, Vol. 53, (1990), PP. 211-244.
- 14-Jung, T.U “Ordered Logit Model for Residential Electricity Demand in Korea”, Energy Economics ,Vol.15, (1990), PP.205-209.
- 15-Koop, G. and M.H. Pesaran and S.M. Potter, “Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models”, Journal of Econometrics, Vol. 74, (1996), PP.119 – 147.
- 16-Pesaran, M. H. and B. Pesaran. Working with Microfit 4.0 : An Interactive Econometric Analysis, Comfit Data LTD, (1997)

- 17- Pesaran, M.H.and Y.Shin.“Cointegration and the Speed of Convergence to Equilibrium”, *Journal of Econometrics*, Vol.71, (1996) PP. 117 – 43.
- 18- Rriss,P.C.and M.W.White“Household Electricity Demand, Revisited”,University of Cambridge, *Working Paper*,(2001), No.8687
- 19- Silk ,Julian and Frederick L.Joutz.“Short and long -Run Elasticities in US Residential Electricity Demand : A Co-integration Approach”, *Energy Economics*, Vol.19, (1997), PP.493-513.
- 20- Walker,James “The Residential Demand for Electricity”, *Resources and Energy*, Vol.2, (1979), PP.391-396.
- 21- Weliwita, A. and E. M. Ekanayake “Demand for Money in Seri lanka During the Post Period- 1977 : A Cointegration and Error Correction Analysis”, *Applied Economics*, Vol. 30, No. 9, (1998), PP. 1219– 29.

Archive of SID