فصل‌نامهٔ مطالعات اقتصاد انرژی/ سال ششم / شمارهٔ ۲۳/ زمستان ۱۳۸۸/ صفحات ۱۱۹ - ۹۱

مدل آزاد سازی قیمت برق در بخش صنعت

نادر مهرگان

دانشیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا mehregannader@ yahoo.com

وحید قربانی

کارشناس‌ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه صنعت آب و برق شهید عباسپور
vahid.ghorbani203 @ yahoo.com

محمود حقانی

استادیار دانشگاه صنعت آب و برق شهید عباسپور drhaghani@ yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۸/۸/۹ تاریخ پذیرش: ۸۸/۱۰/۱۶

چکیده

مصرف بالای برق در زیر بخش‌های اقتصادی کشور و به‌ویژه بخش صنعت، یکی از چالش‌های اقتصاد ایران بوده، که آزادسازی قیمت و حذف یارانه‌ی برق در بخش صنعت یکی از راه‌های کاهش مصرف بالای برق در این بخش می‌باشد. بدین منظور ابتدا تابع تقاضای برق در بخش صنعت در طی سال‌های ۸۶- ۱۳۵۴، به روش ARDL برآورد شده است. کشش قیمتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۰/۰۵- و ۰/۲۸- و کشش درآمدی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۰/۲۷ و ۱/۵۲ به‌دست آمده است. در ادامه با استفاده از توابع به‌دست آمده از مرحله‌ی اول، دو سناریو مطرح شده است. در سناریوی اول، آزادسازی در طی سه سال (۹۱-۱۳۸۹) و در سناریوی دوم، آزادسازی در طی پنج سال (۹۳-۱۳۸۹) بررسی شده است. در هر سناریو نیز دو فرض براساس افزایش یکنواخت قیمت اسمی و قیمت حقیقی در نظر گرفته شده است. نتایج نشان داده که در سناریوی اول و درسال‌های ۱۳۸۹، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱، قیمت به‌ترتیب ۳۵۴/۹، ۵۵۷/۴ و ۸۳۳/۲ ریال به ازای هر کیلووات ساعت و در سناریوی دوم و در سال‌های ۹۳-۱۳۸۹، قیمت به‌ترتیب ۳۱۰/۵۵، ۴۱۵/۲۴، ۵۱۹/۹۳، ۶۲۴/۶۲، ۷۲۹/۳۱ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت خواهد بود.

طبقه بندی JEL : Q43 , Q31 ,O53 , C61 ,C53 ,C51 ,C22, C13

کلید واژه: ARDL، آزادسازی قیمت، تابع تقاضا، کشش قیمتی، کشش درآمدی، قیمت حقیقی

Archive of SID

www.SID.ir

۱- مقدمه

یکی از مسائل مهم دنیای امروزی، ایجاد تعادل بین عرضه و تقاضای حامل‌های انرژی است. در این میان انرژی الکتریکی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین حامل‌های انرژی مصرفی در بخش صنعت و نیز به‌دلیل آن‌که در فرایند تولید سرمایه‌بر و پیچیده‌ی آن از حامل‌های انرژی تجدید ناپذیر استفاده می‌شود، از اهمیت فوق‌العاده‌ای برخوردار است. یکی از روش‌های کنترل مصرف برق در کشور، سیاست آزاد سازی قیمت برق می‌باشد. سیاست حاضر یکی از ابزارهای لازم در جهت کنترل رشد فزاینده‌ی مصرف بوده و الگوی مصرف برق در بخش صنعت را متناسب با شرایط اقتصادی کشور بهینه می‌کند.

در مطالعه‌ی فوق، در مرحله‌ی اول، مدل تقاضای کوتاه‌مدت و بلندمدت برق در بخش صنعت تخمین زده شده است. تخمین مدل‌ها به روش الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL[1]) و مدل تصحیح خطا (ECM[2])، انجام پذیرفته است. تخمین مدل‌های مذکور، امکان بررسی وضعیت مصرف و قمیت برق در بخش صنعت را میسر می‌کند و نیز می‌توان تأثیرات کوتاه مدت و بلندمدت متغیرهای مؤثر بر تقاضای برق را مورد بررسی قرار داد. در مرحله‌ی دوم، آزاد سازی قیمت در بخش صنعت مورد بررسی قرار می‌گیرد. فرایند آزادسازی تحت دو سناریو و در هر سناریو دو فرض بررسی شده است. در سناریوی اول، آزاد سازی در طی سه سال (۹۱-۱۳۸۹) و در سناریوی دوم، آزاد سازی در طی پنج سال (۹۳-۱۳۸۹) بررسی شده است. سناریوی اول، پیشنهاد دولت برای اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و سناریوی دوم، پیشنهاد کمیسیون ویژه‌ی بررسی طرح تحول اقتصادی مجلس برای اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بوده است (کار گروه طرح تحول اقتصادی، ۱۳۸۶). در فرض اول، میزان مصرف را در صورتی که قیمت اسمی برق در بخش صنعت یکنواخت افزایش یابد بررسی و در فرض دوم، میزان مصرف را در صورتی که قیمت حقیقی برق در بخش صنعت یکنواخت افزایش یابد بهینه‌یابی کرده‌ایم. در فرض دوم به‌دلیل عدم اطلاع دقیق از قیمت حقیقی در طی سال‌های آزادسازی، بازه‌هایی را برای قیمت حقیقی در نظر گرفته و در ادامه با لحاظ کردن بازه‌های فوق که با توجه به افزایش یکنواخت قیمت حقیقی تعیین شده، مسئله

1- Auto-Regressive Distributed Lag.
2- Error Correction Model.

Archive of SID

www.SID.ir

بهینه‌یابی را حل کرده‌ایم. فرایند بهینه‌یابی به روش الگوریتم ژنتیک (GA[1]) صورت پذیرفته است و در نهایت در هر سناریو، با مقایسه‌ی نتایج دو فرض، فرض مناسب‌تر را براساس میزان مصرف، انتخاب و پیشنهاد کرده‌ایم. در طی فرایند آزادسازی، قیمت اسمی برق در بخش صنعت را باید از ۲۰۵/۸۶ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۸۸ (با فرض عدم تغییر قیمت در سال ۱۳۸۸ نسبت به سال ۱۳۸۷)، به ۸۳۴ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت رساند (وزارت نیرو، ۱۳۸۸).

در ادامه و در بخش ۲، پیشینه‌ی تحقیق، در بخش ۳، معرفی مدل، در بخش ۴، برآورد مدل، در بخش ۵، ثبات تابع تقاضای برق صنعت، در بخش ۶، مدل آزادسازی قیمت برق در بخش صنعت و در بخش ۷، نتایج و پیشنهادات ارائه می‌شود.

۲- پیشینه‌ی تحقیق

حلافی و همکاران (۱۳۸۵)، توابع تقاضای برق خانگی و صنعتی استان خوزستان را برآورد کرده‌اند. نتایج نشان داده که در هیچ کدام از توابع برآورد شده، حضور متغیر قیمت انرژی جانشین برق، پذیرفته نشده و نیز تقاضای برق صنعتی نسبت به قیمت بی‌کشش و تقاضای برق نسبت به ارزش افزوده‌ی بخش صنعت استان خوزستان، باکشش است. آذربایجانی و همکاران (۱۳۸۵)، با بهره‌گیری از روش ARDL به برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی پرداختند. نتایج نشان داده که انرژی الکتریکی در بخش صنعت نهاده‌ای بی‌کشش است و بنابراین سیاست‌های قیمتی تأثیر چندانی در تقاضای آن ندارد.

کمرچان و همکاران[2] (۲۰۰۴)، تقاضای برق خانگی، صنعتی و کل را به روش تعدیل جزئی و معادلات هم‌زمان به‌دست آوردند. مدل معادلات هم‌زمان، مدل بسیار مناسب‌تری را ارائه داده، زیرا برای بخش خانگی، صنعتی و کل، کشش قیمتی را منفی به‌دست آورده است. در مدل، تعدیل جزئی و در بعضی موارد کشش قیمتی مثبت به‌دست آمده است. نتایج مدل معادلات هم‌زمان نشان داده است که مصرف‌کنندگان برق در بخش خانگی در مقایسه با بخش صنعتی نسبت به قیمت بسیار حساس‌تر بوده‌اند.

1- Genetic Algotihm.
2- Kamerschen et al.

Archive of SID

www.SID.ir

کومار و همکاران[1] (۱۹۹۹)، نشان دادند که کشش درآمدی برق در بخش‌های تجاری و صنایع بزرگ، بزرگ‌تر از یک و کشش درآمدی بخش‌های خانگی، صنایع متوسط و کوچک و کشاورزی کوچک‌تر از یک است. کشش قیمتی کوتاه‌مدت برای بخش کشاورزی ۱/۳۵-، خانگی ۰/۶۵-، صنایع بزرگ ۰/۴۵-، تجاری ۰/۲۶- و برای صنایع متوسط و کوچک بی‌معنی بوده است.

از دیگر مطالعات خارجی می‌توان به مطالعه‌ی آتاخانوا و همکاران[2] (۲۰۰۷)، کومار و همکاران (۲۰۰۷)، رازک و همکاران[3] (۲۰۰۲)، زیرامبا[4] (۲۰۰۸)، لارسن و همکاران[5] (۲۰۰۴)، هولتدال و همکاران[6] (۲۰۰۴)، بین استاک و همکاران[7] (۱۹۹۹)، اشاره کرد.

۳- معرفی مدل

در مطالعه‌ی فوق دو مدل به کار رفته است. در اولین بخش از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و مدل تصحیح خطا (ECM) و در دومین بخش از روش بهینه‌یابی الگوریتم ژنتیک (GA) استفاده شده است.

۳-۱- الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL)

فرم کلی الگوی ARDL را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$Q(L,s)Y_t = \sum_{i=1}^{k}\theta_t(L,n_t)X_{it} + \delta' W_t + u_t \qquad (1)$$

$$Q(L,s) = (1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \ldots - \alpha_s L^s) \qquad (2)$$

$$\theta_t(L,n_t) = \theta_{i.} + \theta_{i1}L + \theta_{i2} + \ldots + \theta_{in_t}L^{n_t} \qquad (3)$$

که در رابطه‌ی فوق، L، عملگر تأخیر زمانی مرتبه‌ی اول، به‌طوری که $LX_t = x_{t-1}$، y_t، متغیر وابسته موجود در مدل، X_{it}، بردار متغیرهای توضیحی به‌کار

1- Kumar Bose et al.
2- Atakhanova et al.
3- Razak F et al.
4- Ziramba.
5- Larsen et al.
6- Holtedahl et al.
7- Beenstock et al.

Archive of SID

www.SID.ir

گرفته شده در مدل، K، تعداد متغیرهای توضیحی به‌کار گرفته شده در مدل، $n_1, n_2, ..., n_t$، تعداد وقفه بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی، S، تعداد وقفه‌ی بهینه مربوط به متغیر وابسته‌ی مدل، W_t، بردار متغیرهای قطعی هم‌چون عرض از مبدأ، متغیرهای فصلی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های معین معادله‌ی یاد شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی ارزش‌های $s=0,1,2,...,d$ و $n_t=0,1,2,...,d$ و $i=0,1,2,...,k$، یعنی به تعداد $(d+1)^{k+1}$ مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شود. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی d، در ابتدا از سوی پژوهش‌گر تعیین می‌گردد و تمام مدل‌ها در دورهٔ $(t=d+1,...,n)$ تخمین زده می‌شود. در مرحله‌ی بعد وقفه‌های بهینه با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک[1] (AIC)، شوارز- بیزین[2] (SBC)، حنان-کوئین[3] (HQC) یا ضریب تعدیل شده[4] $(\bar{R}^2)$، تعیین می‌شوند. در این بررسی از معیار شوارز- بیزین (SBC)، برای تعیین بهینه‌ی وقفه‌های مدل استفاده شده است. این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و در نتیجه، تخمین از درجه‌ی آزادی بیش‌تری برخوردار خواهد بود. به منظور تخمین رابطه‌ی بلندمدت، ابتدا می‌بایست وجود رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون شود. در این رابطه، اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچک‌تر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد، لذا برای آزمون هم‌گرایی لازم است آزمون فرضیه‌ی زیر انجام گیرد:

$$H_0 = \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0$$
$$H_1 = \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 < 0 \qquad (۴)$$

کمیت آماره‌ی t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به‌صورت معادله (۵) محاسبه می‌شود.

1- Akaike Information Criterion.
2- Schwarz Bayesian Criterion.
3- Hannan-Quin Criterion.
4- Adjusted R-Square.

Archive of SID
www.SID.ir

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^{m} s\hat{\beta}_i} \qquad (۵)$$

با محاسبه‌ی آماره‌ی t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر[1] در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا عدم وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد. اگر وجود رابطه‌ی پایدار بلندمدت بین متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله‌ی دوم، تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آن‌ها انجام می‌گیرد. الگوی تصحیح خطای متناسب با الگوی ARDL به‌صورت زیر است:

$$\Delta y_1 = -Q(L,\hat{s})ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \theta_i.\Delta x_{it} + \delta'\Delta W_t - \sum_{j=1}^{s'-1} Q^* \Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{\hat{n}i-1} \theta^*_{ij} \Delta x_{t,i-j} + u_t \qquad (۶)$$

که در آن Δy_t، Δx_{it} و ΔW_t، به‌ترتیب نشان‌دهندهٔ مقادیر با وقفه‌ی متغیرهای وابسته، توضیحی و بردار متغیرهای قطعی و ضرایب θ^*_{ij} و Q^*، نشان‌دهندهٔ ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطا هستند.

الگوی تصحیح خطای مزبور، به‌منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به تعادل بلندمدت آن‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. جمله‌ی تصحیح خطا، ECT_{t-1} همان جمله‌ی خطای حاصل از برآورد رابطه‌ی بلندمدت به روش ARDL است که با یک وقفه‌ی زمانی در الگو در نظر گرفته می‌شود و ضرایب الگو منعکس کنندهٔ رابطه‌ی کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل می‌باشد. رابطه یاد شده مانند رابطه‌ی بلندمدت به‌روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده می‌شود. ضریب متغیر ECT_{t-1}، نشان‌دهندهٔ سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. انتظار می‌رود علامت این متغیر، منفی و مقدار آن از منفی یک تا صفر تغییر کند (نوفرستی، ۱۳۷۸).

1- Banerjee, Dolado & Mester.

Archive of SID

www.SID.ir

۳-۲- الگوریتم ژنتیک (GA)

الگوریتم ژنتیک، در سال ۱۹۶۲ توسط جان هلند[1]، همکاران و دانشجویانش در دانشگاه میشیگان امریکا ارائه شد. در الگوریتم ژنتیک ابتدا به یک جمعیت اولیه[2] نیاز است. جمعیت در حقیقت مجموعه‌ای از کروموزوم‌ها با خصوصیات متفاوت می‌باشد. در اینجا نیز، تعدادی کروموزوم را به عنوان جمعیت اولیه در نظر می‌گیریم که در اصل هر کدام نقطه‌ای در فضای جواب‌های مسئله هستند. پس یک جمعیت اولیه معادل یک دسته جواب‌های اولیه در فضای جستجوی جواب‌های مسئله است.

هر جواب اولیه یک کروموزوم، شامل تعدادی ژن است که معرف خصوصیات کروموزوم هستند. هر یک از ژن‌ها نیز یکی از متغیرهای مسئله می‌باشد. حال باید مقدار این متغیرها به گونه‌ای به‌دست آید که جواب مسئله بهینه باشد، یعنی خصوصیات این افراد به گونه‌ای باشد که توانایی آن برای این شرایط مسئله خوب و شایسته باشد. اما این شایستگی چگونه ارزیابی می‌شود ؟ برای این منظور به یک تابع شایستگی نیاز است که میزان شایستگی هر فرد را محاسبه کند. حال یک جمعیت با شایستگی‌های متفاوت وجود دارد. باید والدین از میان آن‌ها[3] به‌گونه‌ای انتخاب[4] شوند تا افرادی مناسب برای تولید نسلی شایسته موجود باشند. سپس از بین والدین انتخاب شده، زوج والدین با هم همبری[5] کرده و فرزندانی[6] تولید می‌کنند، یعنی دو جوابی که برای ازدواج شایسته شناخته و انتخاب شده‌اند، با هم ترکیب شده و جواب‌های جدیدی برای جستجو در فضای جواب‌های مسئله تولید می‌کنند. بدین ترتیب بعد از یک مرحله‌ی اجرای الگوریتم، یک نسل جدید از جمعیت یا همان دسته جواب‌های جدیدی در فضای جواب‌های مسئله تولید می‌شود (باستی[7]، ۲۰۰۰).

1. Holland.
2- Initial Generation.
3- Parents.
4- Selection.
5- Cross Over.
6- Offsprings.
7-Busetti.

Archive of SID
www.SID.ir

۴- برآورد مدل

در مطالعه‌ی فوق لگاریتم تابع تقاضای بلندمدت و کوتاه‌مدت برق مصرفی در بخش صنعت، تابعی از لگاریتم ارزش افزوده‌ی بخش صنعت به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ (میلیارد ریال)، لگاریتم قیمت حقیقی برق در بخش صنعت (کیلووات ساعت- ریال) و لگاریتم قیمت حقیقی گاز طبیعی در بخش صنعت (لیتر- ریال) قرار گرفت.

در تخمین اولیه، لگاریتم قیمت حقیقی گاز طبیعی بی‌معنی شده است، این امر نشان می‌دهد که گاز طبیعی کالای جانشینی برای برق در بخش صنعت به شمار نمی‌رود. یکی از عوامل مؤثر بر کشش قیمتی تقاضا برای یک کالا در هر سطحی از قیمت، وجود و در دسترس بودن کالاهای جانشین برای آن کالاست. اگر کالایی دارای جانشین‌های متعدد و قابل دسترس باشد، آن کالا با کشش‌تر خواهد بود، به‌طوری‌که هرگونه تغییر در قیمت کالا مقدار تقاضا را به شدت تحت تأثیر قرار خواهد داد. اگر کالایی دارای جانشین‌های بسیار نزدیک و کامل باشد، کشش تقاضا برای کالای مورد نظر بی‌نهایت خواهد بود، به گونه‌ای که با کوچک‌ترین تغییر درقیمت کالای مورد نظر، تقاضای کالا به‌شدت تغییر می‌کند. هم‌چنین اگر کالایی اصلاً جانشین نداشته باشد، در آن صورت آن کالا دارای منحنی تقاضای بی‌کشش است و تغییر در قیمت تقاضای کالای مورد نظر را چندان تغییر نخواهد داد. (مهرگان، ۱۳۸۶). حال با توجه به نبود جانشین مناسب برای برق در بخش صنعت، انتظار می‌رود کشش قیمتی پایینی برای برق در بخش صنعت حاصل شود که نتایج برآوردها در قسمت‌های بعدی این مطلب را تأیید می‌کند.

به منظور برآورد رابطه‌ی بلندمدت مصرف برق در بخش صنعت و به روش ARDL، ابتدا لازم است تا متغیرها از نظر پایایی و وجود رابطه‌ی هم‌جمعی بین متغیرهای مستقل و وابسته مورد بررسی قرارگیرند، لذا در اولین مرحله‌ی تخمین مدل، مانایی متغیرهای مدل را مورد آزمون قرار داده‌ایم. برای بررسی آزمون مانایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده کرده‌ایم. نتایج آزمون مانایی متغیرهای الگو به روش دیکی فولر تعمیم یافته در جدول (۱) نشان داده شده است. یافته‌های جداول (۱) نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای موجود در مدل در سطح احتمال ۹۹ درصد انباشته از درجه‌ی یک بوده‌اند.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱- نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (Augmented Dickey-Fuller) درسطح و تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرها

نام متغیر	ADF	مقدار بحرانی در ۹۹ درصد		عرض از مبدأ	روند	نتیجه	درجه‌ی هم‌جمعی
		در ۹۵ درصد	در ۹۹ درصد				
LNconsum	-۳/۱۹	-۳/۵۶	-۴/۲۹	دارد	دارد	ناپایا	-
∂ LNconsum	-۳/۹۱	-۲/۹۶	-۳/۶۶	دارد	ندارد	پایا	I(1)
LNprice	-۳/۹	-۳/۵۸	-۴/۳۲	دارد	دارد	ناپایا	-
∂ LNprice	-۵/۳۵	-۲/۹۶	-۳/۶۶	دارد	ندارد	پایا	I(1)
LNadvalu	-۳/۷۱	-۳/۵۶	-۴/۲۸	دارد	دارد	ناپایا	-
∂ LNadvalu	-۴/۸۹	-۲/۹۶	-۳/۶۶	دارد	ندارد	پایا	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از بررسی مانایی متغیرها، به‌منظور برآورد رابطه‌ی بلندمدت، ابتدا می‌بایست مدل پویای مصرف برق در بخش صنعت برآورد شود، که نتایج این برآورد در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲- نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL(1,0,0)

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره‌ی t
C	-۱/۰۴	۰/۲۷	-۳/۸۴(۰/۰۰۱)
LNconsum(-1)	۰/۸	۰/۰۴۹	۱۶/۴۵(۰/۰۰)***
LNprice	-۰/۰۵	۰/۰۳	-۱/۶۵(۰/۱)*
LNaddval	۰/۲۷	۰/۰۶	۴/۰۸(۰/۰۰)***

* معنی‌داری در سطح ۹۰ درصد *** معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد NS بی‌معنی

مأخذ: یافته‌های تحقیق R-Squared = 0.99

Archive of SID

www.SID.ir

همان‌طورکه جدول (۲) نشان می‌دهد، تمامی متغیرهای مستقل در مدل پویا معنی‌دار بوده‌اند. به‌منظور تعیین تعداد وقفه‌ی بهینه از معیار شوارز- بیزین استفاده شده است. پس از تخمین مدل فوق، جهت بررسی صحت مدل تخمینی، آزمون‌های تشخیص[1] را مورد بررسی قرار داده‌ایم. در جدول (۳)، آماره‌ی LM و احتمال مربوط به آن برای آزمون‌ها نشان داده شده است. با توجه به احتمال به‌دست آمده، فرضیه‌ی صفر آزمون‌ها یعنی عدم وجود خودهمبستگی، فرم تابعی صحیح، توزیع نرمال جملات پسماند و واریانس همسانی پذیرفته خواهد شد.

جدول ۳- آزمون‌های تشخیص

آزمون	آماره‌ی LM	P- value
Serial Correlation	۰/۰۳	۰/۸۵
Functional Form	۳/۵۲	۰/۰۶
Normality	۷/۹	۰/۰۱
Heteroscedasticity	۰/۴۹	۰/۴۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور بررسی وجود رابطه‌ی بلندمدت لازم است که وجود هم‌جمعی بین متغیرهای الگو مورد آزمون قرار گیرد. در این قسمت ابتدا آماره‌ی t (رابطه‌ی (۵))، محاسبه و سپس با کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر، در سطح اطمینان مورد نظر مقایسه شده است. لازمه‌ی تعدیل الگوی پویای برآورد شده به سمت تعادل بلندمدت آن است که مجموع ضرایب مربوط به متغیر، وابسته با وقفه‌ی کوچک‌تر از یک باشد. آمارهٔ t، ۴/۰۸- محاسبه شده، که قدرمطلق آن از قدر مطلق آمارهٔ دولادو و مستر در سطح معنی‌داری ۵ درصد (۳/۶۴-) بیش‌تر بوده است، لذا می‌توان فرضیه‌ی صفر مبنی بر عدم وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین مصرف برق در بخش صنعت و متغیرهای توضیحی را رد کرد.

1- Diagnostic Tests.

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج مربوط به برآورد رابطه‌ی بلندمدت مصرف برق در بخش صنعت در جـدول (۴) نمایش داده شده است. ضریب مربوط به لگاریتم قیمت برق که نشان دهنـده‌ی کشـش قیمتی برق در بخش صنعت و در بلندمدت می‌باشد، برابر ۰/۲۸- بوده است، این امر اولاً نشان می‌دهد برق در بخش صنعت، کالایی بی‌کشش بوده و ثانیاً ده درصـد افـزایش در قیمت برق در بخش صنعت در بلندمدت و با فرض ثابت بودن سـایر عوامـل، منجـر بـه کاهش ۲/۸ درصدی میزان مصرف برق در بخش صنعت خواهد شد. ضـریب مربـوط بـه لگاریتم ارزش افزوده‌ی صنعت، برابر ۱/۵۲ به‌دست آمده است. این امر نشان می‌دهد کـه ده درصد افزایش در ارزش افزوده‌ی صنعت، با فرض ثابت بودن سایر عوامـل، منجـر بـه افزایش ۱۵/۲ درصدی میزان مصرف برق در بخش صنعت خواهد شد.

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد رابطه‌ی بلندمدت

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره‌ی t
C	-۵/۷	۱/۲۵	-۴/۵۶(۰/۰۰)
LNprice	-۰/۲۸	۰/۱۵	-۱/۸۱(۰/۰۸)*
LNaddval	۱/۵۲	۰/۱۴	۱۰/۹۶(۰/۰۰)***

* معنی‌داری در سطح ۹۰ درصد　　*** معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد　　NS بی‌معنی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

وجود هم‌گرایی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای استفاده از مـدل‌هـای تصحیح خطا را فراهم می‌کند. در حقیقت الگـوی تصـحیح خطـا نوسـانات کوتـاه‌مـدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. در نرم‌افزار Microfit 4.1 این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مـرتبط بـا الگـوی ARDL اسـتخراج شـد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه شود (نوفرستی، ۱۳۷۸) به منظـور بررسـی روابط کوتاه‌مدت بین مصـرف بـرق صـنعت و سـایر متغیرهـای مـورد مطالعـه، از مـدل تصحیح خطا استفاده شده، که نتایج آن در جدول(۵) آورده شده است.در جدول زیـر ∂ نشان‌دهنده‌ی تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهاست.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره‌ی t
∂C	-۱/۰۴	۰/۲۷	-۳/۸۴(۰/۰۰)
∂LNprice	-۰/۰۵	۰/۰۳	-۱/۶۵(۰/۱)*
∂ LNaddval	۰/۲۷	۰/۰۶	۴/۰۸(۰/۰۰)***
ecm(-1)	-۰/۱۸	۰/۰۴	-۳/۶۵(۰/۰۰)***

* معنی‌داری در سطح ۹۰ درصد *** معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد NS بی‌معنی

مأخذ: یافته‌های تحقیق R-Squared =0.38 , F= 6.12(0.00)

همان‌گونه‌که در جدول (۵) نشان داده شده، کشش قیمتی برق در کوتاه‌مدت ۰/۰۵- به‌دست آمده، که این امر نشان‌دهنده‌ی تأثیرکم سیاست قیمتی در کوتاه‌مدت می‌باشد به‌طوری‌که ۱۰ درصد افزایش در قیمت برق صنعت در کوتاه‌مدت، تنها منجر به کاهش نیم درصدی در مصرف برق صنعت خواهد شد ضمن آن‌که ضریب مربوطه بی‌کشش بودن برق را در بخش صنعت تأیید می‌کند. در کوتاه‌مدت امکان جانشینی کم‌تری برای کالاها فراهم خواهد بود و مصرف‌کنندگان به‌ازای تغییرات قیمت، با امکان کم‌تری برای جانشینی مواجه خواهند بود و در نتیجه با افزایش قیمت برق، مصرف، تغییرات کم‌تری خواهد داشت و این امر یعنی کشش قیمتی کم‌تر در کوتاه‌مدت نسبت به بلندمدت، که نتایج مدل آن‌را تأیید می‌کند. ضریب مربوط به ارزش افزوده‌ی صنعت در کوتاه‌مدت ۰/۲۷ به‌دست آمده و نشان می‌دهد که اولاً ده درصد افزایش ارزش افزوده‌ی صنعت در کوتاه‌مدت، افزایش ۲/۷ درصدی مصرف برق صنعت را نتیجه می‌دهد و ثانیاً نشان می‌دهد که برق در بخش صنعت و در کوتاه‌مدت کالایی ضروری است. ضریب ecm(-1)، در کوتاه‌مدت ۰/۱۸- به‌دست آمده و با اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار بوده و علامت آن نیز مورد انتظار(منفی) است. این ضریب نشان‌دهندهٔ سرعت تعدیل بی‌تعادلی کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. براساس این ضریب ۱۸ درصد از بی‌تعادلی در یک دوره تعدیل می‌شود.

Archive of SID

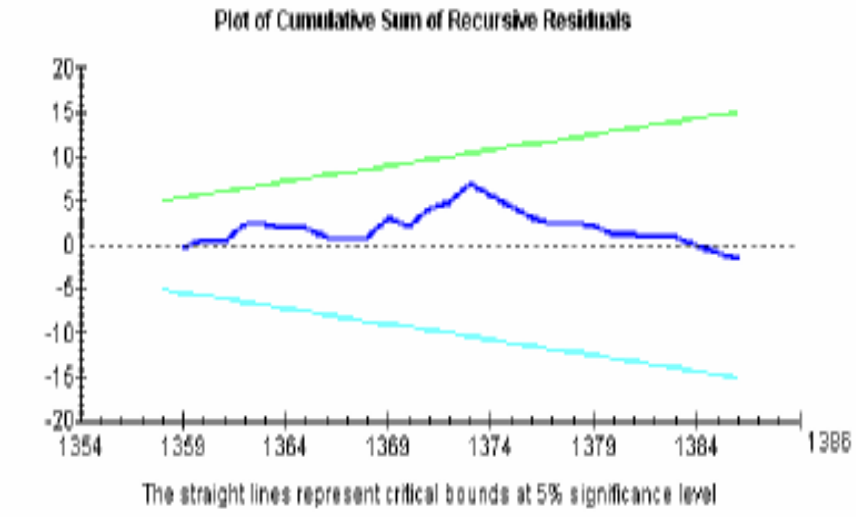
www.SID.ir

۵- ثبات تابع تقاضای برق صنعت

به‌منظور بررسی ثبات ضرایب تابع تقاضای برق صنعت، از آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ استفاده شده است.

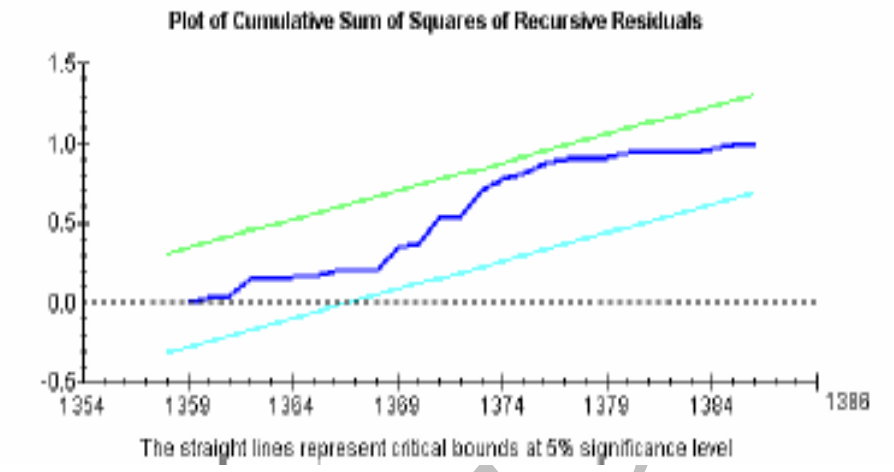
در آزمون CUSUM و CUSUMSQ، فرضیه‌ی صفر، ثبات پارامترها را در سطح معنی‌داری ۵ درصد مورد آزمون قرار می‌دهد. فاصله‌ی اطمینان در این دو آزمون دو خط مستقیم است که سطح اطمینان ۹۵ درصد را نشان می‌دهد. چنان‌چه آماره‌ی آزمون CUSUM و CUSUMSQ در بین این دو خط قرار گیرد، فرضیه‌ی صفر مبنی بر ثبات ضرایب و یا عدم وجود شکست ساختاری، پذیرفته می‌شود و اگر نمودار از فاصله‌ی اطمینان بیرون زده باشد، فرضیه‌ی صفر رد می‌شود و فرضیه‌ی مقابل یعنی عدم ثبات ضرایب یا وجود شکست ساختاری مورد قبول قرار گیرد. (تشکینی، ۱۳۸۴).

آزمون CUSUM و CUSUMSQ برای مصرف برق صنعت بررسی و در شکل‌های (۱) و (۲) نمایش داده شده است. همان‌طورکه نمودارهای مربوطه نشان می‌دهد آماره‌های آزمون فوق در داخل خطوط مستقیم قرار داشته، که این خود به معنی ثبات ضرایب در سطح اطمینان ۵ درصد بوده است.



شکل ۱- آزمون CUSUM برای تابع تقاضای برق در بخش صنعت

www.SID.ir



شکل ۲- آزمون CUSUMSQ برای تابع تقاضای برق بخش صنعت

۶- مدل آزادسازی قیمت برق در بخش صنعت

به منظور تعیین مدل آزاد سازی قیمت برق در بخش صنعت، از توابع تقاضای برآورد شده با تکنیک ARDL استفاده شد و در ادامه دو سناریو، مطرح و هر سناریو با دو فرض بررسی شده است. در سناریوی اول، آزاد سازی قیمت اسمی برق در بخش صنعت در طی سه سال (۹۱-۱۳۸۹) و در سناریوی دوم آزاد سازی قیمت اسمی در طی پنج سال (۹۳-۱۳۸۹) بررسی می‌شود. سناریوی اول، پیشنهاد دولت برای اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و سناریوی دوم پیشنهاد کمیسیون ویژه‌ی بررسی طرح تحول اقتصادی مجلس برای اصلاح قیمت حامل‌های انرژی بوده است.

در فرض اول میزان مصرف، درصورتی که قیمت اسمی برق در بخش صنعت پلکانی یکنواخت افزایش یابد بررسی شده است. در این فرض افزایش یکسان قیمت اسمی را در سناریوها خواهیم داشت و در فرض دوم میزان مصرف، در صورتی که قیمت حقیقی برق در بخش صنعت پلکانی یکنواخت افزایش یابد بهینه‌یابی شده است. در فرض دوم، به‌دلیل آن‌که قیمت حقیقی در طی سال‌های آزادسازی دقیقاً مشخص نیست و آگاهی کاملی از قیمت حقیقی در طی سال‌های آزادسازی وجود ندارد، از بهینه‌یابی استفاده می‌شود، یعنی در اجرای بهینه‌یابی برای فرض دوم کران محدودیت‌ها با در نظر گرفتن افزایش یکنواخت قیمت حقیقی، تعیین شده است، درحالی‌که در فرض اول، قیمت

Archive of SID

www.SID.ir

اسمی برای سال‌های مختلف مشخص بوده و نیازی به بهینه‌یابی نیست. در انتها نیز با مقایسه‌ی نتایج دو فرض، فرض مناسب‌تر در هر سناریو براساس میزان بهینه‌ی مصرف انتخاب و پیشنهاد می‌شود.

۶-۱- سناریوی اول : آزاد سازی در طی ۳ سال

در سناریوی اول آزادسازی را در طی ۳ سال بررسی کرده‌ایم. در این سناریوی قیمت و میزان مصرف برای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱ و تحت دو فرض محاسبه شده است. در فرض اول افزایش یکنواخت قیمت اسمی را در نظر گرفته و نتایج آن در جدول (۶) و شکل (۳) نشان داده شده و در فرض دوم افزایش یکنواخت قیمت حقیقی را در نظر گرفته و نتایج آن در جدول (۷) و شکل (۴) نشان داده شده است.

۶-۱-۱- فرض اول: افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی

در این فرض، قیمت اسمی برق در بخش صنعت و در طی سال‌های سناریوی اول یکسان افزایش خواهد یافت، که بر این اساس قیمت اسمی برای سال‌های ۱۳۸۹، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ به‌ترتیب ۳۶۲/۸۹، ۵۱۹/۹۳ و ۶۷۶/۹۶ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت خواهد بود و با استفاده از تابع پویای برآورد شده در جدول (۲)، میزان مصرف برای سال‌های فوق به‌ترتیب ۵۰۸۷۷/۲، ۴۶۹۵۶/۲ و ۴۴۰۳۱ میلیون کیلووات ساعت به‌دست آمده است. روند قیمت اسمی و میزان مصرف در این فرض به‌ترتیب زیر است:

جدول ۶- نتایج حاصل از آزاد سازی قیمت اسمی برق در بخش صنعت در طی سه سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی

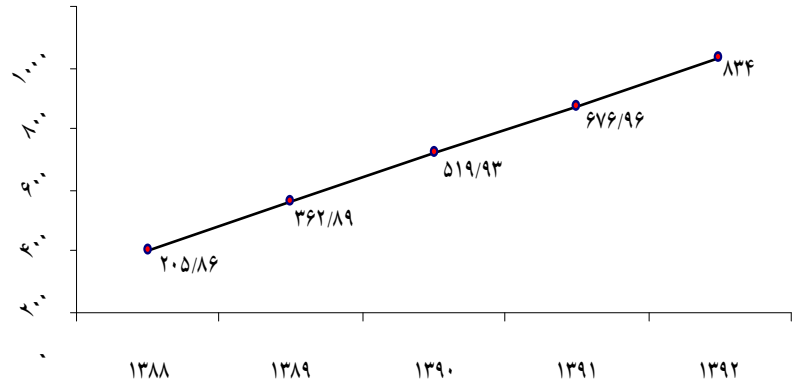
سال	قیمت جاری (ریال / کیلووات ساعت)	میزان مصرف (میلیون کیلووات ساعت)
۱۳۸۹	۳۶۲/۸۹	۵۰۸۷۷/۲
۱۳۹۰	۵۱۹/۹۳	۴۶۹۵۶/۲
۱۳۹۱	۶۷۶/۹۶	۴۴۰۳۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

مصرف کل برق در بخش صنعت و در فرض فوق ۱۴۱۸۶۴/۵۸ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود.



شکل ۷- روند آزاد سازی قیمت برق در بخش صنعت در طی پنج سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی

۶-۱-۲- فرض دوم: افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی

در فرض دوم میزان مصرف در حالتی که قیمت حقیقی برق در بخش صنعت در طی سال‌های سناریو به یک اندازه افزایش یابد، بهینه‌یابی شده است. فرایند بهینه‌یابی به روش الگوریتم ژنتیک و با استفاده از نرم‌افزار MATLAB و تابع هدف و محدودیت‌های زیر به انجام رسیده است. تابع هدف:

$$LnC_{Total} = \sum_{۱۳۸۹}^{۱۳۹۱} LnC_i = LnC_{۱۳۸۹} + LnC_{۱۳۹۰.} + LnC_{۱۳۹۱} \qquad (۱۰)$$

در سناریوی اول (۱۳۹۱-۱۳۸۹) و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی، قیمت حقیقی در بخش صنعت باید از ۹۵/۶ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۸۸، به ۲۳۹/۴۱ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۹۲ آزاد شود، یعنی در طی سناریوی اول قیمت حقیقی باید ۱۴۳/۷۶ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت افزایش یابد، با توجه به عدم آگاهی از قیمت حقیقی در طول سال‌های سناریوی دوم، کران‌هایی

Archive of SID

www.SID.ir

برای قیمت حقیقی در نظر گرفته می‌شود که در این کران‌ها طول کران به میزان ۴۷/۹۲ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت (یکنواخت) افزایش می‌یابد.

با توجه به مطلب فوق، کران‌ها که همان قیود بهینه‌یابی هستند، به‌ترتیب زیرند:

$$۱۹۱/۴۸\langle P_{۱۳۹۱}\langle ۲۳۹/۴۱ \quad ۱۴۳/۵۶\langle P_{۱۳۹۰}\langle ۱۹۱/۴۸ \quad ۹۵/۶۴\langle P_{۱۳۸۹}\langle ۱۴۳/۵۶$$

حال با توجه به فرم لگاریتمی تابع هدف، باید قیود را نیز به‌صورت لگاریتمی تعریف کرد. فرم لگاریتمی قیود به‌صورت زیر است:

$$۵/۲۵\langle LnP_{۱۳۹۱}\langle ۵/۴۷ \quad ۴/۹۶\langle LnP_{۱۳۹۰}\langle ۵/۲۵ \quad ۲/۵۶\langle LnP_{۱۳۸۹}\langle ۴/۹۶$$

با توجه به تابع هدف و قیود بالا، بهینه‌یابی به روش الگوریتم ژنتیک با جمعیت اولیه‌ی ۵۰ و تعداد تکرار ۲۰۰ انجام پذیرفته است. در بهینه‌یابی هدف، حداقل کردن تابع هدف و یا به عبارتی حداقل کردن مصرف در طی سال‌های سیاست‌گذاری (۹۱-۱۳۸۹) با توجه به قیود بوده است. پس از حل مسئله بهینه‌یابی فوق، جواب‌های مسئله، یعنی قیمت اسمی برق در بخش صنعت در سال‌های ۱۳۸۹، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱، به‌ترتیب زیر به‌دست آمده است:

جدول ۷- نتایج حاصل از آزاد سازی قیمت اسمی برق در بخش صنعت در طی سه سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی

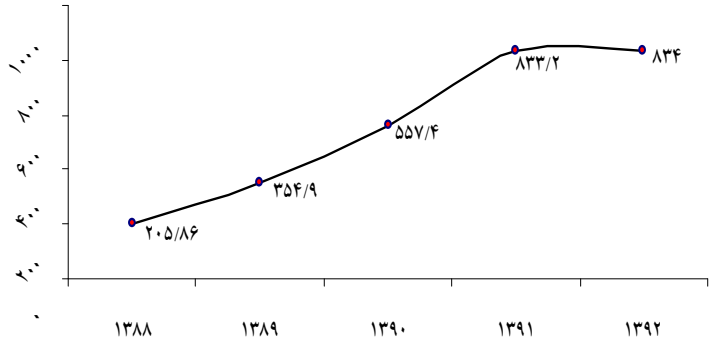
سال	قیمت جاری (ریال / کیلووات ساعت)	میزان مصرف (میلیون کیلووات ساعت)
۱۳۸۹	۳۵۴/۹	۵۰۹۳۵/۹
۱۳۹۰	۵۵۷/۴	۴۶۸۳۰
۱۳۹۱	۸۳۳/۲	۴۳۴۶۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

میزان کل مصرف برق در این فرض ۱۴۱۲۲۹ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود. روند قیمت اسمی برق در بخش صنعت با فرض افزایش یکنواخت قیمت حقیقی در شکل (۴) نشان داده شده است.

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۴- روندآزاد سازی قیمت برق در بخش صنعت در طی سه سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی

۶-۱-۳- نتایج سناریوی اول

- بررسی نتایج دو فرض در سناریوی اول نشان می‌دهد که در صورت اعمال فرض اول یعنی آزاد سازی براساس افزایش یکنواخت قیمت اسمی، میزان کل مصرف در طول فرایند آزادسازی ۱۴۱۸۶۴/۵۸ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود و در صورت اعمال فرض دوم یعنی آزاد سازی براساس افزایش یکنواخت قیمت حقیقی، میزان کل مصرف ۱۴۱۲۲۹میلیون کیلووات ساعت خواهد بود. در نتیجه، فرض دوم به میزان ۶۳۵/۵۸ میلیون کیلووات ساعت کاهش بیش‌تری را در مصرف برق صنعت ایجاد می‌کند که این رقم معادل ۵۳۰۰۷۳/۷ میلیون ریال صرفه جویی بیش‌تر در صنعت برق کشور است. لذا پیشنهاد می‌شود در صورت آزاد سازی قیمت در طول ۳ سال، فرض دوم یعنی افزایش یکنواخت قیمت حقیقی اعمال شود.

- میزان مصرف برق در بخش صنعت تحت سناریوی اول و با فرض افزایش یکنواخت قیمت اسمی و با فرض افزایش یکنواخت قیمت حقیقی و در صورت عدم آزاد سازی قیمت در جدول (۸) و شکل (۵) نشان داده شده است. اطلاعات جدول نشان می‌دهد که در صورت عدم آزادسازی قیمت برق شاهد افزایش میزان مصرف برق در بخش صنعت با متوسط رشد ۶/۴ درصد خواهیم بود، در حالی‌که با آزادسازی قیمت در فرض افزایش یکنواخت قیمت اسمی و قیمت حقیقی، به‌ترتیب شاهد کاهش میزان مصرف برق در بخش صنعت با متوسط رشد ۷/۶- و ۸- درصدی خواهیم بود و این امر نشان می‌دهد که در صورت آزاد سازی قیمت چه براساس فرض افزایش یکنواخت

Archive of SID

www.SID.ir

قیمت اسمی و چه براساس افزایش یکنواخت قیمت حقیقی، میزان مصرف با نرخی بیش‌تر از نرخ افزایش مصرف در حالت عدم آزاد سازی قیمت کاهش می‌یابد.

- نتایج سناریوی اول نشان داده است که در صورت آزاد سازی قیمت برق در بخش صنعت و در هر دو فرض، بیش‌ترین نرخ کاهش در میزان مصرف در سال اول اجرای سیاست رخ داده و در سال‌های بعدی از نرخ کاهش مصرف کاسته شده است، یعنی صنایع مصرف کننده‌ی برق در کشور پس از آزادسازی قیمت برق، در سال اول واکنش بیش‌تری را نسبت به افزایش قیمت از خود نشان می‌دهند و در سال‌های بعدی این واکنش کم‌تر می‌شود.

- میزان کل مصرف در فرض افزایش یکنواخت قیمت اسمی، فرض افزایش یکنواخت قیمت حقیقی و عدم آزادسازی قیمت به‌ترتیب ۱۴۱۸۶۴/۵۸، ۱۴۱۲۲۹ و ۱۹۰۰۳۱/۱ میلیون کیلووات ساعت بوده است. نتایج نشان داده است که در صورت آزادسازی قیمت برق در بخش صنعت تحت فرض بهینه، یعنی فرض افزایش یکنواخت قیمت حقیقی، مصرف برق به میزان ۴۸۸۰۲/۱ میلیون کیلووات ساعت کاهش خواهد یافت، که این رقم معادل ۴۰۷۰۰۹۵۱/۴ میلیون ریال خواهد بود و نشان می‌دهد که در صورت آزادسازی قیمت برق در بخش صنعت، ۴۰۷۰۰۹۵۱/۴ میلیون ریال صرفه جویی در صنعت برق کشور حاصل خواهد شد.

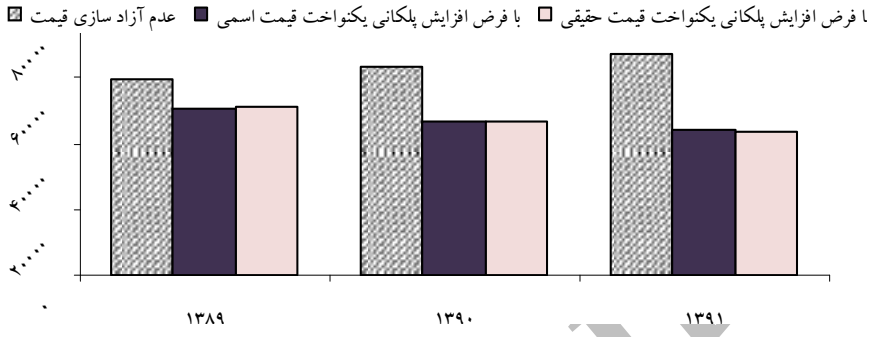
جدول ۸- میزان مصرف برق در بخش صنعت در طی سه سال (میلیون کیلووات ساعت)

	فرض (۱) : افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی		**فرض (۲) : افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی**		**میزان مصرف در صورت عدم آزاد سازی قیمت**	
سال	میزان مصرف	رشد (درصد)	میزان مصرف	رشد (درصد)	میزان مصرف	رشد (درصد)
۱۳۸۹	۵۰۸۷۷/۲	-۸/۹۴	۵۰۹۳۵/۹	-۸/۸۳	۵۹۴۶۳/۱	۶/۴۲
۱۳۹۰	۴۶۹۵۶/۲	-۷/۷	۴۶۸۳۰	-۸/۰۶	۶۳۲۶۷/۶	۶/۳۹
۱۳۹۱	۴۴۰۳۱	-۶/۲۳	۴۳۴۶۳	-۷/۱۹	۶۷۳۰۰/۳	۶/۳۷
مجموع	۱۴۱۸۶۴/۵۸	-	۱۴۱۲۲۹	-	۱۹۰۰۳۱/۱	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۵- میزان مصرف برق در بخش صنعت در طی سه سال

۶-۲- سناریوی دوم: آزاد سازی در طی ۵ سال

در سناریوی دوم آزادسازی در طی ۵ سال بررسی شده است. در این سناریوی قیمت و میزان مصرف برای سال‌های ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ و تحت دو فرض محاسبه می‌شود. نتایج فرض اول در جدول (۹) و شکل (۶) و نتایج فرض دوم در جدول (۱۰) و شکل (۷) نشان داده شده است.

۶-۲-۱- فرض اول: افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی

در فرض فوق، قیمت اسمی برق در بخش صنعت و در طی سال‌های سناریوی دوم یکسان افزایش خواهد یافت. روند قیمت اسمی و میزان مصرف که از مدل پویا استخراج شده، در این فرض در جدول (۹) نشان داده شده است.

جدول ۹- نتایج حاصل از آزاد سازی قیمت اسمی برق صنعت در طی پنج سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی

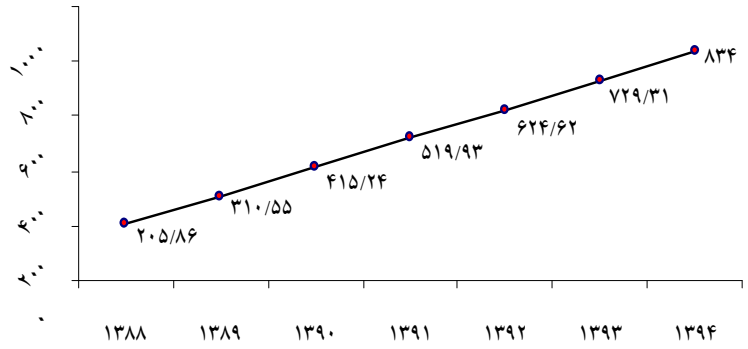
سال	قیمت جاری (ریال / کیلووات ساعت)	میزان مصرف (میلیون کیلووات ساعت)
۱۳۸۹	۳۱۰/۵۵	۵۱۲۹۱
۱۳۹۰	۴۱۵/۲۴	۴۷۸۲۱/۲
۱۳۹۱	۵۱۹/۹۳	۴۵۳۰۴/۳
۱۳۹۲	۶۲۴/۶۲	۴۳۵۷۲/۱
۱۳۹۳	۷۲۹/۳۱	۴۲۴۸۳/۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

میزان کل مصرف برق در این حالت ۲۳۰۴۷۲/۳۷ میلیون کیلـووات سـاعت خواهـد بود.



شکل ۶- روندآزاد سازی قیمت برق در بخش صنعت در طی پنج سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی

۶-۲-۲- فرض دوم: افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی

در سناریوی دوم (۱۳۹۳-۱۳۸۹) بهینه‌یابی الگوریتم ژنتیک با استفاده از تابع هدف و محدودیت‌های زیر انجام شده است.

تابع هدف

$$LnC_{Total} = \sum_{۱۳۸۹}^{۱۳۹۳} LnC_i = LnC_{۱۳۸۹} + LnC_{۱۳۹۰.} + LnC_{۱۳۹۱} + LnC_{۱۳۹۲} + LnC_{۱۳۹۳} \quad (۱۱)$$

در سناریوی دوم، آزاد سازی قیمت طی پنج سال بررسی شده است. در طی فراینـد آزادسازی، قیمت برق در بخش صنعت می‌بایسـت از ۹۵/۶ ریـال بـه‌ازای هـر کیلـووات ساعت در سال ۱۳۸۶ به ۱۷۳/۶۹ ریال به‌ازای هر کیلـووات سـاعت در سـال ۱۳۹۳ آزاد شود، یعنی در طی سناریوی اول قیمت حقیقی باید ۷۸/۰۴ ریـال بـه‌ازای هـر کیلـووات ساعت افزایش یابد و با توجـه بـه عـدم آگـاهی از قیمـت حقیقـی در طـول سـال‌هـای سناریوی دوم، کران‌هایی برای قیمت حقیقی در نظر می‌شود که در این کـران‌هـا طـول

Archive of SID

www.SID.ir

کران به میزان ۱۵/۶ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت (یکنواخت) افزایش می‌یابد. قیود مسئله نیز همانند سناریوی اول تعیین شده است:

$$۹۵/۶ \langle P_{۱۳۸۹} \langle ۱۱۱/۲۵ \quad ،۱۱۱/۲۵ \langle P_{۱۳۹۰} \langle ۱۲۶/۸۶ \quad ۱۲۶/۸۶ \langle P_{۱۳۹۱} \langle ۱۴۲/۴۷$$

$$۱۴۲/۴۷ \langle P_{۱۳۹۲} \langle ۱۵۸/۰۸ \quad ،۱۵۸/۰۸ \langle P_{۱۳۹۳} \langle ۱۷۳/۶۹$$

حال با توجه به فرم لگاریتمی تابع هدف، باید قیود را نیز به‌صورت لگاریتمی تعریف کرد. فرم لگاریتمی قیود به‌صورت زیر است:

$$۴/۵۶ \langle LnP_{۱۳۸۹} \langle ۴/۷۱ \quad ،۴/۷۱ \langle LnP_{۱۳۹۰} \langle ۴/۸۴ \quad ،۴/۸۴ \langle LnP_{۱۳۹۱} \langle ۴/۹۵$$

$$۴/۹۵ \langle LnP_{۱۳۹۲} \langle ۵/۰۶ \quad ،۵/۰۶ \langle LnP_{۱۳۹۳} \langle ۵/۱۵$$

با توجه به تابع هدف و قیود بالا، بهینه‌یابی به روش الگوریتم ژنتیک با جمعیت اولیه‌ی ۵۰ و تعداد تکرار ۲۰۰ انجام پذیرفته است. در بهینه‌یابی، هدف، حداقل تابع هدف و یا به عبارتی کاهش دادن مصرف در طی سال‌های سیاست‌گذاری (۹۳-۱۳۸۹) با توجه به قیود بوده است.پس از حل مسئله‌ی بهینه‌یابی فوق، جواب‌های مسئله، یعنی قیمت اسمی برق در بخش صنعت در سال‌های ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ و میزان مصرف در این سال‌ها به‌ترتیب زیر به‌دست آمده است:

جدول ۱۰- نتایج حاصل از آزاد سازی قیمت اسمی برق صنعت در طی پنج سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی

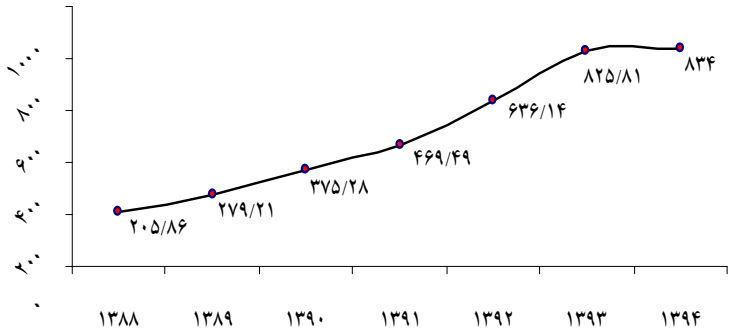
سال	قیمت جاری (ریال / کیلووات ساعت)	میزان مصرف (میلیون کیلووات ساعت)
۱۳۸۹	۲۷۹/۲۱	۵۱۵۷۵/۵
۱۳۹۰	۳۷۵/۲۸	۴۸۲۸۹/۳
۱۳۹۱	۴۶۹/۴۹	۴۵۹۰۶/۱
۱۳۹۲	۶۳۶/۱۴	۴۳۹۹۸/۵
۱۳۹۳	۸۲۵/۸۱	۴۲۵۴۴/۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir

میزان کل مصرف برق در این فرض ۲۳۲۳۱۳/۷۹ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود. روند قیمت اسمی برق در بخش صنعت تحت فرایند آزادسازی در طی پنج سال و با فرض افزایش یکنواخت قیمت حقیقی در شکل (۷) نشان داده شده است.



شکل ۷- روندآزاد سازی قیمت برق در بخش صنعت در طی پنج سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی

۶-۲-۳- نتایج سناریوی دوم

- بررسی نتایج فرضیات نشان می‌دهد که در صورت اعمال فرض اول یعنی آزادسازی براساس افزایش یکنواخت قیمت اسمی، میزان کل مصرف در طول فرایند آزادسازی ۲۳۰۴۷۲/۳۷ میلیون کیلووات ساعت و در صورت اعمال فرض دوم، یعنی آزاد سازی براساس افزایش یکنواخت قیمت حقیقی، میزان کل مصرف ۲۳۲۳۱۳/۷۹ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود. در نتیجه فرض اول به میزان ۱۸۴۱/۴۲ میلیون کیلووات ساعت کاهش بیش‌تری را در مصرف برق صنعت ایجاد می‌نماید که این رقم معادل ۱۵۳۵۷۴۷ میلیون ریال صرفه جویی بیش‌تر در صنعت برق کشور است، لذا پیشنهاد می‌شود در صورت آزاد سازی قیمت در طول ۵ سال، فرض اول یعنی افزایش یکنواخت قیمت اسمی اعمال شود. درصورتی‌که در سناریوی آزادسازی در طول ۳ سال، فرض دوم یعنی افزایش یکنواخت قیمت حقیقی پیشنهاد شده بود.

- میزان مصرف برق در بخش صنعت تحت سناریوی دوم و با فرض افزایش یکنواخت قیمت اسمی و با فرض افزایش یکنواخت قیمت حقیقی و در صورت عدم آزاد سازی قیمت، در جدول (۱۱) و شکل(۸) نشان داده شده است. اطلاعات جدول نشان می‌دهد که در صورت عدم آزاد سازی قیمت برق، متوسط رشد مصرف برق در بخش

Archive of
www.SID.ir

صنعت ۶/۴ درصد خواهد بود، در حالی‌که با آزادسازی قیمت در فرض افزایش یکنواخت قیمت اسمی و قیمت حقیقی، به‌ترتیب شاهد کاهش میزان مصرف برق در بخش صنعت با متوسط رشد ۵/۳- و ۵/۲- درصدی بوده‌ایم و این امر نشان می‌دهد که در صورت آزاد سازی قیمت چه براساس فرض افزایش یکنواخت قیمت اسمی و چه براساس افزایش یکنواخت قیمت حقیقی، میزان مصرف با نرخی بیش‌تر از نرخ افزایش مصرف در حالت عدم آزادسازی قیمت کاهش می‌یابد.

- نتایج سناریوی دوم نشان داده است که در صورت آزاد سازی قیمت برق در بخش صنعت و در هر دو فرض، بیش‌ترین نرخ کاهش در میزان مصرف در سال اول اجرای سیاست رخ داده و در سال‌های بعدی از نرخ کاهش مصرف کاسته شده است، یعنی صنایع مصرف‌کننده‌ی برق در کشور پس از آزادسازی قیمت برق، در سال اول واکنش بیش‌تری را نسبت به افزایش قیمت از خود نشان می‌دهند.

- میزان کل مصرف در فرض افزایش یکنواخت قیمت اسمی، فرض افزایش یکنواخت قیمت حقیقی و عدم آزادسازی قیمت به‌ترتیب ۲۳۰۴۷۲/۳، ۲۳۲۳۱۳/۸ و ۳۳۷۷۱۲/۴ میلیون کیلووات ساعت بوده است. نتایج نشان داده است که در صورت آزادسازی قیمت برق در بخش صنعت تحت فرض بهینه، یعنی افزایش یکنواخت قیمت حقیقی، مصرف برق به میزان ۱۰۷۲۴۰/۱ میلیون کیلووات ساعت کاهش خواهد یافت، که این رقم معادل ۸۹۴۳۸۲۴۳/۴ میلیون ریال صرفه جویی در صنعت برق کشور در طی فرایند آزادسازی خواهد بود.

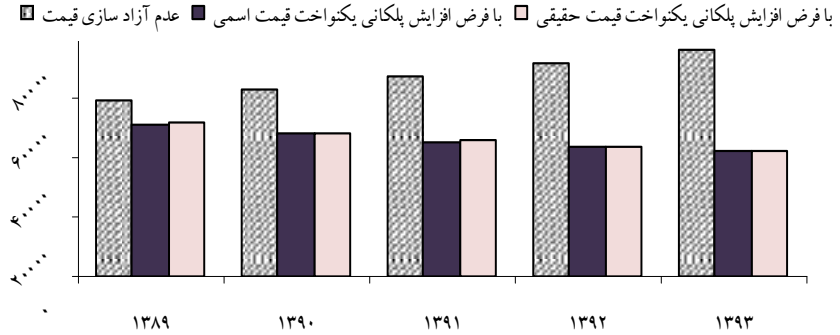
جدول ۱۱- میزان مصرف برق در بخش صنعت در طی پنج سال (میلیون کیلووات ساعت)

	فرض (۱): افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی		فرض (۲): افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی		میزان مصرف در صورت عدم آزاد سازی قیمت	
سال	میزان مصرف	رشد (درصد)	میزان مصرف	رشد (درصد)	میزان مصرف	رشد (درصد)
۱۳۸۹	۵۱۲۹۱	-۸/۲	۵۱۵۷۵/۵	-۷/۶۹	۵۹۴۶۳/۱	۶/۴۲
۱۳۹۰	۴۷۸۲۱/۲	-۶/۷۶	۴۸۲۸۹/۳	-۶/۳۷	۶۳۲۶۷/۶	۶/۳۹
۱۳۹۱	۴۵۳۰۴/۳	-۵/۲۶	۴۵۹۰۶/۱	-۴/۹۳	۶۷۳۰۰/۳	۶/۳۷
۱۳۹۲	۴۳۵۷۲/۱	-۳/۸۲	۴۳۹۹۸/۵	-۴/۱۵	۷۱۵۷۵/۱	۶/۳۵
۱۳۹۳	۴۲۴۸۳/۵	-۲/۴۹	۴۲۵۴۴/۱	-۳/۳	۷۶۱۰۶/۲	۶/۳۳
مجموع	۲۳۰۴۷۲/۳	-	۲۳۲۳۱۳/۸	-	۳۳۷۷۱۲/۴	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۸- میزان مصرف برق در بخش صنعت در طی سه سال

۷- نتیجه گیری و پیشنهادات

با توجه به برآورد مدل بلندمدت و کوتاه‌مدت مصرف برق در بخش صنعت و آزادسازی قیمت برق در بخش صنعت نتایج زیر را می‌توان ارائه کرد:

- کشش قیمتی برق در بخش صنعت در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۰/۰۵- و ۰/۲۸- به‌دست آمده است. این امر نشان می‌دهد که در صورت تغییر قیمت برق در بخش صنعت، تغییرات بسیار کمی در میزان مصرف ایجاد خواهد شد و سیاست قیمتی کارایی لازم را نخواهد داشت، به‌طوری‌که با افزایش صد درصدی قیمت در کوتاه‌مدت تنها ۵ درصد و در بلندمدت ۲۸ درصد از میزان مصرف کاهش می‌یابد. لذا آزادسازی قیمت برق در بخش صنعت و حذف یارانه‌ی آن می‌تواند کارایی سیاست قیمتی را افزایش دهد. ضمن آن‌که آزاد سازی قیمت برق در بخش صنعت می‌تواند از مصرف بی‌رویه و بالای برق در بخش صنعت کشور که نتیجه‌ی قیمت‌گذاری یارانه‌ای آن بوده، جلوگیری کند.

- کشش درآمدی برق در بخش صنعت در کوتاه‌مدت و بلندمدت به‌ترتیب ۰/۲۷ و ۱/۵۲ به‌دست آمده است، که نشان می‌دهد واکنش صنعت گران به افزایش درآمدشان در بلندمدت تأثیر بیش‌تری بر میزان مصرف برق خواهد داشت.

- نتایج نشان می‌دهدکشش قیمتی و درآمدی در بلندمدت بیش‌تر از کوتاه‌مدت بوده، که این امر مطابق نتایج دیگر مطالعات داخلی و خارجی بوده است.

Archive of SID

www.SID.ir

- نتایج آزاد سازی قیمت در سناریوی اول (۹۱-۱۳۸۹) نشان داده که قیمت در طی سال‌های سناریوی فوق باید بر اساس فرض دوم، یعنی افزایش یکنواخت قیمت حقیقی افزایش یابد، زیرا این فرض کاهش بیش‌تری را در میزان مصرف نسبت به فرض اول، یعنی افزایش یکنواخت قیمت اسمی ایجاد می‌کند. بر این اساس در سناریوی آزادسازی قیمت در طی سه سال یعنی سال‌های ۱۳۸۹، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱، قیمت به‌ترتیب ۳۵۴/۹، ۵۵۷/۴ و ۸۳۳/۲ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت و میزان مصرف به‌ترتیب ۵۰۹۳۵/۹، ۴۶۸۳۰ و ۴۳۴۶۳ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود. میزان کل مصرف در این فرض ۱۴۱۲۲۹میلیون کیلووات ساعت خواهد بود، که نسبت به فرض اول ۶۳۵/۵۸ میلیون کیلووات ساعت کاهش بیش‌تری را در مصرف برق صنعت ایجاد می‌کند که این رقم معادل ۵۳۰۰۷۳/۷ میلیون ریال صرفه جویی بیش‌تر در صنعت برق کشور است.

- نتایج آزاد سازی قیمت در سناریوی دوم (۹۳-۱۳۸۹) نشان داده که قیمت در طی سال‌های سناریوی دوم باید بر اساس فرض اول، یعنی افزایش یکنواخت قیمت اسمی افزایش یابد، زیرا این فرض کاهش بیش‌تری را در میزان مصرف نسبت به فرض دوم، یعنی افزایش یکنواخت قیمت حقیقی ایجاد می‌کند. بر این اساس در سناریوی آزادسازی قیمت در طی پنج سال، یعنی سال‌های ۱۳۸۹، ۱۳۹۰، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ قیمت به‌ترتیب ۳۱۰/۵۵، ۴۱۵/۲۴، ۵۱۹/۹۳، ۶۲۴/۶۲، ۷۲۹/۳۱ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت و میزان مصرف به‌ترتیب ۵۱۲۹۱، ۴۷۸۲۱/۲، ۴۵۳۰۴/۳، ۴۳۵۷۲/۱، ۴۲۴۸۳/۵ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود. میزان کل مصرف در سناریوی فوق ۲۳۰۴۷۲/۳ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود، که نسبت به فرض دوم ۱۸۴۱/۴۲ میلیون کیلووات ساعت کاهش بیش‌تری را در مصرف برق صنعت ایجاد می‌کند، که این رقم معادل ۱۵۳۵۷۴۷ میلیون ریال صرفه جویی بیش‌تر در صنعت برق کشور است.

- همان‌طورکه در دو سناریوی بالا نشان داده شده است، فرایند آزاد سازی قیمت برق در بخش صنعت ارتباط نزدیکی را با طول فرایند آزاد سازی، دارد به‌طوری‌که نتایج فرایند آزادسازی با تغییر بازه‌ی سیاست‌گذاری تغییر می‌کند لذا پیشنهاد می‌شود تا برای آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی در طرح تحول اقتصادی، مدت زمان اصلاح قیمت‌ها به‌طور دقیق مشخص شود.

Archive of SID

www.SID.ir

فهرست منابع

آذربایجانی، کریم. شریفی، علیمراد. ساطعی، مهسا. (۱۳۸۵) "برآورد تابع تقاضای انرژی الکتریکی در بخش صنعت کشور (۱۳۸۱-۱۳۴۶)"، مجله‌ی تحقیقات اقتصادی، شماره‌ی ۷۳، خرداد و تیر، ص ۱۶۶-۱۳۳.

تشکینی، احمد (۱۳۸۴) "اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit"، تهران، مؤسسه‌ی فرهنگی هنری دیباگران تهران.

حلافی، حمیدرضا. اقبالی، علی‌رضا (۱۳۸۵) " برآورد توابع تقاضای برق استان خوزستان "، بررسی‌های اقتصادی، شماره‌ی ۵، ص ۶۳- ۸۸.

عسگری، علی(۱۳۸۰) " تخمین تقاضای برق در بخش خانگی و برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی آن"، مجله‌ی برنامه و بودجه، سال ششم، شماره‌ی ۲-۳ پیاپی ۶۳، خرداد و تیر، ص ۱۰۳.

کار گروه طرح تحول اقتصادی دولت، سخنگوی طرح تحول اقتصادی، دکتر فرزین

مهرگان، نادر (۱۳۸۶) "اقتصاد خرد"، همدان، انتشارات نور علم همدان، چاپ دهم، ص ۱۰۰.

نوروزی، حکیمه، سلگی، معصومه (۱۳۸۵) " بررسی اثر سناریوهای مختلف قیمتی بر میزان مصرف بنزین"، فصل‌نامه‌ی مطالعات اقتصاد انرژی، سال سوم، شماره‌ی ۱۱، ص ۸۳-۶۳.

نوفرستی، محمد، (۱۳۷۸) "ریشه‌ی واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی"، تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، ص. ۹۰ – ۱۰۲.

وزارت نیرو، دفتر خصوصی‌سازی برق، محاسبه‌ی قیمت تمام شده‌ی برق.

Abdul Razak F. Al-Faris (2002), “The demand for electricity in the GCC countries ", Energy Policy 30, p.117–124.

Amusa, Hammed, Amusa, Kafayat, Mabugu, Ramos, (ARTICLE IN PRESS), " Aggregate demand for electricity in South Africa: An analysis using the bounds testing approach to cointegration ", Energy Policy.

Archive of SID

www.SID.ir

Atakhanova, Zauresh, Howie, Peter (2007)" Electricity demand in Kazakhstan", Energy Policy 35, p.3729–3743.

Beenstock, Michael, Goldin, Ephraim, Nabot, Dan (1999), "The demand for electricity in Israel", Energy Economics 21_.p.168-183.

Busetti, F. (2000) "Genetic Algorithm Overview".

Dejong, K. (1992) "Genetic Algorithms Are Not Function Optimizers", Proceedings of Workshop on the Foundation of Genetic Algorithms and Classifire Systems, pages 5-18.

Dergiades, Theologos, Tsoulfidis, Lefteris (2008) "Estimating residential demand for electricity in theUnited States, 1965–2006 ", Energy Economics 30, p.2722–2730.

Filippini, Massio, Pachauri, Shonali (2004) "Elasticities of electricity demand in urban Indian households", Energy Policy 32, p.429–436.

Halicioglu, Ferda (2007), "Residential electricity demand dynamics in Turkey", Energy Economics 29, p. 199–210.

Holland, J.H. (1975) "Adaptation in Natural and Artificial System", MIT Press.

Hondroyiannis, George (2004), "Estimating residential demand for electricity in Greece", Energy Economics 26, p.319– 334.

Kamerschen, David R., Porter David V. (2004), "The demand for residential, industrial and total electricity, 1973–1998", Energy Economics 26, p.87–100.

Larsen, Bodil Merethe, Runa Nesbakken (2004), "Household electricity end-use consumption: results from econometric and engineering models ", Energy Economics 26, p.179–200.

Narayan, Paresh Kumar, Smyth, Russell (2005) " The residential demand for electricity in Australia: an application of the bounds testing approach to cointegration ", Energy Policy 33, p.467–474.

Paresh Kumar Narayan, Russell Smyth, Arti Prasad (2007) " Electricity consumption in G7 countries: A panel cointegration analysis of residential demand elasticities ", Energy Policy 35, p.4485–4494.

Pernille Holtedahl, Frederick L. Joutz, (2004) "Residential electricity demand in Taiwan", Energy Economics 26, p.201–224.

Ranjan Kumar Bose, Megha Shukla (1999)," Elasticities of electricity demand in India ", Energy Policy 27, p.137-146.

Archive of SID

www.SID.ir

Silk, Julian I., Joutz, Frederick L. (1997), " Short and long-run elasticities in US residential electricity demand: a co-integration approach “, Energy Economics 19, p.493-513.

Zachariadis, Theodoros, Pashourtidou, Nicoletta (2007), “An empirical analysis of electricity consumption in Cyprus”, Energy Economics 29, p.183–198.

Ziramba, Emmanuel (2008), “The demand for residential electricity in South Africa”, Energy Policy 36, p.3460– 3466.

Archive of SID

www.SID.ir