

فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی / سال ششم / شماره 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

کارشناس ارشد 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 به ترتیب $-0/05$ و $-0/28$ و کشش درآمدی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب $0/27$ و $1/52$ به دست آمده است. در ادامه با استفاده از توابع به دست 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 در سال‌های ۱۳۸۹، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱، قیمت به ترتیب $354/9$ ، $557/4$ و $833/2$ ریال به ازای هر کیلووات ساعت و در سناریوی دوم و در سال‌های ۹۳-۱۳۸۹، قیمت به ترتیب $310/55$ ، $415/24$ ، $519/93$ ، $624/62$ ، $729/31$ ریال به ازای هر کیلووات ساعت خواهد بود.

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

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

حقیقی

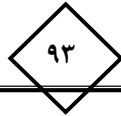
۱- مقدمه

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 خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی ($ARDL^1$) و مدل تصحیح خطا (ECM^2)، انجام پذیرفته است. تخمین مدل‌های مذکور، امکان بررسی وضعیت مصرف و قیمت 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.



بهینه‌یابی را حل کرده‌ایم. فرایند بهینه‌یابی به روش الگوریتم ژنتیک (GA¹) 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^۲ (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.

کومار و همکاران^۱ (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^۲ (۲۰۰۷)، کومار و همکاران (۲۰۰۷)، رازک و همکاران^۳ (۲۰۰۲)، زیرامبا^۴ (۲۰۰۸)، لارسن و همکاران^۵ (۲۰۰۴)، هولتدال و همکاران^۶ (۲۰۰۴)، بین استاک و همکاران^۷ (۱۹۹۹)، اشاره کرد.

۳- معرفی مدل

در مطالعه‌ی فوق دو مدل به کار رفته است. در اولین بخش از الگوی خودرگرسیون 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 به صورت زیر نشان داد:

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

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

$$\theta_t(L, n_t) = \theta_{i_0} + \theta_{i_1} L + \theta_{i_2} L^2 + \dots + \theta_{i_{n_t}} L^{n_t} \quad (3)$$

که در رابطه‌ی فوق، L ، عملگر تأخیر زمانی مرتبه‌ی اول، به‌طوری که $LX_t = X_{t-1}$ ، 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.

گرفته شده در مدل، K ، تعداد متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل، n_1, n_2, \dots, 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 $d = 0, 1, 2, \dots, n_t$ و $s = 0, 1, 2, \dots, d$ و $i = 0, 1, 2, \dots, k$ 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 دوره $(t = d+1, \dots, n)$ تخمین زده می‌شود. در مرحله‌ی بعد وقفه‌های بهینه با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک^۱ (AIC)، شوارز-بیزین^۲ (SBC)، حنان-کوئین^۳ (HQC) یا ضریب تعدیل شده (\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:

$$H_0 = \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 \geq 0 \quad (4)$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 < 0$$

کمیت آماره‌ی t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت معادله (۵) محاسبه

می‌شود.

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

$$t = \frac{\sum_{i=1}^m \widehat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^m s\widehat{\beta}_i} \quad (5)$$

با محاسبه‌ی آماره‌ی t محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بجرجی، دولادو و مستر^۱ 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 به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = -Q(L, \hat{s})ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta x_{it} + \delta' \Delta W_t - \sum_{j=1}^{s'-1} Q^* \Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{\hat{n}i-1} \theta_{ij}^* \Delta x_{t,i-j} + u_t \quad (6)$$

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

الگوی تصحیح خطای مزبور، به منظور 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 منعکس‌کننده‌ی رابطه‌ی کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل می‌باشد. رابطه یاد شده مانند رابطه‌ی بلندمدت به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده می‌شود. ضریب متغیر ECT_{t-1} ، نشان‌دهنده‌ی 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.

۳-۲- الگوریتم ژنتیک (GA)

الگوریتم ژنتیک، در سال ۱۹۶۲ توسط جان هلند^۱، همکاران و دانشجویانش در دانشگاه میشیگان امریکا ارائه شد. در الگوریتم ژنتیک ابتدا به یک جمعیت اولیه^۲ 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 به دست 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^۳ به گونه‌ای انتخاب^۴ شوند تا افرادی مناسب برای تولید نسلی شایسته موجود باشند. سپس از بین والدین انتخاب شده، زوج والدین با هم همبندی^۵ کرده و فرزندان^۶ 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^۷، ۲۰۰۰).

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

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 کالا است. اگر کالایی دارای جانشین‌های متعدد و قابل دسترس باشد، آن کالا با کشش تر خواهد بود، به طوری که 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 در قیمت کالای مورد نظر، تقاضای کالا به شدت 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 قرار گیرند، 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 جدول (۱) نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای موجود در مدل در سطح احتمال ۹۹ درصد انباشته از درجه‌ی یک بوده‌اند.

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

درجه‌ی هم‌جمعی	نتیجه	روند	عرض از مبدأ	مقدار بحرانی در ۹۹ درصد		ADF	نام متغیر
				در ۹۹ درصد	در ۹۵ درصد		
-	ناپایا	دارد	دارد	-۴/۳۹	-۳/۵۶	-۳/۱۹	LNconsum
I(1)	پایا	ندارد	دارد	-۳/۶۶	-۲/۹۶	-۳/۹۱	∂ LNconsum
-	ناپایا	دارد	دارد	-۴/۳۲	-۳/۵۸	-۳/۹	LNprice
I(1)	پایا	ندارد	دارد	-۳/۶۶	-۲/۹۶	-۵/۳۵	∂ LNprice
-	ناپایا	دارد	دارد	-۴/۲۸	-۳/۵۶	-۳/۷۱	LNadvalu
I(1)	پایا	ندارد	دارد	-۳/۶۶	-۲/۹۶	-۴/۸۹	∂ LNadvalu

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از بررسی مانایی متغیرها، به منظور 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)*
LNadvalu	۰/۲۷	۰/۰۶	۴/۰۸(۰/۰۰)***

NS بی‌معنی

*** معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد

* معنی‌داری در سطح ۹۰ درصد

R-Squared = 0.99

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که 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^۱ 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. آماره‌ی t ، $۴/۰۸$ - محاسبه شده، که قدرمطلق آن از قدر مطلق آماره‌ی 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.

نتایج مربوط به برآورد رابطه‌ی بلندمدت مصرف برق در بخش صنعت در جدول (۴) نمایش داده شده است. ضریب مربوط به لگاریتم قیمت برق که نشان دهنده‌ی کشش قیمتی برق در بخش صنعت و در بلندمدت می‌باشد، برابر $0/28$ - بوده است، این امر اولاً نشان می‌دهد برق در بخش صنعت، کالایی بی‌کشش بوده و ثانیاً ده درصد افزایش در قیمت برق در بخش صنعت در بلندمدت و با فرض ثابت بودن سایر عوامل، منجر به کاهش $2/8$ درصدی میزان مصرف برق در بخش صنعت خواهد شد. ضریب مربوط به لگاریتم ارزش افزوده‌ی صنعت، برابر $1/52$ به دست آمده است. این امر نشان می‌دهد که ده درصد افزایش در ارزش افزوده‌ی صنعت، با فرض ثابت بودن سایر عوامل، منجر به افزایش $15/2$ 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 مدل‌های تصحیح خطا را فراهم می‌کند. در حقیقت الگوی تصحیح خطا نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر بلندمدت آن‌ها ارتباط می‌دهد. در نرم‌افزار Microfit 4.1 این امکان وجود دارد که وقتی الگوی تعادلی بلندمدت مرتبط با الگوی ARDL استخراج شد، الگوی تصحیح خطای مرتبط با آن نیز ارائه شود (نوفرستی، ۱۳۷۸) به منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت بین مصرف برق صنعت و سایر متغیرهای مورد مطالعه، از مدل تصحیح خطا استفاده شده، که نتایج آن در جدول (۵) آورده شده است. در جدول زیر $\hat{\theta}$ نشان‌دهنده‌ی تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهاست.

جدول ۵- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
∂C	-۱/۰۴	۰/۲۷	-۳/۸۴(۰/۰۰)
$\partial LNprice$	-۰/۰۵	۰/۰۳	-۱/۶۵(۰/۰۱)*
$\partial LNaddval$	۰/۲۷	۰/۰۶	۴/۰۸(۰/۰۰)***
$ecm(-1)$	-۰/۱۸	۰/۰۴	-۳/۶۵(۰/۰۰)***

* معنی داری در سطح ۹۰ درصد *** معنی داری در سطح ۹۹ درصد NS بی معنی
 مأخذ: یافته‌های تحقیق R-Squared = 0.38 , F = 6.12(0.00)

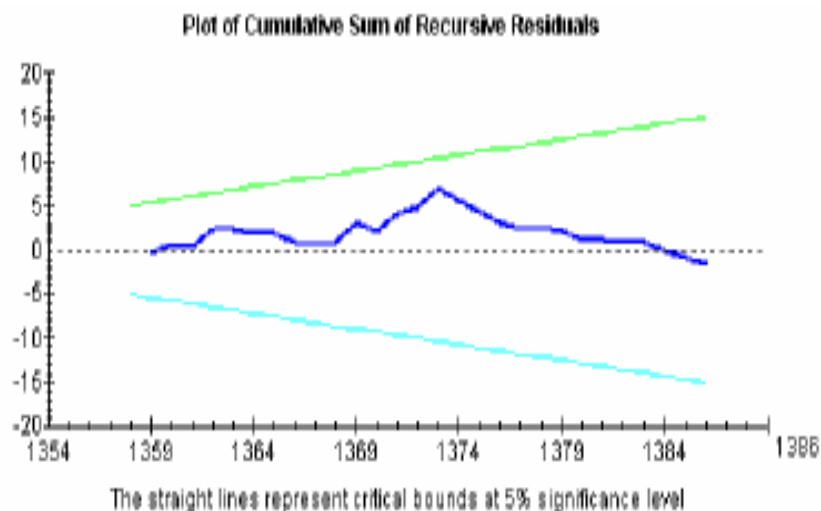
همان گونه که در جدول (۵) نشان داده شده، کشش قیمتی برق در کوتاه مدت $-۰/۰۵$ به دست آمده، که این امر نشان دهنده تأثیر کم سیاست قیمتی در کوتاه مدت می باشد به طوری که ۱۰ درصد افزایش در قیمت برق صنعت در کوتاه مدت، تنها منجر به کاهش نیم درصدی در مصرف برق خواهد شد ضمن آن که ضریب مربوطه بی کشش بودن برق را در بخش صنعت تأیید می کند. در کوتاه مدت امکان جانشینی کم تری برای کالاها فراهم خواهد بود و مصرف کنندگان به ازای تغییرات قیمت، با امکان کم تری برای جانشینی مواجه خواهند بود و در نتیجه با افزایش قیمت برق، مصرف، تغییرات کم تری خواهد داشت و این امر یعنی کشش قیمتی کم تر در کوتاه مدت نسبت به بلندمدت، که نتایج مدل آن را تأیید می کند. ضریب مربوط به ارزش افزوده صنعت در کوتاه مدت $۰/۲۷$ به دست آمده و نشان می دهد که اولاً ده درصد افزایش ارزش افزوده صنعت در کوتاه مدت، افزایش $۲/۷$ درصدی مصرف برق صنعت را نتیجه می دهد و ثانیاً نشان می دهد که برق در بخش صنعت و در کوتاه مدت کالایی ضروری است. ضریب $ecm(-1)$ در کوتاه مدت $-۰/۱۸$ به دست آمده و با اطمینان ۹۹ درصد معنی دار بوده و علامت آن نیز مورد انتظار (منفی) است. این ضریب نشان دهنده سرعت تعدیل بی تعادلی کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت است. براساس این ضریب ۱۸ درصد از بی تعادلی در یک دوره تعدیل می شود.

۵- ثبات تابع تقاضای برق صنعت

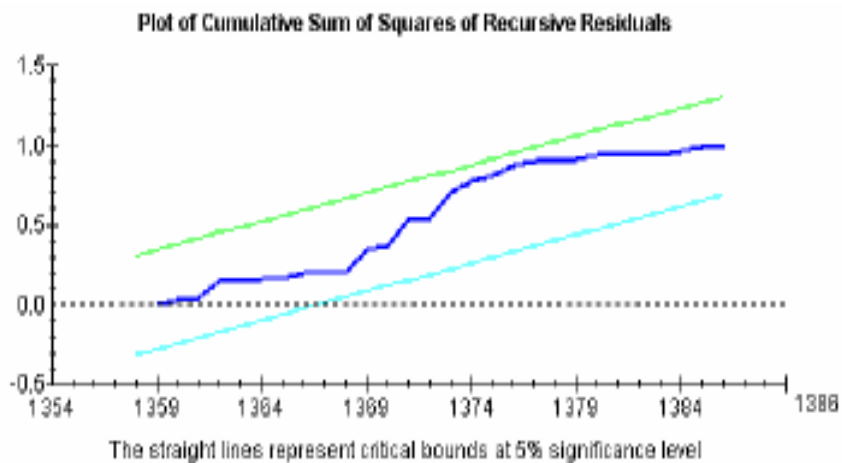
به منظور بررسی ثبات ضرایب تابع تقاضای برق صنعت، از آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ استفاده شده است.

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. همان‌طور که 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



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، در صورتی 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، به دلیل آن که 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، در حالی که در فرض اول، قیمت

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

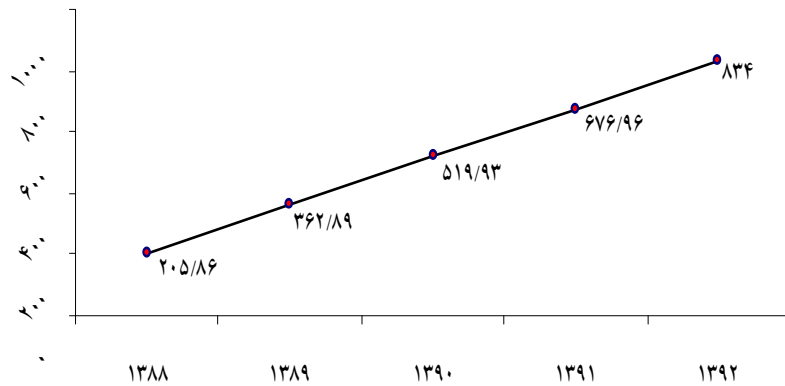
در این فرض، قیمت اسمی برق در بخش صنعت و در طی سال‌های سناریوی اول یکسان افزایش خواهد یافت، که بر این اساس قیمت اسمی برای سال‌های ۱۳۸۹، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ به ترتیب ۳۶۲/۸۹، ۵۱۹/۹۳ و ۶۷۶/۹۶ ریال به ازای هر کیلووات ساعت خواهد بود و با استفاده از تابع پویای برآورد شده در جدول (۲)، میزان مصرف برای سال‌های فوق به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

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:

$$\text{Ln}C_{\text{Total}} = \sum_{1389}^{1391} \text{Ln}C_i = \text{Ln}C_{1389} + \text{Ln}C_{1390} + \text{Ln}C_{1391} \quad (10)$$

در سناریوی اول (۱۳۸۹-۱۳۹۱) 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

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

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

$$191/48 \langle P_{1389} \rangle (239/41 \quad 143/56 \langle P_{1390} \rangle (191/48 \quad 95/64 \langle P_{1391} \rangle (143/56$$

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

$$5/25 \langle \ln P_{1391} \rangle (5/47 \quad 4/96 \langle \ln P_{1390} \rangle (5/25 \quad 2/56 \langle \ln P_{1389} \rangle (4/96$$

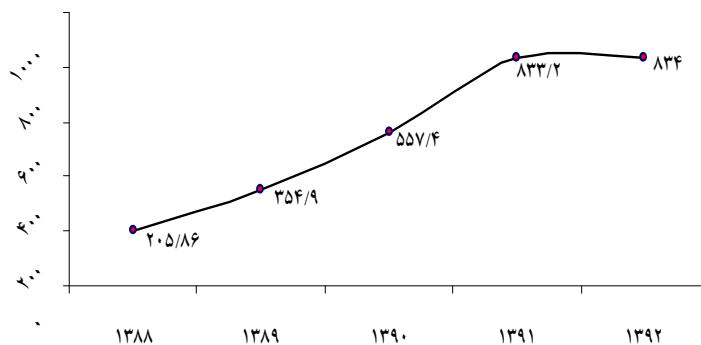
با توجه به تابع هدف و قیود بالا، بهینه‌یابی به روش الگوریتم ژنتیک با جمعیت اولیه‌ی ۵۰ و تعداد تکرار ۲۰۰ انجام پذیرفته است. در بهینه‌یابی هدف، حداقل کردن تابع هدف و یا به عبارتی حداقل کردن مصرف در طی سال‌های سیاست‌گذاری (۹۱-۱۳۸۹) با توجه به قیود بوده است. پس از حل مسئله بهینه‌یابی فوق، جواب‌های مسئله،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



شکل ۴- روند آزاد 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 ۱۴۱۲۲۹ میلیون 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 حالی که با آزادسازی قیمت در فرض افزایش یکنواخت قیمت اسمی و قیمت حقیقی، به ترتیب 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

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

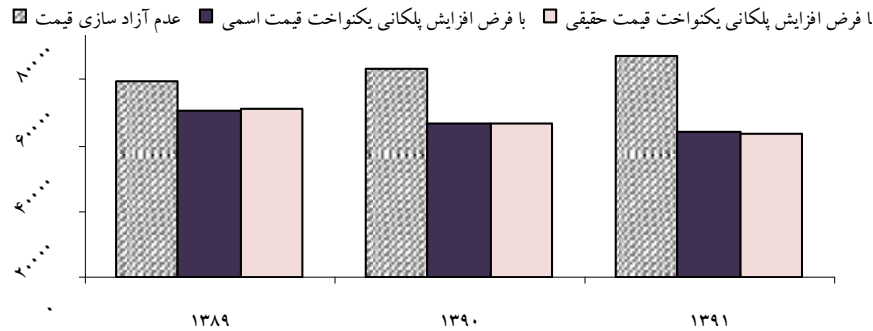
- نتایج سناریوی اول نشان داده است که در صورت آزاد سازی قیمت برق در بخش صنعت و در هر دو فرض، بیش‌ترین نرخ کاهش در میزان مصرف در سال اول اجرای سیاست رخ داده و در سال‌های بعدی از نرخ کاهش مصرف کاسته شده است، یعنی صنایع مصرف کننده‌ی برق در کشور پس از آزادسازی قیمت برق، در سال اول واکنش بیش‌تری را نسبت به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

سال	فرض (۱): افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی		فرض (۲): افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی		میزان مصرف در صورت عدم آزاد سازی قیمت	
	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



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.

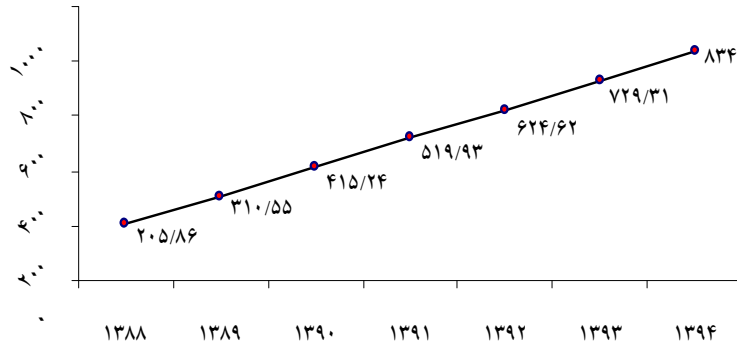
جدول ۹- نتایج حاصل از آزاد سازی قیمت اسمی برق صنعت در طی پنج سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی

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	۴۲۴۸۲/۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

میزان کل مصرف برق در این حالت ۲۳۰۴۷۲/۳۷ میلیون کیلووات ساعت خواهد

بود.



شکل ۶- روند آزاد 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 (۱۳۸۹-۱۳۹۳) بهینه‌یابی الگوریتم ژنتیک با استفاده از تابع هدف و محدودیت‌های زیر انجام شده است.

تابع هدف

$$\begin{aligned} \text{LnC}_{\text{Total}} = \sum_{1389}^{1393} \text{LnC}_i = & \text{LnC}_{1389} + \text{LnC}_{1390} + \text{LnC}_{1391} \\ & + \text{LnC}_{1392} + \text{LnC}_{1393} \end{aligned} \quad (11)$$

در سناریوی دوم، آزاد سازی قیمت طی پنج سال بررسی شده است. در طی فرایند آزاد سازی، قیمت برق در بخش صنعت می‌بایست از ۹۵/۶ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۸۶ به ۱۷۳/۶۹ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۹۳ آزاد شود، یعنی در طی سناریوی اول قیمت حقیقی باید ۷۸/۰۴ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت افزایش یابد و با توجه به عدم آگاهی از قیمت حقیقی در طول سال‌های سناریوی دوم، کران‌هایی برای قیمت حقیقی در نظر می‌شود که در این کران‌ها طول

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

$$۱۲۶/۸۶ \langle P_{1391} \rangle \langle ۱۴۲/۴۷ \quad ۰۱۱۱/۲۵ \langle P_{1390} \rangle \langle ۱۲۶/۸۶ \quad ۰۹۵/۶ \langle P_{1389} \rangle \langle ۱۱۱/۲۵$$

$$۱۵۸/۰۸ \langle P_{1393} \rangle \langle ۱۷۳/۶۹ \quad ۰۱۴۲/۴۷ \langle P_{1392} \rangle \langle ۱۵۸/۰۸$$

حال با توجه به فرم لگاریتمی تابع هدف، باید قیود را نیز به صورت لگاریتمی

تعریف کرد. فرم لگاریتمی قیود به صورت زیر است:

$$۰۴/۸۴ \langle \text{Ln} P_{1391} \rangle \langle ۴/۹۵ \quad ۰۴/۷۱ \langle \text{Ln} P_{1390} \rangle \langle ۴/۸۴ \quad ۰۴/۵۶ \langle \text{Ln} P_{1389} \rangle \langle ۴/۷۱$$

$$۰۵/۰۶ \langle \text{Ln} P_{1393} \rangle \langle ۵/۱۵ \quad ۰۴/۹۵ \langle \text{Ln} P_{1392} \rangle \langle ۵/۰۶$$

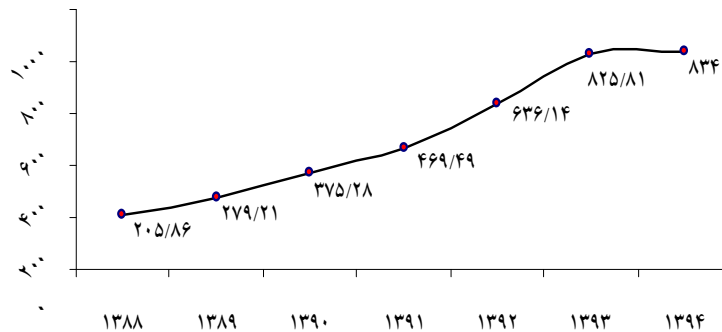
با توجه به تابع هدف و قیود بالا، بهینه‌یابی به روش الگوریتم ژنتیک با جمعیت اولیه‌ی ۵۰ و تعداد تکرار ۲۰۰ انجام پذیرفته است. در بهینه‌یابی، هدف، حداقل تابع هدف و یا به عبارتی کاهش دادن مصرف در طی سال‌های سیاست‌گذاری (۹۳-۱۳۸۹) با توجه به قیود بوده است. پس از حل مسئله‌ی بهینه‌یابی فوق، جواب‌های مسئله، یعنی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

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- روند آزاد 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 بیش تری را در مصرف برق صنعت ایجاد می‌نماید که این رقم معادل ۱۵۳۵۷۴۷ میلیون ریال صرفه جویی بیش تر 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. در صورتی که 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

صنعت ۶/۴ درصد خواهد بود، در حالی که با آزادسازی قیمت در فرض افزایش یکنواخت قیمت اسمی و قیمت حقیقی، به ترتیب 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 نرخى بیش‌تر از نرخ افزایش مصرف در حالت عدم آزادسازی قیمت کاهش می‌یابد.

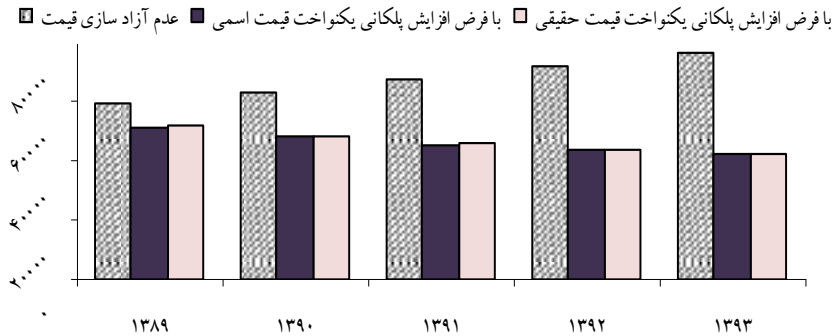
- نتایج سناریوی دوم نشان داده است که در صورت آزاد سازی قیمت برق در بخش صنعت و در هر دو فرض، بیش‌ترین نرخ کاهش در میزان مصرف در سال اول اجرای سیاست رخ داده و در سال‌های بعدی از نرخ کاهش مصرف کاسته شده است، یعنی صنایع مصرف‌کننده‌ی برق در کشور پس از آزادسازی قیمت برق، در سال اول واکنش بیش‌تری را نسبت به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

- میزان کل مصرف در فرض افزایش یکنواخت قیمت اسمی، فرض افزایش یکنواخت قیمت حقیقی و عدم آزادسازی قیمت به ترتیب 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)

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

مأخذ: یافته‌های تحقیق



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 می توان ارائه کرد:

- کشش قیمتی برق در بخش صنعت در کوتاهمدت و بلندمدت به ترتیب $0/05-$ و $0/28-$ به دست آمده است. این امر نشان می دهد 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، به طوری که با افزایش صد درصدی قیمت در کوتاهمدت تنها ۵ درصد و در بلندمدت ۲۸ درصد از میزان مصرف کاهش می یابد. لذا آزادسازی قیمت برق در بخش صنعت و حذف یارانه های آن می تواند کارایی سیاست قیمتی را افزایش دهد. ضمن آن که آزاد سازی قیمت برق در بخش صنعت می تواند از مصرف بی رویه و بالای برق در بخش صنعت کشور که نتیجه ی قیمت گذاری یارانه ای آن بوده، جلوگیری کند.

- کشش درآمدی برق در بخش صنعت در کوتاهمدت و بلندمدت به ترتیب $0/27+$ و $1/52+$ به دست آمده است، که نشان می دهد واکنش صنعت گران به افزایش درآمدشان در بلندمدت تأثیر بیش تری بر میزان مصرف برق خواهد داشت.

- نتایج نشان می دهد کشش قیمتی و درآمدی در بلندمدت بیش تر از کوتاهمدت بوده، که این امر مطابق نتایج دیگر مطالعات داخلی و خارجی بوده است.

- 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 به ترتیب ۳۵۴/۹، ۵۵۷/۴ و ۸۳۳/۲ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت و میزان مصرف به ترتیب ۵۰۹۳۵/۹، ۴۶۸۳۰ و ۴۳۴۶۳ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود. میزان کل مصرف در این فرض ۱۴۱۲۲۹ میلیون 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 به ترتیب ۳۱۰/۵۵، ۴۱۵/۲۴، ۵۱۹/۹۳، ۶۲۴/۶۲، ۷۲۹/۳۱ ریال به‌ازای هر کیلووات ساعت و میزان مصرف به ترتیب 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.

- همان‌طور که 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.

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 ۶۳-۸۳.
- 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.

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.

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

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

Dergiades, Theologos, Tsoulfidis, Lefteris (2008) "Estimating residential demand for electricity in the United 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.

Hondroyannis, 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.

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.