آزاد سازی قیمت برق در بخش کشاورزی

وحید قربانی[۱]، نادر مهرگان[۲]، محمود حقانی[۳]

۱. کارشناس ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه صنعت آب و برق شهید عباسپور

Email:Vahid.ghorbani203@yahoo.com

۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا

۳. استادیار دانشگاه صنعت آب و برق شهید عباسپور

چکیده

مصرف بالای حامل‌های انرژی و خصوصاً برق در بخش کشاورزی یکی از معضلات اقتصادی کشور می‌باشد. یکی از راه‌کارهای کاهش مصرف، آزاد سازی قیمت و حذف یارانه آن می‌باشد .

مطالعه فوق در دو مرحله انجام شده است. در مرحله اول تابع تقاضای برق در بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت در طی سال‌های ۱۳۸۶- ۱۳۵۴ به روش ARDL ، تابعی از قیمت حقیقی برق کشاورزی، ارزش افزوده کشاورزی و متغیر مجازی برای سال‌های خشکسالی ۶۸-۶۷ قرار گرفته است. نتایج مرحله اول نشان داده که کشش قیمتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۱- و ۰/۴۹- و کشش درآمدی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۴۳ و ۲/۰۷ بدست آمده است. در مرحله دوم با استفاده از تابع بدست آمده از مرحله اول، دو سناریو مطرح شده است. در سناریو اول ، آزادسازی در طی سه سال (۱۳۹۱-۱۳۸۹) و در سناریو دوم، آزادسازی در طی پنج سال (۱۳۹۳-۱۳۸۹) بررسی گردیده است. در هر سناریو نیز دو فرض را بررسی نموده‌ایم. در فرض اول میزان مصرف درصورتی که قیمت اسمی برق در بخش کشاورزی یکنواخت افزایش یابد را بررسی و در فرض دوم میزان مصرف را در صورتی که قیمت حقیقی برق در بخش کشاورزی یکنواخت افزایش یابد را بهینه‌یابی نموده‌ایم فرایند بهینه یابی به روش الگوریتم ژنتیک (GA) و با استفاده از نرم‌افزار MATLAB صورت پذیرفته است. نتایج مرحله دوم نشان داده که در سناریو اول و درسال‌های ۱۳۸۹ ، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ قیمت به‌ترتیب ۲۱۰/۷ ، ۴۴۱/۷۲ و ۷۶۷/۸۲ ریال بازای هر کیلووات ساعت و در سناریو دوم و در سال‌های ۱۳۸۹ ، ۱۳۹۰ ، ۱۳۹۱ ، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ قیمت به‌ترتیب ۱۵۶/۴۷ ، ۲۹۱/۹۸ ، ۴۲۷/۴۸ ، ۵۶۲/۹۹ ، ۶۹۸/۴۹ ریال بازای هر کیلووات ساعت خواهد بود.

واژه‌های کلیدی: ARDL ، الگوریتم ژنتیک (GA) ، آزاد سازی قیمت ، قیمت حقیقی

مقدمه

یکی از مسائل مهم دنیای امروزی، ایجاد تعادل بین عرضه و تقاضای حامل‌های انرژی می‌باشد. در این میان انرژی الکتریکی به‌عنوان یکی از مهمترین حامل‌های انرژی مصرفی در بخش کشاورزی و نیز به‌دلیل آن‌که در فرایند تولید سرمایه‌بر و پیچیده‌ی آن از حامل‌های انرژی تجدید ناپذیر استفاده می‌شود، از اهمیت فوق‌العاده‌ای برخوردار می‌باشد لذا مسئله تعادل عرضه و تقاضا در این خصوص بر اهمیت آن می‌افزاید. یکی از روش‌های کنترل مصرف برق در کشور، سیاست آزاد سازی قیمت برق می‌باشد. سیاست حاضر یکی از ابزارهای لازم در جهت کنترل رشد فزاینده مصرف بوده و الگوی مصرف برق در بخش کشاورزی را متناسب با شرایط اقتصادی کشور بهینه می‌سازد. موضوع ذکر شده به‌عنوان یکی از اهداف کلان دولت جمهوری اسلامی ایران در قالب اصل ۴۴ و بحث خصوصی سازی اهمیت فوق‌العاده‌ای یافته است. همچنین نگاهی به طرح تحول اقتصادی کشور نشان می‌دهد که یکی از بخش‌های هفت‌گانه طرح تحول اقتصادی کشور، بحث یارانه‌ها بوده و یکی از برنامه‌های عملیاتی در بخش یارانه‌ها نیز " تدوین روش‌های اصلاح قیمت حامل‌های انرژی و سایر کالاهای یارانه‌ای" می‌باشد.

در این مطالعه و در مرحله اول مدل تقاضای بلندمدت و کوتاه‌مدت برق در بخش کشاورزی تخمین زده شده است. تخمین مدل‌ها به روش الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و مدل تصحیح خطا (ECM) و با استفاده از نرم‌افزار Microfit صورت پذیرفته است. تخمین مدل‌های مذکور امکان بررسی وضعیت مصرف و قمیت برق در بخش کشاورزی را میسر می‌سازد و نیز می‌توان تأثیرات بلندمدت و کوتاه مدت متغیرهای موثر بر تقاضای برق را مورد بررسی قرار داد. در مرحله دوم آزاد سازی قیمت در بخش کشاورزی را مورد بررسی قرار داده‌ایم. فرایند آزاد سازی تحت دو سناریو و در هر سناریو دو فرض بررسی گردیده است. در سناریو اول، آزاد سازی در طی سه سال (۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱) و در سناریو دوم،آزاد سازی در طی پنج سال (۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳) بررسی شده است. سناریو اول پیشنهاد دولت برای اصلاح قیمت حاملهای انرژی و سناریو دوم پیشنهاد کمیسیون ویژه بررسی طرح تحول اقتصادی مجلس برای اصلاح قیمت حاملهای انرژی بوده است. [۹]

در فرض اول میزان مصرف درصورتی که قیمت اسمی برق در بخش کشاورزی یکنواخت افزایش یابد را بررسی و در فرض دوم میزان مصرف را در صورتی که قیمت حقیقی برق در بخش کشاورزی یکنواخت افزایش یابد را بهینه‌یابی نموده‌ایم فرایند بهینه یابی به روش الگوریتم ژنتیک (GA) و با استفاده از نرم‌افزار MATLAB صورت پذیرفته است و نهایتاً در هر سناریو، با مقایسه نتایج دو فرض، فرض مناسب‌تر را براساس میزان مصرف انتخاب و پیشنهاد می‌نماییم. در طی فرایند آزاد سازی ، قیمت اسمی برق در بخش کشاورزی از ۲۰/۹۷ ریال بازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۸۸ (با فرض عدم تغییر قیمت در سال ۱۳۸۸ نسبت به سال ۱۳۸۷) به ۸۳۴ ریال بازای هر کیلووات ساعت رسیده است. [۱۴]

پیشینه نگاشته‌ها

از مطالعات داخلی می‌توان به مطالعه پورآزرم در "برآورد تابع تقاضای برق خانگی استان خوزستان" ، مطالعه حلافی و اقبالی با عنوان " برآورد توابع تقاضای برق استان خوزستان " ، عسگری در مقاله "تخمین تقاضای برق در بخش خانگی و برآورد کشش های قیمتی و درآمدی آن" ، مطالعه جمال‌پور با عنوان " تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی الکتریکی روستایی ومدلسازی آن" و مطالعه صفاری‌پور اصفهانی ، لطفعلی‌پور و لطفی ، محمدی دینانی ، عزیزی نیز نام برد.

از مطالعات خارجی می‌توان به مطالعه هندرویانیس (۲۰۰۴) با عنوان " برآورد تابع تقاضای برق خانگی در یونان" ، مطالعه کمرچان و پورتر (۲۰۰۴) با عنوان " تقاضا برای برق خانگی، صنعتی و کل ، ۱۹۹۸-۱۹۷۳" ، مطالعه سیلک و جوتز (۱۹۹۷) با عنوان " کشش بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضای برق خانگی در ایالات متحده : روش همجمعی" ، مطالعه زیرامبا (۲۰۰۸) با عنوان " تقاضا برای برق خانگی در افریقای جنوبی" ، مطالعه لارسن و نسباکن (۲۰۰۴) با عنوان " مصرف نهایی برق خانگی : با استفاده از مدل اقتصادسنجی و مدل مهندسی" ، مطالعه هولتدال و جوتز (۲۰۰۴) با عنوان " تقاضای برق خانگی درتایوان" ، مطالعه بین استاک، گلدین و نابوت (۱۹۹۹) با عنوان " تقاضای برق در اسراییل" ، بررسی کومار و شوکلا (۱۹۹۹) با عنوان " کشش تقاضای برق در هندوستان" ، بررسی رازک و الفریس (۲۰۰۲) در مطالعه " تقاضای برق در کشورهای GCC" ،مطالعه زاچاریادیس و پاشورتیدو (۲۰۰۷) با عنوان " آنالیز تجربی مصرف برق در قبرس" ، مطالعه آتاخانوا و هوی (۲۰۰۷) با عنوان " تقاضای برق در قزاقستان" و از دیگر مطالعات خارجی نیز می‌توان به مطالعه نارایان و اسمیت (۲۰۰۵) ، هلیکگلو (۲۰۰۷) ، آموسا، آموسا و مابوگو (۲۰۰۹) ، درگیدس و سولفیدیس (۲۰۰۸)، نارایان، اسمیت و پرساد (۲۰۰۷) ، فیلیپینی و پاچوری (۲۰۰۴) را نام برد.

معرفی مدل

در مطالعه فوق از دو مدل استفاده گردیده است. در اولین بخش از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL[1]) و مدل تصحیح خطا (ECM) و در دومین بخش از روش بهینه‌یابی الگوریتم ژنتیک (GA) استفاده شده است.

الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی

پسران و شین(۱۹۹۷) ثابت کردند که اگر بردار هم‌جمعی[۲] حاصل از به‌کارگیری روش حداقل مربعات در یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده که وقفه‌های آن به‌خوبی تصریح شده به‌دست آید، افزون بر اینکه از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است.

فرم کلی الگوی ARDL را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

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

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

$$\theta_t(L,n_t) = \theta_{i0} + \theta_{i1}L + \theta_{i2} + \ldots + \theta_{in_t}L^{n_t}$$

جهت تخمین رابطه بلندمدت ابتدا می‌بایست وجود رابطه 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 فرضیه زیر انجام گیرد:

$$H_0 = \sum_{i=1}^{m} \beta_i - 1 \geq 0$$

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

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به‌صورت زیر محاسبه می‌شود: .[۱۳]

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

الگوریتم ژنتیک(GA)

در الگوریتم ژنتیک هر جواب اولیه یک کروموزوم می‌باشد که شامل تعدادی ژن است که معرف خصوصیات کروموزوم می‌باشند.هر یک از ژن‌ها نیز یکی از متغیرهای مسئله می‌باشد. حال باید مقدار این متغیرها به گونه‌ای بدست 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 از میان آن‌ها والدین به‌گونه‌ای انتخاب شوند تا افرادی شایسته برای تولید نسلی شایسته انتخاب گردند. یعنی از بین جواب‌های اولیه، جواب‌هایی که به جواب بهینه مورد نظر نزدیکتر هستند، شانس بقا بیشتری داشته باشند.پس یک عملگر انتخاب نیز نیاز است. سپس از بین والدین انتخاب شده، زوج والدین با هم همبری کرده و فرزندانی 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. پس عملگر بعدی، عملگر همبری است. در نهایت نیز روی فرزندان جهش ایجاد می‌شود و نسل بعد ساخته می‌شود. توسط این عمل نیز مقادیر بعضی ژن‌ها تغییر یافته و نقاط جدیدی برای

---

1 . Auto-Regressive Distributed Lag
2 . Cointegrated

جستجو در فضای جواب‌های مسئله تولید می‌شود. پس آخرین عملگر، عملگر جهش خواهد شد.بدین ترتیب بعد از یک مرحله اجرای الگوریتم، یک نسل جدید از جمعیت یا همان دسته جواب‌های جدیدی در فضای جواب‌های مسئله تولید می‌شود. [۱۷]

برآورد مدل

در مطالعه فوق ابتدا تابع تقاضای بلندمدت و کوتاه‌مدت برق مصرفی در بخش کشاورزی با استفاده از تابع زیر تخمین زده شده است.

$$LNconsum = f(LNaddval,\ LNprice\ Ele,\ LNprice\ Gasoline) \quad (۸)$$

LNconsum : لگاریتم مصرف برق در بخش کشاورزی (میلیون کیلووات ساعت) ، LNaddval : لگاریتم ارزش افزوده بخش کشاورزی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ (میلیارد ریال) ، LNprice Ele : لگاریتم قیمت حقیقی برق کشاورزی(کیلووات ساعت- ریال) LNprice Gasoline : لگاریتم قیمت حقیقی نفت‌گاز (لیتر- ریال)

در تخمین اولیه تابع فوق، لگاریتم قیمت حقیقی نفت‌گاز بی‌معنی شده است این امر نشان دهنده آن است که برق در بخش کشاورزی کالایی انحصاری بوده که جانشین نزدیک و مناسبی را ندارد. جهت برآورد رابطهٔ بلندمدت مصرف برق در بخش کشاورزی و به روش ARDL ، ابتدا لازم است تا متغیرها از نظر پایایی و وجود رابطهٔ همجمعی بین متغیرهای مستقل و وابسته مورد بررسی قرار گیرند لذا در اولین مرحله تخمین مدل، پایایی متغیرهای مدل را مورد آزمون قرار می‌دهیم. جهت آزمون پایایی متغیرها از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته استفاده نموده‌ایم. نتایج آزمون پایایی 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 همجمع از درجه یک بوده‌اند.

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

نام متغیر	ADF	مقدار بحرانی		عرض از مبدأ	روند	نتیجه	درجه همجمعی
		در۹۵ درصد	در ۹۹ درصد				
LNconsum	-۱/۹۹	-۲/۹۶	-۳/۶۶	دارد	ندارد	ناپایا	-
∂ LNconsum	-٤/٦۳	-۲/۹٦	-۳/٦۷	دارد	ندارد	پایا	I(1)
LNprice	-۰/۲٤	-۲/۹٦	-۳/٦٦	دارد	ندارد	ناپایا	-
∂ LNprice	-٥/٤۳	-۲/۹٦	-۳/٦۷	دارد	ندارد	پایا	I(1)
LNaddval	-۲/۸۸	-۳/٥٦	-٤/۲۸	دارد	دارد	ناپایا	-
∂ LNaddval	-۷/۷۷	-۲/۹٦	-۳/٦۷	دارد	ندارد	پایا	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پس از بررسی درجه همجمعی متغیرها، به‌منظور برآورد رابطه بلندمدت ابتدا می‌بایست مدل پویای مصرف برق در بخش کشاورزی برآورد گردد که نتایج این برآورد در جدول(۲) نشان داده شده است.

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

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
C	-۲/۸۲	۱/۹۸	-۱/٤۳ (۰/۱٦)
LNconsum(-1)	۰/۷۹	۰/۰٦	۹/۳٥(۰/۰۰)***
LNprice	-۰/۱	۰/۰٦	-۱/٦۹(۰/۱) *
LNaddval	۰/٤۳	۰/۲۲	۱/۹٦(۰/۰٥)**
D	۰/۰۹	۰/۰٦	۱/۳۹(۰/۱۷)NS

* معنی‌داری در سطح ۹۰ درصد ** معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد *** معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

R-Squared = 0.99

همان‌طورکه در جدول(۲) مشاهده می‌شود لگاریتم مصرف برق کشاورزی با یک وقفه، و سایر متغیرها بدون وقفه در مدل پویا در نظر گرفته شده‌اند. جهت تعیین تعداد وقفه بهینه از معیار شوارز- بیزین استفاده شده است. متغیرهای موجود در مدل پویا بجز متغیر مجازی معنی‌دار بوده‌اند. متغیر مجازی موجود در مدل مربوط به خشکسالی سال‌های ۶۸-۱۳۶۷ می‌باشد .

لازمهٔ تعدیل الگوی پویای برآورد شده به سمت تعادل بلندمدت آن است که مجموع ضرایب مربوط به متغیر وابسته با وقفه کوچکتر از یک باشد. آمارهٔ t ، ۳/۵- محاسبه شده که قدرمطلق آن از قدر مطلق آمارهٔ دولادو و مستر (۳/۴۵-) در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد بیشتر بوده لذا می‌توان فرضیه صفر را مبنی بر عدم وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین مصرف برق کشاورزی و متغیرهای توضیحی را رد نمود.

نتایج مربوط به برآورد رابطه بلندمدت مصرف برق در بخش کشاورزی در جدول(۳) نمایش داده شده است. با توجه به فرم لگاریتمی متغیرها ضرایب نشان دهنده کشش بوده است. علامت ضرایب حاصله برای متغیرها کاملاً مطابق با تئوری بوده یعنی رابطه بین مصرف و قیمت، منفی و رابطه بین مصرف و ارزش افزوده کشاورزی مثبت بدست آمده است. ضریب مربوط به لگاریتم قیمت برق کشاورزی که نشان دهنده کشش قیمتی مصرف برق کشاورزی در بلندمدت می‌باشد، برابر ۰/۴۹- بوده ، این امر اولاً نشان می‌دهد که برق در بخش کشاورزی کالایی بی‌کشش بوده و ثانیاً ده درصد افزایش در قیمت برق کشاورزی در بلندمدت و با فرض ثابت بودن سایر عوامل منجر به کاهش ۴/۹ درصدی میزان مصرف برق در بخش کشاورزی خواهد شد. ضریب مربوط به لگاریتم ارزش افزوده کشاورزی، برابر ۲/۰۷ بدست آمده است. این امر نشان می‌دهد که ده درصد افزایش در ارزش افزوده کشاورزی، با فرض ثابت بودن سایر عوامل منجر به افزایش ۲۰/۷ درصدی میزان مصرف برق در بخش کشاورزی خواهد شد. ضریب مربوط به متغیر مجازی ۰/۴۳ بدست آمده است که نشان می‌دهد خشکسالی سال‌های ۶۸-۱۳۶۷ منجر به افزایش مصرف برق بخش کشاورزی گشته است.

جدول(۳)- نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
C	-۱۳/۴۹	۷/۱۸	-۱/۸۷ (۰/۰۷)
LNprice	-۰/۴۹	۰/۱۷	-۲/۹۳(۰/۰۷)**
LNaddval	۲/۰۷	۰/۵٦	۳/٦٤ (۰/۰۰)***
D	۰/۴۳	۰/۲٤	۱/۷٦ (۰/۰۹) *

* معنی‌داری در سطح ۹۰ درصد ** معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد *** معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد

به منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت بین مصرف برق کشاورزی و سایر متغیرهای مورد مطالعه، از مدل تصحیح خطا استفاده شده است که نتایج آن در جدول(۴) آورده شده است.در جدول زیر ∂ نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول متغیرهاست.

جدول(٤)- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره t
∂C	-۲/۸۲	۱/۹۸	-۱/۴۳ (۰/۱٦)
∂LNprice	-۰/۱	۰/۰٦	-۱/٦۹ (۰/۱)*
∂ LNaddval	۰/۴۳	۰/۲۲	۱/۹٦ (۰/۰٦)**
D	۰/۰۹	۰/۰٦	۱/۳۹ (۰/۱۷)NS
ecm(-1)	-۰/۲۱	۰/۰۸	-۲/٤۸ (۰/۰۲)**

* معنی‌داری در سطح ۹۰ درصد ** معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد *** معنی‌داری در سطح ۹۹ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

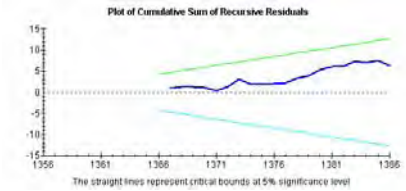
R-Squared =0.25

همان‌گونه که در جدول(۴) نشان داده شده کشش قیمتی برق در کوتاه‌مدت ۰/۱- بدست آمده این امر نشان دهنده تأثیرکم سیاست قیمتی در کوتاه‌مدت می‌باشد بطوریکه ۱۰ درصد افزایش در قیمت برق کشاورزی در کوتاه‌مدت تنها منجر به کاهش یک درصدی در مصرف برق کشاورزی خواهد شد ضمن آنکه ضریب مربوطه بی‌کشش بودن برق را در بخش کشاورزی تأیید می‌نماید.ضریب مربوط به ارزش افزوده کشاورزی در کوتاه‌مدت ۰/۴۳ بدست آمده و نشان می‌دهد که اولاً ده درصد افزایش ارزش افزوده کشاورزی در کوتاه‌مدت، افزایش ۴/۳ درصدی مصرف برق کشاورزی را نتیجه می‌دهد و ثانیاً نشان می‌دهد که برق در بخش کشاورزی و در کوتاه‌مدت کالایی ضروری می‌باشد. ضریب مربوط به متغیر مجازی ۰/۰۹ بدست آمده و بی‌معنی نیز بوده است و نشان می‌دهد که خشکسالی سال‌های ۶۸-۱۳۶۷ در کوتاه‌مدت اثری را بر مصرف برق کشاورزی نداشته است.

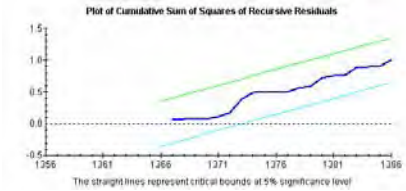
ضریب ecm(-1) در کوتاه‌مدت ۰/۲۱- بدست آمده و با اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و علامت آن نیز مورد انتظار(منفی) است. این ضریب نشان‌دهندهٔ سرعت تعدیل بی‌تعادلی کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. براساس این ضریب ۲۱ درصد از بی‌تعادلی در یک دوره تعدیل می‌گردد.

ثبات تابع تقاضای برق کشاورزی

درآزمون CUSUM و CUSUMSQ فرضیه صفر، ثبات پارامترها را در سطح معنی‌داری ۵ درصد مورد آزمون قرار می‌دهد. فاصله اطمینان در این دو آزمون دو خط مستقیم است که سطح اطمینان ۹۵ درصد را نشان می‌دهد. چنانچه آماره آزمون CUSUM و CUSUMSQ در بین این دو خط قرار گیرند، فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب و یا عدم وجود شکست ساختاری پذیرفته و اگر نمودار از فاصله اطمینان بیرون زده باشد فرضیه صفر رد و فرضیه مقابل یعنی عدم ثبات ضرایب یا وجود شکست ساختاری پذیرفته می‌شود.[۲]. 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 مصرف برق بخش کشاورزی



شکل(۲) - آزمون CUSUMSQ برای مصرف برق بخش کشاورزی

مدل آزاد سازی قیمت برق در بخش کشاورزی

جهت تعیین مدل آزاد سازی قیمت برق در بخش کشاورزی تابع تقاضای برآورد شده با تکنیک ARDL را با استفاده از الگوریتم ژنتیک تحت دو سناریو و هر سناریو را با دو فرض بررسی نموده‌ایم. در سناریو اول، آزاد سازی قیمت اسمی برق در بخش کشاورزی را در طی سه سال (۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱) بررسی و در سناریو دوم آزاد سازی قیمت اسمی را در طی پنج سال (۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳) بررسی نموده‌ایم. سناریو اول پیشنهاد دولت برای اصلاح قیمت حاملهای انرژی و سناریو دوم پیشنهاد کمیسیون ویژه بررسی طرح تحول اقتصادی مجلس برای اصلاح قیمت حاملهای انرژی بوده است. در فرض اول میزان مصرف را درصورتی که قیمت اسمی برق در بخش کشاورزی پلکانی یکنواخت افزایش یابد را بررسی نموده‌ایم در این فرض افزایش یکسان قیمت اسمی را در سناریوها خواهیم داشت و در فرض دوم میزان مصرف را در صورتی که قیمت حقیقی برق در بخش کشاورزی پلکانی یکنواخت افزایش یابد را بهینه‌یابی نموده‌ایم و و نهایتاً در هر سناریو، با مقایسه نتایج دو فرض، فرض مناسب‌تر را براساس میزان بهینه مصرف انتخاب و پیشنهاد نموده‌ایم.

سناریو اول : آزاد سازی در طی ۳ سال

جهت بررسی سناریوهای آزادسازی قیمت در طی ۳ سال (۱۳۹۱-۱۳۸۹) ، از تابع بدست آمده از روش ARDL استفاده گردیده است :

$$LnC = -13.49 - 0.49\,LnP + 2.07\,LnA$$

حال با توجه به تابع فوق دو فرض موجود را مورد بررسی قرار خواهیم داد.

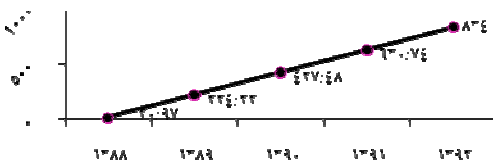
فرض اول : افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی

در صورت افزایش پلکانی یکنواخت ، قیمت اسمی برق در بخش کشاورزی و در طی سال‌های سناریو اول یکسان افزایش خواهد یافت. روند قیمت اسمی و میزان مصرف در این فرض در جدول (۵) و شکل (۳) نشان داده شده است.

جدول(۵)- نتایج حاصل از آزاد سازی قیمت اسمی برق کشاورزی در طی سه سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی

شکل (۳) – روندآزاد سازی قیمت برق در بخش کشاورزی در طی سه سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی

سال	قیمت جاری (ریال / کیلووات ساعت)	میزان مصرف (میلیون کیلووات ساعت)
۳۸۹	۲۲٤/۲۲	۱۲٦٤۷/۷٤
۱۳۹۰	٤۲۷/٤۸	۱۰۵۷۰/۸۵
۱۳۹۱	٦۳۰/۷٤	۹۹۹۷/۸۹



میزان کل مصرف برق در این حالت ۳۳۲۱۶/۴۸ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود.

فرض دوم : افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی

در فرض دوم میزان مصرف را در حالتی که قیمت حقیقی برق در بخش کشاورزی در طی سال‌های سناریو به یک اندازه افزایش یابد را بهینه‌یابی نموده‌ایم.بهینه‌یابی الگوریتم ژنتیک با استفاده از تابع هدف و محدودیت‌های زیر انجام شده است.

تابع هدف :

$$LnC_{Total} = \sum_{1389}^{1391} LnC_i = LnC_{1389} + LnC_{1390} + LnC_{1391}$$

در سناریو اول (۱۳۹۱-۱۳۸۹) و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی ، قیمت حقیقی در بخش کشاورزی باید از ۹/۷ ریال بازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۸۸ به ۲۰۳/۹۱ ریال بازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۹۲ آزاد گردد.

قیود:

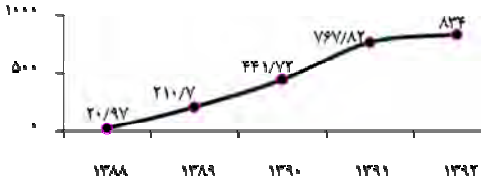
$$5.09\langle LnP_{1391}\langle 5.47 \quad ، \quad 4.45\langle LnP_{1390}\langle 5.09 \quad ، \quad 2.27\langle LnP_{1389}\langle 4.45$$

با توجه به تابع هدف و قیود بالا بهینه‌یابی به روش الگوریتم ژنتیک با جمعیت اولیه ۵۰ و تعداد تکرار ۱۰۰ صورت پذیرفته است. در بهینه‌یابی هدف حداقل نمودن تابع هدف و یا به عبارتی حداقل نمودن مصرف در طی سال‌های سیاست‌گذاری (۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱) با توجه به قیود بوده است.پس از حل مسئله بهینه‌یابی فوق جواب‌های مسئله یعنی قیمت اسمی برق کشاورزی در سال‌های ۱۳۸۹، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ به ترتیب زیر بدست آمده که در جدول (۶) و شکل (۴) نشان داده شده است.

جدول(٦)- نتایج حاصل از آزاد سازی قیمت اسمی برق کشاورزی در طی سه سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی

سال	قیمت جاری (ریال / کیلووات ساعت)	میزان مصرف (میلیون کیلووات ساعت)
۱۳۸۹	۲۱۰/۷	۱۳۰۳۹/۰۸
۱۳۹۰	٤٤۱/۷۲	۱۰٤۰۲/٤۸
۱۳۹۱	۷٦۷/۸۲	۹۰۷۹/۳۸

شکل (٤) – روندآزاد سازی قیمت برق در بخش کشاورزی در طی سه سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی



میزان کل مصرف برق در این حالت ۳۲۵۲۰/۹۶ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود.

نتایج سناریو اول

بررسی نتایج دو فرض در سناریو اول نشان می‌دهد که در صورت اعمال فرض اول یعنی آزاد سازی براساس افزایش یکنواخت قیمت اسمی میزان کل مصرف در طول فرایند آزادسازی ۳۳۲۱۶/۴۸ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود و در صورت اعمال فرض دوم یعنی آزاد سازی براساس افزایش یکنواخت قیمت حقیقی میزان کل مصرف ۳۲۵۲۰/۹۶ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود. در نتیجه فرض دوم به میزان ۶۹۵/۵۲ میلیون کیلووات ساعت کاهش بیشتری را در مصرف برق کشاورزی ایجاد می‌نماید که این رقم معادل ۵۸۰۰۶۹/۴ میلیون ریال صرفه جویی بیشتر در صنعت برق کشور می‌باشد لذا پیشنهاد می‌شود در صورت آزاد سازی قیمت در طول ۳ سال ، فرض دوم یعنی افزایش یکنواخت قیمت حقیقی اعمال گردد.

سناریو دوم : آزاد سازی در طی ۵ سال

جهت بررسی سناریوهای آزادسازی قیمت در طی ۵ سال (۱۳۹۳-۱۳۸۹) ، از همان تابع استفاده شده در سناریو اول، استفاده گردیده است.

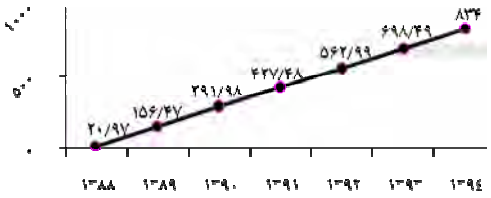
فرض اول : افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی

در صورت افزایش پلکانی یکنواخت ، قیمت اسمی برق در بخش کشاورزی و در طی سال‌های سناریو دوم یکسان افزایش خواهد یافت. روند قیمت اسمی و میزان مصرف در این فرض در جدول (۷) و شکل (۵) نشان داده شده است.

جدول(۷)- نتایج حاصل از آزاد سازی قیمت اسمی برق کشاورزی در طی پنج سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی

سال	قیمت جاری (ریال / کیلووات ساعت)	میزان مصرف (میلیون کیلووات ساعت)
۱۳۸۹	۱۵٦/٤۷	۱۵۰۵۸/۹٤
۱۳۹۰	۲۹۱/۹۸	۱۲۷٤۲/۰۱
۱۳۹۱	٤۲۷/٤۸	۱۲۰۹۷/۱۹
۱۳۹۲	٥٦۲/۹۹	۱۲۱٦٦/۰۷
۱۳۹۳	٦۹۸/٤۹	۱۲٥۰۸/٤٤

شکل (۵) – روندآزاد سازی قیمت برق در بخش کشاورزی در طی پنج سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت اسمی



میزان کل مصرف برق در این حالت ۶۴۵۹۹/۶۷ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود.

فرض دوم : افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی

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

تابع هدف :

$$LnC_{Total} = \sum_{1389}^{1393} LnC_i = LnC_{1389} + LnC_{1390} + LnC_{1391} + LnC_{1392} + LnC_{1393}$$

در سناریو دوم، آزاد سازی قیمت طی پنج سال بررسی گردیده است. در طی فرایند آزادسازی قیمت برق در بخش کشاورزی، قیمت اسمی باید از ۲۰/۹۷ ریال بازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۸۶ به ۸۳۴ ریال بازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۹۳ آزاد گردد و یا اینکه قیمت حقیقی از ۱۴/۳ ریال بازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۸۶ به ۱۷۳/۶۹ ریال بازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۹۳ آزاد گردد. با توجه به آنکه شروع فرایند سیاست‌گذاری سناریو دوم از سال ۱۳۸۹ می‌باشد لذا باید قیمت حقیقی را از ۹/۷ ریال بازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۸۸ به ۱۴۷/۹۴ ریال بازای هر کیلووات ساعت در سال ۱۳۹۴ آزاد کرد. قیود:

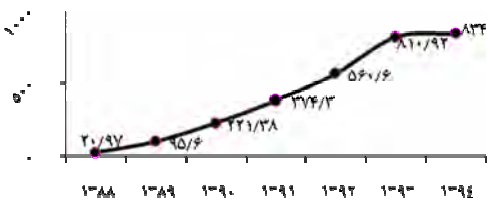
$$4.94\langle LnP_{1393}\langle 5.15 \;،\; 4.68\langle LnP_{1392}\langle 4.94 \;،\; 4.32\langle LnP_{1391}\langle 4.68 \;،\; 3.74\langle LnP_{1390}\langle 4.32 \;،\; 2.27\langle LnP_{1389}\langle 3.74$$

با توجه به تابع هدف و قیود بالا بهینه‌یابی به روش الگوریتم ژنتیک با جمعیت اولیه ۵۰ و تعداد تکرار ۲۰۰ صورت پذیرفته است. در بهینه‌یابی هدف حداقل نمودن تابع هدف و یا به عبارتی حداقل نمودن مصرف در طی سال‌های سیاست‌گذاری (۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳) با توجه به قیود بوده است.پس از حل مسئله بهینه‌یابی فوق جواب‌های مسئله یعنی قیمت اسمی برق کشاورزی در سال‌های ۱۳۸۹ ، ۱۳۹۰ ، ۱۳۹۱، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ و میزان مصرف در جدول (۸) و شکل (۶) نشان داده شده است.

جدول(۸)- نتایج حاصل از آزاد سازی قیمت اسمی برق کشاورزی در طی پنج سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی

سال	قیمت جاری (ریال / کیلووات ساعت)	میزان مصرف (میلیون کیلووات ساعت)
۱۳۸۹	۹٥/٦	۱۹۲۰٤/٥۸
۱۳۹۰	۲۲۱/۳۸	۱٤٥۹۲/۹۲
۱۳۹۱	۳۷٤/۳	۱۲۹۱۰/۸۹
۱۳۹۲	٥٦۰/٦	۱۲۱۹۱/۳۸
۱۳۹۳	۸۱۰/۹۲	۱۱٦۲٦/۳۷

شکل (٦) – روندآزاد سازی قیمت برق در بخش کشاورزی در طی پنج سال و با فرض افزایش پلکانی یکنواخت قیمت حقیقی



میزان کل مصرف برق در این حالت ۷۰۵۲۶/۱۶ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود.

نتایج سناریو دوم

بررسی نتایج فرضیات نشان می‌دهد که در صورت اعمال فرض اول یعنی آزاد سازی براساس افزایش یکنواخت قیمت اسمی میزان کل مصرف در طول فرایند آزادسازی ۶۴۵۹۹/۶۷ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود و در صورت اعمال فرض دوم یعنی آزاد سازی براساس افزایش یکنواخت قیمت حقیقی میزان کل مصرف ۷۰۵۲۶/۱۶ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود. در نتیجه فرض اول به میزان ۵۹۲۶/۴۸ میلیون کیلووات ساعت کاهش بیشتری را در مصرف برق کشاورزی ایجاد می‌نماید که این رقم معادل ۴۹۴۲۶۸۹ میلیون ریال صرفه جویی بیشتر در صنعت برق کشور می‌باشد لذا پیشنهاد می‌شود در صورت آزاد سازی قیمت در طول ۵ سال ، فرض اول یعنی افزایش یکنواخت قیمت اسمی اعمال گردد درصورتیکه در سناریو آزادسازی در طول ۳ سال ، فرض دوم یعنی افزایش یکنواخت قیمت حقیقی پیشنهاد گردیده بود.

نتایج و پیشنهادات

با توجه به برآورد مدل بلندمدت و کوتاه‌مدت مصرف برق در بخش کشاورزی و آزاد سازی قیمت برق در بخش کشاورزی نتایج زیر را می‌توان ارائه نمود:

- کشش قیمتی برق در بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۱- و ۰/۴۹- بدست آمده است. این امر نشان می‌دهد که در صورت تغییر قیمت برق در بخش کشاورزی، 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 ۱۰ درصد و در بلندمدت ۴۹ درصد از میزان مصرف کاهش می‌یابد. لذا آزادسازی قیمت برق در بخش کشاورزی و حذف یارانه آن می‌تواندکارایی سیاست قیمتی را افزایش دهد. ضمن آنکه آزاد سازی قیمت برق در بخش کشاورزی می‌تواند از مصرف بی‌رویه و بالای برق در بخش کشاورزی کشور که نتیجه قیمت‌گذاری یارانه‌ای آن بوده، جلوگیری نماید.

- کشش درآمدی برق در بخش کشاورزی در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۰/۴۳ و ۲/۰۷ بدست آمده است که نشان می‌دهد واکنش کشاورزان 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 و نتیجه قابل توجه دیگر آن که کشش های قیمتی و درآمدی در بلندمدت تقریباً ۴/۹ برابر مقادیرشان در کوتاه‌مدت بوده‌اند.

- نتایج آزاد سازی قیمت در سناریو اول (۱۳۹۱-۱۳۸۹) نشان داده که قیمت در طی سال‌های سناریو اول باید بر اساس فرض دوم یعنی افزایش یکنواخت قیمت حقیقی افزایش یابد. بر این اساس در سناریو آزاد سازی قیمت در طی سه سال یعنی سال‌های ۱۳۸۹ ، ۱۳۹۰ و ۱۳۹۱ قیمت به‌ترتیب ۲۱۰/۷ ، ۴۴۱/۷۲ و ۷۶۷/۸۲ ریال بازای هر کیلووات ساعت خواهد بود. میزان کل مصرف در سناریو فوق ۳۲۵۲۰/۹۶ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود که نسبت به فرض اول ۶۹۵/۵۲ میلیون کیلووات ساعت کاهش بیشتری را در مصرف برق کشاورزی ایجاد می‌نماید که این رقم معادل ۵۸۰۰۶۹/۴ میلیون ریال صرفه جویی بیشتر در صنعت برق کشور می‌باشد.

- نتایج آزاد سازی قیمت در سناریو دوم (۱۳۹۳-۱۳۸۹) نشان داده که قیمت در طی سال‌های سناریو دوم باید بر اساس فرض اول یعنی افزایش یکنواخت قیمت اسمی افزایش یابد. بر این اساس در سناریو آزاد سازی قیمت در طی پنج سال یعنی سال‌های ۱۳۸۹ ، ۱۳۹۰ ، ۱۳۹۱ ، ۱۳۹۲ و ۱۳۹۳ قیمت به‌ترتیب ۱۵۶/۴۷ ، ۲۹۱/۹۸ ، ۴۲۷/۴۸ ، ۵۶۲/۹۹ ، ۶۹۸/۴۹ ریال بازای هر کیلووات ساعت خواهد بود. میزان کل مصرف در سناریو فوق ۶۴۵۹۹/۶۷ میلیون کیلووات ساعت خواهد بود که نسبت به فرض دوم

۵۹۲۶/۴۸ میلیون کیلووات ساعت کاهش بیشتری را در مصرف برق کشاورزی ایجاد می‌نماید که این رقم معادل ۹۴۲۶۸۹ میلیون ریال صرفه جویی بیشتر در صنعت برق کشور می‌باشد.

- همانطور که در دو سناریو بالا نشان داده شده است فرایند آزاد سازی قیمت برق در بخش کشاورزی ارتباط نزدیکی را با طول فرایند آزاد سازی دارد بطوریکه نتایج فرایند آزادسازی با تغییر بازه سیاست‌گذاری تغییر می‌نماید لذا پیشنهاد می‌شود تا جهت آزادسازی قیمت حامل‌های انرژی در طرح تحول اقتصادی مدت زمان اصلاح قیمت‌ها بطور دقیق مشخص گردد.

منابع

۱. پورآزرم، الهام،(۱۳۸۴)"برآورد تابع تقاضای برق خانگی استان خوزستان"، جستارهای اقتصادی، پاییز و زمستان; ۲(۴) ص۱۳۷-۱۸۲

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

۳. حلافی، حمیدرضا، اقبالی، علی‌رضا (۱۳۸۵)" برآورد توابع تقاضای برق استان خوزستان "، بررسی های اقتصادی ، شماره ۵ ، ص ۶۳- ۸۸

۴. جمال‌پور،احمد،(۱۳۸۰)" تجزیه و تحلیل تقاضای انرژی الکتریکی روستایی ومدلسازی آن"، سومین همایش ملی انرژی ایران ، ص . ۵۷-۴۷

۵. صفاری‌پور اصفهانی، مسعود (۱۳۷۶)، " بررسی و پیش‌بینی تقاضای برق در ایران"، مجله برنامه و بودجه ،سال دوم ، شماره ۱۳ و۱۴ . ص ۷۵- ۹۲

۶.صفاری‌پور اصفهانی، مسعود (۱۳۷۸)،" چشم‌انداز تقاضای برق و ظرفیت عملی نیروگاهی مورد نیاز کشور در برنامه سوم توسعه"، مجله برنامه و بودجه، سال چهارم ، شماره ۳۷، ص. ۸۵-۱۱۲

۷. عزیزی، فضل‌اله(۱۳۸۶)" بررسی عوامل مؤثر بر پیش فروش برق خانگی شهر اهواز با استفاده از مدل رگرسیون لجستیک"، فصل‌نامه بررسی‌های اقتصادی، دوره۴ ، شماره ۲ ، تابستان ، ص ۹۸-۸۵

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

۹. کارگروه طرح تحول اقتصادی دولت ، سخنگوی طرح تحول اقتصادی ، دکتر فرزین

۱۰. لطفعلی‌پور،محمدرضا، لطفی،احمد،(۱۳۸۳)" بررسی و برآورد عوامل مؤثر بر تقاضای برق خانگی در استان خراسان"، مجله دانش و توسعه، شماره ۱۵، نیمه دوم سال ، ص ۶۹-۴۷

۱۱. محمدی دینانی، منصور(۱۳۸۰)، " تخمین تابع تقاضای برق خانگی در شهرستان کرمان" ، سومین همایش ملی انرژی ایران. ص ۱۷۰-۱۶۴

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

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

۱۴. وزارت نیرو، دفتر خصوصی سازی برق ، محاسبه قیمت تمام شده برق

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

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

17. Busetti, F. " Genetic Algorithm Overview"

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

28.Paresh Kumar Narayan, Russell Smyth, (2005) " The residential demand for electricity in Australia:an application of the bounds testing approach to cointegration ", Energy Policy 33 , 467–474
29.Paresh Kumar Narayan, Russell Smyth, Arti Prasad (2007) " Electricity consumption in G7 countries: A panel cointegration analysis of residential demand elasticities ", Energy Policy 35 , 4485–4494
30.Pernille Holtedahl, Frederick L. Joutz, (2004) " Residential electricity demand in Taiwan " , Energy Economics 26 ,201–224
31.Ranjan Kumar Bose, Megha Shukla(1999) ," Elasticities of electricity demand in India ", Energy Policy 27 ,137}146
32.Theologos Dergiades , Lefteris Tsoulfidis(2008) " Estimating residential demand for electricity in theUnited States,1965–2006 ", Energy Economics 30 ,2722–2730
33.Theodoros Zachariadis , Nicoletta Pashourtidou(2007) , " An empirical analysis of electricity consumption in Cyprus " , Energy Economics 29 ,183–198
34.Zauresh Atakhanova , Peter Howie, (2007)" Electricity demand in Kazakhstan", Energy Policy 35 ,3729–3743