

برآورد تابع تقاضای برق و پیش بینی آن برای افق چشم‌انداز ۱۴۰۴ ایران و نقش آن در توسعه کشور با توجه به هدفمند شدن یارانه های انرژی

علی چنگی آشتیانی*، مهدی جلولی**

پذیرش: ۱۳۹۱/۳/۲۷

دریافت: ۱۳۹۰/۱۲/۳

چکیده

صنعت برق در جهان بیش از صد سال قدمت دارد. به طور کلی در سرتاسر جهان، این صنعت در حال حرکت به سمت بازارهای رقابتی و فرآیند تجدید ساختار است. صنعت برق در ایران نیز در حال گذار از ساختار انحصار طبیعی به بازارهای رقابتی و ساختار جدیدی است که تولیدکنندگان برای فروش انرژی به رقابت با یکدیگر می پردازند. در چنین شرایطی با توجه به طرح هدفمند نمودن یارانه ها و افزایش قیمت حامل های انرژی، مطالعه وضعیت اقتصادی صنعت برق در ایران از اهمیت ویژه ای برخوردار است. چرا که میتواند نقش مهمی در فرایند توسعه کشور در آینده داشته باشد.

در این مطالعه با استفاده از داده های سری زمانی و تکنیک های همجمعی در اقتصادسنجی، بخصوص مدل های پویای خودتوضیح با وقفه های توزیعی (ARDL) و ساز و کار تصحیح خطا (ECM)، روابط بلندمدت و کوتاه مدت مدل تقاضای انرژی الکتریکی کل کشور برآورد شده است. پس از تخمین توابع تقاضای برق کل کشور، پیش بینی تقاضای برق کل کشور و بخش های فوق صورت پذیرفت. بر اساس نتایج بدست آمده، بی کشش بودن تقاضای برق نسبت به قیمت که در سایر مطالعات در ایران و سایر کشورها بدست آمده بود، در این مطالعه نیز تأیید گردید. نتایج بدست آمده مبین معنی دار بودن کلیه ضرایب در سطح پنج و ده درصد می باشد. میزان تقاضای برق کل کشور در سال ۱۳۸۸، طبق برآوردهای وزارت نیرو رقم ۱۷۶۲۳۰ میلیون کیلووات ساعت را نشان می دهد، که با اجرای طرح هدفمند نمودن یارانه

ها این رقم در سال اول اجرای این سیاست به رقم ۱۷۰۰۶۷ میلیون کیلووات ساعت رسیده است یعنی کاهشی ۳/۵ درصدی در میزان تقاضا بدلیل اجرای سیاست مذکور. در نهایت تقاضای برق کل کشور روندی صعودی را تا سال ۱۴۰۴ طی نموده است و در سال ۱۴۰۴، به ۲۴۰۰۲۰ میلیون کیلووات ساعت رسیده است.

کلمات کلیدی: تقاضای برق، قیمت حامل‌های انرژی، روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، هدفمندی یارانه‌ها.

طبقه‌بندی JEL: Q41, C52, C53, C5.

مقدمه

با توجه به گرایش روزافزون جوامع به استفاده از لوازم الکتریکی در همه جنبه های زندگی، مصرف انرژی الکتریکی به سرعت در حال افزایش است به گونه ای که با وجود تلاش های فراوان کشورها در جهت کاهش مصرف انرژی الکتریکی، بر میزان تقاضا و مصرف آن روز به روز افزوده می شود. از این رو انرژی الکتریکی به عنوان موتور توسعه توانسته نقش قابل توجه در رشد و توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشورها داشته باشد. از آنجا که انرژی الکتریکی کاربردهای بسیار متنوع و گسترده ای به خصوص در بخش صنعت دارد، اگر کشوری بخواهد سرعت رشد اقتصادی خود را افزایش دهد باید بتواند انرژی الکتریکی بیشتری تولید کند یا دست کم مصرف این نوع انرژی را به سوی مصرف بهینه هدایت کند. از این رو افزایش تولید و مصرف انرژی الکتریکی بر رشد و نهایتاً توسعه اقتصادی موثر می باشد.

مدل های اقتصادسنجی تقاضای انرژی، قانونمندی حاکم بر روابط بین متغیرهای مدل را به آینده تسری می دهند. بنابراین، بکارگیری این مدل ها مستلزم وجود ثبات در رفتار مصرف کنندگان انرژی و در دسترس بودن تعداد زیادی مشاهدات تاریخی است. اما مدل های فنی - اقتصادی، اتکای چندانی به سری های زمانی تاریخی ندارند و بیشتر بر جهت گیری ها، سیاست ها و استراتژی های طراحی شده توسط سیاستگذاران بخش انرژی و سایر بخش های اقتصاد متکی می باشد. در ایران سری های زمانی طولانی و با دوره های تناوب کوتاه مدت به اندازه کافی در دسترس نیست. لذا در کشور ایران، عدم نیاز مدل های فنی - اقتصادی به سری زمانی تاریخی، از رجحان های اینگونه مدل ها نسبت به مدل های اقتصادسنجی محسوب می شود بدین منظور برای تخمین تابع تقاضای برق در این مطالعه به سراغ روش خود توضیح با وقفه های توزیعی^۱ (ARDL) می رویم تا ضمن ارائه روابط بلند مدت و کوتاه مدت تابع تقاضای برق، الگوی تصحیح خطا^۲ (ECM) را برای

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

تقاضای این حامل انرژی بدست آوریم، زیرا با الگوی تصحیح خطا می توان نوسانات کوتاه مدت متغیرها به مقادیر تعادلی بلند مدت را ارائه نمود. بعد از تخمین توابع تقاضای برق و ارائه الگوی تصحیح خطا، پیش بینی تقاضای برق تا سال ۱۴۰۴، سال انتهایی سند چشم انداز ۲۰ ساله کشور صورت می گیرد.

سابقه تحقیق

برای تخمین تقاضای برق در دهه‌های اخیر مطالعات فراوانی انجام شده است. شاید مطالعه «هات آکر»^۱ در سال ۱۹۵۱ یکی از اولین مطالعات انجام شده در این زمینه باشد. او به کمک داده‌های مقطعی و استفاده از روش حداقل مربعات نشان داد که کشش قیمتی تقاضای برق اندک و کشش درآمدی تقاضای برق برای خانوارها زیاد است.

«آنگ»^۲ در سال ۱۹۸۸ تابع تقاضای برق را برای چهار کشور جنوب شرق آسیا شامل مالزی، سنگاپور، تایلند و تایوان برآورد کرد و آن را تابعی از تولید ناخالص داخلی سرانه، قیمت و مصرف سرانه برق با یک دوره تاخیر فرض کرد. این تحقیق نشان داد در کشورهایی که درآمد سرانه بالاتری وجود دارد ضریب کشش درآمدی برق کوچکتر است.

در سال ۱۹۹۳ تقاضای برق برای کشورهای شورای همکاری خلیج فارس (بحرین، کویت، عمان، عربستان و امارات متحده عربی) توسط «التونی و محمدیوسف»^۳ انجام شد و به کمک روش حداقل مربعات معمولی نشان داده شد که تقاضای برق نسبت به قیمت آن و درآمد در کوتاه مدت و بلندمدت بی کشش است، دلیل کلی این امر نیز یارانه های پرداختی دولت معرفی شد.

«ال عزیز و هاودان» در سال ۱۹۹۹ تقاضای انرژی کشور اردن را با استفاده از روش مدل سازی تقاضای دینامیک استاک واتسون تخمین زده‌اند، تقاضای انرژی در این مطالعه

1. Huathaker (1951)
2. Ang (1988)
3. Eltony and Mohammad Yousef (1993)

تابعی از قیمت انرژی، تولید ناخالص داخلی، مساحت ساختمان‌ها و متغیرهای مجازی می‌باشد، آنها نتیجه می‌گیرند که کشش درآمدی تقاضای انرژی در اردن کمتر از واحد است. مدل تقاضای برآورد شده به شکل زیر است:

$$\ln(Q) = a + b\ln(P) + c\ln(Y) + d\ln(A) + e\text{Dummy} + U$$

Q: مصرف کل انرژی،

P: قیمت واقعی انرژی،

Y: درآمد واقعی،

A: کل فضای ساخته شده به مترمربع، Dummy: متغیر مجازی برای تضاد و بی ثباتی سیاسی.

«اتستول^۱» در سال ۲۰۰۲ به کمک داده‌های سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۷۰ تقاضای برق خانگی نیروژ را تخمین می‌زند. متغیرهای مستقل در این بخش عبارتند از: قیمت واقعی برق، قیمت واقعی نفت و مخارج مصرفی خانوار. نتایج به دست آمده حاکی از کم کشش بودن تقاضای برق نسبت به قیمت و با کشش بودن آن نسبت به درآمد است.

«لین^۲» در سال ۲۰۰۳ تقاضای برق در جمهوری خلق چین را برآورد نمود، تابع

برآوردی برای سالهای ۲۰۰۱-۱۹۵۲ و به صورت زیر می‌باشد:

$$\ln Q = a + b\ln GDP + c\ln P + d\ln POP + e\ln M + f\ln E$$

Q: تقاضای برق،

GDP: تولید ناخالص داخلی،

P: سطح عمومی قیمت‌ها،

POP: جمعیت،

M: تغییرات ساختاری،

E: کارایی.

1. Ettestol (2002)
2. Lin (2003)

«آتاخانوا»^۱ (۲۰۰۷) به بررسی وضعیت بازار برق در کشور قزاقستان پرداخته و با محاسبه ی کششهای مختلف در تقاضای برق این کشور پیشنهادهای را جهت بهبود وضعیت مصرف داده است. در این مقاله مصرف برق قزاقستان در سه بخش خانگی، صنعتی و کلی محاسبه شده است. در مدل پیشنهاد شده برای بخش خانگی، هزینه‌ی خانوار، تغییر ساختار اقتصادی، قیمت برق و مصرف دوره قبل بعنوان متغیرهای مهم در نظر گرفته شده است. طبق این معادله میزان کششهای قیمتی تقاضا بسیار پایین بوده است. «آمارا ویکراما»^۲ (۲۰۰۸) پس از بررسی کششهای مختلف تقاضا در سریلانکا تقاضا را تا سال ۲۰۲۵ در این کشور پیش بینی کرده است. قیمت برق و گاز و درآمد خانواده‌ها متغیرهای موثر بر مصرف در نظر گرفته شده است.

بیانکو^۳ (۲۰۰۹) با مطالعه داده‌های سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۷۰ به تخمین تابع تقاضای برق ایتالیا پرداخته است. طبق نتایج این تحقیق مقدار درآمد سرانه، قیمت برق در سال مطالعه و همچنین با سه دوره ی تاخیر و نیز میزان مصرف برق با سه دوره تاخیر در این تابع موثراند. در این مقاله مصرف بخش غیر خانگی نیز بوسیله ی متغیرهای قیمت برق برای مصارف غیر خانگی، درآمد کل کشور، متغیر زمان به عنوان نماینده ی بهره‌وری و تکنولوژی و همچنین مصرف برق با سه دوره ی تاخیر برآورد شده است. در این تحقیق کشش قیمتی مصرف به دو صورت کوتاه مدت و بلند مدت محاسبه شده است و بطور کلی کشش درآمدی بیشتر از کشش قیمتی بدست آمده است.

نتایج نشان می‌دهد که کشش درآمدی تقاضای برق نزدیک به ۸۰ درصد و ثابت است و تغییرات ساختاری، قیمت‌های انرژی و متغیرهای موثر همگی منفی و کمتر از یک است. در ایران نیز در این زمینه مطالعاتی انجام شده که برخی از آنها عبارتند از:

1. Atakhanova (2007)
2. Amarawickrama (2008)
3. Bianco (2009)

«فخرایی» در سال ۱۳۷۱ به کمک داده‌های سری زمانی در سال‌های ۱۳۶۸-۱۳۴۷ مدل برق خانگی کشور را برآورد نمود و نتیجه آن بی‌کشش بودن مصرف برق نسبت به قیمت آن بود.

«پژویان» در سال ۱۳۷۹ طی تحقیقی مقدار تقاضای برق کشور را تابعی از قیمت واقعی برق و قیمت انرژی جانشین (متوسط وزنی قیمت نفت سفید، گازوئیل، نفت کوره، گاز مایع و ...) و تولید ناخالص داخلی می‌داند. در این پژوهش کشش قیمتی تقاضای برق کوچکتر از واحد و کشش درآمدی تقاضای برق کشور بزرگتر از واحد بدست آمده است.

«عسگری» در سال ۱۳۸۱ در مطالعه خود تقاضای کل برق را با روش همگرایی طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۷۹ پیش بینی می‌کند. متغیرهای به کار رفته در مطالعه وی عبارتند از: مصرف برق، تولید ناخالص داخلی، متوسط قیمت نفت خام و قیمت برق. پیش بینی در چهار حالت متفاوت انجام می‌شود که شامل پیش بینی توسط روش هم‌گرایی، پیش بینی با توجه به رشد ۳ درصدی (حالت بد بینانه)، رشد ۴ درصدی (محتمل) و رشد ۶ درصدی (خوش بینانه) تولید ناخالص داخلی مطرح شده در برنامه سوم می‌باشد. در این مطالعه جهت بررسی رفتار کوتاه مدت و بلند مدت و بلند مدت مصرف کننده از کشش‌های کوتاه مدت و بلند مدت، تجزیه واریانس، توابع واکنش ضربه ای و معیار پایداری استفاده شده است.

«امینی فرد» در سال ۱۳۸۱ به کمک روش همگرایی یوهانسون-ژوسیلیوس و مدل تصحیح خطا تقاضای برق خانگی را به کمک اطلاعات سری زمانی سال‌های ۷۸-۱۳۴۶ برآورد نموده و نتیجه آن کشش‌های قیمتی، درآمدی و متقاطع تقاضای برق در کشور کوچکتر از یک و کشش تعداد مشترکین نسبت به تقاضای برق بزرگتر از یک به دست آمده است. نتایج حاصل از برآورد بلند مدت نشان می‌دهد که سه رابطه تعادلی بین متغیرهای الگو وجود دارد که فقط یکی از این روابط دارای توجیه اقتصادی می‌باشد. با

توجه به این رابطه در بلند مدت کشش های قیمتی، در آمدی و متقاطع تقاضا کوچکتر از واحد و کشش تعداد مشترکین نسبت به تقاضا بیشتر از واحد می باشد. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا نیز نشان می دهد که در کوتاه مدت رشد متغیرهای قیمت برق، در آمد و قیمت گاز مایع به همراه شاخص های درجه گرمی و برودت هوا تأثیری بر رشد تقاضا نداشته و تنها رشد تعداد مشترکین با دو دوره تأخیر و متغیر مجازی که اثر جنگ را نشان می دهد بر رشد تقاضا موثر بوده است. با توجه به تابع واکنش ضربه ای تعمیم یافته مشخص گردید که اثر شوک در آمدی بر تقاضا بیشتر از شوک قیمتی است.

«صمدی و همکارانش» در سال ۱۳۸۷، به تحلیل تقاضای برق ایران با استفاده از مفهوم همجمعی و مدل ARIMA پرداخته اند، نتایج حاصل از تحقیق، گویای این واقعیت است که واکنش مصرف کنندگان برق در ایران به تغییرات در آمد و قیمت کاملاً محدود است و بنابراین نیاز به طراحی مقررات اقتصادی در بازار برق ایران وجود دارد. همچنین پیش بینی های مربوط به تقاضای برق در آینده نشان می دهد که تقاضای سرانه برق با نرخ رشد سالانه ۴/۴ درصد افزایش می یابد که حاکی از رشد بسیار بالای مصرف برق در ایران می باشد. وجه تمایز این مطالعه نسبت به مطالعات مشابه، برآورد و پیش بینی تقاضای برق کشور با توجه به اجرای هدفمندی یارانه ها می باشد.

مبانی نظری و الگوی تقاضای برق

تقاضا برای انواع حامل های انرژی در بخش های مختلف تولیدی به منزله یک نهاده تولید، بر اساس نظریه اقتصاد خرد از تابع تولید مشتق می شود. برای مثال، تابع تولید یک بنگاه خاص در یک زمان معین به صورت زیر تعریف می شود:

$$Q = F(K, L, M, E_1, E_2, \dots, E_n, T)$$

که در آن K, L, M به ترتیب معرف نهاده های مواد اولیه، کار و سرمایه است و E_i نیز i امین نوع انرژی از جمله انرژی الکتریکی است و T نیز مجموعه ای از عوامل دیگر مانند تغییرات فناوری است. یک بنگاه اقتصادی ترکیب نهاده های لازم را به گونه ای انتخاب

می کند که بنگاه، حداقل هزینه ممکن را برای تولید مقدار مشخصی از محصول داشته باشد. با حداقل کردن تابع هزینه بنگاه، تابع تقاضا برای عوامل تولید بدست می آید. اگر تقاضا برای انرژی الکتریکی به عنوان یک عامل تولید، به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$X_{ei} = X_{ei} (P_k, P_l, P_m, P_i, Q, T)$$

بنابراین، تابع تقاضای انرژی الکتریکی، در زمان t ، تابعی از قیمت انرژی الکتریکی (P_i) و دیگر انرژی های جایگزین، قیمت نهاده های غیرانرژی (P_m, P_l, P_k) و تولید یا ارزش افزوده (Q) است. در این مورد ممکن است از عوامل دیگر مثل تغییرات فناوری (T) نیز استفاده شود. یکی از مدل های پیشنهادی در زمینه تقاضای انرژی الکتریکی مدل باندارانایکه و موناسینگه^۱ (۱۹۸۳) است که در آن سعی شده است مدل کاملی برای تقاضای انرژی الکتریکی پیشنهاد شود و مبنای نظری پژوهش حاضر قرار گرفته است و شکل لگاریتمی آن به صورت زیر ارائه می گردد:

$$\text{LOGE} = \text{LOGK} + \gamma_1 \text{LOGP}_s + \gamma_2 \text{LOGP}_e + \gamma_3 \text{LOGV}_i$$

تبیین و معرفی الگوهای تقاضای برق

ابتدا طبق مبانی نظری اشاره شده در قسمت قبل به معرفی تابع کلی تقاضای برق اشاره می گردد.

الف) تابع کل تقاضای برق

$$\text{LCBA} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LPBA} + \alpha_2 \text{LPE} + \alpha_3 \text{LY} + \alpha_4 \text{LPOPCO} + \varepsilon_t$$

که در آن :

LCBA: لگاریتم مصرف برق کل کشور

LPBA: لگاریتم قیمت برق مصرفی

LPE: لگاریتم شاخص قیمت انرژی (بعنوان متغیر جانشین برای حامل انرژی برق در نظر گرفته شده است).

شاخص قیمت انرژی براساس میانگین وزنی قیمت حامل‌های انرژی و بر حسب رابطه زیر محاسبه شده است:

$$PE = \frac{(PB*CB + PNS* CNS* PNK* CNK + PNG* CNG + PGT* CGT + PGM* CGM)}{(CB + CNS + CNK + CNG + CGT + CGM)}$$

که در آن PE بیانگر شاخص قیمت انرژی و PB، PNS، PNK، PNG، PG، PGM، بترتیب نشان دهنده شاخص قیمت بنزین، نفت سفید، نفت کوره، نفت گاز، گاز طبیعی و گاز مایع می‌باشند و C های موجود در رابطه فوق بیانگر مقادیر مصرف انرژی‌های ذکر شده هستند.

LY: لگاریتم درآمد کشور (تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶)

LPOPCO: لگاریتم تعداد مشترکین برق در کل کشور

α_0 : عرض از مبدا

ε_t : جمله اختلال

آزمون پایایی متغیرها

آزمون پایایی^۱ از الزامات مهم در برآوردهای معادلات اقتصادی با داده‌های سری زمانی محسوب می‌شود. برای شناسایی سری‌های زمانی پایا از ناپایا روش‌های متعددی وجود دارد که مهمترین این روش‌ها آزمون ریشه واحد دیکی - فولر و دیکی - فولر تعمیم یافته^۲ می‌باشد.

با توجه به آنچه که ذکر گردید به بررسی پایایی متغیرهای الگوی پیشنهادی بر اساس آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته می‌پردازیم. همانطور که مشاهده می‌شود فرضیه صفر مبنی بر ریشه واحد داشتن متغیرهای سری زمانی بر اساس آماره آزمون مک کینون در جدول (۱) بررسی شده است.

1. Stationarity

2. Augmented Dickey-Fuller Test

جدول (۱): نتایج آزمون دیکی فولر برای متغیرهای الگوهای تقاضای برق

درجه پایایی	مقادیر بحرانی ADF			آماره مشاهده شده در سطح یا بایکبار تفاضل گیری	فرم تابع	متغیر (در سطح یا با یکبار تفاضل گیری)
	٪۱۰	٪۵	٪۱			
I(0)	-۳/۲۲	-۳/۵۷	-۴/۳۲	-۴/۹۲	با عرض از مبدأ و با روند	LCBA
I(1)	-۲/۶۲	-۲/۹۶	-۳/۶۷	-۴/۴	با عرض از مبدأ و بدون روند	*DLPBA
I(0)	-۲/۵۹	-۲/۹۲	-۳/۵۷	-۶/۸۷	با عرض از مبدأ و بدون روند	LPE
I(1)	-۲/۶۰	-۲/۹۳	-۳/۶۱	-۳/۲۵	با عرض از مبدأ و بدون روند	*DLY
I(0)	-۲/۶۰	-۲/۹۳	-۳/۶۰	-۸/۹۹	با عرض از مبدأ و بدون روند	LPOPCO

* حرف D در اول نام متغیر نشان دهنده ی یکبار تفاضل گیری برای پایا شدن متغیر می باشد.

ماخذ: محاسبات تحقیق

برآورد تابع تقاضای برق و پیش بینی آن

برای تخمین تابع تقاضای برق در این مطالعه به سراغ روش خود توضیح با وقفه های توزیعی^۱ (ARDL) می رویم تا ضمن ارائه روابط بلند مدت و کوتاه مدت تابع تقاضای برق، الگوی تصحیح خطا^۲ (ECM) را برای تقاضای این حامل انرژی بدست آوریم، زیرا با الگوی تصحیح خطا (ECM) می توان نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت ارائه نمود. بعد از تخمین توابع تقاضای برق و ارائه الگوی تصحیح خطا، پیش بینی تقاضای برق تا سال ۱۴۰۴، سال انتهایی سند چشم انداز ۲۰ ساله کشور صورت می گیرد.

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

برآورد مدل‌ها به کمک الگوهای خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و تصحیح خطا (ECM)

برای استفاده از الگوی ARDL و ECM در برآورد مدل‌ها، باید وقفه‌های مناسب برای متغیرهای مدل بر اساس ضابطه شوارتز-بیزین تعیین شود. با استفاده از نرم افزار ماکروفیت نسخه ۴.۱، این کار انجام شده است و نتایج در ادامه آمده‌اند.

جدول (۲): برآورد ضرائب الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی با استفاده از ضابطه شوارتز-

بیزین

متغیرها	ضرایب	مقدار آماره t	خطای استاندارد
LCBA(-1)	-۰/۴۶۵	-۳/۸۴	۰/۱۲۱
LCBA(-2)	-۰/۰۱۶	-۰/۱۳	۰/۱۲۳
LCBA(-3)	۰/۲۰۳	۲/۷۸	۰/۰۷۳
LPBA	۰/۰۳۲	۱/۶۸	۰/۰۱۹
LPBA(-1)	-۰/۰۸۲	-۳/۲۸	۰/۰۲۵
LPBA(-2)	۰/۰۷۸	۲/۷۸	۰/۰۲۸
LPBA(-3)	-۰/۰۷۴	-۳/۰۸	۰/۰۲۴
LPE	۰/۰۱۱	۰/۴۷	۰/۰۲۳
LPE(-1)	-۰/۰۱۲	-۰/۵۴	۰/۰۲۲
LPE(-2)	۰/۰۵۵	۳/۴۳	۰/۰۱۶
LY	۰/۲۶۱	۶/۵۲	۰/۰۴
LY(-1)	-۰/۰۱۱	-۰/۱۳	۰/۰۸۴
LY(-2)	-۰/۱۳۷	-۲/۰۱	۰/۰۶۸
LPOPCO	۰/۳۳۲	۳/۷۳	۰/۰۸۹
عرض از مبدا	-۳/۲۶	-۳/۱	۱/۰۵۱
R-Squared	۰/۹۹		
D.W	۲/۶		

ماخذ: محاسبات تحقیق

الف) تابع کل تقاضای برق

حال بعد از تعیین وقفه های مناسب بر اساس ضابطه شوارتز- بیزین و بررسی زائد نبودن متغیرهای مدل، برای اطمینان از وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای مدل و کاذب نبودن معادله برآوردی، به بررسی رابطه همجمعی بین متغیرهای مدل می پردازیم. کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می شود:

$$\frac{\sum_{i=1}^p \hat{S}_i^{-1}}{\sum_{i=1}^p \hat{S}_i} = \frac{\hat{S}_1^{-1}}{\hat{S}_1} = \frac{(-0.465 - 0.016 + 0.203) - 1}{(0.12109 + 0.12307 + 0.07302)} = -4.06$$

که در آن $\sum \alpha$ مجموع ضرایب وقفه های متغیر وابسته و $\sum \hat{S}_i$ مجموع انحراف معیارهای وقفه های متغیر وابسته وارد شده در طرف راست مدل می باشد.

از آنجایی که آماره به دست آمده از لحاظ قدرمطلق بالاتر از کمیت بحرانی^۱ ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) می باشد لذا فرضیه H_0 رد می شود و بنابراین نتیجه می گیریم که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو برقرار می باشد و رابطه بلندمدت تقاضای برق کاذب نیست.

حال با اطمینان از وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو به برآورد ضرائب بلندمدت الگو می پردازیم که در جدول ۳ قابل مشاهده است.

جدول (۳): ضرائب بلندمدت مدل تقاضای کل برق با استفاده از روش ARDL و ضابطه شوارتز-

بیزین

متغیرها	ضرایب	آماره ی T	خطای استاندارد
LPBA	-۰/۱۳۳	-۱/۹۵	۰/۰۶۸
LPE	۰/۱۶۱	۲/۴۸	۰/۰۶۴
LY	۰/۳۲۹	۳/۸۶	۰/۰۸۵
LPOPCO	۰/۹۸۴	۱۴/۸۹	۰/۰۶۶
عرض از مبدا	-۹/۶۷	-۶/۷۳	۱/۴۳۶

ماخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به آماره ی T جدول فوق معناداری ضرایب تابع بلندمدت در سطح ۵ درصد تایید می گردد. همان طور که نتایج به دست آمده نشان می دهند، فرضیات پژوهش مبنی بر تاثیرپذیری تقاضای برق از قیمت این حامل، شاخص قیمت حاملهای دیگر (بعنوان کالای جانشین)، درآمد جامعه و تعداد مشترکین برق مورد تایید قرار می گیرند. در ادامه تابع تقاضای بلندمدت برق کل کشور آورده شده است.

$$LCBA = -9/67 - 0/133 LPBA + 0/162 LPE + 0/329 LY + 0/985 LPOPCO$$

با توجه به اینکه تابع برآورد شده به صورت لگاریتمی تخمین زده شده است، ضرایب تابع برآوردی همان کشش های مورد تحلیل می باشند و می توان در مورد ضرایب و کشش های قیمتی خودی، متقاطع و درآمدی بحث نمود. همانطور که مشاهده می گردد، علامت ضرایب مطابق انتظار و مبانی نظری است. کشش قیمتی خودی تقاضا برابر با -۰/۱۳۳- می باشد و گویای این مطلب است که با افزایش یک درصدی در قیمت حامل برق، میزان تقاضا (مصرف) از این حامل ۰/۱۳۳ درصد کاهش می یابد، بنابراین برق کالایی بی کشش است، بدلیل آنکه برق نسبت به سایر فرآورده های نفتی، کالای ارزان قیمت و دارای کارایی بالای اقتصادی می باشد و امکان جانشینی آن با سایر فرآورده ها کمتر وجود دارد و با افزایش قیمت این حامل، نمی توان میزان مصرف از آن را در این بازه قیمتی کاهش داد و سیاست قیمت گذاری چندان بر کاهش مصرف آن تاثیر گذار نخواهد

بود. با توجه به ضریب متغیر شاخص قیمت حامل های دیگر انرژی که جانشین متغیر برق در نظر گرفته شده اند، می توان کشش مقطاعی تقاضا را بررسی نمود. این کشش برابر است با ۰/۱۶۲ و گویای این مطلب است که جانشینی در مورد این حامل انرژی چندان اهمیت ندارد، زیرا با افزایش یک درصدی در شاخص قیمت حاملهای دیگر انرژی، میزان تقاضا از برق کمتر از یک درصد افزایش می یابد. اما کشش درآمدی تقاضای برق از دو کشش دیگر بیشتر و اثرگذارتر است، مقدار عددی این کشش، ۰/۳۲۹ می باشد و بیانگر این موضوع است که با افزایش یک درصدی در درآمد جامعه می توان به میزان ۰/۳۲۹ درصد تقاضای از برق را افزایش داد.

در ادامه جهت مطالعه رفتار دینامیکی کوتاه مدت متغیرها و نشان دادن سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت در بین متغیرهای الگو به برآورد مدل با استفاده از الگوی تصحیح خطا می پردازیم. نتایج حاصل از تخمین مدل در جدول (۴) آورده شده اند.

جدول (۴): ضرائب کوتاه مدت مدل تقاضای کل برق با استفاده از روش تصحیح خطا

متغیرها	ضرائب	آماره ی T	خطای استاندارد
DLCBA1	-۰/۲۰۷	-۱/۶۶	۰/۱۲۴
DLCBA2	-۰/۲۱۳	-۲/۷۶	۰/۰۷۷
DLPBA	۰/۰۳۲	۱/۶۸	۰/۰۱۹
DLPBA1	-۰/۰۰۴	-۰/۱۹	۰/۰۲۱
DLPBA2	۰/۰۷۳	۳/۰۴	۰/۰۲۴
DLPE	۰/۰۱۰۹	۴/۷۳	۰/۰۰۲
DLPE1	-۰/۰۵۵	-۳/۴۳	۰/۰۱۶
DLY	۰/۲۶۱	۶/۵۲	۰/۰۴
DLY1	۰/۱۳۷	۲/۰۱	۰/۰۶۸
DLPOPCO	۰/۳۳۲	۳/۷۳	۰/۰۸۹
DINT	-۳/۲۶	-۳/۱	۱/۰۵۱
ECM(-1)	-۰/۴۵	-۶	۰/۰۷۵
R-Squared	۰/۹۳۵		
D.W	۲/۳۱		

ماخذ: محاسبات تحقیق

همانگونه که ملاحظه می‌شود کلیه ضرائب از نظر آماری معنی دار و به لحاظ علامتی نیز موافق انتظار هستند. همچنین جمله ضریب تصحیح خطا، معنی دار می‌باشد. ضریب تصحیح خطا ۰/۴۵- برآورد شده است که نشان دهنده سرعت نسبتاً بالای تعدیل بوده و بیان می‌کند که هر سال ۴۵ درصد از عدم تعادل یک دوره در تقاضای برق یا همان مصرف برق، در دوره بعد تعدیل می‌شود.

پس از برآورد ضرائب الگوی تصحیح خطا به روش OLS، مجموعه ای از آزمون های تشخیص مورد استفاده قرار گرفته اند تا صحت و اعتبار رابطه برآورد شده از نظر آماری مورد ارزیابی واقع شود. این آزمونها عبارتند از:

- ۱- آزمون باکس- پیرس (۱۹۷۰) براساس آماره Q به منظور آزمون پایایی جمله پسماند و مشاهده همبستگی نگار جمله پسماند.
- ۲- آزمون بروش-گادفری (۱۹۷۸) برای همبستگی پیاپی از مرتبه K.
- ۳- آزمون RESET رمزی (۱۹۶۰) برای صحت تصریح تابع.
- ۴- آزمون جارک- برا (۱۹۸۰) برای نرمال بودن توزیع جمله خطا.
- ۵- آزمون ARCH برای خودهمبستگی پیاپی مشروط.
- ۶- آزمون وایت برای واریانس ناهمسانی.

جدول (۵): ضرائب کوتاه مدت مدل تقاضای کل برق با استفاده از روش تصحیح خطا

نوع آزمون	وقه ها	آماره آزمون	سطح زیر منحنی پس از کمیت آماره آزمون	نتیجه آزمون
پایایی جملات خطا به روش لجانگ- باکس	۱ تا ۱۶	[۱۰/۵ و ۱/۰۴] Q ϵ	P=۰/۴۸ - ۰/۹۸	جملات خطا پایا هستند
نرمال بودن توزیع جملات خطا به روش جارک- برا	-	X ² = ۰/۴۹	P = ۰/۷۸	جملات خطا دارای توزیع نرمال است
همبستگی پیاپی در جملات خطا به روش بروش- گادفری	۲	F = ۰/۰۵ X ² = ۰	P = ۰/۹۴ P = ۱	جملات خطا دارای همبستگی پیاپی نیستند
واریانس ناهمسانی به روش وایت	-	F = ۰/۵۱ X ² = ۷/۲	P = ۰/۸۶ P = ۰/۷۸	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی نیستند
واریانس ناهمسانی مشروط به همبستگی پیاپی (ARCH)	۱	F = ۰/۸۰ X ² = ۰/۸۳	P = ۰/۳۷ P = ۰/۳۵	جملات خطا دارای واریانس ناهمسانی مشروط نیستند
درستی تصریح شکل الگوبه روش رمزی	-	F = ۲/۵۶ X ² = ۳/۳۱	P = ۰/۱۲ P = ۰/۰۷	شکل الگوبه به درستی تصریح شده است

ماخذ: محاسبات تحقیق

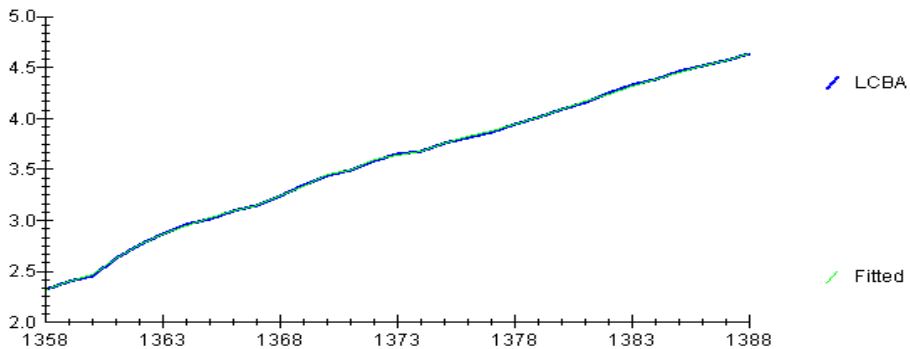
مجموعه آزمونهای انجام شده فوق براین امر دلالت دارند که تابع پویای کوتاه مدت برآورد شده دارای هیچگونه مشکل آماری نبوده و ضرایب آن کاملاً قابل اتکا است.

شبیه سازی و پیش بینی تقاضای برق کل کشور

نمودارهای مربوط به مقادیر شبیه سازی شده و مقادیر واقعی متغیرهای مورد بحث در شکل های زیر رسم شده اند. نگاهی به این نمودارها مبین آن است که نه تنها مقادیر شبیه سازی شده توسط الگو، به گونه نزدیکی مقادیر واقعی را دنبال می کنند، بلکه نقاط عطف روند حرکت متغیرها را نیز به نحو مناسبی پیش بینی می کنند. از اینرو به نظر می رسد که الگو از ثبات ساختاری مناسبی برخوردار است. به منظور ارائه ملاکی کمی از چگونگی خوبی برازش مقادیر شبیه سازی شده توسط الگو، شاخص های جذر میانگین مجذور خطای نسبی (RMSPE) و شاخص نابرابری تایل (U)، برای متغیرهای وابسته مورد بحث محاسبه شده و در بالای نمودار مربوط به آن متغیر گزارش شده است.

$$U=0.028 \quad RMSPE=3.12$$

Plot of Actual and Fitted Values



نمودار (۱): شبیه سازی مصرف برق کل کشور (میلیون کیلووات ساعت)

همانگونه که ملاحظه می شود متغیرهای شبیه سازی شده الگو به خوبی روند حرکت متغیرها را در محدوده مورد برآورد دنبال می کنند. آماره های RMSPE و U نیز از نظر آماری این ادعا را با قوت مورد تایید قرار می دهند.

پیش بینی تقاضای برق در بخش های مختلف با توجه به طرح هدفمند نمودن یارانه ها (۱۴۰۴-۱۳۸۹)

داده‌های مربوط به متغیرهای برونزا با استفاده از روش پیش بینی به کمک الگوهای سری زمانی ARMA (برای متغیرهای پایا در سطح صفر) و ARIMA (برای متغیرهای پایا با تفاضل گیری) برآورد گردیده اند. برای درآمد کشور که با یکبار تفاضل گیری پایا شده است از الگوی $ARIMA(3,1,2)$ بهره گرفته ایم. مصرف حامل های انرژی (به جز مصرف برق) و متغیر تعداد مشترکین برق، با توجه به متوسط نرخ رشد سالانه آنها طی چند دوره قبل تولید شده است. اما در مورد شاخص قیمت حامل های انرژی (PE)، قیمت حاملهای انرژی با توجه به قیمتهای اعلام شده دولت در طرح هدفمندی یارانه ها در سال ۱۳۸۹ مدنظر قرار گرفته است و فرض بر این است که این قیمتها تا سال ۱۴۰۴ ثابت بمانند. پس از تولید داده‌های مربوط به متغیرهای برونزای الگوها، از این داده‌ها استفاده شده است تا به کمک شبیه سازی پویای الگوها، متغیرهای درونزا (تقاضای برق کل کشور) تا سال ۱۴۰۴ ایجاد شوند.

پیش بینی تقاضای برق کل کشور

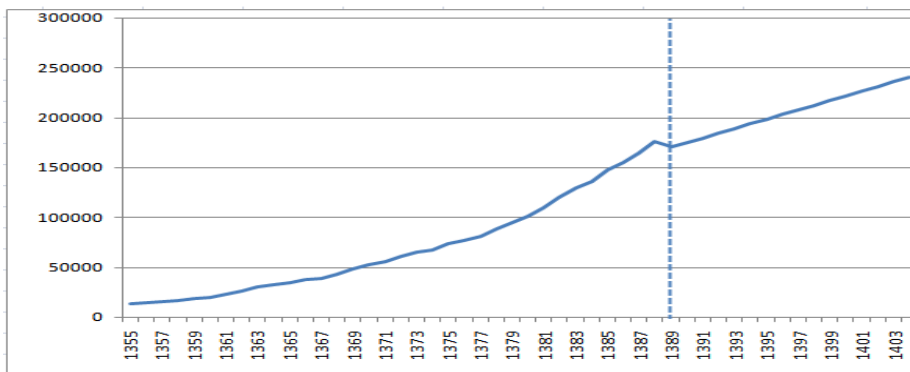
در جدول ۶ پیش بینی تقاضای برق کل کشور (میلیون کیلووات ساعت) با استفاده از نرم افزار ماکروفیت نسخه ی ۴.۱، بر اساس مدل برآوردی این تابع، قابل مشاهده می باشد.

جدول (۶): پیش بینی تقاضای برق کشور (۱۴۰۴-۱۳۸۹) - میلیون کیلووات ساعت

سال	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶
پیش بینی تقاضای برق کل کشور	۱۷۰۰۶۷	۱۷۴۷۳۰	۱۷۹۳۹۴	۱۸۴۰۵۷	۱۸۸۷۲۱	۱۹۳۳۸۴	۱۹۸۰۴۸	۲۰۲۷۱۱
سال	۱۳۹۷	۱۳۹۸	۱۳۹۹	۱۴۰۰	۱۴۰۱	۱۴۰۲	۱۴۰۳	۱۴۰۴
پیش بینی تقاضای برق کل کشور	۲۰۷۳۷۵	۲۱۲۰۳۹	۲۱۶۷۰۲	۲۲۱۳۶۶	۲۲۶۰۲۹	۲۳۰۶۹۳	۲۳۵۳۵۶	۲۴۰۰۲۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

طبق مقادیر مشاهده شده بخوبی می‌توان کاهش تقاضای این حامل را پس از هدفمندی یارانه‌ها مشاهده نمود، میزان تقاضای برق کل کشور در سال ۱۳۸۸، طبق برآوردهای وزارت نیرو رقم ۱۷۶۲۳۰ میلیون کیلووات ساعت را نشان می‌دهد، که با اجرای طرح هدفمند نمودن یارانه‌ها این رقم در سال اول اجرای این سیاست به رقم ۱۷۰۰۶۷ میلیون کیلووات ساعت رسیده است یعنی کاهشی ۳/۵ درصدی در میزان تقاضا بدلیل اجرای سیاست مذکور. این رقم در سال ۱۳۹۰، به ۱۷۴۷۳۰ میلیون کیلووات ساعت رسیده که هنوز از میزان تقاضای برق در سال ۱۳۸۸ کمتر می‌باشد. در نهایت تقاضای برق کل کشور روندی صعودی را تا سال ۱۴۰۴ طی نموده است و در سال ۱۴۰۴، به ۲۴۰۰۲۰ میلیون کیلووات ساعت رسیده است. در نمودار زیر مقادیر پیش‌بینی تقاضای کل برق کشور بعد از خط چین رسم شده و برای سال‌های بعد از ۱۳۸۹ تا ۱۴۰۴ قابل مشاهده است.



نمودار (۲): پیش‌بینی تقاضای کل برق کشور (میلیون کیلووات ساعت)

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بر اساس نتایج بدست آمده، بی‌کشش بودن تقاضای برق نسبت به قیمت که در سایر مطالعات در ایران و سایر کشورها بدست آمده بود، در این مطالعه نیز تأیید گردید. نتایج بدست آمده مبین معنی دار بودن کلیه ضرایب در سطح پنج و ده درصد می‌باشد. میزان تقاضای برق کل کشور در سال ۱۳۸۸، طبق برآوردهای وزارت نیرو رقم ۱۷۶۲۳۰ میلیون

کیلووات ساعت را نشان می دهد، که با اجرای طرح هدفمند نمودن یارانه ها این رقم در سال اول اجرای این سیاست به رقم ۱۷۰۰۶۷ میلیون کیلووات ساعت رسیده است یعنی کاهشی ۳/۵ درصدی در میزان تقاضا بدلیل اجرای سیاست مذکور. در نهایت تقاضای برق کل کشور روندی صعودی را تا سال ۱۴۰۴ طی نموده است و در سال ۱۴۰۴، به ۲۴۰۰۲۰ میلیون کیلووات ساعت رسیده است. با توجه به نتایج این مطالعه، سیاست های قیمتی نمی تواند در مهار تقاضا موثر باشد، بنابراین می بایست در حین اینکه با سرمایه گذاری بیشتر و افزایش در تولید زمینه عرضه بیشتر را فراهم آورد، با بکارگیری سیاستهای غیرقیمتی (مانند استفاده از لامپ های کم مصرف، آگاهی دادن به مردم در خصوص نحوه استفاده صحیح از این انرژی، ارائه محصولات با برچسب انرژی بالا) بتوان تا حدودی روند افزایشی تقاضا در بخش خانگی را کاهش داد.

اعمال نرخ ها و تعرفه های فروش حامل برق به صورت تصاعدی، فصلی، منطقه ای و در اوقات اوج مصرف از راهکارهای اساسی صرفه جویی برق است. بعنوان نمونه، می توان با نصب کنتورهای برق چند تعرفه ای، مصرف کننده را تشویق به مصرف کمتر در اوقات اوج مصرف برق نمود.

برق برای بخش خانگی یک کالای ضروری است، در اکثر موارد کاهش مصرف برق بمعنی چیزی جز افت سطح زندگی و رفاه نیست. بنابراین اگر هدف دولت از افزایش قیمتها، کسب حداکثر درآمد است، این امر دست نیافتنی است و اگر سیاست گذاری قیمتی بعنوان یک اهرم برای کاهش تقاضای برق استفاده شود این سیاست چندان مناسب نمی باشد.

استفاده از سیاست های تشویقی برای تولیدکنندگان داخلی لوازم برقی با بازده بالا و سیاست های تنبیهی برای جلوگیری از واردات لوازم برقی دارای بازده پایین یکی دیگر از راهکارهایی است که می تواند در مصرف بهینه انرژی الکتریکی موثر باشد.

منابع:

1. Al-Aziz, A. and Hawdan, D. (1999), "Estimating the Demand for Energy in Jordan: A stock Watson Dynamic OLS (DOLS) Approach", Survey Energy Economics Center, Department of Economics.
2. Amarawickrama, H. and Hunt L. (2008), "Electricity Demand for Sri-Lanka: A Time Series Analysis", *Energy*, 33, pp. 724–739.
3. Aminifard, A. (2002), "The Estimation of Demand for Electricity at Homes in Iran: A Cointegration Approach (1967-1999)", M.A. Thesis (Economics), Shiraz University.
4. Ang, B.W. (1988), "Electricity-output Relation and Sectoral Electricity Use, The case of East and South East Asian Developing Countries", *Energy Policy*, 16(2), pp. 115-121.
5. Asgari, A. (2000). "Assessing Electricity Demand of Different Consuming Sectors and Investigating Its Pricing Policy", Ph.D. thesis, Faculty of Economics, University of Tehran.
6. Asgari, M. (2001), "The Estimation of Electricity Demand with Convergence Method in Iran (2000-2004)", 16th International Electricity Conference.
7. Asgari, M. (2002), "Forecasting of Energy Demand with a VAR Method in Iran", 3rd National Congress of Iran's Energy.
8. Atakhanova Z. and Howie, P. (2007), "Electricity Demand in Kazakhstan", *Energy Policy*, 35, pp. 3729–3743.
9. Azarbajani, K. (2006), "Electricity Demand Analysis and Estimation in Industrial Sector in Iran", the *Journal of Economic Research*, 73, pp. 133-166.
10. Bandaranaike, R.D. and Munasinghe, M. (1983), "The Demand for Electricity Services and the Quality of Supply", *Energy Journal*, 4(2), pp. 49–71.
11. Bianco, V., Manca, O. and Nardini, S. (2009), "Electricity Consumption Forecasting in Italy Using Linear Regression Models", *Energy*, 34, pp. 14–1421.

12. Eltony, M., Nagy, H. and Yousuf, M. (1993), "The Structure of Demand for Electricity in the Persian Gulf Cooperation Council Countries", the Journal of Energy and Development, 4, pp, 213-221.
13. Ettestol, I. (2002), "Estimating Residential Demand for Electricity with Smooth Transition Ragression", Ntnu, Trondheim, Norway.
14. Fisher, F.M. and Kaysen, C. (1962), "The Demand for Electricity in the United States", Amsterdam, North -Holland Pub. Co.
15. Huathaker, H.S., Verlenger, P.K. and Sheehan, P. (1973), "Dynamic Demand Analyses for Gasoline and Residential Electricity", Lexington.
16. Huathaker, H.S. (1951), "Some Calculations of Electricity Consumption in Great Britain", Journal of the Royal Statistical Society, 114(3), pp. 351-371.
17. Lin, B.Q. (2003), "Electricity Demand in the People's Republic of China", ERD Working Paper series No.37, Economics and Research Department.
18. Noferesti, M. (1999), "Unit Root and Cointegration in Econometrics", Cultural Services Institute of Rasa.
19. Pajouyan, J. (2000), "A Pricing Policy of Electricity Sector in Iran: A Ramsey Approach", Economic Research, 14, PP. 39-61.
20. Samadi, S. (2008), "The Estimation of Demand for Electricity in Iran, using Cointegration and ARIMA Method (1985-2008) ", the Journal of knowledge and Development, 25, pp. 113-136.
21. www.iranenergy.org
22. www.sci.org.ir
23. www.tavanir.org