

مدل سازی بلندمدت مصرف برق در ایران با استفاده از مدل هم‌انباشتگی

امید ضیائی^۱، محسن پارسا مقدم^{۲*}

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر، دانشگاه تهران

۲- دانشیار مهندسی برق، دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر، دانشگاه تربیت مدرس

*تهران، صندوق پستی ۴۸۳۸-۱۴۱۵۵

parsa@modares.ac.ir

(دریافت مقاله: شهریور ۱۳۸۶، پذیرش مقاله: شهریور ۱۳۸۸)

چکیده- در این مقاله مدل بلندمدت تقاضای انرژی الکتریکی و تحلیل عوامل مؤثر بر مصرف آن از دیدگاه کلان مطالعه می‌شود. هدف، بررسی وجود رابطه‌ای بلندمدت بین مصرف برق و پارامترهای مستقل مدل یعنی تولید ناخالص داخلی، تعرفه برق و بازده انرژی است. در این راستا از آزمون همگرایی یکنواخت یوهانسون و جسیلوس استفاده شده است. به کمک مدل به دست آمده، حساسیت مصرف برق به تغییر پارامترها ارزیابی می‌شود. با استفاده از بردار همگرایی به دست آمده و روشهای سری زمانی، مصرف برق تا سال ۱۳۹۲ پیش‌بینی شده است. نتایج نشان می‌دهند که تولید ناخالص داخلی تأثیرگذارترین عامل در تقاضای برق بوده و مصرف برق با میزان تعرفه و همچنین بازده انرژی رابطه‌ای معکوس دارد. با استناد به ضرایب متغیرها در مدل به دست آمده، نتیجه می‌شود که رشد بالای تولید ناخالص داخلی، همواره به افزایش مصرف برق منجر نمی‌شود و می‌توان با افزایش بازده انرژی و به کار گرفتن روشهای مدیریت مصرف، مانع هدر رفتن انرژی الکتریکی شد.

کلیدواژگان: تولید ناخالص داخلی، بازده انرژی، تعرفه مصرف برق، مدل هم‌انباشتگی، آزمون ریشه واحد.

۱- مقدمه

برنامه‌ریزی به منظور تأمین بودجه مورد نیاز، پیش‌بینی تقاضای بلندمدت مصرف برق اجتناب ناپذیر است. این بحث در کشورهای در حال توسعه به دلیل رشد سریع مصرف انرژی الکتریکی از اهمیتی دوچندان برخوردار است. علاوه بر تخمین بودجه مورد نیاز، برنامه‌ریزی توسعه نیروگاه‌ها و محاسبه ظرفیت‌های مورد نیاز و

با توجه به نقش کلیدی انرژی الکتریکی در اقتصاد ملی و تأثیر آن به عنوان یک زیرساخت اساسی در توسعه سایر بخشها، شناخت فرایند مصرف انرژی الکتریکی در افق بلندمدت از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. علاوه بر این به دلیل هزینه‌های بسیار زیاد تولید انرژی الکتریکی و لزوم

GDP و مصرف برق در این کشورها وجود دارد؛ در حالی که در نیوزلند و استرالیا به طور نسبی وابستگی کمتری بین پارامترهای فوق دیده می شود.

در [۲] مصرف برق چین در درازمدت، میان مدت و کوتاه مدت پیش بینی شده و پارامترهای تأثیرگذار در آن ذکر شده است. در پیش بینی درازمدت تا سال ۲۰۱۰، از GDP، جمعیت، تغییر ساختار اقتصادی، تعرفه و بازده انرژی به عنوان عوامل تأثیرگذار بر مصرف برق استفاده شده است.

در [۴] با استفاده از آزمون های ریشه واحد^۳ - Phillips و Augmented Dickey Fuller (ADF) و Peron (PP) و مدل تصحیح خطای برداری - رابطه معنی داری بین مصرف انرژی و GDP بررسی شده و به تأیید رسیده است.

در این مقاله علاوه بر اثر GDP و تعرفه مصرف، با تحلیل شرایط اجتماعی و سیاسی کشور دو پارامتر بازده انرژی و دوره جنگ تحمیلی برای بهبود مدلسازی ملحوظ شده است. بررسی این مقاله بر مبنای دو روش اقتصادسنجی آزمون ریشه واحد و مدل هم انباشتگی^۴ (یا همگرایی یکسان) که به تازگی مورد توجه بسیاری از محققان قرار گرفته، انجام شده است [۱]. استفاده از روشهای فوق از دو دیدگاه مناسب به نظر می رسد. اول اینکه با این روشها از برآورد برازشهای کاذب جلوگیری می کنیم و دلیل دیگر نیز آن است که اگر متغیرهای برگزیده دارای تمایلات زمانی^۵ بوده و در دوره زمانی محدودی بررسی شوند ضرایب همبستگی قابل توجهی پیدا می کنند، در حالی که ممکن است رابطه معناداری بین آنها وجود نداشته باشد. علاوه بر این، با استفاده از مدل

برنامه ریزی زیاد انرژی در بخشهای مختلف، نیازمند شناخت مدل مصرف و عوامل تأثیرگذار بر آن است. پیش بینی میان مدت و بلندمدت انرژی الکتریکی مورد نیاز از اوایل دهه ۵۰ میلادی مورد توجه قرار گرفته است. تا قبل از آن به دلیل محدود بودن سیستم های قدرت و عدم افزایش مصرف برق به شکل کنونی، مدلسازی و پیش بینی مصرف برق شکل نگرفته بود [۱]. به منظور پیش بینی مصرف برق رویکردهای مختلفی مانند روشهای مبتنی بر تجربه مهندسی، روشهای مبتنی بر سری های زمانی، روشهای چند متغیره (علی)^۱، روشهای مبتنی بر تحلیل مصرف کننده نهایی و روشهای ترکیبی می توانند استفاده شوند. در بین رویکردهای مختلف دو رویکرد علی و رویکرد مبتنی بر سری های زمانی بیشتر مورد توجه بوده است.

با توجه به تعریف تابع تقاضا، مصرف برق عموماً با پارامترهایی مدلسازی می شود که مهمترین آنها تولید ناخالص داخلی و تعرفه مصرف است [۱].

در تحلیل برازشی برای هر یک از پارامترهای مدل ضریبی به دست می آید. تفسیر این ضرایب حاوی نتایج جالبی در مورد الگوی مصرف برق کشور است [۲].

در سالهای اخیر در بسیاری از کشورها تأثیر متقابل شاخص های اقتصادی و مصرف انرژی بر یکدیگر مطالعه شده است [۱-۵]. در [۳] رابطه علی بین GDP^۲ و مصرف انرژی الکتریکی در نیوزلند مورد تحلیل ریاضی قرار گرفته است و نتایج آن با استرالیا و برخی کشورهای جنوب شرق آسیا مقایسه شده است. این تحقیق نشان می دهد که با توجه به سهم مهم صنایع سنگین در کشورهای آسیای جنوب شرقی، وابستگی بیشتری بین

3. Unit Root Test

4. (Engle and Granger) Cointegration

5. Time Trends

1. Causal

2. Gross Domestic Product

مرتبه d باشند و بتوانیم یک ترکیب خطی ایستا از این متغیرها را به دست آوریم که ایستا باشد، به این متغیرها، همگرایی یکسان گفته می‌شود. در این صورت برازش روی سطح این دو متغیر معنادار بوده و می‌توان بدون از دست دادن اطلاعات بلندمدت، مدل را برآورد کرد.

برای بررسی ایستایی از آزمون دیککی فولر تعمیم یافته^۱ استفاده می‌کنیم. برازش زیر، اساس این آزمون را نشان می‌دهد:

$$\Delta Z_t = \beta_0 + \alpha_0 T + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

جملات بازگشتی در این رابطه برای خنثی کردن همبستگی بین جملات خطا به مدل وارد شده است، زیرا در صورت وجود همبستگی سریالی بین جملات خطا، روش حداقل مربعات خطا به برآوردی کارا منجر نخواهد شد [۱۳].

وجود ریشه واحد در Z_t (یعنی سری انباشته از درجه ۱) معادل است با فرض $\alpha_1 = 0$ در رابطه (۱). اگر α_1 در حد معناداری کوچکتر از صفر باشد فرضیه صفر یا همان وجود ریشه واحد رد می‌شود. پس از تعیین درجه همگرایی سری‌ها در صورت برابری درجه همگرایی رابطه بلندمدت بین آنها را بررسی می‌کنیم. وجود رابطه بلندمدت بین پارامترهای مدل معادل است با وجود رابطه همگرایی یکسان بین آنها. برای بررسی همگرایی یکسان از دو آزمون انگل و گرنجر و یوهانسون و جسیلیوس استفاده می‌شود. آزمون انگل و گرنجر برای مدل‌های چندمتغیره خالی از اشکال نیست [۱۲]. لذا در این مطالعه از روش یوهانسون و جسیلیوس استفاده شده

هم‌انباشتگی، رابطه بلندمدت بین پارامترهای مدل قابل تشخیص است.

در این تحقیق مطالعات عددی بر اساس داده‌های آماری مربوط به سالهای ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۲ انجام شده و از اطلاعات منتشر شده توسط بانک مرکزی [۷]، وزارت نیرو [۱۰]، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی [۸] و مرکز آمار ایران [۹] استفاده شده است. برای تحلیل و مدل‌سازی از نرم‌افزار Eviews۵ - که توسط بانک اقتصاد جهانی طراحی شده - استفاده شده است.

۲- بررسی وجود رابطه بلندمدت با استفاده از آزمون همگرایی یکنواخت

اولین گام در مدل‌سازی، بررسی ایستایی سری‌های زمانی مورد استفاده است. بیشتر متغیرهای کلان اقتصادی نایستا هستند و تخمین مدل با چنین متغیرهایی ممکن است به نتایج گمراه کننده‌ای منجر شود. در صورت ایستا نبودن، باید از متغیرها روندزدایی شود. معمول‌ترین روش روندزدایی تفاضل‌گیری است. اما بیشتر تئوری‌های اقتصادی، رابطه بلندمدت بین متغیرها را به شکل سطح (level form) بیان می‌کند و نه به صورت تفاضل آنها و در واقع با تفاضل‌گیری و حذف روند، رابطه بلندمدت بین سری‌های زمانی را حذف می‌کنیم [۱۲]. اگر پارامترهای مدل از یک درجه همگرا باشند فرض وجود رابطه‌ای بلندمدت بین این پارامترها قابل تحقیق است.

انگل و گرنجر همگرایی یکسان راژ چنین‌تر تعریف کرده‌اند: "اگر دو متغیر X_t و Y_t هر دو $I(1)$ باشند هر ترکیب خطی از آنها مانند $Z = Y_t - \beta X_t$ یک متغیر همگرای درجه اول خواهد بود. در عین حال ایستا بودن Z یعنی همگرا بودن از درجه صفر نیز ناممکن نیست" [۱۲]. به‌طور کلی اگر Y و X هر دو انباشته از

1. Augmented Dickey-Fuller

$$\ln(1-\lambda_{r+1})=\ln(1-\lambda_{r+2})=\dots =\ln(1-\lambda_n)=0 \quad (4)$$

در صورت تشخیص اینکه چه تعداد از تساوی‌های فوق برابر صفر است، می‌توان رتبه ماتریس تأثیر را پیدا کرد [۱۲]. با تعریف دو آماره زیر می‌توان رتبه ماتریس را تعیین کرد:

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1-\lambda_i) \quad (5)$$

$$\lambda_{\text{max}} = -T \ln(1-\lambda_{r+1})$$

در رابطه (۵)، λ تخمین ریشه‌های مشخصه Π و T بیانگر تعداد مشاهدات است. با مقایسه λ_{trace} به دست آمده با مقادیر بحرانی ارزیابی مدل کامل می‌شود. در صورتی که λ_{trace} از مقدار بحرانی بزرگتر باشد، فرض صفر یعنی رتبه ماتریس Π مساوی r باشد رد می‌شود و باید آزمون را برای فرض صفر رتبه ماتریس برابر $r+1$ مورد بررسی قرار داد.

در آماره دوم از λ های نزدیک به صفر λ_{max} کوچکی به دست می‌آید و اگر λ_{max} از مقدار بحرانی آن بزرگتر شود، فرض صفر رتبه ماتریس تأثیر برابر r رد می‌شود.

۳- پارامترهای تأثیر گذار بر میزان مصرف برق

۳-۱- تولید ناخالص داخلی

از دیدگاه کلان اقتصادی، GDP مهمترین عامل رشد مصرف انرژی است. رشد GDP و تأثیر متعاقب آن برافزایش سطح رفاه عمومی، منجر به افزایش مصرف برق می‌شود. تقاضای انرژی الکتریکی وابستگی زیادی به قدرت اقتصادی و رشد آن دارد، زیرا رشد اقتصادی بالا باعث ایجاد اشتغال بیشتر و افزایش جمعیت مشغول به کار در واحدهای صنعتی و خدماتی خواهد شد و حتی با بالا رفتن سرانه و در نتیجه آن افزایش

است. در روش یوهانسون نوعی مدل خود بازگشت برداری مانند:

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2)$$

به کار می‌رود. در این رابطه X_t برداری $n \times 1$ و هر یک از A_i ها ماتریسی $n \times n$ است. مدل فوق را می‌توان با تغییراتی به نوعی مدل تصحیح خطا تبدیل کرد:

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t X_{t-k} + \Pi \quad (3)$$

(for $i=1 \dots k-1$)

$$\Pi = -I + \sum_{j=1}^k A_j$$

$$\Gamma_i = -I + \sum_{j=1}^i A_j$$

در رابطه (۳) ماتریس Π ماتریس تأثیر^۱ نام دارد. اگر ماتریس تأثیر، $n \times n$ باشد، فرض وجود همگرایی یکسان معادل است با اینکه رتبه ماتریس تأثیر، r از بعد آن، n کوچکتر باشد. در این صورت ماتریس‌های $n \times r$ ، α, β ، موجودند که $\Pi = \alpha \beta^T$ و $\beta^T X_t$ همگرا است. r تعداد روابط همگرایی یکسان و هر ستون β یک بردار همگرایی یکسان است. روند آزمون به شرح زیر است:

فرض کنیم n ریشه مشخصه ماتریس Π به ترتیب صعودی مرتب شوند $(\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n)$. در صورتی که هیچ ترکیب همگرای یکسانی وجود نداشته باشد، رتبه ماتریس تأثیر برابر صفر است در نتیجه $\ln(1-\lambda_i)$ نیز برابر صفر خواهد بود. اگر رتبه Π برابر r باشد، داریم $1 < \lambda_i < 0$. برای $i=1, 2, \dots, r$ و $\ln(1-\lambda_i)$ معکوس و بقیه λ ها صفر خواهند بود. یعنی:

1. Impact matrix

برازشی خطی وارد کرد. این متغیرهای صفر و یک را متغیرهای مجازی می‌نامند و مانند سایر پارامترهای مدل با آنها رفتار می‌شود. متغیر مجازی را می‌توان برای تغییر عرض از مبدا، تغییر شیب یا هر دو به مدل وارد کرد [۱۳]. در مدل به‌کار رفته در این مقاله از متغیر کمکی دوره ۸ ساله جنگ تحمیلی استفاده شده، به این ترتیب که برای دوره ۸ ساله جنگ، عدد ۱ و در بقیه زمانها عدد صفر به مدل وارد شده است.

با توجه به موارد فوق رابطه زیر را داریم:

$$Q=f(GDP,P,EF,WAR) \quad (6)$$

که Q مصرف برق، P قیمت برق، EF افزایش کارایی و WAR متغیر مجازی دوران ۸ ساله جنگ است. با توجه به در نظر گرفتن برخی مناسبات و اینکه اگر در مدل از لگاریتم طبیعی پارامترها استفاده کنیم، ضرایب حاصل همان ضرایب حساسیت خواهند بود، لذا در این تحقیق از تمامی داده‌ها به‌جز متغیر کمکی دوران جنگ، لگاریتم طبیعی گرفته شده است.

۴- مطالعات عددی

داده‌های آماری این پژوهش متشکل از چهار سری زمانی مصرف برق، تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶ (برای خشتی کردن نقش تورم)، تعرفه مصرف برق (به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶) و بازدهی انرژی است. بازه زمانی این داده‌ها از سال ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۲ در نظر گرفته شده است. در ابتدا ایستا بودن سری‌های زمانی را ارزیابی می‌کنیم. نتیجه آزمون ریشه واحد در جدول ۱ آورده شده است.

رفاه عمومی، تمایل و توانایی مردم برای خرید وسایل برقی افزایش خواهد یافت. این در نهایت به مصرف برق بیشتری منجر می‌شود. هر چند در این مورد باید با احتیاط قضاوت کرد زیرا در کشورهایی که از رشد اقتصادی بالایی برخوردارند و فرایند مدیریت مصرف را به‌درستی اجرا می‌کنند، درصد بالای رشد GDP، به درصد رشد مصرف برق منجر نخواهد شد [۲].

به‌عنوان مثال در چین رشد ۷/۸ درصدی GDP در سال ۱۹۹۸، تنها ۲/۸ درصد افزایش مصرف برق را در پی داشته است [۲].

۳-۲- قیمت برق

قیمت برق با مصرف آن رابطه‌ای معکوس دارد. چنانچه قیمت فروش برق (تعرفه برق) بالا برود، انتظار می‌رود مصرف آن کاهش پیدا کند.

۳-۳- افزایش بازدهی

این پارامتر نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به انرژی الکتریکی مصرف شده در صنعت است. افزایش ارزش افزوده بخش صنعت در صورتی که با کاهش مصرف انرژی الکتریکی همراه باشد، یعنی با مصرف برق کمتر در صنعت، ارزش افزوده بیشتری ایجاد شود، به معنای بالا رفتن بازدهی انرژی در صنعت است و در نتیجه، این پارامتر با مصرف برق رابطه‌ای معکوس دارد.

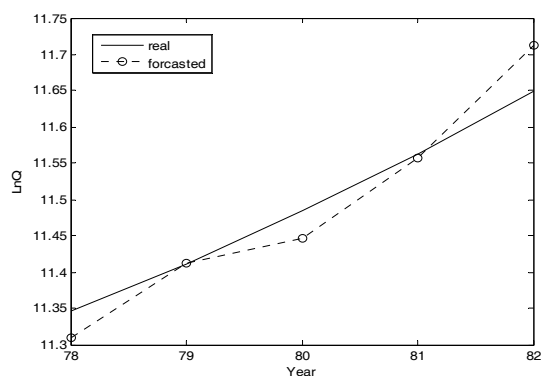
۳-۴- متغیر مجازی^۱ دوره جنگ تحمیلی

متغیر توضیحی کیفی (مانند دوره جنگ در مقابل صلح) را می‌توان با قرار دادن مقادیر "یک" برای یک دوره زمانی و "صفر" برای دوره زمانی دیگر در تحلیل

2. Efficiency Improvement

1. Dummy Variable

آمده همان ضرایب حساسیت هستند. همان‌طور که انتظار داشتیم مصرف انرژی الکتریکی با تولید ناخالص داخلی رابطه‌ای مستقیم (ضریب GDP مستقیم) و با تعرفه و بازدهی انرژی رابطه‌ای معکوس دارد (ضریب منفی). برای بررسی صحت مدل به‌دست آمده، برآورد برازشی فوق را با داده‌های ۲۵ سال ابتدایی انجام می‌دهیم و با ضرایب به‌دست آمده و داده‌های ۵ سال بعد، خروجی مدل را با مقادیر واقعی مصرف مقایسه می‌کنیم. نتایج این بررسی در شکل ۱ آورده شده است.



شکل ۱ مدل برآورد شده با داده‌های سال‌های ۷۸ تا ۸۲

۵- بررسی وجود بردار همگرایی یکسان

همان‌طور که ذکر شد برای بررسی وجود رابطه‌ای بلندمدت از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون و جسیلوس استفاده می‌کنیم. در این آزمون تعیین دقیق تعداد جملات از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. با استفاده از مقادیر شوارز^۱ بهینه‌ترین تعداد وقفه‌ها برابر دو انتخاب شد. علاوه بر این در آزمون هم‌انباشتگی نیز از متغیر برون‌زای دوره جنگ تحمیلی استفاده کرده‌ایم. نتایج حاصل در جدول ۲ مشاهده می‌شود.

اعداد به‌دست آمده گویای آن است که فرض وجود ریشه واحد روی سطح هیچ یک از پارامترها را نمی‌توان رد کرد؛ اما ایستایی تفاضل مرتبه اول تمامی پارامترها قابل تأیید است. به بیان دیگر تمامی پارامترهای مدل $I(1)$ یا انباشته از مرتبه اول هستند. در نتیجه شرط وجود رابطه‌ای بلندمدت بین پارامترها حاصل می‌شود. برای ارزیابی تأثیر پارامترهای مستقل مدل بر پارامتر وابسته (مصرف برق) و اینکه آیا علامت پارامترها مطابق انتظارند یا نه، مدلی را با روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌کنیم:

$$\begin{aligned} \text{LNQ} &= 1/954 \text{LNGDP} - 0/887 \text{LNP} - 1/00082 \text{LNEF} \\ &+ 0/268 \text{GANG} - 8/99 \\ &+ (0/407)^* (0/106)^* (0/167)^* (0/111)^* (5/217)^{**} \\ R^2 &= 0/943 \quad DW = 1/3 \end{aligned}$$

در رابطه (۷) $(**)^*$ بیانگر رد فرض برابری ضریب با صفر در سطح ۵٪ (۱۰٪) است و اعداد داخل پرانتز خطاهای استاندارد شده است. در رابطه فوق علامت تمامی ضرایب به‌جز متغیر مجازی مطابق انتظار است. پایین بودن آماره دوربین واتسون (که با DW نشان داده شده) وجود همبستگی سریالی بین جملات خطا را تأیید می‌کند.

جدول ۱ نتایج آزمون ریشه واحد

سری	سطح		تفاضل مرتبه اول	
	ADF	مقدار بحرانی	ADF	Critical value
LNQ	-۱/۷۰۴۸۱۰	-۳/۵۸۰۶۲۳	-۴/۳۶۰۹۶۰	-۳/۶۱۲۱۹۹ **
LNGDP	-۲/۱۲۶۷۵۲	-۳/۵۸۰۶۲۳	-۴/۱۲۲۹۹۱	-۳/۵۹۵۰۲۶ **
LNP	-۱/۴۹۰۹۸۳	-۳/۵۷۴۲۴۴	-۶/۳۷۱۳۶۵	-۴/۳۲۳۹۷۹ *
LNEF	-۳/۶۶۶۳۶۳	-۳/۵۸۰۶۲۳	-۵/۱۲۳۷۲۲	-۴/۳۲۳۹۷۹ *

* و ** به ترتیب بیانگر مقادیر بحرانی در ۱٪ و ۵٪ می‌باشند.

چون در مدل برآورد شده تمامی پارامترها را به‌صورت لگاریتم طبیعی وارد کرده‌ایم، ضرایب به‌دست

1. Schwarz Information Criterion

$$LNQ=1/72LNGDP-0/99LNP-1/14LNEF-5/44 \quad (8)$$

جدول ۲ نتایج آزمون یوهانسون

آزمون همگرایی یکنواخت (Trace)

فرض تعداد روابط همگرایی یکنواخت	مقدار ویژه	آماره Trace	مقدار بحرانی	احتمال**
None *	۰/۷۶۰۲۳۰	۸۴/۹۲۰۰۷	۵۳/۰۷۹۰۴	۰/۰۰۰۰
At most ۱ *	۰/۶۸۳۴۷۰	۴۶/۳۶۲۰۰	۳۵/۱۹۲۷۵	۰/۰۰۲۱
At most ۲	۰/۳۴۶۰۰۸	۱۵/۳۰۲۹۰	۲۰/۲۶۱۸۴	۰/۲۰۹۵
At most ۳	۰/۱۳۲۴۷۸	۳/۸۳۷۰۹۴	۹/۱۶۴۵۴۶	۰/۴۳۶۹

آزمون Trace بیانگر وجود و رابطه‌ی همگرایی یکنواخت در سطح ۵٪ می‌باشد.

* نشان دهنده رد شدن فرضیه در سطح ۵٪ می‌باشد.

**MacKinnon-Haug-Michelis (۱۹۹۹) p-values

آزمون همگرایی یکنواخت (ماکزیمم مقدار ویژه)

فرض تعداد روابط همگرایی یکنواخت	مقدار ویژه	آماره ماکزیمم مقدار ویژه	مقدار بحرانی	احتمال**
None *	۰/۷۶۰۲۳۰	۳۸/۵۵۸۰۷	۲۸/۵۸۸۰۸	۰/۰۰۱۹
At most ۱ *	۰/۶۸۳۴۷۰	۳۱/۰۵۹۱۱	۲۲/۲۹۹۶۲	۰/۰۰۲۳
At most ۲	۰/۳۴۶۰۰۸	۱۱/۴۶۵۸۰	۱۵/۸۹۲۱۰	۰/۲۱۹۲
At most ۳	۰/۱۳۲۴۷۸	۳/۸۳۷۰۹۴	۹/۱۶۴۵۴۶	۰/۴۳۶۹

آزمون ماکزیمم مقدار ویژه بیانگر وجود و رابطه‌ی همگرایی یکنواخت در سطح ۵٪ می‌باشد.

* نشان دهنده رد شدن فرضیه در سطح ۵٪ می‌باشد.

**MacKinnon-Haug-Michelis (۱۹۹۹) p-values

نتایج هر دو آماره فوق بیانگر وجود بردار همگرایی و رابطه‌ای بلندمدت بین پارامترهای مدل است. ضرایب بردار همگرایی عبارتند از:

$$\beta^T = (-1/72, 0/99, 1/14, 5/44)$$

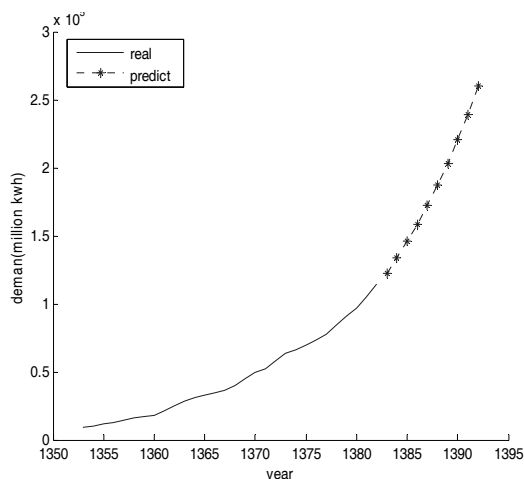
با استفاده از این ضرایب، رابطه بلندمدت مصرف برق

و پارامترهای مدل به صورت زیر حاصل می‌شود:

۶- پیش‌بینی مصرف در افق ۱۰ ساله (۱۳۸۳ تا ۱۳۹۲)

با استفاده از مدل همگرایی یکسان (رابطه ۸) امکان پیش‌بینی درازمدت مصرف وجود دارد. نکته مهم برآورد پارامترهای مستقل است.

برای تخمین این متغیرها از روشهای سری زمانی، روش (ARIMA) استفاده شده است. در جدول ۳ تخمین متغیر مستقل با استفاده از رابطه (۸) مشاهده می‌شود. برای بررسی صحت مدل و اینکه اعداد پیش‌بینی شده توسط مدل نسبت به آمار واقعی چه خطایی دارند، میزان مصرف سالهای ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۵ نیز توسط مدل پیش‌بینی شده است. در جدول ۴ میزان مصرف واقعی^۱ و مصرف پیش‌بینی شده توسط مدل با یکدیگر مقایسه شده و شکل ۳ نیز میزان مصرف را در این سالها نشان می‌دهد.



شکل ۳ مصرف تا سال ۱۳۹۲

۱. این میزان برابر انرژی فروخته شده در بخش توزیع است که از آمار تفصیلی صنعت برق اخذ شده.

جدول ۳ پیش‌بینی مصرف تا سال ۱۳۹۲

سال	میزان مصرف (میلیون کیلووات ساعت)
۱۳۸۳	۱۲۲۲۷۱/۳
۱۳۸۴	۱۳۳۹۱۶/۰
۱۳۸۵	۱۴۵۹۰۶/۲
۱۳۸۶	۱۵۸۶۰۹/۴
۱۳۸۷	۱۷۲۲۸۶/۰
۱۳۸۸	۱۸۷۰۸۷/۶
۱۳۸۹	۲۰۳۱۳۷/۶
۱۳۹۰	۲۲۰۵۵۹/۲
۱۳۹۱	۲۳۹۴۷۲/۴
۱۳۹۲	۲۶۰۰۰۳/۱

جدول ۴ مقایسه مقادیر پیش‌بینی شده و واقعی

سال	مصرف واقعی	پیش‌بینی	درصد خطا
۱۳۸۳	۱۲۴۴۶۶	۱۲۲۲۷۱/۳	۱/۷۶٪
۱۳۸۴	۱۳۲۸۷۶	۱۳۳۹۱۶/۰	۰/۷۸٪
۱۳۸۵	۱۴۷۰۰۱	۱۴۵۹۰۶/۲	۰/۷۴٪

با توجه به اینکه برق به‌عنوان نوعی نهاده تولیدی در صنعت مطرح است، هر گونه محدودیت در مصرف آن، محدودیت در تولید را نیز در پی دارد. با توجه به اینکه تا کنون صنعت داخلی از مزیت انرژی ارزان برق برخوردار بوده، اگر این مزیت ارزانی انرژی برق از صنعت گرفته شود، رکود سرمایه و بیکاری، دامن‌گیر صنعت می‌شود. لذا برای تدوین برنامه‌های صرفه‌جویی انرژی، افزایش تعرفه به‌تنهایی، صحیح به نظر نمی‌رسد. علاوه بر در نظر گرفتن تعرفه از افزایش بازدهی انرژی برق یا به بیان دیگر جایگزین کردن تجهیزات فرسوده با فناوریهای جدید با بازدهی بالا نیز می‌توان به‌عنوان عاملی مؤثر بر مصرف برق یاد کرد. از این رو به نظر می‌رسد که به‌منظور جلوگیری از آثار نامناسب اعمال سیاست‌های صرفه‌جویی باید به سمت تدوین برنامه‌های مدیریت مصرف در سمت مصرف‌کننده حرکت کرد.

نتایج پیش‌بینی مصرف برق در این مطالعه نشان می‌دهند که در صورتی که برنامه‌ای مناسب برای مدیریت مصرف تدوین نشود، افزایش مصرف برق به شکل سرسام‌آوری در سالهای آینده ادامه یافته و در عین حال، پارامتر بازدهی انرژی هر ساله تنزل می‌کند.

۸- مراجع

- [1] BO Lin, Electricity Demand in people's Republic of China Investment Requirement and Environmental Impact, ERD Working Paper No. 37, March 2003
- [2] Harry G. Stoll, Least-Cost Electric Utility Planning, John-Wiley, 1989, pp. 167 – 212.

۷- نتیجه‌گیری

در این تحقیق مدلی برای مصرف برق کشور از سال ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۲ مطالعه شده است. در این مدل میزان مصرف، پارامتر وابسته بوده و تولید ناخالص داخلی، تعرفه و بازدهی انرژی و همچنین متغیر کمکی دوران جنگ تحمیلی، پارامترهای مستقل مدل است. برای بررسی وجود رابطه‌ای بلندمدت آزمون همگرایی یکنواخت یوهانسون و جسیوس به‌کار رفته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مصرف برق با تولید ناخالص داخلی رابطه‌ای مستقیم و با تعرفه و بازدهی انرژی رابطه‌ای معکوس دارد.

- [۹] حسابهای ملی ایران، حسابهای منطقه‌ای، حساب تولید استان‌های کشور، سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی، از سال ۱۳۵۵ تا ۱۳۸۳.
- [۱۰] سالنامه‌ی آماری کشور، مرکز آمار ایران، از سال ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۲.
- [۱۱] سی و هفت سال مصرف برق ایران در آینه آمار (۱۳۴۶-۱۳۸۲)، شرکت توانیر، ۱۳۸۲.
- [۱۲] ویلیام دبلیو اس وی، "تحلیل سری‌های زمانی روش‌های یک و چند متغیری"، ترجمه: دکتر حسینعلی نیرومند انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد، ۱۳۷۶.
- [۱۳] احمد توکلی، "تحلیل سری‌های زمانی"، موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.
- [۱۴] حسین عباسی نژاد، "اقتصاد سنجی مبانی و روشها" انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۷۶: صفحه ۶۰-۷۰.
- [3] K. Fatai, LesOxley, F.G.Scrimgeour, Modeling the causal relationship between energy consumption and GDP in New Zealand, Australia, India, Indonesia, The Philippines and Thailand, Elsevier, 2004.
- [4] Ramazan Sari, Ugur Soytas, Ozlem Ozdomir, Energy consumption and GDP relation in Turkey: a cointegration and vector error correction analysis.
- [5] zaid mohamad and professor Pat Bodger, Forecasting electricity consumption comparison of Growth curves, Regression and ARIMA techniques, University of Canterbury
- [6] New Zealand, 2004.
- [7] Rob J Haidman, ARIMA Processes, 25 May 2001.
- [۸] گزارش اقتصادی و ترازنامه‌های مالی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، از سال ۱۳۵۳ تا ۱۳۸۲.