طراحی الگوی پیش‌بینی میان‌مدت جهت برآورد نیازهای سرمایه‌گذاری و نشر آلاینده‌های زیست‌محیطی در صنعت برق ایران (۹۲-۱۳۸۵)

داود منظور[۱] ـ علی حسینی راد[۲]

چکیده

در این مقاله ضمن استفاده از روش همجمعی و الگوی تصحیح خطا، سرمایه‌گذاری مورد نیاز برای تامین تقاضای برق در ایران و میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از آن برآورد شده است. همچنین توسعه اقدامات صرفه‌جویی در مصرف برق و افزایش ظرفیت‌های تولید برق به عنوان دو گزینه جایگزین جهت پاسخگویی به نیازهای تقاضا به لحاظ هزینه با یکدیگر مقایسه شده‌اند. به کارگیری روش یوهانس نشان می‌دهد که بین تقاضای برق، تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی، قیمت واقعی برق و کارایی مصارف برق در بخش صنعتی یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. پیش‌بینی تقاضای برق، نیازهای سرمایه‌گذاری و نشر آلاینده‌های زیست محیطی در صنعت برق برای سالهای ۹۲-۱۳۸۵ تحت شش سناریوی مختلف، صورت گرفته است. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که قیمت

۱. استادیار دانشکده اقتصاد، دانشگاه امام صادق (ع)، manzoor@isu.ac.ir

۲. کارشناس دفتر برق کلان انرژی ـ وزارت نیرو hosseinirad@iranenergy.org.ir

برق را می‌توان به عنوان ابزاری مناسب جهت کنترل رشد مصرف برق و در نتیجه کنترل میزان انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای در صنعت برق به کاربرد. همچنین راهبرد توسعه اقدامات صرفه‌جویی در مصرف برق اقتصادی‌تر از راهبرد افـزایش ظرفیت‌های تولید برق ارزیابی می‌شود.

واژه‌های کلیدی: مدل‌سازی تقاضای برق، روش همجمعـی، پـیش‌بینـی تقاضای برق، پیش‌بینی سرمایه‌گذاری، الگـوی تصـحیح خطـا، انتشـار گازهای گلخانه‌ای.

۱. مقدمه

تقاضای برق در ایران با نرخی بسیار بالاتر از متوسط نرخ جهانی طی دو دهه اخیـر افـزایش یافتـه اسـت و بـه رقـم ۱۳۶۲۲۹ میلیـون کیلـووات‌سـاعت در سـال ۱۳۸۴ رسـیده اسـت. مصرف‌کنندگان برق در ایران به مشترکان خانگی، تجاری، عمومی، صنعتی، حمل و نقل و کشاورزی تقسیم می‌شوند. بخش صنعت با ۳۲/۷ درصد از کـل مصـرف بـرق در رتبـه اول مصرف برق در کشور در سال ۱۳۸۴ قرار دارد. مصرف بخش خانگی از سال ۱۳۴۶ تا سـال ۱۳۸۴ به طور متوسط سالانه حدود ۱۳ درصد رشد داشته است. مصرف برق در ایـن بخـش در سال ۱۳۸۴ به ۴۴۱۰۸ میلیون کیلوواتساعت بالغ گردیده است که ایـن مقـدار در حـدود ۳۲/۴ درصد از کل مصرف برق را شامل می‌شود.

شناخت صحیح از تقاضای برق به ما کمک مـی‌کنـد تـا بـرآورد درسـتی از سـرمایه مورد نیاز برای تأمین تقاضا و آثار بالقوه زیست محیطی بخش برق بدست آوریم. مطالعـات نظری پیش‌بینی تقاضای برق از اواسط قرن بیستم آغاز شد. پیش از آن با توجه بـه کوچـک بودن مقیاس سیستمهای برق، نیاز چندانی به مطالعات پیش‌بینی تقاضا احساس نمـی‌شـد. در نیمه دوم قرن بیستم پیش‌بینی تقاضای برق بـرای دورهٔ میـان مـدت و طـولانی مـدت مـورد توجه قرار گرفت و روشهای سری زمانی مختلفی جهت پـیش‌بینـی تقاضـای بـرق از جملـه روش اتورگرسـیو (AR)، الگـوریتم میـانگین متحـرک (MA)، الگـوریتم اتـو رگرسـیو - میـانگین متحـرک (ARMA) و الگـوریتم اتورگرسـیو - جمعـی - میـانگین متحـرک (ARIMA) توسعه یافت و در پیش‌بینی تقاضای برق به ویژه در کشورهای توسـعه یافتـه بـه طور گسترده مورد استفاده قرار گرفت. از آن پس، پـیش‌بینـی تقاضـای بـرق نـه تنهـا مـورد توجه نیروگاهها و شرکتهای برق قرار گرفت بلکه دولتها نیز با توجه به اثرات تقاضای بـرق

بر رشد اقتصادی و با ملاحظات معطوف به حفاظت از محیط زیست آن را مورد توجه قرار دادند.

مهمترین عوامل تعیین کننده تقاضای برق تولید ناخالص داخلی، قیمت و جمعیت است. در این پژوهش با توجه به شرایط اقتصادی و اجتماعی ایران، از متغیر بهبود کارایی در مصرف برق صنعتی نیز در کنار سایر متغیرها برای پیش‌بینی تقاضای برق استفاده می‌شود. به علاوه، همچون سایر مطالعات متداول در این حوزه، در تخمین تابع تقاضای برق در کشور به دو دلیل از تکنیک همجمعی استفاده خواهد شد.

اولاً : با استفاده از این تکنیک در تخمین تقاضای برق می‌توان از شکل‌گیری رگرسیون کاذب اجتناب کرد. به کارگیری روشهای اقتصادسنجی سنتی در برآورد ضرایب با استفاده از داده‌های سری زمانی بر این فرض استوار است که متغیرهای الگو پایا باشند. یک متغیر سری زمانی وقتی پایا است که میانگین، واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت بماند. چنانچه متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در برآورد ضرایب الگو ناپایا باشند، حتی در مواردی که هیچ رابطه معناداری بین متغیرهای الگو وجود نداشته باشد، ضریب تعیین به دست آمده می‌تواند بسیار بالا باشد و محقق به استنباط‌های نادرستی در مورد ارتباط بین متغیرها برسد. وجود متغیرهای ناپایا در الگو در عین حال سبب می‌شوند تا آزمونهای t و F معمول نیز از اعتبار لازم برخوردار نباشند. در چنین شرایطی کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط توزیع‌های t و F آماره‌های مناسبی برای انجام آزمون نخواهند بود. در اینصورت، کمیت‌های بحرانی t و F عموماً منجر به رد فرضیه H_0 شده و به غلط نتیجه‌گیری می‌شود که رابطه معنی‌داری بین متغیرهای الگو وجود دارد. از آنجا که سری‌های زمانی در اقتصاد کلان، به ویژه متغیرهای اسمی که در شرایط تورمی روندی صعودی دارند، عموماً ناپایا هستند، لازم است از تکنیکهای مناسب برای رفع این مشکل استفاده شود.[1]

ثانیاً : زمانی که متغیرهای اقتصادی درون‌زا مانند تولید ناخالص داخلی در معادله تقاضای برق به کار گرفته می‌شوند، برآورد تقاضای برق بصورت تک معادله‌ای تورش همزمانی ایجاد خواهد کرد و از این رو پیش‌بینی حاصل از آن نیز قابل اعتماد نخواهد بود. با کمک روشهای همجمعی بر هر دو مشکل فوق می‌توان غلبه کرد. به کمک این تکنیک می‌توان رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها را، در صورت وجود چنین رابطه‌ای، تعیین

1. Dolado, 1999

کرد. براساس نظریه همجمعی وقتی دو یا چند سری زمانی براساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داشته و یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هر چند ممکن است هر یک از آنها به تنهایی دارای روند تصادفی (ناپایا) باشند، اما مجموعه آنها در طول زمان با یکدیگر ارتباط برقرار می‌کنند و در نتیجه ترکیب خطی میان آنها باثبات (پایا) خواهد بود.

۲. پیشینه پژوهش

باقرتاش و همکاران[1] با بررسی تقاضای برق در ترکیه به روش همجمعی دریافته‌اند که کشش درآمدی تقاضای برق ترکیه بسیار بالا است ولی تاثیر متغیر قیمت معنادار نمی‌باشد. لین[2] به کمک روش همجمعی نشان داده است که بین تقاضای برق، درآمد و قیمت برق در چین رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد و کشش درآمدی بلندمدت تقاضای برق در این کشور بالا است. راماناتان[3] در هند، بنتزن[4] در دانمارک، سیلک و جوتز[5] در آمریکا، چان و لی[6] در چین، مسیح و مسیح[7] در چند کشور، تقاضای بعضی از حاملهای انرژی را با هدف بررسی وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرها مورد مطالعه قرار داده‌اند وبه این نتیجه رسیده‌اند که در بلندمدت حساسیت تقاضای حاملها نسبت به قیمت آنها بالاست.

در ایران مطالعات زیادی روی تقاضای برق انجام شده است که از جمله می‌توان به مطالعات انجام شده توسط موسسه استانفورد (۱۳۵۷)، سازمان برنامه و بودجه (۱۳۵۷)، موسسه عالی پژوهش در برنامه‌ریزی و توسعه (۱۳۷۱)، سازمان برنامه و بودجه (۱۳۷۳)، مزرعتی (۱۳۷۳)، عسگری (۱۳۷۹) و رنجبر (۱۳۷۹) اشاره کرد. اغلب این تحقیقات بدون استفاده از روش همجمعی و بدون در نظر گرفتن مسئله رگرسیون کاذب انجام شده‌اند. سهیلی (۱۳۸۲) مطالعه‌ای را با روش همجمعی روی حاملهای مختلف انرژی از جمله برق انجام داده و نتیجه گرفته است که تقاضای برق از کشش قیمتی و درآمدی بلندمدت بالایی برخوردار است.

۳. متغیرهای مورد استفاده در مدل و توصیف الگو

در این مقاله ضمن استفاده از روش همجمعی و الگوی تصحیح خطا تلاش خواهد شد

1. Bakirtas et al. 2000
2. Lin , 2003
3. Ramanathan, 1999
4. Bentzen, 1994
5. Silk and Joutz , 1997
6. Chan and Lee, 1997
7. Masih and Masih, 1996

سرمایه‌گذاری مورد نیاز برای تامین تقاضای برق و میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای ناشی از آن برآورد شود. همچنین توسعه اقدامات صرفه جویی در مصرف برق و افزایش ظرفیت-های تولید برق به عنوان دو گزینه جایگزین جهت پاسخگویی به نیازهای تقاضا به لحاظ هزینه با یکدیگر مقایسه خواهند شد.

به طور کلی تقاضای برق تحت تاثیر دو عامل اساسی یعنی تعرفه و تولید ناخالص داخلی تعیین می‌شود. در یک اقتصاد پیشرفته، برق تنها یک کالای معمولی نیست بلکه یک نهاده ضروری در فرآیند تولید و فعالیتهای روزمره مردم به شمار می‌آید. برق به جهت خدمات نهایی حاصل از آن از جمله گرمایش و سرمایش، نیروی محرکه و غیره خریداری می‌شود. به همین دلیل عوامل متعددی در الگوی تقاضای برق تاثیر می‌گذارند.[1] بطور مشخص، تغییر در ترکیب فعالیتهای اقتصادی و تغییرات الگوی مصرف به شدت مصرف برق تاثیر خواهد گذاشت. عوامل دیگری نیز از جمله آب و هوا می‌تواند بر تقاضای برق تاثیرگذار باشد. در روزهای سرد عمدتاً برق برای روشنایی و گرمایش استفاده می‌شود. به دلیل کوتاه بودن روزها در زمستان، مدت زمان استفاده از برق به منظور تامین روشنایی طولانی‌تر است. به هر حال، در تابستان بیشترین مصارف برق را سرمایش تشکیل می‌دهد. همچنین مصرف برق در طول اوقات شبانه روز تغییر می‌کند. بدین ترتیب، تقاضای برق به تغییرات آب و هوا و پیک تقاضا در هنگام دوره سرما و گرما بستگی دارد. در ایران به دلیل آن که مصرف برق جهت گرمایش به دلیل ارزانتر بودن دیگر حاملهای انرژی اندک است، پیک مصرف سالانه در ماههای تیر و مرداد رخ می‌دهد. از آنجائیکه بخش خانگی در ایران بخش عمده‌ای از مصرف برق را به خود اختصاص می‌دهد، لازم است در برآورد تقاضای سالانه و در محاسبه ظرفیت نیروگاهی مورد نیاز پیک مصرف روزانه و فصلی مورد توجه قرار گیرد.

نرخ رشد تقاضای برق برای گروهها و مناطق مختلف مصرف کننده متفاوت است. هر چند پیش‌بینی تقاضای برق به تفکیک مناطق و گروههای مصرف کننده امکان پذیر است، تمرکز ما در این مقاله بر توسعه یک مدل پیش‌بینی برای تحلیل ارتباط بین مصرف برق و متغیرهای کلان است. این مدل می‌تواند اطلاعات مورد نیاز برای برنامه‌ریزی‌های کلان مانند افزایش لازم در ظرفیتهای نصب شده، سرمایه‌گذاری مورد نیاز و آثار محیط زیستی ناشی از مصارف برق را فراهم آورد.

1. Gellings, 1996

عوامل اصلی تعیین کننده تقاضای بلندمدت برق در ایران عبارتند از:

۱. تولید ناخالص داخلی (GDP) : در ادبیات اقتصادی فرض می‌شود که تولید ناخالص داخلی درمصرف برق بسیار تعیین کننده است. رشد اقتصادی و در نتیجه تغییر استانداردهای زندگی، رشد مصرف برق را به دنبال دارد. براساس مطالعات تجربی رابطه مثبت معناداری بین تقاضای برق و GDP وجود دارد. با نگاه اجمالی به سریهای زمانی رشد GDP و رشد مصرف برق ملاحظه می‌شود در دوره‌هایی مانند سالهای ۵۰-۱۳۴۸ که تولید ناخالص داخلی واقعی رشد بالایی بین ۱۰ تا ۱۱ درصد را داشته است، مصرف برق نیز رشدی در حدود ۲۰ درصد داشته است و نیز در سالهایی همچون ۱۳۵۹ که تولید ناخالص داخلی حقیقی کمترین رشد را داشته است، مصرف برق نیز رشد پایینی در حدود ۲/۷ درصد داشته است.

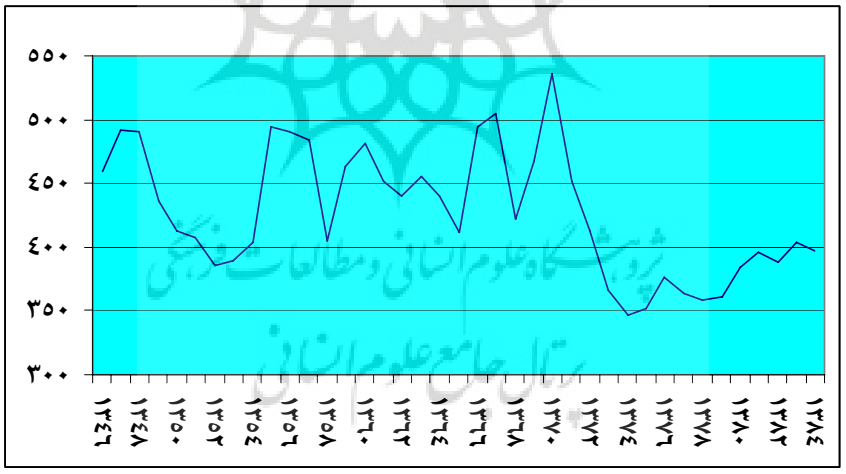
۲. قیمت برق: قیمت برق دیگر عامل مهمی است که بر تقاضای برق تاثیر می‌گذارد. در ایران پنج نوع تعرفه برق وجود دارد که عبارتند از : خانگی، عمومی، کشاورزی، صنعتی و تجاری. به منظور تشویق مشترکین خانگی برای کاهش مصرف انرژی، تعرفه‌های این بخش به صورت تصاعدی تنظیم شده است. در بخش تجاری نیز همانند بخش خانگی تعرفه‌ها به صورت تصاعدی است، بدین معنا که در بازه‌های مصرف بالاتر، نرخ‌های تعرفه بزرگتر است. با توجه به سیاست دولت مبنی بر گسترش بخش کشاورزی، تعرفه‌های این بخش در پایین‌ترین سطح قرار دارند. همچنین شرایط اقلیمی نیز بر قیمت برق تاثیر می‌گذارد به طوری که تعرفه‌های خانگی و تجاری به دو دسته تعرفه مناطق معمولی و گرم تقسیم می‌شوند. در این پژوهش از قیمت متوسط فروش برق استفاده شده و به کمک شاخص قیمت خرده فروشی براساس سال پایه ۱۳۶۹ (۱۰۰ = ۱۳۶۹)، قیمت اسمی برق به قیمت واقعی تبدیل شده است.

۳. جمعیت: جمعیت یکی دیگر از عوامل مهم در تعیین تقاضای برق است. افزایش جمعیت باعث افزایش در مصرف برق می‌گردد. رشد جمعیت و بهبود شرایط استاندارد زندگی مصرف برق را افزایش می‌دهد. در سالهای اخیر، سالانه حدود یک میلیون نفر به جمعیت کشور اضافه شده، که این امر باعث افزایش مصرف برق به ویژه در بخش خانگی گردیده است.

۴. کارایی در مصارف برق: در مصرف برق مصرف سرانه انرژی در ایران از ۱/۸۸ بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۴۶ به ۱۱/۵ بشکه معادل نفت خام در سال ۱۳۸۳ افزایش

یافته است، بدین ترتیب متوسط رشد سرانه مصرف در کشور طی این دوره ۵ درصد در سال می‌باشد. این خود موجب شده است مصرف سرانه انرژی در ایران ۶۴ درصد بیش از متوسط جهان و تقریباً دو برابر برخی از کشورهای همسایه باشد. شدت انرژی در ایران در سالهای ۴۶، ۸۰، ۸۱، ۸۲ و ۸۳ به ترتیب ۰/۵۷، ۱/۹۳، ۱/۹۴، ۱/۹۰ و ۱/۹۵ بشکه معادل نفت خام به ازای یک میلیون ریال تولید ناخالص داخلی به قیمتهای ثابت سال ۱۳۷۶بوده است. شدت انرژی در ایران بعد از کشورهای شوروی سابق بیشترین مقدار را در میان کشورها و مناطق مختلف جهان دارد. اقتصاد ایران برای تولید ارزش افزوده‌ای معادل هزار دلار، به ترتیب ۵/۳ برابر متوسط جهان و ۳/۳ برابر متوسط کشورهای آسیایی انرژی مصرف می‌کند. در این مطالعه از متغیر کارایی مصارف صنعتی برق به صورت نسبت ارزش افزوده واقعی بخش صنعت به مصرف برق بخش صنعتی استفاده می‌شود. نمودار ۱ تغییرات این متغیر را طی سالهای ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۴ نمایش می‌دهد. با توجه به ورود فن‌آوریهای نوین و انجام اقدامات صرفه‌جویی انرژی در بخش صنعت، انتظار می‌رود این متغیر رابطهٔ منفی با تقاضای برق داشته باشد.

نمودار ۱. متغیر کارایی مصارف برق صنعتی



همان‌طورکه ملاحظه می‌شود متغیر کارایی مصارف برق صنعتی نوسانات زیادی داشته است. در حالیکه در دوران سازندگی این متغیر به شدت کاهش یافته است، طی سالهای برنامه دوم توسعه (۷۸-۷۴) و برنامه سوم توسعه (۸۳-۷۹) این متغیر افزایش نشان می‌دهد.

بدین ترتیب، تابع تقاضای بلندمدت برق را می‌توان به صورت زیر در نظر گرفت:

$$ELD = f(RGDP, RPEL, POP, EF) \quad (1)$$

که در آن : ELD تقاضای برق، RGDP تولید ناخالص داخلی واقعی، RPEL قیمت واقعی برق، POP جمعیت و EF شاخص بهبود کارایی می‌باشد.[1]

٤. منابع گردآوری داده‌ها

آمارهای مربوط به تولید ناخالص داخلی به قیمتهای ثابت ۱۳۶۹، ارزش افزوده بخش صنعت به قیمتهای ثابت ۱۳۶۹ و شاخص قیمت خرده فروشی براساس سال پایه ۱۳۶۹، از نشریات آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران گردآوری گردیده است. آمار مربوط به مصرف کل برق، مصرف برق بخش صنعتی، جمعیت و متوسط قیمت برق از ترازنامه انرژی گردآوری شده است. داده‌های سری زمانی مورد استفاده سالهای ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۴ را دربر می‌گیرد.

۵. آزمون پایایی متغیرها

پیش از آن که به تخمین رابطه بلندمدت برای تقاضای برق در کشور بپردازیم لازم است ویژگی‌های سری‌های زمانی مورد استفاده را از نظر بررسی آزمون کنیم. برای این منظور، از دو آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF) و فیلپس – پرون (PP) استفاده می‌نماییم. نتایج این دو آزمون برای پایایی در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها در جدول (۱) آمده است.

نتیجه آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون پرون حاکی از آن است که نمی‌توان فرضیه وجود ریشه واحد را برای هیچ یک از متغیرها رد کرد و در نتیجه می‌توان گفت تمامی متغیرها ناپایا هستند. به هر حال به غیر از متغیر جمعیت، که تفاضل مرتبه اول آن نیز ناپایاست، همه متغیرها پس از یک بار تفاضل گیری، پایا خواهند شد.

با توجه به متفاوت بودن درجه جمعی متغیرها، در مدل تقاضای برق به جای تقاضای کل برق از تقاضای سرانه برق و به جای تولید ناخالص داخلی از تولید ناخالص داخلی سرانه استفاده می‌کنیم و بدین ترتیب معادله تقاضا را به صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$ELDPC = f(RGDPPC, RPEL, EF) \quad (2)$$

1. Lin, 2003

که در آن ELDPC تقاضای سرانه برق و RGDPPC تولید ناخالص داخلی سرانه می‌باشد.[1]

به علاوه، جهت بدست آوردن تفسیر کشش از ضرایب معادله تقاضا، متغیرها را به صورت لگاریتمی در نظر می‌گیریم. آماره‌های دیکی – فولر و پرون برای متغیر لگاریتم تقاضای سرانه برق به ترتیب ۲/۱۱ – و ۳/۱۸-، و برای تفاضل مرتبه اول آن به ترتیب ۳/۲۵- و ۳/۳۳- می‌باشد. بدین ترتیب، هر دو آماره نشان می‌دهند که تفاضل مرتبه اول این متغیر در سطح معناداری ۱۰ درصد پایا است. همچنین آماره‌های آزمون دیکی – فولر و پرون برای لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه به ترتیب ۲/۴۶- و ۲/۱۸- و برای تفاضل مرتبه اول آن به ترتیب ۳/۴۴- و ۳/۳۴- می‌باشد که هر دو آزمون نشان دهندهٔ پایایی تفاضل مرتبه اول این متغیر در سطح معناداری ۱۰ درصد می‌باشد.

جدول ۱ . آزمون ریشه واحد

تفاضل مرتبه اول متغیرها		سطح متغیرها		
پرون	دیکی ـ فولر تعمیم یافته	پرون	دیکی ـ فوکر تعمیم یافته	متغیر
-۳/۷۷ ×	-۳/۶۹ ×	-۲/۸۲	-۲/۲۴	LELD
-۳/۲۶ ×	-۳/۲۵ ×	-۱/۸۵	-۱/۴۸	LRGDP
-۶/۷۶ ××	-۴/۶۳ ××	-۲/۰۷	-۲/۲	LRPEL
-۶/۱۷ ××	-۵/۸۶ ××	-۲/۳۱	-۲/۵۴	LEF
-۱/۰۱	-۱/۰۵	-۲/۵۸	-۱/۹۳	LPOP

توجه ۱. حرف L نشاندهنده لگاریتم طبیعی است بطوریکه LEF = Ln (EF)

۲. علامت × (××) نشان دهنده سطح معناداری ۱۰ درصد (۵ درصد) می‌باشد.

۶. آزمون وجود بردار همجمعی

روش سنتی برای اجتناب از ایجاد رگرسیون کاذب بین متغیرهای سری زمانی آن است که از یک متغیر روند زمانی در میان متغیرهای مستقل مدل استفاده شود. به هر حال، چنانچه متغیرهای سری زمانی از پایایی روند برخوردار نباشند؛ افزودن متغیر روند زمانی موجب پایایی متغیرها نخواهد شد. در نتیجه در صورت استفاده از سریهای زمانی ناپایا، روشهای معمول اقتصادسنجی موجب خواهد شد تا آماره‌های t و F از اعتبار لازم برخوردار نباشند. هر چند با استفاده از تفاضل گیری مرتبه اول می‌توان متغیرهای سری زمانی ناپایا را به متغیرهای

1. Hoduge, 1999

پایا تبدیل کرد، در صورت استفاده از تفاضل متغیرها در برآورد ضرایب مدل اطلاعات ارزشمندی را در خصوص سطح متغیرها از دست خواهیم داد. به علاوه، اغلب تئوری‌های اقتصادی بر وجود رابطه بلندمدت بین سطح متغیرها دلالت دارند و بر وجود رابطه میان تفاضل متغیرها دلالت نمی‌کنند. از آنجا که براساس نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل در سطح پایا نبوده ولی تفاضل مرتبه اول آنها پایاست، با استفاده از روش همجمعی می‌توان رابطه بلندمدت را بدون هراس از کاذب بودن رگرسیون براساس سطح متغیرها برآورد کرد.

با اعمال دو متغیر برون زای مجازی جنگ (Dumwar) و انقلاب (Dumrevo)، آزمون‌یوهانسن بر وجود یک بردارهمجمعی در بین‌متغیرها دلالت‌دارد. باتوجه به این بردار همجمعی، ضرایب مربوط به رابطه تعادلی بلندمدت به صورت زیر بدست آمده است:

$$\beta' = (۱ \text{ و } -۰/۵۶۰۳ \text{ و } ۰/۳۶۲۶ \text{ و } ۰/۲۳۳۸ \text{ و } -۰/۰۴۵۸ \text{ و } ۶/۲۳۵۹) \quad (۳)$$

با توجه به بردار فوق می‌توان نوشت:

$$LELDPC = ۰/۵۶\ LRGDPPC - ۰/۳۶\ LRPEL - ۰/۲۳\ LEF + ۰/۰۵\ TREND - ۶/۲۴ \quad (۴)$$

رابطه (۴) نشان دهنده یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرها طی سالهای ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۴ می‌باشد. با توجه به مقادیر انحراف معیار برآورد شده، تمامی ضرایب معنی‌دار هستند. به علاوه، علائم کلیه ضرایب نیز همان علائم مورد انتظار می‌باشد. همانگونه که ملاحظه می‌شود تقاضای برق در بلندمدت نسبت به تولید ناخالص داخلی سرانه واقعی و نیز نسبت به قیمت واقعی برق کم کشش است، هر چند مقدار کشش قابل توجه است. به علاوه تقاضای برق با افزایش کارایی مصرف انرژی در بخش صنعت بطور قابل ملاحظه‌ای کاهش می‌یابد.

۷. ارزیابی دقت پیش‌بینی‌های کوتاه مدت توسط مدل

پس از تأیید رابطه همجمعی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، جهت تحلیل تغییرات کوتاه مدت از الگوهای تصحیح خطا[1] استفاده می‌شود. این الگوها در مطالعات تجربی از شهرت فزاینده‌ای برخوردار شده‌اند. این الگوها نوسانات کوتاه مدت متغیرها را با مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهند. در این قسمت جهت مرتبط کردن تقاضای بلندمدت برق با نوسانات کوتاه مدت آن از یک الگوی تصحیح خطای پویا استفاده می‌شود. این

1. Error Correction Models (ECM)

الگو که بر اساس رابطه همجمعی برآورد شده بنا می‌شود، در پیش‌بینی رفتار کوتاه مدت تقاضای برق مورد استفاده قرار می‌گیرد. برای این منظور از الگوی تصحیح خطای زیر استفاده می‌شود:

$$DLELDPC = \beta_0 + \sum_{i=1}^{n} . \beta_{ii} DLELDPC_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} . \beta_{\square i} DLRGDPPC_{t-i} \quad (۵)$$
$$+ \sum_{i=1}^{n} . \beta_{\square i} DLRPEL_{t-i} + \sum_{i=1}^{n} . \beta_{4i} DLEF_{t-i} + \beta_{\square} EC_{t-1} + \varepsilon_t$$

که در آن نماد D نشان دهنده تفاضل مرتبه اول متغیر و EC جمله تصحیح خطا و یا همان جمله خطای رگرسیون الگوی همجمعی است. ضریب EC_{t-1}، سرعت تعدیل به سمت تعادل را نشان می‌دهد و انتظار می‌رود که علامت آن منفی باشد. پس از تخمین مدل فوق با استفاده از وقفه‌های مختلف تفاضل‌های مرتبه اول متغیرها، مناسب‌ترین طول وقفه انتخاب شده و براساس آن الگوی تصحیح خطا با استفاده از داده‌های سالهای ۸۱-۱۳۴۶ به صورت زیر برآورد شده است

D(LELDPC)=۰/۷۴۶D(LELDPC(−۱))+۰/۴۷۵D(LELDPC(−۲))+۰/۲۷۸D(LRGDPPC)
D(LRGDPPC(−۱))−۰/۳۵۷D(LRGDPPC(−۲)−۰/۰۵۲D(LRPEL)+۰/۰۹۳D(LRPEL(−۲))
−۰/۱۷۹D(LEF)+۰/۰۹۷DLEF(−۱)−۰/۲۹۵ECM(−۱) (۶)

براساس نتایج این برآورد به استثناء ضریب متغیر D(LRPEL) کلیه ضرایب الگو در سطح معناداری کمتر از ۱۰ درصد معنی‌دار هستند. ضریب تعیین این الگو ۰/۸ می‌باشد، که در مقایسه با الگوهای تصحیح خطای مشابه نشان دهنده قدرت توضیحی قابل قبول آن است. ضریب جمله تصحیح خطا، ۰/۲۹۵- برآورد شده است که نشان می‌دهد ۰/۲۹۵ از عدم تعادل تقاضای برق در هر دوره، در دورهٔ بعد تعدیل می‌شود. بنابراین، تعدیل به سمت تعادل نسبتاً با کندی صورت می‌گیرد.

برای بررسی قابلیت پیش بینی مدل، لگاریتم تقاضای سرانه برق در سالهای ۱۳۸۴ – ۱۳۸۲ براساس الگوی تصحیح خطا، پیش‌بینی شده و در جدول (۲) با مقادیر واقعی آن مقایسه شده است.

نزدیکی مقادیر پیش‌بینی شده به مقادیر واقعی حکایت از قدرت توضیح دهندگی بالای الگو دارد. کوچک بودن مقادیر شاخصهای اندازه‌گیری خطای پیش‌بینی نیز حاکی از توانایی بالای الگو در پیش‌بینی است. همانطور که می‌دانیم ضریب نابرابری تایل همیشه بین

صفر و یک قرار دارد و هرچه به صفر نزدیکتر باشد نشان دهندهٔ برازش بهتر مدل است.

جدول ۲ . پیش‌بینی پیش از وقوع متغیر LELDPC به کمک الگوی تصحیح خطا

مقادیر پیش‌بینی شده	مقادیر واقعی	مشاهدات
-۶/۸۶	-۶/۸۵۰	۱۳۸۲
- ۶/۸۱۱	-۶/۷۸۷	۱۳۸۳
-۶/۷۴۷	-۶/۷۲۵	۱۳۸۴
۰/۰۱۹۶۱۴		مجذور میانگین مربعات خطاها[1]
۰/۰۱۸۴۹۴		میانگین قدر مطلق خطاها[2]
۰/۲۷۳۰۹۹		میانگین قدرمطلق درصد خطاها[3]
۰/۰۰۱۴۴۳		ضریب نابرابری تایل [4]

۸. پیش‌بینی تقاضای برق در سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲

حال می‌کوشیم به کمک الگوی برآورد شده، تقاضای برق را برای سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ پیش‌بینی نماییم. نرخ رشد جمعیت در دوره پیش‌بینی با توجه به هدف گذاری برنامه چهارم توسعه کشور ۱/۴ درصد فرض می‌شود. به منظور بررسی اثرات عوامل برون‌زا بر تقاضای برق، پیش‌بینی تقاضای برق تحت شش سناریوی مختلف صورت می‌گیرد.

۱. سناریوی استمرار وضع موجود با قیمت اسمی ثابت: در این سناریو فرض می‌شود که قیمت اسمی برق ثابت بماند و نرخ رشد متغیرهای تولید ناخالص داخلی و کارایی مصرف انرژی با توجه به متوسط آنها در سالهای اخیر به ترتیب ۴/۵ درصد و یک درصد باشد.

۲. سناریوی استمرار وضع موجود با قیمت واقعی ثابت: در این سناریو فرض می‌شود قیمت واقعی برق ثابت بماند و در نتیجه قیمتهای اسمی متناسب با نرخ رشد شاخص قیمت خرده فروشی در سالهای اخیر، ۱۵ درصد، افزایش یابد. نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و کارایی مصرف انرژی همچنان به ترتیب ۴/۵ درصد و یک درصد فرض می‌شود.

1. Root Mean Square Error
2. Mean Absolute Error
3. Mean Abs. Percent Error
4. Theil Inequality Coefficient

۳. سناریوی توسعه اقدامات صرفه‌جویی مصرف انرژی با قیمت اسمی ثابت: در این سناریو فرض می‌شود که قیمت اسمی برق ثابت بماند، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ۴/۵ درصد باشد، ولی در اثر توسعه اقدامات صرفه جویی مصرف انرژی، نرخ رشد متغیر کارایی مصرف انرژی از یک درصد در سالهای اخیر به ۳ درصد افزایش یابد.

۴. سناریوی توسعه اقدامات صرفه‌جویی مصرف انرژی با قیمت واقعی ثابت: در این سناریو فرض می‌شود قیمت واقعی برق ثابت بماند، تولید ناخالص داخلی با نرخ ۴/۵ درصد و کارایی مصرف انرژی با نرخ ۳ درصد افزایش یابد.

۵. سناریوی اهداف رشد اقتصادی برنامه چهارم توسعه با قیمت اسمی ثابت: در این سناریو فرض می‌شود قیمت اسمی برق ثابت بماند و تولید ناخالص داخلی با نرخ رشد ۸ درصد افزایش یابد. نرخ رشد کارایی مصرف انرژی همچنان یک درصد خواهد بود.

۶. سناریوی اهداف رشد اقتصادی برنامه چهارم توسعه با قیمت واقعی ثابت: در این سناریو برخلاف سناریو قبل فرض می‌شود قیمت واقعی برق ثابت بماند. نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و کارایی مصرف انرژی مانند سناریوی پنجم به ترتیب ۸ درصد و یک درصد خواهد بود.

نتایج پیش بینی تقاضای برق براساس سناریوهای شش گانه فوق در جداول (۳) و (۴) ارائه شده است.

جدول ۳ . پیش‌بینی تقاضای برق

(برحسب میلیون بشکه معادل نفت خام)

سناریو/سال	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲
سناریو اول	۹۱.۸۵	۱۰۴.۰۸	۱۱۷.۹۳	۱۳۳.۶۳	۱۵۱.۴۲	۱۷۱.۵۷	۱۹۴.۴۱	۲۲۰.۲۹
سناریو دوم	۸۴.۴۷	۹۰.۹۸	۹۸	۱۰۵.۵۵	۱۱۳.۶۹	۱۲۲.۴۶	۱۳۱.۹۱	۱۴۲.۰۸
سناریو سوم	۹۱.۴۳	۱۰۳.۱۳	۱۱۶.۳۲	۱۳۱.۲۰	۱۴۷.۹۸	۱۶۶.۹۱	۱۸۸.۲۷	۲۱۲.۳۵
سناریو چهارم	۸۴.۰۸	۹۰.۱۵	۹۶.۶۶	۱۰۳.۶۳	۱۱۱.۱۲	۱۱۹.۱۴	۱۲۷.۷۴	۱۳۶.۹۶
سناریو پنجم	۹۳.۵۶	۱۰۷.۹۹	۱۲۴.۶۵	۱۴۳.۸۷	۱۶۶.۰۶	۱۹۱.۶۶	۲۲۱.۲۲	۲۵۵.۳۴
سناریو ششم	۸۶.۰۴	۹۴.۴۰	۱۰۳.۵۸	۱۱۳.۶۴	۱۲۴.۶۹	۱۳۶.۸۰	۱۵۰.۱۰	۱۶۴.۶۹

جدول ۴. پیش‌بینی تقاضای برق

(برحسب میلیون کیلووات‌ساعت)

سناریو/سال	۱۳۸۴	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲
سناریو اول	۱۴۱۷۲۴	۱۵۸۳۶۴	۱۷۹۴۴۴	۲۰۳۳۲۹	۲۳۰۳۹۴	۲۶۱۰۶۲	۲۹۵۸۱۱	۳۳۵۱۸۶	۳۷۹۸۰۲
سناریو دوم	۱۴۱۷۲۴	۱۴۵۶۳۰	۱۵۶۸۶۱	۱۶۸۹۵۸	۱۸۱۹۸۸	۱۹۶۰۲۳	۲۱۱۱۴۰	۲۲۷۴۲۳	۲۴۴۹۶۲
سناریو سوم	۱۴۱۷۲۴	۱۵۷۶۴۰	۱۷۷۸۰۶	۲۰۰۵۵۱	۲۲۶۲۰۷	۲۵۵۱۴۴	۲۸۷۷۸۳	۳۲۴۵۹۷	۳۶۶۱۲۱
سناریو چهارم	۱۴۱۷۲۴	۱۴۴۹۶۴	۱۵۵۴۲۹	۱۶۶۶۴۹	۱۷۸۶۸۰	۱۹۱۵۷۹	۲۰۵۴۰۹	۲۲۰۲۳۸	۲۳۶۱۳۷
سناریو پنجم	۱۴۱۷۲۴	۱۶۱۳۱۵	۱۸۶۱۹۲	۲۱۴۹۰۷	۲۴۸۰۴۹	۲۸۶۳۰۳	۳۳۰۴۵۶	۳۸۱۴۱۸	۴۴۰۲۳۹
سناریو ششم	۱۴۱۷۲۴	۱۴۸۳۴۳	۱۶۲۷۶۰	۱۷۸۵۷۸	۱۹۵۹۳۳	۲۱۴۹۷۵	۲۳۵۸۶۸	۲۵۸۷۹۱	۲۸۳۹۴۲

۹. سرمایه‌گذاری مورد نیاز در صنعت برق

به منظور برآورد سرمایه‌گذاری مورد نیاز سالانه صنعت برق جهت تأمین افزایش در تقاضای برق، ابتدا مقدار افزایش تقاضای سالانه برق محاسبه می‌شود:

$$\Delta ELD_t = ELD_t - ELD_{t-1} \qquad (۷)$$

که در آن ΔELD افزایش تقاضای برق برحسب میلیون بشکه معادل نفت خام در سال t و ELD_t مقدار تقاضای برق برحسب میلیون بشکه معادل نفت خام است. در مرحله بعد، به کمک تساوی زیر مقدار سرمایه‌گذاری مورد نیاز برای افزایش ظرفیت تولید برق محاسبه می‌شود:[1]

$$Inv_t = k_{EL} * \Delta ELD_t \qquad (۸)$$

که در آن Inv_t مقدار سرمایه دلاری مورد نیاز برای ایجاد ظرفیت برق جدید در سال t و k_{EL} ضریب سرمایه دلاری مورد نیاز برای ایجاد ظرفیت لازم جهت تولید برق به میزان یک میلیون بشکه معادل نفت خام در سال است. اگر هزینه احداث یک کیلووات ظرفیت نیروگاهی بطور متوسط ۵۰۰ دلار فرض شود، این ضریب در حدود ۱۹۰ میلیون دلار برای یک میلیون بشکه معادل نفت خام ظرفیت تولید برق خواهد بود. لازم به ذکر است که در معادله (۸) هزینه‌های استهلاک، توسعه شبکه انتقال و توزیع برق نادیده گرفته شده است.

میزان سرمایه‌گذاری سالانه مورد نیاز جهت تأمین افزایش در تقاضای برق برای سالهای ۹۲-۱۳۸۵ تحت سناریوهای شش‌گانه مورد نظر براساس معادله (۸) محاسبه و در جدول ۵ گزارش شده است.

1. Majumdar and Parikh (2000)

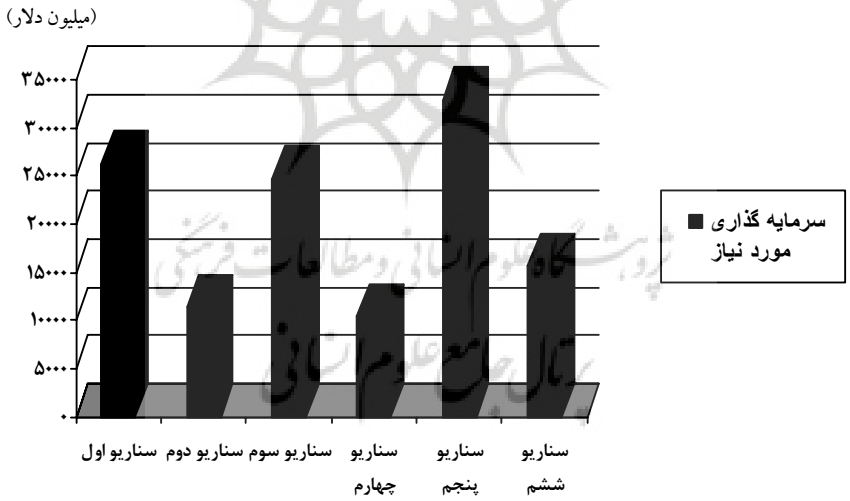
جدول۵. پیش‌بینی سرمایه‌گذاری مورد نیاز جهت تامین افزایش در تقاضای برق در سناریوهای مختلف

(میلیون دلار)

سناریو/سال	۱۳۸۵	۱۳۸۶	۱۳۸۷	۱۳۸۸	۱۳۸۹	۱۳۹۰	۱۳۹۱	۱۳۹۲	کل
سناریو اول	۱۸۳۴	۲۳۲۳	۲۶۳۲	۲۹۸۳	۳۳۸۰	۳۸۲۹	۴۳۳۹	۴۹۱۷	۲۶۲۳۶
سناریو دوم	۴۳۰	۱۲۳۸	۱۳۳۳	۱۴۳۶	۱۵۴۷	۱۶۶۶	۱۷۹۴	۱۹۳۳	۱۱۳۷۷
سناریو سوم	۱۷۵۴	۲۲۲۲	۲۵۰۷	۲۸۲۷	۳۱۸۹	۳۵۹۷	۴۰۵۷	۴۵۷۶	۲۴۷۲۸
سناریو چهارم	۳۵۷	۱۱۵۳	۱۲۳۷	۱۳۲۶	۱۴۲۱	۱۵۲۴	۱۶۳۴	۱۷۵۲	۱۰۴۰۴
سناریو پنجم	۲۱۵۹	۲۷۴۲	۳۱۶۴	۳۶۵۲	۴۲۱۶	۴۸۶۶	۵۶۱۶	۶۴۸۲	۳۲۸۹۶
سناریو ششم	۷۲۹	۱۵۸۹	۱۷۴۳	۱۹۱۳	۲۰۹۸	۲۳۰۲	۲۵۲۶	۲۷۷۲	۱۵۶۷۲

سرمایه‌گذاری کل مورد نیاز جهت تأمین افزایش تقاضای برق در سالهای ۹۲-۱۳۸۵ تحت سناریوهای شش‌گانه در نمودار (۲) با یکدیگر مقایسه شده‌اند.

نمودار۲. سرمایه‌گذاری تجمعی مورد نیاز در سال های ۹۲-۱۳۸۵ جهت تامین افزایش تقاضای سالانه



این نمودار نشان می‌دهد که قیمت برق تاثیر قابل توجهی روی مصرف آن و در نتیجه سرمایه‌گذاری مورد نیاز بخش برق دارد. از مقایسه سناریوهای شش‌گانه ملاحظه می‌شود در کلیه سناریوها شامل استمرار وضع موجود، توسعه اقدامات صرفه جویی مصرف

انرژی و سناریوهای تحقق اهداف رشد اقتصادی برنامه چهارم توسعه، حجم سرمایه گذاریهای مورد نیاز، هنگامی که قیمت اسمی ثابت می‌ماند، تقریباً دو برابر زمانی است که قیمتهای واقعی ثابت نگاه داشته می‌شود. تأثیر رشد تولید ناخالص داخلی نیز بر سرمایه-گذاری مورد نیاز قابل ملاحظه است. چنانچه رشد تولید ناخالص داخلی از متوسط ۴/۵ درصد سالهای اخیر به نرخ ۸ درصد هدف گذاری شده در برنامه چهارم توسعه افزایش یابد، سرمایه گذاری مورد نیاز با فرض ثابت بودن قیمت اسمی، ۶/۷ میلیارد دلار و با فرض ثابت بودن قیمت واقعی، ۴/۳ میلیارد دلار افزایش خواهد یافت.

۱۰. بررسی مقایسه‌ای توسعه اقدامات صرفه‌جویی مصرف برق و افزایش ظرفیت‌های تولید برق

افزایش کارایی مصرف انرژی به مفهوم صرفه‌جویی در مصارف برق و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاریهای مورد نیاز خواهد بود. به منظور مقایسه هزینه‌های توسعه اقدامات صرفه‌جویی مصرف انرژی و هزینه‌های احداث ظرفیت‌های تولید برق جدید، ابتدا می‌کوشیم هزینه انجام اقدامات موردنیاز جهت یک کیلووات ظرفیت صرفه‌جویی در مصارف برق بخش صنعتی را برآورد نماییم. بدین منظور هزینه‌های تعدادی از طرحهای بهینه سازی مصرف انرژی در واحدهای صنعتی و میزان صرفه جویی در مصرف برق حاصل از آنها را مورد توجه قرار می‌دهیم.

با توجه به جدول۶ هزینه اقدامات صرفه‌جویی در مصارف برق صنعتی با احتساب نرخ ۹۰۰۰ ریال برای هر دلار، معادل ۴۰۳ دلار به ازای هر کیلووات صرفه‌جویی برآورد می‌شود. بنابراین، از مقایسه سرمایه‌گذاریهای مورد نیاز در سناریو اول و سناریو سوم ملاحظه می‌شود توسعه اقدامات صرفه‌جویی در مصارف برق، از طریق افزایش متغیر کارایی مصرف برق از یک درصد به سه درصد، موجب کاهش تقاضا و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاریهای مورد نیاز جهت احداث ظرفیت‌های جدید به میزان ۱۵۰۸ میلیون دلار خواهد شد، که طبعاً جهت دستیابی به این میزان صرفه‌جویی لازم است ۱۲۳۸ میلیون دلار جهت توسعه اقدامات صرفه‌جویی مصرف برق هزینه شود.

همچنین از مقایسه سرمایه‌گذاریهای مورد نیاز تحت سناریوی دوم و چهارم ملاحظه می‌شود، با صرف ۷۹۸ میلیون دلار جهت توسعه اقدامات بهینه سازی مصرف برق در بخش صنعت می‌توان ۹۷۲ میلیون دلار توسعه در هزینه‌های احداث نیروگاههای جدید صرفه-جویی نمود. به‌هرحال، در این مقایسه‌ها، هزینه‌های اجتماعی ناشی از فعالیتهای تولید برق و

نیز هزینه‌های عملیاتی و نگهداری مربوط به تولید برق توسط نیروگاههای جدید نادیده گرفته شده است. با احتساب این هزینه‌ها، توسعه اقدامات بهینه سازی مصرف برق در صنعت، بسیار اقتصادی‌تر از تأمین تقاضای اضافی از طریق توسعه نیروگاهها ظاهر خواهد شد.

جدول ٦ . طرحهای بهینه سازی مصرف برق در واحدهای صنعتی در سالهای ۱۳۸۱ و ۱۳۸۲

نام شرکت	صرفه جویی برق (Mwh)	هزینه سرمایه گذاری (میلیارد ریال)
والا قطعه	۵۰۰	۲/۶
سیمان آبیک	۳۲۶۷۶	۱۹/۵
سیمان اکباتان	۵۹۴۰	۱۱
سیمان شاهرود	۱۴۴۸	۰/۹۸
بلال	۶۶۰۶۷	۳۳
توزیع برق همدان	۱۱۵۰۰	۱
سیمان غرب	۱۳۲۵/۸	۱/۸
تجهیزات آموزشی سپاهان	۴۷۲	۲/۱۱
نوید آلیاژ	۲۰۰۰	۱/۲۳
سیمان لوشان	۳۴۴۵	۱۰/۵
پیستون ایران	۴۷۱۵	۶۰
شیشه قزوین	۴۱۵۵۳	۱/۴
سامان کاشی	۷۸۶/۴	۰/۹۵
مارگارین	۵۰۰۰۰	۳۵

مأخذ: دفتر بهینه سازی مصرف انرژی

۱۱. آثار زیست محیطی

افزایش تولید برق به ویژه برق حرارتی، افزایش انتشار گازهای آلاینده ناشی از احتراق سوختهای فسیلی را به همراه دارد. اکسیدهای گوگرد (SO_x)، اکسیدهای نیتروژن (NO_x)، مونوکسید کربن (CO)، ذرات معلق (SPM)، هیدروکربنها (CH) و دی اکسید کربن (CO_2)، از جمله گازهای آلاینده ناشی از احتراق سوختهای فسیلی در نیروگاههای حرارتی می‌باشند. گازهای گلخانه‌ای مانند CO_2 سبب بروز پدیده تغییرآب و هوا و گرمایش جهانی می‌شوند. از سوی دیگر، گازهای آلاینده‌ای مانند NO_x و SO_x و CO

سبب بارش بارانهای اسیدی، بروز مخاطرات بهداشتی و سلامتی برای انسان و سایر موجودات می‌شوند و بدین لحاظ هزینه‌های اجتماعی سنگینی را به جامعه تحمیل می‌کند. ضرایب انتشارگازهای آلاینده و گلخانه‌ای بخش نیروگاهی کشور در جدول (۷) گزارش شده است.

جدول ۷ . ضرایب انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای بخش نیروگاهی کشور برحسب گرم بر کیلووات‌ساعت

سال/ گاز	NOx	SO_2	C	SO_3	CO	CH	SPM
۱۳۸۳	۰/۸۶۹	۰/۷۶۶	۱۵۴/۶۴۸	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۳	۰/۰۱

منبع: ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۳

با استفاده از ضرایب انتشار فوق، انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای توسط بخش نیروگاهی تحت سناریوهای مختلف برای دوره ۹۲-۱۳۸۵ برآورد شده و در جدول (۸) گزارش شده است. همان طور که در این جدول ملاحظه می‌شود میزان انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای در سناریو پنجم به طور قابل ملاحظه‌ای بیشتر از سایر سناریوها است و کمترین میزان انتشار مربوط به سناریوی چهارم است. تفاوت میزان انتشار میان سناریوها با قیمت اسمی ثابت و قیمت واقعی ثابت حاکی از آن است که با استفاده از ابزار قیمت می‌توان تا حدود زیادی میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلاینده را کنترل کرد.

جدول ۸. پیش‌بینی انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای توسط بخش نیروگاهی تحت سناریوهای مختلف

در سالهای ۹۲-۱۳۸۵ (برحسب هزار تن)

سناریو/ گاز	C	CH	CO	NOx	SO_2	SO_3	SPM
سناریو اول	۳۱۶۰۰۶.۹	۶.۱	۲	۱۷۷۵.۷	۱۵۸۵.۷	۴.۱	۲۰.۴
سناریو دوم	۲۳۷۰۷۲.۸	۴.۶	۱.۵	۱۳۳۲.۲	۱۱۸۹.۶	۳.۱	۱۵.۳
سناریو سوم	۳۰۸۶۵۳.۷	۶	۲	۱۷۳۴.۴	۱۵۴۸.۸	۴	۲۰
سناریوچهارم	۲۳۱۸۳۰.۴	۴.۵	۱.۵	۱۳۰۲.۷	۱۱۶۳.۳	۳	۱۵
سناریو پنجم	۳۴۷۷۸۴.۶	۶.۸	۲.۳	۱۹۵۴.۳	۱۷۴۵.۱	۴.۵	۲۲.۵
سناریو ششم	۲۵۹۶۸۳.۳	۵	۱.۷	۱۴۵۹.۲	۱۳۰۳.۱	۳.۴	۱۶.۸

۱۲. نتیجه‌گیری

مهمترین یافته‌های این مطالعه را می‌توان به صورت زیر جمع‌بندی نمود:

میان متغیرهای مصرف سرانه برق، تولید ناخالص داخلی سرانه، قیمت برق و بهبود کارایی در صنعت برق رابطه همجمعی برقرار است. کشش درآمدی بلندمدت تقاضای سرانه برق ۰/۵۶ و کشش قیمتی بلندمدت تقاضای سرانه برق ۰/۳۶ – برآورد می‌شود.

ضریب تعدیل کوتاه مدت تقاضای سرانه برق ۰/۲۹۵ – برآورد می‌شود. این ضریب نشان می‌دهد تعدیل به سمت تعادل نسبتاً به کندی صورت می‌گیرد.

قیمت برق را می‌توان به عنوان ابزاری مناسب جهت کنترل رشد مصرف برق به کاربرد. با فرض استمرار وضع موجود چنانچه قیمت اسمی برق ثابت بماند، طی سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ در حدود ۲۶/۲ میلیارد دلار سرمایه‌گذاری در بخش تولید برق مورد نیاز خواهد بود. این در حالی است که اگر قیمت واقعی ثابت نگاه داشته شود، این میزان به۱۱/۴ میلیارد دلار کاهش خواهد یافت.

با فرض استمرار وضع موجود، چنانچه اقدامات صرفه‌جویی در مصارف برق صنعتی به گونه‌ای افزایش یابد که نرخ رشد کارایی در مصرف انرژی از متوسط یک درصد در سالهای اخیر به ۳ درصد افزایش یابد، با فرض ثابت بودن قیمت اسمی برق، سرمایه‌گذاری مورد نیاز در بخش تولید برق طی سالهای ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۲ در حدود ۲۴/۷ میلیارد دلار و با ثابت بودن قیمت واقعی برق در حدود ۱۰/۴ میلیارد دلار خواهد بود. بدین ترتیب، با ترکیب سیاستهای تعدیل قیمت برق متناسب با نرخ تورم و نیز توسعه اقدامات بهینه سازی مصرف انرژی می‌توان سرمایه‌گذاری مورد نیاز در توسعه نیروگاهها را به کمتر از نصف کاهش داد.

با فرض نرخ رشد ۸ درصدی تولید ناخالص داخلی در برنامه چهارم توسعه، و با فرض ثابت بودن قیمت اسمی برق طی سالهای ۹۲-۱۳۸۵، سرمایه‌گذاری مورد نیاز در بخش تولید برق در حدود ۳۲/۹ میلیارد دلار خواهد بود. به‌هرحال، با فرض ثابت ماندن قیمت واقعی برق این رقم به ۱۵/۷ میلیارد دلار کاهش خواهد یافت.

راهبرد توسعه اقدامات صرفه‌جویی در مصرف برق اقتصادی‌تر از راهبرد افزایش ظرفیت‌های تولید برق می‌باشد، به طوری که با فرض رشد ۴/۵ درصدی تولید ناخالص داخلی و با فرض ثابت ماندن قیمت اسمی برق با انجام ۱۲۳۸ میلیون دلار هزینه روی توسعه اقدامات صرفه‌جویی در مصارف برق صنعتی می‌توان ۱۵۰۸ میلیون دلار در هزینه‌های سرمایه‌گذاری جهت افزایش ظرفیتهای تولید برق صرفه‌جویی کرد. همچنین با صرف ۷۹۸ میلیون دلار در جهت توسعه اقدامات صرفه جویی در مصارف برق صنعتی، با فرض ثابت

ماندن قیمت واقعی برق، می‌توان ۹۷۲ میلیون دلار در هزینه‌های سرمایه‌گذاری جهت افزایش ظرفیت‌های تولید برق صرفه‌جویی به عمل آورد.

میزان انتشار گازهای آلاینده و گلخانه‌ای صنعت برق در طول سالهای برنامه چهارم توسعه، هنگامی که قیمت اسمی برق ثابت نگاه داشته می‌شود حدوداً ۲۰ درصد بیشتر از زمانی است که قیمت واقعی برق ثابت می‌ماند.

۱۲. منابع و مآخذ

۱. وزارت نیرو؛ ترازنامه انرژی،۱۳۸۳.

۲. رنجبر فلاح، محمدرضا، الگوی جامع تقاضای انرژی در ایران؛ رساله دکتری، دانشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس تهران، ۱۳۷۹.

۳. سهیلی، کیومرث؛ روابط پویای بین متغیرهای کلان موثر بر تقاضای انرژی در ایران« کاربردی از مدل تصحیح خطای برداری»؛ پایان نامه دکتری، دانشگاه امام صادق (ع)، ۱۳۸۲.

۴. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران؛ شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری، ۱۳۸۱.

۵. عسگری، علی؛ بررسی تقاضای برق در بخشهای مختلف مصرفی و نگرشی بر سیاست قیمت‌گذاری برق؛ رساله دکتری، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ۱۳۷۹.

۶. وزارت نیرو؛ گزارش عملکرد طرح یارانه سود تسهیلات؛ معاونت انرژی، دفتر بهینه-سازی مصرف انرژی، دی ماه ۱۳۸۲

۷. مزرعتی، محمد؛ بررسی تقاضای عمده‌ترین حاملهای انرژی در ایران؛ رساله کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، ۱۳۷۳.

8. Bakirtas, T., karbuz, S., Bildirici, M., 2000; An Economteric Analysis of Electricity Demand in Turkey; METU Studies in Development, 27 (1-2), 23-32.

9. Bentzen, J., 1994; An Empirical Analysis of Gasoline Demand in Denmark using Cointegration Techniques, Energy Economics, 16 (2), 139-143.

10. Chan, H.L., and Lee, S.K., 1997; Modelling and Forecasing the Demand for Energy in China, Energy Economics, 19: 271-287.

11. Dolado, J. J., Gonzalo, J., Marmol, F., 1999; Cointegration; Working Paper, Universidad Carlos III de Madrid, Spain.

12. Eltony, M. and Al – Mutairi, N., 1995, Demand for Gasoline in Kuwait an Empirical Analysis Using Cointegration Techniques, Energy Economics, 7 (3) : 249-253

13. Hodge, J.T., 1999; a Cointegration Analysis of U.S. Energy Demand

Elasticities, Working Paper, Colorado School of Mines, USA.
14. Lin, Q.B., 2003; Electricity Demand in the People's Republic of China: Investment Requivement and Envrionmental Impact; ERD Working Paper Series NO. 37.
15. Majumdar, S., Parikh, J., 2000; Energy models for 2000 and beyond, chapter 2, 25-65.
16. Masih, A.M.M and Masih, Rumi 1996; Energy Consumption, Real Income and Temporal Causality: Results from Multi Country Study Based on Cointegration and Error Correction Modelling Technique, Energy Economics, 18, 165-183..
17. Ramanathan, R. 1999; Short – and long- Run Elasticities of Gasoline Demand in India: An Empirical Analysis Using Cointegration Techniques, Energy Economics, 21, 321-330.
18. Silk, J.I. and Joutz, F.L., 1997; Short and Long run clasticities in U.S. Residential Electricity demand: Cointegration Approch, Energy Economics, 19: 493-513.
19. www.tananir.org.ir

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی