مجلهٔ دانش و توسعه (علمی - پژوهشی) سال پانزدهم، شمارهٔ ۲۵، زمستان ۱۳۸۷

تحلیل تقاضای برق در ایران با استفاده از مفهوم هم‌جمعی و مدلARIMA (۱۳۸۸ – ۱۳۶۳)

سعید صمدی *
استادیار گروه اقتصاد دانشگاه اصفهان
آمنه شهیدی
کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه اصفهان
فرزانه محمدی
کارشناسی ارشد علوم اقتصادی دانشگاه اصفهان

چکیده:

صنعت برق در جهان، بیش از صد سال قدمت دارد و هر کشوری با توجه به این‌که دولت یا بخش خصوصی به چه میزان در صنعت برق دخالت دارد، ساختار تولیدی را برای خود انتخاب کرده است. اما به طور کلی اکنون در سرتاسر جهان، صنعت برق 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 می‌پردازند. در چنین شرایطی مطالعه وضعیت اقتصادی صنعت برق در ایران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در مقاله حاضر تلاش شده است با استفاده از مدل‌های هم‌جمعی و ARIMA ، تقاضای برق مصرفی در ایران برآورد و پیش‌بینی گردد. نتایج حاصل از تحقیق، گویای این واقعیت است که واکنش مصرف‌کنندگان برق در ایران به تغییرات درآمد و قیمت کاملاً محدود است و بنابراین نیاز به طراحی مقررات اقتصادی در بازار برق ایران وجود دارد. همچنین پیش‌بینی‌های مربوط به تقاضای برق در آینده نشان می‌دهد که تقاضای سرانه برق با نرخ رشد سالانه ۴/۴ درصد افزایش می‌یابد که حاکی از رشد بسیار بالای مصرف برق در ایران می‌باشد.

واژه های کلیدی: تقاضای برق ایران، پیش‌بینی، هم جمعی، مدل ARIMA

طبقه بندی JEL: C5, C53, Q41

---

* (نویسنده مسئول) samadi_sa@yahoo.com
تاریخ دریافت:۸۶/۷/۲۰ تاریخ پذیرش: ۸۷/۵/۲۰

Archive of SID

www.SID.ir

Electricity Demand Analysis in Iran by Using Cointegration and ARIMA Modeling (1363-1388)

Saeed Samadi
Assistant Professor in economics, Isfahan University
Amene Shahidi
M.A. Student in economics, Isfahan University
Farzaneh Mohammadi
M.A. Student in economics, Isfahan University

Electricity industry is older than 100 years in the world and every nation has selected a kind of system depends on interference of government or private sector in electricity industry. But today, generally, in all over the world, electricity industry is moving towards competitive markets and process of reforming structure. Electricity industry in Iran is passing a new structure from natural monopoly structure to competitive markets in which producers compete for selling energy. In this sitvation, study about the situation of economical industry of electricity in Iran is too important. Using cointegration analysis and autoregressive integrated moving average (ARIMA) modeling; the present article focuses on this issue by both providing electricity demand estimation and forecast for electricity demand in Iran. The study concludes that consumers' respond to price and income changes is quite limited and therefore there is a need for economic regulation in Iran electricity market. Furthermore, forecasting future demand indicate that per capita demand of electricity increases with annual growth rate of 4/4 percent and this shows that growth rate of electricity consumption in Iran is very high.

Keywords: Iran electricity demand, forecast, cointegration, ARIMA modeling.

JEL: C5, C53, Q41

مقدمه

با توجه به تحولات صنعت برق دنیا در زمینه‌های توسعه علمی، ارتقاء فناوری‌های ساخت و بهره‌برداری، شکست انحصارها و ساختارهای یکپارچه، آزادسازی و خصوصی‌سازی تولید برق و رشد بازارهای ملی – منطقه‌ای، صنعت برق ایران نیز در معرض این تحولات قرار گرفته است به گونه‌ای که سال‌های اخیر را می‌توان دوران تحولات ساختاری در صنعت برق ایران نامید. از طرفی با توجه به شتاب گرفتن روند صنعتی شدن کشورهای خاورمیانه، پیش‌بینی می‌شود که بالاترین

Archive of SID

www.SID.ir

درصد رشد تقاضای برق در این کشورها باشد که در این بین، کشور ایران با توجه به ازدیاد جمعیت و گستردگی سرزمین و نیز اجرای برنامه‌های توسعه، سهم بیشتری را به خود اختصاص خواهد داد.

با توجه به مطالب بیان شده و نیز نظر به اهمیتی که منابع انرژی پایان‌پذیر از جمله برق در جوامع بشری دارد، ضروری است که ابعاد عرضه و تقاضای این عنصر حیاتی، بهتر شناخته شود. علاوه بر این با توجه به کمبود امکانات و نیروگاه‌های لازم جهت تولید برق، ضرورت بررسی عرضه و تقاضای برق و نیز واکنش مصرف‌کنندگان در مقابل تغییرات قیمت این محصول آشکارتر می‌شود که این امر امکان برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری صحیح در رابطه با این انرژی را میسرتر می‌گرداند. با در نظر گرفتن این موضوع، مقاله حاضر به دنبال برآورد یک مدل تقاضای برق در ایران با نگاهی به دستیابی برآوردهای کوتاه‌مدت و بلندمدت کشش‌های قیمت و درآمد می‌باشد و پس از آن به پیش‌بینی تقاضای برق ایران در سال‌های آتی می‌پردازد. مدلی که برای تخمین تقاضا به کار گرفته خواهد شد یک نسخه پویا از مدل فرم حل شده به نام «مدل تعدیل جزئی» است. همچنین یک تحلیل هم جمعی برای مشخص نمودن خصوصیات داده‌ها به خدمت گرفته شده است. مضاف بر این پیش‌بینی تقاضای برق سالانه بر اساس مدل ARIMA طراحی و عرضه شده است.

ادبیات موضوع

تجربیات دهه ۱۹۷۰ و دهه ۱۹۸۰ منجر به افزایش بسیار زیاد در تعداد مطالعات تقاضای انرژی گردید، روندی که تا حدودی بر اثر افزایش نگرانی‌های مربوط به انتشار گازهای گلخانه‌ای حاصل از احتراق سوخت‌های فسیلی تجدید حیات یافت. بنابراین از سال‌های اولیه دهه ۱۹۷۰ مطالعات متنوعی، در خصوص برآورد نیاز به انرژی با استفاده از مدل‌های تخمینی مختلف صورت گرفت. در بسیاری از این مطالعات، هدف اندازه‌گیری میزان تأثیر فعالیت‌های اقتصادی و قیمت‌های انرژی بر روی تقاضای انرژی بوده است (به بیان دیگر برآورد کشش‌های قیمت و درآمد انرژی که برای پیش‌بینی تقاضای انرژی بسیار با اهمیت هستند). شواهد حاکی از آن است که کشش‌های بلندمدت درآمد در حدود یک و یا کمی بیشتر از آن و کشش‌های قیمت کمتر از این حد می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

در بسیاری از مطالعات تقاضای انرژی، دو گونه متفاوت از مدل‌های موجود یعنی«مدل فرم حل شده» و «مدل شکل ساختاری» به کار گرفته شده‌اند. مدل اول یک مدل تقاضای خطی دو بار لگاریتم‌گیری شده (Double-log) است که در این مدل، تقاضای انرژی، عامل خطی مستقیم از قیمت انرژی و درآمد واقعی محسوب می‌گردد. کوریس (Kouris,1981) و درولاس (Drollas,1984) از این مدل در مطالعات خود بهره گرفتند. به علاوه دال و استرنر(Dahl & Sterner,1991) گزارش می‌کنند که در بیش از ۶۰ مطالعه و تحقیق انتشار یافته از مدل فرم حل شده استفاده شده است. از سوی دیگر مدل دوم یک مدل تقاضای مجزاسازی شده است مبتنی بر این عقیده که تقاضای انرژی یک تقاضای اشتقاقی است، یعنی تقاضای انرژی تقاضا برای خدمات آن همچون روشنایی، گرما و قدرت است و نه تقاضا برای خود آن. این مدل، تقاضای انرژی را به چند معادله تقاضا تقسیم می‌کند و به عنوان عاملی غیرمستقیم و نه مستقیم، و تابعی از قیمت انرژی و درآمد واقعی در نظر می‌گیرد.

پین‌دیک (Pindyck,1979) یک بحث مفصل در خصوص ساختار این مدل را ارائه می‌نماید. هر چند که مدل ساختاری از نقطه نظر اقتصادی مزایای متنوع بیشتری نسبت به فرم حل شده دارد، به کارگیری گسترده آن به دلیل نیاز آن به مقادیر متنوع و انبوه متغیرها در قیاس با مدل دیگر عملی نگردیده است.

مدل دیگر برای برآورد تقاضای انرژی «مدل تجزیه و تغییرناپذیری قیمت» است که توسط ولفرام (Wolffram,1971) مطرح گردید و توسط ترایل و دیگران (Traill & others,1978) توسعه و تکامل یافت. این مدل بر اساس این فرضیه که « پاسخ به کاهش قیمت‌ها کمتر از واکنش در برابر افزایش قیمت‌ها است» شکل گرفته است. این مدل بعدها توسط دارگی و گیت لی (Dargay & Gately,1992) که تجزیه قیمت را به سه طریق ارائه نمودند تا اثرات کاهش و افزایش قیمت، بالاتر و پایین‌تر از ماکزیمم تاریخی را روی تقاضا مجزا نمایند، بهبود یافت. بعضی از مطالعاتی که از این مدل استفاده نمودند عبارتند از: تحقیقات دارگی و گیت لی

(Dargay & Gately,1995a,b)، هاس و شیپر (Hass & Schipper,1998)، ریان و پلور (Ryan & Plourde,2002) و افراد دیگر. به هر حال یکی از نکات حائز اهمیت در این مطالعات آن است که شواهدی مبنی بر تغییرناپذیری (قیمت) ارائه نشده است.

با وجود شایع بودن استفاده از مدل‌های ذکر شده در یک دوره زمانی نسبتاً طولانی، لیکن

Archive of SID

www.SID.ir

بحث‌های مهمی نیز در رابطه با اعتبار فرضیه ضرایب ثابت در معادله تقاضای برق به وسیله این مدل‌ها ارائه شده است. این فرضیه در شکل تابعی دو بار لگاریتم‌گیری شده تقاضا به سادگی کشش‌های ثابت را برای تمامی دوره نمونه تحت مطالعه گزارش می‌نماید. اما در پرتو تحولات اقتصادی یک کشور در دوره زمانی طولانی و به تبع آن تغییرات مربوط به تقاضای برق، پذیرش این فرضیه تا حدودی ناموجه به نظر می‌رسد. در چنین شرایطی احتمال عدم ثبات پارامترهای رگرسیون تخمینی را نباید از نظر دور داشت. به‌علاوه در روش‌های سنتی برای برآورد تقاضای انرژی با استفاده از داده‌های سری زمانی به خصوصیات داده‌ها توجه نمی‌شود و به طور ضمنی فرض می‌شود که داده‌ها مانا هستند. بدین معنی که میانگین و واریانس آنها در طول زمان به صورت سازمان یافته‌ای تغییر نمی‌یابد اما این ویژگی جذاب داده‌ها در بسیاری از موارد دیده نمی‌شود و از این رو بحث هم‌جمعی مطرح شد. از سال‌های پایانی دهه ۱۹۸۰ تحلیل هم‌جمعی یکی از اجزاء استاندارد تمام مطالعات تقاضای انرژی شده و بسیاری از دانشمندان تحلیل داده‌های خود را بر اساس هم‌جمعی انجام داده‌اند. مقبولیت و استفاده گسترده از هم‌جمعی از این واقعیت ریشه می‌گیرد که این روش، استفاده گسترده از داده‌ها بر روی متغیرهای غیر مانا برای برآورد ضرایب را زمانی که متغیرها هم‌جمعند (یک ارتباط تعادلی بلندمدت دارند) توجیه می‌کند. در حقیقت این مهمترین دلیل استفاده از روش هم‌جمعی در این مقاله است. مطالبی که در این خصوص نوشته شده شامل مقالات انگل و دیگران (Manning, &)، هانت و لینک (Engle & others,1989)، بنتزن و انگستد (Bentzen & Engsted,2001,1993)، هانت و منینگ (Hunt & Lynk,1992 Hunt 1989)، فوکوت و دیگران (Fouquet & others,1993)، هانت و ویت (Hunt & Witt,1995)، بین استاک و گلدین (Beenstock & Goldin,1999) و اردو گدو (Erdogdu,2007) می‌باشد.

در ایران چندین مطالعه در رابطه با تقاضای برق و پیش‌بینی آن انجام گرفته است که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

حسینی نژادیان کوشکی (Hoseini Nejadian Koushki, 1993) در پایان نامه خود، تقاضای برق خانگی را برای استان اصفهان (مرکزی و غربی) با هدف کاهش مصرف برق خانگی و کاهش هزینه سرمایه‌گذاری، تخمین زده است. روش بکار برده شده در این مطالعه روش حداقل مربعات عادی و داده‌های تلفیقی از مقطع عرضی- سری زمانی برای سال‌های ۷۰-۱۳۵۳ می‌باشد.

Archive of SID

www.SID.ir

نتایج برای دو ناحیه مرکزی و غربی که مجموعاً ۸۰ درصد از جمعیت استان اصفهان را تشکیل می‌دهند، نشان‌دهنده کشش‌ناپذیری تقاضا نسبت به قیمت و درآمد کوتاه‌مدت می‌باشد. برای بلندمدت، تقاضا نسبت به درآمد کشش پذیر ولی نسبت به قیمت همچنان کشش‌ناپذیر است.

عسگری (Asgari, 2001) در مطالعه خود تقاضای کل برق را با روش هم‌گرایی در طی دوره ۸۳-۱۳۷۹ (برنامه سوم توسعه اقتصادی و اجتماعی جمهوری اسلامی ایران) پیش‌بینی می‌کند. متغیرهای به‌کار رفته در مطالعه وی عبارتند از: مصرف برق، تولید ناخالص داخلی، متوسط قیمت نفت خام و قیمت برق. پیش‌بینی در چهار حالت متفاوت انجام می‌شود که شامل پیش‌بینی توسط روش هم‌گرایی، پیش‌بینی با توجه به رشد ۳ درصدی (حالت بدبینانه)، 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 کوتاه‌مدت و بلندمدت مصرف کننده از کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت، تجزیه واریانس، توابع واکنش ضربه‌ای و معیار پایداری استفاده شده است.

امینی فرد (Aminifard, 2002) در مطالعه خود پس از تشخیص رابطهٔ تقاضای برق خانگی با متغیرهای قیمت متوسط برق، درآمد قابل تصرف، قیمت گاز مایع، تعداد مشترکین برق خانگی و شاخص‌های درجه گرما و برودت هوا، این رابطه را با استفاده از اطلاعات سری زمانی برای دوره مورد مطالعه (۷۸-۱۳۴۶) برآورد نموده است. جهت برآورد از روش هم‌گرایی یوهانسن- ژوسیلیوس و مدل تصحیح خطا استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد بلندمدت 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 بلندمدت کشش‌های قیمتی، درآمدی و متقاطع تقاضا کوچکتر از واحد و کشش تعداد مشترکین نسبت به تقاضا بیشتر از واحد می‌باشد. نتایج برآورد مدل تصحیح خطا نیز نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت رشد متغیرهای قیمت برق، درآمد و قیمت گاز مایع به همراه شاخص‌های 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 می‌دهد بر رشد تقاضا اثرگذار بوده است. با توجه به تابع واکنش ضربه‌ای تعمیم یافته (GIR) نیز این نتیجه حاصل گردیده که اثر شوک درآمدی بر تقاضا بیشتر از شوک قیمتی است.

صفاری پور اصفهانی (Saffaripour Isfahani, 1999) در مطالعه خود با استفاده از آمار و اطلاعات سال‌های ۷۷-۱۳۴۶ به منظور پیش‌بینی تقاضای برق در برنامه سوم توسعه، تقاضای برق

Archive of SID

www.SID.ir

در بخش خانگی و در بخش غیر خانگی را به صورت جداگانه برآورد نموده و در سه سناریو، ظرفیت عملی نیروگاهی مورد نیاز طی سال‌های آتی نسبت به سال انجام مطالعه را (تا پایان برنامه سوم توسعه)، پیش‌بینی کرده است. بر اساس پیش‌بینی وی تا پایان برنامه سوم توسعه، متوسط رشد سالانه مصرف برق کل کشور می‌بایستی تقریباً بین ۵/۴ تا ۶/۲ درصد باشد. بدین ترتیب (بر اساس سناریوهای ارائه شده) در سال پایانی برنامه سوم توسعه (سال ۱۳۸۳) حدود ۳۰ تا ۳۲ هزار مگاوات ظرفیت عملی نیروگاهی مورد نیاز است. با توجه به وجود ۲۴ هزار مگاوات ظرفیت عملی نیروگاهی در سال ۱۳۷۸، برای پاسخگویی به مصرف برق، این ظرفیت می‌باید حداقل ۲۶ درصد افزایش یابد.

مواد و روش‌ها

تحلیل همجمعی

داده‌های سری‌های زمانی مشاهداتی هستند که از یک فرآیند تصادفی حاصل شده‌اند. مفهوم «ایستایی» با خصوصیات فرآیند تصادفی مرتبط است. ایستایی سری‌های زمانی بسیار بااهمیت است زیرا همبستگی می‌تواند بین سری‌های زمانی غیرساکن وجود داشته باشد که در این صورت باعث وجود رگرسیون کاذب[1] می‌شود (حتی اگر نمونه‌ای که مورد بررسی قرار می‌گیرد خیلی بزرگ باشد). غیر ساکن بودن می‌تواند از منابع مختلفی ریشه گرفته باشد ولی مهمترین دلیل، حضور «ریشه‌های واحد» است. با توجه به مطالب بیان شده لازم است که ایستایی متغیرها حتماً مورد آزمون قرار گیرد. هر چند آزمون‌های ریشه واحد متعددی وجود دارد، مهمترین و پر استفاده‌ترین آنها آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) است که در این تحقیق از این آزمون استفاده شده است. چنانچه این آزمون نشان دهد که برخی یا تمام متغیرهای موجود در مدل، غیر ساکن هستند لزوماً بدین معنا نمی‌باشد که بکار گرفتن این متغیرها در مدل، باعث رگرسیون کاذب می‌شود زیرا مسئله غیرساکن بودن را می‌توان در صورتی که ترکیب خطی متغیرهای غیرساکن، ساکن یعنی I(0) باشد، حل نمود؛ در این حالت گفته می‌شود که متغیرها هم‌جمع هستند. بنابراین ترکیب خطی، روند تصادفی را در دو سری نامانا خنثی می‌کند و در نتیجه رگرسیون معنادار خواهد بود

1- Spurious Regression

Archive of SID

www.SID.ir

یعنی رگرسیون کاذب نیست. لذا در صورت وجود متغیرهای غیرساکن (نامانا) در مدل، لازم است که آزمون هم‌جمعی بین متغیرها صورت گیرد. در این مقاله از دو آزمون هم‌جمعی که معمولاً به کار گرفته می‌شوند، استفاده شده است. این دو آزمون عبارتند از:

۱- آزمون انگل ـ گرینجر تعمیم‌یافته (AEG): در این آزمون برای پی بردن به این‌که آیا متغیرها هم‌جمع هستند یا نه باید ابتدا رگرسیون اصلی را انجام داد و باقیمانده‌ها (جزء خطا) را بدست آورد. سپس آزمون ADF روی باقیمانده‌ها صورت می‌گیرد، اگر جزء خطا ساکن بود یعنی I(0)، به این معناست که متغیرها هم‌جمع هستند و ارتباط و یا تعامل بلندمدت بین آنها وجود دارد و لذا روش رگرسیون سنتی بر روی داده‌های سری زمانی غیرساکن، قابل استفاده است. از آنجا که باقیمانده‌های برآوردی، متکی بر پارامترهای هم‌جمعی برآورد شده می‌باشند، ارزش‌های بحرانی ADF مناسب نیستند. انگل و گرینجر (Engle & Granger, 1987) ارزش‌های مناسب را محاسبه نمودند و بنابراین آزمون ADF در متن فعلی به عنوان آزمون AEG محسوب می‌گردد.

۲- آزمون دوربین ـ واتسون رگرسیون هم‌جمعی (CRDW): روش جایگزین آزمون همجمعی آزمون CRDW است، که ارزش‌های بحرانی آن برای اولین بار توسط سارگان و بارگاوا (Sargan & Bhargava,1983) تهیه شد. در CRDW آماره d ارائه شده از سوی دوربین واتسون که از رگرسیون هم‌جمعی بدست آمده است مورد استفاده قرار می‌گیرد، ولی در اینجا فرضیه صفر به جای d=2 استاندارد، d=0 می‌باشد. ارزش بحرانی در سطح ۱ درصد خطا برای آزمون فرضیه d=0 حقیقی، ۰/۵۱۱ است. بنابراین اگر ارزش محاسبه شده d کمتر از ۰/۵۱۱ باشد فرضیه صفر هم‌جمعی در سطح ۱٪ رد می‌شود. در غیر این صورت نمی‌توان فرضیهٔ صفر را رد کرد؛ به این معنی که متغیرهای مدل، هم‌جمع شده‌اند و یک رابطهٔ بلندمدت و یا تعادلی بین متغیرها وجود دارد.

مدل تعدیل جزئی

بر اساس تئوری اقتصادی و اطلاعات موجود، در این پژوهش ابتدا یک مدل تقاضای انرژی به شکل لگاریتمی و به صورت تابعی از قیمت و درآمد ارائه شده است:

$$\ln E_t = \alpha + \beta_1 \ln P_t + B_2 \ln Y_t + u_t \qquad (۶)$$

که در این تساوی E_t تقاضای سرانه برق، P_t قیمت برق و Y_t در آمد سرانه می‌باشد. α

Archive of SID

www.SID.ir

عبارت عرض از مبدأ و β_1 و β_2 برآورد کننده‌های کشش‌های قیمت و درآمد هستند.

مدل (۶) تمایزی بین کشش‌های کوتاه مدت و بلندمدت ایجاد نمی‌کند. بنابراین به جای این مدل ایستا، در این پژوهش نسخه‌ای از فرم حل شده مدل تعدیل جزئی مورد استفاده قرار می‌گیرد تا بتواند واکنش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را به صورت جداگانه ارائه کند. مدل تعدیل جزئی فرض می‌کند که تقاضای برق نمی‌تواند بلافاصله به تغییر قیمت برق و در آمد واکنش نشان دهد، ولی بتدریج به سمت تعادل بلندمدت متمایل می‌شود. حال چنانچه E_t' به عنوان مقدار مطلوب یا تعادلی تقاضای برق فرض شود که به طور مستقیم قابل مشاهده نباشد، می‌توان بیان داشت:

$$\ln E_t' = \alpha + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln Y_t + u_t \qquad (۷)$$

اگر فرآیند تعدیل به سطح تقاضای تعادلی به شکل زیر در نظر گرفته شود:

$$\ln E_t - \ln E_{t-1} = \delta(\ln E_t' - \ln E_{t-1}) \qquad (۸)$$

که در این حالت δ سرعت تعدیل $(0\langle\delta\langle 0)$ است. با جایگزین نمودن معادله (۷) در معادله (۸) نتایج زیر حاصل می‌گردد:

$$\ln E_t - \ln E_{t-1} = \delta(\alpha + \beta_1 \ln P_t + \beta_2 \ln Y_t + u_t - \ln E_{t-1})$$

$$\ln E_t = \delta\alpha + \delta\beta_1 \ln P_t + \delta\beta_2 \ln Y_t + \delta u_t - \delta \ln E_{t-1} + \ln E_{t-1} \qquad (۹)$$

$$\ln E_t = \delta\alpha + \delta\beta_1 \ln P_t + \delta\beta_2 \ln y_t + (1-\delta)\ln E_{t-1} + \delta u_t$$

در تساوی فوق $\delta\beta_2, \delta\beta_1$ به ترتیب کشش‌های کوتاه‌مدت قیمت و درآمد هستند. کشش‌های بلندمدت قیمت و درآمد به ترتیب با β_2, β_1 نمایش داده شده‌اند. از آنجا که عبارت خطای δu_t به صورت پیاپی ناهمبسته است، برآورد پارامترهای β_2, β_1, α و δ به وسیله روش حداقل مربعات معمولی امکان‌پذیر است.

مدل خودتوضیح جمعی میانگین متحرک (ARIMA)

متنی که بوسیله باکس و جنکینز (Box & Jonkins,1978) منتشر گردید نسل جدیدی از ابزارهای پیش‌بینی را تحت عنوان ARIMA معرفی نمود. در این روش بر تحلیل احتمالات و خصوصیات آماری سری‌های زمانی و تأثیر آنها بر روی معادله‌های منفرد یا همزمان تأکید می‌شود. مدل‌های ARIMA اجازه می‌دهند که هر متغیر توسط مقادیر گذشته خود همان متغیر (یا وقفه) و عبارات خطای تصادفی توضیح داده شوند. اگر لازم باشد که از سری‌های زمانی d بار تفاضل‌گیری شود تا

Archive of SID

www.SID.ir

آنها ساکن گردند و مدل ARMA(p,q) بر روی آن اعمال شود، گفته می‌شود که سری‌های زمانی اصلی ARIMA(p,d,q) هستند. نکته مهم که باید در خصوص مدل‌سازی ARIMA گفته شود این است که یا باید سری‌های زمانی ساکن داشت و یا باید سری‌های زمانی‌ای داشت که بعد از یک یا دو بار تفاضل‌گیری ساکن شوند تا بتوان آنها را مورد استفاده قرار داد.

متدولوژی ARIMA از چهار مرحله تشکیل شده است که عبارتند از: تشخیص، برآورد، کنترل تشخیص و در نهایت پیش‌بینی. در ابتدای کار نیاز است که ارزش‌های مناسب مدل یعنی (p,d,q) شناسایی شود، ابزار اصلی این شناسایی عبارتند از: تابع خودهمبستگی (ACF)، تابع خودهمبستگی جزئی (PACF) و نتایج همبستگی نگار که رسم PACF, ACF را درمقابل طول وقفه نشان می‌دهد. ACF در وقفهٔ k با ρ_k نمایش داده می‌شود و این گونه تعریف می‌شود:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \qquad (۱۰)$$

که در آن γ_k، کواریانس در وقفه k و γ_0 واریانس است. چون هم کواریانس و هم واریانس به یک واحد، اندازه‌گیری می‌شوند، ρ_k یک عدد خالص و یا بدون واحد است و بین ۱- و ۱+ قرار دارد.

در داده‌های سری زمانی، دلیل اصلی همبستگی بین Y_{t-k} و Y_t، از همبستگی‌هایی که آنها در وقفه‌ها با یکدیگر دارند ناشی می‌شود (یعنی $Y_{t-1}, Y_{t-2}, \ldots, Y_{t-k+1}, \ldots$). همبستگی جزئی، همبستگی بین مشاهداتی را که به‌اندازه k دوره اختلاف زمانی دارند (بعد از کنترل همبستگی در وقفه‌های میانی) اندازه‌گیری می‌کند. این همبستگی جزئی اثر متغیرهای دخالت‌کننده را برطرف می‌نماید. به عبارت دیگر خودهمبستگی جزئی عبارت است از همبستگی بین Y_t و Y_{t-k} پس از برطرف کردن اثر Y_s میانی. اگر بر اساس همبستگی نگار و یا انجام آزمون‌های رسمی ریشه واحد، مشخص شود که داده‌ها غیرساکن هستند، باید تلاش کرد با تفاضل‌گیری آنها را ساکن نمود. سپس بر اساس داده‌های ساکن پس از تفاضل‌گیری، در همبستگی نگار، ارزش‌های مناسب مدل شناسایی شود یعنی (p,d,q).

در مرحله دوم یعنی مرحلهٔ برآورد، مدل بر اساس نتایج بدست آمده در مرحلهٔ اول ساخته و برآورد می‌شود و در مرحله سوم کنترل تشخیص صورت می‌گیرد. برای اینکه اطمینان حاصل شود که آیا مدل انتخاب شده با داده‌های موجود متناسب است یا نه، باقیمانده‌های برآورد در مرحلهٔ قبل

Archive of SID

www.SID.ir

جمع‌آوری شده و کنترل می‌شود که آیا هر یک از خودهمبستگی‌ها یا همبستگی جزئی بین باقیمانده‌ها ازنظر آماری معنی دار است یا نه. اگر آنها ازنظر آماری معنی دار نباشند به معنای این است که باقیمانده‌ها اساساً تصادفی هستند و نیازی به یک مدل ARIMA دیگر وجود ندارد. در مرحلهٔ نهایی، پیش بینی بر اساس مدل ARIMA که ساخته شده و کنترل گردیده است صورت می‌گیرد.

داده‌های مورد استفاده

داده‌هایی که در فرآیند برآورد در این مطالعه، مورد استفاده قرار می‌گیرند، سری‌های زمانی سالانه هستند که از ۲۱ مورد مشاهده بین سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۶۳ از قیمت برق (P)، تولید ناخالص داخلی سرانه (Y) و مصرف سرانه برق (E) تهیه شده‌اند که همگی داده‌های اسمی می‌باشند. این داده‌ها از ترازنامه انرژی سال ۱۳۸۳، مرکز آمار ایران و نمایهٔ اقتصاد ایران جمع آوری شده‌اند. چون یکی از اهداف اصلی این تحقیق بدست آوردن کشش‌های تقاضای برق است، این سری‌ها به لگاریتم‌های طبیعی تغییر شکل داده شده‌اند به گونه‌ای که برآورد مستقیم کشش‌ها قابل استحصال گردد. بر این اساس لگاریتم مصرف سرانه برق با LE، لگاریتم قیمت برق با LP و لگاریتم GDP سرانه با LY نشان داده شده است.

٤. نتایج و بحث

۱-۴- برآورد مدل تعدیل جزئی

با استفاده از داده‌های سالانه که قبلاً در مورد آن بحث شد، مدل فرم حل شده معادله (۶) به صورت زیر برآورد گردیده است:

$$LE_t = 0.09 - 0.09LP_t + 0.32LY_t \qquad (۱۱)$$

t: (0.963) (-2.42) (8.84)

در این مدل ضرایب برآوردی β_1 و β_2 در سطح خطای ۵ درصد معنادار هستند اما عرض از مبداء معنادار نمی‌باشد. آماره دوربین واتسون برابر ۱/۲ بدست آمده که نشان‌دهنده وجود همبستگی سریالی در باقیمانده‌هاست. P-Values آماره F، صفر بوده و بنابراین فرضیه صفر بودن تمام ضرایب را نمی‌توان پذیرفت. هر چند ضرایب قیمت و درآمد دارای علامت‌های صحیح

Archive of SID

www.SID.ir

هستند، اما معادله فوق ممکن است بد توصیف شده باشد. بنابراین متغیر وابسته با وقفه ($LE_{t-1} = LE1$) در معادله شماره (۶) و در سمت راست آن اضافه گردیده است تا بتوان بواسطه آن مدل تعدیل جزیی در معادله شماره (۹) را بدست آورد. برآورد این فرآیند نتیجه زیر را در پی دارد:

$$LE_t = 0.197 - 0.078LP_t + 0.131LY_t + 0.755LE1 \qquad (۱۲)$$

t: (3.11) (-3.13) (2.44) (3.89)

این مدل جدید به وضوح بهتر از مدل اول است. در این مدل ضرایب قیمت و درآمد کماکان دارای علامت‌های صحیح هستند. همچنین P-Values مربوط به کلیه ضرایب در حد قابل قبول بدست آمده است. علاوه بر این معیارهای R^2 و $\overline{R}^2$ مدل در سطح بسیار بالایی قرار داشته‌اند. همچنین آماره دوربین واتسون نشان دهنده این بوده که مشکل مدل قبل در اینجا برطرف گردیده است. P-Values مربوط به کلیه ضرایب نیز معنی‌دار می‌باشد. بر اساس مدل ۱۲، کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برآورد شده در جدول زیر آورده شده است:

جدول (۱) کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برق ایران

کشش[1]	کوتاه‌مدت	بلندمدت
کشش قیمتی	-۰/۰۷۸	-۰/۳۱۸
کشش درآمدی	۰/۱۳۱	۰/۵۳۵

با توجه به جدول به نظر می‌رسد تفاوت قابل توجهی بین کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت وجود دارد، زیرا در این مدل، سرعت تعدیل به سطح تقاضای تعادلی بلندمدت برابر ۰/۲۴۵ (δ=۰/۲۴۵) می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد پاسخ بلندمدت به تغییرات قیمت و درآمد به مراتب بیش از پاسخ کوتاه‌مدت به این تغییرات است. به عنوان مثال اگر درآمد دو برابر شود (و یا ۱۰۰ درصد افزایش یابد) در ایران، تقاضا برای برق در بلندمدت ۵۳/۵ درصد افزایش می‌یابد در حالی که در

1- δ = ۰,۷۵۵ $\Rightarrow \delta$ =۰,۲۴۵

$\delta\beta 1$= -۰,۰۷۸ $\Rightarrow \beta 1$ = -۰,۳۱۸

$\delta\beta 2$= ۰,۱۳۱ $\Rightarrow \beta 2$ = ۰,۰,۵۳۵

Archive of SID

www.SID.ir

کوتاه‌مدت ۱۳ درصد افزایش می‌یابد. به همین ترتیب اگر قیمت برق ۱۰ درصد کاهش یابد، تقاضای برق در بلندمدت در حدود ۲/۳ درصد افزایش می‌یابد در حالی که در کوتاه‌مدت ۰/۷۸ درصد افزایش می‌یابد.

به هر حال یک احتمال وجود دارد که نتایج OLS به دلیل خطاهای استاندارد نامناسب، گمراه‌کننده باشد که این می‌تواند به دلیل وجود ناهمسانی یا وجود همبستگی سریالی باشد لذا این دو مسئله، مورد آزمون قرار می‌گیرند:

برای فهمیدن این‌که آیا عبارات خطا ناهمسان هستند یا نه، آزمون ناهمسانی واریانس (White, no Cross Term) انجام شده است. ارزش احتمالی ۰/۴۲۸ بدست آمده از این آزمون نشان‌دهنده این است که فرضیه صفر مبتنی بر همسانی واریانس را نمی‌توان رد نمود لذا جملات خطا مشکل ناهمسانی واریانس ندارند.

همچنین لازم است که همبستگی سریالی مورد آزمون قرار گیرد؛ برای این منظور آزمون LM همبستگی سریالی Breusch-Godfrey بکار برده شده است. ارزش احتمال ۰/۸ بدست آمده در این آزمون نشان دهنده این است که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی را نمی‌توان رد کرد لذا باقیمانده‌ها با مشکل همبستگی سریالی مواجه نیستند.

آزمون‌های انجام شده نشان می‌دهد که برآوردکننده‌های OLS کارا بوده و مدل مورد استفاده به خوبی توصیف شده است. لذا می‌توان معادله ۱۲ را به عنوان مدل نهایی برای تقاضای برق پذیرفت. هر چند تمامی شاخص‌های اقتصادسنجی، مناسب‌بودن این مدل را تأیید می‌نمایند اما یک آزمون رسمی برای شکل تابعی به نام آزمون Reset Ramsay نیز انجام شد تا اطمینان حاصل شود که مدل به درستی تصریح گردیده است. این آزمون نشان‌دهنده این بوده که مشکل تصریح در مدل وجود ندارد. بنابراین مدل تقاضای برق ایران همان‌طور که قبلاً نیز بیان گردید به صورت زیر است:

$$LE_t = 0.197 - 0.078LP_t + 0.131LY_t + 0.755LE1$$

تحلیل هم‌جمعی

همان‌گونه که قبلاً بیان شد از آنجا که دانستن این مسئله که آیا نتایج بدست آمده از مدل معنادار هستند (کاذب نیستند) یا نه اهمیت دارد، آزمون‌های ریشه واحد برای هر سری انجام می‌شود تا

Archive of SID

www.SID.ir

قابل اطمینان بودن برآوردها، آزمون گردد.

آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته

آزمون ADF برای ارزیابی وجود ریشه واحد و جمعی‌سازی متغیرها در مدل مورد استفاده قرار می‌گیرد. این آزمون برای هر یک از متغیرها (LY,LP,LE) انجام شده است که نتایج در جدول (۲) آمده است.

جدول (۲) آزمون ریشه واحد بر روی متغیرهای مدل

وضعیت مانایی	مقدار بحرانی *	آماره ADF	متغیر	شرح
نامانا	-۳/۶۷	-۳/۱۰	LE	متغیر در سطح
نامانا		-۱/۷۵	LP	
نامانا		-۲/۴۵	LY	
نامانا	-۳/۶۹	-۳/۰۶	LE	تفاضل مرتبه اول متغیر
نامانا		-۲/۷۳	LP	
نامانا		-۲/۳۷	LY	
مانا	-۳/۷۱	-۴/۵۸	LE	تفاضل مرتبه دوم متغیر
مانا		-۵/۲۵	LP	
مانا		-۴/۴۳	LY	

منبع: محاسبات تحقیق

این آزمون نشان می‌دهد که متغیرهای LY,LP,LE در سطح و در تفاضل مرتبه اول متغیرها نامانا می‌باشند. اما این متغیرها در سطح تفاضل مرتبه دوم مانا یا ساکن هستند یعنی فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را در سطح و در تفاضل مرتبه اول متغیرها در سطح ۵ درصد خطا، نمی‌توان رد کرد اما این فرضیه برای تفاضل مرتبه دوم متغیرها رد می‌شود. لذا بر اساس آزمون ADF، متغیرها با تفاضل مرتبه دوم، ساکن هستند یعنی متغیرها جمعی از مرتبه ۲ یا I(2) می باشند.

آزمون‌های هم‌جمعی

الف- آزمون انگل-گرینجر تعمیم‌یافته

باقیمانده‌های معادله (۱۲) مورد استفاده قرار می‌گیرند تا وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرها آزمون شود. فرضیه صفر در این حالت مبتنی است بر وجود مسئله ریشه واحد در باقیمانده‌ها در برابر فرضیه مقابل که مبتنی است بر این مطلب که متغیرها هم‌جمع هستند. نتیجه آزمون AEG حاکی از

Archive of SID

www.SID.ir

آن است که ارزش مطلق آماره آزمون ADF (۲/۵۳-) بیشتر از ارزش بحرانی آن در سطح ۵ درصد خطا (۱/۹۷-) می‌باشد، به این معنا که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی را در سطح ۵ درصد خطا نمی‌توان پذیرفت؛ لذا باقیمانده‌ها (U) با مسئله ریشه واحد مواجه نیستند و بنابراین متغیرها هم‌جمعند.

ب-آزمون دوربین-واتسون رگرسیون هم‌جمعی(CRDW)

از آن جا که هم‌جمعی برای قابل اطمینان بودن پارامترهای برآورد شده با اهمیت است، آزمون دومی به نام آزمون CRDW صورت گرفته تا اطمینان حاصل شود که متغیرهای این تحقیق قطعاً همجمع شده‌اند. آماره دوربین-واتسون حاصل از برآورد معادله (۱۲) برابر با ۲/۰۹۹ است که بالاتر از مقادیر بحرانی ۰/۵۱۱، ۰/۳۸۶، ۰/۳۲۲ در سطوح ۱ و ۵ و ۱۰ درصد خطا است. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی را نمی‌توان پذیرفت که این امر یافته‌های به دست آمده بر اساس آزمون AEG را تقویت می‌نماید.

به طور خلاصه، نتایج حاکی از آن است که بر اساس هر دو آزمون AEG و CRDW، متغیرهای LE، LP و LY هم‌جمع هستند، هر چند که هر کدام از آن‌ها به صورت جداگانه دارای فرآیند گام تصادفی هستند ولی به نظر می‌رسد که یک رابطه بلندمدت باثبات بین آن‌ها وجود دارد. بر اساس این نتایج ممکن است نتیجه گرفته شود که مدل مناسب برای تقاضای برق ایران همان است که در معادله (۱۲) نشان داده شد و همچنین برآوردهای به دست آمده، قابل اطمینان بوده و کاذب نمی‌باشند.

پیش‌بینی تقاضای برق در ایران طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۴

قبل از شروع پیش‌بینی لازم است ذکر شود که در این بخش متغیرها به صورت معمولی مورد استفاده قرار گرفته و لگاریتمی نشده‌اند. علاوه بر این باید گفت که پنج رویکرد اصلی برای پیش‌بینی اقتصادی بر روی سری‌های زمانی وجود دارد که عبارتند از:

مدل‌های شبکه عصبی

مدل‌های تک معادله‌ای

مدل‌های معادلات هم‌زمان

Archive of SID

www.SID.ir

مدل‌های ARIMA

مدل‌های VAR

اولین گروه مدل‌ها، اگر چه در برخی از زمینه‌ها و مناطق مورد استفاده قرار می‌گیرد ولی اکنون در مطالعات جهانی چهار روش جدید فوق، جایگزین این رویکرد شده‌اند اردوگدو (Erdogdu,۲۰۰۷) و بنابراین از این روش در این تحقیق استفاده نمی‌شود. همچنین با در نظر گرفتن برآوردهای پایین بدست آمده برای کشش‌ها، بهتر است که متغیرهای درآمد و قیمت در فرآیند پیش‌بینی وارد نشوند و اجازه داده شود که داده‌های تقاضا، خود تعیین‌کننده مقادیر پیش‌بینی باشند که این، فلسفه اصلی کاربرد مدل ARIMA است. به عبارتی از آن جایی که دومین، سومین و پنجمین گروه روش‌ها نیازمند در نظر گرفتن قیمت، درآمد و سایر متغیرها در فرآیند پیش‌بینی هستند، این مدل‌ها نیز در این تحقیق مورد استفاده قرار نمی‌گیرند و پیش‌بینی تقاضای برق در ایران به روش ARIMA انجام می‌شود.

همان‌طور که قبلاً بیان شد مدل‌سازی ARIMA از چهار مرحله تشکیل شده است. در مرحله اول یعنی مرحله تشخیص، نیاز است که پارامترهای مناسب مدل شناسایی شود یعنی مدل ARIMA(p,d,q) . برای این منظور، شکل همبستگی نگار مصرف سرانه برق مورد بررسی قرار گرفت و مشخص شد که ضرایب خودهمبستگی از یک مقدار بالا برای وقفه اول (۰/۸۴۲) شروع شده و به آرامی کاهش یافته‌اند. این ضرایب تا وقفه سوم از نظر آماری معنادارند (زیرا همه آن‌ها خارج از مرز ۹۵ درصد اطمینان می‌باشند). همچنین ضرایب خودهمبستگی جزیی، بعد از وقفه اول به شدت افت کرده و همه این ضرایب بعد از وقفه اول از نظر آماری بی‌معنی بوده‌اند. این دو واقعیت به شدت مؤید این مطلب است که سری‌های زمانی مصرف برق، غیرساکن هستند که ممکن است در میانگین و یا واریانس و یا هر دو، غیرساکن باشند. از آن جایی که داده‌ها غیرساکن هستند، باید ابتدا ایستا شوند بنابراین همبستگی نگار تفاضل مرتبه اول مصرف سرانه برق (E1) مورد بررسی قرار گرفت. بر خلاف داده‌های سری زمانی مصرف سرانه برق که دارای روند بوده‌اند، داده‌های تفاضل مرتبه اول مصرف سرانه برق فاقد روند می‌باشند. شاید این حقیقت مؤید آن است که داده‌های تفاضل مرتبه اول ساکن هستند. کاربرد آزمون لانگ-باکس (LB) نشان می‌دهد که واقعاً آن‌ها ساکن هستند (آماره آزمون LB در نمونه‌های کوچک دارای خواص بهتری نسبت به آماره Q می‌باشد، لذا در این جا از آماره LB استفاده گردیده است که در ضمیمه ۲ ارائه

Archive of SID

www.SID.ir

شده است). با توجه به همبستگی نگار E1، تابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزیی تنها در اولین وقفه از نظر آماری متفاوت از صفر می‌باشند و در سایر وقفه‌ها معنادار نیستند. چون ضریب خودهمبستگی جزیی فقط در وقفه ۱ معنادار بوده است، باید مدل AR(1) را در مدل گنجاند. بنابراین در پایان مرحله اول نتیجه‌گیری می‌شود که سری‌های زمانی اصلی ARIMA(1,1,0) هستند، یعنی داده‌های ساکن تفاضل مرتبه اول مصرف سرانه برق(E1) می‌تواند به شکل فرآیند ARMA(1,0) درآید.

مرحله دوم در مدل‌سازی ARIMA برآورد مدل است. همان‌طور که قبلاً بیان شد E1 نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول مصرف سرانه برق است، لذا با توجه به نتیجه مرحله اول، مدل به صورت زیر ارایه می‌شود:

$$E1 = \delta + \alpha E1_{t-1} + U_t$$
$$E1 = \delta + \alpha E1(-1) + U_t \qquad (۱۹)$$

که در آن : $\begin{cases} E1_{t-1} = E1(-1) \\ E1 = E - E(-1) \end{cases}$

با استفاده از نرم افزار Eviews برآورد معادله (۱۹) به صورت زیر ارایه می‌شود:

$$E1 = 0.022 + 0.695E1(-1) \qquad (۲۰)$$

در مرحله سوم یعنی مرحله کنترل تشخیص، باقیمانده‌های معادله (۲۰) به دست آورده شده و شکل همبستگی نگار مربوط به آن رسم گردید تا اطمینان حاصل شود مدلی که تحت عنوان معادله (۲۰) شکل گرفت برای داده‌ها مدل مناسبی است. از شکل ملاحظه شد که هیچ یک از خود همبستگی‌ها و یا خود همبستگی‌های جزئی از نظر آماری معنادار نمی‌باشد. به عبارت دیگر همبستگی نگار نشان داد که باقیمانده‌های برآورد شده از معادله (۲۰) کاملاً تصادفی هستند. با این وجود نیازی به جستجوی مدل دیگری برای ARIMA وجود ندارد.

مرحله چهارم که مرحله آخر می‌باشد، مرحله پیش‌بینی است. به هر حال نیاز است که سری‌های زمانی تفاضل مرتبه اول، جمعی‌سازی شوند تا پیش‌بینی مصرف و نه تغییرات آن به دست آید. بنابر این به صورت زیر عمل می‌شود:

$$E1 = E - E(-1) \qquad (۲۱)$$

Archive of SID

www.SID.ir

با جایگذاری معادله (۲۱) در معادله (۱۹) رابطه زیر به دست می‌آید:

$$E_t = \delta + (1+\alpha)E(-1) - \alpha E(-2) + U_t \qquad (۲۲)$$

مقادیر δ و α از معادله (۲۰) به دست آورده شدند و U_t معادل صفر در نظر گرفته می‌شود تا بتوان معادله (۲۲) را به معادله (۲۳) تبدیل کرد:

$$E_t = 0.022 + 1.695E(-1) - 0.695E(-2) \qquad (۲۳)$$

با استفاده از معادله (۲۳) می‌توان مقادیر پیش‌بینی برای دوره ۱۳۸۸-۱۳۸۴ را به آسانی به دست آورد. قبل از ارائه مقادیر پیش‌بینی شده بهتر است که صحت مدل فعلی و تناسب آن با داده‌های ارائه شده مورد تایید قرار گیرد. برای انجام این کار تقاضای برق، سرانه توسط معادله (۲۳) برای ۵ سال (۱۳۷۹ تا ۱۳۸۳) محاسبه شده است با این فرض که سال فعلی سال ۱۳۷۸ است:

جدول (۳) کنترل مدل ARIMA – هزار کیلو وات ساعت

سال	پیش‌بینی مصرف سرانه برق(EF)	مصرف برق سرانه واقعی(E)	انحراف از مصرف واقعی
۱۳۷۹	۱/۴۳۶	۱/۴۲	۰/۰۱۶
۱۳۸۰	۱/۵۱۹	۱/۵۰۴	۰/۰۱۵
۱۳۸۱	۱/۵۹۸	۱/۶۰۳	-۰/۰۰۵
۱۳۸۲	۱/۶۷۵	۱/۷۲۹	-۰/۰۵۴
۱۳۸۳	۱/۷۵۱	۱/۸۴۵	-۰/۰۹۴
درصد میانگین انحراف از مصرف واقعی			٪-۲/۴

منبع: محاسبات تحقیق

جدول(۴) پیش‌بینی و رشد سالانه مصرف سرانه برق – هزار کیلو وات ساعت

سال	پیش‌بینی مصرف سرانه برق	درصد رشد سالانه
۱۳۸۴	۱/۹۴۷	۵/۶
۱۳۸۵	۲/۰۴۱	۴/۸
۱۳۸۶	۲/۱۲۷	۴/۲
۱۳۸۷	۲/۲۱	۳/۹
۱۳۸۸	۲/۲۸۹	۳/۶
میانگین درصد رشد سالانه		٪۴/۴۲

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول دیده می‌شود نتایج مدل ARIMA به طور متوسط در حدود ۲/۴- درصد از داده‌های اصلی مورد مطالعه انحراف دارد که قطعاً این انحراف در حد قابل قبول است.

Archive of SID

www.SID.ir

بنابراین می‌توان نتایج پیش‌بینی تقاضای سرانه برق برای سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۸۸ را ارائه نمود (چگونگی انجام کار در پیوست ۳ آورده شده است) :

همان‌طور که از جدول به دست می‌آید نتایج مدل‌سازی ARIMA نشان می‌دهد که میانگین درصد سالانه افزایش در مصرف سرانه برق ۴/۴٪ در طول سال‌های آینده خواهد بود.

البته هنگام استفاده و ارزیابی نتایج باید توجه داشت که پیش‌بینی، به خصوص در زمینه تقاضای انرژی بیشتر یک هنر است تا یک علم، بنابراین برخی تغییرات با توجه به فرضیات پایه در مدل‌سازی دور از ذهن نخواهد بود. همانند سایر مدل‌ها، مدل‌سازی ARIMA بر اساس برخی فرضیات استوار است و البته یک ارتباط مستقیم بین دقت پیش‌بینی و صحت و اعتبار فرضیات مرتبط وجود دارد. فرضیه اصلی که در پشت مدل سازی ARIMA وجود دارد این است که روندهای موجود در مصرف برق در آینده نیز مجدداً تکرار خواهد گردید. هر چند این فرضیه یک فرضیه منطقی، اساسی و پراستفاده می‌باشد اما بعضی وقایع غیرقابل پیش‌بینی، ممکن است اتفاق بیفتد و روند مصرف را کاملاً دگرگون نمایند و دقت پیش‌بینی را کاهش دهند.

نتیجه‌گیری

هدف این مقاله در ابتدا برآورد کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت قیمت و درآمد مربوط به تقاضای برق در ایران بود و سپس گام بعدی به پیش‌بینی رشد تقاضا در آینده با استفاده از روش ARIMA معطوف گردید. در حین مطالعه و انجام تحقیق، کشش قیمتی و کشش درآمدی برای کوتاه‌مدت به ترتیب در حدود ۰/۰۷۸- و ۰/۱۳۱ و برای بلندمدت ۰/۳۱۸- و ۰/۵۳۵ بدست آورده شد که همان طور که مشخص است این کشش‌ها کاملاً پایین هستند، به عبارت دیگر تقاضای برق در ایران بی‌کشش است. لذا در دورهٔ انتقال صنعت برق از دولتی به خصوصی باید توجه داشت که بازنگری قوانین و مقررات در صنعت برق از ضرورت بالایی برخوردار خواهد بود. بنابراین در صورت عدم توجه به این مهم و با عنایت به این که مصرف‌کنندگان به تغییرات قیمت و درآمد واکنش زیادی نشان نمی‌دهند، شرکت‌هایی با قدرت انحصاری ممکن است از قدرت خود سوءاستفاده نمایند. همچنین همان‌طور که مقادیر مصرف سرانه برق پیش‌بینی شده توسط مدل ARIMA نشان داد، رشد تقاضای برق در ایران قابل توجه است به گونه‌ای که تقاضای سرانه برق

Archive of SID

www.SID.ir

با نرخ رشد سالانه ۴/۴ درصد به افزایش خود ادامه می‌دهد و به میزان ۲/۲۸۹ هزار کیلووات ساعت در سال ۱۳۸۸ می‌رسد که ۲۴ درصد نسبت به سال ۱۳۸۳ رشد خواهد نمود.

مقادیر به دست آمده از پیش‌بینی ARIMA را می‌توان در صورت وجود مقادیر رسمی پیش‌بینی شده، با این مقادیر مقایسه نمود و ملاحظه کرد که پیش‌بینی‌های رسمی تا چه حد به پیش‌بینی‌های مدل ARIMA نزدیک هستند. تصور می‌شود که نظرات ارائه شده در این مقاله برای سیاست‌گذاران کشور ایران در برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری انرژی مفید باشد.

References:

1- Aminifard, Abbas, (2002); **The Estimation of Demand for Electricity at Homes in Iran: A Cointegration Approach (1967-1999)**, M.A Thesis (Economics), Shiraz University (In Persian).

2- Asgari, Mansour, (2001); **The Estimation of Electricity Demand with Convergence Method in Iran, (2000-2004)**, 16th International Electricity Conference (In Persian).

3- Bidram, Rasoul, (2002); **"Eviews" Together with Econometrics,** 1st Edition, Productivity Prism, Tehran (In Persian).

4- Gujarati, Damodar, (2004); **Basic Econometrics**, Translated by Abrishami, Hamid, 2nd Volume, 3rd Edition, Publication Institute of Tehran University (In Persian).

5- Hoseini Nejadian Koushki, Roghaye, (1993); **The Estimation of Demand for Electricity at Homes in Isfahan Province**, M.A Thesis (economics), Faculty of Administrative Science and Economics, Isfahan University, (In Persian).

6- Moradi, Alireza, (2005); **Eviews Application in Econometrics**, 1st Edition, Jahad Daneshgahi Organization, Tehran Branch (In Persian).

7- Noferesti, Mohammad, (1999); **Unit Root and Cointegration in Econometrics**, 1st Edition, Cultural Services Institute of Rasa (In Persian).

8- Saffaripour Isfahani, Masoud, (1999); **Electricity Demand View & Country's Required Potential Competence of Powerhouse in 3rd Plan**, 3rd National Congress of Iran's Energy (In Persian).

9- Bentzen, J., Engsted, T., (1993). **Short – and Long-Run Elasticities in Energy Demand: A Cointegration Approach**. *Energy Economics* 15 (1), 9-16.

10- Bentzen, J., Engsted, T., (2001). **A Revival of the Autoregressive Distributed Lag Model in Estimating Energy Demand Relationships**. Energy 26 (1), 45-55.

11- Box, G.P.E,. Jenkins, G.M., (1978). **Time Series Analysis: Forecasting and Control**. San Francisco, Holden Day.

12- Dargay, J.M., Gately, D., (1995a). **The Response of World Energy and Oil Demand to Income Growth and Changes in Oil Prices**. *Annual Review of*

Archive of SID

www.SID.ir

Energy and The Environment 20, 145-178.
13- Dahl, C., Sterner, T., (1991). **Analysing Gasoline Demand Elasticities: A Survey**. *Energy Economics* 13 (3), 203-210.
14- Drollas, L.P., (1984). **The Demand for Gasoline: Further Evidence**. *Energy Economics* 6 (1), 71-82.
15- Engle, R.F., Granger, C.W.J., (1987). Co – **Integration and Error Correction: Representation,. Estimation,. And Testing**. Econometrica 55 (2), 251-276.
16- Engle, R.F., Granger, C.W.J., Hallman, J.J., (1989). **Merging Short-and Long-Run Forecasts: an Application of Seasonal Cointegration to Monthly Electricity Sales Forecasting**. *Journal of Econometrics* 40 (1), 45–62.
17- Erdogdu, E., (2007). **Electricity Demand Analysis Using Cointegration and ARIMA Modelling: A Case Study of Turkey**. *Energy Policy*, 35., 1129–1146. Energy Market Regulatory Authority, Ziyabey Cad. No: 19 06520 Balgat/Ankara, Turkey.
18- Fouquet, R., Hawdon, D., Pearson, P., Robinson, C., Stevens, P., (1993). **The SEEC United Kingdom Energy Demand Forecast**. Surrey Energy Economics Centre (SEEC): Occasional Paper 1, Department of Economics, University of Surrey, Guildford, UK.
19- Gately, D., (1992). **Imperfect Price-Reversibility of US Gasoline Demand: Asymmetric Responses to Price Increases and Declines.** *Energy Journal* 13 (4), 179–207.
20- Granger, C.W.J., (1986). **Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables.** *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 48 (3), 213–228.
21- Haas, R., Schipper, L., (1998). **Residential Energy Demand in OECD Countries and the Role of Irreversible Efficiency Improvement**s. *Energy Economics* 20 (4), 421–442.
22- Hunt, L.C., Lynk, E.L., (1992). **Industrial Energy Demand in the UK: A Cointegration Approach. In: David, Hawdon (Ed.), Energy Demand: Evidence** and Expectations. *Surrey University Press*, London.
23- Hunt, L.C., Manning, D.N., (1989). **Energy Price- and Income - Elasticities of Demand: Some Estimates for the UK Using the Cointegration Procedure. Scottish** *Journal of Political Economy* 36 (2), 183–193.
24- Kouris, G., (1981). **Elasticities - Science or Fiction**? *Energy Economics* 3 (2), 66–126.
25- Pindyck, R.S., (1979). **The Structure of World Energy Demand**. MIT Press, Cambridge, MA.
26- Ryan, D.L., Plourde, A., (2002). **Smaller and Smaller? The Price Responsiveness of Nontransport Oil Demand**. *The Quarterly Review of Economics and Finance* 42 (2), 285–317.
27- Sargan, J.D., Bhargava, A., (1983). **Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk**.

Archive of SID

www.SID.ir

Econometrica 51 (1), 153–174.
28- Traill, B., Colman, D., Young, T., (1978). **Estimating Irreversible Supply Functions**. *The American Journal of Agricultural Economics* 60 (3),528–531.
29- Wolffram, R., (1971). **Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches—Some Critical Notes**. *The American Journal of Agricultural Economics* 53 (2), 356–359.

Rieceived: 12.Oct.2007
Accepted: 26.Jun.2008

Archive of SID

www.SID.ir

((پیوستها))

پیوست ۱

- اطلاعات سالانه مربوط به مصرف برق به واحد میلیون کیلو وات ساعت است و منظور از تقاضای برق، کل مصرف برق (مصرف برق بخش‌های مختلف تأمین شده توسط وزارت نیرو، شامل: خانگی، عمومی، تجاری، صنعتی، حمل و نقل، کشاورزی و سایر مصارف) است.
- داده‌های سری‌های زمانی مربوط به GDP نیز بر اساس میلیارد ریال و به قیمت جاری است.
- اطلاعات مربوط به جمعیت بر مبنای هزار نفر می‌باشد.
- اطلاعات مربوط به قیمت برق نیز در واقع متوسط بهای برق می‌باشد که بر مبنای ریال کیلو وات ساعت است.
- برای یافتن GDP سرانه و تقاضای برق سرانه، GDP و تقاضای برق بر جمعیت تقسیم شده‌اند.

پیوست ۲

$$LB = n(n+2)\sum_{k=1}^{m}\left(\frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}\right) \approx \chi_m^2$$

$$\left.\begin{array}{l} LB = 21(23)(0.036) = 17.388 \\ \chi^2_{7,0.01} = 18.48 \end{array}\right\} 17.388 \prec 18.48 \Rightarrow$$

فرضیه صفر مبنی بر ساکن بودن E1 را نمی‌توان رد کرد

پیوست ۳

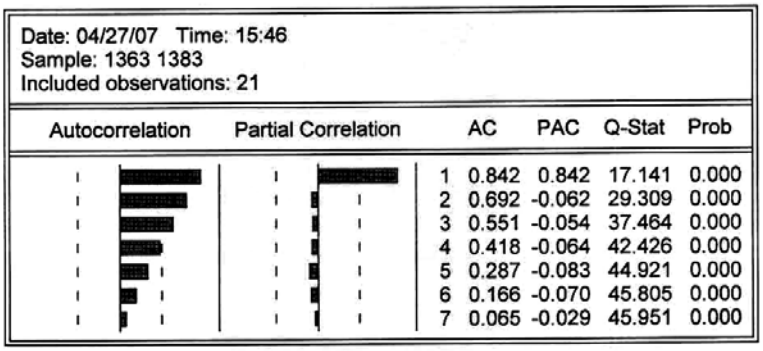
$$E_{1384} = 0.022 + 1.695(1.844502) - 0.695(1.728482) = 1.9471359 \approx 1.947$$

به همین ترتیب E_{1385}، E_{1386}، E_{1387} و E_{1388} نیز محاسبه می‌گردد.

Archive of SID

www.SID.ir

Correlogram of E

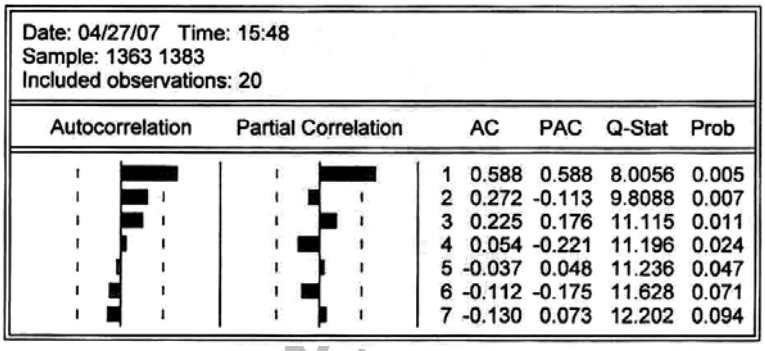


	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.842	0.842	17.141	0.000
2	0.692	-0.062	29.309	0.000
3	0.551	-0.054	37.464	0.000
4	0.418	-0.064	42.426	0.000
5	0.287	-0.083	44.921	0.000
6	0.166	-0.070	45.805	0.000
7	0.065	-0.029	45.951	0.000

شکل (۱) همبستگی نگار مصرف سرانه برق

پیوست ٤

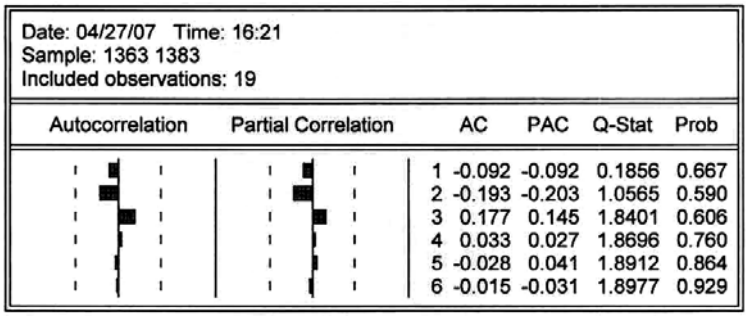
Correlogram of E1



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.588	0.588	8.0056	0.005
2	0.272	-0.113	9.8088	0.007
3	0.225	0.176	11.115	0.011
4	0.054	-0.221	11.196	0.024
5	-0.037	0.048	11.236	0.047
6	-0.112	-0.175	11.628	0.071
7	-0.130	0.073	12.202	0.094

شکل (۲) همبستگی نگار تفاضل مرتبه اول مصرف سرانه برق

Correlogram of U1



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	-0.092	-0.092	0.1856	0.667
2	-0.193	-0.203	1.0565	0.590
3	0.177	0.145	1.8401	0.606
4	0.033	0.027	1.8696	0.760
5	-0.028	0.041	1.8912	0.864
6	-0.015	-0.031	1.8977	0.929

شکل (۳) همبستگی نگار مربوط به باقیمانده‌های معادله (۲۰)

www.SID.ir