فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی ایران
سال هفتم، شماره‌ی ۲۵، بهار ۱۳۹۷
صفحات: ۱۷۷-۱۹۹
DOI: 10.22084/aes.2017.14359.2512

پیش‌بینی تقاضای برق در ایران: کاربرد مدل ترکیبی تعدیل جزئی پویا و میانگین متحرک خود همبسته یکپارچه (ARIMA)

مهدی رستمی[1*]
عسگر خادم‌وطنی[2]
مصطفی امیدعلی[3]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۵/۲۳ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۸/۳۰

چکیده

هدف مطالعه حاضر پیشنهاد کاربرد یک مدل ترکیبی خاص برای تخمین تابع تقاضای سرانه برق کل و همچنین پیش‌بینی مقدار تقاضای آن برای ۱۵ سال آینده در ایران است. در این تحقیق ابتدا با استفاده از مدل تعدیل جزئی پویا، تقاضای سرانه برق کشور برای دوره سالانه ۱۳۹۳-۱۳۶۰ برآورد شده است و سپس با جایگذاری مقادیر آتی متغیرها که از مدل میانگین متحرک خودهمبسته یکپارچه (ARIMA) به دست آمده در مدل ترکیبی تعدیل جزئی پویا (DPAM)، تقاضای برق تا سال ۱۴۰۸پیش‌بینی گردیده است. یافته‌های تحقیق بیانگر بی‌کشش بودن تقاضای برق نسبت به تغیرات قیمت می‌باشد به طوری که کشش‌های قیمتی کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب برابر ۰/۰۱۴- و ۰/۰۲۶- درصد است. نتایج پیش‌بینی نشان می‌دهد مقدار تقاضای سرانه برق تا سال ۱۴۰۸ نسبت به سال ۱۳۹۳ حدود ۴۵ درصد رشد خواهد داشت که برای پاسخگویی به این تقاضا باید سیاست‌هایی در جهت افزایش تولید و محدودیت تقاضا طراحی و اجرا گردد.

کلیدواژه‌ها: پیش‌بینی، تقاضای برق ایران، مدل ترکیبی، تعدیل جزئی پویا، ARIMA.

طبقه‌بندی JEL: Q47، Q41، C51.

۱. استادیار گروه اقتصاد و مدیریت انرژی، دانشگاه صنعت نفت (*نویسنده مسئول) **Email:** rostami92@yahoo.com
۲. استادیار گروه اقتصاد و مدیریت انرژی، دانشگاه صنعت نفت **Email:** akhademv@put.ac.ir
۳. کارشناس ارشد اقتصاد نفت و گاز، دانشگاه صنعت نفت **Email:** Mostafa.put3@gmail.com

۱. مقدمه

با توجه به گـرایش روزافـزون جوامـع بـه اسـتفاده از لـوازم الکتریکـی در همـه بخش‌های اقتصادی اعم از صنعت، خانگی، تجاری و حمل و نقل، مصرف انرژی الکتریکی به‌سرعت در حال افزایش است، به‌گونه‌ای که با وجـود تلاش‌های فراوان کشورها در مصرف بهینه انـرژی الکتریکـی، بـر میـزان تقاضـا و مصرف آن روزبه‌روز افزوده می‌شود. بر اساس گزارشات بین‌المللی تولید برق در سال ۲۰۱۶ به میزان ۲۴۸۱۶ تراوات سـاعت بوده است (مرور آماری انرژی جهان، بی پی، ۲۰۱۷)[1]؛ که معادل ۱۸ درصـد کل مصـرف نهایی انرژی جهانی اسـت (چشـم‌انداز بین‌المللی انرژی، آژانس بین‌المللی انرژی، ۲۰۱۶)[2]. از این رو انرژی الکتریکی به‌عنوان موتـور توسـعه توانسته نقش قابل‌توجهی در رشد و توسعه اقتصـادی، اجتمـاعی و فرهنگـی کشـورها داشـته باشد. با رشد اقتصادی و بهبود استانداردهای زندگی و دسترسی جوامع به لوازم انرژی‌بر، انرژی بیشتری مصرف خواهد شد. از میان انواع منابع انرژی مورد اسـتفاده، برق از اهمیت خاصی برخوردار است. مصرف برق، به‌عنوان یکی از شاخص‌های اندازه‌گیری سطح رفاه خانوار، با میانگین رشد سالانه ۲/۷ درصدی در جهان روبه‌رو بوده و این میزان در مورد آسیا ۴/۵ درصد و برای ایران حدود ۸ درصد برآورد شده است (ترازنامه انرژی، ۱۳۹۳).

مصرف برق در کشور طی سالیان اخیر به دلایلی از قبیل رشد جمعیت، توسعه شهرنشینی، افزایش سطح زندگی و رفاه، تغییرات آب و هوا و توسـعه صـنعتی و تجـاری افزایش یافته است. همچنین در سـال ۱۳۹۶ کل مصـرف برق ایران برابر با ۲۵۵۷۲۴ میلیون کیلو وات سـاعت می‌باشد، که نسبت به سال قبل دارای رشدی معادل ۷/۷ درصد بوده است. تولید انرژی الکتریکی نیروگاه‌های کشور در سال ۱۳۹۶، حدود ۳۱۲ تراوات سـاعت بوده که نسبت به سال قبل از آن حدود ۸/۱ درصد رشد داشته است (آمار تفصـیلی صـنعت برق ایران ویژه مدیریت راهبردی، ۱۳۹۶: ۱-۲). با توجه به مطالب بیان شده و نیز نظر به اهمیتی که انرژی الکتریکی در جوامع بشری دارد، ضروری است که ابعاد عرضه و تقاضای این انرژی بهتر شـناخته شود. علاوه بر این، با توجه به کمبود نیروگاه‌های لازم جهت تولید برق و نیز واکنش مصـرف‌کنندگان در مقابل تغییرات قیمت این محصـول ضـرورت برنامه‌ریزی و تصمیم‌گیری صحیح برای برق را آشکارتر می‌کند.

هدف اصلی این تحقیق، پیشنهاد و کاربرد یک مدل ترکیبی خاص برای بررسی میزان تأثیرگذاری عوامل مؤثر مورد مطالعه بر تقاضای برق کشور و همچنین پیش‌بینی مقدار تقاضای آن برای ۱۵ سال آینده (در افق ۱۴۰۸) است. بدین منظور برای تخمین تابع تقاضای برق و بررسی کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت از مدل تعدیل جزئی پویا (DPAM)[3] استفاده شده است و جهت پیش‌بینی تقاضای برق برای ۱۵ سـال آینده از مدل ترکیبی استفاده گردیده است، به این ترتیب که ابتدا هر یک از متغیرهای

1. British Petroleum(BP) Statistical Review of World Energy
2. International Energy Agency (IEA), International Energy Outlook
3. Dynamic Partial Adjustment Model (DPAM)

تأثیرگذار بر تقاضـای برق، با اسـتفاده از مدل میانگین متحرک خودهمبسـته یکپارچه(ARIMA)[1] پیش‌بینی شـده، سـپس هر یک از مقادیر پیش‌بینی شده را در تابع ساختاری اصلی (تعدیل جزئی پویا) قرار داده و براسـاس ضـرایب به‌دسـت آمده از این مدل مقادیر تقاضـای برق برای سـال‌های آینده پیش‌بینی شده است. در ادامه سازمان‌دهی مقاله به این صورت است که در بخش دو به معرفی ادبیات موضـوع شـامل مبانی نظری و مطالعات تجربی می‌پردازیم. بخش سـوم شامل روش‌شناسی و معرفی داده‌هاست. در بخش چهارم نتایج تخمین مدل تحقیق تجزیه‌وتحلیل می‌شود و در پایان نتایج مطالعه حاضر و پیشنهادات سیاستی ارائه شده است.

۲. ادبیات موضوع

۲-۱. مبانی نظری

تحولات اقتصـــادی، ســـیاســـی ازجمله بحران‌های نفتی دهه ۱۹۷۰ و دهه ۱۹۸۰ منجر به افزایش قابل‌توجه مطالعات در مورد تقاضـای انرژی شد، روندی که بر اثر افزایش نگرانی‌های مربوط به انتشار گازهای گلخانه‌ای حاصـل از احتراق سـوخت‌های فسـیلی مجدداً در سـال‌های اخیر تشـدید گردید. مدیریت مصـرف انرژی برای تأمین رفاه اقتصـادی آینده و امنیت محیط‌زیسـت مهم می‌باشد. انرژی به‌عنوان نهاده موردنیاز و حیاتی در تولیدات صنعتی، محصولات کشاورزی، سلامت، دسترسی به آب و برق، جمعیت، آموزش، کیفیت زندگی و غیره محســـوب می‌گردد. لذا مدیریت تقاضـــای انرژی برای تخصـیص صـحیح منابع موجود مورد نیاز می‌باشـد. از سال‌های اولیه دهه ۱۹۷۰ روش‌ها و مدل‌های پیش‌بینی گوناگونی برای مدیریت تقاضـای انرژی جهت پیش‌بینی صـحیح انرژی مورد نیاز آتی به‌کار گرفته شـده اسـت. این مدل‌ها شامل روش‌های متعارف مانند شاخص‌سازی ساده، تحلیل روند، روش تجزیه، بهینه‌یابی، تحلیل سـناریو، رگرسـیون و روش‌های اقتصـادسـنجی، سـری‌های زمانی و نیز تکنیک‌های محاسـبات نرم‌افزاری مانند منطق فازی، الگوریتم ژنتیک، شـبکه‌های عصبی و در نهایت مدل‌های فنی اقتصـــادی پایین به بالا مانند مارکال[2]، لیپ[3] و غیره در ســـطوح ملی و منطقه‌ای برای مدل‌ســـازی، پیش‌بینی و مدیریت تقاضـــای انرژی مورد اســـتفاده قرارگرفته‌اند (باتاچاریا، ۲۰۱۱: ۴۷؛ سوگانتی و ساموئل، ۲۰۱۲: ۱۲۴-۱۳۰)[4].

در رویکرد بهینه یابی[5]، بر اساس نظریه اقتصاد خرد، مقدار بهینه تقاضا برای انواع حامل‌های انرژی برای مصـرف‌کننده و تولیدکنندگان در اقتصـاد به دو صـورت برآورد می‌شـود. در بخش‌های مختلف تولیدی به منزله یک نهاده تولید، از حداقل‌سـازی تابع هزینه مشـتق می‌شـود. یک بنگاه اقتصـادی

1. Autoregressive Integrated Moving Average(ARIMA)
2. MARKAL
3. LEAP
4. Bhattacharyya(2011), Suganthi and Samuel(2012)
5. Optimization

ترکیب نهاده‌های لازم را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کند که بنگاه، حداقل هزینه ممکن را برای تولید مقدار معینی از محصـول داشته باشد. برای مثال مسأله حداقل‌سازی خط هزینه همسان بنگاه نسبت به تابع تولید بنگاه خاص در زمان معین به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Min: C = rK + wL + p_m M + ... + p_T T \quad (۱)$$

$$s.t: \bar{Q} = f(K, L, M, E_1, E_2, ..., E_n, T) \quad (۲)$$

که در آن K، L و M به‌ترتیب معرف نهاده‌های سرمایه، نیروی کار و مواد اولیه است و E_i نیز i امین نوع از انرژی الکتریکی و سـایر انرژی‌های جایگزین اسـت و T نیز مجموعه‌ای از عوامل دیگر مانند تغییرات فناوری اسـت. با حداقل کردن خط هزینه همسـان بنگاه نسـبت به سطح ثابتی از تولید، تابع تقاضـا برای عوامل تولید ازجمله برق بدست می‌آید. اگر تقاضا برای برق به‌عنوان یک عامل تولید، به صورت زیر در نظر گرفته شود:

$$D_e = d(p_e, p_k, p_m, y) \quad (۳)$$

بنابراین تابع تقاضای برق، تابعی از قیمت انرژی الکتریکی (p_e)، قیمت انرژی جایگزین (p_m)، سایر نهاده‌های تولید(p_k) و درآمد یا تولید (y) است (باتاچاریا، ۲۰۱۱: ۴۸-۵۰).

از طرفی در بعضـــی از بخش‌هـا مـانند بخش خانگی انرژی برق به‌عنوان یک کالای نهایی مورد اســتفاده قرار می‌گیرد، در این حالت مطابق نظریه رفتار مصـــرف‌کننده، فرد تابع مطلوبیت خود را که متشکل از کالاهای مختلف است نسبت به محدودیت بودجه خانوار حداکثر می‌کند:

$$Max: \quad U = U(x_1, x_2, ..., x_n) \quad (۴)$$

$$S.T: \quad \sum p_i x_i \le m \qquad i = 1, 2, 3, ..., n \quad (۵)$$

که در این مدل X_i میزان تقاضـای کالاهای مختلف در دوره زمانی مشـخص، P_i قیمت این کالاها و m درآمد مصـرفی مصـرف‌کننده است. با حداکثرسازی تابع مطلوبیت نسبت به سطح مشخصی بودجه خانوار و مشـتق‌گیری نسـبت به قیمت کالاها، تقاضـای هر یک از کالاها به‌دست می‌آید. یکی از این کالاها موردنظر در این مطالعه، تقاضـای برق به‌صـورت کالای نهایی شـامل تقاضـای بخش خانگی اسـت که از حداکثرسـازی مطلوبیت مصرف‌کننده‌های خانگی نسبت به سطح مشخصی از درآمد خانوار اسـتخراج می‌شود. در این حالت تابع تقاضای برق مصرف‌کننده، تابعی از قیمت انرژی الکتریکی (p_e)، قیمت انرژی جایگزین (p_m) و درآمد مصـرف‌کننده (m) اسـت (باتاچاریا، ۲۰۱۱: ۵۰-۵۲). به‌دلیل عدم کارایی پیش‌بینی‌های مدل‌های بهینه‌یابی در عمل، مطالعات اخیر از مدل‌های جایگزینی همانند اقتصاد سنجی یا سری زمانی استفاده نموده‌اند.

در رویکرد اقتصاد سنجی (مدل‌های ساختاری-علی) عمدتاً از متغیرهای کلان اقتصادی همانند قیمت و درآمد به‌عنوان متغیرهای اصلی تأثیرگذار بر تقاضای انرژی استفاده می‌شود. اما در روش سری‌های زمانی (غیر ساختاری) رفتار یک متغیر براساس مقادیر گذشته آن توضیح داده می‌شود. از انواع مدل‌های سری زمانی می‌توان به مدل‌های خودرگرسیونی، خودرگرسیون برداری [1](VAR)، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[2]، میانگین متحرک خودهمبسته یکپارچه (ARIMA) و تعدیل جزئی پویا (DPAM) اشاره کرد (چنگی آشتیانی و جلولی، ۱۳۹۱: ۸۰-۹۰؛ هایدر و همکاران، ۱۹۷۸: ۲۳۸-۲۵۰).

رویکرد اخیر استفاده از مدل‌های ترکیبی است که در آن از ترکیب روش‌های مختلف برای پیش‌بینی استفاده شده است. به‌طور مثال مدل فنی اقتصادی بر این پایه استوار است که تکنولوژی مصرف به‌همراه میزان استفاده از آن تکنولوژی تعیین‌کننده تقاضای نهایی خواهد بود، لذا با دانستن تعداد دستگاه‌های مصرف کننده انرژی (مثل تعداد اتومبیل)، نوع انرژی مصرفی، میزان بهره‌وری (لیتر/کیلومتر) و میزان بهره‌برداری از دستگاه در یک دوره زمانی خاص (مانند استفاده از اتومبیل در سال) می‌توان تقاضای کل یا در بخش خاص را به‌دست آورد. از انواع دیگر مدل‌های ترکیبی می‌توان به ترکیب روش شبکه عصبی و ARIMA اشاره کرد (وانگ[3] و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۱۸۶-۱۱۹۱؛ موسوی جهرمی و غلامی، ۱۳۹۵: ۱۰۰-۱۱۱).

۲-۲. پیشینه تحقیق

مطالعات مختلفی در رابطه با تخمین تابع تقاضای برق و پیش‌بینی آن صورت پذیرفته است که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

۲-۲-۱. مطالعات خارجی

هات آکر[4] (۱۹۵۱) به کمک داده‌های مقطعی و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهد که کشش قیمتی تقاضای برق اندک و کشش درآمدی تقاضا برای خانوارها در بریتانیا زیاد بوده است به‌طوری‌که کشش قیمتی و درآمدی تقاضای برق به‌ترتیب برابر با ۰/۳۴- و ۰/۹۹ برآورد گردیده است (هات آکر، ۱۳۵۱: ۳۵۹-۳۷۱). آنگ[5] (۱۹۸۸) تابع تقاضا برق را برای چهار کشور جنوب شرق آسیا شامل مالزی، سنگاپور، تایلند و تایوان تخمین زده است که در آن تابع تقاضای برق تابعی از تولید ناخالص داخلی سرانه، قیمت و مصرف سرانه برق دوره قبل بوده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد کشورهای دارای درآمد سرانه‌ی بالاتر دارای کشش درآمدی کمتر می‌باشند (آنگ، ۱۹۸۸:

1. Vector Autoregressive (VAR)
2. Autoregressive_Distributed_Lag (ARDL)
3. Wang
4. Houthakker
5. Ang

۱۱۵-۱۲۱). داربلای و سلاما[1] (۲۰۰۰) مقایسه‌های بین مدل‌های شبکه مصنوعی عصبی و مدل ARIMA در پیش‌بینی تقاضای برق انجام داده‌اند، نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در مدل‌های تک متغیره تفاوت معنی‌داری بین روش‌های برآورد خطی ARIMA و برآورد غیرخطی شبکه مصنوعی عصبی وجود ندارد (داربلای و سلاما، ۲۰۰۰: ۷۱-۸۳). سامر[2] و همکاران (۲۰۰۱) به پیش‌بینی تقاضای برق در لبنان با استفاده از مدل‌های تک متغیره ARIMA می‌پردازند. در این مقاله آن‌ها پس از پایا کردن داده‌ها، پیش‌بینی تقاضای برق با استفاده از مدل‌های مختلف ARIMA ازجمله AR و MA با مراتب مختلف را مقایسه کرده‌اند و در نهایت مدل AR(1) را به‌عنوان بهترین مدل معرفی نموده‌اند (سامر و همکاران، ۲۰۰۱: ۱-۱۴). سوارز[3] و روچا (۲۰۰۶) تقاضای برق را برای ناحیه‌ای از جنوب برزیل پیش‌بینی کرده‌اند. در این مقاله آن‌ها با پیشنهاد مدل تصادفی تحت عنوان حافظه بلندمدت تعمیم‌یافته، رفتار فصلی تقاضای برق را بررسی نموده و نتایج پیش‌بینی را با مدل SARIMA[4] مقایسه کرده‌اند (سوارز و روچا، ۲۰۰۶: ۱۷-۲۸). جوشکان[5] (۲۰۰۷) مصرف خالص انرژی برق برای بخش‌های پایه‌ای کشور ترکیه را با استفاده از مدل ARIMA مورد برآورد قرار داده‌اند. در این تحقیق آن‌ها از مدل‌های ARIMA و مدل‌های فصلی SARIMA برای پیش‌بینی مصرف برق ترکیه از سال ۲۰۰۵ تا ۲۰۲۰ استفاده کرده‌اند (جوشکان، ۲۰۰۷: ۲۰۰۹-۲۰۱۶). پاپاس[6] و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از مدل ARIMA تقاضای برق را برای یونان پیش‌بینی کرده‌اند (پاپاس و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۵۶-۲۶۴). دیلاور[7] و لستر (۲۰۱۱) با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری و با به‌کارگیری داده‌های سالانه دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۸ تقاضای برق بخش خانگی ترکیه را تحلیل و پیش‌بینی نموده‌اند. کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برق به‌ترتیب برابر ۰/۰۹- و ۰/۳۸- درصد بدست آمده است. نتایج پیش‌بینی نشان می‌دهد که مقدار مصرف برق خانگی ترکیه تا سال ۲۰۲۰ به مقدار ۸۰ تراوات ساعت خواهد رسید (دیلاور و لستر، ۲۰۱۱: ۴۲۶-۴۳۶). ونگ[8] و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از روش تعدیل خطا در مدل سری زمانی فصلی ARIMA تقاضای برق چین را پیش‌بینی کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق بیانگر آن است که پیش‌بینی در روش تعدیل خطا در مدل سری زمانی فصلی ARIMA دقیق‌تر از مدل فصلی ARIMA است (ونگ و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۸۴-۲۹۴). آریسوی و اوزترک[9] (۲۰۱۴) کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای برق بخش‌های خانگی و صنعت ترکیه را برای دوره ۱۹۶۰تا ۲۰۰۸ تخمین زده‌اند و این کار با استفاده از مدل فیلتر کالمن

1. Darbellay and Slama
2. Samer
3. Soare s and Rocha
4. Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average(SARIMA)
5. Coskun
6. Pappas
7. Dilaverand Lester
8. Wanget
9. Arisoy and Ozturk

انجام گرفته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضای برق بخش خانگی و صنعت کمتر از واحد بوده است. همچنین کشش درآمدی برای بخش‌های خانگی و صنعت به‌ترتیب برابر با ۰/۹۷ و ۰/۹۵ درصد می‌باشند و کشش قیمتی برای بخش‌های صنعت و خانگی به‌ترتیب برابر با ۰/۰۲۲- و ۰/۰۱۴- بوده است (آریسوی و اوزترک، ۲۰۱۴: ۹۵۹-۹۶۴). بیرک[1] (۲۰۱۵) در کتابی تحت عنوان مدل‌سازی و پیش‌بینی تقاضای برق از منظر مدیریت ریسک به بررسی تابع تقاضا با استفاده از مدل ARIMA و SARIMA پرداخته است. در این کتاب به بررسی آزمون‌های مانایی، تشخیص مدل، مدل رگرسیون خطی و غیره پرداخته شده است (بیرک، ۲۰۱۵). آتالا و هانت[2] (۲۰۱۶) تقاضای برق بخش خانگی را برای کشورهای شورای همکاری خلیج‌فارس با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری بررسی کرده‌اند. متغیرهای به‌کار رفته در مطالعه‌ی آن‌ها تولید ناخالص داخلی، قیمت واقعی برق، جمعیت، آب و هوا و روند تصادفی تقاضای انرژی به‌عنوان یک عامل برای کارآیی و رفتار انسانی بوده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که کشش درآمدی تقاضای برق در این کشورها بین ۰/۴۳ و ۰/۷۱ و کشش قیمتی تقاضای برق بین ۰/۱۶- و صفر می‌باشد. بنابراین اگر سیاست‌گذاران منطقه قصد دارند تقاضای برق بخش مسکونی را محدود کنند باید این امر به‌وسیله سیاست‌های غیر قیمتی همانند استفاده از افزایش کارایی در لوازم مورد استفاده و افزایش آگاهی مصرف‌کنندگان از طریق آموزش صورت گیرد (آتالا و هانت، ۲۰۱۶: ۱۴۹-۱۵۸).

۲-۲-۲. مطالعات داخلی

لطفعلی‌پور و لطفی (۱۳۸۳) عوامل مؤثر بر تقاضای برق را برای استان خراسان بین سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۵۵ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج این تحقیق حاکی از آن بوده است که قیمت برق و هزینه خانوار تأثیر معنی‌داری بر مصرف برق ندارند. این مطالعه همچنین نشان می‌دهد که انرژی برق و سایر سوخت‌ها جایگزین (گاز) نمی‌توانند به راحتی جایگزین یکدیگر شوند و ضریب متغیر مصرف برق در دوره قبل نشان می‌دهد که مردم طبق عادات مصرفی خود عمل می‌کنند (لطفعلی‌پور و لطفی، ۱۳۸۳: ۴۷-۶۸). قادری[3] و همکاران (۲۰۰۶ الف)، تقاضای برق برای بخش‌های اصلی ایران را مدل‌سازی و تا سال ۲۰۱۱ آن را پیش‌بینی کرده‌اند. آن‌ها دو مدل تقاضای جداگانه برای صنایع پر مصرف انرژی و صنایع کم‌مصرف انرژی را در نظر گرفته‌اند، مهم‌ترین اختلاف بین این دو صنایع شدت مصرف برق بوده است که به سطح تکنولوژی آن‌ها بستگی داشته است. متغیرهای مورد استفاده در مدل صنایع پرمصرف شامل قیمت برق صنعتی، قیمت سوخت‌های جانشین و تعداد مشتریان بوده است. طبق نتایج این تحقیق، قیمت برق و شدت مصرف برق اثر مثبتی بر مصرف برق در صنایع پرمصرف انرژی داشته‌اند. همچنین متغیرهای تأثیرگذار در صنایع کم‌مصرف انرژی، قیمت برق، تعداد مشتریان و

1. Berk
2. Atallaand Hunt
3. Ghaderi

مصـــرف برق در دوره قبل هســـتند که تعداد مشـــتریان اثر معنی‌داری در این بخش دارد (قادری و همکاران، ۲۰۰۶الف: ۲۶۰-۲۶۶). قادری و محمدزاده (۲۰۰۶ ب) تقاضـای برق را برای بخش صـنعت ایران بررســی کرده‌اند. آن‌ها در این مطالعه برای ۱۷ گروه از صــنایع ایران تقاضــای برق را تخمین زده‌انـد، متغیرهای مؤثر در این تحقیق شـــامل ارزش‌افزوده بخش تولید، قیمت برق و تعداد صـــنایع مصـرف‌کننده اثر معنی‌داری تقاضـای برق در بیشـتر صـنایع داشته‌اند (قادری و محمدزاده، ۲۰۰۶ ب: ۴۰۱-۴۰۴). صمدی و همکاران (۱۳۸۷) تقاضای برق در ایران را با استفاده از مفهوم هم‌جمعی و مدل ARIMA برای دوره (۱۳۸۸-۱۳۶۳) تحلیل کرده‌اند. نتایج حاصـــل از این تحقیق گویای این واقعیت اســت که واکنش مصــرف‌کنندگان به تغییرات قیمت و درآمد کاملاً محدود بوده اســت (صــمدی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۱۳-۱۳۶). چنگی آشتیانی و جلولی (۱۳۹۱) تابع تقاضای برق در ایران را تخمین و مصــرف برق را برای ســال ۱۴۰۴ پیش‌بینی نموده‌اند. آن‌ها با اســتفاده از مدل ARDL کشــش‌های بلندمدت را محاسـبه و برای کشـش‌های کوتاه‌مدت از مدل تصـحیح خطا (ECM)[1] استفاده کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشـان می‌دهد که تابع تقاضـای برق نسـبت به قیمت بی‌کشـش است و از سیاست افزایش قیمت برق نمی‌توان برای محدود کردن مصـرف برق اسـتفاده کرد. همچنین آن‌ها پیش‌بینی کرده‌اند که مقدار تقاضـای برق تا سال ۱۴۰۴ به میزان ۲۴۰۰۲۰ میلیون کیلووات ساعت خواهد رسید (چنگی آشـــتیانی و جلولی، ۱۳۹۱: ۱۷۰-۱۹۰). پورآذرم و کورای[2] (۲۰۱۳) در مقال‌های تحت عنوان تخمین و پیش‌بینی تابع تقاضـــای برق خانگی برای ایران، ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضـــای برق بخش خانگی را بررسی کرده‌اند. آن‌ها بعد از انجام آزمون ریشه واحد و هم‌جمعی روی داده‌های سری زمانی ســـالانه برای دوره ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۸، با بکارگیری مدل تصـــحیح خطای برداری (VECM)[3] به این نتیجه رسـیده‌اند که کشـش قیمتی تقاضـای برق بسـیار ناچیز و کشش درآمدی آن کمتر از واحد اســت. مهمترین فاکتور مؤثر بر تقاضـــای برق خانگی درجه خنک‌ســازی دمای خانگی روزانه اســت، همچنین رشـد اقتصادی اثر مثبتی بر تقاضای برق خانگی دارد (پورآذرم و کورای، ۲۰۱۳: ۵۴۶-۵۵۸). اثنی عشری و مسنن مظفری (۱۳۹۳) تابع تقاضای برق بخش کشاورزی روستاهای شهرستان زابل در دوره ۱۳۹۰-۱۳۶۴ را با اسـتفاده از مدل خودتوضـیح با وقفه‌های گسـترده برآورد کرده‌اند، نتایج نشان می‌دهد که در بلندمدت کشش قیمتی تقاضا منفی و بزرگتر از یک و کشش درآمدی مثبت و بزرگتر از یک بوده اسـت، درصـد تغییرات تعداد مشترکین بر درصد تغییر تقاضا اثر معنی‌داری داشته ولی دمای هوا اثری بر مصـــرف برق نـداشـــته اســـت. لذا با حذف یارانه‌های انرژی و افزایش قیمت آن درآمد کشـاورزان و مصرف آن‌ها کاهش می‌یابد (اثنی عشری و مسنن مظفری، ۱۳۹۳: ۱۷-۲۵). لطفعلی‌پور و همکـاران (۱۳۹۳) تابع تقاضـــای برق در بخش خانگی و صـــنعتی برای دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۹۰ را با

1. Error Correction Model(ECM)
2. Pourazarm & Cooray
3. Vector Error Correction Model

استفاده از الگوی سری زمانی ساختاری برآورد کرده‌اند. به‌کارگیری این روش در برآورد توابع تقاضای انرژی، موجب لحاظ نمودن روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT)[1] به‌عنوان متغیر غیرقابل‌اندازه‌گیری کمی و تصریح آن به صورت یک فرآیند تصادفی از طریق روش حداکثر درستنمایی و فیلتر کالمن[2] می‌شود. در نتیجه از برآوردهای اریب‌دار کشش‌های قیمتی و درآمدی پرهیز می‌شود (لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۸۷-۲۰۸).

با توجه به مطالعات گذشته می‌توان گفت که جهت پیش‌بینی تقاضای برق با استفاده از مدل‌های ساختاری مانند مدل تعدیل جزئی پویا، عمدتاً از دو روش استفاده شده است. در روش اول،سناریو سازی انجام شده است به‌طوری‌که برای هر تابع سه سناریو در نظر گرفته می‌شود؛ یک سناریو روند موجود متغیرها می‌باشد، سناریو دیگر روندی با رشد بالاتر از وضعیت فعلی متغیرها و در نهایت سناریویی با رشد کمتر از وضعیت موجود می‌باشد و پیش‌بینی‌ها براساس هر یک از سناریوهای ذکر شده انجام می‌گردد (وروم[3]، ۲۰۱۰: ۳۶۱-۳۶۶). روش دوم استفاده از مدل ARIMA است که در آن تقاضای آتی برق فقط بر اساس مقادیر گذشته تقاضای برق و شوک‌های مؤثر بر آن متغیر پیش‌بینی می‌شود (پاپاس[4] و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۵۶-۲۶۰)، اما رویکرد اخیر، استفاده از مدل‌های ترکیبی است که در آن از ترکیب روش‌های مختلف برای پیش‌بینی استفاده شده است. به‌طور مثال برخی محققین از ترکیب شبکه عصبی و ARIMA برای پیش‌بینی مصرف انرژی بهره جسته‌اند. مانند (وانگ و منگ، ۲۰۱۲: ۲۵۸-۲۶۱)[5]، همچنین از این رویکرد برای پیش‌بینی مصرف بنزین در ایران استفاده شده است (موسوی جهرمی و غلامی، ۱۳۹۵: ۱۰۰-۱۱۰). در مطالعه حاضر، برای پیش‌بینی تقاضای برق در ایران، از مدل ترکیبی تعدیل جزئی پویا (PADM) و ARIMA استفاده شده است.

۳. روش‌شناسی تحقیق

این قسمت به معرفی مدل و داده‌های مورد استفاده در این تحقیق می‌پردازد. هدف این مطالعه برآورد و بررسی تابع تقاضای برق در کوتاه‌مدت و بلندمدت و پیش‌بینی آن برای ۱۵ سال آینده یعنی تا سال ۱۴۰۸ است. در تحقیق حاضر برای بررسی ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مستقل و تقاضای برق کشور از مدل ساختاری تعدیل جزئی پویا استفاده شده است و برای پیش‌بینی متغیرهای مستقل مدل مذکور برای سال‌های موردنظر مدل ARIMA به‌کار گرفته شده است. در نهایت با ترکیب مدل تعدیل جزئی پویا و ARIMA و با جایگذاری مقادیر پیش‌بینی شده متغیرهای مستقل از مدل ARIMA در مدل تعدیل جزئی پویا، مقدار تقاضای برق را تا سال ۱۴۰۸ پیش‌بینی گردیده است.

1. Underlying Energy Demand Trends(UEDT)
2. Filter Kalman
3. Varum
4. Pappas
5. Wang & Meng

۳-۱. مدل تعدیل جزئی پویا

بر اســاس تئوری‌های اقتصــادی، ادبیات موضــوع و اطلاعات موجود، در این پژوهش ابتدا یک مدل تقاضـای برق به شکل لگاریتمی و به‌صورت تابعی از درآمد، قیمت واقعی برق، جمعیت و قیمت واقعی گاز طبیعی (به‌عنوان انرژی جانشــین برق) ارائه شــده اســت. به‌دلیل اختلاف در مقیاس و دامنه تغییر متغیرهای موجود در مدل، از لگاریتم آن‌ها اسـتفاده شده است تا مقیاس متغیرها در اندازه‌های نزدیک به هم قرار گیرد.

$$\mathrm{Lnd_t} = \alpha + \beta_1 \mathrm{Lngdp_t} + \beta_2 \mathrm{Lnpp_t} + \beta_3 \mathrm{Lnpop_t} + \beta_4 \mathrm{Lnpg_t} + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

در این معادله، d_t مصرف سرانه برق، gdp_t درآمد واقعی ناخالص داخلی سرانه، pp_t قیمت واقعی برق، pop_t جمعیت و pg_t قیمت واقعی گاز طبیعی به‌عنوان انرژی جایگزین در تقاضــای برق کل کشـور می‌باشـد. α عرض از مبدأ و β_1، β_2، β_3 و β_4 به‌ترتیب برآوردکننده‌های کشش‌های درآمدی، قیمتی، حساسیت نسبت به تغییر جمعیت و کشش قیمتی متقاطع انرژی جایگزین تقاضای برق هستند.

مدل تعدیل جزیی پویا فرض می‌کند که تقاضـای برق نمی‌تواند بلافاصله به تغییر متغیرهای مؤثر واکنش نشان دهد، ولی به‌تدریج در طول زمان به سمت تعادل بلندمدت متمایل می‌شود. حال چنانچه d'_t به‌عنوان مقدار مطلوب تقاضای برق فرض شود که به‌صورت مستقیم قابل مشاهده نباشد، می‌توان بیان کرد که:

$$\mathrm{Lnd'_t} = \alpha + \beta_1 \mathrm{Lngdp_t} + \beta_2 \mathrm{Lnpp_t} + \beta_3 \mathrm{Lnpop_t} + \beta_4 \mathrm{Lnpg_t} + \nu_t \qquad (۷)$$

اگر فرآیند تعدیل به ســطح تقاضــای تعادلی که مصــرف واقعی و مطلوب برق را به هم مربوط می‌سازد به شکل زیر باشد:

$$\mathrm{Lnd_t} - \mathrm{Lnd_{t-1}} = \delta(\mathrm{Lnd'_t} - \mathrm{Lnd_{t-1}}) \qquad (۸)$$

که در این معادله δ سرعت تعدیل و $(0<\delta<1)$ با جایگذاری معادله (۶) در معادله (۸) داریم:

$$\begin{aligned} \mathrm{Lnd_t} - \mathrm{Lnd_{t-1}} &= \delta(\alpha + \beta_1 \mathrm{Lngdp_t} + \beta_2 \mathrm{Lnpp_t} + \beta_3 \mathrm{Lnpop_t} + \beta_4 \mathrm{Lnpg_t} + \nu_t - \mathrm{Lnd_{t-1}}) \\ &= \delta\alpha + \delta\beta_1 \mathrm{Lngdp_t} + \delta\beta_2 \mathrm{Lnpp_t} + \delta\beta_3 \mathrm{Lnpop_t} + \delta\beta_4 \mathrm{Lnpg_t} + \delta\nu_t - \delta\,\mathrm{Lnd_{t-1}} \end{aligned} \qquad (۹)$$

معادله (۹) می‌تواند به صورت ذیل نوشته شود:

$$\begin{aligned} \mathrm{Lnd_t} = {} & \varphi + \theta_1 \mathrm{Lngdp_t} + \theta_2 \mathrm{Lnpp_t} + \theta_3 \mathrm{Lnpop_t} + \theta_4 \mathrm{Lnpg_t} + (1-\delta)\,\mathrm{Lnd_{t-1}} \\ & + \delta\nu_t \end{aligned} \qquad (۱۰)$$

در تساوی فوق $\varphi=\delta\alpha$، $\delta\beta_1=\theta_1$، $\delta\beta_2=\theta_2$، $\delta\beta_3=\theta_3$ و $\delta\beta_4=\theta_4$ به‌ترتیب کشش‌های کوتاه‌مدت درآمدی، قیمتی، حساسیت نسبت به تغییر جمعیت و کشش قیمتی متقاطع انرژی جانشین تقاضای برق هستند. کشش‌های بلندمدت درآمدی، قیمتی، حساسیت بلندمدت نسبت به تغییر جمعیت و کشش قیمتی متقاطع انرژی جانشین تقاضای برق ترتیب با β_1، β_2، β_3 و β_4 نمایش داده شده‌اند.

۳-۲. مدل میانگین متحرک خودهمبسته یکپارچه (ARIMA)

از اواخر دهه ۱۹۸۰ استفاده از تحلیل هم‌جمعی به یک جزء استاندارد تمام مطالعات تقاضای انرژی تبدیل شده و بسیاری از محققان تحلیل داده‌های خود را براساس هم‌جمعی انجام داده‌اند. بهره‌گیری گسترده از هم‌جمعی به این خاطر است که این روش، استفاده از داده‌ها در مورد متغیرهای غیرایستا جهت تخمین ضرایب را زمانی که متغیرها هم‌جمعند (وجود رابطه بلندمدت) توجیه می‌کند. این اصلی‌ترین دلیل استفاده از مدل ARIMA در این مطالعه است. این روش اولین بار توسط باکس- جنکینز (۱۹۷۸)[1] بیان شد. آن‌ها نسل جدیدی از ابزارهای پیش‌بینی را تحت عنوان ARIMA معرفی کردند که این روش برای تحلیل خصوصیات آمارهای سری زمانی و تأثیرگذاری آن‌ها بر روی معادله‌های منفرد یا هم‌زمان به‌کار می‌رود.

در مدل ARIMA هر متغیر توسط مقادیر گذشته خود همان متغیر و جزء خطا (شوک‌ها) توضیح داده می‌شود. متدولوژی ARIMA شامل چهار مرحله تشخیص، برآورد، کنترل و در نهایت پیش‌بینی می‌باشد. در ابتدا لازم است مقادیر مناسب p، d و q شناسایی شود، تعداد جملات خودرگرسیو (p) و تعداد جملات میانگین متحرک(q) به‌ترتیب با استفاده از توابع خودهمبستگی جزئی (PAC)[2] و خودهمبستگی (AC)[3] محاسبه می‌شوند. به‌عبارتی‌دیگر از همبستگی نگار ضرایب خودهمبستگی و نیز براساس معیارهای AIC[4] و SBC[5] تعداد وقفه‌های بهینه p و q انتخاب می‌شوند. ACF[6] در وقفه K با ρ_K نشان داده شده و به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \qquad (۱۱)$$

در این رابطه γ_K، کوواریانس در وقفه k و γ_0 واریانس است. چون هم واریانس و هم کوواریانس با یک واحد اندازه‌گیری می‌شوند، ρ_k یک عدد 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

1. Box & Jenkins
2. Partial Autocorrelation (PAC)
3Autocorrelation(AC)
4. Akaike Information Criterion (AIC)
5 Schwarz's Bayesian Criterion (SBC)
6. Autocorrelation Function(ACF)

دارند ناشـــی می‌شـــود. همبســـتگی جزئی، همبســـتگی بین مشـــاهداتی با k دوره اختلاف زمانی را اندازه‌گیری می‌کند. این همبســـتگی جزئی اثر متغیرهای دخالت‌کننده را از بین می‌برد. به‌عبارت دیگر خودهمبستگی جزئی عبارت از همبستگی بین Y_t و Y_{t-k} پس از برطرف کردن اثر Y_s میانی می‌باشد. سـپس تعیین d از انجام آزمون‌های رسـمی ریشـه واحد مشـخص می‌شـود که اگر داده‌ها غیر ایسـتا هســـتنـد، حداقل با چند بار تفاضـــل‌گیری می‌توان آن‌ها را ایســـتا کرد. بدین‌ترتیب می‌توان مقادیر پارامترهای مدلیعنی (p، d، q) و در نهایت مدل مناسب ARIMA را شناسایی نمود.

در مرحله دوم یعنی مرحله برآورد، مدل انتخاب شـده براسـاس نتایج حاصـل شده از مرحله‌ی اول برآورد می‌گردد. در مرحله سـوم برای اینکه اطمینان حاصل شود که آیا مدل انتخاب شده با داده‌های موجود متنـاســـب اســـت یـا نه، باقیمانده‌های مدل برآورد شـــده جمع‌آوری شـــده و از نظر این‌که خودهمبستگی‌ها یا همبستگی جزئی بین باقیمانده‌ها از نظر آماری معنی‌دار است یا خیر مورد بررسی و کنترل قرار می‌گیرد. اگر ضـرایب خودهمبسـتگی‌ها یا همبسـتگی جزئی بین باقیمانده‌ها از نظر آماری معنی‌دار نباشـند به این معنی است که باقیمانده‌ها اساساً تصادفی هستند و نیاز به استفاده از وقفه‌های دیگری برحسب خود متغیر و یا شوک‌ها نیست؛ به‌عبارت دیگر نیاز به یک مدل ARIMA دیگر وجود ندارد. در مرحله ، پیش‌بینی متغیرهای مســـتقل مؤثر بر تقاضـــای برق براســـاس مدل ARIMA که سـاخته و کنترل شـده اسـت صـورت می‌گیرد (باکس و جنکینز، ۱۹۷۸: ۳۰-۸۴؛ صمدی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۱۴-۱۲۵).

۳-۳. داده‌های مورد استفاده

به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر تابع تقاضای برق در ایران از لگاریتم برق مصرفی سرانه کل کشور (برحسب کیلووات ساعت)، Lngdp لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه (برحسب میلیارد ریال)، Lnpop لگاریتم جمعیت کل کشور (برحسب میلیون نفر)، Lnpp لگاریتم قیمت واقعی برق (برحسب ریال به ازای هر کیلووات ساعت) و Lnpg لگاریتم قیمت واقعی گاز طبیعی (بر حسب ریال به ازای هر مترمکعب) بهره گرفته شده است. جهت واقعی کردن قیمت برق و قیمت گاز طبیعی، در بخش خانگی که به‌عنوان کالای نهایی استفاده می‌شوند از شاخص قیمتی مصرف‌کننده براساس سال پایه ۱۳۸۳ (CPI) و برای آن بخش‌هایی که به‌عنوان نهاده تولیدی به‌کار گرفته می‌شوند از شاخص قیمتی تولیدکننده براساس سال پایه ۱۳۸۳ (PPI) استفاده گردیده است. متغیر مصرف برق سرانه از نسبت مصرف برق کل کشور در سال‌های مختلف به جمعیت در همان سال‌ها به‌دست‌آمده است. متغیر درآمد واقعی سرانه از نسبت تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های ثابت ۱۳۸۳ به جمعیت کل کشور محاسبه گردیده است. تعداد جمعیت کل کشور از آمارنامه سالانه مرکز آمار کل کشور به‌دست‌آمده است. قیمت واقعی برق به‌صورت میانگینی از قیمت آن در بخش‌های مختلف اقتصادی (خانگی، صنعت، کشاورزی، خدمات، حمل‌ونقل و تجاری) در نظر گرفته شده و از ترازنامه انرژی وزارت نیرو به‌دست‌آمده است.

قیمت واقعی گاز طبیعی نیز به‌عنوان میانگینی از قیمت آن در بخش‌های مصرف‌کننده گاز طبیعی (مسکونی، تجاری، صنعتی، خدمات، حمل و نقل و کشاورزی) می‌باشد و از ترازنامه انرژی برای سال‌های مختلف محاسبه گردیده است. تعداد داده‌ها ۳۴ مشاهده برای هر متغیر است که به‌صورت سری زمانی سالانه از سال ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۳ می‌باشد. در این مطالعه برای تخمین مدل و محاسبات مورد نیاز از نرم‌افزارهای Stata و Excel بهره گرفته شده است.

۴. نتایج مدل و تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها

۴-۱. آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته[1]

برای پرهیز از رگرسیون کاذب در سری‌های زمانی، باید برای هر سری زمانی آزمون ایستایی انجام گیرد. جهت بررسی ایستایی متغیرها در این مطالعه از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته استفاده شده است. این آزمون برای هر یک از متغیرهای مدل تحقیق (Lnd، Lngdp، Lnpop، Lnpp و Lnpg) انجام گرفته و نتایج آن در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱: نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته جهت بررسی ایستایی متغیرهای مدل تحقیق

متغیر	آماره ADF	مقدار بحرانی	وضعیت مانایی
Lnd	*-۰/۲۵۲	-۱/۹۴	نامانا
Lngdp	***-۰/۲۳۵	-۳/۴۱	نامانا
Lnpop	**-۰/۵۷۱	-۲/۸۶	نامانا
Lnpg	**۰/۴۸۵	-۲/۸۶	نامانا
Lnpp	**-۰/۲۵۲	-۲/۸۹	نامانا
dLnd	*-۴/۰۵	-۲/۱۲	مانا
dLngdp	***-۳/۹۹	-۳/۴۱	مانا
dLnpg	**-۴/۸۸۶	-۲/۸۹	مانا
dLnpop	**-۳/۲۹	-۲/۸۹	مانا
dLnpp	**-۳/۶۹	-۲/۸۹	مانا

منبع: محاسبات تحقیق

*: حالت بدون عرض از مبدأ **: حالت دارای عرض از مبدأ ***: حالت دارای عرض از مبدأ و روند مقادیر بحرانی آورده شده در جدول ۱ براساس سطح معناداری ۵٪ است.

نتایج آزمون ریشه واحد در جدول ۱ نشان می‌دهد که هیچ یک از متغیرها در سطح معنی‌داری ۵ درصد مانا نیستند. یعنی فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح معنی‌داری ۵ درصد را نمی‌توان رد کرد. اما تفاضل مرتبه اول این متغیرها (dLnd، dLngdp، dLnpp، dLnpg و

1. Agumented Dickey–Fuller

dLnpop) در سطح معنی‌داری ۵ درصد مانا می‌باشند یعنی تمام این متغیرها هم‌جمع از مرتبه اول هستند.

۴-۲. آزمون هم‌جمعی انگل-گرنجر[1]

برای بررسی وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای مدل تحقیق، آزمون ریشه واحد بر روی باقیمانده‌های ناشی از تخمین مدل (۶) بدون استفاده از متغیر وقفه مرتبه اول متغیر مصرف سرانه برق انجام گرفته است. فرض صفر در این حالت وجود ریشه واحد در باقیمانده‌هاست (عدم وجود هم‌جمعی) و فرضیه مقابل شامل عدم وجود ریشه واحد (وجود هم‌جمعی) است. نتایج آزمون انگل – گرنجر حاکی از آن است که مقدار قدر مطلق آماره آزمون ADF (۳/۱۵-) بیشتر از مقدار بحرانی آن در سطح ۵ معنی‌داری درصد (۲/۷۶-) است به این معنی که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی را در سطح ۵ درصد رد می‌شود. بنابراین رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای مدل تحقیق وجود دارد.

۴-۳. آزمون رگرسیون هم‌جمعی دوربین-واتسون[2]

جهت اطمینان حاصل کردن از پارامترهای مدل، از آزمون هم‌جمعی استفاده می‌شود. یکی از این آزمون‌ها برای تشخیص هم‌جمعی آزمون دوربین واتسون است. مقدار آماره دوربین واتسون به‌دست آمده از تخمین مدل ۱۰ برابر با ۲/۰۱۸ است، که این مقدار از مقادیر بحرانی در سطوح ۱٪ و ۵٪ که به‌ترتیب برابر به ۰/۶۲ و ۰/۴۶ هستند، بیشتر است. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی را نمی‌توان پذیرفت، در این صورت نتیجه گرفته می‌شود که رابطه هم‌جمعی بین متغیرها برقرار است.

۴-۴. تخمین مدل تعدیل جزئی پویا(DPAM)

در ادامه جهت مطالعه رفتار تقاضای برق و نشان دادن سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت به برآورد مدل تعدیل جزئی پویا می‌پردازیم، نتایج حاصل از تخمین مدل (۱۰) در جدول۲ آمده است.

جدول ۲: نتایج تخمین ضرایب مدل تعدیل جزئی پویای تقاضای برق ایران

متغیرها	ضرایب	انحراف معیارها	آماره (t-prob)	R^2_g
Lngdp	۰/۱۹۲	۰/۰۴۳	۴/۴۵ (۰/۰۰۱)	۰/۷۸
Lnpp	-۰/۰۱۴	۰/۰۰۶	-۲/۳۳ (۰/۰۰۴)	
Lnpg	۰/۰۰۶	۰/۰۰۲۹	۲/۰۶ (۰/۰۱۲)	
Lnpop	۱/۴۷	۰/۴۷۹	۳/۰۶ (۰/۰۰۲)	
Lnd_{t-1}	۰/۴۷	۰/۱۴۵	۳/۲۴ (۰/۰۰۱)	
عرض از مبدأ (α)	۱۲/۹۹	۴/۲۴	۳/۰۶ (۰/۰۰۲)	

منبع: نتایج تحقیق

1. Engle – Granger Cointegration Test
2. Cointegration Regression Durbin-Watson

براساس نتایج مدل تحقیق در جدول ۲ می‌توان گفت که علامت تمام ضرایب تخمین زده شده دارای علامات مورد انتظار طبق تئوری اقتصادی تقاضا در اقتصاد خرد می‌باشد و نیز در سطح اهمیت ۵ درصد از نظر آماری معنی‌دار هستند. این بدین معنی است که قیمت واقعی برق دارای تأثیر منفی بر مقدار مصرف سرانه برق در می‌باشد که تأیید کننده قانون تقاضا در اقتصاد خرد است. همچنین طبق تئوری اقتصادی تقاضا درآمد واقعی سرانه و جمعیت اثر مثبتی بر تقاضای سرانه برق در دوره مورد بررسی داشته است. بعلاوه آنکه قیمت واقعی گاز طبیعی به‌طور مثبت بر تقاضای سرانه برق تأثیر می‌گذارد که موافق با انتظارات تئوری اقتصاد و بیانگر آن است که گاز طبیعی جایگزین برق در دوره مورد بررسی در ایران می‌باشد.

از نتایج جدول۲ همچنین استنباط می‌شود که اولاً با توجه به ضریب درآمد واقعی سرانه (۰/۱۹۲)، برق یک کالای نرمال می‌باشد. ثانیاً تغییرات مصرف سرانه برق نسبت به تغییرات قیمت واقعی برق ناچیز است به‌طوری‌که با یک درصد افزایش در قیمت برق، با ثبات سایر عوامل به‌طور متوسط مقدار مصرف سرانه آن در کوتاه‌مدت به میزان ۰/۰۱۴ درصد کاهش خواهد یافت. ضریب تعدیل برابر با ۰/۵۳ است بدین معنی که در هر دوره ۰/۵۳ درصد از عدم تعادل در مقدار تقاضای برق تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. یعنی اگر شوکی بر تعادل بلندمدت وارد شود که به صورت انحراف از مقدار تعادلی بلندمدت تقاضای برق بر تعادل وارد شود ظاهر گردد، ۰/۵۳ درصد از این انحراف (خطا) از تعادل بلندمدت در هر دوره تعدیل می‌شود. با توجه به نتایج بدست آمده برای مدل تعدیل جزئی پویا می‌توان کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برق را به‌دست آورد. نتایج کشش‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت در جدول ۳ آورده شده است.

جدول ۳: کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تابع تقاضای برق ایران

متغیرها	کشش‌های کوتاه‌مدت	کشش‌های بلندمدت
Lngdp	۰/۱۹۲	۰/۳۶
Lnpp	-۰/۰۱۴	-۰/۰۲۶
Lnpg	۰/۰۰۶	۰/۰۱۱
Lnpop	۱/۴۷	۲/۷۷

منبع: نتایج تحقیق

جدول ۳ نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، درصد تغییر درآمد نسبت به درصد تغییر قیمت برق تأثیر نسبتاً بیشتری را بر تغییرات تقاضا داشته است به‌طوری‌که کشش‌های درآمدی و قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای برق به‌ترتیب برابر با ۰/۱۹۲ و ۰/۰۱۴- می‌باشند. همچنین نتایج این جدول نشان می‌دهد که متغیر جمعیت با ضریب ۱/۴۷ بیشترین تأثیر را با علامت مثبت بر مقدار مصرف برق در کوتاه‌مدت دارد.

یافته‌های جدول ۳ همچنین بیانگر این است که کشش درآمدی بلندمدت تقاضای برق برابر ۰/۳۶ و کشش قیمتی بلندمدت آن برابر ۰/۰۲۶- است و بیانگر این است که اگر قیمت واقعی برق یک درصد افزایش (کاهش) پیدا کند (با فرض ثابت بودن سایر عوامل) به‌طور متوسط مقدار تقاضا برای برق در بلندمدت ۰/۰۲۶ درصد کاهش (افزایش) می‌یابد. بنـابراین بـرق کالایی بی‌کشش است، به‌دلیل آنکه برق نسبت به سایر فرآورده‌های نفتی، کـالای ارزان‌قیمت و دارای کارآیی اقتصادی بالا می‌باشد و امکان جانشینی آن بـا سـایر فـرآورده‌ها کمتر وجود دارد. به همین خاطر با افزایش قیمت برق، نمی‌توان میزان مصرف آن را با افزایش قیمت کاهش داد و سیاست قیمت‌گذاری چندان بر کاهش مصرف آن تأثیرگذار نخواهد بود. کشش قیمتی متقاطع بلندمدت تقاضای برق برابـر ۰/۰۱۱ می‌باشد و گویای این مطلب است که جانشـینی گاز طبیعی برای برق چنـدان اهمیت ندارد، زیرا با افزایش یک‌درصدی در قیمت گاز طبیعی، (با فرض ثابت بودن سایر عوامل) به طور متوسط تقاضای برق کمتر از یک درصد افزایش می‌یابد. همچنین، حساسیت تقاضای برق نسبت به تغییرات جمعیت در بلندمدت برابر با ۲/۷۷ است یعنی اینکه به ازای یک درصد تغییر در جمعیت، تقاضای برق به اندازه ۲/۷۷ درصد افزایش می‌یابد. R^2_g نشان می‌دهد که ۷۸ درصد از تغییرات متغیر مصرف سرانه برق توسط متغیرهای مستقل این مدل توضیح داده شده است.

۴-۵. پیش‌بینی تقاضای برق با مدل ترکیبی DPAM و ARIMA

این مطالعه برای افزایش در دقت پیش‌بینی تقاضای برق ایران براساس رویکرد اخیر در ادبیات موضوع تقاضای انرژی، از مدل ترکیبی تعدیل جزئی پویا (DPAM) و ARIMA استفاده می‌نماید. به این ترتیب که ابتدا هر یک از متغیرهای توضیحی مؤثر بر تقاضای برق با استفاده از مدل ARIMA پیش‌بینی می‌شود؛ سپس مقدار این پیش‌بینی‌ها را در مدل پایه‌ای تخمین زده شده که در این مطالعه مدل تعدیل جزئی پویا (معادله ۱۰) می‌باشد، قرار داده و مقادیر آینده تقاضای سرانه برق کل کشور به‌دست می‌آید. جهت پیش‌بینی مقادیر متغیرهای توضیحی در مدل تعدیل جزئی پویا با استفاده از مدل ARIMA، مطابق مطالعه پسران و شین[1](۱۹۹۸)، به دلیل کم بودن تعداد داده‌های سالانه مشاهدات، حداکثر مرتبه وقفه‌های بهینه برابر با ۲ انتخاب می‌شود تا تعداد درجه آزادی کمتری از دست برود و نتایج قابل استنادتر باشند. بعد از انتخاب حداکثر وقفه‌ها، مدل بهینه ARIMA با استفاده از معیارهای AIC و SBC انتخاب می‌شود. با توجه به نتایج بدست آمده از آزمون ایستایی، متغیرهای lngdp، lnpp، lnpg و lnpop با یک‌بار تفاضل‌گیری ایستا گردیده‌اند، بنابراین مقدار d در مدل ARIMA برای هر یک از این متغیرها عدد ۱ می‌باشد. همچنین جهت تعیین p و q همان‌گونه که بیان شد حداکثر مرتبه وقفه‌ها ۲ در نظر گرفته می‌شود، سپس با تخمین مدل‌های مختلف ARIMA(p,d,q) با مرتبه‌های ۱ تا ۲ و با استفاده از مقایسه معیارهای AIC و SBC، مقادیر بهینه p و q و مدل بهینه

1. Pesaran and Shin

ARIMA انتخاب می‌شود. نتایج تخمین مدل‌های مختلف ARIMA(p,d,q) در جدول ۴ آورده شده است.

جدول۴: انتخاب مدل بهینه ARIMA برای متغیرهای توضیحی مدل تحقیق با استفاده از معیارهای AIC و SBC

تولید ناخالص سرانه (dlngdp)				
ARIMA(1,1,1)		ARIMA(1,1,2)	ARIMA(2,1,1)	ARIMA(2,1,2)
AIC	−۱۳۶/۰۳۶	−۱۳۶/۱۰۸	−۱۳۶/۲۳۴	−۱۲۷/۰۹۱
SB	−۱۳۰/۰۵	−۱۳۰/۱۲۲	−۱۳۰/۲۴۸	−۱۲۱/۱۰۵
قیمت برق (یdlnpp)				
ARIMA(1,1,1)		ARIMA(1,1,2)	ARIMA(2,1,1)	ARIMA(2,1,2)
AIC	−۱۶/۶۸۸	−۱۶/۶۶۸	−۱۶/۶۲۳	−۱۶/۲۴۸
SB	−۱۰/۶۹۲	−۱۰/۶۸۲	−۱۰/۶۳۷	−۱۰/۲۶۲
جمعیت (dlnpop)				
ARIMA(1,1,1)		ARIMA(1,1,2)	ARIMA(2,1,1)	ARIMA(2,1,2)
AIC	−۲۷۲/۴۳۹	−۲۷۲/۴۵	−۲۷۲/۳۸۴	−۲۷۷/۴۴۲
SB	−۲۶۶/۵۷۶	−۲۶۶/۵۸۷	−۲۶۶/۵۲۱	−۲۷۳/۰۲۴
قیمت گاز طبیعی (dlnpg)				
ARIMA(1,1,1)		ARIMA(1,1,2)	ARIMA(2,1,1)	ARIMA(2,1,2)
AIC	۲۷/۶۴۳	۲۵/۷۵۷	۲۶/۷۵۰	۲۵/۳۹۲
SB	۳۳/۶۲۹	۳۱/۷۴۳	۳۲/۷۳۶	۳۱/۳۷۸

منبع: نتایج تحقیق

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که مدل ARIMA(2,1,1) برای پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی سرانه، مدل ARIMA(1,1,1) جهت پیش‌بینی قیمت واقعی برق، مدل ARIMA(2,1,2) برای پیش‌بینی متغیر جمعیت و مدل ARIMA(2,1,2) برای پیش‌بینی قیمت واقعی گاز طبیعی مناسب می‌باشند، زیرا داری کمترین مقادیر AIC و SBC هستند. در نتیجه این مدل‌ها بهینه و دارای کمترین خطا می‌باشند. برآورد مدل‌ها با استفاده از نرم‌افزار Stata12 انجام شده است به‌طوری‌که مدل‌های برآوردی به صورت زیر می‌باشند:

مدل ARIMA(2,1,1) برای پیش‌بینی تولید ناخالص سرانه:

$$lngdp_t = 0.029 + lngdp_{t-1} + 0.132 lngdp_{t-2} - 0.205 \nu_{t-1} \qquad (۱۲)$$

مدل ARIMA(1,1,1) برای پیش‌بینی متغیر قیمت برق:

$$lnpp_t = 0.139 + 1.107 lnpp_{t-1} - 0.79 \nu_{t-1} \qquad (۱۳)$$

مدل ARIMA(2,1,2) برای پیش‌بینی متغیر جمعیت:

$$lnpop_t = 0.006 + 1.103 lnpop_{t-1} + 0.62 \ln pop_{t-2} - 0.31 v_{t-2} \quad (۱۴)$$

مدل ARIMA(2,1,2) برای پیش‌بینی قیمت گاز طبیعی:

$$lnpg_t = 0.197 + lnpg_{t-1} + 0.71 lnpg_{t-2} - 0.45 v_{t-2} \quad (۱۵)$$

اینک، با داشتن ARIMA مناسب و بهینه در مورد هر متغیر توضیحی پیش‌بینی این متغیرها بر اساس مدل ARIMA مربوطه انجام گردیده است و در نهایت مقادیر به‌دست آمده متغیرهای توضیحی با استفاده از مدل ARIMA را در مدل پای‌های تعدیل جزئی معادله (۱۰) قرار داده تا مقادیر سرانه مصرف برق برای دوره ۱۴۰۸-۱۳۹۴ بدست آید.

نتایج پیش‌بینی‌شده مقدار و رشد تقاضای سرانه برق کل کشور برای سال‌های ۱۴۰۸-۱۳۹۴ بر اساس مدل ترکیبی تعدیل جزئی پویا و ARIMA در جدول ۵ آورده شده است.

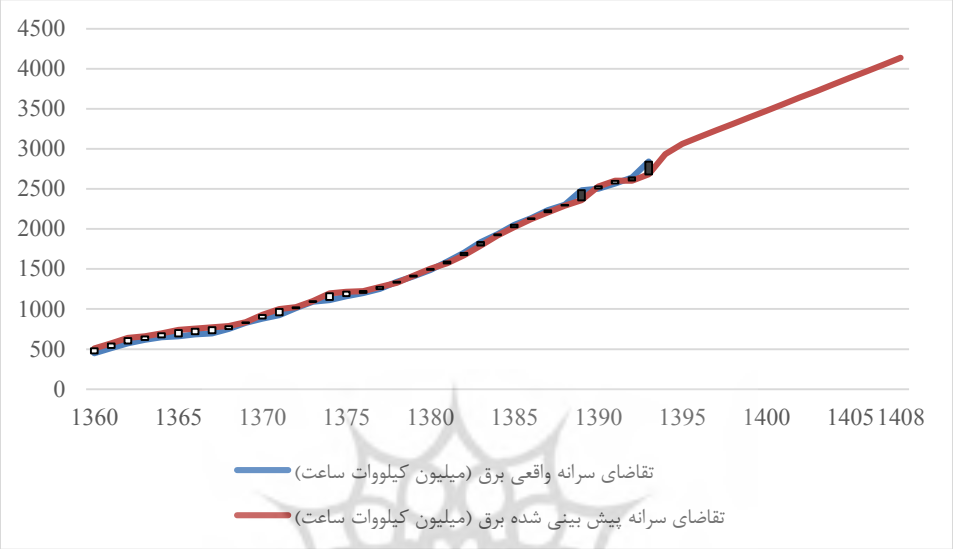
جدول ۵: نتایج پیش‌بینی مقدار و رشد سالانه تقاضای سرانه برق ایران طی دوره (۱۴۰۸-۱۳۹۴)- (میلیون کیلووات ساعت)

سال	پیش‌بینی تقاضای برق	درصد رشد سالانه
۱۳۹۴	۲۹۳۵/۶	۵/۶
۱۳۹۵	۳۰۶۲/۸	۴/۳
۱۳۹۶	۳۱۴۵/۲	۲/۶۹
۱۳۹۷	۳۲۲۷/۷	۲/۶۲
۱۳۹۸	۳۳۱۰/۲	۲/۵۵
۱۳۹۹	۳۳۹۲/۶	۲/۴۹
۱۴۰۰	۳۴۷۵/۱	۲/۴۳
۱۴۰۱	۳۵۵۷/۵	۲/۳۷
۱۴۰۲	۳۶۴۰	۲/۳۱
۱۴۰۳	۳۷۲۲/۴	۲/۲۶
۱۴۰۴	۳۸۰۴/۹	۲/۲۱
۱۴۰۵	۳۸۸۷/۴	۲/۱۶
۱۴۰۶	۳۹۶۹/۸	۲/۱۲
۱۴۰۷	۴۰۵۲/۳	۲/۰۷
۱۴۰۸	۴۱۳۴/۷	۲/۰۳
میانگین درصد رشد سالانه		۲/۶۴

منبع: نتایج تحقیق

همان‌طور که نتایج پیش‌بینی در جدول ۵ نشان می‌دهد میانگین رشد سالانه تقاضای سرانه برق کشور برابر ۲/۶۴٪ در طول سال‌های آینده تا افق ۱۴۰۸ می‌باشد. به‌عبارت دیگر مقدار تقاضای سرانه برق تا سال ۱۴۰۸ به میزان ۴۱۳۴/۷ میلیون کیلووات خواهد رسید و این رقم نسبت به سال ۱۳۹۳ در

حدود ۴۵ درصـد رشـد خواهد داشت که این پیش‌بینی در نمودار ۱ قابل مشاهده است و این نمودار به خوبی روند صعودی افزایش میزان تقاضای سرانه برق را نشان می‌دهد.



نمودار ۱: روند مقدار پیش‌بینی شده تقاضای سرانه برق ایران تا سال ۱۴۰۸ براساس مدل ترکیبی تعدیل جزئی پویا و ARIMA

منبع: نتایج تحقیق

۴-۶. بررسی اعتبار نتایج مدل

جهت بررسی دقت پیش‌بینی مدل پیشنهادی تعدیل جزئی پویا، مقادیر به‌دست‌آمده از مدل پیشنهادی را با مقادیر واقعی سال‌های قبل مقایسه می‌گردد. برای انجام این کار، مقادیر تقاضای سرانه برق ایران برای دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۰ پیش‌بینی شده و با مقادیر واقعی همان دوره مقایسه می‌شود تا درصد خطای مدل برآورد شده پیشنهادی مشخص شود. نتایج بررسی دقت پیش‌بینی مدل تحقیق در جدول ۶ ارایه گردیده است.

جدول ۶: بررسی دقت مقادیر پیش‌بینی با استفاده از مدل تعدیل جزئی پویا برای دوره (۱۳۹۳-۱۳۸۰)- (میلیون کیلووات ساعت)

سال	مقدار پیش‌بینی تقاضای سرانه برق	مقدار واقعی تقاضای سرانه برق	درصد انحراف از تقاضای سرانه واقعی
۱۳۸۰	۱۵۰۳	۱۵۹۱	-۳/۱
۱۳۸۱	۱۵۶۹/۹	۱۷۰۲/۸	-۱/۸
۱۳۸۲	۱۶۷۱/۱	۱۷۰۲/۸	-۲/۴
۱۳۸۳	۱۷۹۱/۹	۱۸۳۶/۶	-۰/۷
۱۳۸۴	۱۹۲۰/۷	۱۹۳۴/۵	-۱/۳
۱۳۸۵	۲۰۲۲	۲۰۵۱	-۵/۱
۱۳۸۶	۲۱۲۳/۵	۲۱۳۴/۴	-۱/۱
۱۳۸۷	۲۲۰۷/۵	۲۲۳۴/۱	-۰/۴
۱۳۸۸	۲۲۹۱/۵	۲۳۰۱/۱	-۵
۱۳۸۹	۲۳۵۷	۲۴۸۳/۶	-۱
۱۳۹۰	۲۵۳۱/۱	۲۵۰۳/۸	-۱
۱۳۹۱	۳۵۳۱/۱	۲۵۶۷/۳	-۱/۲
۱۳۹۲	۲۶۰۰/۶	۲۶۴۳/۳	-۱/۴
۱۳۹۳	۲۶۸۰	۲۸۴۰/۲	-۵/۶
میانگین انحراف از تقاضای سرانه واقعی			-۱/۳

منبع: نتایج تحقیق

همان‌طور که در جدول ۵ دیده می‌شود، برای دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۰ به‌طور میانگین انحراف پیش‌بینی مقادیر تقاضای سرانه برق از میزان واقعی آن در حدود ۱/۳- درصد می‌باشد و این درصد خطا در حد قابل‌قبولی است.

در انتها لازم به ذکر است که همانند سایر مدل‌ها، مدل ARIMA براساس برخی فرضیات استوار است و البته ارتباطی مستقیم بین دقت پیش‌بینی و صحت و اعتبار فرضیات مرتبط وجود دارد. فرضیه اصلی در مدل ARIMA این است که روندهای موجود متغیرها در آینده نیز مجدداً تکرار خواهند گردید. هر چند این فرضیه یک فرضیه منطقی، اساسی و پر استفاده می‌باشد؛ اما بعضی وقایع غیرقابل‌پیش‌بینی، همانند شوک‌ها، تغییرات تکنولوژیک و سیاست‌گذاری‌های خاص انرژی ممکن است باعث تغیر روند تقاضا شود و دقت پیش‌بینی را کاهش دهد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

آگاهی از میزان تقاضای انرژی برق در هر دوره، به‌منظور برنامه‌ریزی دقیق و اعمال سیاست‌گذاری‌های لازم امری ضروری است. هدف این مقاله تخمین تابع تقاضای برق در ایران و نیز پیش‌بینی میزان و رشد تقاضای آن برای دوره ۱۴۰۸- ۱۳۹۴ است. این تحقیق با استفاده از رویکرد اخیر در مدل‌سازی

تقاضای انرژی، از مدل ترکیبی تعدیل جزئی پویا و ARIMA برای مدل‌سازی و پیش‌بینی تقاضای برق در ایران بهره گرفته است. براساس مدل تعدیل جزئی پویا، کشش‌های قیمتی و درآمدی بلندمدت تقاضای سرانه برق به‌ترتیب ۰/۰۲۶- و ۰/۳۶ محاسبه شده و کشش‌های قیمتی و درآمدی کوتاه‌مدت آن به‌ترتیب ۰/۰۱۴- و ۱۹۲/ به‌طور متوسط برای سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۶۰ بدست آمده است. از این نتایج می‌توان استنباط کرد که بـرق کالایی بی‌کشش در کوتاه‌مدت و بلندمدت در ایران می‌باشد. به‌دلیل آن‌که برق نسبت به سایر فرآورده‌های نفتی کالای ارزان‌قیمت و دارای کارآیی اقتصادی بالایی می‌باشد، لذا امکان جانشینی کمتری با سایر فـرآورده‌ها مانند گاز طبیعی دارد، به همین خاطر با افزایش قیمت برق، نمی‌توان میزان مصرف آن را به میزان قابل‌توجهی در بازه‌های قیمتی موجود که کمتر از بهای تمام شده آن است کاهش داد و سیاست قیمت‌گذاری چندان بر کاهش مصرف آن تأثیرگذار نخواهد بود. همچنین کشش قیمتی متقاطع بلندمدت تقاضای سرانه برق برابـر ۰/۰۱۱ می‌باشد و گویای این مطلب است که جانشینی گاز طبیعی برای برق چندان قابل‌توجه نیست، زیرا با ثبات در نظر گرفتن سایر شرایط، با افزایش یک‌درصدی در قیمت گاز طبیعی، به‌طور متوسط میـزان تقاضای سرانه برق کمتر از یک درصد افزایش می‌یابد.

به‌علاوه، نتایج پیش‌بینی تقاضـای سرانه برق با استفاده از مدل ترکیبی تعدیل جزئی و ARIMA نشـان می‌دهد که میانگین درصـد افزایش سـالانه در تقاضـای سـرانه برق در حدود ۲/۶۴٪ در طول سـال‌های آتی (۱۴۰۸- ۱۳۹۴) خواهد بود. همچنین مقدار تقاضای سرانه برق تا سال ۱۴۰۸ به میزان ۴۱۳۴/۷ میلیون کیلووات می‌رسـد و این رقم نسـبت به سـال ۱۳۹۳ حدود ۴۵ درصـد افزایش خواهد داشت که جهت پاسخگویی به این میزان تقاضا باید سیاست‌هایی در جهت افزایش تولید یا محدودیت تقاضا انجام گیرد. باید توجه داشت به دلیل اینکه مصرف‌کنندگان نسبت به افزایش قیمت برق واکنش زیادی نشـان نمی‌دهند، لذا سـیاسـت‌های محدودسـازی تقاضای انرژی ازجمله برق بایستی بیشتر به سـوی سـیاسـت‌هایی غیر قیمتی همانند بهبود تکنولوژیک در بخش‌های خانگی و صـنعتی سوق پیدا نماید.

به‌طور خلاصه با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان پیشنهادی کرد که با سرمایه‌گذاری بیشتر در زمینه تولید برق و ایجاد نیروگاه‌های تولید برق و نیز افزایش راندمان این نیروگاه‌ها زمینه عرضه بیشتر برق فراهم آید. از طرفی با به‌کارگیری سـیاسـت‌های غیرقیمتی مانند آگاهی دادن، فرهنگ‌سـازی در خصـوص نحوه اسـتفاده صـحیح از انرژی الکتریکی، بهینه‌کردن تکنولوژی‌های مصرف برق از طریق ارائه محصولات با برچسب انرژی بالا می‌توان تا حدودی روند رشد تقاضای برق را کاهش داد.

منابع

آمار تفصیلی صنعت برق ایران ویژه مدیریت راهبردی (۱۳۹۶). شرکت مادر تخصصی توانیر، اسفند ماه ۱۳۹۶.

اثنی‌عشری، هاجر و مسنن مظفری، مهدیه (۱۳۹۳). «برآورد تابع تقاضای برق روستایی با کاربرد مدل خود توضیح با وقفه‌های گسترده (مطالعه موردی روستاهای شهرستان زابل)»، *فصلنامه راهبردهای توسعه روستایی*، ۱(۱): ۱۷-۲۵.

ترازنامه انرژی (۱۳۹۳). معاونت امور برق و انرژی- دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، وزارت نیرو.

چنگی آشتیانی، علی و جلولی، مهدی (۱۳۹۱). «برآورد تابع تقاضای برق و پیش‌بینی آن برای افق چشم‌انداز ۱۴۰۴ ایران و نقش آن در توسعه کشور با توجه به هدفمند شدن یارانه‌های انرژی»، *فصلنامه علمی- پژوهشی رشد و توسعه اقتصادی*، ۲(۷):۱۷۰-۱۹۰.

صمدی، سعید؛ شهیدی، آمنه و محمدی، فرزانه (۱۳۸۷). «تحلیل تقاضای برق در ایران با استفاده از مفهوم همجمعی و مدل آریما (۱۳۶۳-۱۳۸۸)»، *مجله دانش و توسعه*، ۲۵: ۱۱۳-۱۳۶.

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و ناظمی معزآبادی، سیما (۱۳۹۳). «برآورد توابع تقاضای برق در بخش‌های خانگی و صنعتی ایران با به‌کارگیری روش سری زمانی ساختاری»، *فصلنامه علمی - پژوهشی مطالعات اقتصادی راهبردی ایران*، ۱۳(۱): ۱۸۷-۲۰۸.

لطفعلی‌پور، محمدرضا و لطفی، احمد (۱۳۸۳). «بررسی و برآورد عوامل مؤثر بر تقاضای برق خانگی در استان خراسان»، *فصلنامه دانش و توسعه*، ۱۵: ۴۷-۶۸.

موسوی جهرمی، یگانه و غلامی، الهام (۱۳۹۵). «مدل ترکیبی شبکه عصبی با الگوی ARIMA جهت پیش‌بینی مالیات بر ارزش‌افزوده بر مصرف بنزین در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۶(۲): ۹۹-۱۱۶.

Ang, B. (1988). "Electricity-output ratio and sectoral electricity use: The case of East and Southeast Asian developing countries". *Energy policy*, 16(2): 115-121.

Atalla, T. N. and Hunt, L. C. (2016). "Modelling residential electricity demand in the GCC countries". *Energy Economics*, 59: 149-158.

Arisoy, I. and Ozturk, I. (2014). "Estimating industrial and residential electricity demand in Turkey: a time varying parameter approach". *Energy*, 66: 959-964.

Bhattacharyya, S.C. (2011). *Energy Economics, Concepts, Issues*, Markets and Governance.

Box, G.; Jenkins, G.; Gregory, R. and Greta, L. (1978). *Time series analysis: forecasting and control*: John Wiley & Sons.

BP Statistical Review of World Energy, 2017.

Berk, K. (2015). *Modeling and Forecasting Electricity Demand: A Risk Management Perspective*. Springer.

Coşkun, H. (2007). "Forecasting of Turkey's net electricity energy consumption on sectoral bases". *Energy Policy*, 35(3): 2009-2016.

Darbellay, G. and Slama, M. (2000). "Forecasting the short-term demand for electricity: Do neural networks stand a better chance?", *International Journal of Forecasting*, 16(1): 71-83.

Dilaver, Z. and Lester, H. (2011). "Industrial electricity demand for Turkey: a structural time series analysis". *Energy Economics*, 33(3): 426-436.

Ghaderi, F.; Azadeh, A. and Mohammadzadeh, S. (2006a). "Modeling and Forecasting the Electricity Demand for Major Economic Sectors of Iran". *Information Technology Journal*, 5(2): 260-266.

Ghaderi, F.; Azadeh, A. and Mohammadzadeh, S. (2006b). "Electricity demand function for the industries of Iran". *Information Technology Journal*, 5(3): 401-404.

Granger, J. W. C. and Newbold, P. (2014). *Forecasting economic time series: Academic Press*.

Houthakker, H. (1951). "Some calculations on electricity consumption in Great Britain. Journal of the Royal Statistical Society". *Series A (General)*, 114(3): 359-371.

Hyder, G. and Lakhani, Balu, B. (1978). "Forcasting demand for electricity in Maryland: an econometric approach". *Technological forecasting and social change*, 11: 237-261.

IEA, International Energy Outlook 2016.

Pappas, S. S.; L, E.; P, K.; DC, K.; SK, K.; GE, C. and PD, S. (2010). "Electricity demand load forecasting of the Hellenic power system using an ARMA model". *Electric Power Systems Research*, 80(3): 256-264.

Pesaran, H. and shin, Y. (1998). "Generalized impulse response analysis in linear multivariate models". *Economics letters*, 58(1): 17-29.

Pourazarm, E. and Cooray, A. (2013). "Estimating and forecasting residential electricity demand in Iran". *Economic Modelling*, 35: 546-558.

Samer, S.; Elie, B. and George, N. (2001). "Univariate modeling and forecasting of energy consumption: the case of electricity in Lebanon". *Energy*, 26(1): 1-14.

Soares, L. and Rocha, S. L. (2006). "Forecasting electricity demand using generalized long memory". *International Journal of Forecasting*, 22(1): 17-28.

Suganthi, L. and Samuel, A. A. (2012). "Energy models for demand Forecasting - A review". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 16(1): 1223-1240

Wang, Y.; Jianzhou, W.; Ge, Z. and Yao, D. (2012). "Application of residual modification approach in seasonal ARIMA for electricity demand forecasting: a case study of China". *Energy Policy*, 48: 284-294.

Wang, Xiping and Meng, Ming (2012). "A Hybrid Neural Network and ARIMA Model for Energy Consumption Forecasting", *Journal of Computers*, 7(5): 1184-1190

Varum, C.A. and Melo, C. (2010). "Directions in Scenario Planning Literature – AReview of the Past Decades", *Futures*, 42: 355-369.