

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

*^۱ مهدی رستمی

^۲ عسگر خادم‌وطنه

^۳ مصطفی امیدعلی

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۸/۳۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۵/۲۳

چکیده

هدف مطالعه حاضر پیش‌نہاد 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 تعديل جزئی پویا، تقاضای سرانه برق کشور برای دوره سالانه ۱۳۹۳-۱۳۶۰ برآورد شده است و سپس با جایگذاری مقداری آتی متغیرها که از مدل میانگین متحرک خود همبسته یکپارچه (ARIMA) به دست آمده در مدل ترکیبی تعديل جزئی پویا (DPAM)، تقاضای برق تا سال ۱۴۰۸ پیش‌بینی 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 ۱۴ 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، تعديل جزئی پویا، ARIMA

طبقه‌بندی JEL: C51، Q41، Q47

Email: rostami92@yahoo.com

۱. استادیار گروه اقتصاد و مدیریت انرژی، دانشگاه صنعت نفت (نویسنده مسئول)

Email: akhademv@put.ac.ir

۲. استادیار گروه اقتصاد و مدیریت انرژی، دانشگاه صنعت نفت

Email: Mostafa.put3@gmail.com

۳. کارشناس ارشد اقتصاد نفت و گاز، دانشگاه صنعت نفت

۱. مقدمه

با توجه به گرایش روزافزون جوامع به استفاده از لوازم الکتریکی در همه بخش‌های اقتصادی اعم از صنعت، خانگی، تجاري و حمل و نقل، مصرف انرژی الکتریکی به سرعت در حال افزایش است، به‌گونه‌ای که با وجود تلاش‌های فراوان کشورها در مصرف بهینه انرژی الکتریکی، بر میزان تقاضا و مصرف آن روزبه‌روز افزوده می‌شود. بر اساس گزارشات بین‌المللی تولید برق در سال ۲۰۱۶ به میزان ۲۴۸۱۶ تراوات ساعت بوده است (مرور آماری انرژی جهان، بی‌پی، ۲۰۱۷)؛ که معادل ۱۸ درصد کل مصرف نهایی انرژی جهانی است (چشم‌انداز بین‌المللی انرژی، آژانس بین‌المللی انرژی، ۲۰۱۶). از این رو انرژی الکتریکی به عنوان موتور توسعه توانسته نقش قابل توجهی در رشد و توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی کشورها داشته باشد. با رشد اقتصادی و بهبود استاندارهای زندگی و دسترسی جوامع به لوازم انرژی‌بر، انرژی بیشتری مصرف خواهد شد. از میان انواع منابع انرژی مورد استفاده، برق از اهمیت خاصی برخوردار است. مصرف برق، به عنوان 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).

صرف برق در کشور طی سالیان اخیر به دلایلی از قبیل رشد جمعیت، توسعه شهرنشینی، افزایش سطح زندگی و رفاه، تغییرات آب و هوا و توسعه صنعتی و تجاري افزایش یافته است. همچنین در سال ۱۳۹۶ کل مصرف برق ایران برابر با ۲۵۵۷۲۴ میلیون کیلو وات ساعت 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 ساعت بوده که نسبت به سال قبل از آن حدود ۸/۱ درصد رشد داشته است (آمار تفصیلی صنعت 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 شناخته شود. علاوه بر این، با توجه به کمبود نیروگاه‌های لازم جهت تولید برق و نیز واکنش مصرف‌کنندگان در مقابل تغییرات قیمت این محصول ضرورت 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 تعديل جزئی پویا^۱ (DPAM) استفاده شده است و جهت پیش‌بینی تقاضای برق برای ۱۵ سال 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 تقاضای برق، با استفاده از مدل میانگین متحرک خودهمبسته یکپارچه (ARIMA)^۱ پیش‌بینی شده، سپس هر یک از مقادیر پیش‌بینی شده را در تابع ساختاری اصلی (تبدیل جزئی پویا) قرار داده و براساس ضرایب به دست آمده از این مدل مقادیر تقاضای برق برای سال‌های آینده پیش‌بینی شده است. در ادامه سازمان‌دهی مقاله به این صورت است که در بخش دو به معرفی ادبیات موضوع شامل مبانی نظری و مطالعات تجربی می‌پردازیم. بخش سوم شامل روش‌شناسی و معرفی داده‌هاست. در بخش چهارم نتایج تخمین مدل تحقیق تجزیه و تحلیل می‌شود و در پایان نتایج مطالعه حاضر و پیشنهادات سیاستی ارائه شده است.

۲. ادبیات موضوع

۱-۲. مبانی نظری

تحولات اقتصادی، سیاسی از جمله بحران‌های نفتی دهه ۱۹۷۰ و دهه ۱۹۸۰ منجر به افزایش قابل توجه مطالعات در مورد تقاضای انرژی شد، روندی که بر اثر افزایش نگرانی‌های مربوط به انتشار گازهای گلخانه‌ای حاصل از احتراق سوخت‌های فسیلی مجدداً در سال‌های اخیر تشیدید گردید. مدیریت مصرف انرژی برای تأمین رفاه اقتصادی آینده و امنیت محیط‌زیست مهم می‌باشد. انرژی به عنوان نهاده موردنیاز و حیاتی در تولیدات صنعتی، محصولات کشاورزی، سلامت، دسترسی به آب و برق، جمعیت، آموزش، کیفیت زندگی و غیره محسوب می‌گردد. لذا مدیریت تقاضای انرژی برای تخصیص صحیح منابع موجود مورد نیاز می‌باشد. از سال‌های اولیه دهه ۱۹۷۰ روش‌ها و مدل‌های پیش‌بینی گوناگونی برای مدیریت تقاضای انرژی جهت پیش‌بینی صحیح انرژی مورد نیاز آتی به کار گرفته شده است. این مدل‌ها شامل روش‌های متعارف مانند شاخص‌سازی ساده، تحلیل روند، روش تجزیه، بهینه‌یابی، تحلیل سناریو، رگرسیون و روش‌های اقتصادسنجی، سری‌های زمانی و نیز تکنیک‌های محاسبات نرم‌افزاری مانند منطق فازی، الگوریتم ژنتیک، شبکه‌های عصبی و در نهایت مدل‌های فنی اقتصادی پایین به بالا مانند مارکال^۲، لیپ^۳ و غیره در سطح ملی و منطقه‌ای برای مدل‌سازی، پیش‌بینی و مدیریت تقاضای انرژی مورد استفاده قرار گرفته‌اند (Battacharyya, ۲۰۱۱؛ Suganthi and Samuel, ۲۰۱۲؛ سوگانثی و ساموئل، ۱۳۰-۱۲۴).

در رویکرد بهینه‌یابی^۴، بر اساس نظریه اقتصاد خرد، مقدار بهینه تقاضا برای انواع حامل‌های انرژی برای مصرف‌کنندگان در اقتصاد به دو صورت برآورد می‌شود. در بخش‌های مختلف تولیدی به منزله یک نهاده تولید، از حداقل‌سازی تابع هزینه مشتق می‌شود. یک بنگاه اقتصادی

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

ترکیب نهاده‌های لازم را به گونه‌ای انتخاب می‌کند که بنگاه، حداقل هزینه ممکن را برای تولید مقدار معینی از محصول داشته باشد. برای مثال مسأله حداقل سازی خط هزینه همسان بنگاه نسبت بهتابع تولید بنگاه خاص در زمان معین به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{Min : } C = rK + wL + p_m M + \dots + p_T T \quad (1)$$

$$\text{s.t : } \bar{Q} = f(K, L, M, E_1, E_2, \dots, E_n, T) \quad (2)$$

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

$$D_e = d(p_e, p_k, p_m, y) \quad (3)$$

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 بعضی از بخش‌ها مانند بخش خانگی انرژی برق به عنوان یک کالای نهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد، در این حالت مطابق نظریه رفتار مصرف‌کننده، فرد تابع مطلوبیت خود را که متشکل از کالاهای مختلف است نسبت به محدودیت بودجه خانوار حداکثر می‌کند:

$$\text{Max : } U = U(x_1, x_2, \dots, x_n) \quad (4)$$

$$\text{S.T: } \sum p_i x_i \leq m \quad i = 1, 2, 3, \dots, n \quad (5)$$

که در این مدل x_i میزان تقاضای کالاهای مختلف در دوره زمانی مشخص، P_i قیمت این کالاهای و m درآمد مصرفی مصرف‌کننده است. با حداکثرسازی تابع مطلوبیت نسبت به سطح مشخصی بودجه خانوار و مشتق‌گیری نسبت به قیمت کالاهای تقاضای هر یک از کالاهای به دست می‌آید. یکی از این کالاهای موردنظر در این مطالعه، تقاضای برق به صورت کالای نهایی شامل تقاضای بخش خانگی است که از حداکثرسازی مطلوبیت مصرف‌کننده‌ای خانگی نسبت به سطح مشخصی از درآمد خانوار استخراج می‌شود. در این حالت تابع تقاضای برق مصرف‌کننده، تابعی از قیمت انرژی الکتریکی (p_e)، قیمت انرژی جایگزین (p_m) و درآمد مصرف‌کننده (m) است (باتاچاریا، ۲۰۱۱: ۵۰-۵۲). به دلیل 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 به عنوان 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^۱ (VAR)، خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)^۲، میانگین متحرک خودهمبسته یکپارچه (ARIMA) و تعدیل جزئی پویا (DPAM) اشاره کرد (چنگی آشتیانی و جلوی، 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. به طور مثال مدل فنی اقتصادی بر این پایه استوار است که تکنولوژی مصرف به همراه 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 به دست آورد. از انواع دیگر مدل‌های ترکیبی می‌توان به ترکیب روش شبکه عصبی و ARIMA اشاره کرد (وانگ^۳ و همکاران، ۱۱۸۶: ۱۱۹۱-۱۱۹۱؛ موسوی چهرمی و غلامی، ۱۳۹۵: ۱۰۰-۱۱۱).

۲-۲. پیشینه تحقیق

مطالعات مختلفی در رابطه با تخمين 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^۴ (۱۹۵۱) به کمک داده‌های مقطعي و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی نشان می‌دهد که کشش قيمتی تقاضای برق اندک و کشش درآمدی تقاضا برای خانوارها در بریتانیا زياد بوده است به طوری که کشش قيمتی و درآمدی تقاضای برق به ترتيب برابر با -0.34 و 0.99 برآورده گردیده است (هات آکر، ۱۳۵۱: ۳۵۹-۳۷۱). آنگ^۵ (۱۹۸۸) تابع تقاضا برق را برای چهار کشور جنوبی شرق آسیا شامل مالزی، سنگاپور، تایلند و تایوان تخمين زده است که در آن تابع تقاضای برق تابعی از توليد ناخالص داخلی سرانه، قيمت و مصرف سرانه برق دوره قبل بوده است. نتایج اين 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^۱ (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^۲ و همکاران (۲۰۰۱) به پیش‌بینی تقاضای برق در لبنان با استفاده از مدل‌های تک متغیره ARIMA می‌پردازنند. در این مقاله آن‌ها پس از پایا کردن داده‌ها، پیش‌بینی تقاضای برق با استفاده از مدل‌های مختلف ARIMA از جمله AR و MA با مراتب مختلف را مقایسه کردند و در نهایت مدل (۱) AR را به عنوان بهترین مدل معرفی نموده‌اند (سامر و همکاران، ۲۰۰۱: ۱-۱۴). سوارز^۳ و روچا^۴ (۲۰۰۶) تقاضای برق را برای ناحیه‌ای از جنوب بربازیل پیش‌بینی کردند. در این مقاله آن‌ها با پیشنهاد مدل تصادفی تحت عنوان حافظه بلندمدت تعییم‌یافته، رفتار فصلی تقاضای برق را بررسی نموده و نتایج پیش‌بینی را با مدل SARIMA^۵ مقایسه کردند (سوارز و روچا، ۲۰۰۶: ۱۷-۲۸). جوشکان^۶ (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 کردند (جوشکان، ۲۰۰۷: ۹۰۰-۲۰۰). پاپاس^۷ و همکاران (۲۰۱۰) با استفاده از مدل ARIMA تقاضای برق را برای یونان پیش‌بینی کردند (پاپاس و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۵۶-۲۶۴). دیلاور^۸ و لستر^۹ (۲۰۱۱) با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری و با به کارگیری داده‌ای سالانه دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۸ تقاضای برق بخش خانگی ترکیه را تحلیل و پیش‌بینی نموده‌اند. کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برق به ترتیب 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^{۱۰} و همکاران (۲۰۱۲) با استفاده از روش تعديل خطای مدل سری زمانی فصلی ARIMA تقاضای برق چین را پیش‌بینی کردند. یافته‌های این تحقیق بیانگر آن است که پیش‌بینی در روش تعديل خطای در مدل سری زمانی فصلی ARIMA دقیق‌تر از مدل فصلی ARIMA است (ونگ و همکاران، ۲۰۱۲: ۸۴-۲۸۴). آریسوی و اوزترک^{۱۱} (۲۰۱۴) کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای برق بخش‌های خانگی و صنعت ترکیه را برای دوره ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۸ تخمین زده‌اند و این کار با استفاده از مدل فیلتر کالمون

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 به ترتیب برابر با $0/0/95$ و $0/0/97$ درصد می‌باشدند و کشش قیمتی برای بخش‌های صنعت و خانگی به ترتیب برابر با $-0/0/14$ و $-0/0/22$ بوده است (آریسوی و اوزترک، ۲۰۱۴، ۹۵۹-۹۶۴). بیرک^۱ (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). آتala و هانت^۲ (۲۰۱۶) تقاضای برق بخش خانگی را برای کشورهای شورای همکاری خلیج‌فارس با استفاده از مدل سری زمانی ساختاری بررسی کرده‌اند. متغیرهای به کار رفته در مطالعه‌ی آن‌ها تولید ناخالص داخلی، قیمت واقعی برق، جمعیت، آب و هوا و روند تصادفی تقاضای انرژی به عنوان یک عامل برای کارآیی و رفتار انسانی بوده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که کشش درآمدی تقاضای برق در این کشورها بین $0/43$ و $0/71$ و کشش قیمتی تقاضای برق بین $-0/16$ و صفر می‌باشد. بنابراین اگر سیاست‌گذاران منطقه قصد دارند تقاضای برق بخش مسکونی را محدود کنند باید این امر به وسیله سیاست‌های غیر قیمتی همانند استفاده از افزایش کارآیی در لوازم مورد استفاده و افزایش آگاهی مصرف‌کنندگان از طریق آموزش صورت گیرد (آتala و هانت، ۲۰۱۶، ۱۴۹-۱۵۸).

۲-۲. مطالعات داخلی

لطفعی‌پور و لطفی (۱۳۸۳) عوامل مؤثر بر تقاضای برق را برای استان خراسان بین سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۸۳ 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 (لطفعی‌پور و لطفی، ۱۳۸۳): $68-47$. قادری^۳ و همکاران (۲۰۰۶ الف)، تقاضای برق برای بخش‌های اصلی ایران را مدل‌سازی و تا سال ۲۰۱۱ آن را پیش‌بینی کرده‌اند. آن‌ها دو مدل تقاضای جدآگاهه برای صنایع پر مصرف انرژی و صنایع کم‌صرف انرژی را در نظر گرفته‌اند، مهمنترین اختلاف بین این دو صنایع شدت مصرف برق بوده است که به سطح تکنولوژی آن‌ها بستگی داشته است. متغیرهای مورد استفاده در مدل صنایع پر مصرف 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 پر مصرف انرژی داشته‌اند. همچنین متغیرهای تأثیرگذار در صنایع کم‌صرف انرژی، قیمت برق، تعداد مشتریان و

1. Berk

2. Atallaand Hunt

3. Ghaderi

صرف برق در دوره قبل هستند که تعداد مشتریان اثر معنی داری در این بخش دارد (قادری و همکاران، ۱۳۰۶-۲۶۰). قادری و محمدزاده (۲۰۰۶ ب) تقاضای برق را برای بخش صنعت ایران بررسی کرده‌اند. آن‌ها در این مطالعه برای ۱۷ گروه از صنایع ایران تقاضای برق را تخمین زده‌اند، متغیرهای مؤثر در این تحقیق شامل ارزش افزوده بخش تولید، قیمت برق و تعداد صنایع مصرف‌کننده اثر معنی داری تقاضای برق در بیشتر صنایع 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 (۱۳۶۳-۱۳۸۸) تحلیل کرده‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق گویای این واقعیت است که واکنش مصرف‌کنندگان به تغییرات قیمت و درآمد کاملاً محدود بوده است (صمدی و همکاران، ۱۳۸۷؛ ۱۱۳-۱۳۶). چنگی آشتیانی و جلوی (۱۳۹۱) تابع تقاضای برق در ایران را تخمین و مصرف برق را برای سال ۱۴۰۴ پیش‌بینی نموده‌اند. آن‌ها با استفاده از مدل ARDL کشش‌های بلندمدت را محاسبه و برای کشش‌های کوتاه‌مدت از مدل تصحیح خطأ (ECM)^۱ استفاده کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که تابع تقاضای برق نسبت به قیمت بی‌کشش است و از سیاست افزایش قیمت برق نمی‌توان برای محدود کردن مصرف برق استفاده کرد. همچنین آن‌ها پیش‌بینی کرده‌اند که مقدار تقاضای برق تا سال ۱۴۰۴ به میزان ۲۴۰۰۲۰ میلیون کیلووات ساعت خواهد رسید (چنگی آشتیانی و جلوی، ۱۳۹۱؛ ۱۷۰-۱۹۰). پورآذرم و کورای^۲ (۲۰۱۳) در مقاله‌های تحت عنوان تخمین و پیش‌بینی تابع تقاضای برق خانگی برای ایران، ارتباط بلندمدت و کوتاه‌مدت تقاضای برق بخش خانگی را بررسی کرده‌اند. آن‌ها بعد از انجام آزمون ریشه واحد و هم‌جمعی روی داده‌های سری زمانی سالانه برای دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۴۶، با بکارگیری مدل تصحیح خطأ برداری (VECM)^۳ به این نتیجه رسیده‌اند که کشش قیمتی تقاضای برق بسیار ناچیز و کشش درآمدی آن کمتر از واحد است. مهمترین فاکتور مؤثر بر تقاضای برق خانگی درجه خنک‌سازی دمای خانگی روزانه است، همچنین رشد 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 استفاده از مدل خودتوضیح با وقفه‌های گستردۀ 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 است، درصد تغییرات تعداد مشترکین بر درصد تغییر تقاضا اثر معنی داری داشته ولی دمای هوا اثری بر مصرف برق نداشته است. لذا با حذف یارانه‌های انرژی و افزایش قیمت آن درآمد کشاورزان و مصرف آن‌ها کاهش می‌یابد (اثنی عشری و مسنن مظفری، ۱۳۹۳: ۱۷-۲۵). لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۳) تابع تقاضای برق در بخش خانگی و صنعتی 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 کردند. به کارگیری این روش در برآورد توابع تقاضای انرژی، موجب لحاظ نمودن روند اساسی تقاضای انرژی (UEDT)^۱ به عنوان متغیر غیرقابل اندازه‌گیری کمی و تصریح آن به صورت یک فرآیند تصادفی از طریق روش حداکثر درستنمایی و فیلتر کالمان^۲ می‌شود. در نتیجه از برآوردهای اریب‌دار کشش‌های قیمتی و درآمدی پرهیز می‌شود (اطفالی بور و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۸۷-۲۰۸).

با توجه به مطالعات گذشته می‌توان گفت که جهت پیش‌بینی تقاضای برق با استفاده از مدل‌های ساختاری مانند مدل تعديل جزئی پویا، عمدتاً از دو روش استفاده شده است. در روش اول، سناریو سازی انجام شده است به طوری که 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، ۲۰۱۰: ۳۶۱-۳۶۴). 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^۳ 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. به طور مثال برخی محققین از ترکیب شبکه عصبی و ARIMA برای پیش‌بینی مصرف انرژی بهره جسته‌اند. مانند (وانگ و منگ، ۲۰۱۲: ۲۵۸-۲۶۱)، همچنین از این رویکرد برای پیش‌بینی مصرف بتین در ایران استفاده شده است (موسوی جهرمی و غلامی، ۱۳۹۵: ۱۰۰-۱۱۰). در مطالعه حاضر، برای پیش‌بینی تقاضای برق در ایران، از مدل ترکیبی تعديل 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 تعديل جزئی پویا استفاده شده است و برای پیش‌بینی متغیرهای مستقل مدل مذکور برای سال‌های موردنظر مدل ARIMA به کار گرفته شده است. در نهایت با ترکیب مدل تعديل جزئی پویا و ARIMA و با جایگذاری مقادیر پیش‌بینی شده متغیرهای مستقل از مدل ARIMA در مدل تعديل 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 تعديل جزئی پویا

بر اساس تئوری های اقتصادی، ادبیات موضوع و اطلاعات موجود، در این پژوهش ابتدا یک مدل تقاضای برق به شکل لگاریتمی و به صورت تابعی از درآمد، قیمت واقعی برق، جمعیت و قیمت واقعی گاز طبیعی (به عنوان انرژی جانشین برق) ارائه شده است. به دلیل اختلاف در مقیاس و دامنه تغییر متغیرهای موجود در مدل، از لگاریتم آنها استفاده شده است تا مقیاس متغیرها در اندازه های نزدیک به هم قرار گیرد.

$$Lnd_t = \alpha + \beta_1 \text{Lngdp}_t + \beta_2 \text{Lnpp}_t + \beta_3 \text{Lnpop}_t + \beta_4 \text{Lnpq}_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

در این معادله، d_t مصرف سرانه برق، gdp_t درآمد واقعی ناخالص داخلی سرانه، pp_t قیمت واقعی برق، pop_t جمعیت واقعی گاز طبیعی به عنوان انرژی جایگزین در تقاضای برق کل کشور می باشد. α عرض از مبدأ و $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ و β_4 به ترتیب برآورد کننده های کشنش های درآمدی، قیمتی، حساسیت نسبت به تغییر جمعیت و کشنش قیمتی متقطع انرژی جایگزین تقاضای برق هستند. مدل تعديل جزئی پویا فرض می کند که تقاضای برق نمی تواند بالافاصله به تغییر متغیرهای مؤثر واکنش نشان دهد، ولی به تدریج در طول زمان به سمت تعادل بلندمدت متمایل می شود. حال چنانچه d'_t به عنوان مقدار مطلوب تقاضای برق فرض شود که به صورت مستقیم قابل مشاهده نباشد، می توان بیان کرد که:

$$Lnd'_t = \alpha + \beta_1 \text{Lngdp}_t + \beta_2 \text{Lnpp}_t + \beta_3 \text{Lnpop}_t + \beta_4 \text{Lnpq}_t + v_t \quad (7)$$

اگر فرآیند تعديل به سطح تقاضای تعادلی که مصرف واقعی و مطلوب برق را به هم مربوط می سازد به شکل زیر باشد:

$$Lnd_t - Lnd_{t-1} = \delta(Lnd'_t - Lnd_{t-1}) \quad (8)$$

که در این معادله δ سرعت تعديل و $(0 < \delta < 1)$ با جایگذاری معادله (6) در معادله (8) داریم:

$$\begin{aligned} Lnd_t - Lnd_{t-1} &= \delta(\alpha + \beta_1 \text{Lngdp}_t + \beta_2 \text{Lnpp}_t + \beta_3 \text{Lnpop}_t + \beta_4 \text{Lnpq}_t + v_t - Lnd_{t-1}) \\ &= \delta\alpha + \delta\beta_1 \text{Lngdp}_t + \delta\beta_2 \text{Lnpp}_t + \delta\beta_3 \text{Lnpop}_t + \delta\beta_4 \text{Lnpq}_t + \delta v_t - \delta Lnd_{t-1} \end{aligned} \quad (9)$$

معادله (9) می تواند به صورت ذیل نوشته شود:

$$\begin{aligned} Lnd_t &= \varphi + \theta_1 \text{Lngdp}_t + \theta_2 \text{Lnpp}_t + \theta_3 \text{Lnpop}_t + \theta_4 \text{Lnpq}_t + (1-\delta) Lnd_{t-1} \\ &\quad + \delta v_t \end{aligned} \quad (10)$$

در تساوی فوق $\varphi = \delta\alpha$, $\theta_1 = \delta\beta_1$, $\theta_2 = \delta\beta_2$, $\theta_3 = \delta\beta_3$, $\theta_4 = \delta\beta_4$ و $\delta\beta_3 = \theta_3$, $\delta\beta_2 = \theta_2$, $\delta\beta_1 = \theta_1$ به ترتیب کشش‌های کوتاه‌مدت درآمدی، قیمتی، حساسیت نسبت به تعییر جمعیت و کشش قیمتی متقطع انرژی جانشین تقاضای برق هستند. کشش‌های بلندمدت درآمدی، قیمتی، حساسیت بلندمدت نسبت به تعییر جمعیت و کشش قیمتی متقطع 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 هم‌جمعي به یک جزء استاندارد تمام مطالعات تقاضای انرژی تبدیل شده و بسیاری از محققان تحلیل داده‌های خود را براساس هم‌جمعي انجام داده‌اند. بهره‌گیری گسترده از هم‌جمعي به این خاطر است که این روش، استفاده از داده‌ها در مورد متغیرهای غیرایستا جهت تخمین ضرایب را زمانی که متغیرها هم‌جمعتند (وجود رابطه بلندمدت) توجیه می‌کند. این اصلی‌ترین دلیل استفاده از مدل ARIMA در این مطالعه است. این روش اولین بار توسط باکس-جنکینز (1978)^۱ 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 به کار می‌رود.

در مدل ARIMA هر متغیر توسط مقادیر گذشته خود همان متغیر و جزء خطای (شوک‌ها) توضیح داده می‌شود. متداول‌ترین ARIMA شامل چهار مرحله تشخیص، برآورده، کنترل و در نهایت پیش‌بینی می‌باشد. در ابتدا لازم است مقادیر مناسب p , d و q شناسایی شود، تعداد جملات خودگرسیو (p) و تعداد جملات میانگین متحرک (q) به ترتیب با استفاده از توابع خودهمبستگی جزئی (PAC)^۲ و خودهمبستگی (AC)^۳ محاسبه می‌شوند. به عبارتی دیگر از همبستگی نگار ضرایب خودهمبستگی و نیز براساس معیارهای^۴ AIC^۵ و SBC^۶ تعداد وقفه‌های بهینه p و q انتخاب می‌شوند. ACF^۷ در وقفه K با ρ_K نشان داده شده و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (11)$$

در این رابطه γ_k ، کوواریانس در وقفه k و γ_0 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 k و Y_t از همبستگی‌هایی که آن‌ها در وقفه‌ها با یکدیگر

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

دارند ناشی می‌شود. همبستگی جزئی، همبستگی بین مشاهداتی با k دوره اختلاف زمانی را اندازه‌گیری می‌کند. این همبستگی جزئی اثر متغیرهای دخالت‌کننده را از بین می‌برد. به عبارت دیگر خودهمبستگی جزئی عبارت از همبستگی بین Y_t و Y_{t-k} پس از برطرف کردن اثر Y_s میانی می‌باشد. سپس تعیین d از انجام آزمون‌های رسمی ریشه واحد مشخص می‌شود که اگر داده‌ها غیر ایستا هستند، حداقل با چند بار تفاضل‌گیری می‌توان آن‌ها را ایستا کرد. بدین ترتیب می‌توان مقادیر پارامترهای مدلیعنی (p, d, q) و در نهایت مدل مناسب ARIMA را شناسایی نمود.

در مرحله دوم یعنی مرحله برآورده، مدل انتخاب شده براساس نتایج حاصل شده از مرحله اول برآورده می‌گردد. در مرحله سوم برای اینکه اطمینان حاصل شود که آیا مدل انتخاب شده با داده‌های موجود متناسب است یا نه، باقیمانده‌های مدل برآورده شده جمع‌آوری شده و از نظر این که خودهمبستگی‌ها یا همبستگی جزئی بین باقیمانده‌ها از نظر آماری معنی‌دار است یا خیر مورد بررسی و کنترل قرار می‌گیرد. اگر ضرایب خودهمبستگی‌ها یا همبستگی جزئی بین باقیمانده‌ها از نظر آماری معنی‌دار نباشند به این معنی است که باقیمانده‌ها اساساً تصادفی هستند و نیاز به استفاده از وقفه‌های دیگری برحسب خود متغیر و یا شوک‌ها نیست؛ به عبارت دیگر نیاز به یک مدل ARIMA دیگر وجود ندارد. در مرحله، پیش‌بینی متغیرهای مستقل مؤثر بر تفاضلی برق براساس مدل ARIMA که ساخته و کنترل شده است صورت می‌گیرد (باکس و جنکینز، ۱۹۷۸؛ صمدی و همکاران، ۱۳۰-۱۴۳؛ ۱۴۱-۱۲۵).

۳-۳. داده‌های مورد استفاده

به‌منظور بررسی عوامل مؤثر بر تابع تفاضلی برق در ایران از لگاریتم برق مصرفی سرانه کل کشور (برحسب کیلووات ساعت)، $Lngdp$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه (برحسب میلیارد ریال)، $Lnpp$ لگاریتم جمعیت کل کشور (برحسب میلیون نفر)، $Lnpop$ لگاریتم قیمت واقعی برق (برحسب ریال به ازای هر 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 به عنوان کالای نهایی استفاده می‌شوند از شاخص قیمتی مصرف کننده براساس سال پایه ۱۳۸۳ (CPI) و برای آن بخش‌هایی که به عنوان نهاده تولیدی به کار گرفته می‌شوند از شاخص قیمتی تولید کننده 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 به دست آمده 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 به دست آمده است. قیمت واقعی برق به صورت میانگینی از قیمت آن در بخش‌های مختلف اقتصادی (خانگی، صنعت، کشاورزی، خدمات، حمل و نقل و تجارت) در نظر گرفته شده و از ترازنامه انرژی وزارت نیرو به دست آمده است.

قیمت واقعی گاز طبیعی نیز به عنوان 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 به صورت سری زمانی سالانه از سال ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۳ می‌باشد. در این مطالعه برای تخمین مدل و محاسبات مورد نیاز از نرم‌افزارهای Excel و Stata بهره گرفته شده است.

۴. نتایج مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۴-۱. آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته^۱

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

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 تفاصل مرتبه اول این متغیرها (dLnpp, dLngdp, dLnd, dLnpg و dLnpop) و

1. Augmented Dickey-Fuller

(dLnpop) در سطح معنی داری ۵ درصد مانا می باشند یعنی تمام این متغیرها هم جمع از مرتبه اول هستند.

۴-۲. آزمون هم جمعی انگل-گرنجر^۱

برای بررسی وجود رابطه هم جمعی بین متغیرهای مدل تحقیق، آزمون ریشه واحد بر روی باقیماندهای ناشی از تخمین مدل (۶) بدون استفاده از متغیر وقهه مرتبه اول متغیر مصرف سرانه برق انجام گرفته است. فرض صفر در این حالت وجود ریشه واحد در باقیماندها است (عدم وجود هم جمعی) و فرضیه مقابله عدم وجود ریشه واحد (وجود هم جمعی) 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 معنی داری درصد (-۲/۷۶) است به این معنی که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم جمعی را در سطح ۵ درصد رد می شود. بنابراین رابطه هم جمعی بین متغیرهای مدل تحقیق وجود دارد.

۴-۳. آزمون رگرسیون هم جمعی دوربین-واتسون^۲

جهت اطمینان حاصل کردن از پارامترهای مدل، از آزمون هم جمعی استفاده می شود. یکی از این آزمون ها برای تشخیص هم جمعی آزمون دوربین واتسون است. مقدار آماره دوربین واتسون به دست آمده از تخمین مدل ۱۰ برابر با ۲/۰۱۸ است، که این مقدار از مقادیر بحرانی در سطوح ۱٪ و ۵٪ که به ترتیب برابر به ۰/۶۲ و ۰/۴۶ هستند، بیشتر است. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم وجود هم جمعی را نمی توان پذیرفت، در این صورت نتیجه گرفته می شود که رابطه هم جمعی بین متغیرها برقرار است.

۴-۴. تخمین مدل تعديل جزئی پویا (DPAM)

در ادامه جهت مطالعه رفتار تقاضای برق و نشان دادن سرعت تعديل به سمت تعادل بلندمدت به برآورد مدل تعديل جزئی پویا می پردازیم، نتایج حاصل از تخمین مدل (۱۰) در جدول ۲ آمده است.

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

متغیرها	ضرایب	انحراف معیارها	t-(اماره prob)	R ² _g
Lngdp	۰/۱۹۲	۰/۰۴۳	۴/۴۵ (۰/۰۰۱)	۰/۷۸
Lnpp	-۰/۰۱۴	۰/۰۰۶	-۲/۳۳ (۰/۰۰۴)	
Lnpq	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 معنی دار 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 به طور 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 جدول ۲ 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 به طوری که با یک درصد افزایش در قیمت برق، با ثبات سایر عوامل به طور متوسط مقدار مصرف سرانه آن در کوتاه‌مدت به میزان ۰/۰۱۴ درصد کاهش خواهد یافت. ضریب تعديل برابر با ۰/۰۵۳ است بدین معنی که در هر دوره ۰/۰۵۳ درصد از عدم تعادل در مقدار تقاضای برق تعديل 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، ۰/۰۵۳ درصد از این انحراف (خطا) از تعادل بلندمدت در هر دوره تعديل می‌شود. با توجه به نتایج بدست آمده برای مدل تعديل جزئی پویا می‌توان کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت تقاضای برق را به دست 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	۰/۰۳۶
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 به طوری که کشش‌های درآمدی و قیمتی کوتاه‌مدت تقاضای برق به ترتیب 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 $0/36$ و کشش قیمتی بلندمدت آن برابر $0/026$ است و بیانگر این است که اگر قیمت واقعی برق یک درصد افزایش (کاهش) پیدا کند (با فرض ثابت بودن سایر عوامل) به طور متوسط مقدار تقاضا برای برق در بلندمدت $0/026$ درصد کاهش (افزایش) می‌یابد. بنابراین برق کالایی بی کشش است، بهدلیل آنکه برق نسبت به سایر فرآوردهای نفتی، کالای ارزان قیمت و دارای کارآیی اقتصادی بالا می‌باشد و امکان جانشینی آن با سایر فرآوردها 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 برابر $0/011$ می‌باشد و گویای این مطلب است که جانشینی گاز طبیعی برای برق چندان اهمیت ندارد، زیرا با افزایش یک درصدی 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 $2/77$ است یعنی اینکه به ازای یک درصد تغییر در جمعیت، تقاضای برق به اندازه $2/77$ درصد افزایش می‌یابد. R^2 نشان می‌دهد که 78 درصد از تغییرات متغیر مصرف سرانه برق توسط متغیرهای مستقل این مدل توضیح داده شده است.

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

این مطالعه برای افزایش در دقت پیش‌بینی تقاضای برق ایران براساس رویکرد اخیر در ادبیات موضوع تقاضای انرژی، از مدل ترکیبی تعديل 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 تعديل جزئی پویا (معادله ۱۰) می‌باشد، قرار داده و مقادیر آینده تقاضای سرانه برق کل کشور به دست می‌آید. جهت پیش‌بینی مقادیر متغیرهای توضیحی در مدل تعديل جزئی پویا با استفاده از مدل ARIMA، مطابق مطالعه پسران و شین^(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 بود 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 \ln_{dp} و \ln_{pp} 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

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

جدول ۴: 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)	
AIC	-۱۳۶/۰۳۶	-۱۳۶/۱۰۸	-۱۳۶/۲۳۴
SB	-۱۳۰/۰۵	-۱۳۰/۱۲۲	-۱۳۰/۲۴۸
قیمت برق (dlnpp)			
ARIMA(1,1,1)		ARIMA(1,1,2)	
AIC	-۱۶/۶۸۸	-۱۶/۶۶۸	-۱۶/۶۲۳
SB	-۱۰/۶۹۲	-۱۰/۶۸۲	-۱۰/۶۳۷
جمعیت (dlnpop)			
ARIMA(1,1,1)		ARIMA(1,1,2)	
AIC	-۲۷۲/۴۳۹	-۲۷۲/۴۵	-۲۷۲/۳۸۴
SB	-۲۶۶/۵۷۶	-۲۶۶/۵۸۷	-۲۶۶/۵۲۱
قیمت گاز طبیعی (dlnpg)			
ARIMA(1,1,1)		ARIMA(1,1,2)	
AIC	۲۷/۶۴۳	۲۵/۷۵۷	۲۶/۷۵۰
SB	۳۳/۶۲۹	۳۱/۷۴۳	۳۲/۷۲۶

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 می‌باشد، زیرا داری کمترین مقادیر AIC و SBC هستند. در نتیجه این مدل‌ها بهینه و دارای کمترین خطای می‌باشند. برآورد مدل‌ها با استفاده از نرم‌افزار Stata12 انجام شده است به طوری که مدل‌های برآورده به صورت زیر می‌باشند:

مدل (۱۲) ARIMA(2,1,1) برای پیش‌بینی تولید ناخالص سرانه:

$$\ln gdp_t = 0.029 + \ln gdp_{t-1} + 0.132 \ln gdp_{t-2} - 0.205 v_{t-1} \quad (12)$$

مدل (۱۳) ARIMA(1,1,1) برای پیش‌بینی متغیر قیمت برق:

$$\ln pp_t = 0.139 + 1.107 \ln pp_{t-1} - 0.79 v_{t-1} \quad (13)$$

مدل (۱۴) ARIMA(2,1,2) برای پیش‌بینی متغیر جمعیت:

$$\ln pop_t = 0.006 + 1.103 \ln pop_{t-1} + 0.62 \ln pop_{t-2} - 0.31 v_{t-2} \quad (14)$$

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

$$\ln pg_t = 0.197 + \ln pg_{t-1} + 0.71 \ln pg_{t-2} - 0.45 v_{t-2} \quad (15)$$

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 به دست آمده متغیرهای توضیحی با استفاده از مدل ARIMA را در مدل پایه‌ای تعديل جزئی معادله (۱۰) قرار داده تا مقادیر سرانه مصرف برق برای دوره ۱۳۹۴-۱۴۰۸ بدست آید.

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

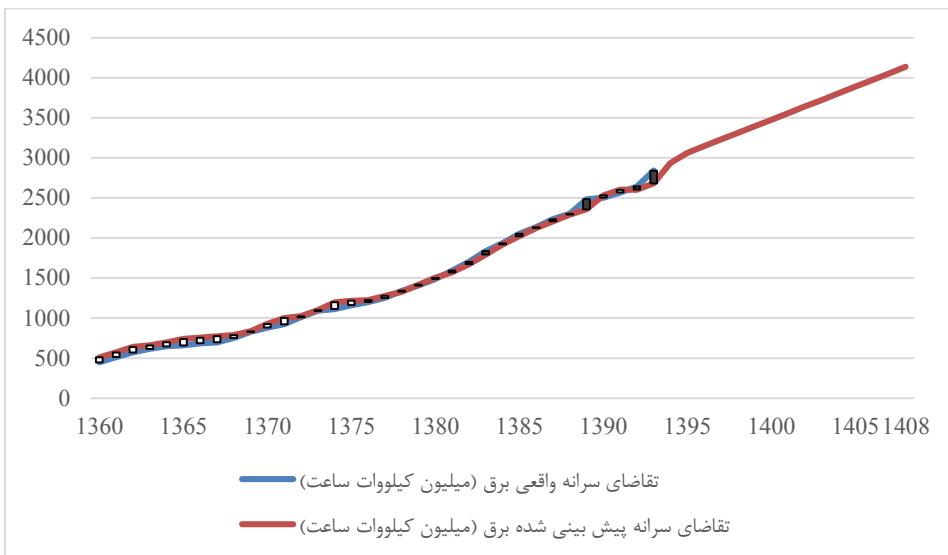
جدول ۵: نتایج پیش‌بینی مقدار و رشد سالانه تقاضای سرانه برق ایران طی دوره (۱۳۹۴-۱۴۰۸)
(میلیون کیلووات ساعت)

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. به عبارت 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 درصد رشد 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 تعديل جزئی پویا و ARIMA

منبع: نتایج تحقیق

۴-۶. بررسی اعتبار نتایج مدل

جهت بررسی دقت پیش‌بینی مدل پیشنهادی تعديل جزئی پویا، مقادیر به دست آمده 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 تعديل جزئی پویا برای دوره (۱۳۸۰-۱۳۹۳) (میلیون کیلووات ساعت)

سال	مقدار پیش‌بینی تقاضای سرانه برق	مقدار واقعی تقاضای سرانه برق	درصد انحراف از تقاضای سرانه واقعی
۱۳۸۰	۱۵۰۳	۱۵۹۱	-۱/۱
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 ۱۳۸۰-۱۳۹۳ به‌طور میانگین انحراف پیش‌بینی مقادیر تقاضای سرانه برق از میزان واقعی آن در حدود -۱/۳ درصد می‌باشد و این درصد خطا در حد قابل قبولی است.

در انتهای 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 خواهد گردید. هر چند این فرضیه یک فرضیه منطقی، اساسی و بر استفاده می‌باشد؛ اما بعضی وقایع غیرقابل‌پیش‌بینی، همانند شوک‌ها، تغییرات تکنولوژیک و سیاست‌گذاری‌های خاص انرژی ممکن است باعث تغییر 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 تعديل جزئی پویا و ARIMA برای مدل سازی و پیش‌بینی تقاضای برق در ایران بهره گرفته است. براساس مدل تعديل جزئی پویا، کشش‌های قیمتی و درآمدی بلندمدت تقاضای سرانه برق به ترتیب 0.026 و 0.036 محاسبه شده و کشش‌های قیمتی و درآمدی کوتاه‌مدت آن به ترتیب 0.014 و 0.0192 به طور متوسط برای سال‌های $1393-1360$ بدست آمده است. از این نتایج می‌توان استنباط کرد که برق کالایی بی‌کشش در کوتاه‌مدت و بلندمدت در ایران می‌باشد. به دلیل آن که برق نسبت به سایر فرآورده‌های نفتی کالای ارزان قیمت و دارای کارآیی اقتصادی بالایی می‌باشد، لذا امکان جانشینی کمتری با سایر فرآورده‌ها مانند گاز طبیعی دارد، به همین خاطر با افزایش قیمت برق، نمی‌توان میزان مصرف آن را به میزان قابل توجهی 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 برابر 0.011 می‌باشد و گویای این مطلب است که جانشینی گاز طبیعی برای برق چندان قابل توجه نیست، زیرا با ثبات در نظر گرفتن سایر شرایط، با افزایش یک درصدی در قیمت گاز طبیعی، به طور متوسط میزان تقاضای سرانه برق کمتر از یک درصد افزایش می‌یابد.

به علاوه، نتایج پیش‌بینی تقاضای سرانه برق با استفاده از مدل ترکیبی تعديل جزئی و ARIMA نشان می‌دهد که میانگین درصد افزایش سالانه در تقاضای سرانه برق در حدود 2.64% در طول سال‌های آتی ($1408-1394$) خواهد بود. همچنین مقدار تقاضای سرانه برق تا سال 1408 به میزان $4134/7$ میلیون کیلووات می‌رسد و این رقم نسبت به سال 1393 حدود 45 درصد 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 مصرف کنندگان نسبت به افزایش قیمت برق واکنش زیادی نشان نمی‌دهند، لذا سیاست‌های محدودسازی تقاضای انرژی از جمله برق باستی بیشتر به سوی سیاست‌هایی غیر قیمتی همانند بهبود تکنولوژیک در بخش‌های خانگی و صنعتی سوق پیدا نماید.

به طور 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 به کارگیری سیاست‌های غیر قیمتی مانند آگاهی دادن، فرهنگ‌سازی در خصوص نحوه استفاده صحیح 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 و پژوه مدیریت راهبردی (۱۳۹۶). شرکت مادر تخصصی توانی، اسفند ماه ۱۳۹۶.
- اثنی عشری، هاجر و مسنن مظفری، مهدیه (۱۳۹۳). «برآورد تابع تقاضای برق روستایی با کاربرد مدل خود توضیح با وقایه‌های گسترده (مطالعه موردی روستاهای شهرستان زابل)»، *فصلنامه راهبردهای توسعه روستایی*، (۱): ۲۵-۱۷.
- ترازانامه انرژی (۱۳۹۳). معاونت امور برق و انرژی - دفتر برنامه‌ریزی کلان برق و انرژی، وزارت نیرو. چنگی آشتیانی، علی و جلوی، 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*، (۷۲): ۱۷۰-۱۹۰.
- صمدی، سعید؛ شهیدی، آمنه و محمدی، فرزانه (۱۳۸۷). «تحلیل تقاضای برق در ایران با استفاده از مفهوم همجمعی و مدل آریما (۱۳۸۳)»، *مجله دانش و توسعه*، ۲۵: ۱۱۳-۱۳۶.
- لطفعی‌پور، محمدرضا؛ فلاحتی، محمدعلی و ناظمی معزابادی، سیما (۱۳۹۳). «برآورد تابع تقاضای برق در بخش‌های خانگی و صنعتی ایران با به کارگیری روش سری زمانی ساختاری»، *فصلنامه علمی - پژوهشی مطالعات اقتصادی راهبردی ایران*، (۱۳): ۱۸۷-۲۰۸.
- لطفعی‌پور، 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 ارزش افزوده بر مصرف بنزین در ایران»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، (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.