



Munich Personal RePEc Archive

**Day-ahead electricity price forecasting  
with emphasis on its volatility in Iran  
(GARCH combined with ARIMA  
models)**

Pourghorban, Mojtaba and Mamipour, Siab

Department of Economics, University of Kharazmi

14 February 2019

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/94826/>  
MPRA Paper No. 94826, posted 03 Jul 2019 13:20 UTC



## Day-ahead electricity price forecasting with emphasis on its volatility in Iran (GARCH combined with ARIMA models)

Mojtaba, Pourghorban <sup>1</sup>; Siab, Mamipour <sup>2</sup>

1- Department of Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran  
*pourghorban@outlook.com*

2- Department of Economics, University of Kharazmi, Tehran, Iran  
*s.mamipoor@khu.ac.ir*

### Abstract

This paper provides a method to forecast day-ahead electricity prices based on autoregressive integrated moving average (ARIMA) and generalized autoregressive conditional heteroskedastic (GARCH) models. In the competitive power market environment, electricity price forecasting is an essential task for market participants. However, time series of electricity price has complex behavior such as nonlinearity, nonstationarity, and high volatility. ARIMA is suitable in forecasting, but it is not able to handle nonlinearity and volatility are existent in time series. Therefore, GARCH models are used to handle volatility in the in time series forecasting. The proposed method is computed using the daily electricity price data of Iran market for a five-year period from March 2013 to February 2018. The results reported in this paper illustrate the potential of the proposed ARMA-GARCH model and this combined model has been successfully applied to real prices in the Iranian power market.

**Keywords:** *Electricity price forecasting, ARIMA model, GARCH model*



## پیش بینی قیمت برق در ایران با لحاظ نوسانات در رهیافت ترکیبی گارچ-آریما

مجتبی پورقربان ۱ و سیاب ممی پور ۲

۱ کارشناسی ارشد مهندسی صنایع، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی تهران، ایران

[pourghorban@outlook.com](mailto:pourghorban@outlook.com)

۲ دانشیار، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی تهران، ایران

[s.mamipoor@khu.ac.ir](mailto:s.mamipoor@khu.ac.ir)

### چکیده

پس از تجدید ساختار بازار برق ایران در سال ۱۳۸۴ و تبدیل آن به یک بازار رقابتی که قیمت برق را نیروهای حاکم بر بازار تعیین می نمایند، نوسانات قیمتی در این کالا افزایش یافته است. با توجه به اینکه سری زمانی قیمت های بازار برق معمولاً دارای ویژگی های پیچیده مانند ناپایداری، شرایط غیرخطی و نوسانات زیاد است، پژوهش حاضر، در پی یافتن روشی است تا بتواند با لحاظ نوسانات قیمتی، مدلی با حداقل خطا برای پیش بینی قیمت متوسط موزون روزانه برق در بازار برق ایران با استفاده از داده های قیمتی دوره زمانی اول فروردین ۱۳۹۲ الی بیست و نهم اسفند ۱۳۹۶ ارائه نماید. مدلهایی که برای قیمت گذاری پیشنهاد می شوند، نیازمند برآورد تغییرپذیری می باشند. در برآورد یک رابطه، همواره جزئی به عنوان خطا در نظر گرفته شده که براساس یک پیش فرض اولیه، به عنوان متغیری با واریانس ثابت فرض می شود. در بسیاری از موارد، از آن جهت که در مقاطعی از زمان، سری زمانی قیمت برق نوسانات گسترده ای را از خود به نمایش می گذارد به این فرض خدشه وارد می شود. این موضوع، فرض واریانس همسانی را که یکی از پیش فرض های خانواده مدل های آریما می باشد، مورد تردید قرار می دهد و موجب می شود که از همه اطلاعات موجود در پسماندهای سری های زمانی استفاده نشود. بدین ترتیب به منظور مدل سازی نوسانات، الگوی آرچ پیشنهاد می شود تا پیش بینی پویا در مدل سری زمانی بر اساس میانگین و واریانس آن میسر شود. برای دستیابی به مدلی برای پیش بینی قیمت متوسط موزون روزانه برق، با بهره گیری از مدل گارچ و ترکیب آن با مدل آریما، داده های سری زمانی قیمت برق مورد برآورد قرار گرفت. در بررسی نتایج مشخص شد، مدل آریما - گارچ ارائه شده خطای پیش بینی فصلی، سالانه و پنج ساله قابل قبولی داشته است. بدین ترتیب مدل پیشنهادی آریما - گارچ، برای پیش بینی قیمت در بازار برق ایران مناسب می باشد و قادر است رفتار نوسانی قیمت برق را با لحاظ نوسانات آن، با دقت مناسبی پیش بینی نماید.

واژه های کلیدی: پیش بینی قیمت برق، مدل گارچ، مدل آریما

### مقدمه

در اوایل دهه ۸۰ شمسی، با توجه به نیازهای کشور به جذب سرمایه های بخش خصوصی و توسعه و گسترش صنعت برق، مطالعات مربوط به تجدید ساختار صنعت برق و با جمع بندی مطالعات و تجربیات گذشته و برای زمینه سازی تصمیمات اجرایی آغاز گردید. به استناد ماده ۱۲ قانون سازمان برق ایران و بندهای (ه) و (ز) ماده یک قانون تاسیس وزارت نیرو، برای تعیین شرایط و روش خرید و فروش برق در بازار برق ایران و تنظیم مناسبات و تسهیل رقابت در این بازار و در جهت تحقق مفاد آیین نامه اجرائی



شرایط و تضمین خرید برق (مصوب ۱۳۸۴/۴/۸ هیئت وزیران) و تسهیل مشارکت بخش خصوصی در تولید برق، تصویب و ابلاغ گردید (وزارت نیرو، ۱۳۸۴). فرایند خصوصی سازی در صنعت برق را تجدید ساختار در صنعت برق می نامند، این فرایند تمام ملاحظات فنی و اقتصادی در تولید، انتقال و توزیع انرژی الکتریکی در سیستم های سنتی را به چالش کشیده است و مفاهیم جدیدی را در تولید، انتقال، توزیع و بهره برداری از سیستم قدرت را بوجود آورده است. در بازار برق در حالت کلی شرکت های تولیدکننده برق، شرکت های توزیع، شرکت های انتقال، بهره بردار سیستم، بورس خرید و فروش برق و واسطه گران معاملات حضور دارند (منظور، ۱۳۸۸).

فرآیند مقررات زدایی و شیوه های جدید انجام مبادلات در بازار برق موجب نااطمینانی قیمت برای تولیدکنندگان و مصرف کنندگان این کالا شده است. پیش بینی قیمت برق ابزاری در انتخاب استراتژی شرکت کنندگان در بازار است. تا طرف های عرضه و تقاضا بازار برق را قادر سازد سرمایه گذاری، بهره برداری، برنامه ریزی های آتی و مدیریت ریسک ناشی از نوسانات قیمت را سامان دهی نمایند.

برق به عنوان یک کالا دارای ویژگی هایی است که پیش بینی قیمت لحظه ای نقدی آن را از سایر کالاها متمایز می نماید. زیرا برق کالایی غیر قابل ذخیره سازی است و تعادل تولید و مصرف آن کاملاً همزمان صورت می گیرد. همچنین قیمت های آن به صورت محلی تعیین شده و امکان معاملات به شکل آربیتراژ برای آن وجود ندارد و قابلیت ذخیره سازی برای این کالا در شبکه مهیا نیست. تقاضای برق نیز به عوامل غیرقابل پیش بینی از قبیل شرایط آب و هوایی وابسته است. این امر اثر شوک های عرضه و تقاضا را بر قیمت بازار برق تشدید می نماید. برق به عنوان یک کالا در پاسخ به نوسانات دوره ای تقاضا، دارای الگوی فصلی می باشد. تقاضای برق به شرایط آب و هوایی و میزان فعالیت های اقتصادی بستگی دارد و این مسئله، سطوح مختلفی از فصلی بودن را برای کالای برق ایجاد می نماید (بوربنایس، ۲۰۰۷).

با توجه به خواص ذاتی برق امکان ایجاد یک بازار رقابت کامل برای این کالا وجود ندارد (نمازی، ۱۳۹۱). تمامی شرکت کنندگان در بازار برق، مانند بازار کالاهای دیگر درجه معینی از ریسک را متحمل می شوند. همچنین بهره بردار سیستم سهمی از این ریسک را دارد که ناشی از تفاوت غیر قابل پیش بینی مقدار تقاضای پیش بینی شده و واقعی است. درجه ریسک بازیگران و بهره بردار سیستم به روش قیمت گذاری بازار بستگی دارد (مشهور، ۱۳۸۵). شاخص تولید کننده، متوسط قیمت کالاها و خدماتی است که بنگاه ها به ازای تولید کالا و خدمات دریافت می کنند. درصد تغییر شاخص قیمت تولید کننده بخش برق در بازار برق ایران در طی سال های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ شاهد نوسانات بالایی بوده است. مطابق آمار انتشار یافته، بیشترین تورم نقطه به نقطه مثبت و منفی به ترتیب برابر با ۴۱+ و ۱۹٫۸- درصد بوده است (مأخذ: مرکز آمار ایران).

بازار برق تجدید ساختار یافته در ایران از یک سو، دارای ویژگی های مهمی مانند مدل حراج یک طرفه، مدل آژانس خرید و همچنین مدل بازار روز قبل و نیز در شرایط بازار عمده فروشی می باشد (آیین نامه شبکه برق کشور، ۱۳۸۴). از سویی دیگر، فرآیند مقررات زدایی و شیوه های جدید انجام مبادلات در بازار برق موجب نااطمینانی قیمت برای تولیدکنندگان و مصرف کنندگان این کالا شده است. بنابراین، یافتن مدلهایی که قابلیت ارزیابی، تخمین و پیش بینی صحیح نوسانات قیمت جهت مدیریت ریسک و تصمیم گیری را داشته باشند، از ضروریات این بازار به شمار می رود (منظور، ۱۳۹۴). با توجه به اهمیت موضوع، محققان مطالعات بسیاری در این زمینه انجام داده اند و روش های بسیاری را پیشنهاد کرده اند. در میان این روش ها، دو رویکرد بطور گسترده برای پیش بینی قیمت ها به چشم می خورد که از یک سو می توان به روش های مبتنی بر هوش مصنوعی مانند شبکه های عصبی (ANN)؛

<sup>1</sup> Spot price

<sup>2</sup> Bourbonnais, 2007

<sup>3</sup> Artificial Neural Networks



ماشین‌های یادگیری، الگوریتم ژنتیک و فازی و از سویی دیگر به روش‌های تجزیه و تحلیل سری زمانی اشاره کرد (تان و همکاران، ۲۰۱۰).

کنتراس و همکاران (۲۰۰۳) برای پیش‌بینی قیمت روزانه برق در بازارهای اسپانیا و کالیفرنیا مدلی بر اساس روش ARIMA ارائه کردند که نتایج، توانایی مدل را تایید نموده است. گونزالس و همکاران (۲۰۰۵) بوسیله مجموعه‌ای از مدل‌های پویا که توسط یک زنجیره مارکوف مرتبط شده‌اند، یک مدل ورودی-خروجی پنهان-مارکو (IOHMM) را برای تحلیل و پیش‌بینی قیمت‌های برق اسپانیا پیشنهاد دادند. کنجو و همکاران (۲۰۰۵) یک روش جدید برای پیش‌بینی قیمت برق روزانه بر اساس تبدیل موجک و مدل‌های ARIMA ارائه دادند. استفاده از داده‌های بازار انرژی برق در اسپانیا در سال ۲۰۰۲ نشان داده شده است که عملکرد روش پیشنهادی که بر مبنای تبدیل موجک و مدل‌های آریما می‌باشد، بهتر از استفاده مستقیم از مدل‌های ARIMA است. گارسیا و همکاران (۲۰۰۵) برای پیش‌بینی قیمت روزانه در بازارهای برق اسپانیا و کالیفرنیا روش GARCH را ارائه کردند. نتیجه شد، زمانی که نوسانات قیمت وجود دارد مدل GARCH ارائه شده از روش ARIMA بهتر است. کاتالا و همکاران (۲۰۰۷) یک رویکرد شبکه عصبی پیش‌خور سه لایه که توسط الگوریتم لونبرگ - مارکارد<sup>۸</sup> توسعه یافته بود، برای پیش‌بینی قیمت هفته آینده در بازارهای برق اسپانیا و کالیفرنیا پیشنهاد نمودند. نیکلاس و جیمز (۲۰۰۸) در مطالعه خود مدل‌های سری‌های زمانی ARIMA، ARIMA-EGARCH و ARIMA-EGARCH-M را برای قیمت ساعتی برق در مراکز MISO ارزیابی کردند. مدل ARIMA-EGARCH-M نسبت به سایر مدل‌ها، از نظر عملکرد پیش‌بینی، برتری داشت. تان و همکاران (۲۰۱۰) روش پیش‌بینی قیمت را بر مبنای موجک همراه با ترکیب مدل ARIMA و GARCH را برای بازارهای برق اسپانیا و همچنین پنسیلوانیا، نیوجرسی و مریلند ارائه دادند. نتایج حاصل از مقایسه‌ها نشان داد که روش پیشنهادی بسیار دقیق‌تر از سایر روش‌های مرسوم پیش‌بینی بود. رازاک و همکاران (۲۰۱۶) یک بهینه‌سازی چند مرحله‌ای برای ترکیب مدل حداقل-مربعات-ماشین-بردار-پشتیبان<sup>۱</sup> (LSSVM) و الگوریتم ژنتیک (GA) ارائه کردند تا به وسیله پارامترهای بهینه شده و در نظر گرفتن ویژگی‌های ورودی، پیش‌بینی دقیق قیمت روزانه بازار برق انتاریو به دست آید. یانگ و همکاران (۲۰۱۷) برای پیش‌بینی قیمت در بازارهای برق استرالیا، اسپانیا و همچنین پنسیلوانیا، نیوجرسی و مریلند، ترکیبی از تبدیل موجک، ماشین یادگیری سریع کرنل<sup>۲</sup> براساس روش بهینه‌سازی ازدحام ذرات<sup>۳</sup> و یک مدل ARMA ارائه کردند. پس از تجزیه موجک، سری‌های ایستا بعنوان مجموعه‌های ورودی جدید توسط مدل ARMA پیش‌بینی شده و سری‌های غیرایستا با استفاده از مدل SAPSO-KELM پیش‌بینی شدند. نتایج توانایی این مدل را تایید نمود.

با بررسی پیشینه تحقیقات انجام شده، مشخص شد که فرآیند آموزش روش‌ها، پیچیده و زمانبر است. همچنین، این روش‌ها در صورت در دسترس نبودن کارشناسان، قابل اجرا نیستند. بنابراین می‌توان ادعا نمود در برخی از شیوه‌ها ممکن است پیش‌بینی

<sup>1</sup> Time series analysis

<sup>2</sup> Tan, Zhang, Wang & Xu, 2010

<sup>3</sup> Contreras, Espinola, Nogales & Conejo, 2003

<sup>4</sup> Gonzalez, San Roque & Garcia-Gonzalez, 2005

<sup>5</sup> Conejo, Plazas, Espinola & Molina, 2005

<sup>6</sup> Garcia, Contreras, Vanakkeren & Garcia, 2005

<sup>7</sup> Catala, Mariano, Mendes & Ferreira, 2007

<sup>8</sup> Levenberg-Marquardt

<sup>9</sup> Nicholas & James, 2008

<sup>10</sup> Razak, Abidin, Yap, Abidin, Rahman & Nasir, 2016

<sup>11</sup> Least Square Support Vector Machine

<sup>12</sup> Yang, Ce & Lian, 2017

<sup>13</sup> The kernel extreme learning machine

<sup>14</sup> Self-adaptive particle swarm optimization



قیمت تسویه بازار با شکست مواجه شود. علاوه بر این، باید توجه داشت در صورت استفاده از الگوهای سری زمانی برای پیش‌بینی، مدل آریما برای پیش‌بینی تمام سری‌های زمانی مناسب نیست، زیرا نمی‌تواند مشخصات نوسانات بالا را لحاظ نماید. با وجود مطالعات فراوان برای پیش‌بینی قیمت برق از دیرباز، استفاده از روش‌های ترکیبی در سال‌های اخیر به طرز چشم‌گیری رواج یافته است. برغم تحقیقات انجام شده در این زمینه، روش‌های پیش‌بینی دقیق و دقیق‌تر قیمت در بازار برق، همچنان مورد نیاز است.

هدف اصلی در این پژوهش ارائه روشی برای پیش‌بینی قیمت متوسط موزون روزانه برق در بازار برق ایران می‌باشد که علاوه بر دقت بالای پیش‌بینی در دوره‌های زمانی فصلی، سالانه و پنج ساله دارای سادگی برای کاربر و همچنین قابلیت اجرا در زمان کوتاه باشد. سهم اصلی این روش پیشنهادی، استفاده از مدل گارچ در لحاظ نوسانات قیمتی و ترکیب آن با مدل آریما و ارائه یک مدل ترکیبی آریما-گارچ می‌باشد.

این مطالعه به لحاظ استفاده از نوع تحقیق کاربردی می‌باشد و از لحاظ روش تحقیق از نوع تحلیلی-توصیفی می‌باشد. همچنین از نظر گردآوری آمار و اطلاعات موردنیاز از نوع کتابخانه‌ای و اسنادی است. داده‌های مورد بررسی از پایگاه اطلاعاتی شرکت مدیریت شبکه برق ایران دریافت شده است. جامعه آماری این تحقیق، کشور ایران است و به لحاظ موضوعی در حوزه بازار عمده فروشی می‌باشد. قیمت متوسط موزون روزانه برق به عنوان داده آماری برای بازار برق ایران انتخاب شده است.

## روش تحقیق

### مدل‌سازی معادله میانگین (ARIMA)

مدل‌های سری زمانی مربوط به خانواده مدل‌های ARIMA<sup>۱</sup> هستند. برای داده‌های سری زمانی به صورت  $Y_t$ ، مدل ARIMA ابزاری برای مطالعه و شاید پیش‌بینی مقادیر آتی چنین سری‌هایی است. در فرایند  $ARIMA(p,d,q)$  نمادهای  $q$ ،  $p$  و  $d$  به ترتیب بیانگر تعداد وقفه‌های خودرگرسیون<sup>۲</sup>، مرتبه تفاضل‌گیری و تعداد جملات میانگین متحرک<sup>۳</sup> است. در صورتی که  $d$  برابر با صفر گردد، فرایند ARIMA تبدیل به فرایند ARMA می‌شود. فرض مدل‌های ARMA آن است که  $Y_t$  مانا است. اگر  $Y_t$  نامانا باشد، با تفاضل‌گیری می‌توان آن را مانا کرد.

تشخیص مدل‌های ARMA به معنی تعیین مرتبه مدل می‌باشد. تعداد جملات خودرگرسیون و تعداد جملات میانگین متحرک معمولاً با استفاده از توابع خود همبستگی<sup>۴</sup> (AC) و خود همبستگی جزئی<sup>۵</sup> (PAC) تعیین می‌شود. برآورد مدل نیز عمدتاً وابسته به تشخیص مدل در مرحله اول است. مرحله بازبینی مستلزم کنترل و بررسی مجدد مدل است و کفایت یا عدم کفایت مدل تعیین می‌شود. این مدل‌ها توسط معیار اطلاعات آکائیک<sup>۶</sup> (AIC) یا شوارتز - بیزین (SBC) بازبینی می‌شود، به گونه‌ای که مدل مناسب کمترین مقدار آماره آکائیک یا شوارتز - بیزین را داشته باشد (سوری، ۱۳۹۱). مدل‌های خودرگرسیون میانگین متحرک به صورت رابطه ۱ شرح داده می‌شود.

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + u_t + \theta_1 u_{t-1} + \theta_2 u_{t-2} + \dots + \theta_q \phi_{t-q} \quad (1)$$

<sup>1</sup> Autoregressive Integrated Moving Average

<sup>2</sup> AR: Auto Regressive

<sup>3</sup> MA: Moving Average

<sup>4</sup> Auto Coloration

<sup>5</sup> Partial Auto Coloration

<sup>6</sup> Akaike Information Criterion (AIC)

<sup>7</sup> Shwarz Bayesian Criterion (SBC)



## مدل سازی نوسانات یا واریانس (ARCH)

همه مدل هایی که برای قیمت گذاری طرح می شوند، نیازمند برآورد و پیش بینی تغییر پذیری هستند. در برآورد یک رابطه ساختاری همواره جزئی به عنوان خطا مطرح می شود که بر اساس یک پیش فرض اولیه در فرایند برآورد، به عنوان متغیری با واریانس ثابت در نظر گرفته می شود. در بسیاری از موارد به این فرض خدشه وارد می شود، زیرا در مقاطعی از زمان سری زمانی متغیر برآورد شده، نوسانات گسترده ای را از خود به نمایش می گذارد. این موضوع، فرض واریانس همسانی یا وجود واریانس ثابت را مورد تردید قرار می دهد. یکی از پیش فرض های خانواده مدل های ARIMA واریانس همسانی است. بنابراین، در این نوع مدل ها از همه اطلاعات موجود در پسماندهای سری های زمانی استفاده نمی شود. به منظور مدل سازی نوسانات، الگوی خودرگرسیون واریانس شرطی (ARCH) استفاده شد. در این روش فرض بر آن است که جمله خطا دارای میانگین صفر و به صورت سریالی غیرهمبسته بوده اما واریانس آن، با شرط دارا بودن مقادیر گذشته خود، متغیر فرض می شود. بنابراین در این حالت واریانس در طول روند تصادفی سری ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا می باشد. بدین ترتیب مدل ARCH قادر است، روند واریانس شرطی را با توجه به مقادیر گذشته خود توضیح دهد و در نهایت پیش بینی پویا در مدل های سری زمانی بر اساس میانگین و واریانس آن ها میسر می شود.

مدل ARCH چارچوب مناسبی برای تحلیل تغییر پذیری در سری های زمانی ارائه می کند. اما این مدل دارای محدودیت ها و مشکلاتی است. یکی از مشکلات آن مربوط به تعیین  $q$  (یعنی تعداد وقفه های جمله خطا) است. برای حل این مشکلات از مدل دیگری استفاده می شود که موسوم به ARCH تعمیم یافته یا (GARCH) می باشد (بولرسف، ۱۹۸۶). در حالت کلی  $GARCH(p,q)$  بصورت رابطه ۲ بیان می شود.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (2)$$

خاصیت مدل های GARCH این است که واریانس شرطی توزیع سری  $y_t$  بوسیله یک فرآیند ARMA تشکیل می شود. از این رو انتظار می رود که باقیمانده های مدل ARMA مربوطه، الگوی ویژه ای را نشان دهند. یعنی، اگر  $y_t$  با یک فرآیند ARMA تخمین زده شود، در آن صورت مدل برآورد شده، کفایت می کند که ACF و PACF مربوط به باقیمانده ها، یک نوفه سفید را نمایش دهند. بدین ترتیب در حالت کلی، واریانس شرطی  $u_t$  توسط معادله فوق توصیف می شود، ولی معمولاً با  $GARCH(1,1)$  کفایت می کند. بدیهی است که واریانس شرطی  $u_t$  در طول زمان در حال تغییر است، ولی واریانس غیر شرطی ثابت می باشد.

برای برآورد نااطمینانی با مدل GARCH ابتدا می بایست بهترین مراتب مدل  $ARIMA(p,d,q)$  تعیین گردد. این عمل مشابه مدل های ARMA صورت می پذیرد. برای تشخیص وجود یا عدم وجود مدل ARCH و یا GARCH از آزمون تشخیص ناهمسانی واریانس استفاده می شود. پس از تایید وجود اثر ARCH برای انتخاب بهینه مرتبه  $p$  و  $q$  در مدل  $GARCH(p,q)$  از معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC) و شوارتز - بیزین (SIC) استفاده می شود. بدین طریق که مدل های با مقادیر کوچکتر از (AIC) و (SIC) مناسب تر هستند. همچنین  $\bar{R}^2$  نیز می تواند به عنوان یک معیار اطلاعات باشد، افزایش ضریب تعیین تعدیل شده ( $\bar{R}^2$ ) به معنای بهبود مدل است. برای تخمین مدل های GARCH از روش حداکثر درستنمایی (MLE) استفاده می شود.

<sup>1</sup> Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

<sup>2</sup> Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

<sup>3</sup> Bollerslev, 1986

<sup>4</sup> Adequate

<sup>5</sup> Maximum Likelihood Estimation



## مانایی

پیش از برآورد و انجام پیش بینی یک الگوی سری زمانی ضروریست، مانایی آن آزمون گردد. یک فرآیند تصادفی، زمانی مانا نامیده می شود که میانگین، واریانس و خودکواریانس آن مستقل از زمان باشد. بدین معنا که میانگین و واریانس در طول زمان ثابت بوده و مقدار کواریانس بین دو دوره زمانی، تنها به فاصله بین دو دوره بستگی داشته باشد و به زمان واقعی محاسبه کواریانس مرتبط نباشد. اگر سری زمانی مورد مطالعه مانا نباشد، به دلیل ایجاد رگرسیون کاذب، به تفسیرهای نادرست نتایج منجر می شود. بدین معنا که با وجود درصد بالای ضریب تعیین، رابطه معناداری بین متغیرهای الگو وجود ندارد و منجر به تفسیر نادرست درباره میزان ارتباط متغیرها می گردد. بدین ترتیب، امکان استفاده از مدل های خودرگرسیون از بین می رود. معمولاً یک سری زمانی نامانا را با یک یا چند بار تفاضل گیری، می توان به سری زمانی مانا تبدیل نمود. یک سری زمانی نامانا که با  $d$  دفعه تفاضل گیری به سری زمانی مانا تبدیل شده، همگرا از درجه  $d$  گفته و با  $I(d)$  نمایش می دهند. برای آزمون مانایی سری زمانی در مطالعه حاضر، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) بهره گرفته شده است. مدل ارائه شده در رابطه ۳ را دیکی- فولر تعمیم یافته می نامند.

$$\Delta X_t = \alpha + \gamma x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta x_{t-1} + \lambda_t + U_t \quad (3)$$

مرتبه رگرسیون های ADF می تواند با استفاده از معیار انتخابی مدل، همانند معیار اطلاعاتی آکائیک یا شوارتز انتخاب شود.

## یافته ها

### توصیف داده ها

اطلاعات مورد استفاده در این مطالعه بر اساس آمار منتشر شده از سوی شرکت مدیریت شبکه برق ایران می باشد. مجموعه داده ها تعداد ۱۸۲۷ مشاهده بوده که از اول فروردین ماه ۱۳۹۲ الی بیست و نهم اسفند ماه ۱۳۹۶ را شامل می گردد. در این مطالعه، قیمت متوسط موزون روزانه برق در طی ۱۸۲۷ روز به عنوان داده های اصلی و قیمت به عنوان متغیر اصلی مورد بررسی انتخاب شده است. داده های قیمت، متوسط قیمت خرید برق در بازار عمده فروشی و بر حسب ریال بر مگاوات ساعت می باشد. آمار توصیفی قیمت (P) در بازه زمانی فوق الذکر به شرح جدول ۱ می باشد.

<sup>1</sup> Stationary

<sup>2</sup> Auto Covariance

<sup>3</sup> Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test





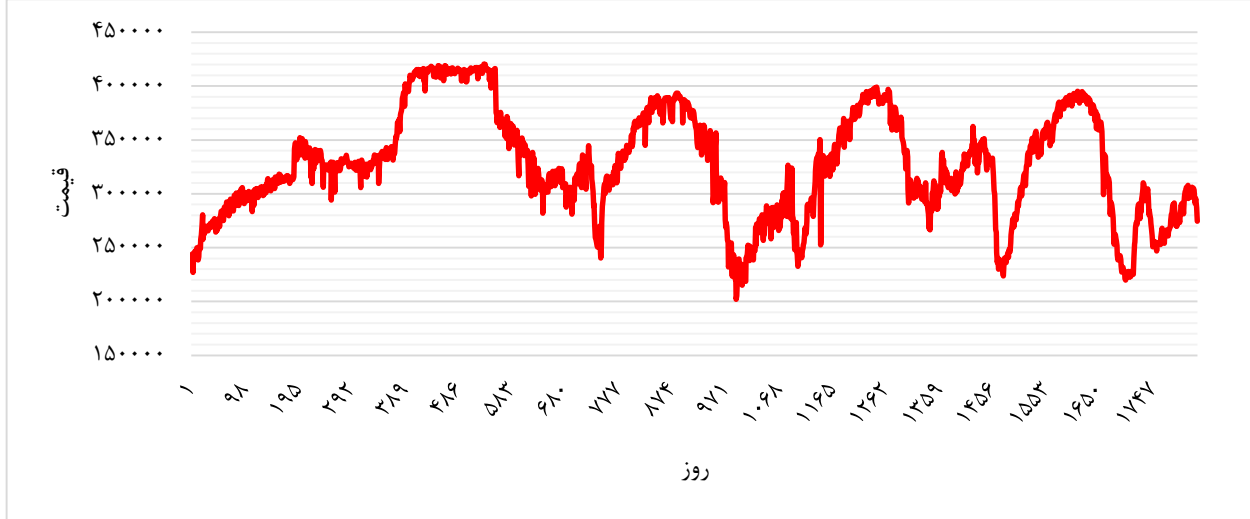
جدول ۱: آمار توصیفی متغیر قیمت متوسط موزون روزانه برق (P)

آمار توصیفی	(ریال برای هر مگاوات ساعت) P
میانگین	۳۲۷۷۷۰
میانه	۳۲۶۲۴۷٫۵
ماکزیمم	۴۲۰۴۵۳
مینیمم	۲۰۱۹۶۶٫۹
انحراف معیار	۴۹۶۱۹٫۷۳
چولگی	-۰٫۰۳۱۶۴۱
کشیدگی	۲٫۲۹۱۱۷۴
آماره جارک - برا	۳۸٫۵۵۲۶۹
احتمال	۰٫۰۰۰۰
تعداد مشاهدات	۱۸۲۷

ماخذ: محاسبات تحقیق

طبق نتایج جدول ۱، میانگین قیمت متوسط موزون روزانه برق برابر با ۳۲۷۷۷۰ ریال برای هر مگاوات ساعت می‌باشد. در بررسی چولگی و کشیدگی داده‌ها مشخص است، چولگی معیاری از تقارن یا عدم تقارن تابع توزیع می‌باشد. برای یک توزیع کاملاً متقارن چولگی صفر و برای یک توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر بالاتر، چولگی مثبت و برای توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر کوچکتر، مقدار چولگی منفی است. طبق نتایج این جدول، معیار چولگی کوچک و منفی است که بیانگر چوله به چپ بودن قیمت برق است. همچنین بیان می‌شود که کشیدگی نشانگر پهنای دم‌های توزیع است که برای توزیع نرمال برابر ۳ می‌باشد. در واقع هر چه دم‌های توزیع کشیده تر باشد ارتفاع آن نیز کاهش می‌یابد و برعکس. طبق نتایج جدول ۱، مقدار کشیدگی برای متغیر قیمت برابر با ۲٫۲۹۱ است. مقدار محاسباتی آماره جارک-برا برابر با ۳۸٫۵۵ به دست آمده، که از مقدار بحرانی جدول کای دو یعنی ۵٫۹۹ بزرگتر است و همچنین سطح معنی‌داری این آماره از ۰٫۰۵ کمتر است. از این رو، فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع قیمت برق رد شده و در مدل برآوردی، قیمت برق دارای توزیع نرمال نمی‌باشد. نمودار ۱ رفتار زمانی قیمت برق را نشان می‌دهد.

<sup>1</sup> Jarque-Bera



نمودار ۱: قیمت متوسط موزون روزانه برق

## آزمون ریشه واحد

همان طور که اشاره شد، پیش از برآورد و انجام پیش‌بینی یک الگوی سری زمانی ضروریست، مانایی آن آزمون گردد. مطابق جدول ۲ نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیر مورد استفاده در مدل ترکیبی ARMA – GARCH ارائه شده است.

جدول ۲: آزمون ریشه واحد

نتیجه	رشد	عرض از مبدا	سطح احتمال	سطح اطمینان	مقادیر بحرانی	(t-Statistic)	مرتبه تفاضل	متغیر
نامانا	دارد	دارد	۰,۱۹۷۹	۹۵٪	-۳,۴۱۲۲۷۰	-۲,۷۹۸۵۲۳	۰	P
				۹۹٪	-۳,۹۶۳۰۷۳			
مانا	دارد	دارد	۰,۰۰۰۰	۹۹٪	-۳,۹۶۳۰۷۳	-۱۶,۶۴۳۶۴	۱	ΔP

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجایی که برای متغیر P، آماره محاسبه شده در فاصله اطمینان ۹۵٪ از مقدار بحرانی، بزرگتر می‌باشد. لذا فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد نمی‌شود. بنابراین متغیر قیمت متوسط موزون روزانه برق (P) دارای ریشه واحد است و نامانا می‌باشد. بدین ترتیب آزمون ریشه واحد برای تفاضل مرتبه اول (ΔP) بررسی می‌شود. ملاحظه می‌گردد، آماره محاسبه شده برای متغیر ΔP در فاصله اطمینان ۹۹٪ از مقدار بحرانی، کوچکتر می‌باشد. بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شود. بدین ترتیب قیمت متوسط موزون روزانه برق با تفاضل مرتبه اول (ΔP) دارای ریشه واحد نبوده و مانا می‌باشد.

### مراتب بهینه مدل ARMA(p,q)

با توجه به احراز مانایی ( $\Delta P_t$ ) در جدول ۲، با هدف برآورد مدل ARMA - GARCH برای قیمت متوسط موزون روزانه برق با تفاضل مرتبه اول، در مرحله نخست ضروری است که مراتب بهینه p و q در مدل ARMA مشخص شوند. معیارهای اطلاعاتی حاصل از برآورد مدل ARMA(p,q) برای قیمت متوسط موزون روزانه برق با تفاضل مرتبه اول ( $\Delta P_t$ ) در مراتب مختلف p و q در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳: معیارهای اطلاعاتی حاصل از برآورد مدل ARMA(p,q) برای  $P_t$

$\bar{R}^2$	AIC	SIC	ARMA(p,q)
۰,۱۲۲۰۳۴	۲۰,۸۴۴۰۲	۲۰,۸۷۷۲۰	ARMA(۴,۵)
۰,۱۰۲۹۰۸	۲۰,۸۶۲۸۶	۲۰,۸۹۶۰۴	ARMA(۵,۴)
۰,۱۰۵۸۳۷	۲۰,۸۶۰۲۴	۲۰,۸۹۰۴۱	ARMA(۴,۴)
۰,۰۹۹۹۰۱	۲۰,۸۶۵۱۹	۲۰,۸۹۲۳۴	ARMA(۳,۴)
۰,۰۸۰۲۷۴	۲۰,۸۸۵۵۰	۲۰,۹۰۹۶۳	ARMA(۳,۳)
۰,۰۸۰۲۱۵	۲۰,۸۸۴۴۷	۲۰,۹۰۲۵۶	ARMA(۲,۲)
۰,۰۶۹۷۵۸	۲۰,۸۹۴۶۱	۲۰,۹۰۶۶۸	ARMA(۱,۱)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بهترین برآورد مدل ARMA(p,q) با کمترین مقادیر AIC، SIC و همچنین بیشترین مقدار  $\bar{R}^2$ ، طبق نتایج جدول به صورت مدل ARMA(۴,۵) حاصل شده است.

### آزمون تشخیص ناهمسانی واریانس

در ادامه، برای تشخیص وجود یا عدم وجود مدل ARCH و یا GARCH از آزمون آرچ استفاده می‌شود. ضریب لاگرانژ (LM) که برابر با  $nR^2$  می‌باشد، بعنوان ملاک آزمون مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج این آزمون در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۴: نتایج آزمون تشخیص ناهمسانی واریانس به خودهمبستگی

آماره خی دو		آماره F	
ارزش احتمال Prob. Chi-Square (۳)	مقدار $N * R^2$	ارزش احتمال Prob. F(۳, ۱۸۲۰)	مقدار
۰,۰۰۰۰	۲۴۲,۰۹۳۱	۰,۰۰۰۰	۹۲,۸۴۳۵۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که مقدار آماره  $F$  و همچنین مقدار  $\chi^2 = nR^2$  بزرگ بوده و در ناحیه بحرانی قرار گرفته‌اند. مقدار احتمال‌ها نیز کوچکتر از ۰,۰۵ هستند، لذا فرضیه وجود ARCH رد نمی‌شود.

### انتخاب مراتب بهینه مدل $GARCH(p,q)$

با توجه به اینکه معادله میانگین حاصل شده دارای ناهمسانی واریانس است، لذا می‌توان این ناهمسانی را در قالب معادله واریانس مدل‌سازی کرد. بدین منظور، ضروری است که ضرایب معادله واریانس مثبت باشند و مجموع آن‌ها بغیر از عرض از مبدأ، کوچکتر از یک باشند تا واریانس متناهی حاصل شود. از معیارهای اطلاعاتی آکائیک (AIC) و شوارتز - بیزین (SIC) برای انتخاب  $p$  و  $q$  بهینه در فرآیند  $GARCH(p,q)$  استفاده می‌شود. به طوری که مدل با مقادیر کوچکتر (AIC) و (SIC) مناسب‌تر می‌باشد.

جدول ۵: نتایج حاصل از برآورد  $GARCH(p,q)$

AIC	SIC	ضرایب مثبت	مجموع ضرایب کوچکتر از یک	$GARCH(p,q)$
۲۰,۵۶۴۲۷	۲۰,۶۰۳۵۵	دارد	دارد	$GARCH(1,1)$
۲۰,۸۵۹۲۹	۲۰,۸۹۵۵۵	دارد	دارد	$GARCH(0,1)$
۲۰,۶۸۲۳۳	۲۰,۷۱۸۵۹	دارد	دارد	$GARCH(1,0)$
۲۰,۵۴۴۴۲	۲۰,۵۸۹۷۴	ندارد	ندارد	$GARCH(2,2)$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق جدول ۵ مدل  $GARCH(1,1)$  شرایط لازم را برآورده می‌نماید.

### برآورد مدل $ARMA - GARCH$ برای قیمت متوسط موزون روزانه برق با تفاضل مرتبه اول ( $\Delta P_t$ )

بدین ترتیب با ترکیب مدل آریما و مدل گارچ، برآورد مدل  $GARCH(1,1) - ARMA(4,5)$  برای قیمت متوسط موزون روزانه برق با تفاضل مرتبه اول ( $\Delta P$ ) انجام می‌شود. در جدول ۶ نتایج حاصل از برآورد مذکور ارائه شده است.

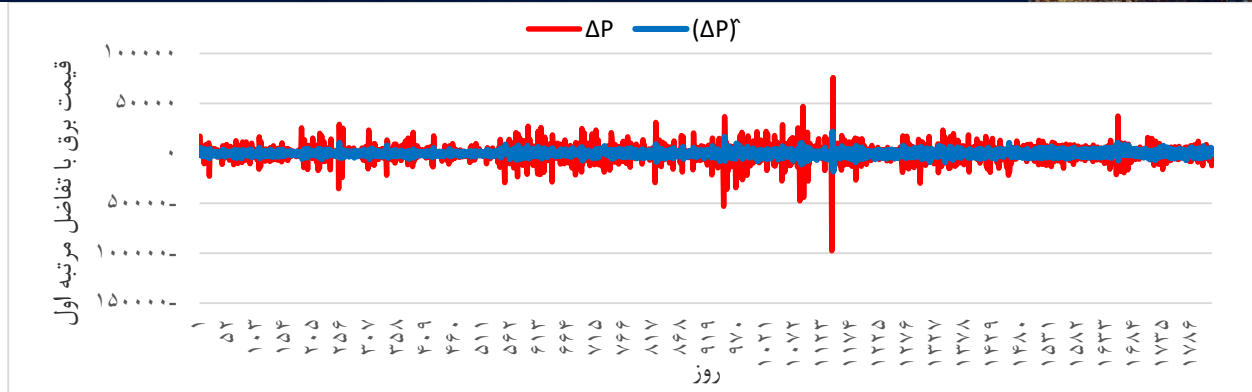


جدول ۶: نتایج برآورد مدل ARMA(۴,۵) و GARCH(۱,۱) برای قیمت برق با تفاضل مرتبه اول ( $\Delta P$ )

سطح احتمال	آماره‌ی محاسبه شده (z-Statistic)	انحراف معیار	ضریب تخمینی	متغیر توضیحی	معادله میانگین
۰,۸۱۴۰	۰,۲۳۵۲۷۷	۹۸,۱۶۸۰۳	۲۳,۰۹۶۶۶	Constant	
۰,۰۰۰۰	-۶۱۷,۳۷۷۴	۰,۰۰۰۹۰۱	-۰,۵۵۶۱۰۹	AR(1)	
۰,۰۰۰۰	۲۷۱,۷۵۳۶	۰,۰۰۰۹۰۹	۰,۲۴۶۹۶۹	AR(2)	
۰,۰۰۰۰	-۶۹۳,۸۳۰۵	۰,۰۰۰۷۹۹	-۰,۵۵۴۵۱۱	AR(3)	
۰,۰۰۰۰	-۱۱۷۶,۳۹۵	۰,۰۰۰۸۵۱	-۱,۰۰۰۵۷۵	AR(4)	
۰,۰۰۰۰	۱۱,۲۹۳۵۶	۰,۰۲۴۸۲۴	۰,۲۸۰۳۵۶	MA(1)	
۰,۰۰۰۰	-۲۸,۶۷۲۲۷	۰,۰۱۳۸۴۲	-۰,۳۹۶۸۹۵	MA(2)	
۰,۰۰۰۰	۹۷,۱۲۹۴۳	۰,۰۰۶۳۷۵	۰,۶۱۹۱۸۷	MA(3)	
۰,۰۰۰۰	۶۰,۶۴۲۸۸	۰,۰۱۳۸۷۰	۰,۸۴۱۱۰۴	MA(4)	
۰,۰۰۰۰	-۱۱,۱۲۹۶۵	۰,۰۲۴۴۷۹	-۰,۲۷۲۴۴۱	MA(5)	
$GARCH = C(1) + C(2) \times RESID(-1)^2 + C(3) \times GARCH(-1)$					
سطح احتمال	آماره‌ی محاسبه شده (z-Statistic)	انحراف معیار	ضریب تخمینی	متغیر توضیحی	معادله واریانس
۰,۰۰۰۰	۱۳,۱۰۳۸۳	۱۰۱۵۸۲۸	۱۳۳۱۱۲۳۰	Constant	
۰,۰۰۰۰	۱۹,۸۱۲۹۶	۰,۰۲۰۲۵۲	۰,۴۰۱۲۵۰	RESID(-1) <sup>2</sup>	
۰,۰۰۰۰	۱۶,۰۴۱۲۱	۰,۰۲۷۱۷۹	۰,۴۳۵۹۸۱	GARCH(-1)	
معیارهای نیکویی برازش					
$\bar{R}^2$		AIC		SIC	
۰,۱۲۲۶۱۷		۲۰,۵۶۴۲۷		۲۰,۶۰۳۵۵	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

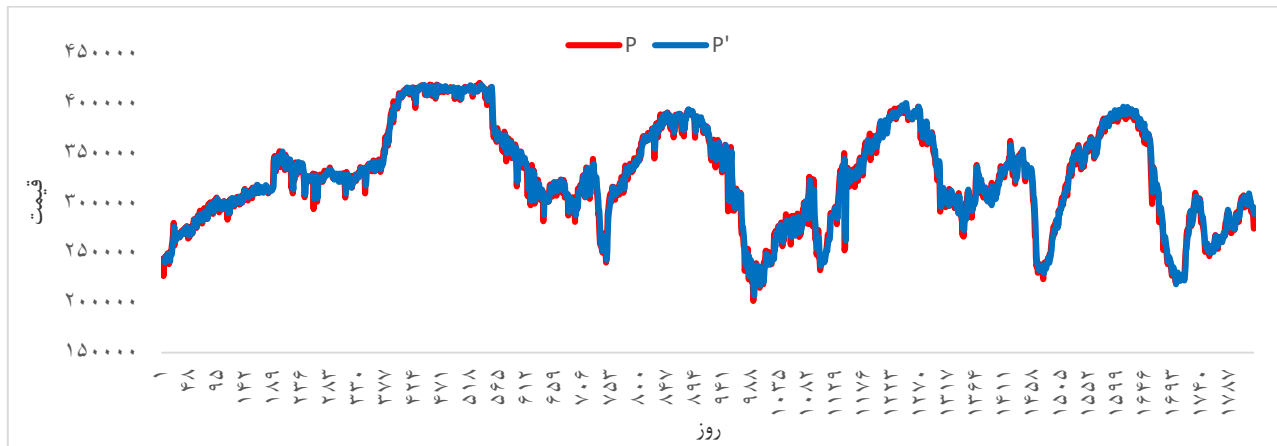
با استفاده از مدل GARCH(۱,۱) مشاهده می‌شود که پسماندهای مدل دارای الگوی نوفه سفید و توزیع نرمال می‌باشد. از آنجایی که ضریب تعیین تعدیل شده برابر ۰,۱۲۳ می‌باشد، نتیجه گرفته می‌شود که ۱۲/۳ درصد از تغییرات در قیمت متوسط موزون روزانه برق با تفاضل مرتبه اول ( $\Delta P_t$ ) توسط مدل فوق تبیین و توضیح داده شده است. در نمودار ۲ تطابق مدل برآوردی  $\widehat{\Delta P}_T$  و قیمت متوسط موزون روزانه برق با تفاضل مرتبه اول ( $\Delta P_T$ ) ترسیم شده است.



نمودار ۲: تطابق مدل برآوردی  $\Delta P_t$  و  $\widehat{\Delta P}_t$

بمنظور نمایش دقت برآورد، با استفاده از رابطه ۴،  $\widehat{\Delta P}$  به  $P'_t$  تبدیل شده است. سپس در نمودار ۳، تطابق  $P'_t$  و سری قیمت اصلی ( $P$ ) ترسیم شده است.

$$\widehat{\Delta P}_t = P'_t - P'_{t-1} \Rightarrow P'_t = P'_{t-1} + \widehat{\Delta P}_t \quad (4)$$



نمودار ۳: تطابق  $P$  و  $P'_t$

### معیار ارزیابی قدرت پیش بینی

معیارهای ارزیابی پیش بینی، مقادیر واقعی و پیش بینی را مقایسه کرده و از این طریق، میزان خطای پیش بینی را اندازه گیری می کنند. از انواع این معیار، میانگین مجذور خطا (MSE)<sup>۱</sup> و میانگین قدر مطلق خطا (MAE)<sup>۲</sup> می باشند که متاثر از واحد اندازه گیری هستند. نظر به بزرگ بودن داده های قیمتی، از معیار میانگین قدر مطلق خطا (MAPE)<sup>۳</sup> برای ارزیابی قدرت پیش بینی استفاده می شود که تحت تاثیر واحد اندازه گیری قرار ندارد. برای محاسبه خطای برآورد سری زمانی قیمت متوسط

<sup>1</sup> Mean Squared Error

<sup>2</sup> Mean Absolute Error

<sup>3</sup> Mean Absolute Percentage Error



موزون روزانه برق با تفاضل مرتبه اول، ابتدا  $\widehat{\Delta P}$  بصورت رابطه ۴ به  $P'_t$  تبدیل شده و خطای پیش‌بینی حاصل از مدل برآوردی با مقادیر واقعی بصورت رابطه ۵ محاسبه می‌شود.

$$MAPE_{P'} = \frac{100 \sum_{t=T+1}^{T+m} \left| \frac{P'_t - P_t}{P_t} \right|}{m} \quad (5)$$

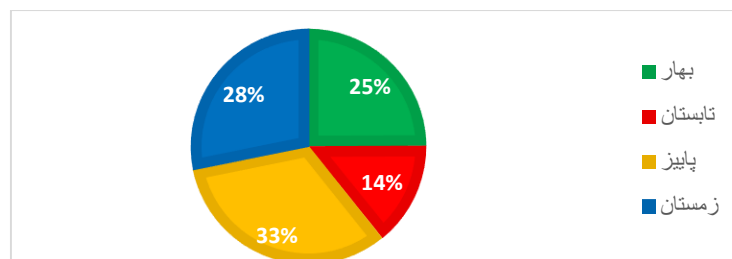
میانگین قدر مطلق درصد خطا برای برآورد مدل مبتنی بر ARMA-GARCH در دوره سالانه متشکل از قیمت متوسط موزون روزانه برق در طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۶ به ترتیب برابر با ۱,۳۷ درصد، ۱,۴۴ درصد، ۲,۴۱ درصد، ۱,۹۲ درصد و ۱,۴۵ درصد می‌باشد. این مقدار در طی دوره پنج ساله برابر با ۱,۷۱ درصد است. میانگین قدر مطلق درصد خطا (MAPE) به تفکیک فصول، سالانه و پنج ساله در جدول ۷ گزارش شده است.

جدول ۷: میانگین قدر مطلق درصد خطا مدل برآوردی آرما-گارچ به تفکیک فصول و سال (برحسب %)

دوره	سال	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵	۱۳۹۶
بهار		۱,۴۵	۰,۹۵	۱,۷۲	۲,۶۹	۱,۶۵
تابستان		۱,۰۳	۰,۶۰	۱,۲۹	۱,۰۸	۰,۸۱
پاییز		۱,۱۷	۲,۳۴	۳,۳۹	۲,۱۹	۱,۹۹
زمستان		۱,۲۷	۱,۹۲	۳,۲۹	۱,۷۳	۱,۳۵
سالانه		۱,۳۷	۱,۴۴	۲,۴۱	۱,۹۲	۱,۴۵
کل پنج ساله				۱,۷۱		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با تجمیع خطای فصول پنج ساله بعنوان یک نکته جنبی می‌توان در نظر داشت، که خطای پیش‌بینی در فصل تابستان از بقیه فصول کمتر می‌باشد. نمودار ۴ نشانگر این مطلب است.



نمودار ۴: تجمیع خطای فصول پنج ساله



به عنوان یک فرضیه می توان مطرح نمود که با توجه به افزایش دما در غالب نواحی کل کشور مصرف برق در اکثر مناطق افزایش یافته است. می توان نتیجه گرفت با افزایش تقاضای مصرف برق در فصل تابستان، دقت پیش بینی مدل افزایش پیدا کرده است.

## نتیجه گیری

برای شرکت کنندگان در بازار برق، پیش بینی قیمت ابزاری مهم در انتخاب استراتژی مناسب است. با توجه به این ایفای نقش مهم، دستیابی به مدل پیش بینی قیمت که دارای دقت و سرعت بالای محاسبات باشد، از اهمیت بسزایی برخوردار است. در پی یافتن مدلی برای پیش بینی قیمت روزانه برق در ایران با لحاظ نوسانات آن، استفاده از مدل گارچ و ترکیب آن با مدل آریما پیشنهاد شد. مدل ترکیبی آریما-گارچ ارائه شده، توانست قیمت متوسط موزون روزانه برق را در بازه اول فرودین ۱۳۹۲ الی بیست و نهم اسفند ۱۳۹۶ با دقت قابل قبولی به تفکیک فصول، سالانه و پنج ساله پیش بینی نماید. می توان نتیجه گرفت، مدل ترکیبی آریما - گارچ برای پیش بینی قیمت متوسط موزون روزانه برق مناسب بوده و دارای سرعت بالای عملکرد است. با توجه به مزیت مدل پیشنهادی ارائه شده در لحاظ نوسانات قیمت متوسط موزون روزانه برق، به عنوان یک پیشنهاد برای پژوهش های آتی، قیاس توانایی این مدل در برابر روش های دیگر پیش بینی قیمت برق نظیر، هوش مصنوعی و شبکه عصبی با بکارگیری پیشنهاد می شود.

## منابع

- ۱- سوری ع، ۱۳۹۱. اقتصاد سنجی جلد ۲، انتشارات فرهنگ شناسی و نور علم، شماره کتاب شناسی ملی ۳۳۹۰۲۰۳.
- ۲- مشهور ا و مقدسی م، ۱۳۸۵. تاثیر تجدید ساختار صنعت برق بر توسعه منابع انرژیهای تجدید پذیر.
- ۳- منظور د و یادی پور م، ۱۳۹۵. ارزیابی و پیش بینی نوسانات قیمت در بازار برق ایران به کمک مدل ARMAX-GARCH. فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی سابق)، دوره ۱۳، شماره ۱، صفحات ۹۷-۱۱۷.
- ۴- منظور د و صفاکیش ا، ۱۳۸۸. پیش بینی قیمت برق در بازار برق رقابتی ایران با رویکرد مدل های سری زمانی، هفتمین همایش ملی انرژی.
- ۵- نشریه آمار تفصیلی صنعت برق ایران ویژه تولید نیروی برق در سال ۱۳۹۵، ناشر شرکت مادر تخصصی توانیر، مرداد ۱۳۹۶ صفحات ۴-۵.
- ۶- نمازی ح، ۱۳۹۱. نظام های اقتصادی، شرکت سهامی انتشار، شابک ۹۷۸-۹۶۴-۳۲۵-۲۶۰-۱.
- ۷- وزارت نیرو، هیات تنظیم بازار برق، ۱۳۸۴. آیین نامه تنظیم تعیین شرایط و روش خرید و فروش برق در شبکه کشور.
- 8- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Journal of Econometrics, 31(3), 307-327.
- 9- Bourbonnais, R (2007) "The Econometrics of Energy Systems", Electricity Spot Price Modeling: Univariate Time Series Approach, New York: Palgrave Macmillan, pp. 51-74





- 10- Catala, J. P. S., Mariano, S. J. P. S., Mendes, V. M. F., & Ferreira, L. A. F. M. (2007). Short-term electricity prices forecasting in a competitive market: a neural network approach. *Elect Power Syst Res*, 77, 1297–1304.
- 11- Conejo, A., Plazas, M., Espinola, R., & Molina, A. (2005). Day-ahead electricity price forecasting using the wavelet transform and ARIMA models. *IEEE Trans Power Syst*, 20(2), 1035–1042.
- 12- Contreras, J., Espinola, R., Nogales, F., & Conejo, A. (2003). ARIMA models to predict next-day electricity prices. *IEEE Trans Power Syst*, 18(3), 1014–1020.
- 13- Garcia, R., Contreras, J., Van Akkeren, M., & Garcia, J. (2005). A GARCH forecasting model to predict day ahead electricity prices. *IEEE Trans Power Syst*, 20(2), 867–874.
- 14- Gonzalez, A. M., San Roque, A. M., & Garcia-Gonzalez, J. (2005). Modeling and forecasting electricity prices with input/output hidden Markov models. *IEEE Trans Power Syst*, 20(1), 13–24.
- 15- Nicholas, B., & James, E. P. (2008). Short term forecasting of electricity prices for MISO hubs: evidence from ARIMA–EGARCH models. *Energy Econ*, 30(6), 3186–3197.
- 16- Razak, A.W.A., Abidin, I. Z., Yap, K. S., Abidin, A. A. Z., Rahman, T. K. A., & Nasir, M. N. M. (2016). A novel hybrid method of LSSVM-GA with multiple stage optimization for electricity price forecasting. *IEEE International Conference on Power and Energy (PECon)*, Melaka (2016), 390–395.
- 17- Tan, Z., Zhang, J., Wang, J., & Xu, J. Day-ahead electricity price forecasting using wavelet transform combined with ARIMA and GARCH models. *Appl. Energy* 2010, 87, 3606–3610.
- 18- Yang, Z., Ce, L., Lian, L., 2017. Electricity price forecasting by a hybrid model, combining wavelet transform, ARMA and kernel-based extreme learning machine methods. *Applied Energy* 190, 291–305.