––Name of Journal–––––––––
Vol(issue), PP.
.atu.ac.ir
DOI:

ATU PRESS

Original Research / Review / ...
Received:
Accepted:
ISSN:
eISSN:

Forecasting electricity demand in Iran: The approach of state-space models and Markov regime switching

Abstract

Forecasting electricity demand is one of the most important issues of the electrical energy system. Considering the structural changes in electricity demand and the stylized facts of electricity consumption in different sectors of demand, forecasting the amount of electricity demand will clarify the prospects of changes in the Iran's electric energy system in the medium and long term. By using new approaches, this prediction will have higher reliability. In this research, using the state-space approach and combining it with Markov regime switching, the main sources of uncertainties were included in the model. By using the data of electric energy feed-in the system to supply electricity demand and the average real price of electricity and temperature and the number of customers in the ten-year period of ۲۰۱۳-۲۰۲۲, the parameters of the model were estimated based on the state-space approach and Markov regime switching. State-space approach in the form of time-varying parameters and Markov switching approach in the form of variance fluctuations were included in the model. The results showed that the model based on this integrated approach gives a more accurate prediction than the classical model of electricity demand. The standard error of the estimated equations is reduced to ۰٫۱ (in the competing model, the standard error of the corresponding equation is ۰٫۰۳, and in the integrated approach, it is ۰٫۰۰۲ for peak and ۰٫۰۰٤ off-peak periods). While this system has a serious challenge in providing electricity demand, the sensitivity of electricity demand to the real price of electricity and temperature changes is decreasing and the demand for marginal costumer is increasing.

Keywords: forecasting electricity demand, state-space model., Markov regime switching, Time-Varying Parameter, uncertainty of electricity demand.

JEL Classification: C۲۲, C۳۲, C۵۱, C۵۳

مقاله پژوهشی/مروری/سخن سردبیر
تاریخ دریافت: ۰۰/۰۰/۰۰؛ تاریخ پذیرش: ۰۰/۰۰/۰۰
ISSN:
eISSN:

--پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران---------
دوره ؟، شماره ؟، نام فصل، سال، ص ص
.atu.ac.ir
DOI:

پیش بینی مقدار تقاضای برق در ایران: رویکرد تلفیقی الگوهای فضا-حالت و انتقال رژیم مارکوف

چکیده

پیش بینی تقاضای برق از مهمترین مسائل سیستم انرژی الکتریکی است. با توجه به تحولات ساختاری تقاضای برق و واقعیتهای شکل گرفته در مصرف برق در بخشهای مختلف تقاضا، پیش بینی مقدار تقاضای برق دورنمای تحولات سیستم انرژی الکتریکی کشور را در میان مدت و بلند مدت روشن خواهد کرد. با بهره گیری از رویکردهای نوین، این پیش بینی از قابلیت اطمینان بالاتری برخوردار می گردد. در این پژوهش با بهره گیری از رویکرد فضا-حالت و تلفیق آن با انتقال رژیم مارکوف، منابع اصلی نااطمینانیها در مدل لحاظ گردید. با استفاده از داده های انرژی الکتریکی ورودی به سیستم جهت تأمین تقاضای برق و متوسط قیمت حقیقی برق و دما و تعداد مشترکین در دوره ده ساله ۱۴۰۱-۱۳۹۲، پارامترهای مدل بر اساس رویکرد فضا-حالت و انتقال رژیم مارکوف برآورد گردید. رویکرد فضا-حالت در قالب پارامترهای متغیرطی زمان و رویکرد انتقال رژیم مارکوف در قالب نوسانات واریانس در مدل لحاظ گردید. نتایج نشان داد که مدل مبتنی بر این رویکرد تلفیقی، پیش بینی دقیقتری نسبت به الگوی کلاسیک تقاضای برق به دست می دهد. خطای معیار معادلات برآوردی به ۰/۱ تقلیل می یابد (در مدل رقیب خطای معیار معادله مربوطه ۰/۰۳ و در رویکرد تلفیقی برای مقاطع اوج ۰/۰۰۲ و خارج اوج ۰/۰۰۴ است). در حالی که این سیستم در تأمین تقاضای برق دچار چالش جدی است، حساسیت تقاضای برق نسبت به قیمت حقیقی برق و تغییرات دما رو به کاهش گذاشته و تقاضای برق مشترک نهایی رو به افزایش است.

کلیدواژه‌ها: پیش بینی تقاضای برق، رویکرد فضا-حالت، انتقال رژیم مارکوف، پارامترهای متغیر طی زمان، نااطمینانی تقاضای برق

طبقه بندی JEL : C۲۲, C۳۲, C۵۱, C۵۳

مقدمه

تقاضای انرژی الکتریکی به بخشهای خانگی، صنعت، تجاری، کشاورزی و ... و بر اساس رویکردی متعارف نواحی باری مصرف به نواحی کم باری، میان باری و پرباری در ساعتهای مشخصی از روز تقسیم و پیش بینی تقاضای برق نیز متأثر از این رویکرد انجام می شده است. ساختار تقاضای انرژی الکتریکی کشور در چند سال گذشته دچار تحولات اساسی شده است. این تحولات ناشی از عوامل اقتصادی-اجتماعی، عوامل زیست محیطی و تغییر اقلیم و تغییر تکنولوژیهای تبدیل انرژی الکتریکی به انرژی مفید بوده است (نمودارها و جداول پیوست). ناتوانی بخش عرضه سیستم انرژی الکتریکی کشور در دنبال کردن این تحولات موجب بروز مشکلاتی در تأمین انرژی الکتریکی در بخشهای تقاضا شده است. تغییر و کاهش ساعت کار ادارات دولتی، اعمال خاموشی، اعمال محدودیت بر صنایع و افت فرکانس از راهکارهای مدیریت تقاضا در سالهای اخیر شده است (پیوست). این تحولات حتی توسعه برخی تکنولوژیهای بخش عرضه همچون نیروگاههای برقابی، نیروگاههای تلمبه ذخیره ای ، تولید پراکنده و ... را با پرسشهای جدی مواجه کرده است. بروز آثار تغییرات اقلیم همچون کاهش بارشها و افزایش دما از یک سو موجب کاهش منابع انرژی اولیه و از سوی دیگر افزایش تقاضای برق شده است (نمودار پ.۱ و پ.۷). از این رو برای مدلسازی ساختار تحول یافته و پیچیده تقاضای برق می بایست از ابزارهای تحلیلی دقیقتری بهره گرفت، تا تعادل پایدار و با قابلیت اطمینان بالایی را برای سیستم عرضه و تقاضای انرژی الکتریکی دست یافتنی ساخت.

گسترش تکنولوژیهای انرژی بر، در کشور، مواجهه با پدیده هایی همچون استخراج رمزارز، پدیدار شدن پیکهای متعدد در ماههای گرم سال (نمودار پیوست)، گسترش ماههای گرم در بسیاری از مناطق جغرافیایی، ظهور حاملهای انرژی مفید جدید، افزایش تقاضای برق برای حمل و نقل، گسترش الزامات قانونی مقررات ملی ساختمان و الزام به استفاده از تکنولوژیهای جدید، تغییر نگرش به ماهیت تقاضای برق و استفاده از ابزارهای تحلیلی دقیقتر را ضروری می نماید. به عنوان مثال (نمودار پ.۱۱)، مواجهه با این پدیده

که در سالهای اخیر مقدار توان مورد نیاز در ساعتهای پیک ماههای سرد سال از مقدار توان بار پایه ماههای گرم سال هم کمتر شده است، این نتیجه حاصل می گردد که دیگر با یک مفهوم ثابت برای پیک در تمام روزهای سال مواجه نیستیم و ساعتهای پیک در طول سال تغییر می کند.

با چشم پوشی از اعمال خاموشیها و افت فرکانس، روند افزایشی مصرف برق تأمل برانگیز است (پیوست). نکته قابل تأمل آن است که در ۶ سال اخیر (از ۱۳۹۷ تا ۱۴۰۲) شاهد تغییر یا کاهش ساعت کاری ادارات در ماههای گرم سال به منظور کاهش تقاضای برق بوده ایم. هم چنین الزام ادارات به تأمین برق در ساعات پیک ظهر با استفاده از برق اضطراری نیز از دیگر اقدامات برای کاهش تقاضا بوده است.

عدم تعادل عرضه و تقاضای انرژی الکتریکی هم به ناتوانی بخش عرضه در توسعه تکنولوژیهای تولید، انتقال و توزیع انرژی الکتریکی مربوط می گردد و هم به عدم پیش بینی دقیق تقاضای برق مرتبط می گردد.

در این پژوهش به بررسی تأثیر انتخاب روش مناسبتر پیش بینی تقاضای برق برای یافتن پاسخ به چرایی تحولات تقاضای برق پرداخته خواهد شد. انتخاب رویکرد فضا–حالت در پیش بینی مقدار تقاضای برق در ایران را می توان به این کاربرد مهم مدلهای فضا–حالت مرتبط دانست که مدلهای فضا–حالت استخراج پارامترهای متغیر طی زمان[۱] از سریهای زمانی تأمین تقاضای برق در سیستم انرژی الکتریکی را ممکن می سازد. با توجه به تغییرات پارامترهای الگوی تقاضای برق در طول زمان و تغییرات ساختاری در تقاضای برق، توسعه مدل فضا–حالت و تلفیق آن با انتقال رژیم مارکوف برای پیش بینی تقاضای برق، می تواند گامی به جلو در پیش بینی تقاضای برق باشد. از این رو پرسش اساسی این پژوهش را می توان چنین مطرح نمود: آیا روش تلفیقی انتقال رژیم مارکوف و فضا–حالت پیش بینیهای دقیقتری نسبت به روشهای مرسوم پیش بینی تقاضای برق ارائه می دهد؟ آیا این رویکرد تلفیقی، می تواند الگویی دقیقتر از تحولات تقاضای برق به دست دهد؟

---

۱. Time-varying-parameter

پیشینه پژوهش

تاکنون مطالعات متعددی با موضوع پیش بینی تقاضای انرژی الکتریکی چه در داخل کشور و چه در خارج کشور انجام شده است. مروری بر یافته‌های برخی مطالعات در سالهای اخیر که مرتبط با مسأله و موضوع این پژوهش است، ضرورت انجام مطالعه حاضر را صحه گذاری می نماید.

محمدی و پژویان (۱۳۷۹) مبانی نظری قیمت گذاری رمزی را ارائه نموده و مورد برآورد تجربی قرار دادند. از نظر ایشان این روش برای انحصارات طبیعی که برای آنها قیمتگذاری هزینه نهایی منجر به کسری می گردد، مناسب است. در این مقاله قیمتهای رمزی خدمات برق برای کاربریهای مختلف خانگی، صنعتی، کشاورزی، تجاری و عمومی محاسبه شده و به وسیله محاسبه تغییرات رفاه، میزان افزایش رفاه ناشی از حرکت از قیمتهای فعلی به قیمتهای رمزی، محاسبه شده است.

فولادی مقدم (۱۳۹۵) بیان می کند که کششهای قیمتی، متقاطع و درآمدی تقاضای برق مبنایی بسیار مهم برای سیاستگذاری و پیش بینی هستند. پارامترهای مولد این کمیت ها ممکن است طی زمان بی ثبات باشند. در این صورت کششهای محاسبه شده به دلیل خطای تصریح ، اریب دار و ناسازگار خواهند بود.

شفیعی (۱۳۹۷) به بررسی تأثیر رژیمهای نرخ حقیقی ارز بر تابع تقاضای برق صنعتی در ایران با رهیافت انتقال رژیم مارکوف در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۷ در دوره های دو ماهه می پردازد. پس از بررسی سریهای زمانی از نظر مانایی، در این تحقیق تأثیر رژیمهای نرخ حقیقی ارز بر تقاضای برق صنعتی تحلیل شده است.

ناگبه و همکاران[۱] (۲۰۱۸) بیان نمودند که در چند سال گذشته آزادسازی بخش عرضه برق، افزایش تنوع وسایل برقی و استفاده از آنها و نیاز به پاسخگویی به تقاضای برق در هر لحظه، پیش بینی تقاضای برق را به یک چالش تبدیل کرده است. برای مواجهه با این چالش راه حلهای بسیاری پیشنهاد شده اند. تقاضای برق با عوامل بسیاری همچون فعالیتهای اقتصادی، نیاز خانگی و منابع جوی مرتبط می شود. همه این عوامل پیش بینی تقاضای برق را دشوار می سازد. برای پیش بینی تقاضای برق برخی روشهای پارامتریک را پیشنهاد کردند که متغیرهای اصلی را تجمیع می کنند که منشاء اصلی تقاضای برق هستند. ایشان

---

۱. Nagbe et al.

پیشنهاد کردند که به منظور پیش بینی تقاضای برق در آینده تنها اطلاعات مصرف برق گذشته جای گرفته در مدل فضا-حالت اتو رگرسیو برداری در نظر گرفته شود. مدلی که ایشان پیشنهاد کردند برای این هدف است، تا در سطح یکپارچه شبکه ملی و منطقه ای به کار رود. برای تخمین پارامترهای این مدل از حداکثر درستنمایی، هموارسازی، آنالیز اجزاء اصلی و فیلتر کالمن استفاده شده است.

کورنیاتی و همکاران[۱] (۲۰۱۸) مدلسازی و پیش بینی مصرف انرژی الکتریکی با استفاده از مدل فضا-حالت برای داده تک متغیره را تشریح کردند. مراحل مدلسازی با انتخاب مرتبه خود همبستگی بهینه آغاز می شود، سپس تعیین بردار حالت از طریق تحلیل همبستگی کانونی، تخمین پارامترها و پیش بینی انجام خواهد شد. یافته این تحقیق نشان می دهد که مدلسازی مصرف انرژی الکتریکی با بهره گیری از مدل فضا-حالت مرتبه ۴ با مقدار متوسط قدر مطلق درصد خطا[۲] ۳/۶۵۵ درصد ، دسته پیش بینی بسیار خوبی است.

هو و همکاران[۳] (۲۰۱۹) معتقدند تضمین پیش بینی پایدار تقاضای برق برای محافظت از منابع مادی از همه چیز مهمتر است. اما به خاطر این که داده های مصرف برق غالبا" از سری های ناپایدار و پیچیده تشکیل می شوند، دستیابی به یک پیش بینی دقیق همیشگی، از روش ساده منفرد بسیار دشوار است. برای بهبود قدرت و دقت پیش بینی تقاضای برق، یک تلفیق تجزیه مد تجربی[۴] و مدل فضا-حالت را پیشنهاد می دهند، که در آن تجزیه مد تجربی، برای تجزیه کل سری زمانی (فیلترینگ نویز) اعمال می شود و مدل فضا-حالت برای پیش بینی زیرسری به کار می رود. پارامترهای مدل فضا-حالت با استفاده از حداکثر درستنمایی توسط فیلتر کالمن بهینه یابی می شوند. در مقایسه با مدل ARIMA و شبکه عصبی مصنوعی، مدل پیشنهاد شده پیش بینی دقیقتر و پایدارتری ارائه می دهد.

لی و همکاران[۵] (۲۰۲۰) در مطالعه خود تأکید نمودند که پیش بینی تقاضای برق نقشی حیاتی در عملکرد سیستمهای قدرت ایفاء می کند. چرا که این پیش بینی می تواند تصمیمات مدیریتی مناسبی برای کلیدزنی بار و شبکه قدرت فراهم آورد. بنابراین مدلهای بسیاری برای تخمین تقاضای برق توسعه یافته اند. در حالی که پیش بینی غیر دقیق تقاضای

---

۱. Kurniati et al.
۲. Mean Absolute Percentage Error
۳. Hu et al.
٤. Empirical mode decomposition
٥. Li et al.

برق می تواند هزینه عملکرد سیستم قدرت را افزایش دهد، که این به معنای اتلاف منابع مالی قابل ملاحظه است. ایشان در مطالعه خود یک چارچوب مدل سازی جدید برای پیش بینی تقاضای برق پیشنهاد نمودند.

چراغی (۱۳۹۹) برای شناسایی کشش قیمتی برق خانگی، از روش شکستگی رگرسیون استفاده کرده است. نتایج این پژوهش نشان می دهد که یک درصد افزایش قیمت برق، به طور متوسط منجر به کاهش مصرف برق به میزان حدود ۰/۴ تا ۰/۷ درصد می شود.

یانگ و پانگ[۱] (۲۰۲۱) با استفاده از آمار رسمی چین از ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۷ با استفاده از مدل ARMA و تحلیل هم انباشتگی مبتنی بر خودرگرسیون برداری، تقاضای برق از ۲۰۱۸ تا ۲۰۲۰ را پیش بینی کردند. علاوه بر این، این مقاله از آزمون ریشه واحد، آنالیز علیت گرانجر[۲]، آزمون جانسن و سایر روشهای آنالیز هم انباشتگی[۳] استفاده کرده است تا عوامل تعیین کننده تقاضای برق چین را به طور عملی مورد مطالعه قرار دهد و تعادل بلند مدتی را استوار سازد و رابطه نوسان آن را بین تقاضای برق و تولید ناخالص داخلی، نرخ شهری شدن، نرخ صنعتی شدن و راندمان استفاده از برق، تبیین نماید. نتایج پیش بینی مورد تحلیل و مقایسه قرار گرفت و توصیه های سیاستی مرتبط ارائه گردید تا منبع و داده های قابل اتکایی برای توسعه آتی صنعت برق چین فراهم گردد.

چن و همکاران[۴] (۲۰۲۲) در مطالعه خود رابطه علت و معلولی پویا بین قیمت انرژی تجدید پذیر و رشد اقتصادی در مورد نروژ، نیوزلند و دو ایالت کانادا را مورد آزمون قرار دادند. یک مدل خود همبستگی برداری مارکوف سوئیچینگ[۵] با پارامترهای کنترل شده توسط زنجیره مارکوف پنهان استفاده گردید تا رابطه علت و معلولی را ممکن سازد.

آسانته و همکاران[۶] (۲۰۲۳) در مطالعه خود بیان می دارند که رفتار پویای مصرف ساعتی برق در طول دوره بحران توان الکتریکی در غنا را با استفاده از مدل خود همبسته مارکوف سوئیچینگ دو مرحله ای و مدل خود همبسته، استخراج نمودند. داده های ساعتی بین دوره زمانی اول ژانویه ۲۰۱۴ و ۳۱ دسامبر ۲۰۱۴ از شرکت شبکه برق غنا گرفته شد و برای این مطالعه مورد استفاده قرار گرفت. با بهره گیری از معیار اطلاعات مختلف مدل

۱. Yang, L. & pang J.
۲. Granger
۳. Co-integration
٤. Chen et al.
٥. Markov-switching vector autoregression
٦. Asante et al.

MS(۲)-AR(٤) به عنوان مدل بهینه انتخاب گردید تا رفتار پویای مصرف برق در دوره بحران توان الکتریکی در غنا را توصیف کند.

مرور بخشی از پیشینه پژوهش به روشنی آشکار می سازد که پیش بینی تقاضای برق به یک چالش تبدیل شده است. این پیش بینی برای حفاظت از منابع، اهمیت روز افزون یافته است. هم چنین نقشی حیاتی در عملکرد سیستم های قدرت ایفاء می کند. غالبا" الگوهای فضا–حالت و ARMA مورد استفاده قرار گرفته است.

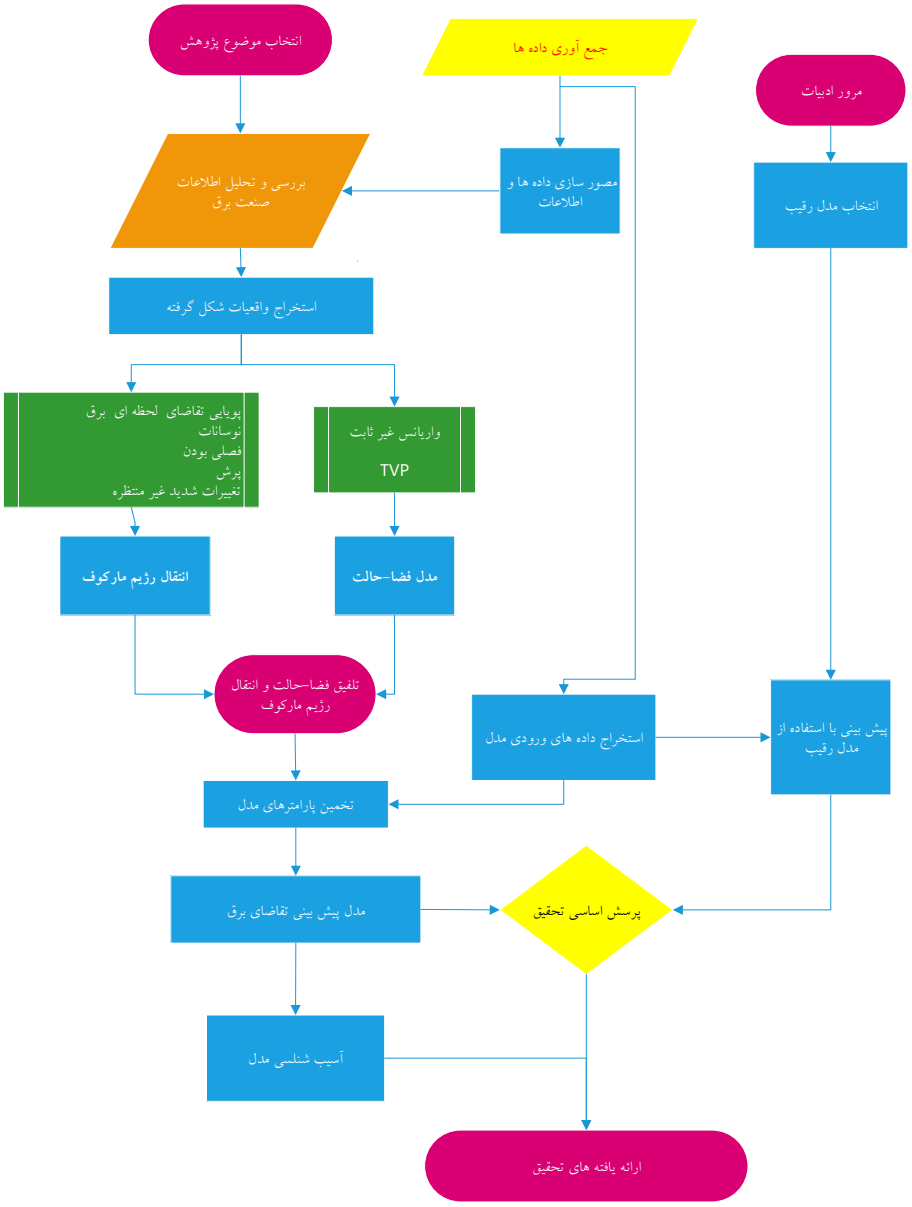
روش

فرآیند این پژوهش در نمودار جریان فرآیند، نمودار۱، به تصویر درآمده است. پس از جمع آوری اطلاعات، مصورسازی آنها انجام شد، تا بررسی و تحلیل داده ها و اطلاعات صنعت برق صورت گیرد (پیوست). سپس واقعیتهای شکل گرفته[۱] در صنعت برق استخراج گردید. با مرور ادبیات مربوطه مدل رقیب برای پیش بینی تقاضای برق انتخاب شد. با استخراج واقعیتهای شکل گرفته، پدیده های نوسانات متغیر، پرش واریانس، پویایی تقاضای برق، فصلی بودن و تغییرات شدید غیر منتظره تقاضای برق مشاهده و توجه به آنها ضرورت یافت. ضرورت لحاظ کردن پارامترهای متغیر طی زمان، به کارگیری رویکرد فضا–حالت و فصلی بودن و پرش و تغییرات شدید و غیر منتظره تقاضای برق، استفاده از رویکرد انتقال رژیم مارکوف را پیشنهاد نمودند. الگوی پیش بینی مقدار تقاضای برق با بهره گیری از رویکرد تلفیقی الگوهای فضا–حالت و انتقال رژیم مارکوف توسعه و با تشکیل داده های ورودی مدل، تخمین پارامترهای مدل انجام شد. هم چنین مدل تکنیک رقیب نیز اجرا و پارامترهای مدل رقیب برآورد گردید. نتایج دو مدل جهت ارائه پاسخ به پرسش اساسی پژوهش مورد مقایسه قرار گرفت. سپس آسیب شناسی الگوها انجام شده و یافته های تحقیق ارائه گردید.

---

۱. Stylized fact

نمودار ۱. جریان فرآیند انجام پژوهش



انرژی الکتریکی به عنوان حامل انرژی ثانویه توسط تکنولوژیهای مختلف بخش تقاضا به انرژی مفید تبدیل می شود. با توجه به سطح فعالیت بسیار پایین تکنولوژیهای ذخیره انرژی الکتریکی در سیستم و ارتباط کامل و مستقیم مصرف و تولید برق، استفاده از داده های انرژی الکتریکی ورودی به سیستم و یا معادل آن، به عنوان داده مقدار تقاضای برق می تواند در نظر گرفته شود. با توجه به کانال کنترل توان اکتیو- فرکانس، انرژی الکتریکی تولیدی در سیستم به محض تولید، مصرف خواهد شد. لذا فرض معادل سازی مقدار تقاضای برق با انرژی ورودی به سیستم، فرضی واقع بینانه خواهد بود. به خصوص با در نظر گرفتن رابطه خطی بین مصرف و تولید و ثابت در نظر گرفتن ضریب تلفات در سیستم، نسبت انرژی ورودی در هر دوره به انرژی ورودی در دوره های قبل برابر با نسبت مصرف هر دوره به مصرف دوره های قبل خواهد بود. طبق قانون بقای انرژی، انرژی تولید شده در سیستم یا توسط بخشهای تقاضا، مصرف یا به صورت خالص صادرات به سیستمهای مجاور صادر و یا در سیستم تلف می گردد.

مهمترین متغیر قابل مشاهده[۱] تولید انرژی الکتریکی در هر ساعت از روز است. این اطلاعات با دقت بالا در سیستم انرژی اندازه گیری می شود. با توجه به گستردگی، پراکندگی و گوناگونی مراکز اندازه گیری مصرف توسط مشترکین، دستیابی به داده های مصرف بسیار پیچیده و با خطا همراه خواهد بود.

در بسیاری از کشورها، روز چهارشنبه روز منتخب کاری ایام هفته است. در تحلیل سیستم انرژی الکتریکی برای سادگی به جای در نظر گرفتن تمام روزهای هفته، معمولاً روز چهارشنبه هر هفته به عنوان روز نوعی آن هفته در نظر گرفته می شود. با توجه به تعطیلی پنج شنبه و جمعه در ایران، می توان روز دوشنبه را به جای چهارشنبه به عنوان روز منتخب هفته در ایران پیشنهاد نمود. اما وجود تعطیلات ۲۷ روزه در تقویم کشور و در نظر گرفتن این نکته که برخی از این تعطیلات دو روز پیاپی را در بر می گیرد، در نظر گرفتن روز دوشنبه می تواند موجب بروز خطا گردد. انتخاب یک روز مشخص بسیار دشوار خواهد شد. از این رو به جای در نظر گرفتن یک روز مشخص از روزهای هفته، یک روز نوعی مورد استفاده قرار می گیرد. به جای در نظر گرفتن تمام روزهای هفته، تنها روز نوعی هفته مدنظر خواهد بود. مصرف ۵۲ روز سال می تواند به عنوان مصرف روزهای سال

۱. Observed variable

در نظر گرفته شود. تغییرات مصرف در ساعتهای روز نوعی هفته های ماههای محدوده مطالعه بر اساس بیشترین مقدار تولید در هر ساعت از روزهای هر هفته انتخاب می گردد. بنابراین اطلاعات ۲۴ ساعت ۵۲ (۵۳) روز نوعی ۱۰ سال (۱۴۰۱-۱۳۹۲) مورد استفاده قرار گرفته است.

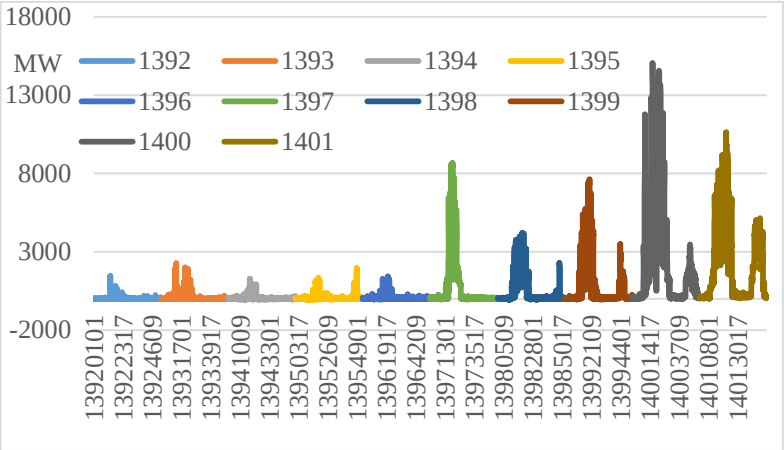
داده های انرژی مورد استفاده در این تحقیق شامل تولید ناویژه نیروگاهها، معادل افت فرکانس، دریافتی برون مرزی، معادل افت فرکانس دریافتی برون مرزی، اعمال مدیریت صنایع و خاموشی است. مجموع شش مورد فوق، کل مقدار تقاضای برق در ۲۴ ساعت روزهای هر سال را نشان می دهد (پیوست).

نمودار۲ قسمت غیرتولیدی از تأمین تقاضای انرژی(توان) الکتریکی در سیستم، شامل معادل افت فرکانس، اعمال مدیریت صنایع و خاموشی را نشان می دهد. تولید ناویژه نیروگاهها و دریافتی برون مرزی را شامل نمی گردد. هدف از ارائه این نمودار تبیین نقش سایر ابزارهای مدیریت بار در تأمین تقاضای برق در سیستم انرژی الکتریکی کشور است. همانگونه که ملاحظه می گردد این شیوه از مواجهه با تقاضای برق توسط حکمرانی صنعت برق رو به افزایش بوده و حتی به حدود ۱۶۰۰۰ مگاوات نیز رسیده است. البته باید در نظر داشت که این ابزارها در مدیریت بار در کنار تغییر ساعت کاری ادارات و اعمال دیگر محدودیتها مورد استفاده بوده اند. ابزارهای غیرتولیدی در ایجاد تعادل بین عرضه انرژی الکتریکی و تقاضای آن از ماههای گرم گسترش یافته و به ماههای سرد نیز رسیده است.

نمودار۳ کل انرژی الکتریکی (توان) ورودی به سیستم برای تأمین تقاضای برق را نشان می دهد. این نمودار تولید ناویژه نیروگاهها، دریافتی برون مرزی، معادل افت فرکانس، اعمال مدیریت صنایع و خاموشی را شامل می گردد. در پیوست اجزاء تأمین تقاضای برق ارائه شده است.

تقاضای برق را می توان بر قالب یک مدل ساختاری در نظر گرفت. در این مدل تقاضای برق به عنوان تابعی از قیمت حقیقی برق، درجه حرارت، روند هفتگی، تعداد مشترکین مصرف برق و قیمت حامل انرژی جایگزین در نظر گرفته می شود.

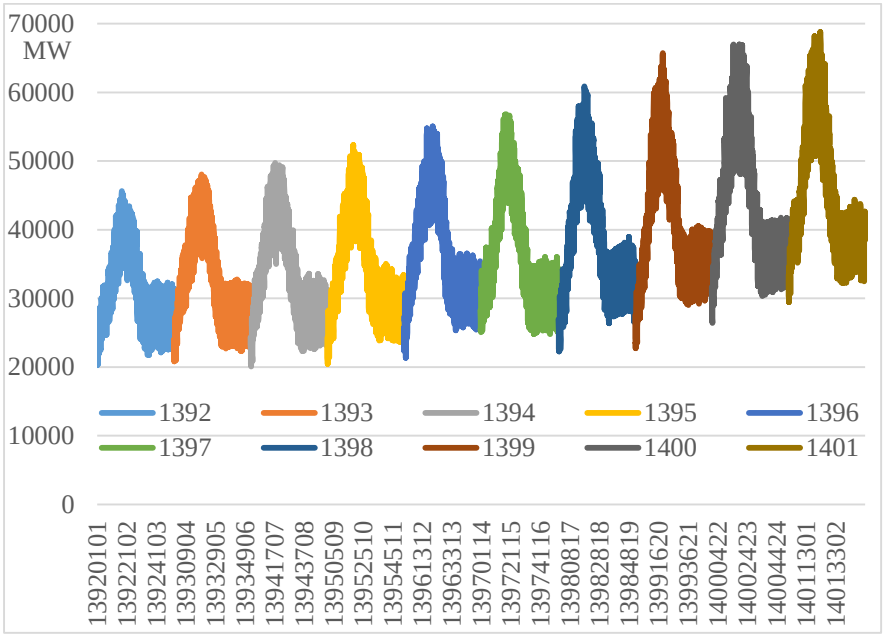
نمودار۲. قسمت غیرتولیدی از تأمین تقاضای انرژی (توان) الکتریکی در سیستم



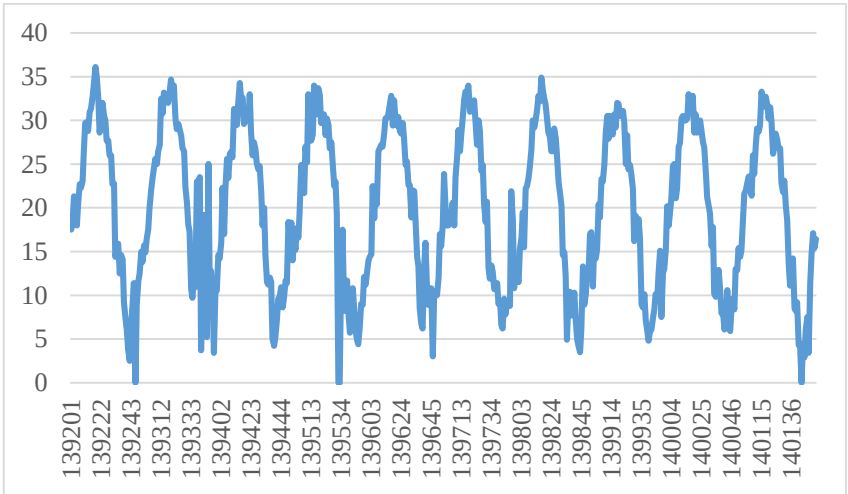
تغییرات دما: عامل دما در تغییرات تقاضای برق به عاملی اساسی تبدیل شده است. مدیریت شبکه به این واقعیت پی برده و همواره با افزایش دما نگران بروز پیکهای لحظه ای و ساعتی شدید است. در این راستا مناطق گرم و مرطوب به لحاظ مدت و دوره زمانی طبقه بندی شده اند. مناطق گرمسیر ۱ و ۲ و ۳ و ۴ طبقه بندی مناطق گرم و مرطوب است. سایر مناطق نیز منطقه عادی در نظر گرفته می شود (جدول و نمودار پیوست). نمودار۴ تغییرات دمای روزهای نوعی ایستگاه هواشناسی سینوپتیکی تهران (ژئوفیزیک) در دوره ۱۰ساله ۱۴۰۱-۱۳۹۲ به عنوان منطقه جغرافیایی با بیشترین مقدار تقاضای برق در کشور را نشان می دهد.

تعداد مشترکین: رشد تقاضای برق را می توان به دو قسمت رشد کمی و رشد کیفی تقاضای برق تقسیم کرد. رشد کمی تقاضای برق ناشی از افزایش تعداد مشترکین است و رشد کیفی به سبب افزایش نوع و سطح فعالیت تکنولوژیهای انرژی مفید در مشترک است. بنابراین می بایست ارتباط تغییرات تقاضای برق با تغییرات تعداد مشترکین جهت سنجش رشد کمی و کیفی تقاضای برق مورد بررسی قرار گیرد.

نمودار **۳**. کل تأمین تقاضای انرژی (توان) الکتریکی سیستم



نمودار٤. تغییرات دمای روزهای نوعی شهر تهران



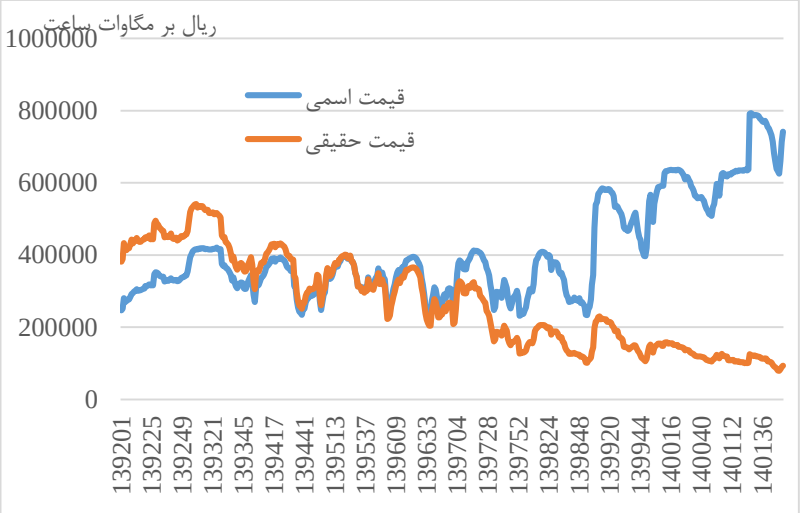
قیمت برق: بازار برق ایران پس از اجرای مدل بازار برق، نرخی را به عنوان قیمت متوسط روزانه برق اعلام می کند. بازار برق با در نظر گرفتن کلیه اطلاعات به خصوص برآورد تقاضای برق این نرخ را محاسبه و اعلام می نماید. این نرخ به عنوان سیگنال قیمتی بخش تقاضا در نظر گرفته شده است. این نرخ مناسبترین نرخ روزانه قابل دسترس در بازار برق محسوب می گردد، که به طور رسمی توسط بازار برق اعلام و بخش عرضه سیستم انرژی الکتریکی آن را دریافت می کنند. تنها نرخ روزانه برق که قابلیت استفاده در این تحقیق را داشته و هماهنگ با انرژی ورودی به سیستم است، متوسط قیمت روزانه است. همان گونه که در نمودار۵ پیوست ملاحظه می گردد گرچه متوسط قیمت برق در بخشهای مختلف به طور سالانه اعلام می گردد اما این قیمت قابلیت استفاده در برابر سری زمانی انرژی ورودی به سیستم را ندارد. با توجه به این که عرضه کنندگان انرژی الکتریکی چند روز قبل، پیشنهاد تولید و قیمت خود را اعلام و مدیریت شبکه بر اساس برآورد خود از تقاضای برق نسبت به پذیرش یا عدم پذیرش آن اقدام و برنامه تولید را اعلام می نماید. لذا متوسط قیمت روزانه به عنوان قیمت تعادل عرضه و تقاضای برق (قیمت مشتق شده[۱]) در نظر گرفته شده است. نمودار۵ متوسط نرخ روزانه برق به قیمت های جاری و متوسط قیمت روزانه به قیمت های ثابت ۱۳۹۵ با استفاده از شاخص بهای کالاها و خدمات عمومی بانک مرکزی را نشان می دهد.

روند هفتگی: نمودار۳ تأثیر روند هفتگی بر مصرف انرژی الکتریکی را به خوبی نشان می دهد. حتی در صورت وجود ریشه واحد، قطعاً شماره هفته در مصرف برق مؤثر است. این که تقاضای برق درکدام هفته از سال مورد سنجش قرار می گیرد، در مقدار تقاضای برق مؤثر است. مصرف برق در هفته های دهم تا سی ام بیشتر و مصرف برق درهفته سی ام تا هفته آخرسال کمتراست.

---

۱. Drive Price

نمودار۵. متوسط قیمت اسمی و حقیقی برق



قیمت گاز طبیعی: قیمت گاز طبیعی در بخشهای تجاری، خانگی و صنعت (نمودار پیوست) فاقد روندی مناسب برای لحاظ کردن متغیر قیمت گاز طبیعی به عنوان جانشین حامل انرژی الکتریکی در مدل پیش بینی تقاضای برق است.

برای سری داده ها باید آزمون ریشه واحد انجام شود. وجود ریشه واحد بیانگر آن است که الگو شبیه گام تصادفی[۱] است. در صورت وجود ریشه واحد، باید از داده ها زدوده شود. این بررسی برای ارتباط تقاضای برق هر دوره با دوره مشابه قبل باید انجام شود. جدول۱ نتایج آزمون ریشه واحد را نشان می دهد. همانگونه که ملاحظه می گردد هر داده با داده ۵۲ دوره قبل خود ارتباط معنی دار داشته و بر اساس نتایج آزمون، وجود ریشه واحد را نمی توان رد کرد. از این رو یک تفاضل ۵۲ تایی باید گرفته شود. تقاضای برق هر دوره نسبت به ۵۲ دوره قبل خود و با تأثیر یک جمله خطا وارد وادی جدید می شود. همانگونه که ملاحظه می گردد آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[۲] انجام شده است.

---

۱ Random walk

۲. Augmented Dickey-Fuller

جدول۱. نتایج آزمون ریشه واحد

Null Hypothesis: DLE52 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.086505	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.444158	
	5% level	-2.867522	
	10% level	-2.570019	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DLE52)
Method: Least Squares
Date: 02/09/24 Time: 13:13
Sample (adjusted): 56 521
Included observations: 466 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLE52(-1)	-0.233806	0.038414	-6.086505	0.0000
D(DLE52(-1))	-0.181473	0.048896	-3.711418	0.0002
D(DLE52(-2))	-0.161150	0.045668	-3.528695	0.0005
C	0.009579	0.002252	4.253390	0.0000

R-squared	0.191299	Mean dependent var	-4.60E-05
Adjusted R-squared	0.186048	S.D. dependent var	0.038560
S.E. of regression	0.034788	Akaike info criterion	-3.870534
Sum squared resid	0.559119	Schwarz criterion	-3.834962
Log likelihood	905.8345	Hannan-Quinn criter.	-3.856534
F-statistic	36.42885	Durbin-Watson stat	1.987433
Prob(F-statistic)	0.000000		

یک مدل اقتصاد سنجی کلاسیک، مدل ARMA ، به عنوان مدل تکنیک رقیب در پیش بینی تقاضای برق انتخاب شده است. با استفاده از داده های ریشه واحد زدایی شده، نسبت به تخمین پارامتر های مدل اقدام شد. نتیجه تخمین پارامترها در جدول۲ ارائه شده است.

جدول۲. نتایج تخمین پارامترهای مدل تکنیک رقیب

Dependent Variable: DLE52
Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
Date: 02/09/24 Time: 12:54
Sample: 53 521
Included observations: 469
Convergence achieved after 26 iterations
Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.040350	0.003455	11.67836	0.0000
AR(3)	0.162826	0.047961	3.394981	0.0007
AR(1)	0.637295	0.032307	19.72649	0.0000
AR(4)	-0.066280	0.048873	-1.356170	0.1757
AR(6)	0.069304	0.037196	1.863209	0.0631
MA(52)	-0.601970	0.032029	-18.79435	0.0000
SIGMASQ	0.000889	4.51E-05	19.70660	0.0000

R-squared	0.621539	Mean dependent var	0.040771
Adjusted R-squared	0.616624	S.D. dependent var	0.048505
S.E. of regression	0.030033	Akaike info criterion	-4.106503
Sum squared resid	0.416711	Schwarz criterion	-4.044554
Log likelihood	969.9749	Hannan-Quinn criter.	-4.082128
F-statistic	126.4554	Durbin-Watson stat	2.023866
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.88	.41-.45i	.41+.45i	-.28-.59i
	-.28+.59i	-.49		
Inverted MA Roots	.99	.98+.12i	.98-.12i	.96-.24i
	.96+.24i	.93-.35i	.93+.35i	.88-.46i
	.88+.46i	.81+.56i	.81-.56i	.74+.66i
	.74-.66i	.66+.74i	.66-.74i	.56+.81i
	.56-.81i	.46-.88i	.46+.88i	.35-.93i
	.35+.93i	.24-.96i	.24+.96i	.12-.98i
	.12+.98i	-.00-.99i	-.00+.99i	-.12-.98i
	-.12+.98i	-.24-.96i	-.24+.96i	-.35-.93i
	-.35+.93i	-.46+.88i	-.46-.88i	-.56-.81i
	-.56+.81i	-.66-.74i	-.66+.74i	-.74+.66i
	-.74-.66i	-.81+.56i	-.81-.56i	-.88+.46i
	-.88-.46i	-.93+.35i	-.93-.35i	-.96+.24i
	-.96-.24i	-.98-.12i	-.98+.12i	-.99

جهت صحه گذاری تخمین انجام شده ضروری است آسیب شناسی مدل تکنیک رقیب انجام شود. جدول۳ نتایج آسیب شناسی مدل تکنیک رقیب را ارائه می دهد. همانگونه که ملاحظه می گردد Q-stat ها معنی دار نبوده و خود همبستگی[۱] ها نزدیک به صفر است. با توجه به جدول۳ مدل تکنیک رقیب به شکل ARMA به صورت قابل قبول، تخمین خورده است.

۱. Autocorrelation

جدول۳. نتایج آسیب شناسی مدل تکنیک رقیب

Date: 02/09/24 Time: 13:12
Sample: 1 522
Included observations: 469
Q-statistic probabilities adjusted for 5 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.013	-0.013	0.0783	
		2	0.024	0.024	0.3590	
		3	-0.008	-0.007	0.3881	
		4	0.004	0.003	0.3939	
		5	0.016	0.016	0.5144	
		6	0.006	0.006	0.5308	0.466
		7	-0.067	-0.068	2.6985	0.259
		8	-0.040	-0.042	3.4560	0.327
		9	0.083	0.086	6.7351	0.151
		10	-0.004	-0.001	6.7424	0.241
		11	-0.069	-0.076	9.0613	0.170
		12	0.013	0.016	9.1461	0.242
		13	-0.009	-0.002	9.1820	0.327
		14	0.022	0.013	9.4163	0.400
		15	0.052	0.048	10.750	0.377
		16	0.073	0.088	13.364	0.270
		17	0.033	0.039	13.880	0.308
		18	0.025	0.004	14.190	0.361
		19	0.014	0.010	14.282	0.429
		20	0.034	0.046	14.840	0.463
		21	0.072	0.071	17.391	0.361
		22	-0.002	0.000	17.393	0.428
		23	-0.003	0.007	17.398	0.496
		24	0.011	0.015	17.458	0.559
		25	0.022	0.016	17.705	0.607
		26	-0.098	-0.102	22.519	0.370
		27	-0.008	0.001	22.552	0.427
		28	-0.039	-0.018	23.318	0.442
		29	0.125	0.125	31.122	0.150
		30	0.013	0.001	31.209	0.182
		31	0.004	-0.002	31.218	0.220
		32	-0.014	-0.010	31.324	0.258
		33	0.077	0.059	34.311	0.191
		34	-0.007	-0.027	34.335	0.227
		35	0.001	0.001	34.336	0.268
		36	-0.032	-0.027	34.869	0.289

کیم و نلسون[۱] (۱۹۹۹) معتقدند که بسیاری از مطالعات این امکان را در نظر نگرفتند که ممکن است بیش از یک منبع برای نااطمینانی وجود داشته باشد. بنابراین آن مطالعات در نظر نگرفتند که نااطمینانی از منابع متفاوت ممکن است آثار متفاوتی بر تصمیم گیری عوامل اقتصادی و به عبارتی فعالیت اقتصادی داشته باشد. بررسی خطاهای پیش بینی استاندارد شده حاصل از به کارگیری مدل پارامترهای متغیر طی زمان نشان می دهد که

۱. Kim C. J. & Nelson C. R.

این مدل به طور کامل برخی از پویایی ها در واریانس شرطی خطای پیش بینی را توصیف نمی کنند. از این رو مدل پارامتر متغیر طی زمان نمی تواند به عنوان مدل مناسب در نظر گرفته شود. چرا که همبستگی سریالی باقیمانده در مجذور خطای پیش بینی استاندارد شده ممکن است به سبب واریانس شرطی در حال تغییر در جمله اختلال e_t باشد. بنابراین در حالی که مدل پارامتر متغیر طی زمان از لحاظ کردن نااطمینانی در حال تغییر به سبب شوک های تصادفی آینده ناتوان است، اما مدل واریانس مارکوف سوئیچینگ با ضرایب رگرسیون ثابت از لحاظ کردن فرآیند یادگیری عوامل اقتصادی ناتوان است. این ملاحظات یک مدل عمومی پیشنهاد می کند که واریانس شرطی در حال تغییر به سبب ضرایب متغیر طی زمان و واریانس ناهمسانی مارکوف سوئیچینگ را در جمله اختلال در بر بگیرد. مدل مورد استفاده جهت تلفیق رویکرد فضا-حالت و انتقال رژیم مارکوف به صورت زیر در نظر گرفته شده است.

$$LE_t=\beta_{0t}+\beta_{1t}\,LP_t+\beta_{2t}TE_t+\beta_{3t}\,W_t+\beta_{4t}\,LCO_t+e_t$$
$$\beta_{it}=\beta_{it-1}+\nu_{it}$$
$$e_t \sim i.i.d.\ N(0,\sigma_{est}^2)$$
$$\nu_{it} \sim i.i.d.\ N(0,\sigma_{vi}^2) \qquad i=0,1,2,3,4$$
$$\sigma_{st}^2=\sigma_0^2+(\sigma_1^2-\sigma_0^2)S_t \qquad \sigma_1^2>\sigma_0^2$$
$$Pr[S_t=1\ I\ S_{t-1}=1]=p_{11}$$
$$Pr[S_t=0\ I\ S_{t-1}=0]=p_{00}$$

LE_t = لگاریتم نسبت مقدار تقاضای برق در دوره t به ۵۲ دوره قبل

LP_t = لگاریتم قیمت حقیقی برق در دوره t

TE_t = دمای شهر تهران در دوره t

W_t = روند هفتگی در دوره t (شماره هفته)

LCO_t = لگاریتم تعداد مشترکین در دوره t

معادله اول تابع تقاضای برق را نشان می دهد. البته در نسخه های اولیه تقاضای برق مورد تخمین، متغیرهای دیگری همچون قیمت گاز طبیعی لحاظ شده بود، اما به دلیل غیر

معنی داری، حذف شده اند. ضرایب مربوطه در مقاطع اوج و خارج اوج در معادله اول متفاوت خواهد بود. معادله دوم، امکان متغیر بودن حساسیت یا واکنش مقدار تقاضای برق را نسبت به متغیرهای مورد نظر در تابع تقاضای برق، نشان می دهد. v_{it} جمله خطای هر یک از ضرایب خواهد بود. e_t جمله خطای معادله تخمینی برق در دو مقطع اوج و خارج اوج است. σ_{st}^2 واریانس رژیمهای مختلف اوج و خارج اوج در تابع تقاضای برق است. p_{00} احتمال گذر بین دو رژیم صفر به صفر و p_{11} احتمال گذر از رژیم یک به یک است. ۱- p_{11} و ۱-p_{00} احتمال گذر از یک رژیم به رژیم دیگر است.

تفاوت عمده آرچ[۱] و واریانس ناهمسانی مارکوف سوئیچینگ آن است که در حالی که واریانس غیر شرطی برای آرچ ثابت است، واریانس غیر شرطی، خود موضوعی برای انتقالها (تغییرات ساختاری) برای واریانس ناهمسانی مارکوف سوئیچینگ است. با در نظر گرفتن واریانس ناهمسانی مارکوف سوئیچینگ در جمله اختلال مدل فوق، در واقع به بخشی از تغییرات در واریانس شرطی خطای پیش بینی به عنوان نتیجه حاصل از تغییرات رژیم درونزا در ساختار واریانس توجه شده است.

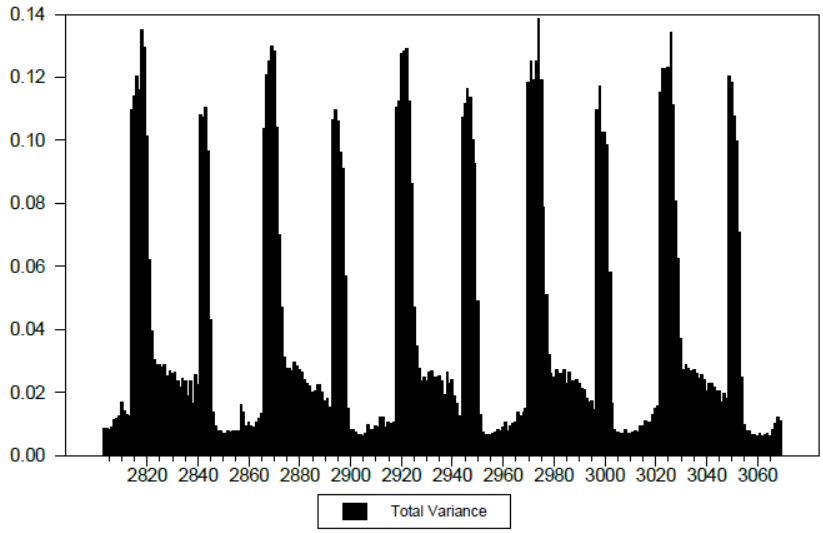
یافته‌ها

نمودار۶ کل واریانس پیش بینی تقاضای برق را در بخشی از ۴۶۹ هفته دوره مطالعه ۱۴۰۱-۱۳۹۲ نشان می دهد. واریانس کل[۲] شکل نوسانی را نشان می دهد. این نمودار در واقع واریانس یا نوسان تقاضای برق است. اینک باید آشکار گردد چه بخشی از کل واریانس در قالب رویکرد مارکوف سوئیچینگ و چه بخشی از آن در قالب رویکرد فضا-حالت قابل توضیح است. لازم به توضیح است که ارقام محور افقی می بایست با سال های محدوده مطالعه انطباق یابد.

نمودار٦. کل واریانس تقاضای برق در بخشی از دوره مطالعه

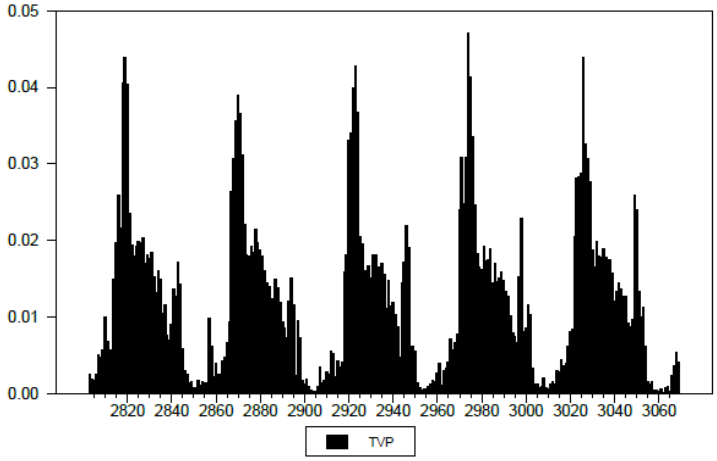
---

۱. Autoregressive conditional heteroskedasticity
۲. Total variance



در نمودار۷ بخش مربوط به پارامترهای متغیر طی زمان ازکل واریانس استخراج شده است. همانگونه که ملاحظه می گردد بدون در نظر گرفتن پارامتر متغیر طی زمان و یا بدون در نظر گرفتن رویکرد فضا–حالت، پیش بینی تقاضای برق، پیش بینی مناسبی نخواهد بود.

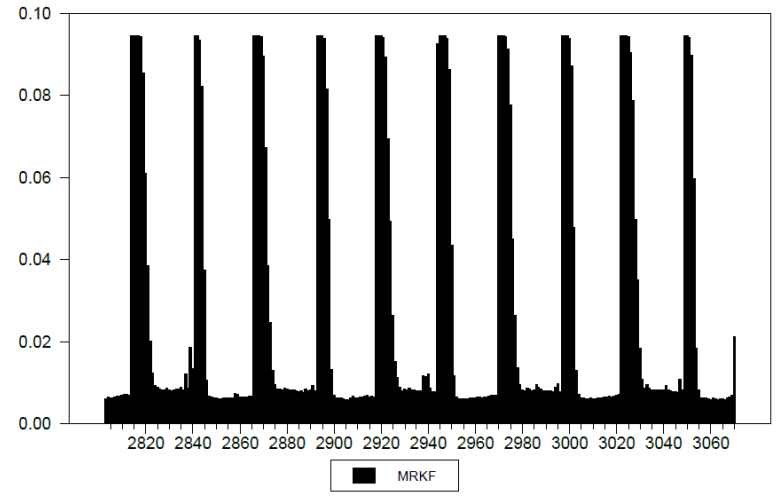
نمودار**۷**. بخش پارامتر متغیر طی زمان از کل واریانس تقاضای برق



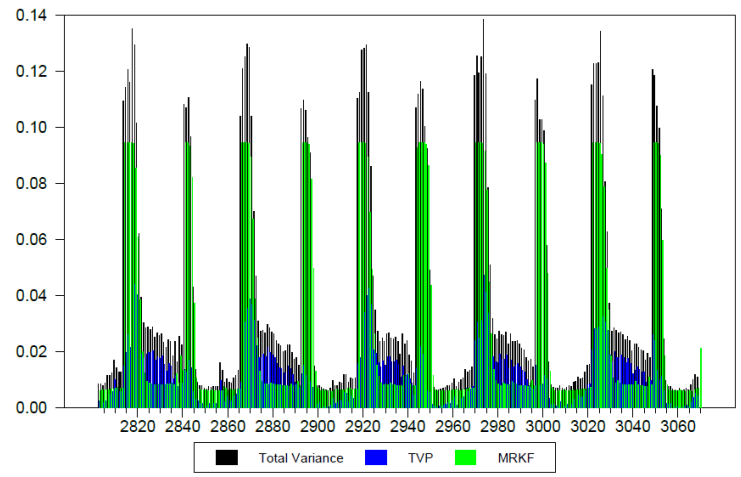
نمودار۸ نشان می دهد که چه بخشی ازکل واریانس مربوط به مارکوف سوئیچینگ است. همانگونه که ملاحظه می گردد در حالی که واریانس ناشی از رویکرد پارامتر متغیر طی زمان درکل هفته های سال پخش شده اند، اما واریانس ناشی از رویکرد مارکوف سوئیچینگ تنها به شکل شاخک هایی بروز می کند. همانگونه که مشاهده می گردد رژیم هایی در مقاطع اوج و خارج اوج هفته های مصرف برق وجود دارند. یک رژیم صفر وجود دارد که مربوط به خارج اوج است و یک رژیم یک وجود دارد که مربوط به اوج است. در رژیم یک شاخک های خیلی بالا قابل مشاهده است.

نمودار۹ به خوبی این موضوع را نشان داده است. در نمودار۹ کل نوسانات به رنگ مشکی نشان داده شده است. قسمت آبی رنگ منسوب به پارامترهای متغیر طی زمان یا بخش فضا–حالت از مدل و قسمت سبز رنگ مربوط به بخش مارکوف سوئیچینگ از مدل است. همانگونه که ملاحظه می گردد در کل سال به خصوص در خارج اوج بخش فضا–حالت بیشتر نقش بازی می کند و تبیین می کند که همچنان که مدل تقاضای برق دارای پارامترهای متغیر طی زمان است، به ویژه در اوج ها مارکوف سوئچینگ نقش بسزایی دارد.

نمودار۸. بخش مربوط به مارکوف سوئیچینگ از کل نوسانات



نمودار۹. کل نوسانات، بخش فضا-حالت و مارکوف سوئیچینگ

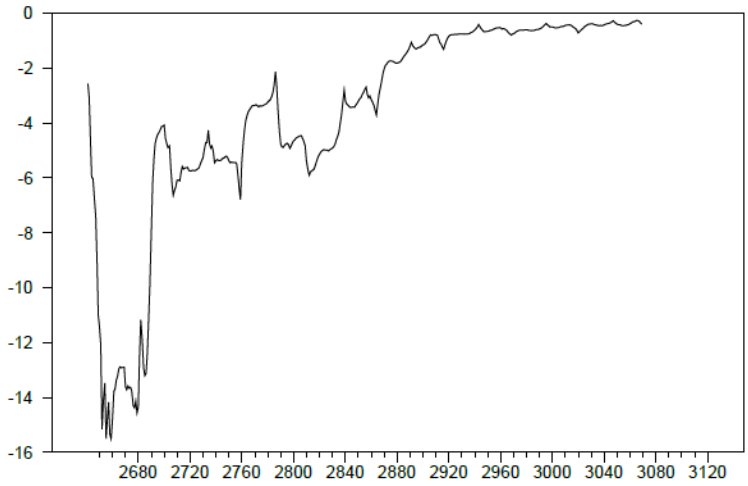


پس از تخمین پارامترها، پارامترهای متغیر طی زمان β_t، بر اساس رویکرد فضا-حالت استخراج شد. نمودار۱۰ تغییرات ضریب متغیر قیمت حقیقی برق β_{1t} را نشان می دهد. همانگونه که ملاحظه می گردد ضریب متغیر قیمت برق منفی است. منفی بودن این ضریب با تئوری تقاضا انطباق دارد و با افزایش قیمت برق، تقاضای برق کاهش می یابد.

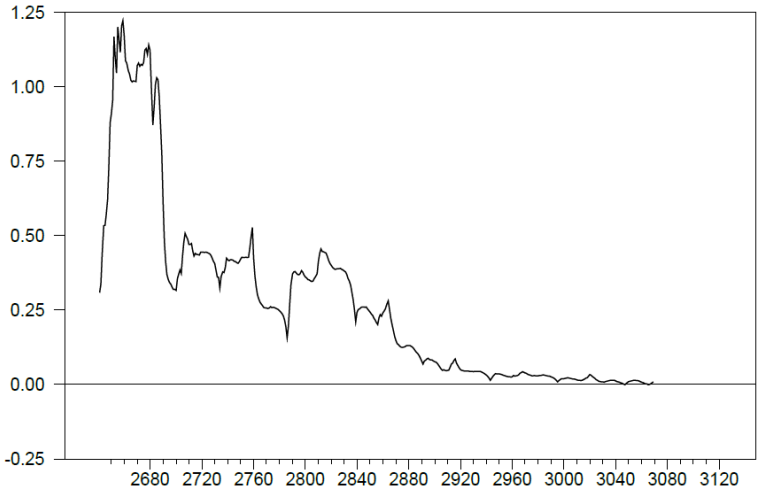
در مقاطع اولیه دوره مورد برآورد، کشش که به طور متوسط حدود ۳- بوده به رقمی کمتر از ۰/۵- تقلیل می یابد . کشش که به طور ذاتی منفی است، با رقم تقریبی متوسط حدود ۳ به رقمی کمتر از ۰/۵ تقلیل می یابد. ضمن اذعان به کم کششتر شدن، رقم قدر مطلق آن بسیار کاهش یافته است.

نمودار۱۱ ضریب متغیر دما β_{2t} را نشان می دهد. همانگونه که ملاحظه می گردد این ضریب مثبت است. اما حساسیت این ضریب در حال کاهش است. به نظر می رسد به خاطر نصب برخی تجهیزات خنک کنندگی و حتی گرمایش، چسبندگی در تقاضای برق ایجاد می شود.

نمودار۱۰. تغییرات ضریب قیمت حقیقی برق

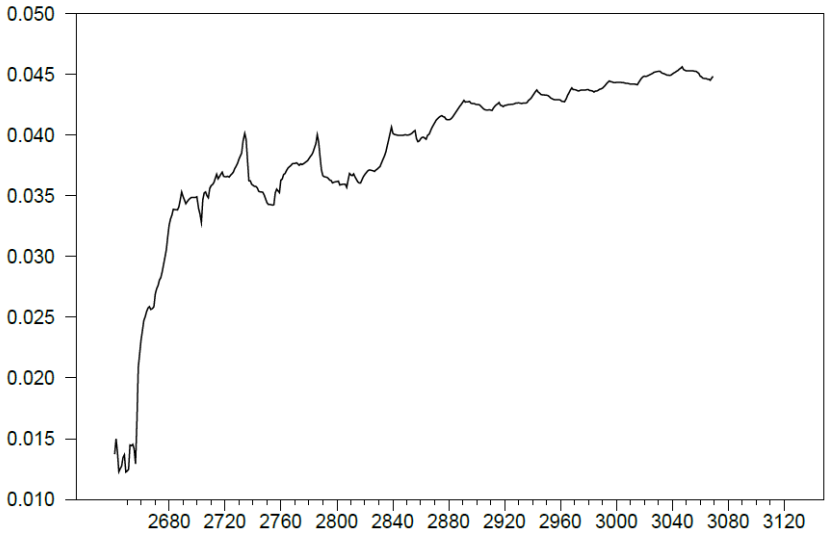


نمودار۱۱.تغییرات ضریب متغیردما



نمودار۱۲ تغییرات ضریب تعداد مشترکین $\beta_{\varepsilon t}$ را نشان می دهد. ضریب متغیر تعداد مشترکین مثبت است و طی زمان در حال افزایش است. به عبارتی با افزایش مشترک جدید، مصرف برق با شدت بیشتری افزایش می یابد.

نمودار۱۲. ضریب متغیر تعداد مشترکین



با مقایسه خروجی مدل تکنیک رقیب و رویکرد فضا–حالت و انتقال رژیم مارکوف پاسخی برای پرسش اساسی این پژوهش قابل ارائه است. در جدول۴ نتایج تخمین مدل فضا–حالت و انتقال رژیم مارکوف مشاهده می شود. مطابق نتایج حاصل از اجرای مدل به صراحت می توان بیان نمود که به کارگیری رویکرد فضا–حالت و تلفیق آن با انتقال رژیم مارکوف پیش بینی دقیقتری از تقاضای برق ارائه می نماید.

جدول۴. نتایج تخمین مدل فضا-حالت و انتقال رژیم مارکوف

MAXIMIZE - Estimation by BFGS				
Convergence in ٦ Iterations. Final criterion was ٠,٠٠٠٠٠٠٠ <= ٠,٠٠٠٠١٠٠				
LOW ITERATION COUNT ON BFGS MAY LEAD TO POOR ESTIMATES FOR STANDARD ERRORS				
Annual Data From ٢٦١١:٠١ To ٣١٢١:٠١				
Usable Observations			٤٥٩	
Skipped/Missing (from ٥١١)			٥٢	
Function Value			NA	
Variable	Coeff	Std Error	T-Stat	Signif
١. SIGMAE(١)	٠,٠٠٢٦٧٤٧٥٠	٠,٠٠٠١٣٨٠١٣	١٩,٣٨٠٤٢	٠,٠٠٠٠٠٠٠٠
٢. SIGMAE(٢)	٠,٠٠٤٥٦٦١٤٦	٠,٠٠١٣٣٦٤٣٢	٣,٤١٦٦٧	٠,٠٠٠٦٣٣٩٢
٣. SIGMAV(١)	٠,٠٢٧٣٥١٥٤٤	٠,٠٠٠٠١٩٢٦٢	١٤٢٠,٠١٠٦٨	٠,٠٠٠٠٠٠٠٠
٤. SIGMAV(٢)	٠,٠٢٥٠٨٥٨٤٣	٠,٠٠٠٦٩٥٤١٨	٣٦,٠٧٣٠٦	٠,٠٠٠٠٠٠٠٠
٥. SIGMAV(٣)	٠,٠٠٢٢٥٢٩٨٤	٠,٠٠٠٠٠١٥٦٠	١٤٤٤,٢٠٧٦٠	٠,٠٠٠٠٠٠٠٠
٦. SIGMAV(٤)	٠,٠٠٠١٦٦٢٨٤	٠,٠٠٠٠٠٢٤١٢	٦٨,٩٣٠٨٥	٠,٠٠٠٠٠٠٠٠
٧. SIGMAV(٥)	٠,٠٠٠١١٠٢٠٣	٠,٠٠٠٠٠٨٥٣٨	١٢,٩٠٧٩٥	٠,٠٠٠٠٠٠٠٠
٨. THETA(١,١)	٣٧,٤٢٩٩٤٧٨٣٢	١٤,٤٦٩٣٥١٤٨٨	٢,٥٨٦٨٤	٠,٠٠٩٦٨٥٩٦
٩. THETA(١,٢)	٤١,٣٣٦٨٠٦٢٢٥	١٦,٣١٨٦٠٦٢٤٦	٢,٥٣٣١١	٠,٠١١٣٠٥٥٨

بحث و نتیجه‌گیری

از یک سو مدل پارامترهای متغیر طی زمان (رویکرد فضا–حالت) از لحاظ کردن نااطمینانی در حال تغییر به سبب شوکهای تصادفی آینده ناتوان است، از سوی دیگر مدل واریانس مارکوف سوئیچینگ با ضرایب رگرسیون ثابت از لحاظ کردن فرآیند یادگیری عوامل اقتصادی ناتوان است. این ملاحظات رویکرد تلفیقی الگوهای فضا–حالت و انتقال رژیم مارکوف را پیشنهاد می کند. عوامل اقتصادی (بخش تقاضا) با استفاده از اطلاعات گذشته نسبت به تغییر پارامتر β_t اقدام می نماید. از سوی دیگر جمله اختلال e_t قرارگیری در رژیمهای اوج مصرف برق و غیر اوج آن را مدل می کند. یافته های پژوهش نشان می دهد که تخمین تقاضای برق باید عنصر پارامتر متغیر طی زمان را داشته باشد. گرچه پارامتر متغیر طی زمان (رویکرد فضا–حالت) باید برای کل طول سال در نظر گرفته شود، اما نقش مارکوف سوئیچینگ باید در تفکیک اوج و خارج اوج تقاضای برق مورد ملاحظه واقع شود.

با توجه به نمودار ۱۰ واقعیتی برای کشور قابل استنتاج است وآن اینکه قدرمطلق ضریب متغیر قیمت حقیقی در حال کاهش است. این موضوع نشان می دهد که حساسیت واکنش تقاضای برق توسط بخشهای مختلف تقاضا نسبت به قیمت حقیقی برق مدام در حال کاهش است. بر اساس الگوی تخمینی این پژوهش و با توجه به این که رقم قدرمطلق کشش قیمتی تقاضای برق رو به کاهش بوده است حساسیت مصرف کننده نسبت به تغییرات قیمتی کمتر و در نتیجه در محدوده قیمتهای فعلی با توجه به تأثیر سایر شرایط، انتظار کاهش در مقدار تقاضا وجود ندارد. با توجه به تأثیر سایر عوامل، مقدار تقاضای برق رو به افزایش خواهد بود.

به علت قیمت حقیقی پایین برق، افزایش قیمت مسکن، افزایش هزینه ساخت و الزامات مقررات ملی ساختمان و دیگر عوامل اقتصادی–اجتماعی، بخشهای تقاضا در طراحی و نصب تجهیزات برقی تصمیماتی گرفته و به آن تجهیزات چسبندگی پیدا کرده اند. شدت مصرف انرژی آنها طی زمان ثابت است. بخش تقاضا با تغییرات کوچک و کوتاه مدت قیمت برق حاضر به تغییر تکنولوژی انرژی مفید نخواهد بود.

به ظاهر حتی در خصوص درجه حرارت هم که باید واکنش آن مثبت باشد، وضعیتی مشابه قیمت حقیقی برق ملاحظه می گردد و حساسیت مردم در این زمینه نیز رو به کاهش

است. به عنوان مثال با تصور این که تکنولوژی مناسب برای تولید انرژی مفید خنک کنندگی و گرمایش داکت اسپلیت است، این تکنولوژی انتخاب شده و در دوره طولانی به کار گرفته خواهد شد.

در سالهای اخیر سطح توقعات و استانداردها به گونه ای تغییرکرده است که مشترک جدید با به کارگیری تکنولوژیهای جدید همچون دربازکن برقی، داکت اسپلیت، آسانسور، پله برقی، پمپ آب، ماشین ظرفشویی، سیستم اعلام و اطفاء حریق، اجاق برقی، کوره القایی، برقی کردن پمپ آب چاههای کشاورزی، ویدئو پروژکتور در بخش آموزش و .... نسبت به مشترکین سالهای قبل نیاز به مصرف برق بیشتر دارند. ضریب تأثیر مشترکین در طی زمان در حال افزایش است. این پدیده نشان از رشد کیفی تقاضای برق دارد. افزایش سطح فعالیت تکنولوژیهای انرژی مفید موجب رشد کیفی تقاضای برق می شود.

با توجه به تحولات ساختاری در تقاضای برق درکشور، به منظور برقراری تعادل در سیستم انرژی الکتریکی کشور نه تنها می بایست از الگوهای پیشرفته در پیش بینی تقاضای برق بهره گرفت، بلکه خط مشی انرژی کشور در توسعه تکنولوژیهای سیستم نیازمند پیش بینی دقیقتر تحولات تقاضای انرژی الکتریکی است. در غیر این صورت تعادل عرضه و تقاضای برق در کشور در سالهای آینده با مشکلات جدی تأمین تقاضای برق همراه خواهد شد.

پیشنهاد می شود برای مطالعات آتی، از سری زمانی برای قیمت مصرف کننده برق به جای قیمت روزانه بازار برق، جهت پیش بینی مقدار تقاضای برق مورد استفاده قرار گیرد.

تعارض منافع

تعارض منافع ندارم.

ORCID

منابع

محمدی، تیمور و پژویان، جمشید. (۱۳۷۹). قیمتگذاری بهینه رمزی برای صنعت برق ایران. فصلنامه پژوهش های اقتصادی.

درون متن: محمدی و پژویان (۱۳۷۹)

شفیعی، سپیده. (۱۳۹۷). تأثیر رژیمهای نرخ ارز بر تقاضای برق صنعتی: رهیافت انتقال رژیم مارکوف، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی، پژوهشکده علوم اقتصادی.

درون متن: شفیعی (۱۳۹۷)

فولادی مقدم، شهاب الدین. (۱۳۹۵). برآورد تابع تقاضای برق خانگی دارای پارامتر متغیر طی زمان رهیافت فضا-حالت، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده علوم اقتصادی.

درون متن: فولادی مقدم (۱۳۹۵).

چراغی، افشین. (۱۳۹۹) تخمین کشش قیمتی تقاضای برق خانگی با استفاده از روش شکستگی رگرسیون. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شریف، دانشکده مدیریت و اقتصاد.

درون متن: چراغی (۱۳۹۹).

شرکت مادر تخصصی توانیر،معاونت تحقیقات و منابع انسانی، آمارهای تفصیلی صنعت برق ایران، سالهای متمادی

معاونت اور برق و انرژی وزارت نیرو، مروری بر ۳۳ سال آمار انرژی کشور ۱۳۹۹-۱۳۶۷ ، زمستان ۱۴۰۱

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی، ۱۴۰۱-۱۳۹۲

شرکت مدیریت شبکه برق کشور، اطلاعات نیاز مصرف برق در پیک

وزارت راه و شهرسازی، دفتر تدوین مقررات ملی ساختمان، مبحث ۱۹ صرفه جویی در مصرف انرژی، سال ۱۳۹۹، مبحث ۱۳ طرح و اجرای تأسیسات برقی ساختمانها ۱۳۹۵، مبحث ۱۵ آسانسورها و پلکان برقی ۱۳۹۲

شرکت مدیریت شبکه برق کشور، اطلاعات تولید ساعتی برق، از سال ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۱

تصویب نامه هیأت وزیران، تعیین الگوی مصرف برق، طبقه بندی مناطق گرم و مرطوب و مدت دوره زمانی آن، مصوب ۱۳۸۶/۰۴/۲۷

سازمان هواشناسی کشور، اطلاعات دما در ایستگاه سینوپتیکی ژئوفیزیک تهران، ۱۴۰۱-۱۳۹۲

وزارت نیرو، معاونت سرمایه انسانی، تحقیقات و فناوری اطلاعات، گزارش عملکرد سال ۱۴۰۱

صنعت آب و برق، مرداد ۱۴۰۲

References

Kim, C. J., Nelson, C. R. (۱۹۹۹). State-Space Model with Regime Switching, Classical and Gibbs -Sampling Approaches with Applications, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England

Narrative citations: (۱۹۹۹) کیم و نلسون[۱]

Li, R., Chen, X., Balezentis, T., Streimikiene, D. & Niu, Z. ۲۰۲۰. Multi-step least squares support vector machine modeling approach for forecasting short-term electricity demand with application. Neutral computing and applications, volume ۳۳, pages ۳۰۱-۳۲۰ (۲۰۲۱).

Narrative citations: (۲۰۲۰) لی و همکاران[۲]

Asante, S., Ofeo, H., Ewura, K., Anipa, P. & Arafat, B. ۲۰۲۳. Modelling the Hourly Consumption of Electricity during Period of Power Crisis

Narrative citations: (۲۰۲۳) آسانته و همکاران[۳]

Chen, Y., Mamon R., Spagnolo, F. & Spagnolo, N. ۲۰۲۲ Renewable energy and economic growth: A Markov-switching approach, Energy

Narrative citations: (۲۰۲۲) چن و همکاران[۴]

Yang, l., Pang, J. ۲۰۲۱.Analysis and Research on Forecasting Electricity Demand Based on ARMA and VAR Model.

Narrative citations: (۲۰۲۱) یانگ و پانگ[۵]

Nagbe, K., Cugliari, J. & Jacques, J. ۲۰۱۸. Short-Term Electricity Demand Forecasting Using a Functional State Space Model, Energies

Narrative citations: (۲۰۱۸) ناگبه و همکاران[۶]

---

۱. Kim C. J. & Nelson C. R.
۲. Li et al.
۳. Asante et al.
٤. Chen et al.
٥. Yang L. & Pang J.
٦. Nagbe et al.

Hu, Z., Ma, J., Yang, L. & Pang, M. ۲۰۱۹. Monthly electricity demand forecasting using empirical mode decomposition-based state space model. Energy & Environment

Narrative citations: هو و همکاران[۱] (۲۰۱۹)

Kurniati, D., Hoyyi, A. & Widiharih, T. ۲۰۱۸.State space model approach for forecasting the use of electrical energy (a case study on: PT. PLN (Persero) district of Kroya). Journal of Physics: Conference Series

Narrative citations: کورنیاتی و همکاران[۲] (۲۰۱۸)

۱. Hu et al.

۲. Kurniati et al.

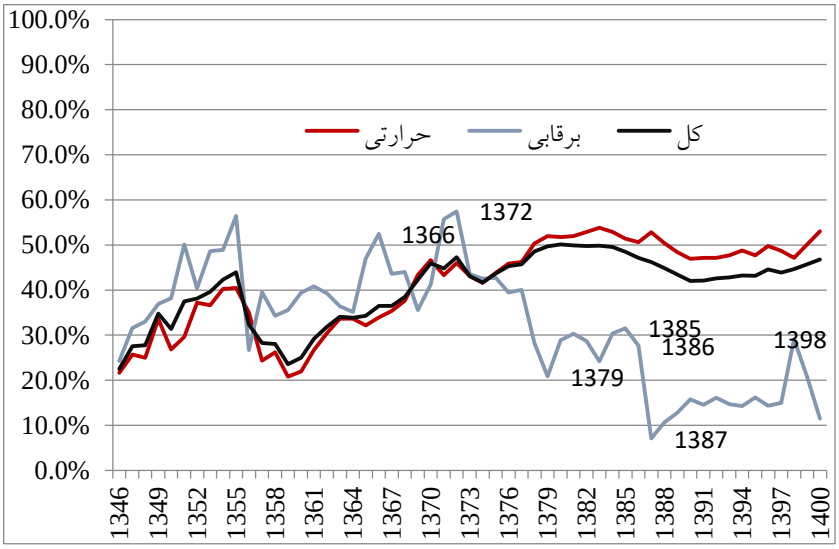
استناد به این مقاله: پرتوی راد و همکاران (۱۴۰۲). پیش بینی مقدار تقاضای برق در ایران: رویکرد تلفیقی الگوهای فضا-حالت و انتقال رژیم مارکوف. *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال(..)، ص آغاز-ص پایان.

Name of Journal is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial ٤,٠ International License.

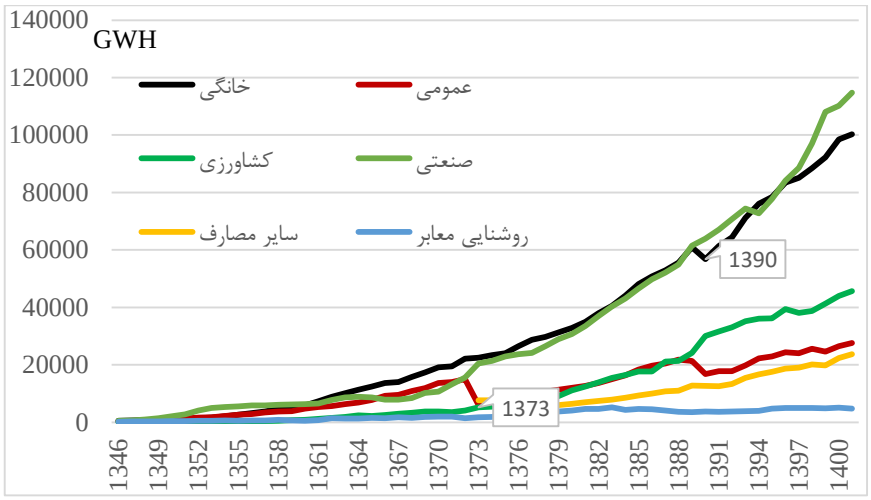
پیوست

نمودارها و جداول ارائه شده در این پیوست با استفاده از اطلاعات و داده های منابع معرفی شده در فهرست منابع فارسی این مقاله، استخراج شده و به تصویر درآمده است.

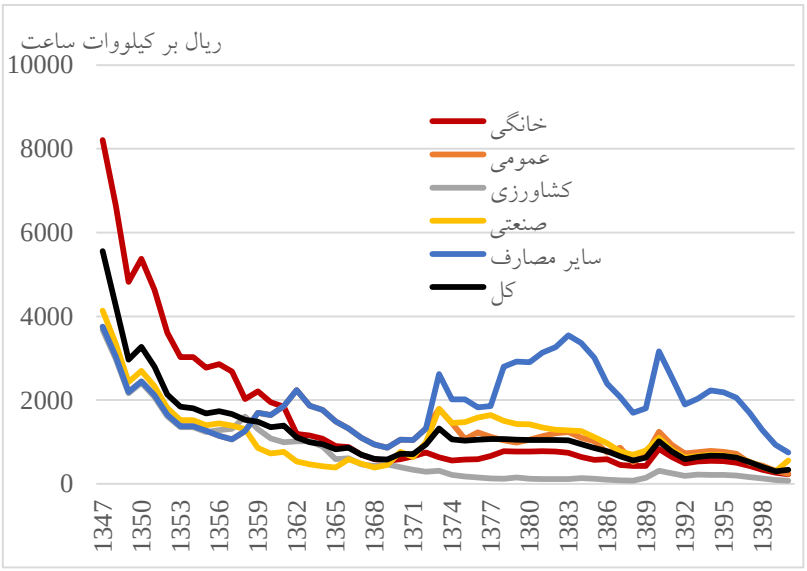
نمودارپ.۱. ضریب کارکرد نیروگاههای حرارتی و برق آبی و کل ظرفیت نیروگاهی کشور



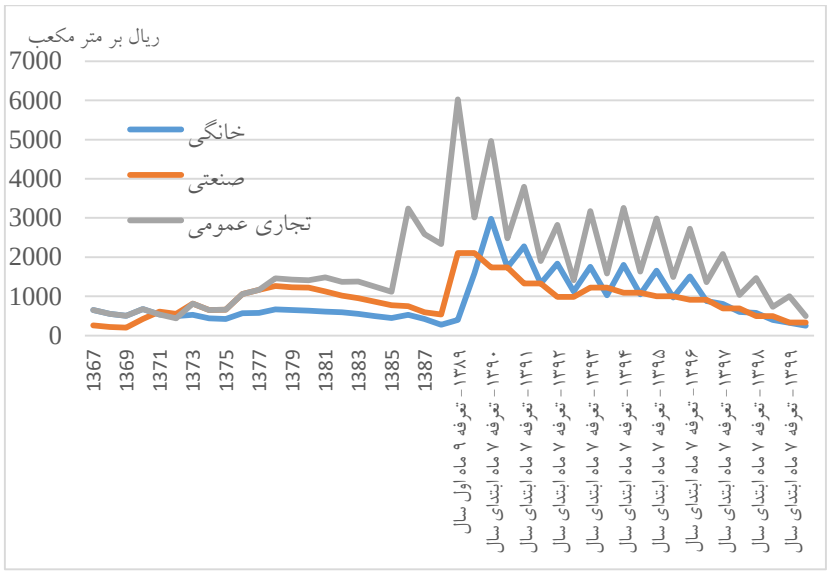
نمودار پ.۲. فروش برق به تفکیک نوع مصرف در کشور



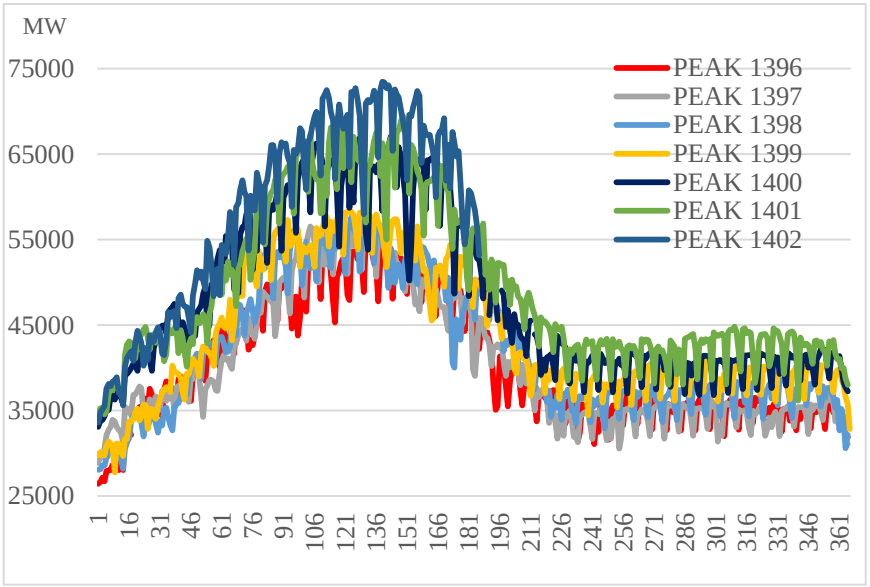
نمودار پ.۳. متوسط قیمت حقیقی برق در بخش های مصرف



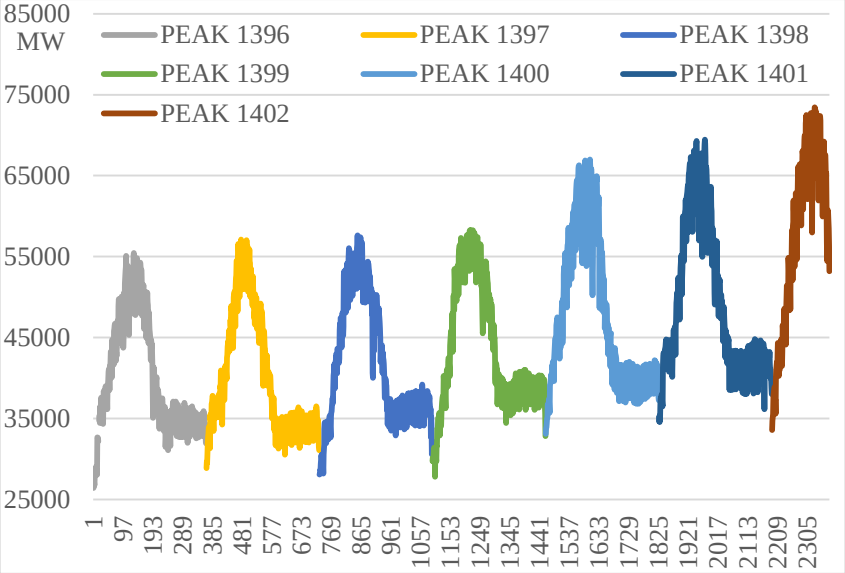
نمودار **پ.٤.** متوسط قیمت حقیقی گاز طبیعی در بخش های خانگی، صنعت و تجاری عمومی



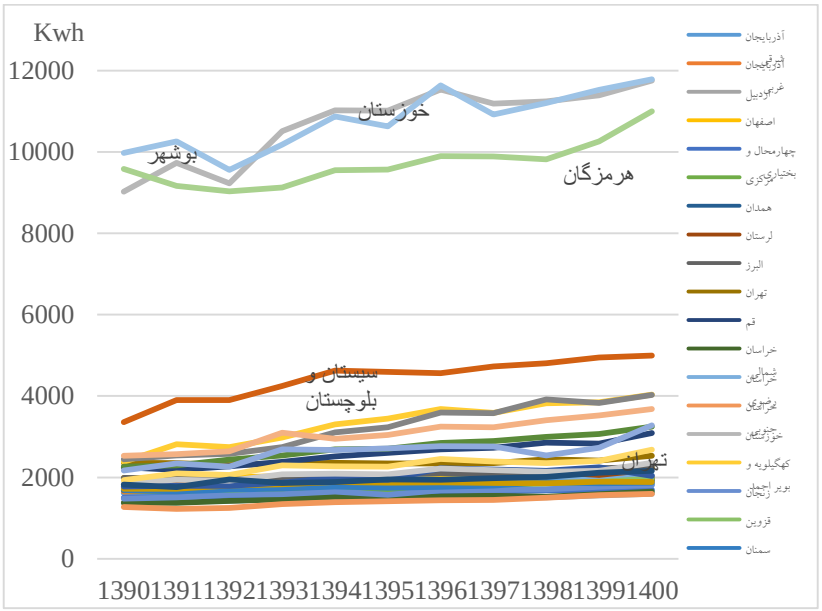
نمودار **پ.٥.** نیاز مصرف برق در پیک در سال های ۱۳۹٦ تا نیمه اول ۱٤۰۲



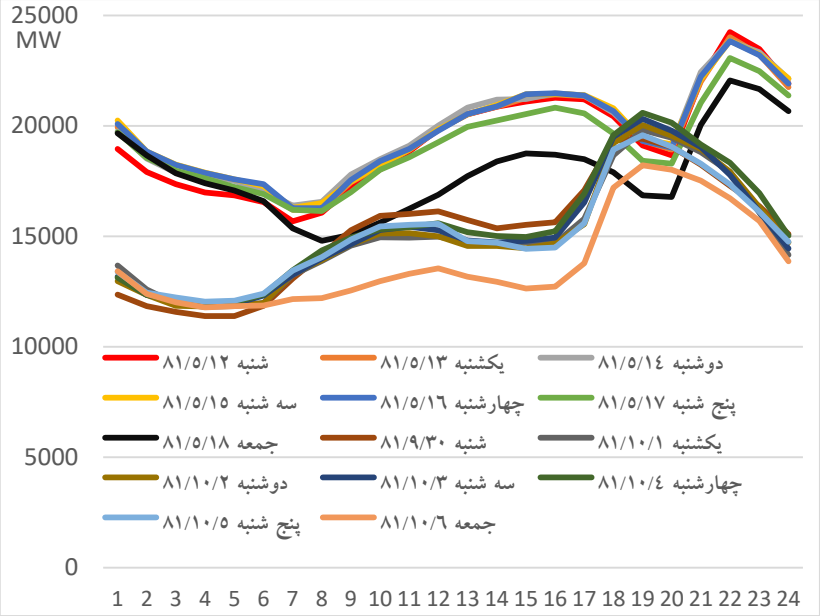
نمودار پ.٦. روند تغییرات پیک شبانه روز در سال های ۱۳۹٦ تا نیمه اول



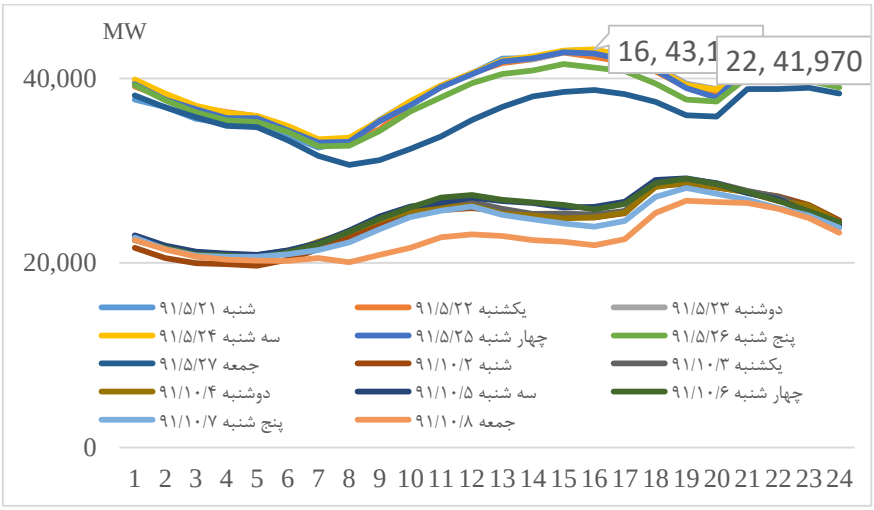
نمودار پ.۷. متوسط مصرف سالانه مشترکین خانگی در استان های کشور در دوره ۱۴۰۰-۱۳۹۰



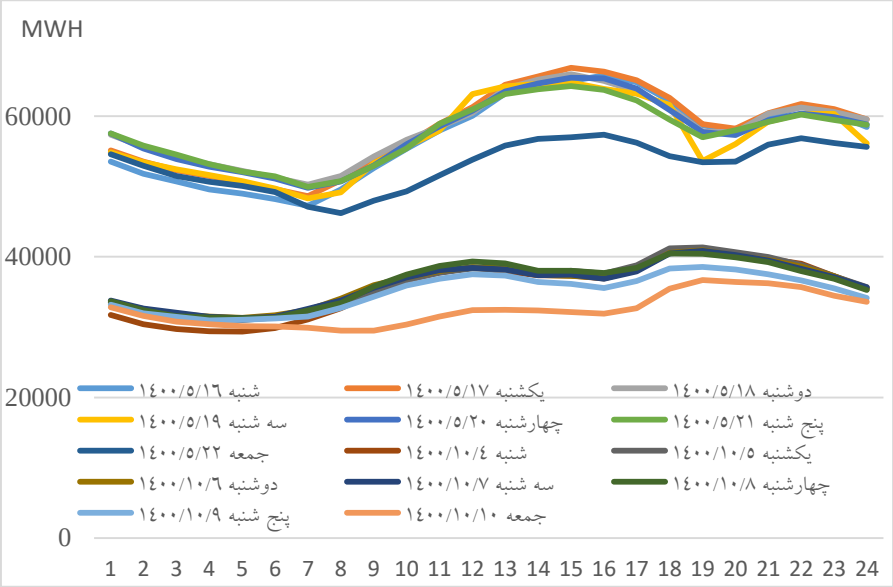
نمودار پ.۸. تغییرات بار در دو هفته سال ۱۳۸۱



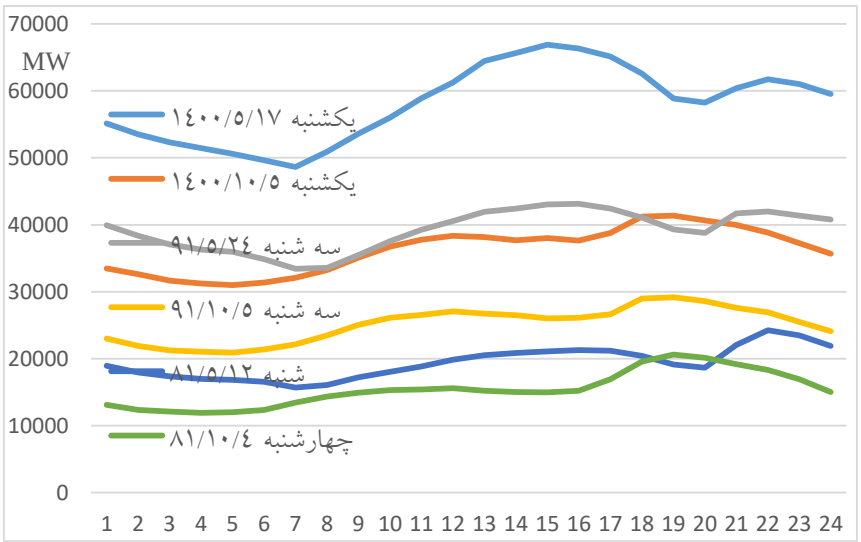
نمودار پ.۹. تغییرات بار در دو هفته سال ۱۳۹۱



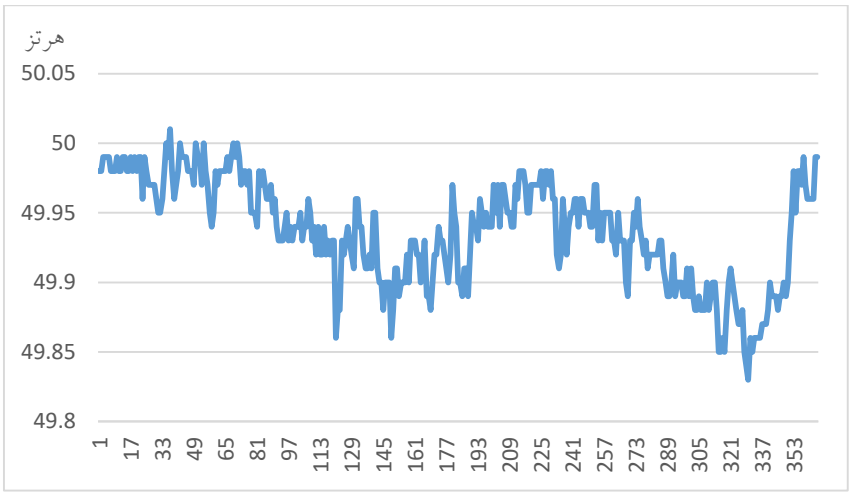
نمودار پ.۱۰. تغییرات تولید در دو هفته منتخب سال ۱۴۰۰



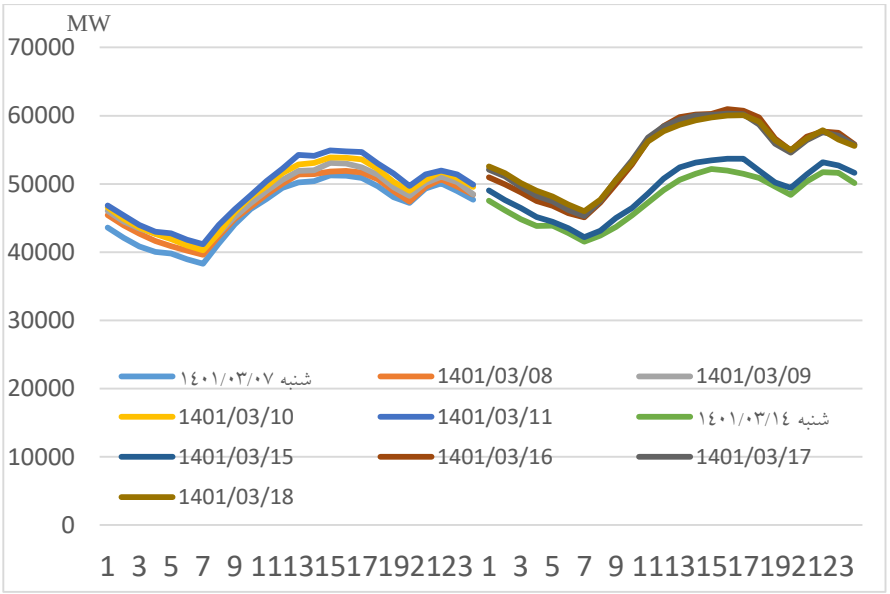
نمودار پ.۱۱. تغییرات بار در روزهای منتخب سال ۱۳۸۱ و ۱۳۹۱ و ۱۴۰۰



نمودار **پ.۱۲**.- فرکانس شبکه در ساعت های پیک سال ۱۴۰۱



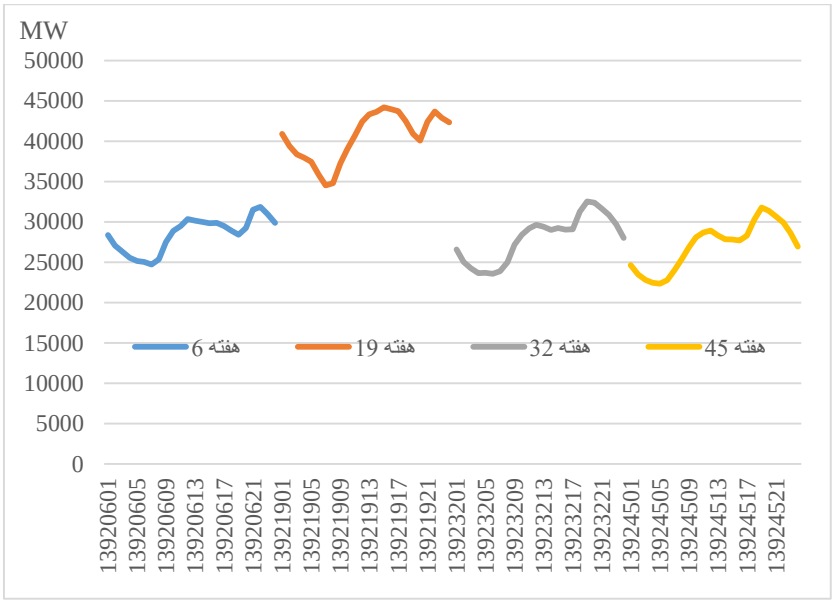
نمودار **پ.۱۳**. تغییرات بار در پنج روز اول هفته دوم و سوم خرداد ۱۴۰۱



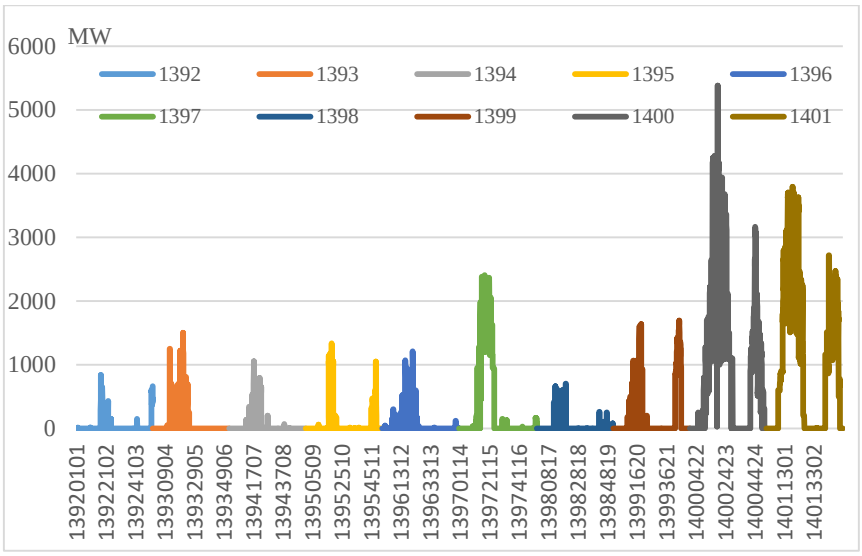
جدول **پ.۱.** اجزای بخش تولید در سیستم انرژی الکتریکی در سال ۱۴۰۰ . ۱۳۹۲

اجزای بخش تولید انرژی الکتریکی	سال ۱۴۰۰		سال ۱۳۹۲	
	مقدار(مگاوات ساعت/مگاوات)	سهم (درصد)	مقدار(مگاوات ساعت/مگاوات)	سهم (درصد)
تولید ناویژه نیروگاه ها	۳۵۶۱۳۶۵۴۵	۹۵,۵۶	۲۶۱۳۶۱۶۷۰,۷	۹۸,۵۹
معادل افت فرکانس	۱۲۴۸۲۶۲	۰,۳۳		
دریافتی برون مرزی	۳۰۵۰۵۹۲	۰,۸۲	۳۷۲۳۵۹۶,۵	۱,۴۰
معادل افت فرکانس دریافتی برون مرزی	۹۸۹۹			
اعمال مدیریت صنایع	۶۷۶۲۵۱۸	۱,۸۱	۸۶۲۱,۱	
خاموشی	۵۴۸۳۶۱۷	۱,۴۷	۹۶۸۵,۴	

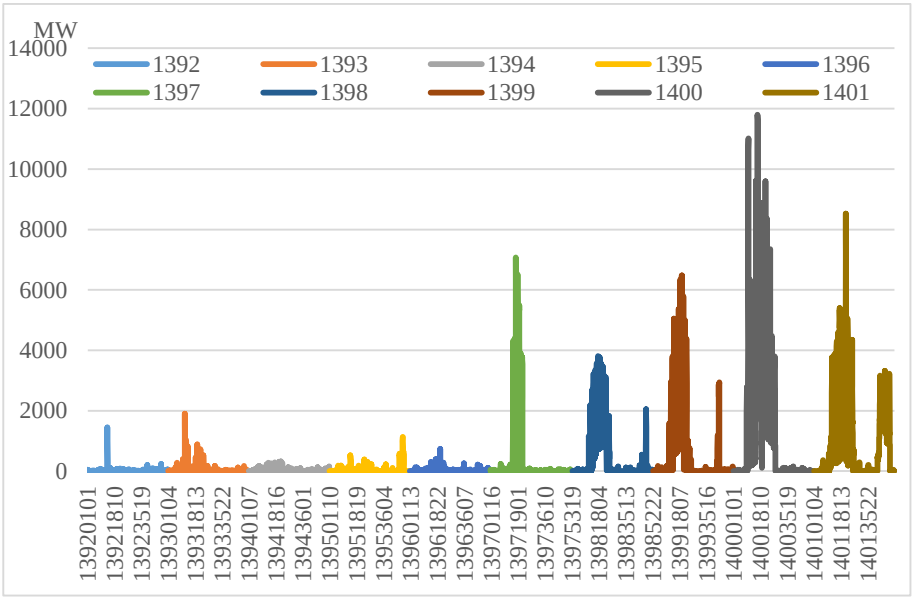
نمودار **پ.۱۴.** تغییرات بار در روز نوعی چهار هفته منتخب سال ۱۳۹۲



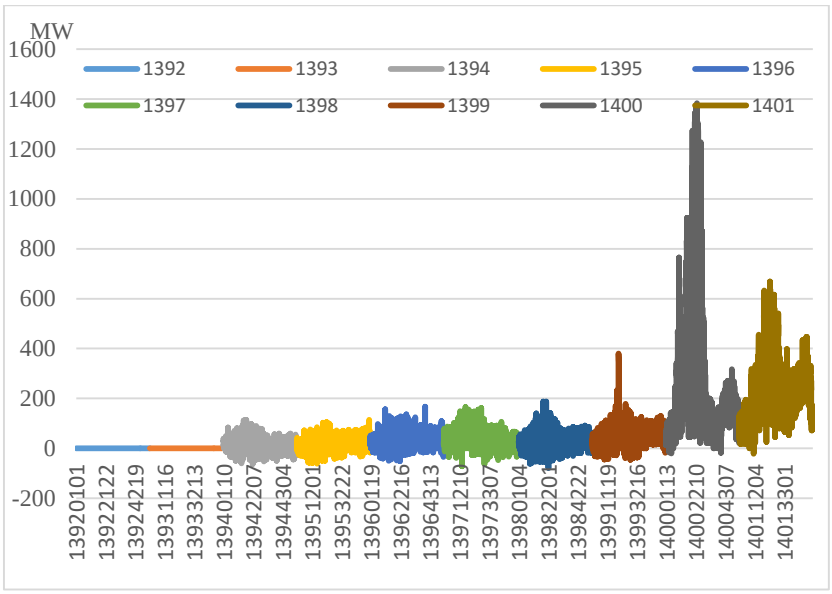
نمودار **پ.۱۵**. اعمال مدیریت صنایع در ساعت های روزهای نوعی از سال ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۱



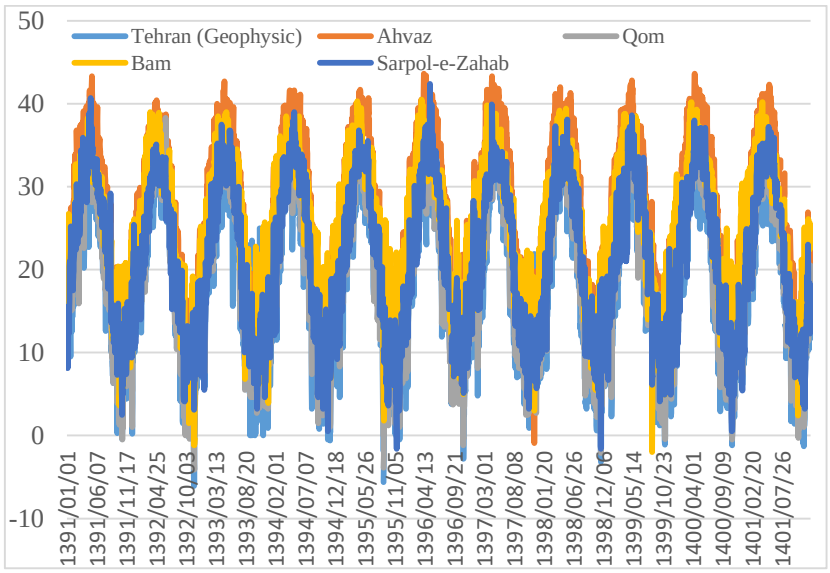
نمودار **پ.۱۷**. خاموشی ها در ساعت های روزهای نوعی از سال ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۱



نمودار پ.۱۸. معادل افت فرکانس در ساعت های روزهای نوعی از سال ۱۳۹۲ تا ۱۴۰۱



نمودار پ.۱۹. تغییرات متوسط دمای روزانه ۵ ایستگاه منتخب



جدول **پ.۲.** طبقه بندی مناطق کرم و مرطوب و مدت و دوره زمانی

منطقه	شهر (ایستگاه سینوپتیکی منتخب)	مدت (ماه)	دوره زمانی
گرمسیر ۱	اهواز	۹	از ابتدای فروردین تا پایان آذر
گرمسیر ۲	سر پل ذهاب	٦	از ابتدای اردیبهشت تا پایان مهر
گرمسیر ۳	بم	٦	از ابتدای اردیبهشت تا پایان مهر
گرمسیر ٤	قم	۲	تیر ماه و مرداد ماه
عادی	تهران	–	–