فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی سال سوم، شماره دوم (پیاپی ۹)، بهار ۱۳۹۷ (صفحات ۹۳ تا ۱۲۲)

پیش‌بینی نوسانات قیمت برق در بازار برق ایران با استفاده از مدل مارکوف سویچینگ گارچ

سیاب ممی‌پور (نویسنده مسئول)
استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد انرژی و منابع، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی
s.mamipoor@khu.ac.ir

فهیمه منصوری
دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی
fahime.mansuri@yahoo.com

علی ناظمی
استادیار اقتصاد، گروه اقتصاد انرژی و منابع، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی
a_nazemi78@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۷/۰۷/۰۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۳

چکیده:

پس از تجدید ساختار بازار برق ایران و تبدیل آن به یک بازار رقابتی که قیمت برق را نیروهای حاکم بر بازار تعیین می‌نمایند، نوسانات قیمتی در این بازار افزایش یافته است. باتوجه به اینکه سری زمانی قیمت‌های بازار برق معمولاً دارای ویژگی‌های پیچیده مانند ناپایداری، شرایط غیرخطی و نوسانات زیاد است، ازاین‌رو هدف اصلی این پژوهش، پیش-بینی نوسانات قیمت برق در بازار برق ایران با استفاده از مدل‌های تک‌رژیمی و چندرژیمی و مقایسه قدرت پیش‌بینی این مدل‌ها در طی دوره زمانی ابتدای فروردین ماه ۱۳۹۲ الی پایان شهریور ماه ۱۳۹۷ است. برای این منظور، از مدل‌های گارچ متقارن و نامتقارن به عنوان مدلسازی تک‌رژیمی و از مدل مارکوف سویچینگ گارچ (MSGARCH) به عنوان مدلسازی چندرژیمی برای پیش‌بینی نوسانات قیمت برق در افق‌های پیش‌بینی کوتاه‌مدت شامل یک‌روزه و پنج‌روزه و افق بلندمدت شامل ده‌روزه و بیست‌روزه با توزیع‌های مختلف استفاده شده‌است. نتایج حاصل از مقایسه خطاهای پیش‌بینی هر یک از مدل‌ها نشان می‌دهد که مدل MSGARCH برای همه افق‌های زمانی، نسبت به مدل‌های تک‌رژیمی از کارایی بیشتری در پیش‌بینی نوسانات قیمت برق برخوردار است. همچنین مقایسه نتایج بین مدل‌های تک‌رژیمی با توزیع‌های مختلف نشان می‌دهد مدل نامتقارن EGARCH نسبت به سایر مدل‌ها عملکرد بهتری داشته و قدرت پیش‌بینی این مدل‌ها به نوع توابع توزیع جملات خطا و افق زمانی پیش‌بینی بستگی دارد.

طبقه‌بندی JEL: C24, C22, Q47

واژه‌های کلیدی: بازار برق، نوسانات قیمت برق، مدل مارکوف سویچینگ گارچ، ایران.

۱. مقدمه

انرژی برق در افزایش رفاه و توسعه اقتصادی کشورها سهم انکارناپذیری دارد. این حامل انرژی به سبب ماهیت ویژه یعنی لزوم تعادل لحظه به لحظه و عدم امکان ذخیره‌سازی در حجم بالا، از سایر حامل‌ها متمایز است. تأمین مطمئن برق به دلیل هزینه‌های سنگین ناشی از قطع آن، همواره از اهداف متعالی مدیران این بخش است.

در گذشته، لزوم سرمایه‌گذاری‌های کلان در زمینه تولید، انتقال و توزیع برق، وجود انحصار دولتی برای این صنعت را توجیه می‌نمود. قیمت برق در بازار انحصاری با توجه به سیاست‌های اجتماعی و صنعتی دولت‌ها و بر اساس قیمت‌های انرژی و میزان بهره‌وری، نوع و ساختار تولید تعیین می‌گردید. این قیمت‌ها توسط نهادهای مسئول کنترل شده و در بلندمدت، غالباً ثابت می‌باشند. در نتیجه ریسک ناشی از نوسانات قیمت برای فعالان بازار برق، بسیار محدود بود. از دهه ۱۹۸۰ میلادی صنعت برق در دنیا در حال تجربه یک تغییر سریع و تجدید ساختار به منظور ایجاد رقابت بین تولیدکنندگان و ایجاد شرایط بازار باز با اهداف مختلفی از جمله کاهش هزینه‌های تولید و توزیع برق، افزایش قدرت انتخاب مشتری، رفع ناکارامدی‌های‌صنعت برق انحصاری، کاهش تصدی‌گری دولتی، جبران کمبود سرمایه‌گذاری توسط بخش دولتی و شفافیت هزینه‌ها به منظور مهیا ساختن شرایط منطقی برای برنامه‌ریزی و گسترش شبکه و تاسیسات برق بوده است. این تحول به سوی بازار رقابتی، تجدید ساختار صنعت برق نامیده می‌شود. البته این مقررات‌زدایی و عبور به سمت بازار رقابتی منحصراً در بخش تولید انرژی صورت گرفته و خطوط توزیع و انتقال برق همچنان به عنوان یک انحصار طبیعی تلقی شده و در انحصار دولت‌ها قرار دارد. در این راستا، بازارهای عمده فروشی و خرده فروشی در بسیاری از مناطق شکل گرفته و بعضی از انواع معاملات برق در این بازارها در حال انجام است. به رغم کمبود نیروی برق در بسیاری از کشورها، دولت‌های بسیاری در حال آزادسازی صنعت برق و تجدیدنظر در مقررات حاکم بر این صنعت به منظور تنظیم قدرت بازار برای فعالان بازار برق و بازتعریف شیوه‌های توسعه صنعت و زمینه‌های سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و روش‌های خرید و فروش کنونی می‌باشند. صنعت برق در مراحل مختلف تجدید ساختار، به صورت انحصار کامل، تشکیل آژانس خرید، بازار عمده فروشی و بازار خرده فروشی سازماندهی می‌شود (منظور و صفاکیش، ۱۳۸۸).

فرآیند مقررات زدایی و شیوه‌های جدید انجام مبادلات در بازار برق موجب نااطمینانی قیمت برای تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان این کالا شده است. بنابراین، یافتن مدل‌هایی

که قابلیت ارزیابی، تخمین و پیش بینی صحیح نوسانات قیمت برق جهت مدیریت ریسک و تصمیم‌گیری را داشته باشند، از ضروریات این بازار به شمار می‌رود (منظور و یادی‌پور، ۱۳۹۵). علاوه بر این، می‌توان اشاره نمود که تغییرات قیمت برق برای برخی مصرف-کنندگان بزرگ که امکان حضور مستقیم در این بازار را دارند بسیار حائز اهمیت است از این رو برای آن‌ها این امکان وجود دارد که بتوانند با پیش‌بینی قیمت برق به کمک روش‌های هوشمند، واکنش مناسب را در مقابل نوسانات قیمت نشان داده و الگوی مصرف خود را بهینه نمایند.

بازار برق ایران از ابتدای سال ۱۳۸۲ به صورت یک بازار متمرکز خرید از تمام تولیدکنندگان شکل گرفته است و پس از آن تلاش شده است مراحل تجدید ساختار و ایجاد فضای رقابتی در صنعت برق کشور صورت گیرد. ساختار بازار برق ایران مدل آژانس خرید می‌باشد که لازم است کلیه خریداران و فروشندگان در بازار برق حضور داشته باشند. آژانس خرید، شرکت مدیریت شبکه برق ایران است که برق را از تولیدکنندگان خریداری کرده و به شرکت‌های توزیع‌کننده جهت توزیع بین مشترکین می‌فروشد. از آنجایی که در شبکه برق ایران در بخش قابل توجهی از سال، ذخیره تولید پایین است می‌بایست تمام واحدهای تولید با آمادگی کامل در شبکه حضور داشته باشند. آمادگی نیروگاه‌ها به صورت تضمینی و انرژی تولیدی آنها در فضای رقابتی خریداری می‌شود. پرداخت به فروشندگان برمبنای روش پرداخت بر مبنای پیشنهاد[1] (تمایزی) و بازار برق ایران بازار عمده فروشی است. نرخ خرید از بازار برق ایران به شکل یکنواخت و بر اساس قیمت تسویه بازار و مدل بازار برق در ایران مدل حوضچه[2] می‌باشد. در این مدل، شرکت در بازار برای کلیه خریداران و فروشندگان اجباری است. از آنجایی که نوسانات عرضه و تقاضا برق نمی‌توانند به وسیله موجودی انبار هموار گردند، قیمت‌های برق در بازار نقدی با ناپایداری بالایی همراه هستند. ضمن اینکه نوسان تقاضا، ساعت به ساعت متغیر و هزینه نهایی تولیدی هر نیروگاه کاملا متفاوت است؛ به طوری که برخی از نیروگاه‌ها فقط در ساعات اوج مصرف وارد مدار می‌شوند و برخی فقط بار پایه را تأمین می‌کنند. لذا به دلیل اهمیت فوق‌العاده تعادل لحظه به لحظه بین عرضه و تقاضا، نگاه یک‌سویه به یکنواخت بودن رفتار قیمت برق، کارشناسانه و اعتمادبرانگیز نیست. لذا بایستی مدیریت مرکزی روشها و تکنیک‌هایی را بکارگیرد تا در پیآمد آن، پیش‌بینی صحیح و دقیقی از نوسانات

1. Pay-as-bid
2. Pool

قیمت برق حاصل شود (منظور و رضایی، ۱۳۹۰).
بنابراین می‌توان استنباط کرد امروزه نوسانات قیمت برق تأثیر بسزایی بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند رفاه عمومی، قیمت سایر حامل‌های انرژی و کلیه صنایع دارد. نتایج پیش-بینی نوسانات قیمت برق عامل اساسی در مدیریت ریسک و بحران و سیاست‌گذاران مالی در این حوزه است. با توجه به تغییر ساختار بازار برق از بازار انحصاری دولتی به بازار رقابتی و افزایش اهمیت انرژی‌های تجدیدپذیر، مدلسازی و پیش‌بینی قیمت کاملا ریسکی و همراه با نااطمینانی برق، برای فعالان بازار انرژی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. همچنین انرژی الکتریکی به عنوان پاک‌ترین نوع انرژی شناخته شده است و آگاهی از قیمت آن بدون شک برای طرفداران محیط زیست حائز اهمیت می‌باشد (نظیفی و همکاران، ۱۳۹۱).
در ایران مطالعات فراوانی درباره مدل های پیش بینی در بازار برق انجام شده است ولی در زمینه پیش‌بینی نوسانات قیمت برق مطالعات معدودی صورت گرفته است و غالب این مطالعات بدون توجه به رفتار متفاوت قیمت برق در وضعیت‌های مختلف اعم از پرنوسان و کم‌نوسان و به صورت تک‌رژیمی انجام شده است. به نظر می‌رسد با توجه به ماهیت ناپایدار و نوسانات جهشی و ناگهانی قیمت برق، مدل‌های تک‌رژیمی قادر به پیش‌بینی نوسانات قیمت برق نباشد. بنابراین مسأله اصلی تحقیق حاضر این است که چگونه می‌توان نوسانات قیمت برق را مدلسازی کرد و قدرت پیش‌بینی مدل‌های تک‌رژیمی (متقارن و نامتقارن) در مقایسه با مدل‌های وابسته به رژیم چگونه است. در ادامه، مقاله به صورت زیر سازمان‌دهی شده است:
در بخش دوم به مبانی نظری و پیشینه تحقیق پرداخته شده است و در قسمت سوم به روش‌شناسی تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش چهارم نتایج و تجزیه و تحلیل یافته‌ها ارائه می‌شود و بخش پنجم و پایانی مقاله نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادات اختصاص یافته است.

۲. شواهد تجربی

۲-۱. مطالعات داخلی

در ایران مطالعات فراوانی درباره مدل‌های پیش‌بینی در بازار برق انجام شده است ولی در زمینه پیش‌بینی نوسانات قیمت برق از جمله با استفاده از روش مارکوف سویچینگ گارچ مطالعه‌ای صورت نگرفته است. برخی از مطالعات و شواهد تجربی مرتبط به اختصار به

شرح زیر گزارش می‌شود.

علومی بایگی و اسماعیلی کلالق (۱۳۸۶)، قیمت خرید انرژی الکتریکی در بازار برق ایران را با روش شبکه‌های عصبی پیش‌بینی کردند. آنها برای کاهش خطای پیش‌بینی این روش را در دوحالت ارزیابی کردند. در حالت اول فقط قیمت به عنوان متغیر ورودی در نظر گرفته شده و در حالت دوم بار مصرفی و قیمت به عنوان ورودی در نظر گرفته شد. در نهایت نتایج این روش با روش سری‌های زمانی مقایسه شده و شرایط استفاده مناسب از هر دو روش تعیین گردیده است.

اسماعیلی کلالق و همکاران (۱۳۸۵)، قیمت انرژی الکتریکی در بازار برق ایران مورد بحث و بررسی قرار می‌دهد. مدل‌های کم باری، بار متوسط و بار پیک با تحلیل توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی داده به ترتیب با مدل‌های ARIMA(1,1,1)، ARIMA(2,1,1) و ARIMA(0,1,1) تعیین شده است. در مدل ۲۴ ساعته از داده‌های ۲۴ ساعت دو ماه متوالی استفاده شده‌است. تحلیل توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی مدل AR(2) با دوره تناوب ۲۴ ساعته را برای این مدل پیشنهاد می‌نماید. مقایسه نتایج پیش‌بینی مدل‌های مختلف نشان می‌دهد که درصد خطای پیش‌بینی مدل ۲۴ ساعته بیشتر از درصد خطای پیش‌بینی مدل‌های تک‌ساعته است. ولی از آنجا که این اختلاف خطا، ناچیز بوده صرف زمان زیاد جهت استفاده از مدل‌های تک ساعته مقرون به‌صرفه نمی‌باشد.

منظور و صفا کیش (۱۳۸۸)، با هدف پیش‌بینی قیمت لحظه‌ای برق و ارائه مدلی جهت پیش‌بینی قیمت برق در بازار ایران، در کوتاه‌مدت و میان‌مدت، با درنظر گرفتن خصوصیات منحصر بفرد کالای برق، در این زمینه بحث و بررسی کردند. در مطالعات آنها کارایی مدل‌های گارچ نسبت به سایر مدل‌های سری زمانی به اثبات می‌رسد.

ناظرکاخکی و همکارانش (۱۳۹۲)، به منظور پیش‌بینی کوتاه‌مدت قیمت بازار از اطلاعات روزهای مشابه و نیز روزهای پیشین استفاده کردند. ایده اصلی در این مقاله ارائه مدلی هوشمند برای پیش‌بینی قیمت تسویه بازار با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی بر پایه الگوریتم هیبریدی ژنتیک و ازدحام ذرات[1] است. نتایج این تحقیق نشان دهنده قابلیت بالای مدل هیبریدی در مقایسه با شبکه‌های عصبی مرسوم است.

درودی و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه‌ای با استفاده از سه روش شبکه‌های عصبی مصنوعی

1. Hybrid Genetic Algorithm and Particle Swarm Optimization

چند لایه (ANN[1])، سیستم استنتاج تطبیقی فازی-عصبی (ANFIS[2]) و روش میانگین متحرک خودرگرسیون (ARMA[3]) به مقایسه دقت پیش‌بینی قیمت برق پرداختند و در ادامه با ترکیب این سه روش به عنوان روش پیشنهادی، نتیجه گرفتند نتایج حاصل از روش پیشنهادی برای داده‌های قیمت بازار برق اسپانیا از تک‌تک روش‌های مورد اشاره بهتر است.

شایقی و همکاران (۱۳۹۴) با استفاده از روش ترکیبی شبکه عصبی بهبودیافته مبتنی بر تبدیل موجک و روش آشوبناک جستجوی گرانشی، به پیش‌بینی قیمت روزانه برق در بازار ایران و اسپانیا پرداختند. نتایج این تحقیق حاکی از دقت بالا و خطای کمتر مدل پیشنهادی در پیش‌بینی قیمت برق در بازارهای مورد بررسی است.

محسنی و همکاران (۱۳۹۵) با بهره‌گیری از تبدیل موجک، تبدیل کسینوسی گسسته، ماشین بردار پشتیبان و شبکه فازی عصبی مدلی جدید با ساختار قوی و بدون استفاده از مدلهای محاسباتی سخت به پیش بینی قیمت برق در بازار برق اسپانیا پرداختند. مقایسه نتایج این مطالعه با نتایج برخی دیگر از روش‌های موجود، نشانگر توانمندی روش مورد استفاده در زمینه پیش بینی سری‌های زمانی مربوط به قیمت برق است.

منظور و یادی پور (۱۳۹۵) با تاکید بر ضرورت پیش‌بینی صحیح نوسانات قیمت برق جهت مدیریت ریسک و تصمیم گیری، مدل خودرگرسیون میانگین متحرک (ARMAX) همراه با مدل خودرگرسیون میانگین شرطی تعمیم یافته (GARCH) را پیشنهاد دادند و نتیجه گرفتند نتایج به دست آمده ARMAX-GARCH می‌تواند برای مدیریت ریسک در این حوزه مورد استفاده قرار گیرد.

۲-۲. مطالعات خارجی

هیوسمن و ماهیو[4] (۲۰۰۳)، برای پیش‌بینی تغییرات ناگهانی قیمت در بازار برق آلمان، هلند و آمریکا از مدل‌های وابسته به رژیم[5] استفاده کردند. آنها پی بردند که این مدل‌ها بهتر از مدل‌های تغییرپذیری شرطی سنتی عمل می‌کنند.

چان و گری[6] (۲۰۰۶)، برای پیش‌بینی ارزش در معرض خطر[7] قیمت روزانه برق از

1. Artificial Neural Networks
2. Adaptive Neuro-Fuzzy Inference System
3. Auto-Regressive Moving Average
4. Huisman and Mahieu
5. Regime switching models
6. Chan and Gray
7. Value-at-Risk

مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی نمایی تعمیم‌یافته(EGARCH[1]) و نظریه ارزش فرین (EVT[2]) استفاده کرد و به این نتیجه رسید که مدل‌هایی که بر مبنای EVT هستند خروجی و عملکرد بهتری در مقایسه با سایر مدل‌ها دارند.

چان و همکارانش[3](۲۰۰۸)، از مدل پرش-انتشار [4] برای پیش‌بینی نوسانات قیمت برق بازار استرالیا استفاده کردند. نتایج حاکی از آن است که این رویکرد تکنیک موثری برای مطالعه رفتار نوسانات قیمت برق است.

اسکلوتر[5](۲۰۱۰)، به منظور پیش‌بینی تغییرات ناگهانی و نامتقارن رخ داده در قیمت برق از مدل موجک استفاده کردند. آنها برای جداسازی نوسانات کوتاه‌مدت و بلندمدت، از یک رویکرد تبدیل موجک بهره جستند و به این موضوع پی بردند که مدل مذکور به جهت اینکه قیمت‌های بالا و پایین خوشه را در نظر می‌گیرد، عملکرد بهتری دارد.

ژانگ و تان[6] (۲۰۱۳)، مدل گارچ نمایی را برای پیش‌بینی قیمت یک روز بعد برق بکار گرفت. وی در مطالعه خود از قیمت تسویه بازار برق کشور اسپانیا استفاده کرد. نتایج تجربی نشان می‌دهد که مدل مذکور خروجی بهتری در مقایسه با سایر تکنیک‌های دیگر دارد.

گارسیا مارتز[7] و همکارانش (۲۰۱۳)، با بهره‌گیری از مدل‌های سری زمانی GARCH به پیش‌بینی نوسانات قیمت برق بازار استرالیا پرداختند. نتایج بدست آمده حاکی از آن است که مدل مذکور تفسیر اقتصادی بهتری نسبت به سایر مدل‌های پیش‌بینی به دست می‌دهد و برای مدیریت ریسک بازار انرژی و بهینه سازی سبد سهام مناسب‌تر است.

لیو و شی[8](۲۰۱۳)، ده مدل مختلف را به منظور پیش‌بینی نوسانات ساعتی قیمت برق بازار کالیفرنیا پیاده‌سازی کردند. نتایج نشان می‌دهد که این نوسانات غیرخطی و نامتقارن هستند و از الگوی رفتار قیمت روزانه، هفتگی و ماهانه پیروی می‌کنند. آنها همچنین دریافتند که مدل ARMA ابزار موثرتری برای پیش‌بینی میانگین و نوسانات قیمت برق است.

1. Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity
2. Extreme Value Theory
3. Chan
4. Jump-Diffusion Model
5. Schlueter
6. Zhang and Tan
7. Garcia Martos
8. Liu and Shi

نوتارسکی[1] و همکارانش (۲۰۱۴)، برای مطالعه رفتار قیمت لحظه‌ای برق در بازار آمریکا و اروپا از روش‌های سری زمانی استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که روش رگرسیون حداقل مربعات محدود (CLS)[2] در مقایسه با رگرسیون حداقل مربعات معمولی(OLS) و روش بیزین(BM)[3] عملکرد بهتری دارد.

زیل[4] و همکارانش (۲۰۱۵)، در مطالعات خود در این زمینه دریافتند که مدل سری زمانی VAR[5] می تواند ویژگی‌های قیمت لحظه ای برق بازار آلمان را به‌خوبی توصیف کند و در مقایسه با سایر تکنیک‌های بکارگرفته شده دیگر، دقت و کارایی بیشتری داشته باشد.

کلس[6] و همکاران (۲۰۱۶)، با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی (ANN)[7] به پیش‌بینی قیمت روزانه برق در بازار آلمان پرداختند. آنها الگوریتم‌های مختلف را پیاده‌سازی کردند و به این نتیجه رسیدند که مدل‌های ANN پیش‌بینی دقیق‌تر و خطای کمتری نسبت به سایر مدل‌ها از جمله ARIMA و ... دارند.

گیریش[8] (۲۰۱۶) به منظور پیش‌بینی قیمت لحظه‌ای برق در بازار برق هند از مدل‌های GARCH بهره جست. او در پژوهش خود از قیمت لحظه‌ای ساعتی برق منتهی به ۱۵ ام نوامبر ۲۰۱۳ برای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی مدل‌ها استفاده کرد و به این نتیجه رسید که مدل‌های گارچ ابزار مناسبی برای تخمین میانگین و واریانس شرطی قیمت یک روز بعد هستند.

یانگ[9] و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که قیمت‌های برق دارای ویژگی‌های بسیار پیچیده‌ای مانند نوسانات بالا، فرکانس بالا و غیر خطی بودن است. ازاین‌رو، از یک روش ترکیبی یعنی تبدیل موجک و ماشین یادگیری سریع کرنل[10] (KELM) بر اساس روش بهینه‌سازی ازدحام ذرات و یک مدل خودرگرسیو میانگین متحرک[11] (ARMA)، برای پیش‌بینی قیمت برق پنسیلوانیا، نیوجرسی و مریلند[12]، بازار

1. Jakub Nowotarski
2. Constrained Least Squares Regression
3. Bayesian Model
4. Ziel
5. Value at Risk
6. Dogan Keles
7. Artificial Neuronal Networks
8. Girish
9. Yang
10. The kernel extreme learning machine
11. auto regressive moving average
12. Pennsylvania-New Jersey-Maryland

استرالیا و اسپانیا استفاده کردند. برای بهینه سازی پارامترهای کرنل (KELM)، روش بهینه‌سازی خودتصحیحی ازدحام ذرات[1] (SAPSO) اتخاذ شده است. پس از تجزیه داده‌ها با استفاده از تبدیل موجک، سری‌های ایستا به عنوان مجموعه های ورودی جدید توسط مدل ARMA پیش بینی شده و سری‌های غیر ایستا با استفاده از مدل SAPSO-KELM پیش بینی شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که روش پیشنهادی، دقیق‌تر، توسعه‌یافته‌تر و عملیاتی‌تر از روش‌های مستقل و سایر روش‌های ترکیبی است.
بنتو[2] و همکاران (۲۰۱۸) روش شبکه عصبی جلونگر در کنار الگوریتم‌های روش گرادیان مزدوج و الگوریتم بات[3] را برای پیش‌بینی قیمت برق در بازارهای برق اسپانیا، پنسیلوانیا، نیوجرسی و مریلند پیشنهاد دادند و نتیجه گرفتند روش پیشنهادی در مقایسه با سایر روش های پیشرفته‌تر، از قدرت پیش‌بینی بهتری برخوردار است.
مطالعات تجربی نشان می‌دهد که برآورد شاخص‌های مدل گارچ معمولا درجه زیادی از سازگاری را در نوسانات شرطی قیمت برق ارائه می‌دهد. در این مطالعه، مدل‌های مارکوف انتقالی گارچ به عنوان ابزاری مناسب برای پیش‌بینی نوسانات قیمت برق ارائه می‌شود. این مدل اجازه می‌دهد که واریانس شرطی بر اساس یک زنجیره مارکوف مرتبه اول بین دو حالت چرخش و انتقال کند. هدف استفاده از مدل چرخشی مارکوف این است که از طریق جز تصادفی مدل می‌توان تغییرات ناپیوسته تصادفی را مدلسازی کرد و اجازه می‌دهد در فرایند پیش‌بینی از اطلاعات شرطی استفاده شود.

۳. روش‌شناسی

این مطالعه از نظر هدف کاربردی بوده و از لحاظ روش رویکردی تحلیلی و توصیفی دارد. اطلاعات این تحقیق به صورت کتابخانه‌ای و پایگاه اطلاعاتی انرژی مدیریت شبکه برق ایران جمع آوری شده است. دوره زمانی مورد بررسی، اول فرودین ماه ۱۳۹۲ الی ۳۱ شهریورماه ۱۳۹۷ است. متغیر مورد استفاده، میانگین موزون قیمت روزانه برق نیروگاهی ایران است. در این تحقیق برای مدلسازی نوسانات قیمت برق از دو رویکرد استفاده شده است. ۱- مدلسازی خطی در دو حالت متقارن و نامتقارن و ۲- مدلسازی غیرخطی.
به منظور تجزیه و تحلیل داده‌ها، ابتدا ایستایی متغیر اصلی توسط آزمون‌های ریشه واحد بررسی می‌شود. سپس شرط واریانس ناهمسانی برای جملات خطا مورد بررسی قرار

1. Self-adaptive particle swarm optimization
2. Bento
3. Bat algorithm

می‌گیرد. نهایتاً نتایج پیش‌بینی مدل MS-GARCH[1] با سایر مدل‌ها مقایسه می‌شود.

۳-۱. مدلسازی خطی (تک رژیمی)

این مدل‌ها روشی برای بررسی ساختار واریانس ut هستند که به صورت واریانس شرطی خودرگرسیونی تعریف می‌شوند. در یک مدل رگرسیون، جمله خطا دارای ویژگی $u_t \sim N(0, \sigma_t^2)$ می‌باشد. فرض ثابت بودن واریانس ut تضمین می‌کند که برآوردهای OLS بدون تورش و کارا باشند. اما یکی از ویژگی‌های مهم برخی از سری های زمانی اقتصادی این است که دارای تغییرپذیری خوشه‌ای هستند. یعنی تغییرات بزرگ منجر به تغییرات بزرگ و تغییرات کوچک منجر به تغییرات کوچک می‌شود. به عبارت دیگر سطح جاری تغییرپذیری رابطه مثبت با مقادیر گذشته آن دارد. در این مطالعه از مدل‌های واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته (GARCH) متعارف برای مدلسازی تک رژیمی نوسانات قیمت برق استفاده شده است. در حالت کلی این مدل‌ها را می‌توان به مدل‌های گارچ متقارن و نامتقارن تقسیم‌بندی کرد:

الف) مدل‌های متقارن

مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته (GARCH) در سال ۱۹۸۶ توسط تیلور و بلرسلو[2] ارائه گردید. حالت ساده این مدل عبارت است از:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \qquad (۱)$$

در مدل فوق چون خطاها با یک وقفه و واریانس نیز با یک وقفه وارد شده‌اند، آن را با GARCH(1,1) نشان می‌دهند. بدیهی است با تکرار مدل فوق نتیجه زیر بدست می‌آید:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0(1+\beta_1+\beta_1^2+\cdots) + \alpha_1 \ (u_{t-1}^2 + \beta_1 u_{t-2}^2 + \beta_1^2 u_{t-3}^2 + \cdots) \qquad (۲)$$

بنابراین مدل فوق، معادل ARCH(∞) می‌باشد. در حالت کلی، GARCH(p,q) عبارت است از:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \cdots + \beta_p \sigma_{t-p}^2) \qquad (۳)$$

بدین ترتیب در حالت کلی، واریانس شرطی ut توسط معادله (۳) توصیف می‌شود. بدیهی است که واریانس شرطی در طول زمان در حال تغییر است ولی واریانس غیرشرطی ثابت می‌باشد.

از آنجا که مدل‌های ARCH و GARCH خطی نیستند لذا نمی‌توان آنها را با روش‌های

1. Markov Switching -Generalized Auto Regressive Conditional Heterosckedasticity
2. Taylor (1986) and Bollerslev (1986)

معمول مانند OLS برآورد نمود. توجه داریم که روش OLS به دنبال حداقل نمودن مجموع مربعات خطاست. همچنین در این روش مجموع مربعات باقیمانده (RSS) فقط بستگی به پارامترهای معادله میانگین شرطی دارد و هیچ وابستگی به واریانس شرطی ندارد. لذا روش OLS را نمی‌توان برای تخمین مدلهای ARCH و GARCH به کار برد. برای تخمین مدل‌های GARCH از روش حداکثر درستنمایی استفاده می‌شود.

ب) مدل‌های نامتقارن

در مدل گارچ متقارن، تغییرپذیری برای شوک‌های مثبت و منفی یکسان است. به عنوان مثال اثر شوک‌های مثبت و منفی که به قیمت برق وارد می‌شود، بصورت متقارن در نظر گرفته می‌شود. یا اثر افزایش یا کاهش قیمت برق برای یک اقتصاد، متقارن است. اما هیچ دلیلی ندارد که این شوک‌ها متقارن باشند. بدین منظور مدل‌های گارچ به گونه‌ای توسعه داده شده‌اند تا بتوانند اثر شوک‌های مثبت و منفی را بصورت نامتقارن نیز در نظر بگیرند. در اینجا دو نوع از این مدل‌ها را بررسی می‌کنیم که یکی مدل GJR[۱] و دیگری مدل گارچ نمایی یا EGARCH[۲] می‌باشد که توسط نلسون (۱۹۹۱)[۳] ارائه شده است (سوری، ۱۳۹۲).

مدل GJR

مدل GJR ساده‌ترین نوع از مدل‌های گارچ نامتقارن است. در این مدل، واریانس شرطی به صورت زیر فرمولبندی می‌شود:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \gamma\, u_{t-1}^2\, I_{t-1}$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{if} \quad u_t < 0 \\ 0 & \text{if} \quad \text{unless} \end{cases} \qquad (۴)$$

در این مدل اگر γ معنی‌دار نباشد بدین معنی است که اثر شوک‌ها بر تغییرپذیری، کاملاً متقارن است. به عنوان مثال، تغییرپذیری قیمت برق برای حالتی که به آن شوک منفی یا شوک مثبت وارد شده است یکسان است. اما اگر γ معنی‌دار باشد مدل نامتقارن است و اثر شوک‌های مثبت و منفی نمی‌تواند یکسان باشد. اگر γ معنی‌دار و مثبت باشد در این صورت اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است. بطور کلی اثر شوک‌های منفی برابر با $\gamma + \alpha_1$ و اثر شوک‌های مثبت برابر α_1 می‌باشد. اگر γ منفی (مثبت) باشد،

---

۱. این مدل به نام Glosten, Jagonnathan and Runkle (1993) می‌باشد.

2. Exponential GARCH

3. Nelson (1991)

در این صورت اثر شوک‌های منفی کمتر (بیشتر) از اثر شوک‌های مثبت خواهد بود.

مدل EGARCH

مدل EGARCH توسط نلسون (۱۹۹۸) پیشنهاد گردید. در این مدل روش دیگری برای فرمولبندی واریانس شرطی به کار گرفته شده است که عبارت است از:

$$\ln h_t = \omega + \beta \ln h_{t-1} + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{h_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (۵)$$

این مدل دارای چند مزیت است. اولاً در این مدل متغیر وابسته به صورت لگاریتمی است و لذا ضرایب متغیرهای سمت راست می‌توانند مثبت یا منفی باشند. بدین ترتیب نیازی به اعمال محدودیت غیرمنفی روی ضرایب نیست. ثانیاً در این مدل اثر شوک‌های نامتقارن نیز در نظر گرفته می‌شود. زیرا γ ضریب ε_{t-1} است که می‌تواند مثبت یا منفی باشد.

در اینجا اگر $\gamma = 0$ باشد، متقارن و در غیر این صورت، نامتقارن می‌باشد. اثر شوک‌های مثبت برابر با $\alpha + \gamma$ و اثر شوک‌های منفی برابر با $\alpha - \gamma$ است. اگر γ منفی باشد نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است. بنابراین اثر شوک‌های مثبت و منفی در صورتی یکسان است که $\gamma = 0$ باشد (سوری، ۱۳۹۲).

۳-۲. مدلسازی غیرخطی (چند رژیمی)

مدل مارکوف یکی از مدل‌های مربوط به تغییر جهت متغیرها است. مدل تغییر جهت مارکف برای تبیین رفتار متغیرهایی مناسب است که به طور مداوم تغییر جهت می‌دهند و رفتار آنها از یک حالت به حالت دیگر تغییر کرده و مجدداً به حالت قبلی برمی‌گردند. به ویژه این مدل در مواردی می تواند مفید باشد که عامل یا متغیری که این تغییر رفتارها را ایجاد می‌کند غیر قابل مشاهده باشد.

زنجیره‌های مارکوف نوع خاصی از فرآیند تصادفی است که به طور وسیعی برای بررسی تغییرات هر سیستم طی زمان به کار می‌رود. با استفاده از زنجیره مارکوف مرتبه اول برای متغیر حالت، نتایج و مشاهدات به دو دسته کم‌نوسان و پرنوسان تقسیم‌بندی می‌شود. تبدیلات و انتقالات بین این دو حالت را با ماتریس انتقالات نشان می‌دهند. در این مدل روی غیرخطی بودن تمرکز می‌شود. غیرخطی بودن وقتی ایجاد می‌شود که فرآیند در رابطه با یک انتقال گسترده در طول بخش‌های رژیم باشد که رفتار پویای سری به وضوح دارای تفاوت است.

مدل MS-GARCH

واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی تعمیم‌یافته یکی از مدل‌های خطی است که جهت برآورد نااطمینانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. اغلب مدل‌های خطی به اندازه کافی انعطاف‌پذیر نمی‌باشند به طوری که تغییرات و شکست‌های ساختاری را در نظر نمی‌گیرند. مدل مارکوف سویچینگ توسط همیلتون[1] در سال ۱۹۸۹ مطرح و به نام مدل تغییر رژیم نیز شناخته می‌شود. این مدل از مشهورترین مدل‌های سری زمانی غیرخطی می‌باشد که رفتار متغیرها را در رژیم‌های مختلف توضیح می‌دهد.

اصلی‌ترین ویژگی مدل‌های تغییر رژیم این است که کل یا برخی از پارامترهای مدل امکان جابجایی بین رژیم‌های مختلف را براساس فرآیند مارکوف دارند که توسط متغیر حالت S_t کنترل می‌شوند. متغیر حالت مشاهده نشده طبق فرآیند مرتبه اول مارکوف با احتمال انتقال زیر استنتاج می‌شود:

$$\Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \qquad (۶)$$

که احتمال جابجایی از وضعیت i در زمان t-1 به وضعیت j در زمان t را نشان می‌دهد. معمولا احتمالات به صورت ماتریس انتقال[2] دسته بندی می‌شوند:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p & 1-q \\ 1-p & q \end{bmatrix} \qquad (۷)$$

مدل MS-GARCH از چهار عنصر تشکیل می‌شود: میانگین شرطی، واریانس شرطی، فرآیند رژیم و توزیع شرطی، که بر اساس گام تصادفی همراه یا بدون جابجایی شکل گرفته است و به صورت زیر نمایش داده می‌شود:

$$r_t = \mu_t^{(i)} + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

که i=1,2 و $\varepsilon_t = \eta_t \sqrt{h_t}$ و η_t فرآیند با میانگین صفر و واریانس واحد می‌باشد. تمرکز برروی پیش‌بینی نوسانات دلیل اصلی این انتخاب است. واریانس شرطی r_t مسیر کلی رژیم را نشان می‌دهد. برای این واریانس فرض می‌شود که:

$$h_t^{(i)} = \alpha_0^{(i)} + \alpha_1^{(i)} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1^{(i)} h_{t-1} \qquad (۹)$$

که h_{t-1} میانگین مستقل از حالت واریانس های شرطی گذشته می‌باشد. در واقع یک موقعیت تغییر رژیم، مدل GARCH با واریانس شرطی گذشته وابسته به حالت غیرقابل

1. Hamilton
2. Transition Matrix

قبول می‌باشد (بکی حسکوئی و خواجوند، ۱۳۹۳).

در این مطالعه برای سادگی کار، یک زنجیره مارکف دو رژیمی به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$P(s_k = j|s_{k-1} = i, s_{k-2} = k, \cdots) = P(s_k = j|s_{k-1} = i) = P_{ij} \quad (۱۰)$$

که P_{ij} احتمال جابجایی رژیم i به رژیم j و $P_{ij} = 1 - P_{ii}$ (زمانیکه i≠j) می‌باشد. اگر S_k یک زنجیره مارکوف دو رژیمی را دنبال کند، آنگاه خواهیم داشت:

$$\begin{aligned}
&\Pr[s_k = 0|s_{k-1} = 0] = p \\
&\Pr[s_k = 1|s_{k-1} = 0] = 1 - p \\
&\Pr[s_k = 1|s_{k-1} = 1] = q \\
&\Pr[s_k = 0|s_{k-1} = 1] = 1 - q
\end{aligned} \quad (۱۱)$$

$S_k = 0$ وضعیت با نوسان نرمال و $S_k = 1$ وضعیت با نوسان ناگهانی را بیان می‌کنند. به طوری که در رژیم «صفر»، قیمت‌ها دارای نوسانات کم و در رژیم «یک»، قیمت‌ها دارای نوسانات زیاد هستند.

رویکرد مارکوف سوییچینگ بصورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$h_t = \alpha_{0s_i} + \alpha_{1s_i}\varepsilon_{t-1}^2 \quad (۱۲)$$

با بسط دادن مدل گارچ استاندارد در حالت دو رژیمی، مدل MS-GARCH(1,1) بصورت زیر فرمولبندی می‌شود:

$$h_t = [\alpha_0 + \alpha_{1s_t}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{1s_t}h_{t-1}]I[s_t = 0] + [\alpha_0 + \alpha_{1s_t}\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_{1s_t}h_{t-1}]I[s_t = 1] \quad (۱۳)$$

که در آن $S_t = 0$ رژیم کم نوسان و $S_t = 1$ رژیم پرنوسان را نشان می‌دهد.

۴. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن

۴-۱. توصیف داده‌ها

اطلاعات استفاده شده در این مطالعه بر اساس آمار منتشر شده از سوی شرکت مدیریت شبکه برق ایران است. مجموعه داده‌ها تعداد ۲۰۱۲ مشاهده از فروردین‌ماه ۱۳۹۲ تا شهریورماه ۱۳۹۷ را شامل می‌شود. به منظور مشاهده نوسانات قیمت، میانگین موزون قیمت روزانه برق به عنوان داده‌های اصلی و بازده متناظر روزانه یا به عبارتی دیگر، تغییرات قیمت هر دوره نسبت به دوره قبل به عنوان متغیر اصلی این مطالعه انتخاب شده است.

آمار توصیفی میانگین موزون قیمت برق (P) و رشد آن ($r = \log(\frac{P_t}{P_{t-1}})$) در بازه زمانی مورد نظر به شرح زیر می‌باشد:

جدول ۱. آمار توصیفی متغیر مورد بررسی

آمار توصیفی	P (مگاوات ساعت / ریال)	r (رشد P)
میانگین	۳۳۱۳۶۵/۷	۰/۰۰۰۲
میانه	۳۳۰۵۱۵/۵	۰/۰۰۰۷
ماکزیمم	۴۲۰۴۵۳	۰/۲۶۰۱
مینیمم	۲۰۱۹۹۶	-۰/۳۲۷۱
انحراف معیار	۵۰۸۷۸/۱	۰/۰۲۷۲
چولگی	-۰/۱۳۲۶	-۰/۷۵۴۴
کشیدگی	۲/۱۸۷۴	۲۱/۲۲۶۶
آماره جارک- برا	۶۱/۲۴ (۰/۰۰۰)	۲۸۰۲۷/۳۶ (۰/۰۰۰)

ماخذ: محاسبات تحقیق؛ اعداد داخل پرانتز نشانگر ارزش احتمال معنی‌داری ضریب است.

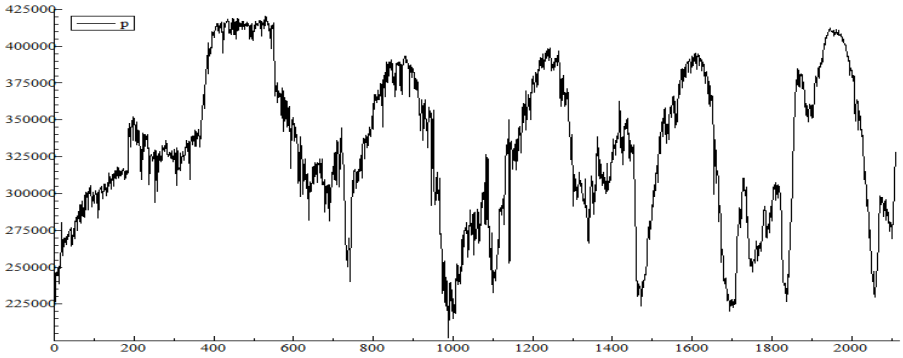
طبق نتایج جدول (۱)، میانگین بازدهی قیمت برق مقدار ۰/۰۰۰۲ است که دارای انحراف معیار حدود ۰/۰۳ می‌باشد. معیار کشیدگی بسیار بزرگ نشان از دم پهن بودن توزیع شرطی بازدهی قیمت برق می‌دهد. معیار چولگی کوچک و منفی بیانگر چوله به چپ بودن توزیع بازدهی قیمت برق می‌باشد. مقدار آماره جارک-برا[1] بدست آمده برای P و r بزرگتر از مقدار بحرانی آماره جدول است که به این معناست که فرضیه صفر مبنی بر نرمال بودن توزیع بازدهی قیمت برق رد شده و بازدهی قیمت برق دارای توزیع نرمال نمی‌باشد. بسیاری از مطالعات تجربی نیز حاکی از آن است که معمولاً توزیع سری‌های مربوط به بازده دارای دم‌های پهن هستند ازاین‌رو، نلسون[2] (۱۹۹۱) و همیلتون[3] (۱۹۹۴) برای تعدیل این انحراف دم‌ها، توزیع خطای تعمیم‌یافته (GED[4]) و توزیع تی‌استودنت (t[5]) را پیشنهاد دادند.

ازاین‌رو، در این تحقیق، برای برآورد نوسانات بازدهی قیمت برق به توزیع نرمال بسنده نشده و از سایر توزیع‌های دنباله‌دار یعنی توزیع تی‌استودنت و توزیع خطای تعمیم یافته

1. Jarque-Bera
2. Nelson
3. Hamilton
4. Generalized Error Distribution (GED)
5. T-student

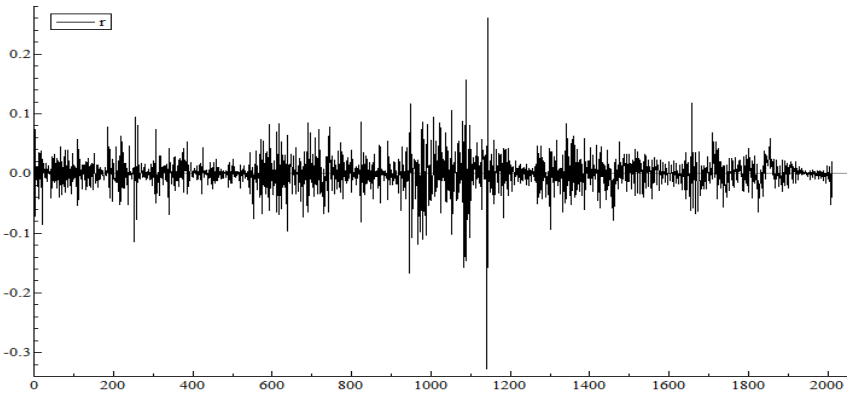
نیز استفاده شده است. نمودارهای (۱) و (۲) رفتار قیمت برق و رشد آن را در طی دوره زمانی مورد بررسی نشان می‌دهد.

نمودار ۱. میانگین موزون قیمت روزانه برق



ماخذ: شرکت مدیریت شبکه برق و محاسبات تحقیق۱

نمودار ۲. رشد میانگین موزون قیمت روزانه برق



ماخذ: شرکت مدیریت شبکه برق و محاسبات تحقیق۲

۴-۲. آزمون ریشه واحد

قبل از مدلسازی و پیش‌بینی نوسانات قیمت برق لازم است مانایی سری مورد نظر مورد آزمون قرار گیرد. در این مطالعه از آزمون‌های دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فیلیپس-

---

۱. محور افقی بیانگر دوره زمانی تحقیق یعنی ۱۳۹۲/۱/۱ الی ۱۳۹۷/۶/۳۱ که به صورت اعداد شمارشی از ۱ تا ۲۰۱۲ نمایش داده شده است و محور عمودی بیانگر میانگین موزون قیمت برق با واحد ریال برحسب مگاوات ساعت است.

۲. محور افقی بیانگر دوره زمانی مورد بررسی و محور عمودی بیانگر رشد قیمت برق است.

پرون (PP) برای آزمون وجود یا عدم وجود ریشه واحد استفاده شده است (جدول ۲).

جدول ۲. آزمون‌های مانایی متغیرها

مقادیر بحرانی	بازدهی قیمت برق (r)	قیمت برق (p)	آزمون ریشه واحد
	مقدار محاسباتی		
-۳/۹۶ (۱٪) -۳/۴۱ (۵٪) -۳/۱۳ (۱۰٪)	-۱۲/۵۹*	-۳/۳۸	ADF
	-۵۴/۵۵*	-۳/۵۷	PP

* و ** به ترتیب نشانگر معنی‌داری در سطوح ۱٪ و ۵٪ است. ماخذ: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون‌های مانایی نشان می‌دهد که قیمت برق در سطح معنی‌داری ۱ درصد دارای ریشه واحد بوده و یک سری ناماست هر چند آزمون ADF در سطح معنی‌داری ۵ درصد بیانگر مانایی این سری است ولی با توجه به فاصله ناچیز مقدار محاسباتی با مقادیر بحرانی و اهمیت مانایی سری مورد نظر در مدلسازی تحقیق، این متغیر به عنوان سری نامانا در نظر گرفته می‌شود. ولی نتایج آزمون‌های ADF و PP برای سری بازدهی قیمت برق نشان می‌دهد رشد قیمت برق در همه سطوح معنی‌داری، فاقد ریشه واحد بوده و مانا می‌باشد از این‌رو، از رشد قیمت برق به عنوان متغیر مورد استفاده در مدلسازی استفاده می‌شود.

۴-۳. آزمون واریانس ناهمسانی شرطی جملات خطا

به منظور پیش‌بینی نوسانات قیمت برق با استفاده از روش‌های گارچ، معادلات مسأله بصورت زیر تعریف شده است. در این مطالعه، p_t میانگین موزون قیمت روزانه برق در دوره t ام و r_t بازده روزانه متناظر را نشان می‌دهد:

$$r_t = \left[\log(p_t) - \log(p_{t-1})\right] \qquad (۱۴)$$

واریانس و میانگین شرطی سری بازده قیمت برق بصورت زیر معادلسازی شده است:

$$r_t = \mu + u_t\,, \quad u_t = v_t\sqrt{h_t} \qquad (۱۵)$$

که در آن μ میانگین شرطی، u_t جمله خطا، v_t متغیر مستقل با توزیع نرمال استاندارد و h_t واریانس شرطی می‌باشد. یک جزء اخلال (خطا) با توزیع مستقل و یکسان دو ویژگی دارد. اولاً اجزای اخلال همبستگی ندارند و از یکدیگر مستقل هستند. ثانیاً شکل توزیع آن در طول زمان یکسان است. بنابر قضیه حد مرکزی یک توزیع مستقل و یکسان با واریانس متناهی به توزیع نرمال میل می‌کند. در این مطالعه هدف پیش‌بینی مقدار h_t با

انواع مدل‌های گارچ می‌باشد، اما قبل از هر چیزی بایستی راجع به وضعیت واریانس جمله خطا آزمونی صورت گیرد. همانطور که در نمودار ۲ مشاهده می‌شود رشد قیمت برق در طی دوره زمانی همراه با نوسان بوده و همواره دامنه این نوسان نیز در طی زمان متفاوت بوده است ولی در مشاهده ۱۱۴۲ (۱۳۹۵/۰۲/۱۶) و مشاهده ۱۱۴۴ (۱۳۹۵/۰۲/۱۸) به ترتیب کمترین (۰/۳۲-) و بیشترین (۰/۲۶) رشد را تجربه کرده است و نسبت به دامنه نوسانات کل سری زمانی، فاصله زیادی دارد. ازاین‌رو، برای برازش بهتر مدل این مشاهدات در قالب متغیرهای دامی به معادله میانگین اضافه شده است.

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH(4*)[1])

آماره آزمون	مقدار محاسباتی	ارزش احتمال
F-statistic	۷۱/۵۶	۰/۰۰۰۰
Obs*R-squared	۲۵۱/۰۷	۰/۰۰۰۰

ماخذ: محاسبات تحقیق

*: عدد داخل پرانتز بیانگر وقفه بهینه آزمون ARCH براساس معیار اطلاعاتی شوارتز است.

نتایج حاصل از آزمون ناهمسانی واریانس معادله میانگین نشان می‌دهد واریانس متغیر بازدهی قیمت برق در طی دوره زمانی مورد بررسی، ثابت نبوده و ناهمسان می‌باشد (جدول ۳). نمودار (۲) نیز نشان می‌دهد که تغییرات این متغیر در طول زمان یکنواخت نیست.

۴-۴. برآورد مدل GARCH تک رژیمی

همانطور که قبلاً نیز اشاره شد، مدل‌های تک‌رژیمی به دو دسته متقارن و نامتقارن دسته‌بندی می‌شوند. در این مدل‌ها روی خطی بودن تمرکز می‌شود. خطی بودن وقتی ایجاد می‌شود که فرآیند در رابطه با یک انتقال گسترده در طول تغییرات ناگهانی و رژیم‌ها

1. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity

نباشد.

۴-۴-۱. برآورد مدل GARCH تک‌رژیمی متقارن

در این مطالعه از مدل GARCH(1,1) استفاده شده است[۱]. همانطور که قبلاً ذکر شد اعداد داخل پرانتز تعداد وقفه‌های مدل آرچ و گارچ را نشان می‌دهد. این مدل را برای سری‌های بازده بصورت زیر می توان نوشت:

$$r_t = \mu + u_t = \mu + v_t\sqrt{h_t} \quad (۱۶)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (۱۷)$$

جدول (۴) نتایج برآورد معادله واریانس شرطی را با استفاده از مدل گارچ متقارن و با در نظر گرفتن توزیع نرمال، تی‌استیودنت و خطای تعمیم‌یافته نشان می‌دهد.

جدول ۴. نتایج برآورد مدل GARCH

Model	α_0	α_1	β_1
GARCH(1,1)-n	۱/۰۰ e -۰۵ (۰/۰۰۰)	۰/۱۱ (۰/۰۰۰)	**۰/۸۸ (۰/۰۰۰)**
GARCH(1,1)-t	۳/۹۹ e -۰۶ (۰/۰۲۴)	۰/۲۴ (۰/۰۰۰)	**۰/۸۴ (۰/۰۰۰)**
GARCH(1,1)-GED	۴/۳۰ e -۰۶ (۰/۰۰۵)	۰/۱۳ (۰/۰۰۰)	**۰/۸۷ (۰/۰۰۰)**

ماخذ: محاسبات تحقیق؛ اعداد داخل پرانتز نشانگر ارزش احتمال معنی‌داری ضریب است.

ملاحظه می‌شود که در توزیع نرمال، ضریب ε_{t-1}^2 که با α_1 نشان داده شده است، برابر با ۰/۱۱ می‌باشد. همچنین ضریب واریانس تاخیری β_1 معادل با ۰/۸۸ است. همه ضرایب معادله واریانس، از نظر آماری معنادار هستند. این ضرایب در توزیع خطای تعمیم‌یافته تقریباً مشابه توزیع نرمال بوده و دارای مجموع ضرایب نزدیک و برابر یک است. این در حالی است که در توزیع تی‌استودنت $\alpha_1 + \beta_1 > 1$ است بنابراین واریانس غیرشرطی جمله خطا قابل تعریف نمی‌باشد.

---

۱ . مرتبه مربوط به معادله واریانس، براساس برقراری محدودیت‌های مربوط به ضرایب معادله واریانس (مثلا در معادله GARCH غیرمنفی بودن ضرایب) و نمودارهای همبستگی نگار مربوط به مجذور پسماندهای حاصل از مدل GARCH و اطمینان از عدم وجود AC و PAC معنی‌دار صورت گرفته است.

۴-۴-۲. برآورد مدل GARCH تک رژیمی نامتقارن

در این قسمت مدل به گونه‌ای توسعه داده شده است تا بتوان اثر شوک های مثبت و منفی را به صورت نامتقارن در نظر گرفت. مدل GJR و مدل EGARCH دو نوع از مدل‌های تک رژیمی نامتقارن هستند که در این مطالعه به آنها پرداخته شده است. جدول (۵) نتایج برآورد معادله واریانس شرطی را با استفاده از مدل GJR و با در نظر گرفتن توزیع نرمال، تی استیودنت و خطای تعمیم‌یافته نشان می‌دهد:

جدول ۵. نتایج برآورد مدل GJR

Model	ω	α_1	β_1	γ
GJR (1,1)-n	۶/۵۱ e -۰۶ (۰/۰۰۰)	۰/۰۳ (۰/۰۰۰)	۰/۹۱ (۰/۰۰۰)	**۰/۱۲ (۰/۰۰۰)**
GJR (1,1)-t	۴/۴۳ e -۰۶ (۰/۰۲۱)	۰/۱۲ (۰/۰۰۰)	۰/۸۳ (۰/۰۰۰)	**۰/۲۸ (۰/۰۰۰)**
GJR (1,1)-GED	۲/۶۸ e -۰۶ (۰/۰۳)	۰/۰۵ (۰/۰۰۶)	۰/۸۸ (۰/۰۰۰)	**۰/۱۶ (۰/۰۰۰)**

ماخذ: محاسبات تحقیق؛ اعداد داخل پرانتز نشانگر ارزش احتمال معنی‌داری ضریب است.

نتایج نشان می‌دهد در هر سه توزیع ، γ در سطح یک درصد از نظر آماری معنادار است که بیانگر نامتقارن بودن شوک‌های مثبت و منفی است. با توجه به اینکه مقادیر γ مثبت هستند لذا اثر شوک‌های منفی بیشتر از شوک‌های مثبت می‌باشد. همچنین در حالت نامتقارن شرط $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ برقرار است. جدول (۶) نتایج برآورد معادله واریانس شرطی را با استفاده از مدل EGARCH و با در نظر گرفتن توزیع نرمال، تی استیودنت و خطای تعمیم یافته نشان می‌دهد.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل EGARCH

Model	ω	α	β	γ
EGARCH(1,1)-n	-۰/۲۷ (۰/۰۰۰)	۰/۱۶ (۰/۰۰۰)	۰/۹۷ (۰/۰۰۰)	**-۰/۱۲ (۰/۰۰۰)**
EGARCH (1,1)-t	-۰/۴۸ (۰/۰۰۰)	۰/۳۵ (۰/۰۰۰)	۰/۹۶ (۰/۰۰۰)	**-۰/۱۶ (۰/۰۰۰)**
EGARCH (1,1)-GED	-۰/۴۱ (۰/۰۰۰)	۰/۲۷ (۰/۰۰۰)	۰/۹۷ (۰/۰۰۰)	**-۰/۱۳ (۰/۰۰۰)**

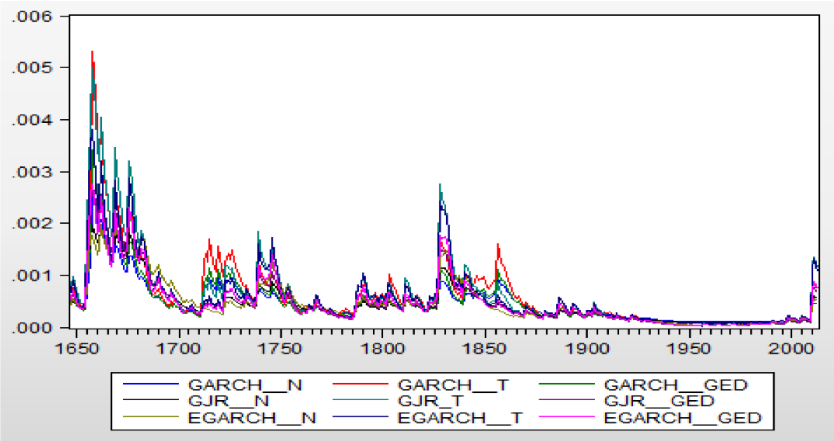
ماخذ: محاسبات تحقیق؛ اعداد داخل پرانتز نشانگر ارزش احتمال معنی‌داری ضریب است.

نتایج برآورد مدل در هر سه توزیع حاکی از آن است که پارامتر γ در سطح یک درصد

معنادار است به عبارتی معادله واریانس شرطی نامتقارن است زیرا $\gamma \neq 0$ می‌باشد و همچنین اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است ($\gamma < 0$).

نمودار (۳) نتایج حاصل از برآورد مدل‌های گارچ تک‌رژیمی محدود به ۳۶۵ روز یا یکسال انتهایی نمونه (۱۳۹۶/۰۷/۰۱ الی ۱۳۹۷/۰۶/۳۱) را نشان می‌دهد. بدیهی است که هر یک از مدل‌های مذکور کارایی مشخصی دارند که در بخش بعدی با استفاده از پیش‌بینی درون نمونه‌ای به مقایسه عملکرد و دقت آنها پرداخته می‌شود.

نمودار ۳. نوسانات قیمت برق حاصل از برآورد مدل‌های گارچ تک‌رژیمی



ماخذ: محاسبات تحقیق

۴-۵. برآورد مدل GARCH دو رژیمی

رویکرد مارکف سوچینگ در واقع برای شناسایی نقطه شکست سری‌های زمانی معرفی شده است. اصلی‌ترین ویژگی مدل‌های تغییر رژیم این است که کل یا برخی از پارامترهای مدل امکان جابجایی بین رژیم‌های مختلف را براساس فرآیند مارکوف دارند که توسط متغیر حالت sk کنترل می‌شوند. جدول (۷) نتایج برآورد معادله واریانس شرطی را با استفاده از مدل MS-GARCH نشان می‌دهد.

در این قسمت ابتدا بدنبال پاسخ به این سوال هستیم که آیا مدل مارکوف سویچینگ تصریح برتری از داده‌ها نسبت به مدل ساده بدون سویچینگ ارائه می‌کند. آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود سویچینگ در داده‌ها با استفاده از آزمون درست‌نمایی (LR) انجام شد. نتایج این آزمون نشان می‌دهد آماره محاسباتی LR به طور معنی‌داری فراتر از مقدار χ^2 جدول است بنابراین با سطح اطمینان ۹۹ درصد، فرضیه صفر مبنی بر نبود سویچینگ را می‌توان رد کرد.

جدول ۷. نتایج برآورد مدل MS-GARCH(1,1)

	پارامترها	ضرایب	انحراف معیار	مقدار t محاسباتی
معادله میانگین شرطی (Mean Equation)	Dum1	-۰/۳۳	۰/۰۱۵۵	-۲۱/۱
	Dum2	۰/۲۶	۰/۰۱۳۳	۱۹/۵
	Constant(0)	۰/۰۰۰۷۳	۰/۰۰۰۳	۲/۴۴
	Constant(1)	-۰/۰۰۰۷۲	۰/۰۰۰۹	-۰/۸۰۳
	sigma(0)	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۲	۲/۵۰
	sigma(1)	۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۰۹	۵/۱۱
معادله واریانس شرطی (Variance Equation)	alpha-1(0)	۰/۰۱۲۱	۰/۰۰۳۸	۳/۱۸
	alpha-1(1)	۰/۱۳۴۲	۰/۰۲۹۴	۴/۵۶
	beta-1(0)	۰/۹۳۴۲	۰/۰۱۸۹	۴۹/۴۳
	beta-1(1)	۰/۹۰۷۵	۰/۰۲۱۵	۴۲/۲۱
احتمالات ماندن در رژیم‌ها (Transition Probabilities)	p-{0|0}	۰/۷۱۲۲	۰/۰۴۴۸	۱۵/۸۹
	p-{1|1}	۰/۷۰۶۲	۰/۰۳۴۳	۲۰/۵۹
معیارهای خوبی برازش (Diagnostics Tests)	number of observations		۲۰۱۱	
	AIC		-۴/۹۶۱۶	
	log- likelihood		۵۰۰۰/۹۴	
	Linearity LR- test		۹۶۹/۱۸ (۰/۰۰۰)	

ماخذ: محاسبات تحقیق

در جدول ۷، متغیرهای DUM1 و DUM2 متغیرهای دامی مربوط به مشاهدات پرت سری بازدهی قیمت برق است که قبلاً اشاره شد. مقدار constant ضریب جمله ثابت و مقدار sigma ضریب واریانس معادله میانگین شرطی را نشان می‌دهند. alpha و beta به ترتیب نشانگر ضریب جمله خطا و واریانس معادله واریانس شرطی هستند. هریک از دو رژیم تشخیص داده شده برای بازدهی قیمت برق تفسیر اقتصادی مشخصی دارد.

براساس نتایج برآورد، دو رژیم یکی با تلاطم یا نوسان پایین (رژیم صفر) و دیگری، با تلاطم بالا و نوسان بالا (رژیم یک) تشخیص داده شده است. همه ضرایب معنادار هستند؛ به جز ضریب جمله ثابت معادله میانگین شرطی در رژیم یک.

زمانیکه رژیم‌ها از حالت کم‌نوسان به حالت پرنوسان تغییر حالت می‌دهند، پارامتر α افزایش و پارامتر β کاهش پیدا می‌کند. این نشان می‌دهد که نوسانات دوره‌های قبل نقش بسیار مهمی را در دوره‌های پرنوسان بازدهی قیمت برق ایفا می‌کنند.

به منظور تشخیص اینکه کدام رژیم پایدارتر است، نیاز به تفسیر احتمالات برآورد شده است. بر اساس نتایج برآورد احتمالات انتقال p00 و p11 برای بازده قیمت برق کاملا معنادار هستند. بر اساس نتایج احتمالات، احتمال ماندن در رژیم صفر و یک تقریباً معادل

هم و به ترتیب برابر ۰/۷۱ و ۰/۷۰ است و بزرگی مقدار آن دلالت بر این دارد که احتمالاً تنها یک حادثه شدید می‌تواند سری نوسانات بازدهی قیمت برق را از یک رژیم به رژیم دیگر انتقال دهد.

ماتریس احتمال انتقالات به شرح زیر می‌باشد:

$$\begin{matrix} & regime\ 0,t & regime\ 1,t \\ \begin{bmatrix} regime\ 0,t+1 \\ regime\ 1,t+1 \end{bmatrix} = & \begin{bmatrix} 0.71226 & 0.29378 \\ 0.28774 & 0.70622 \end{bmatrix} \end{matrix} \quad (۱۸)$$

می‌توان گفت که احتمال ماندن متغیر در زمان t در وضعیت صفر، به شرطی که در زمان t+1 نیز در وضعیت صفر قرار داشته باشد، ۰/۷۱ می‌باشد و احتمال انتقال از رژیم صفر در دوره t به رژیم یک در دوره t+1 معادل ۰/۲۹ است. همچنین با احتمال ۰/۷۰ متغیر در زمان t در وضعیت یک قرار دارد به طوریکه در زمان t+1 نیز در همان وضعیت است. نتایج نشان می‌دهد که بطور کلی از کل مشاهدات مورد استفاده (۲۰۱۱ مشاهده) ۵۸/۷۳ درصد آن یعنی ۱۱۸۱ مشاهده در رژیم صفر و ۴۱/۲۷ درصد مشاهدات یعنی ۸۳۰ مشاهده در رژیم یک قرار می‌گیرند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بیش از ۵۰ درصد موارد، بازار برق ایران در رژیم با نوسانان پایین‌تر قرار دارد.

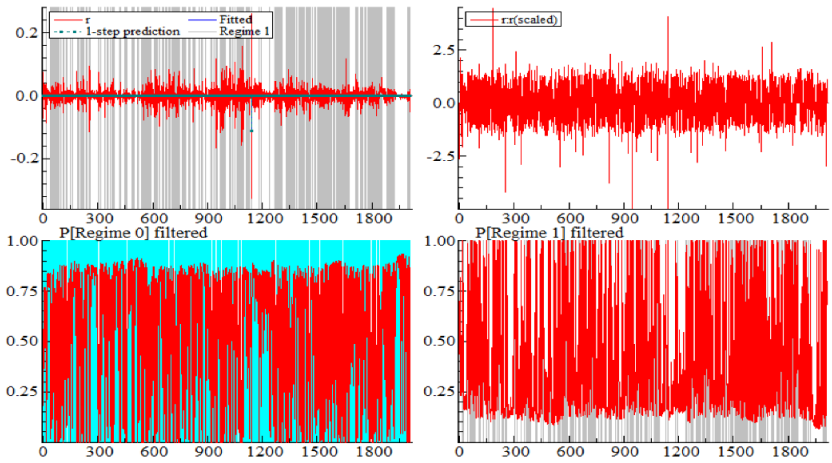
معیار اطلاعاتی آکائیک معیاری برای سنجش نیکویی برازش است. این معیار بر اساس مفهوم آنتروپی بنا شده است و نشان می‌دهد که استفاده از مدل آماری به چه میزان باعث از دست رفتن اطلاعات می‌شود. به عبارت دیگر، این معیار تعادلی میان دقت مدل و پیچیدگی آن برقرار می‌کند. معیار آکائیک برابر ۴/۹۶- است که این کوچکی مقدار آن بیانگر این است که با به کارگیری مدل MS-GARCH حجم اطلاعات از دست رفته محدود است و مدل در عین پیچیدگی دارای دقت زیادی می‌باشد.

مزیت دیگر مدل‌های مارکف این است که احتمالات رژیم‌های شرطی در رژیم صفر و یک را در زمان t فراهم می‌کند. در ادبیات مدل‌های تغییر رژیم برآورد شده، دو احتمال شرطی متفاوت مورد توجه است. احتمالات فیلتر شده[1] که بیشتر در زمان پیش‌بینی مورد توجه قرار می‌گیرد و احتمالات هموار شده[2] که بیشتر به منظور تصمیم‌گیری در زمانی که تغییرات رژیم رخ می‌دهد، مورد استفاده قرار می‌گیرد؛ به طوری که احتمالات فیلتر شده مبتنی بر اطلاعات موجود در زمان t بوده و احتمالات هموار شده که مبتنی بر نمونه کامل هستند. احتمالات هموار شده به منظور درک بیشتر تفسیر اقتصادی سودمند است.

1 Filter Probability
2 Smoothed Probability

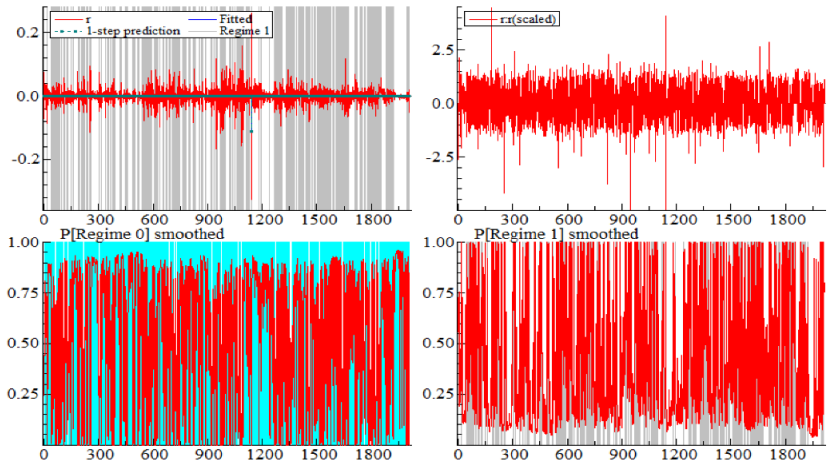
براساس نمودار (۴) و (۵)، در هر رژیم، هر چه احتمال وقوع یک مشاهده به یک نزدیکتر باشد، احتمال قرار گرفتن آن مشاهده در رژیم دیگر نزدیک به صفر است.

نمودار ۴. احتمالات فیلتر شده مدل MS-GARCH(1,1)



ماخذ: محاسبات تحقیق

نمودار ۵. احتمالات هموار شده مدل MS-GARCH(1,1)



ماخذ: محاسبات تحقیق

۴-۶. پیش بینی با استفاده از مدل های GARCH تک‌رژیمی و چند رژیمی

در این قسمت به پیش بینی مدل‌های گارچ ارائه شده و مقایسه عملکرد آنها با یکدیگر پرداخته شده است. جدول (۸) یک ارزیابی درون نمونه ای ۱ روزه، ۵ روزه، ۱۰ روزه و ۲۰ روزه را برای پیش‌بینی بازدهی قیمت برق ارائه می‌دهد.

معیارهای مختلفی برای ارزیابی دقت پیش‌بینی مدل وجود دارد که از مهمترین این معیارها می‌توان به معیارهای MSE۱، RMSE۲، MAE۳ و MAPE۴ اشاره کرد. معیارهای MSE، RMSE و MAE تحت تأثیر واحد اندازه‌گیری متغیر مورد نظر است و مزیت معیار MAPE (میانگین قدرمطلق درصد خطا) نسبت به معیارهای دیگر این است که تحت تأثیر واحد اندازه‌گیری متغیر نیست و به صورت درصدی بیان می‌شود.

جدول ۸. مقایسه قدرت پیش‌بینی نوسانات قیمت برق با استفاده از مدل‌های GARCH تک‌رژیمی و چندرژیمی

Model			1 day	Multi-step ahead forecasts		
				5 day	10 day	20 day
تک رژیمی	متقارن	GARCH- n	۱/۱۱۵۱	۰/۸۹۲۸	۰/۹۴۰۶	**۱/۰۳۱**
		GARCH-t	۱/۲۶۷۹	۱/۱۹۱۵	۱/۳۴۲۶	۱/۳۲۳۹
		GARCH-GED	۱/۲۲۷۲	۱/۱۱۱۸	۱/۲۳۵۴	**۱/۲۴۵۸**
	نامتقارن	GJR-n	۰/۹۶۳۶	۱/۰۳۵۷	۱/۰۶۸۳	۱/۰۸۶۱
		GJR-t	۱/۱۹۰۷	۱/۰۴۰۴	۱/۱۳۹۳	**۱/۱۷۵۸**
		GJR-GED	۱/۲۰۰۰	۱/۰۵۸۵	۱/۱۶۳۶	۱/۱۹۳۵
		EGARCH-n	۰/۸۵۶۴	۱/۱۴۱۳	۱/۲۶۹۹	**۱/۰۸۹۵**
		EGARCH-t	۱/۱۴۲۱	۰/۹۴۵۰	۱/۰۱۱۰	۱/۰۸۲۴
		EGARCH-GED	۱/۱۶۲۹	۰/۹۸۵۷	۱/۰۶۵۸	**۱/۱۲۲۳**
چندرژیمی		MSIH(2)-GARCH(1,1)	۰/۸۵۱۴	۰/۹۱۵۸	۰/۸۸۰۲	۰/۹۶۹۸

ماخذ: محاسبات تحقیق

بنابر نتایج بدست آمده می‌توان استدلال کرد:

در همه افق‌های زمانی، مدل چندرژیمی نسبت به مدل‌های تک‌رژیمی از دقت و کارایی

1. Mean Square Error
2. Root Mean Square Error
3. Mean Absolute Error
4. Mean Absolute Percentage Error

پیش‌بینی بالاتری برخوردار است.
مقایسه نتایج حاصل از مدل‌های متقارن و نامتقارن در حالت تک‌رژیمی نشان می‌دهد در حالت کلی، دقت پیش‌بینی نوسانات قیمت برق در مدل‌های نامتقارن نسبت به مدل‌های متقارن بیشتر است.
نظر به اینکه انتخاب نوع توزیع نقش مهمی در تصمیم گیری دارد، می‌توان گفت که توزیع نرمال یکی از توزیع‌های بهینه جهت پیش‌بینی بازدهی قیمت برق برای افق زمانی کوتاه-مدت است ولی برای افق زمانی میان مدت و بلندمدت، توزیع t عملکرد بهتری داشته است.
در بین مدل‌های نامتقارن گارچ، مدل EGARCH با توزیع نرمال برای افق‌زمانی خیلی کوتاه‌مدت (۱ روزه) و توزیع t برای افق میان مدت (۵ و ۱۰ روزه) عملکرد بهتری دارد.
با توجه به معنی‌داری ضریب مربوط به نامتقارنی شوک‌های مثبت و منفی و خطاهای پیش‌بینی مدل‌های گارچ، می‌توان نتیجه گرفت از بین مدل‌های تک‌رژیمی مدل گارچ نامتقارن EGARCH با توزیع نرمال برای دوره خیلی کوتاه‌مدت و توزیع t این مدل برای دوره‌های زمانی میان‌مدت و بلندمدت به عنوان مدل بهینه در حالت تک‌رژیمی انتخاب می‌شود.

۵. نتیجه‌گیری

در این مطالعه، نوسانات میانگین موزون قیمت برق در بازار برق ایران با بهره‌گیری از مدل‌های GARCH متقارن و نامتقارن به عنوان مدلهای خطی و مدل MS-GARCH به عنوان مدل غیرخطی طی سال‌های ۹۷-۱۳۹۲پیش‌بینی شده‌اند. به منظور پی بردن به اثر توزیع انتخاب شده بر عملکرد پیش‌بینی، هر یک از مدل‌های تغییرپذیری با توزیع-های نرمال، تی استودنت و خطای تعمیم‌یافته تخمین زده شده‌اند. جهت متعادل‌سازی و کاهش مشکلات مربوط به چولگی، تیزی و مانایی، از مدل MS-GARCH چندرژیمی استفاده شده است. این مدل با یک زنجیره مارکوف دو رژیمی فرمول‌بندی شده است که در آن رژیم اول دارای نوسانات پایین و رژیم دوم دارای نوسانات بالا است.
هدف از انتخاب بازار برق در این مطالعه این است که اولاً، برق یکی از اصلی‌ترین منابع تأمین انرژی در ایران می‌باشد. ثانیاً، قیمت برق یکی از فاکتورهای مهمی است که مستقیما بر قیمت سایر حامل‌های انرژی و متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر می‌گذارد. همچنین انرژی الکتریکی به عنوان پاک‌ترین نوع انرژی شناخته شده است و آگاهی از قیمت آن

بدون شک برای طرفداران محیط زیست حائز اهمیت می‌باشد.

نتایج ارزیابی حاکی از آن است که بازدهی قیمت برق در بازار برق ایران نه تنها نوسان‌پذیر است بلکه به شدت به تغییرات ناگهانی و رژیم‌ها وابسته است. با مقایسه معیار MAPE انواع مدل‌های گارچ این نتیجه استنباط می‌شود که مدل MS-GARCH برای همه دوره‌های زمانی (اعم از کوتاه‌مدت و بلندمدت) عملکرد دقیق‌تری نسبت به سایر مدل‌های GARCH دارد. از طرفی دیگر، انتخاب نوع توزیع بر عملکرد و کارایی مدل‌ها اثرگذار است. به طوری که در حالت متقارن، توزیع نرمال به عنوان توزیع بهینه برای پیش‌بینی نوسانات قیمت برق انتخاب می‌شود ولی در حالت نامتقارن، توزیع نرمال به عنوان توزیع بهینه برای افق زمانی بسیار کوتاه‌مدت (۱ روزه) و توزیع t به عنوان توزیع بهینه برای دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت (۵ روزه) میان‌مدت (۱۰ روزه) و بلندمدت (۲۰ روزه) معرفی می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که هم عرضه‌کنندگان و هم مصرف‌کنندگان برق با استفاده از مدل MS-GARCH می‌توانند پیش‌بینی دقیق‌تری را از بازدهی قیمت برق ارائه دهند.

نتایج پیش‌بینی مبنی بر دقت بالای این مدل، این امکان را برای سیاست‌گذاران قیمت برق فراهم می‌نماید تا از مدل مذکور جهت تخمین نوسانات قیمت برق در هر لحظه از زمان بهره گیرند. هنگامی که احتمال قرارگرفتن در رژیم پرنوسان افزایش می‌یابد، این امر به مثابه هشدار پیش از وقوع نوسانات شدید قیمتی است و می‌توان میزان نوسات قیمت برق را در رژیم پرنوسان پیش‌بینی کرد و در صورتی که رفتار قیمت نفت در حالت کم‌نوسان قرار دارد رژیم کم‌نوسان قادر به پیش‌بینی دقیق قیمت برق در دوره‌های آتی خواهد بود. به هر حال، اگر چه در امر پیش‌بینی هیچ قطعیتی وجود ندارد و این مدل نیز همانند هر مدل آماری دیگر بی‌نقص نیست، اما نتایج حاصل از مدل تحقیق نشان می‌دهد پیش‌بینی رفتار نوسانی قیمت برق بدون توجه به وضعیت تلاطم این بازار با خطای بیشتری همراه خواهد بود و نوسانات قیمت برق بسته به شرایط پرنوسان وکم-نوسان، رفتار متفاوتی دارد. بنابراین نتایج این مطالعه می‌تواند راهنمای مناسبی برای شرکت‌های تولیدکننده و فروشندگان برق در ارایه قیمت‌های پیشنهادی باشد بدین صورت که اولاً بیش از ۵۰ درصد مواقع بازار برق ایران در رژیم کم‌نوسان قرار دارد و ثانیاً نااطمینانی و نوسانات قیمت پیشنهادی یک روز بعد، تحت تأثیر وضعیت رژیمی قیمت برق در روزهای قبلی است و حداقل و حداکثر قیمت‌های پیشنهادی در وضعیت کم‌نوسان و پرنوسان، متفاوت هستند.

فهرست منابع:

اسماعیلی کلالق، احد و علومی بایگی، مجید (۱۳۸۶)، استفاده از روش شبکه‌های عصبی برای پیش‌بینی قیمت خرید انرژی در بازار برق ایران،کنفرانس بین‌المللی برق، ۲۳: ۹ -۱.

اسماعیلی کلالق، احد، علومی بایگی، مجید و رفیعی، سیدمحمدرضا (۱۳۸۵)، پیش بینی قیمت خرید انرژی در بازار برق ایران، بیست و یکمین کنفرانس بین المللی برق، شرکت توانیر، پژوهشگاه نیرو، تهران.

بکی حسکوئی، مرتضی و خواجوند، فاطمه (۱۳۹۳)، پیش‌بینی نوسانات بازارهای آتی نفت با استفاده از مدل‌های گارچ و مدل‌های تغییر رژیم مارکوف گارچ، فصلنامه علمی پژوهشی دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۷(۲۳): ۸۵-۱۰۸.

سوری، علی (۱۳۹۲)، اقتصادسنجی همراه با کاربرد Stata 12 و Eviews8، جلد دوم، تهران: فرهنگ شناسی.

درودی، علی، بشری، مسعود و جاویدی دشت بیاض، محمد حسین (۱۳۹۳)، ارائه یک موتور پیش بینی مبتنی بر ترکیب اطلاعات جهت پیش بینی قیمت در بازارهای برق، نشریه علمی- پژوهشی کیفیت و بهره‌وری صنعت برق ایران، ۳(۶): ۴۱-۳۳.

شایقی، حسین و قاسمی، علی (۱۳۹۴)، پیش بینی قیمت روزانه برق با شبکه عصبی بهبودیافته مبتنی بر تبدیل موجک و روش آشوبناک جستجوی گرانشی، مجله مهندسی برق دانشگاه تبریز، ۴۵(۳): -۱۰۵ ۱۱۵.

محسنی، حسین، نوشیار، مهدی، میر عباسی، داور و رحیمی، ناطق (۱۳۹۵)، پیش بینی کوتاه مدت قیمت برق در محیط رقابتی با استفاده از روش ترکیبی تبدیل موجک، ماشین بردار پشتیبانی شبکه فازی عصبی، سی و یکمین کنفرانس بین المللی برق، تهران، ایران.

منظور، داوود و رضایی، حسین (۱۳۹۰)، محاسبه قیمت سایه‌ای انرژی الکتریکی در بازار برق ایران، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۶: ۷۲-۱۵۶.

منظور، داوود و صفاکیش، امیرکاظم (۱۳۸۸)، پیش‌بینی قیمت برق در بازار برق رقابتی ایران با رویکرد مدل‌های سری زمانی، همایش ملی انرژی، ۷: ۱-۱۱.

منظور، داود و یادی پور، مهدی (۱۳۹۵)، ارزیابی و پیش بینی نوسانات قیمت در بازار برق ایران به کمک مدل ARMAX-GARCH، فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسیهای اقتصادی سابق)، ۱۳(۱): ۱۱۷-۹۷.

ناظرکاخکی، سیدایمان، طاهریان، حسین، فرشاد، محسن و گلدانی، سعیدرضا (۱۳۹۲)، پیش‌بینی کوتاه مدت قیمت بازار برق با استفاده از شبکه عصبی بهبودیافته بر پایه الگوریتم‌های بهینه‌سازی ژنتیک و ازدحام ذرات، کنفرانس مهندسی برق ایران، ۲۳: ۱-۶.

نظیفی، مینو، فتاحی، شهرام و صمدی، سعید (۱۳۹۱)، مدلسازی و پیش‌بینی نوسانات بازار سهام با استفاده از مدل انتقالی گارچ مارکوف، فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی، ۳(۹): ۱۱۸-۱۴۱.

Bento, P., Pombo, J., Calado, M. & Mariano, S. (2018), A bat optimized neural network and wavelet transform approach for short-term price forecasting, Applied Energy, 210: 88–97.

Bollerslev, T. (1986), Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, Journal of econometrics, 31(3): 307-327.

Chan, K. F. & Gray, P. (2006), Using extreme value theory to measure value-at-risk for daily electricity spot prices, International Journal of forecasting, 22(2): 283-300.

Cifer, A. (2013), Forecasting electricity price volatility with the Markov-switching GARCH model: Evidence from the Nordic electric power market, Electric Power System Research, 102: 61-67.

Frommel, M., Han, X. & kratochvil, S. (2014), Modeling the daily electricity price volatility with realized measures, Energy Economics, 44: 492- 502.

Hamilton, James D. (1994), Time Series Analysis, Princeton: Princeton University Press.

Huisman, R. & Mahieu, R. (2003), Regime jumps in electricity prices, Energy economics, 25(5): 425-434.

Garcia Martos, C., Rodriguez, J. & Sanchez, M. (2013), Modeling and forecasting fossil fuels, CO2 and electricity prices and their volatilities, Applied Energy, 101: 363-375.

Girish, G.P.(2016). Spot electricity price forecasting in Indian electricity market using autoregressive-GARCH models, Energy Strategy Reviews, 11-12: 52-57.

Keles, D. & Scelle, J. & Paraschiv, F. & Fichtner, W. (2016). Extended forecast methods for day-ahead electricity spot prices applying artificial neural networks, Applied Energy, 218-230.

Liu, H. & Shi, J. (2013), Applying ARMA–GARCH approaches to forecasting short-term electricity prices, Energy Economics, 37: 152-166.

Mariano, R. S. (2002), Econometrics Forecasting, Chapter 13: Testing Forecast Accuracy, Blackwell Publishing Ltd.

Nelson, D. B. (1991), Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach, Econometrica: Journal of the Econometric Society, 347-370.

Nowotarski, J., Raviv, E., Truck, S. & Weron, R. (2014), An empirical comparison of alternative schemes for combining electricity spot price forecasts, Energy Economics, 46: 395-412.

Schlueter, S. (2010), A long-term/short-term model for daily electricity prices with dynamic volatility, Energy Economics, 32(5): 1074-1081.

Singhal, D. & Swarup, k. (2011), Electricity price forecasting using artificial neural networks, Electrical Power and Energy Systems, 550-555.

Taylor, Stephen J. (1986), Modelling financial time series, Wiley, New York.
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.

Zhang, J. & Tan, Z. (2013), Day-ahead electricity price forecasting using WT, CLSSVM and EGARCH model, International Journal of Electrical Power & Energy Systems, 45(1): 362-368.

Ziel, F., Steinrt, R. & Husmann, S. (2015), Efficient modeling andforecasting of electricity spot prices, Energy Economics, 47: 98-111.