

مقدمه

سرعت باد یکی از عناصر مهم هواشناسی است. پیش‌بینی سرعت باد یکی از عوامل مهم در محاسبه تبخیر، تبخیر و تعرق دریک حوضه آبریز و همچنین برای محاسبه ارتفاع موج ایجاد شده در مخازن سدها و نیز در ارتباط با تولید برق با استفاده از توربین های بادی از اهمیت زیادی برخوردار است. یکی از عوامل مهم و موثر در افزایش میزان تبخیر، سرعت باد می‌باشد. به‌همین دلیل اندازگیری سرعت باد در مناطق مختلف بسیار حائز اهمیت می‌باشد در ادامه به پژوهش‌های انجام شده در زمینه پیش‌بینی و مدل‌سازی سرعت باد توسط محققین داخلی و خارجی اشاره می‌شود.

بررسی‌های اخیر نشان داده است که در شمال غرب فلات قاره اروپا، سرعت باد متوسط به میزان یک متر بر ثانیه در قرن افزایش یافته است [۱۲]. در انگلستان نیز میزان افزایش سرعت باد در طی ۴۰ سال، حدود ۱۵ الی ۲۰ درصد در فصل زمستان بوده است [۷]. پیش‌بینی سرعت باد با استفاده از شبکه عصبی مصنوعی سرعت باد را در مناطقی از ترکیه انجام دادند و به این نتیجه رسیدند که شبکه عصبی با سه لایه و ۴۰ نورون، نسبت به حالت‌های دیگر عملکرد بهتری دارد [۲]. سرعت باد را با هدف تولید برق در دوره ۲۰۰۵ - ۱۹۹۴ در ۸ ایستگاه جنوب ایران بوسیله شبکه عصبی مدل‌سازی کردند. آنها عنوان کردند که از این مدل می‌توان برای بازسازی داده‌ها در ایستگاه‌های بدون داده استفاده کرد [۴]. به کارگیری مدل ترکیبی آریما^۴ برای پیش‌بینی سرعت باد با در نظر گرفتن جهت آن اشاره نمودند [۶].

در برزیل نیز از یک مدل محلی اقلیمی استفاده نموده و نشان دادند که توان باد به دلیل شرایط اقلیم جدید محتمل در آینده تغییر چندانی نخواهد نمود [۱۱]. مطالعه کامران نژاد و همکاران نشان داد که روند تغییرات در سرعت متوسط باد سالانه در خلیج فارس تا سال ۲۱۰۰ کاهش است و اگرچه میزان این کاهش بسیار کم است، اما می‌تواند منجر به تغییرات زیادی در انرژی باد یا مشخصات امواج شود [۹].

پیش‌بینی سرعت باد از مدل‌های ARIMA چند متغیره و مدل‌های شبکه عصبی برگشتی استفاده کردند. نتایج نشان دادند مدل‌های چند متغیره نسبت به مدل‌های تک متغیره و شبکه عصبی برگشتی کارایی بهتری دارند [۱۰]. جهت پیش‌بینی سرعت باد از روش شبکه عصبی و روش آماری ARIMA استفاده کردند، نتایج

4. ARIMA

بررسی عملکرد مدل‌های سری زمانی خطی SARIMA و غیرخطی SETAR در پیش‌بینی سرعت باد ماهانه ایستگاه سینوپتیک اهواز

عباس احمد پور^{۱*}، پرویز حقیقت‌جو^۲ و سید حسن میرهاشمی^۳

تاریخ دریافت: ۹۷/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۹۸/۰۹/۱۱

چکیده

در پژوهش حاضر باتوجه به اهمیت پیش‌بینی سرعت باد که یکی از عوامل مهم به خصوص در بحث تبخیر در حوزه آبخیزه، در احداث سازه‌های آبی و حوضچه‌های سدها می‌باشد لذا برای این منظور از مدل‌های سری زمانی خطی SARIMA و غیرخطی SETAR جهت پیش‌بینی سرعت باد ماهانه ایستگاه سینوپتیک اهواز با طول دوره آماری ۲۲ (سال ۲۰۰۲ - ۱۹۸۸) استفاده گردید. مدل‌های ساریما مناسب برازش‌یافته بر اساس توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی و آزمون استقلال باقیمانده‌های مدل (لیجانگ - باکس) انتخاب شدند. همچنین جهت تشخیص کفایت مدل‌های SETAR از آزمون استقلال باقیمانده‌های مدل (لجونگ - باکس) بهره گرفته شد نتایج ارزیابی مدل‌های برازش‌یافته نشان داد که مدل SETAR(2;6,2) با مقادیر ضریب تعیین ۰/۷۴ در مقایسه با مدل خطی SARIMA دارای دقت قابل قبولی در پیش‌بینی سرعت باد ماهانه ایستگاه سینوپتیک اهواز می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی سرعت باد ماهانه، سری زمانی، مدل SARIMA، مدل SETAR

۱. دانش آموخته کارشناسی ارشد مهندسی منابع آب، دانشکده آب و خاک، دانشگاه زابل و نویسنده مسئول Email: aahmadpour67@yahoo.com

۲. دانشیار گروه مهندسی آب، دانشکده آب و خاک، دانشگاه زابل

۳. دانش‌آموخته دکتری رشته آبیاری و زهکشی، دانشکده آب و خاک، دانشگاه زابل

جدول ۱: مشخصات آماری پارامتر سرعت باد ماهانه ایستگاه سینوپتیک اهواز

پارامتر اقلیمی	میانگین	مینیم	ماکزیمم کشیدگی	چولگی	دامنه تغییرات	واریانس
سرعت باد (Ws) بر حسب متر بر ساعت	۱۱	۰	۱۹	۰	-۱/۰۶	۱۹
						۲۶/۷۲



شکل ۱: نقشه شهرستان اهواز

که $\phi(B)$ و $\Theta(B)$ به ترتیب چند جمله‌ای‌های مرتبه p و q هستند. $\Phi(B^d)$ و $\Theta(B^d)$ به ترتیب چند جمله‌ای بر حسب B^d از درجه P و Q هستند. p : مرتبه خود همبسته غیر فصلی، d : تعداد تفاضل‌گیری غیر فصلی، q : مرتبه میانگین متحرک غیر فصلی، P : مرتبه خود همبسته فصلی، D : تعداد تفاضل‌گیری فصلی، Q : مرتبه میانگین متحرک فصلی و S : طول فصل می‌باشد. ∇^d عملگر غیر فصلی و ∇^D عملگر فصلی است. مدل‌های سری زمانی شامل چهار مرحله است که به صورت تکراری انجام می‌شود که عبارتند از:

- شناسایی الگو: در این مرحله با رسم نمودارهای خودهمبستگی^۱ و خودهمبستگی جزئی^۲ ایستایی در میانگین و واریانس داده‌ها مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. تابع خودهمبستگی (ACF) یکی از ابزارهای بسیار مهم برای امتحان وابستگی داده‌ها می‌باشد. این تابع، همبستگی میان مشاهدات را در فواصل مختلف اندازه می‌گیرد و جهت بررسی یک سری زمانی یگانه در قلمرو زمان بکار می‌رود. این تابع، اغلب بینشی از الگوی احتمالی که داده‌ها را تولید می‌کند به ما ارائه می‌دهد. از این امر برای تشخیص و برازش مدل تصادفی مناسب برای داده‌ها، استفاده می‌شود. علاوه بر خودهمبستگی میان (x_t, x_{t+k}) ، اگر مدنظر ما این باشد که همبستگی میان (x_t, x_{t+k}) بعد از اینکه وابستگی خطی مشترک میان متغیرهای $(x_{t+1}, x_{t+2}, \dots, x_{t+k-1})$ حذف شد، مورد بررسی قرار گیرد از تابع خودهمبستگی جزئی^۳ استفاده می‌شود. رفتار این توابع در نمودار همبستگی نگار به‌عنوان یکی از مهم‌ترین معیارها برای تخمین الگوی سری زمانی می‌باشد. در صورت نایستایی، ابتدا

نشان‌دهنده برتری شبکه عصبی در پیش‌بینی بود [۵]. به تحلیل داده‌های سرعت باد در طی دوره پنج ساله (۱۹۹۸-۲۰۰۲) در شرق ترکیه پرداخت [۳]. در تحقیق دیگری پیش‌بینی سرعت باد را با استفاده از یک مدل هیبریدی که ترکیبی از مدل شبکه عصبی و مدل تجربی تجزیه می‌باشد، انجام دادند و نتایج آن را با مدل شبکه عصبی و ARIMA مقایسه کردند [۸].

بررسی امکان پیش‌بینی سرعت باد با استفاده از مدل‌های هیبرید شبکه‌های عصبی و شبکه‌های فازی عصبی و تئوری موجک در ایستگاه شیراز پرداختند. در نهایت کارایی بالای شبکه‌های فازی - عصبی نسبت به سایر مدل‌ها در پیش‌بینی سرعت باد را گزارش دادند [۱]. هدف اصلی این پژوهش، با توجه به اهمیت مدل‌سازی سرعت باد و کاربرد آن در برنامه‌ریزی منابع آب، پیش‌بینی میانگین سرعت باد ماهانه ایستگاه سینوپتیک اهواز با استفاده از مدل‌های سری زمانی خطی SARIMA و غیرخطی SETAR و ارزیابی مقایسه‌ای عملکرد آن‌ها است.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

شهرستان اهواز با حدود ۷۹۲۵ کیلو مترمربع مساحت بین ۴۹ درجه و ۱۱ دقیقه طول شرقی تا ۳۱ درجه و ۵۰ دقیقه عرض شمالی واقع شده است. و براساس طبقه‌بندی دومارتن که متکی بر دو متغیر میانگین بارندگی و میانگین دما است؛ شهرستان اهواز در گروه اقلیم خشک قرار دارد. براساس اطلاعات ایستگاه هواشناسی اهواز دو ماه تیر و مرداد متوسط دمای ۳۸/۶ درجه سانتی‌گراد گرمترین ماه‌های سال و ماه‌های دی و بهمن با متوسط ۱۲/۴ درجه سانتی‌گراد، سردترین ماه‌های سال به شمار می‌روند. شکل (۱) نقشه شهرستان اهواز را نشان می‌دهد. هم‌چنین در جدول (۱) مشخصات آماری پارامتر سرعت باد ماهانه ایستگاه اهواز مورد استفاده در این پژوهش نشان داده شده است.

مدل SARIMA

مدل ARIMA را برای سری‌های زمانی فصلی توسط باکس و جنکنز توسعه داده شد. این مدل به فرم $SARIMA(p,d,q)$ $(P,D,Q)_s$ نشان داده می‌شود که در ساختار آن‌ها (P,D,Q) جزء فصلی مدل و (p,d,q) جزء غیرفصلی مدل و S طول دوره فصل است. با بکارگیری عملگر انتقال به عقب B فرم کلی مدل به صورت زیر نشان داده می‌شود [۲].

$$\varphi_p(B)\varphi_p(B^S)\Delta^d\Delta_S^D Z_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)a_t \quad (1)$$

1. ACF
2. PACF
3. PACF

سری مورد نظر با استفاده از سری تفاضلی مناسب و تبدیل داده‌ها از روش باکس-کانکس در میانگین و واریانس پایدار شده، سپس سری ایستا می‌گردد. بنابراین، در این مرحله با آنالیز واریانس داده‌های تفاضل شده و نیز با استفاده از نمودارهای PACF و ACF مراتب P, Q, d مشخص گردید.

- برازش الگو (برآورد پارامترها): در این مرحله با شناسایی الگوهای مناسب در مرحله قبل، برای مقایسه چند الگو و انتخاب بهترین آن‌ها می‌توان از معیار آکایک استفاده کرد که مطابق رابطه زیر محاسبه می‌شود.

$$AIC = N \left(\ln \left(\frac{2\pi RSS}{n} \right) \right) + 1 + 2m \quad (2)$$

که در آن m مجموع کل پارامترهای مدل انتخابی و RSS مجموع مربعات باقی‌مانده‌ها است. مدلی که کمترین مقدار آماره آکایک را داشته باشد، به عنوان مدل مناسب تشخیص داده می‌شود.

- تشخیص درستی الگو: جهت بررسی درستی مدل، نمودار باقیمانده‌ها از نظر نرمال بودن و ایستایی مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. بنابراین، با رسم کردن نمودار ACF باقیمانده مدل‌های برازش یافته، چنانچه مقادیر ضرایب خودهمبستگی در باند اطمینان ۹۵٪ واقع شوند، مدل برازش یافته کفایت لازم را دارد.

مدل غیرخطی آستانه (SETAR)

- یکی از حالت‌های خاص از مدل TAR مدل SETAR می‌باشد و در ابتدا توسط Tong [۱۳] معرفی شد. مدل‌های غیرخطی آستانه معمولاً به مدل‌های خطی قطعه‌ای یا مدل‌های رژیم-سوئیچینگ نسبت داده می‌شوند. این مدل شامل k بخش $AR(p)$ می‌باشد و مرتبه مدل خودهمبسته در هر رژیم یا قطعه متفاوت می‌باشد. به طوری که، یک فرآیند بر طبق یک مقدار مشاهده شده (یک آستانه) به فرآیند دیگری تغییر می‌کند. در مدل SETAR، جایجائی‌ها بین رژیم‌ها توسط یک متغیر که آستانه نامیده می‌شود، کنترل می‌شوند، با این تفاوت که مقدار آستانه مدل SETAR به صورت خودالقائی^۱ می‌باشد. به این معنی که، برخلاف مدل TAR که آستانه به عنوان یک متغیر برون‌زا فرض می‌شود، متغیر آستانه مدل SETAR یک مقدار تاخیر داده شده از خود سری زمانی می‌باشد و به صورت متغیر درون‌زا محسوب می‌شود [۸]. مدل SETAR که دارای دو رژیم می‌باشد، $SETAR(2;p, \tau)$ ، به صورت زیر در نظر گرفته شد.

$$Y_t = \begin{cases} \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} Y_{t-i} + \varepsilon_t & \text{if } Y_{t-d} \leq \tau \\ \alpha_{20} + \sum_{i=1}^r \alpha_{2i} Y_{t-i} + \varepsilon_t & \text{if } Y_{t-d} > \tau \end{cases} \quad (3)$$

که در آن ε_t نوفه سفید، p و r بترتیب مرتبه‌های مدل AR رژیم‌های پائین ($Y_{t-d} \leq \tau$) و بالا ($Y_{t-d} > \tau$)، ضرایب α معادله‌ها، τ مقدار آستانه و d زمان تأخیر معادله دو رژیمی بالا را نشان می‌دهد و با حداکثر کردن تابع درست نمایی، این مقادیر محاسبه می‌شوند. بنابراین، مقادیر مشاهداتی میانگین دبی روزانه (Y_t) بر طبق معادله ۵، در دو دسته یا رژیم مختلف که کمتر یا بیشتر از حد آستانه است، قرار می‌گیرند. در نتیجه، برای هر رژیم به صورت جداگانه یک مدل AR با مرتبه p و r برازش داده می‌شود. به‌منظور برآورد یک مدل TAR، ابتدا باید پارامترهای آستانه (τ) و زمان تأخیر (d) برآورد شوند. سپس، داده‌ها به دو رژیم پائین و بالا تقسیم می‌شوند و در نهایت، ضرایب معادله‌های AR در هر رژیم محاسبه می‌شود. با حداکثر کردن تابع لگاریتم-درست نمایی مقادیر τ و d از طریق رابطه (۴) تعیین می‌شود:

$$l(\tau, d) = -\frac{n-p}{2} \{1 + \log(2\pi)\} - \frac{n_1(\tau, d)}{2} \quad (4)$$

$$\log((\hat{\sigma}_1(\tau, d))^2) - \frac{n_2(\tau, d)}{2} \log((\hat{\sigma}_2(\tau, d))^2)$$

که n تعداد کل داده‌ها، p مرتبه مدل AR ، n_1 و n_2 به ترتیب تعداد داده‌های واقع شده در رژیم‌های پائین و بالا، $\hat{\sigma}_1^2$ و $\hat{\sigma}_2^2$ نیز واریانس خطاها حاصل از مجموع مربعات باقیمانده‌ها می‌باشند. پس از آن، برای مقادیر τ و d ثابت شده و با به حداقل رساندن AIC ، مرتبه‌های دو مدل پائین و بالا تخمین زده می‌شوند (رابطه ۵).

$$AIC(p, r, \tau, d) = -2l(\tau, d) + 2(p + r + 2) \quad (5)$$

آزمون‌های کفایت مدل‌های خطی و غیرخطی

از جمله آزمون مورد استفاده برای بیان کفایت مدل، آزمون لجنونگ-باکس است. این آزمون، با محاسبه آماره Q که از توزیع کای دو (χ_{k-m}^2) پیروی می‌کند، به شرح زیر بکار گرفته می‌شود:

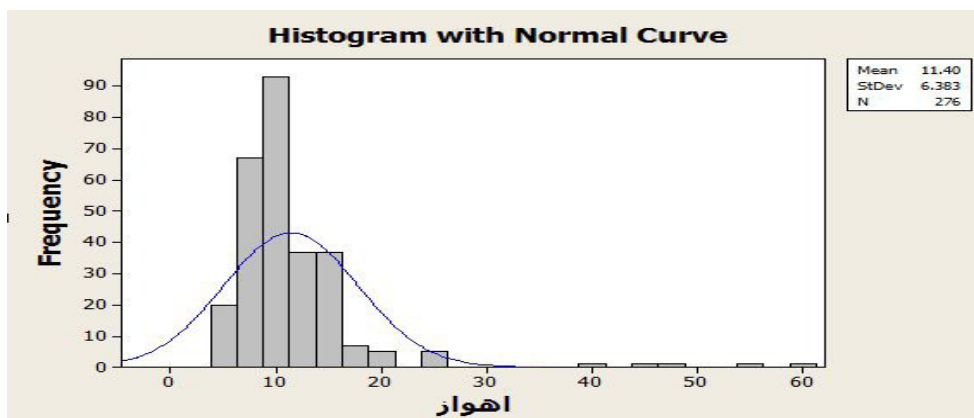
$$Q = N(N+2) \sum_{k=1}^L (N-k)^{-1} r_k^2(\varepsilon) \quad (6)$$

طبق این رابطه، N تعداد نمونه، L تعداد تاخیرهای تابع خودهمبستگی و r_k^2 مربع مقدار خودهمبستگی سری‌های زمانی باقیمانده (ε) در تاخیر k ام می‌باشند. آماره Q محاسبه شده با مقدار کای دو مستخرج از جدول در سطح معنی داری ۵ درصد مقایسه شد. کفایت مدل در صورتی که مقدار Q از مقدار کای دو جدول کمتر می‌شد، مورد تأیید قرار می‌گرفت.

نتایج و بحث

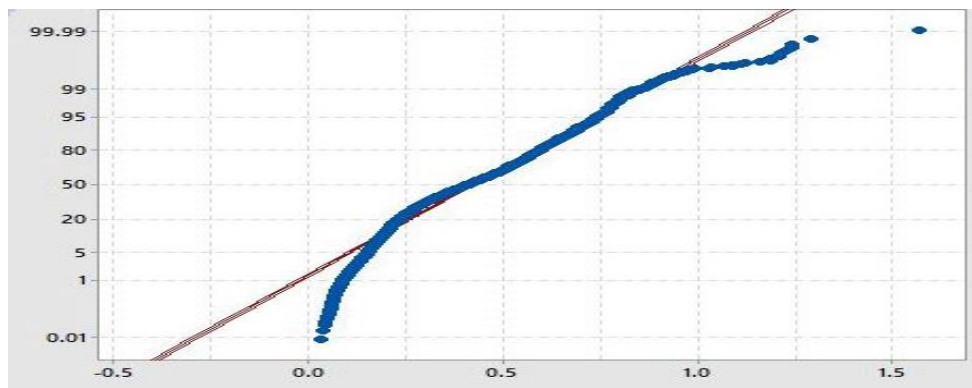
در مطالعه حاضر ابتدا با استفاده از توابع خودهمبستگی^۱ (ACF) و خودهمبستگی جزئی^۲ (PACF) مدل سری زمانی مناسب داده‌ها تشخیص داده شد و باتوجه به اینکه داده‌های ماهانه اکثراً با مدل SARIMA تطابق ویژه نشان دادند لذا از میان مدل‌های مختلف باکس-جنکنیز از مدل‌های مذکور استفاده گردید. سپس مدل‌های مختلف SARIMA برداده‌های سرعت باد ماهانه ایستگاه سینوپتیک اهواز برآزش داده شد و با استفاده از رفتار این دو تابع مذکور ایستایی و فصلی بودن داده‌ها مورد بررسی قرار گرفت در بررسی اولیه داده‌های سرعت باد ماهانه ایستگاه سینوپتیک اهواز چولگی به راست و کشیدگی بسیار زیاد داده‌ها نسبت به توزیع نرمال به وضوح مشخص شد. باتوجه به ضریب لاندا در تبدیل باکس کاکس از تبدیل لگاریتمی $Y=LN(X)$ که در آن Y سری زمانی داده‌های ماهانه سرعت باد تبدیل شده و X سری زمانی داده‌های سرعت باد ماهانه می‌باشد جهت نرمال سازی یا استانداردسازی داده‌ها بهره گرفته شد. هم‌چنین جهت حذف ناپیوستایی میانگین سری مذکور از تفاضل‌گیری مرتبه یک بهره گرفته شد. از داده‌های سرعت باد ماهانه در دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۷۰، برای واسنجی کردن مدل و به دست آوردن بهترین مدل مناسب برای ایستگاه و از داده‌های سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۸۳ و از داده‌های سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۹۲ برای مرحله پیش‌بینی و مقایسه با داده‌های مشاهداتی استفاده گردید. در شکل (۲) هیستوگرام داده‌ها اولیه سرعت باد ماهانه ایستگاه سینوپتیک اهواز قبل از استاندارد شدن ارائه شده است. در اشکال (۳) و (۴) به ترتیب نمودار نرمال شده سری زمانی داده‌های ماهانه سرعت باد بر روی کاغذاحتمال ۰/۰۹۵ و نمودار سری زمانی داده‌های سرعت باد ماهانه ایستگاه سینوپتیک اهواز پس از ایستادن در میانگین و واریانس ارائه شده است. همان‌گونه که ذکر شد یکی از روش‌های آزمودن کفایت مدل برآزش شده بر سری زمانی دبی ماهانه، بررسی توابع خودهمبستگی

و خود همبستگی جزئی باقیمانده‌ها است. شکل‌های (۵) و (۶) نمودار توابع خودهمبستگی و خود همبستگی جزئی باقیمانده‌های مدل SARIMA برآزش یافته را نشان می‌دهد. مطابق شکل‌های (۵) و (۶) مشاهده می‌شود که مقادیر ACF و PACF باقیمانده‌ها در محدوده مجاز، باند اطمینان ۹۵٪ $(\pm \frac{1.96}{\sqrt{n}})$ قرار گرفته است، لذا باقیمانده‌ها حاصل از برآزش مدل‌ها ایستا بودند و هیچ‌گونه روندی را از خود نشان ندادند. باتوجه به این‌که مقدار کی دو بدست آمده توسط هر دو مدل از مقادیر کی دو جدول کمتر می‌باشد لذا قبول فرض صفر مبنی بر تصادفی بودن سری‌های باقیمانده‌ها داده‌های سرعت باد ماهانه ایستگاه سینوپتیک اهواز توسط دو مدل مذکور را تأیید می‌نماید (جدول ۲). در مدل سازی و پیش‌بینی سرعت باد با مدل‌های غیر خطی آستانه نکته قابل توجه این بود که با افزایش مرتبه خودهمبسته مدل‌های مذکور توانایی پیش‌بینی و صحت مدل‌ها افزایش می‌یابد. هم‌چنین باتوجه به این‌که برای تعیین پارامترهای مدل SARIMA در نرم افزار مینی تب هیچ‌گونه قاعده و الگوریتمی وجود ندارد و لذا برای تعیین بهینه پارامترهای ساریما براساس از آزمون سعی و خطا استفاده گردید که این کار بسیار وقت‌گیر و طاقت فرساست. لذا براساس حداقل آماره اکایک مدل SETAR(2;6,2) و SARIMA(1,1,1)*(1,1,1)12 با داشتن مقادیر اکایک به ترتیب برابر با 285 و 321 به عنوان مدل‌های برتر انتخاب شدند. در این پژوهش سعی شد یا به کاربردن پارامترهای کمتر رعایت شود هم‌چنین در جدول (۳) معیارهای ارزیابی مدل‌های برتر SETAR و SARIMA جهت پیش‌بینی سرعت باد ماهانه ایستگاه سینوپتیک اهواز ارائه شده است. در شکل (۷) منحنی پراکنندگی مقادیر سرعت باد ماهانه مشاهداتی و پیش‌بینی شده ایستگاه سینوپتیک اهواز توسط SETAR(2;6,2) و SARIMA(1,1,1)*(1,1,1)12 ارائه شده است.

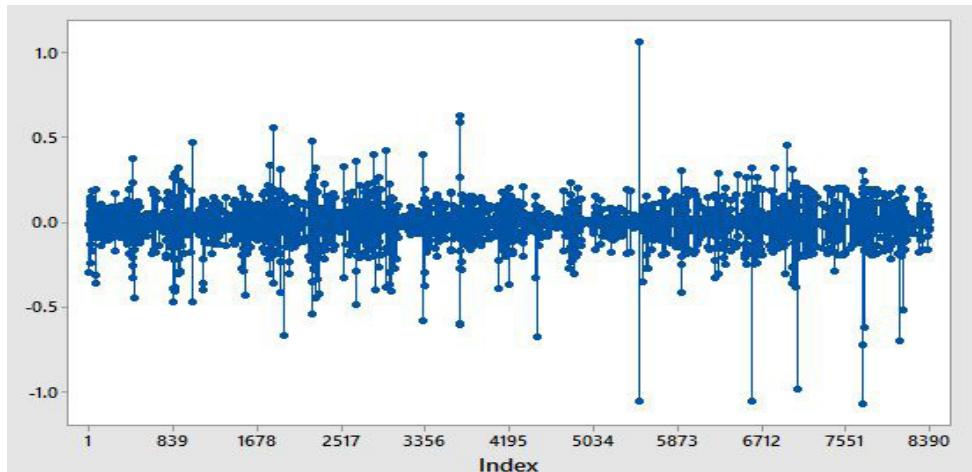


شکل ۲: هیستوگرام داده‌ها اولیه سرعت باد ماهانه ایستگاه سینوپتیک اهواز قبل از استاندارد شدن

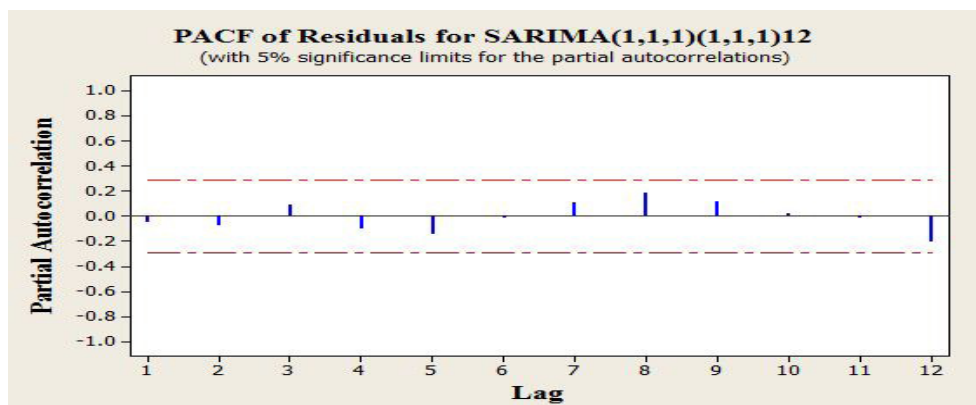
1. Autocorrelation Function
2. Partial Autocorrelation Function



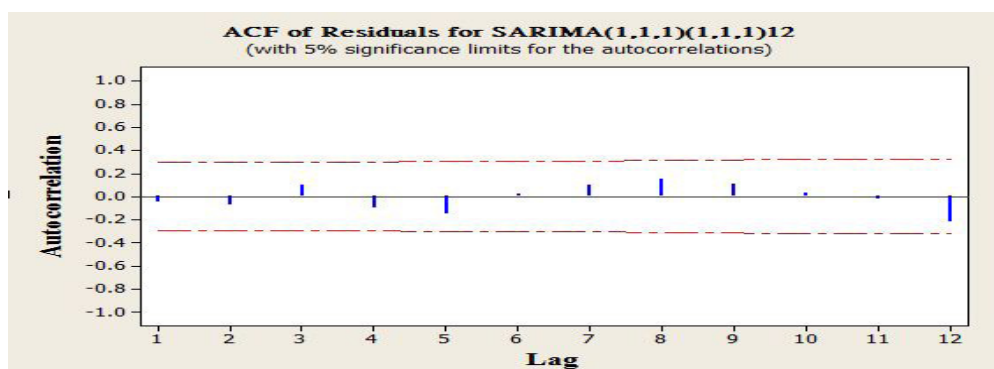
شکل ۳: نمودار سری زمانی داده‌های سرعت باد ماهانه پس از استاندارد شدن بر روی کاغذ احتمال



شکل ۴: نمودار سری زمانی داده‌های سرعت باد ماهانه ایستگاه سینوپتیک اهواز پس از ایستادن



شکل ۵: نمودار تابع خودهمبستگی جزئی باقی مانده مدل $SARIMA(1,1,1)(1,1,1)12$ برازش یافته برداده‌های سرعت باد ماهانه



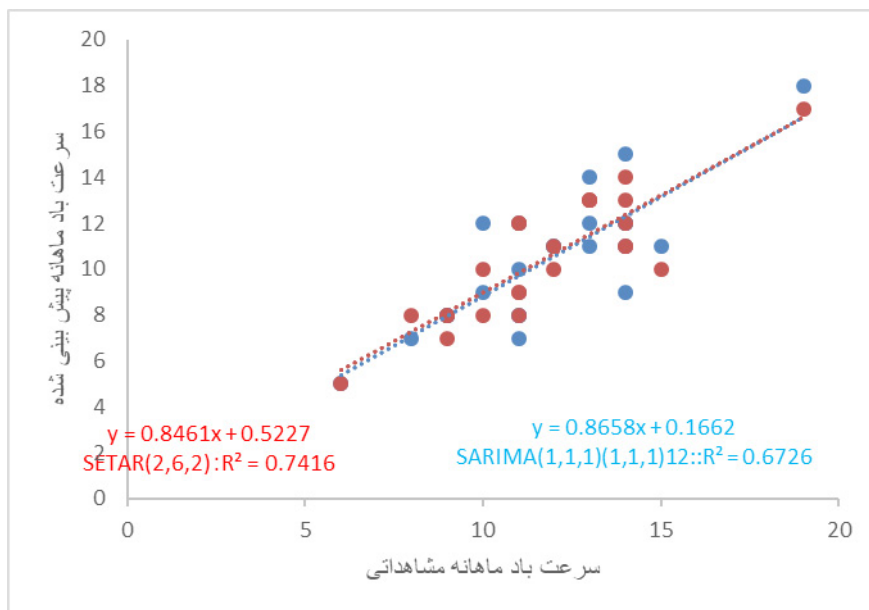
شکل ۶: نمودار تابع خودهمبستگی باقی مانده مدل $SARIMA(1,1,1)(1,1,1)12$ برازش یافته برداده‌های سرعت باد ماهانه

جدول ۲: نتایج آزمون لاجونگ-باکس (پورت -مانتو) برای آزمون کفایت مدل‌های برازش یافته

مدل	تعداد داده	تاخیر	آماره Q	مقدار کای اسکور جدول	نتیجه آزمون	AIC
SARIMA(1,1,1)*(1,1,1) ₁₂	۲۹۴	۴۲	۴۹	۵۱/۳۸	قابل قبول	۳۲۱
SETAR(2;6,2)	۲۹۴	۴۲	۳۴	۶۱/۱۷	قابل قبول	۲۵۸

جدول ۳: معیارهای عددی مدل‌های خطی و غیرخطی در هر سه مرحله صحت سنجی اعتبارسنجی و در مرحله پیش‌بینی سرعت باد ماهانه

نام مدل	مرحله	MAE	RMSE	R ²
SARIMA(1,1,1)*(1,1,1) ₁₂	صحت‌سنجی	۰/۸۶	۸۲/۲۱	۰/۸۳
	اعتبارسنجی	۰/۷۱	۷۳/۲۶	۰/۷۶
	پیش‌بینی	۰/۶۵	۴۹/۶۷	۰/۶۷
SETAR(2;6,2)	صحت‌سنجی	۰/۶۸	۰/۶۸	۰/۹۱
	اعتبارسنجی	۰/۵۸	۰/۵۳	۰/۸۶
	پیش‌بینی	۰/۴۶	۳۸/۸۶	۰/۷۴



شکل ۷: نمودار پراکندگی مقادیر سرعت باد ماهانه برآورده شده نسبت به مقادیر مشاهداتی توسط مدل SETAR(2;6,2) و SARIMA(1,1,1)*(1,1,1)₁₂ برحسب نات برثانیه

نتیجه‌گیری

در بخش غیر فصلی و فصلی یکسان می‌باشند که علت این امر شاید وابسته نبود سرعت باد منطقه مذکور به تغییرات فصلی و پایداری بیشتر شرایط و نوسانات کمتر آب و هوایی می‌باشد. هم‌چنین صحت هر دو مدل مذکور با استفاده از آماره پورت مانتو (لجونگ -باکس) تأیید گردید. در نهایت با بررسی معیارهای عددی ارزیابی عملکرد مدل‌ها در جدول (۴) برتری مدل SETAR(2;6,2) با ساختار فوق ذکر با مقادیر ضریب تعیین ۰/۷۴، و ریشه میانگین مربعات ۳۸/۸۶ نسبت به مدل خطی SARIMA(1,1,1)*(1,1,1)₁₂ در پیش‌بینی

در تحقیق حاضر به منظور پیش‌بینی سرعت باد ماهانه در ایستگاه سینوپتیک اهواز از مدل خطی SARIMA، غیرخطی SETAR(2;6,2) استفاده گردید. صحت مدل‌های ساریما براساس باقیمانده‌های حاصل از برازش مدل که شامل واریانس باقی مانده‌ها هیستوگرام باقی مانده‌ها؛ رسم نمودار باقی مانده‌ها در برابر زمان و توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی تأیید گردید. نکته قابل توجه مدل‌های ساریما با پارامترهای اتورگریسو و میانگین متحرک بیشتر

منابع

- 7- Harrison, G.P. and Wallace, A.R., (2005), Sensitivity of Wave Energy to Climate Change, IEEE transactions on energy conversion, Vol. 20(4), p.870-877.
- 8-Järas J., and Gishani A. M. 2010. Threshold Detection in Autoregressive Non-Linear Models. M.A Thesis, Department of Statistics, Lund University.
- 9-Kamranzad, B., Etemad-Shahidi, A. Chegini, V. and Hadadpour, S., 2013. Assessment of CGCM3.1 wind field in the Persian Gulf, Journal of Coastal Research, Vol. SI65, p.249-253.
- 10-Liu, H. Tian, H. and Li, Y. 2012. Comparison of two new ARIMA- ANN and ARIMA-Kalman hybrid methods for wind speed prediction Applied Energy. 98: 415-424.
- 11-Pereira de Lucena, A.F., Szklo, A.S., Schaeffer, R. and Dutra, R.M., 2010. The vulnerability of wind power to climate change in Brazil, Renewable Energy, Vol. 35(5), p.904-912.
- 12-Sündermann, J., Beddig, S., Huthnance, J. and Mooers, C.N.K., 2001. Impact of climate change on the coastal zone: discussion and conclusions, Climate Research, Vol. 18, p.1-3.
- 13-Tong H. 1983. Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis. Springer, New York
- 1-Afkhami H, A., Talebi, M. Mohammadi³ and F. Fotouhi 2015. Investigation of the Feasibility of Wind-Speed Prediction Using Hybrid Model of Neural Networks, Neural-Fuzzy Networks and Wavelet (Case Study: Station of Yazd). Iran-Watershed Management Science & Engineering. Vol. 9, No. 30. Pp: 31-41 (In Persian).
- 2-Akinci, T. C. 2011. Short term wind speed forecasting with ANN in Batman. Turkey. In: Proceedings of Electronics and Electrical Engineering Conference. China. No. 1. (107), pp.41-45.
- 3-Akpınar, E.K., and Akpınar, S. 2005. Energy Conversion and management. 46 (4):515-532.
- 4-Barati, Hassan. Haroonabadi, Hossein. Zadehali, Reza. 2013. Wind speed forecasting in South Coasts of Iran: An Application of Artificial Neural Networks (ANNs) for Electricity Generation using Renewable Energy. Bull. Env. Pharmacol. Life Sci., 6, 30-37.
- 5-Cadenas, E. and Rivera, W., 2007. Wind Speed forecasting in the south coast of Oaxaca, Mexico. Renewable Energy. 32(12):2116-2128.
- 6-Erdem, Ergin. Shi, Jing. Yidong, Peng. 2014. Short-Term Forecasting of Wind Speed and Power – A Clustering Approach. Industrial and Systems Engineering Research Conference. 1-11 pp.



Abstract

Investigating the performance of SARIMA linear time series and non-linear SETAR models in predicting monthly wind speed of Ahwaz synoptic station

A. Ahmadpour*¹, P. Haghighat jou² and S. H. Mirhashemi³

Received: 2019/03/06 Accepted: 2019/12/02

In the present study, considering the importance of wind speed forecasting, one of the important factors especially in the discussion of evaporation in watershed, is the construction of water structures and dams ponds so For this purpose we use the SARIMA linear time series models and non-linear SETAR linear time series models to predict wind speed of Ahwaz synoptic station with a statistical period of 22 years 1988-2002. Correctly fitted Sarima models were selected based on self-correlation and partial correlation functions and independent residue test (Logon-Box). The SETAR models were also used to assess the adequacy of the remaining models of the model. The results of the evaluation of the matched models showed that the SETAR model (2; 6.2) with the coefficient of explanation of 0.74 compared to the SARIMA linear model had a precision It is acceptable to predict the monthly wind speed of Ahwaz synoptic station.

Keywords: Monthly wind speed forecast, Time series, SARIM

-
1. M. Sc. Graduated of Water Resources Engineering, University of Zabol. Zabol, Iran, Corresponding author, Email: aahmadpour67@yahoo.com
 2. Associate Professor, Department of Water Engineering, University of Zabol, Zabol, Iran.
 3. Ph. D. Graduated of Irrigation and Drainage, University of Zabol, Zabol, Iran