

برآورد تبخیر ماهانه با مدل‌های سری زمانی SARIMA و BiLinear در ایستگاه ایدنگ

چکیده

برنامه‌ریزی صحیح برای استفاده بهینه از منابع آبی باهدف رسیدن به توسعه پایدار از اهمیت خاصی برخوردار است. آگاهی از مقدار دقیق تبخیر که یکی از پارامترهای مهم برای برنامه‌ریزی‌های منابع آب، مدیریت آبیاری و تولیدات زراعی است امری اجتناب‌ناپذیر می‌باشد. از سوی دیگر عدم‌کفایت ایستگاه‌های تبخیرسنجی و ابهام در کیفیت داده‌ها پژوهشگران را به سمت مدل‌های برآورد سوق داده است. در این مقاله با به‌کارگیری مدل‌های خطی سری زمانی SARIMA و مدل دو-خطی (BiLinear)، تبخیر ماهانه در ایستگاه ایدنگ واقع در حوضه مارون استان خوزستان برآورد شد. برای مدل‌سازی سری زمانی از داده‌های تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنگ با طول دوره آماری ۳۲ سال (۱۳۶۰-۱۳۹۲) استفاده شد. برای صحت‌سنجی مدل‌های سری زمانی SARIMA برازش یافته، از مقادیر آماره آزمون پورت مانتو و باقی‌مانده‌های توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی استفاده شده و برای انتخاب بهترین مدل SARIMA، از معیار شوارتز SBC بهره گرفته شد. همچنین برای صحت‌سنجی مدل‌های دوخطی از آماره پورت مانتو استفاده گردید. از میان مدل‌های SARIMA، مدل $(1,0,0)_2^*(1,0,0)_1$ SARIMA و از میان مدل‌های دو-خطی، مدل $BL(7,0,1,1)$ برازش یافته بر سری زمانی تبخیر ماهانه ایدنگ مناسب تشخیص داده شدند. مقایسه مقادیر معیارهای آماری دو مدل مذکور نشان داد که مدل $BL(7,0,1,1)$ با ضریب تعیین (R^2) برابر با ۰/۸۹، ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE) برابر با ۲/۹۴۵ میلی‌متر، میانگین قدر مطلق انحراف (MAD) برابر با ۰/۶۱۸ میلی‌متر از دقت بیشتری نسبت به $(1,0,0)_2^*(1,0,0)_1$ SARIMA در برآورد تبخیر ماهانه در ایستگاه ایدنگ برخوردار می‌باشد.

واژگان کلیدی: تبخیر ماهانه، مدل دو-خطی، مدل SARIMA، حوضه مارون.

عباس احمدپور^۱

حسین قتیحیان^{۲*}

مهدي مقسمی^۳

۱. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد مهندسی منابع آب، دانشگاه زابل، زابل، ایران
۲. گروه مهندسی منابع آب، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران
۳. دانشجوی دکتری مهندسی منابع آب، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران

* مسئول مکاتبات:

Fathian.h58@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۱۸

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۷/۰۳

کد مقاله: ۱۳۹۷۰۳۰۵۷۲

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد است.

مقدمه

تبخیر از سطوح آب، زمین، خاک دریاچه‌ها و مخازن آبی، یکی از فرایندهای بسیار مهم در هواشناسی و هیدرولوژی می‌باشد. هرسال میلیون‌ها مترمکعب آب شیرین از مخازن سدها که با هزینه زیادی جمع‌آوری گردیده، تبخیر شده و از دست می‌رود و املاح و نمک مانده از حجم آب تبخیرشده، کیفیت آب را کاهش می‌دهد (کاراموز و عراقی‌نژاد، ۱۳۸۹). محاسبه آب هدررفته به علت تبخیر، در درجه اول برای بررسی و مدیریت منابع آب، در مقیاس کشاورزی و منطقه‌ای، یا حوضه‌های آبخیز، دارای اهمیت می‌باشد. برای محاسبه تبخیر روش‌های متعددی وجود دارد اما بسیاری از این روش‌ها نیاز به داده‌های دارند که به‌آسانی در دسترس نیستند. یکی از روش‌های مطالعاتی در بررسی تغییرات و برآورد تبخیر، روش تحلیل سری‌های زمانی است. تحلیل و مدل‌سازی سری زمانی به دلیل توانایی در تحلیل داده‌ها از کاربرد گسترده‌ای در پژوهش‌های هیدرولوژی و منابع آب برخوردار بوده است. از آنجاکه متغیرهای تعیین‌کننده بیشتر سری‌های زمانی از عوامل طبیعی تأثیر می‌پذیرند، این سری‌ها به‌طور عمده نوعی مؤلفه فصلی را نشان می‌دهند. مثلاً سری‌های زمانی همچون بارندگی، دما، دبی رودخانه‌ها و چشمه‌ها دارای مؤلفه تناوب فصلی با دوره ۱۲ ماهه هستند. برخی از تحقیقات با استفاده از سری‌های زمانی در مدل‌سازی متغیرهای هواشناسی و هیدرولوژیکی عبارت‌اند از: فولادمند (۱۳۸۹) از مدل‌های ARIMA و SARIMA برای برآورد تبخیر و تعرق با روش پنمن فائو در ایستگاه پژوهشی باجگاه استفاده نموده و مقادیر تبخیر و



تعرق برآورد شده با روش سری زمانی را با مقادیر مشاهداتی مقایسه کردند. نتایج تحقیق آن‌ها نشان داد که روش سری زمانی، مقادیر تبخیر و تعرق را به‌طور مناسب برآورد می‌کند. قهرمان و قره‌خانی (۱۳۹۰) مدل‌های سری زمانی را برای برآورد تبخیر از تشت در ایستگاه شیراز مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان‌دهنده عملکرد بالای مدل‌های سری زمانی در برآورد تبخیر از تشت بود. شیروانی و هنر (۱۳۹۰) مدل‌سازی و پیش‌بینی مقادیر تبخیر-تعرق برای آینده را در ایستگاه باجگاه با استفاده از مدل‌های اتورگرسیو میانگین متحرک تلفیق شده فصلی مورد مطالعه قرار دادند. نتایج نشان داد که ضریب تعیین بین مقادیر مشاهده‌شده برای مقیاس زمانی هفتگی و ماهانه به ترتیب برابر $0/92$ و $0/99$ به دست آمد. دودانگه و همکاران (۱۳۹۱) کاربرد مدل‌های سری زمانی را به‌منظور تعیین روند پارامترهای اقلیمی از جمله درصد رطوبت، تبخیر، دمای هوا، سرعت باد، ساعات آفتابی برای اصفهان مورد ارزیابی و دقت مدل‌های آریمما در پیش‌بینی پارامترهای یادشده را مناسب گزارش دادند. طلا تپه و همکاران (۱۳۹۴) روش‌های سری زمانی و شبکه‌های عصبی مصنوعی در پیش‌بینی تبخیر-تعرق مرجع ماهانه در ایستگاه سینوپتیک ارومیه مورد مقایسه قرار دادند. بدین منظور در گام نخست بهترین مدل سری زمانی از بین مدل‌های AR و ARMA و بهترین مدل شبکه عصبی از بین شبکه‌های با تابع پایه شعاعی (RBF) و پرسپترون چندلایه (MLP) انتخاب کردند. نتایج نشان داد که مدل (۱۱) AR در بین سایر مدل‌های سری زمانی عملکرد بهتری داشته و مدل RBF دارای خطای کمتری نسبت به مدل MLP می‌باشد. همچنین نتایج نشان داد که مقدار جذر میانگین مربعات خطا بین مقادیر تبخیر-تعرق اندازه‌گیری شده و محاسباتی در دو مدل (۱۱) AR و RBF به ترتیب $1/85$ و $0/999$ میلی‌متر در ماه می‌باشد. بذرافشان و همکاران (۱۳۹۶) به ارزیابی کارایی مدل‌های سری زمانی در پیش‌بینی تبخیر تشت در نمونه‌های اقلیمی استان هرمزگان پرداختند. نتایج نشان داد که در نمونه‌های اقلیمی استان هرمزگان مدل اتورگرسیو میانگین متحرک (ARMA) و اتورگرسیو (AR) بهترین عملکرد را داشته‌اند، به‌طوری‌که به ترتیب در اقلیم گرم و خشک، فراگرم خشک و فراگرم فراخشک به ترتیب در یک ماه آینده دارای معیار ضریب تبیین (R^2) $0/83$ ، $0/71$ و $0/7$ و میزان ضرایب خطا (RMSE) به ترتیب $0/59$ ، $0/8$ و $0/88$ است. به‌طوری‌که مدل AR در اقلیم گرم و خشک قادر است تا ۱۱ ماه بعد را به‌خوبی پیش‌بینی نماید. نتایج نشان‌دهنده کارایی مناسب‌تر مدل اتورگرسیو نسبت به مدل اتورگرسیو میانگین متحرک در برآورد ماهانه تبخیر از تشت در اقلیم مختلف در مناطق بیابانی ساحلی گرم و خشک است. Martin و همکاران (۱۹۹۹) جهت باد و تأثیر آن در اقلیم منطقه در سواحل مدیترانه‌ای اسپانیا را با استفاده از مدل سری‌های زمانی بررسی و نشان دادند که این مدل‌سازی در پیش‌بینی سرعت باد به‌ویژه در مناطقی که الگوی چرخه‌ای باد وجود دارد مناسب می‌باشد. Ghanbarpour و همکاران (۲۰۱۰) جریانات زیر حوضه سنگ‌سوراخ را مطالعه نمودند. نتایج آن‌ها نشان داد که مدل‌های اتورگرسیو یکپارچه با میانگین متحرک دارای عملکرد بهتری نسبت به مدل‌های غیر فصلی اتورگرسیو با میانگین متحرک برای پیش‌بینی جریان در مقیاس‌های زمانی هفتگی، ماهانه و دو ماهه می‌باشد. Malik و Kumar (۲۰۱۵) تبخیر روزانه تشت را توسط روش‌های شبکه عصبی مصنوعی و رگرسیون چندگانه خطی در منطقه پانتاکار (هند) شبیه‌سازی کردند. نتایج نشان‌دهنده کارایی قابل قبول هر دو روش در برآورد تبخیر روزانه می‌باشد. Almedeij (۲۰۱۶) به مدل‌سازی تبخیر ماهانه تشت با استفاده از مدل‌های رگرسیون چندگانه خطی و مدل سری زمانی در کویت پرداخت. نتایج نشان‌دهنده کارایی مناسب و قابل قبول مدل‌های مذکور در مدل‌سازی تبخیر ماهانه کویت می‌باشد. این تحقیق حاکی از آن بود که روش‌های نسبتاً ساده و کلاسیک برای مدل‌سازی داده‌های تبخیری می‌توانند جایگزین‌های مؤثر دیگر روش‌های نظری و نیمه نظری باشند. Mohsen (۲۰۱۶) به تخمین تبخیر روزانه در ایستگاه ابوغریب عراق با استفاده از شبکه عصبی پرداخت. نتایج نشان‌دهنده کارایی موفقیت‌آمیز شبکه عصبی در تخمین ایستگاه مذکور می‌باشد. طلا تپه و همکاران (۱۳۹۴) نشان دادند که مدل (۱۱) AR در بین سایر مدل‌های سری زمانی عملکرد بهتری داشته و مقدار جذر میانگین مربعات خطا بین مقادیر تبخیر-تعرق اندازه‌گیری شده و محاسباتی در دو مدل (۱۱) AR و RBF به ترتیب $1/85$ و $0/999$ میلی‌متر در ماه می‌باشد. همچنین نتایج تحقیق بذرافشان و همکاران (۱۳۹۶) نشان داد که در نمونه‌های اقلیمی استان هرمزگان مدل اتورگرسیو میانگین متحرک (ARMA) و اتورگرسیو (AR) بهترین عملکرد را داشته‌اند، به‌طوری‌که به ترتیب در اقلیم گرم و خشک، فراگرم خشک و فراگرم فراخشک به ترتیب در یک ماه آینده دارای معیار ضریب تبیین (R^2) $0/83$ ، $0/71$ و $0/7$ و میزان ضرایب خطا (RMSE) به ترتیب $0/59$ ، $0/8$ و $0/88$ است. نتایج نشان‌دهنده کارایی

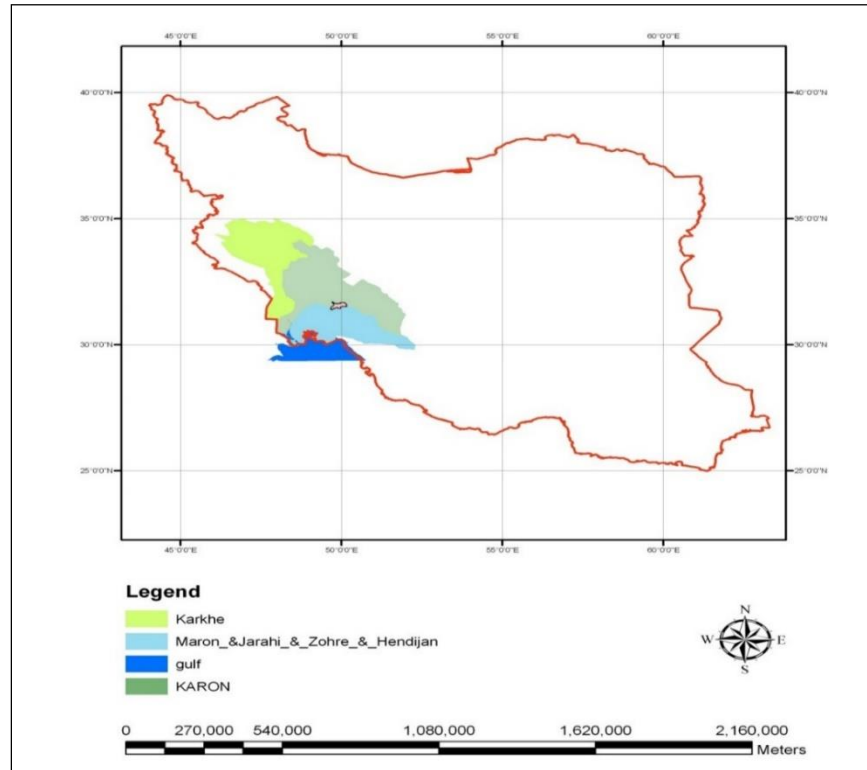
مناسب‌تر مدل اتورگرسیو نسبت به مدل اتورگرسیو میانگین متحرک در برآورد ماهانه تبخیر از تشت در اقالیم مختلف در مناطق بیابانی ساحلی گرم و خشک است؛ بنابراین هدف از این مقاله ارزیابی دقت مدل خطی سری زمانی SARIMA با مدل دو-خطی موسوم به مدل BiLinear در برآورد تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک واقع در استان خوزستان و تشخیص مدل برتر جهت برآورد تبخیر ماهانه ایستگاه مذکور می‌باشد.

مواد و روش‌ها

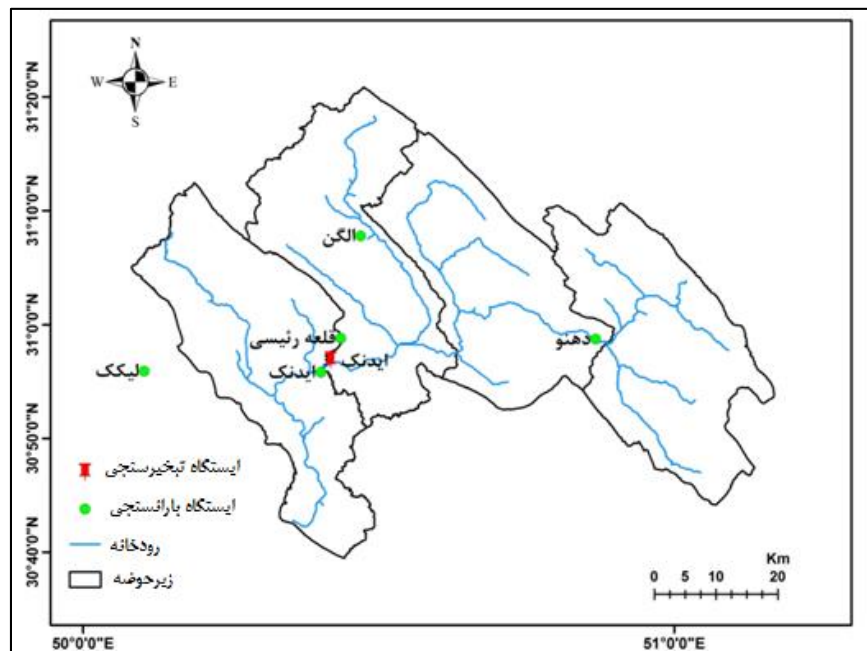
حوضه مارون با مساحت حدود ۳۸۲۴ کیلومترمربع در مختصات جغرافیای تا $51^{\circ}10'$ طول شرقی، $30^{\circ}30'$ تا $31^{\circ}20'$ عرض شمالی و در ارتفاعات شهرستان بهبهان در استان خوزستان واقع شده است. حوضه آبریز مارون توسط حوضه‌های آبریز رودخانه‌های زهره و کارون در استان خوزستان و کهگیلویه و بویراحمد احاطه گردیده است آب‌وهوای حوضه مارون متأثر از عرض کم جغرافیایی، تغییرات ارتفاع در مناطق مختلف (صفر تا بالغ بر ۳۶۰۰ متر از سطح دریا) و بالاخره مجاورت با خلیج فارس در بخش‌های جنوبی آن است. میانگین بارندگی سالانه در حوضه مارون از حدود ۱۵۰ میلی‌متر در جلگه‌های پست ساحلی تا حدود ۹۰۰ میلی‌متر در ارتفاعات شمالی تغییر می‌یابد و رژیم این بارش‌ها مدیترانه‌ای است، حداکثر نزولات جوی در فاصله ماه‌های آذر تا اسفند رخ می‌دهد. فصل خشک حوضه طولانی است و در مناطق کم ارتفاع از اردیبهشت تا پایان مهرماه ادامه می‌یابد. بخش عمده حوضه آبریز رودخانه مارون را مناطق کوهستانی تشکیل می‌دهد. از این میان بخش‌های شمالی و شرقی به ترتیب نسبت به بخش‌های دیگر ارتفاع بیشتری دارند (دفتر برنامه‌ریزی کلان آب و آبفا، ۱۳۹۲). همچنین در این مطالعه از داده‌های تبخیر ماهانه ایستگاه هیدرومتری ایدنک به مختصات طول و عرض جغرافیایی به ترتیب برابر با $50^{\circ}24'$ و $36^{\circ}30'$ در دوره آماری ۳۲ ساله از سال ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۲ استفاده شده است. در جدول ۱ مشخصات آماری تبخیر ماهانه ایستگاه مورد مطالعه نشان داده شده است. شکل ۱ موقعیت حوضه مارون را نسبت به کل کشور را نشان می‌دهد. شکل ۲ حوضه مارون و موقعیت ایستگاه تبخیرسنجی ایدنک را نشان می‌دهد.

جدول ۱: مشخصات آماری تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک بر حسب میلی‌متر.

نام ایستگاه	میانگین	ماکزیمم	مینیمم	انحراف معیار	ضریب چولگی
ایدنک	۷/۷	۳۷/۶	۰	۵/۶۱	۰/۴۲۵۱



شکل ۱: موقعیت حوضه مارون نسبت به کل کشور.



شکل ۲: نقشه حوضه مارون و موقعیت ایستگاه تبخیرسنجی ایدنک.

مدل SARIMA در سال ۱۹۹۴ توسط Box و همکاران برای پارامترهای که سری زمانی فصلی دارند، ارائه شد. اگر در یک سری زمانی رفتار تناوبی در فواصل زمانی مشخص (S) دیده شود، این سری زمانی دارای تناوب فصلی است و برای مدل سازی آن از مدل SARIMA استفاده می شود. این مدل به شکل $SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ نشان داده می شود که در ساختار آن ها (P,D,Q) جزء فصلی مدل و (p,d,q) جزء غیر فصلی مدل و S طول دوره فصل است. با به کارگیری عملگر انتقال به عقب B فرم کلی مدل به صورت زیر نشان داده می شود (عساکره، ۱۳۸۹):

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^S)\nabla^d\nabla_S^D Z_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)a_t \quad \text{رابطه ۱:}$$

که $\theta(B)$ و $\phi(B)$ به ترتیب چندجمله ای های مرتبه p و q هستند. $\Theta(B^S)$ و $\Phi(B^S)$ به ترتیب چندجمله ای برحسب B^S از درجه P و Q هستند. p مرتبه خود همبسته غیر فصلی، d تعداد تفاضل گیری غیر فصلی، q مرتبه میانگین متحرک غیر فصلی، P مرتبه خود همبسته فصلی، D تعداد تفاضل گیری فصلی، Q مرتبه میانگین متحرک فصلی و S طول فصل می باشد. ∇^d عملگر غیر فصلی و ∇_S^D عملگر فصلی است. مدل های سری زمانی شامل چهار مرحله است که به صورت تکراری انجام می شود که عبارت اند از:

۱- مرحله شناسایی الگو: در این مرحله با رسم نمودارهای خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) ایستایی در میانگین و واریانس داده ها مورد ارزیابی قرار می گیرد. تابع خودهمبستگی (ACF) یکی ابزارهای بسیار مهم برای امتحان وابستگی داده ها می باشد. این تابع، همبستگی میان مشاهدات را در فواصل مختلف اندازه می گیرد و جهت بررسی یک سری زمانی واحد در قلمرو زمان بکار می رود. این تابع، اغلب اطلاعاتی از الگوی احتمالی که داده ها را تولید می کند به ما ارائه می دهد که از آن برای تشخیص و برازش مدل استوکاستیکی مناسب برای داده ها استفاده می شود. علاوه بر خودهمبستگی میان (x_t, x_{t+k}) ، اگر همبستگی میان (x_t, x_{t+k}) بعد از حذف وابستگی خطی مشترک میان متغیرهای $(x_{t+1}, x_{t+2}, \dots, x_{t+k-1})$ مدنظر باشد، از تابع خودهمبستگی جزئی (PACF) استفاده می شود. رفتار این توابع در نمودار همبستگی نگار به عنوان یکی از مهم ترین معیارها برای تخمین الگوی سری زمانی می باشد. در صورت نایستایی ابتدا سری موردنظر با استفاده از سری تفاضلی مناسب و تبدیل داده ها از روش باکس- کاکس در میانگین و واریانس پایدار شده، سپس سری ایستا می گردد؛ بنابراین، در این مرحله با آنالیز واریانس داده های تفاضل شده و همچنین با استفاده از نمودارهای PACF و ACF، مرتبه های p، q، P و Q تعیین می شود. چنانچه مقادیر ACF، PACF سری باقی مانده ها داخل محدوده اطمینان قرار گیرد، همبستگی معنی داری بین باقی مانده ها وجود ندارد و باقی مانده ها اغتشاش خالص هستند (Mishra و Desia, 2005).

۲- برازش الگو (برآورد پارامترها): در این مرحله با شناسایی الگوهای مناسب در مرحله قبل، برای مقایسه چند الگو و انتخاب بهترین آن ها می توان از معیار اطلاعات آکائیکه (Akaikes Information Criterion) (AIC) استفاده کرد که به صورت رابطه ۲ محاسبه می شود. علاوه بر معیار آکائیکه اصلاح شده از معیار بیزین شوارتز (Schwartzs Bayesian Criterion) (SBC) استفاده می شود که به صورت رابطه ۳ نشان داده می شود.

$$AIC = n \times LN\left(\frac{2\pi RSS}{n}\right) + 1 + 2m \quad \text{رابطه ۲:}$$

$$SBC = n \times LN(MSE) + 2m \times LN(MSE) \quad \text{رابطه ۳:}$$

که در آن n تعداد کل داده ها، $m = (p + q + P + Q)$ و RSS ریشه مجموع مربعات باقی مانده ها و MSE میانگین مربعات باقی مانده ها است. مدلی انتخاب می شود که کمترین مقدار AIC و SBC را داشته باشد.

۳- تشخیص درستی الگو: جهت بررسی درستی مدل، نمودار باقیمانده ها از نظر نرمال بودن و ایستایی مورد ارزیابی قرار می گیرد.

۴- پیش‌بینی: با استفاده از تبدیل باکس- کاکس، مقادیر سری داده‌های پیش‌بینی شده به مقادیر تبخیر ماهانه تصحیح می‌شوند. نتایج به‌دست‌آمده به‌عنوان داده‌های نهایی تبخیر ماهانه پیش‌بینی شده برای سال‌های موردنظر ارزیابی می‌شوند. جهت مدل‌سازی داده‌های می‌توان از نرم‌افزار Minitab استفاده کرد که اساس کار آن همان شیوه تکراری باکس-جنکینز می‌باشد. در کنار روش‌های نموداری یک آزمون مفید برای آزمون نکویی برازش مدل آزمون پورت مانتو (Porte Manteau) است. این آزمون از خودهمبستگی باقیمانده‌ها برای بررسی فرضیه صفر توأم $H_0: P_1=P_2=\dots=P_K=0$ استفاده می‌کند که شکل کلی آن به‌صورت زیر است:

$$Q = n \sum_{k=1}^L r_k^2(\varepsilon_t) \quad \text{رابطه ۴:}$$

که در آن n تعداد داده‌ها، L حداکثر تأخیر در نظر گرفته شده، r_k ضریب همبستگی در تأخیر k ام و ε_t سری باقیمانده مدل می‌باشد. این آماره آزمون، آماره Q اصلاح‌شده یا همان LBQ (Ljung-Box) است و تحت فرض H_0 تقریباً دارای توزیع χ^2_{k-m} است. m تعداد پارامترهای برآورد شده در مدل می‌باشد. هرگاه مقدار آماره Q از مقدار متناظر جدول کی دو بیشتر باشد فرضیه H_0 رد می‌شود. گاهی فرضیه H_0 را فرضیه کفایت مدل نیز می‌نامند.

مدل‌های دو-خطی اولین بار توسط Andersen و Granger (۱۹۷۸) معرفی شد. در واقع مدل‌های خطی سری زمانی بسط مرتبه اول سری‌های تیلور می‌باشند. ایده اصلی مدل دو-خطی، بسط مرتبه دوم سری تیلور است. شکل کلی مدل دو-خطی به‌صورت زیر است:

$$Z_t = \sum_{i=1}^p (\phi_i \cdot Z_{t-i}) - \sum_{j=1}^q (\theta_j \cdot \varepsilon_{t-j}) + \sum_{i=0}^r \sum_{j=1}^s (\beta_{ij} \cdot Z_{t-i-j} \cdot \varepsilon_{t-j}) + \varepsilon_t \quad \text{رابطه ۵:}$$

که در آن، Z_t سری زمانی موردنظر و p, q, r, s و اعداد صحیح مثبت می‌باشند که مرتبه مدل دو-خطی را نشان می‌دهند. مدل فوق در برخی منابع نظیر Yao و Fan (۲۰۰۳) به‌صورت مدل $BL(p, q, r, s)$ نمایش داده شده است. ϕ, β, θ و ضرایب مدل دو-خطی می‌باشند. ε_t سری تصادفی نرمال و استاندارد می‌باشد.

مدل دو-خطی در واقع همان مدل ARMA خطی بسط داده شده می‌باشد که عبارت غیرخطی $(\beta_{ij} \cdot Z_{t-i-j} \cdot \varepsilon_{t-j})$ به سمت راست آن اضافه شده است. در این عبارت حاصل ضرب دو متغیر $Z_{t-i-j}, \varepsilon_{t-j}$ که هر دو نسبت به زمان متغیر هستند؛ باعث خارج شدن معادله از حالت خطی شده و مدل غیرخطی شده است. برازش مدل دو-خطی دو مرحله وجود دارد یکی تعیین مرتبه‌های مدل (p, q, r, s) و دیگری تخمین ضرایب β, ϕ, θ می‌باشد. تعیین مرتبه‌های مدل با استفاده از روش اکایکه اصلاح شده انجام می‌گیرد. هر مرتبه که مقدار اکایکه کمتری داشته باشد، به‌عنوان مرتبه مدل انتخاب می‌شود. مقدار اکایکه اصلاح شده برای مراتب مختلف مدل از رابطه زیر محاسبه می‌شود (Akaike, 1974):

$$AICC(p, q) = n \ln(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + \frac{2(p + q + r + s)}{(n - p - q - r - s)} \quad \text{رابطه ۶:}$$

که در آن، n تعداد داده‌های p : مرتبه مدل خود همبسته، q : مرتبه میانگین متحرک و واریانس خطاها $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ می‌باشد. با داشتن مرتبه‌های مدل دوخطی می‌توان از روش درست نمائی برای تخمین ضرایب مدل استفاده کرد. فرض می‌شود $Z_1 \dots Z_t$ سری داده‌های مشاهداتی باشند که به حالت ایستا تبدیل شده‌اند. فرض می‌شود $\theta = (\theta_1^T, \theta_2^T)^T$ که در آن:

$$\theta_1 = (b_1, \dots, b_q, a_1, \dots, a_q)^T \quad \text{رابطه ۷:}$$

$$\theta_2 = (c_{11}, \dots, c_{1s}, c_{21}, \dots, c_{rs})^T \quad \text{رابطه ۸:}$$

می‌توان تابع لگاریتم درست نمائی را به صوت زیر نوشت (Fan and Yao, 2003):

$$L(\theta, \sigma^2) = -\frac{n-p}{2} \log \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=p+1}^T \hat{\varepsilon}_t(\theta)^2 \quad \text{رابطه ۹:}$$

که در آن $p' = \max\{p, r\}$ و مقادیر $\dots, \hat{\varepsilon}_{p'+1}(\theta), \hat{\varepsilon}_{p'}(\theta)$ با در نظر گرفتن شرایط $\{q, r\} = \max\{q, r\}$ با استفاده از مدل عمومی دو-خطی قابل محاسبه خواهند بود.

یکی از روش‌ها برای آزمودن کفایت طول داده‌ها استفاده از ضریب هرست است. ضریب هرست یک آماره برای سنجش کفایت اطلاعات به لحاظ طول دوره آماری است. ضریب هرست از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$R = S^+ - S^- \quad \text{رابطه ۱۰:}$$

که در آن S^+ مقادیر مثبت انحراف از میانگین سری، S^- مقادیر منفی انحراف از میانگین سری که به صورت جمعی محاسبه شده باشد. مقادیر ضریب هرست برابر با 0.5 برای سری زمانی نشان‌دهنده یک سری مستقل نرمال می‌باشد. هرچه این ضریب از 0.5 بیشتر باشد نشان‌دهنده این مطلب است که حافظه بلندمدت در سری زمانی بیشتر است بدین معنی که نیازی برای تطویل اطلاعات سری نمی‌باشد (کارآموز و عراقی نژاد، ۱۳۸۹).

برای مقایسه و ارزیابی دقت مدل‌های سری زمانی SARIMA و مدل دو-خطی در برآورد تبخیر ماهانه، از شاخص‌های آماری سنجش خطا استفاده شد. از مهم‌ترین معیارهای آماری سنجش خطا می‌توان به ضریب تعیین، میانگین قدرمطلق انحراف و ریشه میانگین مربعات خطا اشاره کرد که به ترتیب در روابط ۱۱ تا ۱۳ آمده است.

$$R^2 = (Cov(O_i, S_i) / \sqrt{Cov(O_i, O_i) \cdot Cov(S_i, S_i)})^2 \quad \text{رابطه ۱۱:}$$

$$MAD = \frac{\sum |S_i - O_i|}{n} \quad \text{رابطه ۱۲:}$$

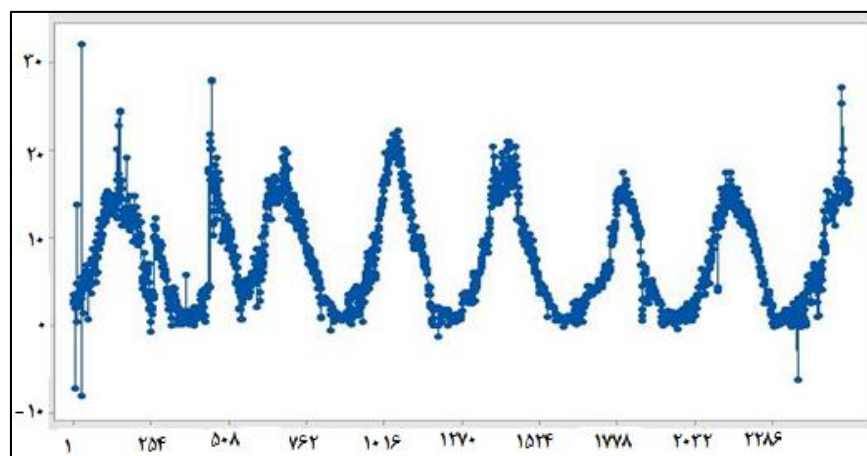
$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (O_i - S_i)^2} \quad \text{رابطه ۱۳:}$$

که در آن n برابر با تعداد داده‌های تبخیر، O_i مقدار تبخیر ماهانه اندازه‌گیری شده و S_i مقدار تبخیر ماهانه شبیه‌سازی شده در گام زمانی i ام و Cov کوواریانس بین مقادیر تبخیر ماهانه اندازه‌گیری شده و شبیه‌سازی شده می‌باشد.

نتایج

در این مقاله با توجه به رفتار توابع ACF, PACF برای مدل‌سازی داده‌های تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک از مدل SARIMA که مناسب داده‌هایی با تغییرات فصلی باشند، استفاده شد. در شکل ۳ نمودار سری زمانی تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک نشان داده شده که در آن فصلی بودن سری زمانی به وضوح مشاهده می‌شود. در مدل‌سازی سری زمانی خطی SARIMA قضاوت شخصی و تجربه در انتخاب پارامترها و مدل بهینه

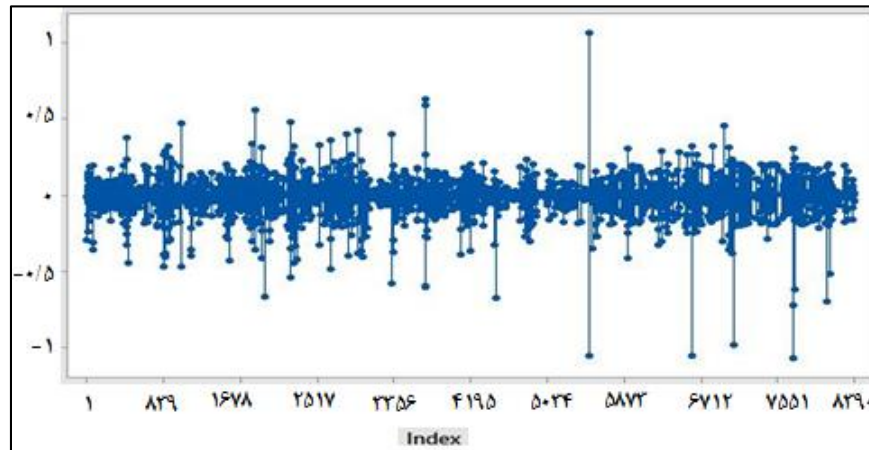
مهم است، در واقع انتخاب بهترین مدل قالب مشخصی ندارد و با سعی و خطا انجام می‌گیرد. نکته مهم در مدل‌سازی سری زمانی کیفیت داده‌های به کار گرفته شده می‌باشد که باید به صورت فشرده و لحظه‌ای جمع‌آوری شده باشند. موضوع کیفیت داده‌ها در نرمال‌سازی داده‌ها که یکی از شرط‌های اساسی در استفاده از سری زمانی، نرمال بودن داده‌ها می‌باشد بسیار حائز اهمیت است. لذا در این مطالعه از آماره هرست جهت تشخیص کفایت سری زمانی داده‌های تبخیر ماهانه ایدنک استفاده گردید.



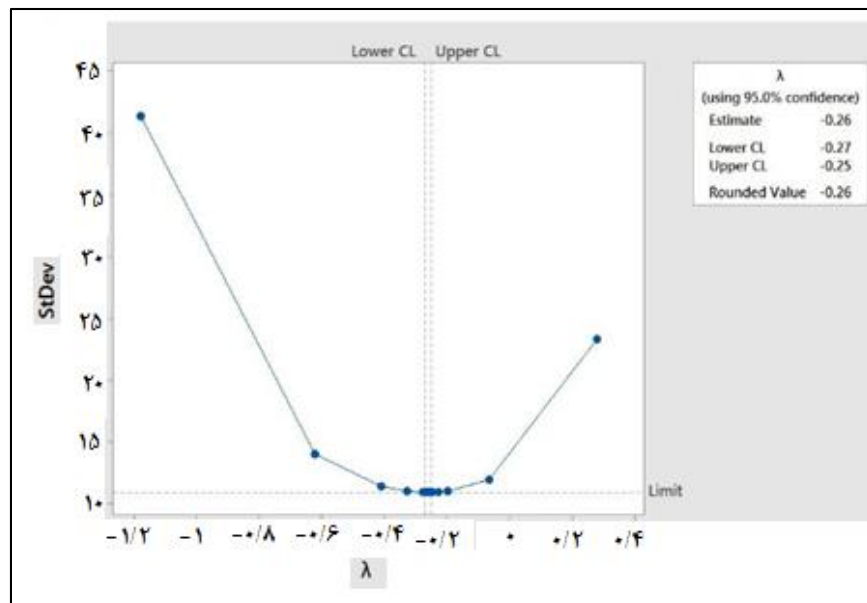
شکل ۳: نمودار فصلی سری زمانی تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک.

از میان مدل‌های متفاوت خطی باکس جنکنیز مدل‌های فصلی ضربی SARIMA که بر ساختار داده‌ها تبخیر ماهانه ایستگاه مذکور مطابقت داشته‌اند مناسب تشخیص داده شده همچنین در این مقاله سعی شده که بهترین مدل SARIMA جهت پیش‌بینی تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک برای سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۶۰ شناسایی گردد.

در شکل ۴ نمودار سری زمانی تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک را پس از ایستایی در میانگین و واریانس را نشان می‌دهد با توجه به اینکه میانگین و واریانس سری هیچ‌گونه نوساناتی را نشان ندادند لذا می‌توان از ایستایی سری مذکور که یکی از شرط‌های اساسی برای مدل‌سازی سری‌های زمانی می‌باشد اطمینان حاصل نمود. جهت ایستایی میانگین سری از تفاضل‌گیری مرتبه دو و جهت ایستایی واریانس سری از تبدیل باکس کاکس که علاوه بر ایستایی واریانس جهت نرمال‌سازی داده‌های سری زمانی که یکی دیگر از شرط‌های اساسی در کنار ایستایی سری نرمال‌سازی است استفاده گردید. شکل ۵ نتایج حاصل از تبدیل باکس-کاکس بر روی داده‌های تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک با ضریب لاند $0/26$ را نشان می‌دهد.

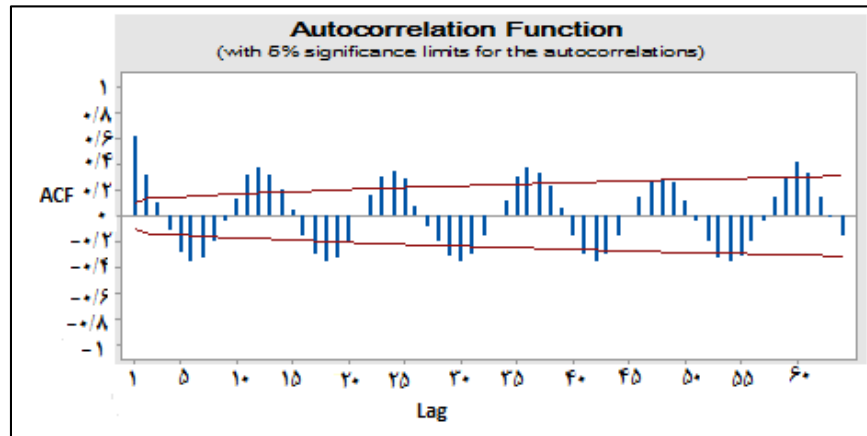


شکل ۴: نمودار سری زمانی داده‌های تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک پس از ایستا شدن.

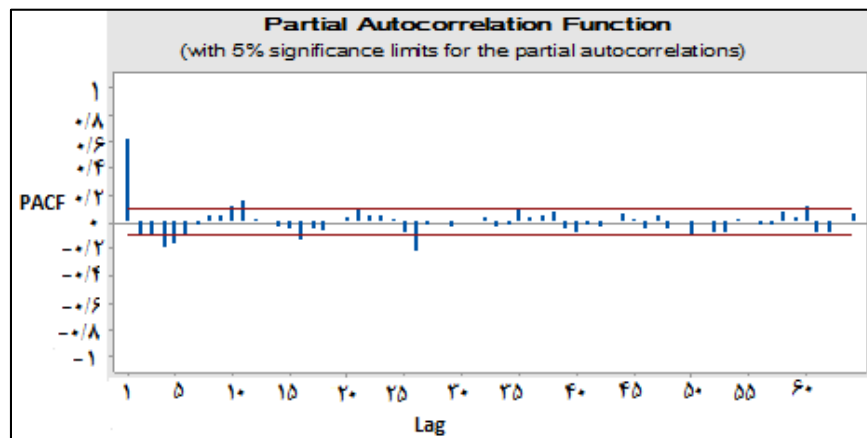


شکل ۵: نمودار تبدیل باکس-کاکس بر روی داده‌های تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک.

اشکال ۶ و ۷ به ترتیب توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی باقی‌مانده‌های مدل برتر SARIMA برازش یافته بر داده‌های تبخیر ماهانه را نشان می‌دهند. با توجه به اینکه خطوط در سطح اطمینان خود قرار دارند صحت مدل برازش یافته تأیید شده است و همچنین مشخص گردید که همبستگی معنی‌دار بین باقی‌مانده‌ها وجود ندارد.



شکل ۶: نمودار تابع خودهمبستگی باقی مانده‌های مدل به $SARIMA(1,0,1)*(1,0,1)_{12}$.



شکل ۷: نمودار تابع خودهمبستگی جزئی باقی مانده‌های مدل به $SARIMA(1,0,1)*(1,0,1)_{12}$.

جدول ۲ الی ۶ خلاصه‌ای از پارامترهای آماری مدل‌های SARIMA برازش یافته بر داده‌های تبخیر ماهانه ایدنک را نشان می‌دهد. مقادیر اماره آزمون پورت مانتو ($Q(T)$) برای ایستگاه مورد مطالعه در جدول ۲ الی ۶ برای مدل‌های آماری برازش یافته آورده شده است. برای قضاوت در مورد فرضیه H_0 مقدار اماره به دست آمده از آزمون پورت مانتو با مقدار λ^2 در سطح معنی‌داری ۵ درصد مقایسه گردید و همان‌طور که در جدول مذکور ملاحظه می‌شود این اماره از مقدار متناظر λ^2 در ایستگاه کمتر است لذا می‌توان از صحت مدل‌های SARIMA برازش یافته بر داده‌های تبخیر ماهانه ایدنک اطمینان حاصل نمود. در جدول ۷ خلاصه‌ای از پارامترهای آماری مدل‌های دو-خطی برازش یافته بر داده‌های تبخیر ماهانه ایدنک به همراه مقادیر اماره پورت مانتو محاسبه شده نشان داده شده است. همچنین با توجه به این که برای صحت‌سنجی مدل‌های غیرخطی از اماره پورت مانتو بهره گرفته شده است و با توجه به مقادیر این اماره برای مدل‌های دوخطی $BL(12,0,1,1)$ برابر با ۱۱۲ و مقادیر متناظر آن در جدول برابر ۱۵۲، در مدل دوخطی $BL(1,1,0,7)$ برابر با ۱۲۳ و مقادیر متناظر آن در جدول برابر ۱۹۳ با توجه به اینکه مقادیر بدست آمده از مقادیر متناظر کمتر می‌باشد صحت مدل‌های مذکور را می‌توان تأیید نمود.

جدول ۲: پارامترهای آماری مدل $SARIMA(1,0,1)_2^*(1,0,1)_2$ برازش یافته بر تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک.

AIC	SBC	λ^2	Q	θ_2	θ_1	Φ_2	Φ_1	θ_2	θ_1	ϕ_2	ϕ_1
۹۵	۱۲۸	۱۵	۵/۶	-	-۰/۹۳۵	-	۱/۰۰۴	-	-۰/۳۵۹۰	-	-۰/۶۰۷۶

جدول ۳: پارامترهای آماری مدل $SARIMA(2,0,1)_2^*(1,0,2)_2$ برازش یافته بر تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک.

AIC	SBC	λ^2	Q	θ_2	θ_1	Φ_2	Φ_1	θ_2	θ_1	ϕ_2	ϕ_1
۱۱۵	۱۴۸	۱۲	۸	-	-۰/۹۵۹۷	-۰/۰۴۷۸	۱/۰۱۴۶	-۰/۱۵۴۲	-۰/۷۳۶۲	-	-۰/۹۸۲۱

جدول ۴: پارامترهای آماری مدل $SARIMA(2,0,2)_2^*(2,0,2)_2$ برازش یافته بر تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک.

AIC	SBC	λ^2	Q	θ_2	θ_1	Φ_2	Φ_1	θ_2	θ_1	ϕ_2	ϕ_1
۱۱۸	۱۵۴	۹/۳	۴	-۰/۲۱۳۴	-۰/۱۰۶۰	-۰/۷۸۳۵	-۰/۲۱۶۶	-۰/۳۴۶۱	-۰/۶۹۱۲	-۰/۳۴۸۹	-۰/۹۰۰۲

جدول ۵: پارامترهای آماری مدل $SARIMA(2,0,1)_2^*(2,0,1)_2$ برازش یافته بر تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک.

AIC	SBC	λ^2	Q	θ_2	θ_1	Φ_2	Φ_1	θ_2	θ_1	ϕ_2	ϕ_1
۱۳۱	۱۶۵	۳۹	۲۷	-۰/۸۹۳	-۰/۸۷۶۶	-	-۰/۹۹۸۳	-۰/۱۵۲۷	-۰/۷۴۹۳	-	-۰/۹۸۸۴

جدول ۶: پارامترهای آماری مدل $SARIMA(2,0,3)_2^*(2,0,2)_2$ برازش یافته بر تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک.

AIC	SBC	λ^2	Q	θ_2	θ_1	Φ_2	Φ_1	θ_2	q_1	f_3	f_2	ϕ_1
۲۱۰	۱۸۰	۷	۵	-۰/۹۵۰۶	-۰/۰۱۳۴۱	-۰/۵۲۸۷	-۰/۲۷۴۷۹	-۰/۷۸۵۵	-۰/۲۱۲۸	-۰/۱۰۹۲	-۰/۵۰۰۱	-۰/۵۰۷۵

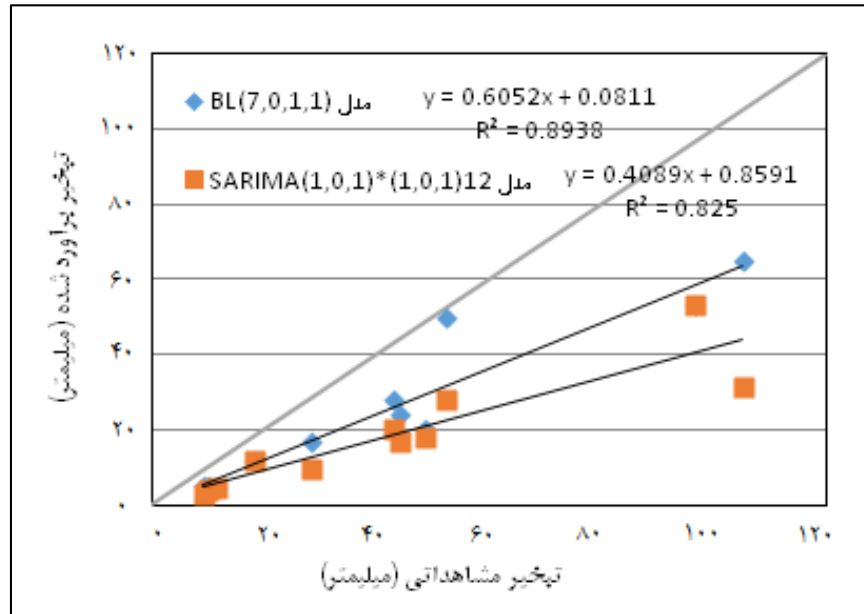
جدول ۷: پارامترهای آماری مدل های دو-خطی برازش یافته بر داده های تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک.

نتیجه آزمون	مقدار کای اسکور جدول	آزمون Q	تأخیر	تعداد داده	مدل
قابل قبول	۱۳۵	۷۹	۸۵	۴۵۰	BL(۱,۱,۰,۷)
قابل قبول	۱۴۳	۹۶	۸۵	۴۵۰	BL(۱۲,۰,۱,۱)

از داده های تبخیر ماهانه در دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۶۰ برای واسنجی مدل و به دست آوردن بهترین مدل مناسب برای ایستگاه استفاده شد و از داده های سال های ۱۳۸۵-۱۳۹۰ برای تأیید مدل و از داده های ۱۳۹۲-۱۳۹۰ برای پیش بینی تبخیر ماهانه ایدنک استفاده شد. همچنین نتایج مربوطه به معیارهای آماری ارزیابی مدل ها در جدول ۸ برای مدل های مذکور نشان داده شده است. شکل ۸ نمودار پراکندگی مقادیر تبخیر ماهانه برآورد شده با مدل های دو-خطی $BL(1,1,0,7)$ و $SARIMA(1,0,1)_2^*(1,0,1)_2$ نسبت به مقادیر تبخیر ماهانه مشاهداتی را نشان می دهد. با توجه به جدول ۸، مقادیر ضریب تعیین، ریشه میانگین مربعات خطا و میانگین قدر مطلق انحراف بین مقادیر تبخیر ماهانه برآورد شده با مدل $BL(1,1,0,7)$ و مقادیر تبخیر مشاهداتی به ترتیب برابر با ۰/۸۹، ۲/۹۴۵ میلی متر و ۰/۶۱۸ میلی متر می باشد. همچنین مقادیر ضریب تعیین، ریشه میانگین مربعات خطا و میانگین قدر مطلق انحراف بین مقادیر تبخیر ماهانه برآورد شده با مدل $SARIMA(1,0,1)_2^*(1,0,1)_2$ و مقادیر تبخیر مشاهداتی به ترتیب برابر با ۰/۸۲، ۶/۴۵۶ میلی متر و ۰/۹۷۱ میلی متر می باشد؛ بنابراین مدل دو-خطی $BL(1,1,0,7)$ از دقت بیشتری نسبت به مدل $SARIMA(1,0,1)_2^*(1,0,1)_2$ در برآورد تبخیر ماهانه برخوردار می باشد.

جدول ۸: معیارهای آماری مقادیر تبخیر ماهانه برآورد شده با مقادیر تبخیر ماهانه مشاهداتی در ایستگاه ایدنک.

مدل	MAD (mm)	RMSE (mm)	R ²
BL(1,1,0,7)	۰/۶۱۸	۲/۹۴۵	۰/۸۹
SARIMA (1,0,1)*(1,0,1) ₁₂	۰/۹۷۱	۶/۴۵۶	۰/۸۲



شکل ۸: نمودار پراکندگی مقادیر تبخیر ماهانه برآورد شده با مدلها BL(1,1,0,7) و مدل SARIMA (1,0,1)*(1,0,1)₁₂ نسبت به مقادیر مشاهداتی.

بحث و نتیجه‌گیری

تبخیر یکی از پدیده‌های مهم اقلیمی به‌ویژه در مناطق خشک و نیمه‌خشک محسوب می‌شود. برآورد میزان تبخیر از دیدگاه مدیریت منابع آب به لحاظ تأثیر آن بر بیلان آبی حوضه‌ها، خشک‌سالی و حتی بر روی تغییر اقلیم یک منطقه دارای اهمیت زیادی است. مقدار آماره کفایت داده‌های هرست برای داده‌های تبخیر روزانه ایدنک برابر ۰/۶۵ بود که نشان‌دهنده حافظه بلندمدت سری یا به‌عبارت‌دیگر سری زمانی مذکور قابل‌اعتماد جهت مدل‌سازی می‌باشد. در این مقاله به‌منظور برآورد تبخیر ماهانه ایستگاه ایدنک از دو مدل SARIMA و مدل دوخطی موسوم به بی‌لینیبیر استفاده شده است؛ که از میان مدل‌های دوخطی بی‌لینیبیر مدل BL(1,1,0,7) به‌عنوان مدل برتر شناسایی شده و صحت مدل بر اساس آماره پورت ماتتو تأیید گردید. علاوه بر این مدل SARIMA (1,0,1)*(1,0,1)₁₂ بیشترین تطابق با سری زمانی تبخیر ماهانه ایدنک داشته و با داشتن کمترین مقدار آماره AIC, SBC به‌عنوان مدل برتر خطی انتخاب شد. صحت مدل مذکور بر اساس توابع خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی باقی‌مانده‌ها مدل برازش یافته، آماره پورت ماتتو تأیید گردید. جهت مقایسه عملکرد دو مدل مذکور یعنی مدل خطی SARIMA و مدل دوخطی بی‌لینیبیر از آماره‌های همچون ریشه میانگین مربعات خطا، ضریب تعیین و میانگین قدر مطلق انحراف استفاده شد. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که مدل دو-خط BL(1,1,0,7) از دقت بیشتری نسبت به مدل SARIMA (1,0,1)*(1,0,1)₁₂ در برآورد تبخیر ماهانه برخوردار می‌باشد. به‌طوری‌که مقادیر ضریب تعیین، ریشه میانگین مربعات خطا و میانگین قدر مطلق انحراف بین مقادیر تبخیر برآورد شده با مدل دوخطی BL(1,1,0,7) و مقادیر

تبخیر مشاهداتی به ترتیب برابر با ۰/۸۹، ۲/۹۴۵ میلی‌متر و ۰/۶۱۸ میلی‌متر می‌باشد. همچنین مقادیر ضریب تعیین، ریشه میانگین مربعات خطا و میانگین قدر مطلق انحراف بین مقادیر تبخیر برآورد شده با مدل $(1,0,1)^*(1,0,1)$ SARIMA و مقادیر تبخیر مشاهداتی به ترتیب برابر با ۰/۸۲، ۶/۴۵۶ میلی‌متر و ۰/۹۷۱ میلی‌متر می‌باشد. علاوه بر این مقایسه نتایج این مطالعه با نتایج تحقیق بهمنش و همکاران (۱۳۹۳) در پیش‌بینی مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع در ایستگاه سینوپتیک ارومیه نشان داد که مدل دوخطی $BL(1,1,0,1)$ توانایی بیشتری در مدل‌سازی و پیش‌بینی مقادیر ماهانه تبخیر-تعرق گیاه مرجع در مقایسه با مدل خطی (۱۱) AR دارد. نتایج تحقیق طلا تپه و همکاران (۱۳۹۴) نشان داد که مدل (۱۱) AR در بین سایر مدل‌های سری زمانی عملکرد بهتری داشته و مقدار جذر میانگین مربعات خطا بین مقادیر تبخیر-تعرق اندازه‌گیری شده و محاسباتی در دو مدل (۱۱) AR دارد و RBF به ترتیب ۱/۸۵ و ۰/۹۹۹ میلی‌متر در ماه می‌باشد. همچنین نتایج تحقیق بذرافشان و همکاران (۱۳۹۶) نشان داد که در نمونه‌های اقلیمی استان هرمزگان، مدل اتورگرسیو (AR) نسبت به مدل اتورگرسیو میانگین متحرک (ARMA) در برآورد تبخیر ماهانه از تشت عملکرد بهتری داشته است. علاوه بر این مقایسه نتایج این تحقیق با مطالعات فولادمند (۱۳۸۹)، شیروانی و هنر (۱۳۹۰) در ایستگاه باجگاه در مورد تبخیر و تعرق گیاه مرجع، قهرمان و قره‌خانی (۱۳۹۰) در رابطه با برآورد تبخیر با استفاده از مدل‌های سری زمانی در ایستگاه شیراز، بیانگر هم‌خوانی نتایج این تحقیق با نتایج تحقیقات محققین دیگر دارد.

سیاسگزاری

بدین‌وسیله از مساعدت معاونت مطالعات پایه منابع آب و دفتر پژوهش‌های کاربردی سازمان آب و برق خوزستان به دلیل در اختیار گذاشتن آمار و اطلاعات و نقشه‌های پایه قدردانی می‌گردد.

منابع

- بذرافشان، ا.، چشم‌براه، ع. و حلی‌ساز، ا.، ۱۳۹۶. ارزیابی کارایی مدل‌های سری زمانی در پیش‌بینی تبخیر تشت در نمونه‌های اقلیمی استان هرمزگان. نشریه علمی-پژوهشی مهندسی و مدیریت آبخیز، جلد ۹، شماره ۳، صفحات ۲۶۱-۲۵۰.
- بهمنش، ج.، آزاد طلا تپه، ن.، منتصری، م. و بشارت، س.، ۱۳۹۳. ارزیابی مدل‌های سری زمانی خطی و غیرخطی بی‌لینیر در پیش‌بینی تبخیر-تعرق گیاه مرجع در ایستگاه سینوپتیک ارومیه. نشریه پژوهش آب در کشاورزی، جلد ۲۸، صفحات ۹۶-۸۵.
- دفتر برنامه‌ریزی کلان آب و آبفا، ۱۳۹۲. سالنامه آماری آب کشور ۹۱-۱۳۹۰. دفتر برنامه‌ریزی کلان آب و آبفا وزارت نیرو. ۳۰۲ صفحه.
- دودانگه، ا.، عابدی کوپائی، ج. و گوهری، ع.، ۱۳۹۱. کاربرد مدل‌های سری زمانی به‌منظور تعیین روند پارامترهای اقلیمی در آینده در راستای مدیریت منابع آب. مجله علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، علوم آب‌و خاک، جلد ۵۹، صفحات ۷۴-۵۹.
- شیروانی، ا. و هنر، ت.، ۱۳۹۰. کاربرد مدل‌های سری زمانی برای پیش‌بینی تبخیر و تعرق در ایستگاه باجگاه. مجله پژوهش آب ایران، سال پنجم، جلد ۸، صفحات ۱۴۲-۱۳۵.
- طلا تپه، ن.، بهمنش، ج.، منتصری، م. و رضاوردی‌نژاد، و.، ۱۳۹۴. مقایسه روش‌های سری زمانی و شبکه عصبی مصنوعی در پیش‌بینی تبخیر-تعرق مرجع (مطالعه موردی: ارومیه). مجله علوم مهندسی آبیاری (مجله علمی کشاورزی)، دوره ۳۸، شماره ۴، صفحات ۸۵-۷۵.
- فولادمند، ح.، ۱۳۸۹. پیش‌بینی ماهانه تبخیر-تعرق پتانسیل گیاه مرجع در استان فارس. مجله دانش آب‌و خاک. شماره ۴، صفحات ۱۶۹-۱۵۷.
- قهرمان، ن. و قره‌خانی، ا.، ۱۳۹۰. ارزیابی مدل‌های تصادفی سری‌های زمانی در برآورد تبخیر از تشت (مطالعه موردی: ایستگاه شیراز). مجله پژوهش آب در کشاورزی، جلد ۲۵، صفحات ۸۱-۷۵.
- کارآموز، م. و عراقی‌نژاد، ش.، ۱۳۸۹. هیدرولوژی پیشرفته. انتشارات دانشگاه صنعتی امیرکبیر، ۴۶۲ ص.
- عساکره، ح.، ۱۳۸۹. الگوسازی آریمای برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی. شماره ۷۵۶، صفحات ۱۵۶۰۱-۱۵۶۲۲.

- Akaike, H., 1974.** A new look at statistical model Identification. IEEE. Transaction on Automatic Control AC-19,716-723.
- Almedej, J., 2016.** Modeling pan evaporation for Kuwait using multiple linear regression and time –series techniques. American journal of applied Sciences. 13(6), 739-747.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M. and Reinsel, G. C., 1994.** Time series Analysis: Forecasting and Control. 3rdEd. prentice Hall, Englewood Cliffs Inc., New Jersey. 598p.
- Fan, J. and Yao, Z., 2003.** Nonlinear time series, nonparametric and parametric methods. Springer-Verlag New York, Inc.
- Ghanbarpour, M. R., Abbaspour, K. C., Jalalvand, D. G. and Moghadam, G. A., 2010.** Stochastic modeling of surface stream flow at different time scales: Sangsoorakh karst basi, Iran. Journal of Cave and Karst Studies, 72: 1-10.
- Granger, C. W. J. and Andersen, A. P., 1978.** An introduction to bilinear time series models. Vandenhoeck and Ruprecht: Guttingen. Science and Education *Publishing Co.*
- Malik, A. and Kumar, A., 2015.** Pan evaporation simulation based on daily meteorological data using soft computing techniques multiple minear megression. Water Resources Management, 29, 1859-1872.
- Martin, M., Cremades, L. V. and Santabarbara, J. M., 1999.** Analysis and modeling of time series of surface wind speed and direction. International Journal of climatology, 19: 197-209.
- Mohsen, Z. N., 2016.** Estimation daily evaporation employing neural network for Abu-garib station, Baghdad, Iraq. International Journal of Scientific and Research Publications, 6(2): 76-90.
- Mishra, A. K. and Desai, V. R., 2005.** Drought forecasting using stochastic models. Stochastic Environment Research Risk Assessment, 19: 326-339.