

برآورد تبخیر روزانه از تشت با استفاده از مدل‌های موجود سری زمانی

علی اکبر سبزی پرور^{۱*}، بهناز ختار^۲، مجید صادقی فر^۳، صبا سقائی^۴، فرناز ارشادفتح^۵ و رضا نوروز ولاشدی^۶
^۱ استاد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا، ^{۲،۳،۴،۵} دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا، ^۶ استادیار،
دانشکده علوم پایه، دانشگاه بوعلی سینا و ^۶ دانشجوی دکتری، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا

تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۱/۱۲

تاریخ دریافت: ۹۲/۰۷/۱۳

چکیده

امروزه برنامه‌ریزی صحیح برای استفاده بهینه از منابع آبی با هدف رسیدن به توسعه پایدار از اهمیت خاصی برخوردار است. آگاهی از مقدار دقیق تبخیر سطحی روزانه یکی از پارامترهای مهم برای برنامه‌ریزی‌های منابع آب، مدیریت آبیاری و تولیدات زراعی است. عدم کفایت تعداد ایستگاه‌های تبخیرسنجی، ابهام در کیفیت داده‌ها و خلاءهای آماری موجود در مقاطع مختلف زمانی، پژوهشگران را به سمت مدل‌های برآورد، سوق داده است. در این پژوهش، با به کارگیری مدل‌های مبتنی بر سری زمانی به برآورد مقدار تبخیر روزانه تشت تبخیر در سه ایستگاه منتخب استان همدان اقدام شد. در این رابطه، صحت و دقت هر یک از مدل‌ها با استفاده از معیارهای آکائیک AIC و SBC و شاخص میانگین انحراف نسبی (MPE) ارزیابی شد. بررسی نمودارهای داده‌های کلیه ایستگاه‌ها نشان داد که سری زمانی داده‌های تشت تبخیر در کلیه ایستگاه‌ها دارای یک روند فصلی نیست و به همین دلیل تغییرات زمانی تبخیر از تشت، از مدل ARIMA پیروی می‌کند. با توجه به معیارهای خطاسنجی برای ایستگاه تبخیرسنجی آق کهریز مدل $ARIMA(1,1,1)$ پیشنهاد است. آماره‌های R^2 و RMSE برای ایستگاه آق کهریز به ترتیب برابر $0/93$ و $2/44$ میلی‌متر در روز، در ایستگاه سد اکباتان $0/93$ و $1/23$ میلی‌متر در روز و برای ایستگاه کوشک‌آباد برابر $0/92$ و $1/03$ میلی‌متر در روز به دست آمد. طبق نتایج مدل منتخب، MPE ایستگاه‌های مورد پژوهش برای مدل منتخب بین $5/85$ الی $6/29$ درصد متغیر است که نشان‌دهنده بیش برآورد مدل‌های منتخب نسبت به مقادیر اندازه‌گیری است. مقدار انحراف استاندارد برای ایستگاه آق کهریز برابر $0/15$ میلی‌متر، برای ایستگاه سد اکباتان $0/14$ میلی‌متر و برای ایستگاه کوشک‌آباد برابر $0/13$ میلی‌متر به دست آمد.

واژه‌های کلیدی: اقلیم سرد نیمه‌خشک، مدل ARIMA، مدل AR، مدل MA، همدان

مقدمه

تبخیر از تشت^۱ یکی از متغیرهای بسیار مهم در برنامه‌ریزی‌های منابع آب، مدیریت آبیاری و تولیدات زراعی است. استفاده از تبخیر و تعرق در بسیاری از

راشه برنامه‌ریزی برای استفاده بهینه از منابع آبی با هدف رسیدن به توسعه پایدار حائز اهمیت است. میزان

¹ Pan Evaporation

* مسئول مکاتبه: sabziparvar@yahoo.co.uk

ایستگاه شیراز مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که مدل سری زمانی از عملکرد بالایی در برآورد تبخیر از تشت در منطقه شیراز برخوردار می‌باشد.

با توجه به مطالعات انجام شده در زمینه مسائل هیدرولوژیکی و فراسنج‌های هواشناسی، سری‌های زمانی از توانایی بالایی در برآورد پارامترهای یاد شده از جمله داده‌های تشت تبخیر را دارا می‌باشد. همچنین، داشتن میزان دقیق تبخیر از تشت، در تخمین تبخیر و تعرق نقش به‌سزایی دارد (Ramirez و همکاران، ۲۰۰۵). به‌همین دلیل، با توجه به اقلیم سرد و نیمه‌خشک همدان و وجود خلاءهای آماری زیاد در داده‌های تشت تبخیر اندازه‌گیری شده در ایستگاه‌های مختلف و عدم وجود یک سری زمانی منسجم از داده‌های تبخیر از تشت کلاس A، از مدل‌سازی برای ارائه یک برآورد مناسب و منطقی نزدیک به داده‌های اندازه‌گیری‌شده، استفاده شد.

در این پژوهش، سعی شد تا با توجه به کمبودهای مطرح شده، مدل‌های مختلف سری زمانی را برای برآورد تبخیر از تشت ارزیابی نموده و مدل مناسب را با توجه به شرایط اقلیمی همدان پیشنهاد نمود.

مواد و روش‌ها

به‌منظور انجام این پژوهش، از داده‌های روزانه ثبت شده در ایستگاه‌های تبخیرسنجی آب منطقه‌ای استان همدان با مشخصات طول شرقی 48° تا 48° و عرض شمالی 33° و 34° تا 35° و 2° برای دوره‌های آماری مختلف استفاده شد. شهر همدان دارای سه ایستگاه تبخیرسنجی به نام‌های آق‌کهریز با ارتفاع ۱۳۸۵ متر، سد اکباتان با ارتفاع ۱۹۵۷ متر و کوشک‌آباد با ارتفاع ۱۶۸۲ متر از سطح دریا است. در جدول ۱، برخی از پارامترهای اقلیمی ایستگاه‌های مورد پژوهش ارائه شده است.

برای ارزیابی و مقایسه عملکرد روش‌های آماری، از اطلاعات روزانه تبخیر از تشت ایستگاه‌های سد اکباتان، آق‌کهریز و کوشک‌آباد به‌ترتیب در سال‌های آبی ۱۳۸۷-۱۳۷۹، ۱۳۷۸-۱۳۷۰ و ۱۳۸۷-۱۳۷۷ استفاده شد. خلاءهای آماری موجود در بین داده‌ها با استفاده از همبستگی بین داده‌های ایستگاه‌ها و تجزیه و

مطالعات مرتبط با علوم آب و خاک متداول است. برآورد تبخیر از تشت در مقیاس‌های زمانی مختلف در هر منطقه اقلیمی خاص، به‌عنوان یکی از مهم‌ترین پارامترهای جوی، از اهمیت ویژه‌ای در استفاده بهینه از منابع آبی برخوردار است. یکی از روش‌های مطالعاتی در بررسی تغییرات و برآورد تبخیر، روش تحلیل سری‌های زمانی است (Khorami و Bozorgnia، ۲۰۰۷). در استفاده از سری‌های زمانی در مدل‌سازی پارامترهای هیدرولوژیکی چون بارندگی، دما و جریان‌های رودخانه، پژوهش‌های متعددی صورت گرفته است (Burn و Hesch، ۲۰۰۷، Golubev و همکاران، ۲۰۰۱). مقدار تبخیر از تشت به عواملی مانند رطوبت نسبی، تابش خورشیدی و سرعت باد بستگی دارد (Rayner، ۲۰۰۷).

سری زمانی، مجموعه مشاهداتی است که بر حسب زمان و در فواصل مساوی از آن مرتب شده باشند (Hobbins و همکاران، ۲۰۰۴). Shirvani و Tooraj (۲۰۱۱) با استفاده از مدل SARIMA به برآورد ماهانه تبخیر و تعرق پتانسیل گیاه مرجع در استان فارس پرداختند. نتایج آن‌ها نشان داد که استفاده از سری‌های زمانی از دقت مناسبی در برآورد تبخیر و تعرق پتانسیل دارد. Fooladmand (۲۰۱۰) از مدل‌های ARIMA و SARIMA برای برآورد تبخیر و تعرق با روش پنمن فائو در ایستگاه پژوهشی باجگاه استفاده کرد. نتایج وی نشان داد که در مقایسه مقادیر برآورد شده با محاسبه شده، تبخیر و تعرق در هر ایستگاه مورد پژوهش، روش سری زمانی برای برآورد ETo در بیشتر ایستگاه‌ها مناسب است. Sabziparvar و Shadmani (۲۰۱۱) کارایی روش‌های متفاوت تجربی (کوینکا، اشنایدر، اورنگ، آلن و پرویت، مدل راگووانشی و والندر، اشنایدر اصلاح شده)، را در مقایسه با شبکه عصبی مصنوعی و سامانه استنتاج عصبی-فازی تطبیقی به‌منظور برآورد ضریب تشت کلاس A و تبخیر و تعرق گیاه مرجع در یک اقلیم گرم و خشک مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج این پژوهش نشان داد که روش عصبی-فازی نسبت به روش‌های دیگر نتایج بهتری در برآورد ضریب تشت و تبخیر و تعرق مرجع ارائه می‌کند. Ghahreman و Gharekhani (۲۰۱۱) مدل‌های سری زمانی را برای برآورد تبخیر از تشت در

تحلیل‌های آماری نیز در نرم‌افزار Minitab14 تکمیل شد. فرایند گسسته (Zt) یک فرایند تصادفی محض

نامیده می‌شود.



شکل ۱- موقعیت جغرافیایی ایستگاه‌های مورد پژوهش

همبسته^۱ AR(p) (بر پایه زنجیره مارکوف در زنجیره زمانی)، مدل میانگین متحرک^۲ MA(q)، مدل خود همبسته-میانگین متحرک^۳ ARMA(p,q) (ادغام دو مدل قبل) و مدل خود همبسته-میانگین متحرک تلفیق شده^۴ ARIMA(p,d,q) می‌باشد. از آن‌جا که برای استفاده از مدل‌های فوق باید فرایند ایستایی برقرار باشد، از این‌رو در شرایط ناپایستگی، مدل ARIMA با در نظر گرفتن مرتبه تفاضلی d ارائه شد (Yang و Cong، ۲۰۰۸).

اگر متغیرهای تصادفی (Zt) به صورت دنباله‌ای از متغیرهای دوبه‌دوی مستقل و هم توزیع باشند، یک فرایند ایستا است. زیرا میانگین و تابع اتوکوواریانس آن به زمان بستگی ندارد (Xu و همکاران، ۲۰۰۶a, b). فرایند تصادفی محض، به تنهایی کاربردی ندارد و از آن به‌عنوان جزء تشکیل‌دهنده فرایندهای پیچیده‌تر استفاده می‌شود. در مقابل، یک فرایند خطی کلی را می‌توان به‌صورت ترکیب خطی وزن‌داری از مشاهدات حال و گذشته فرایند تصادفی محض نشان داد (رابطه ۱).

$$x_t - \mu = \sum_{j=0}^{\infty} \beta_j z_{t-j} \quad (1)$$

که در آن، μ بیانگر سطح فرایند و z_t بیانگر فرایند تصادفی محض می‌باشد و این رابطه را یک فیلتر خطی می‌نامند. مدل‌های سری زمانی که از فیلتر خطی ناشی شده‌اند، توانایی معرفی سری‌های زمانی اعم از ایستا و نایستا را دارند. در یک تقسیم‌بندی کلی، سری‌های زمانی به دو رده فصلی و غیرفصلی تقسیم می‌شوند که هر یک از رده‌های فوق خود به دو گروه ایستا و نایستا تقسیم می‌شوند. مدل‌های غیرفصلی ایستا شامل مدل تصادفی خود

جدول ۱- میانگین سالانه پارامترهای هواشناسی و نوع اقلیم ایستگاه‌های مورد پژوهش

نام ایستگاه	میانگین		نوع اقلیم (دومارتن)
	بیشینه دما (°C)	کم میانگین بارش سالانه (mm/year)	
سد اکباتان	۱۸	۴	نیمه‌خشک
کوشک‌آباد	۱۹	۲/۵	نیمه‌خشک
آق‌کهریز	۱۸	۵	نیمه‌خشک

¹ Autoregressive

² Moving Average

³ Autoregressive and Moving Average

⁴ Autoregressive Integrated Moving Average

روش‌های تفاضلی کردن استفاده می‌شود. بدین معنا که گرچه سری اولیه Z_t نایستاست؛ ولی سری تفاضلی شده آن یعنی $W_t = (1-B)dZ_t$ ایستا خواهد بود و آن را به یک فرایند ARMA به فرم زیر تبدیل می‌کند.

$$\varphi(B)W_t = \theta(B)a_t \quad (۴)$$

$$\varphi(B) = (1 - \varphi_1 - \dots - \varphi_p B^p)$$

$$\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) \quad (۵)$$

تمام مسایل نایستا را با تفاضلی کردن نمی‌توان اصلاح کرد. سری‌های زمانی زیادی هستند که ایستا در میانگین ولی نایستا در واریانس‌اند. در این پژوهش، برای حل مشکل نایستایی، یک تبدیل پایدار واریانس مناسب لازم است، از تبدیل توانی باکس و کاکس (Yang و Cong، ۲۰۰۸) برای بر طرف کردن نایستایی در واریانس استفاده شد. همچنین، از آزمون پرت-مانتو که بر مبنای آماره اصلاح شده باکس-پیرسن می‌باشد، به‌عنوان یک روش ترسیمی برای آزمون فرضیه ناهمبسته بودن باقی‌مانده‌ها استفاده شد (Roderick و Farquhar، ۲۰۰۴).

برای تشخیص یک مدل آزمایشی در سری‌های زمانی باید حداقل ۵۰ مشاهده از سری مورد نظر در اختیار باشد (Abghari و همکاران، ۲۰۱۲). گام ابتدایی، تشخیص مدل مناسب است. بدین منظور، رسم نمودار در مدل‌سازی یک سری زمانی برای شناسایی ایستایی یا نایستایی در واریانس، فصلی بودن یا نبودن و شناسایی داده‌های پرت^۲ حائز اهمیت است. سپس، داده‌های پرت از طریق روابط رگرسیونی بین ایستگاهی بازسازی شدند. در این بررسی، برای ارزیابی خطای مدل‌های پیش‌یابی تبخیر از تشت، از نمایه‌های ریشه دوم میانگین مربعات خطا^۳ RMSE استفاده شد (رابطه ۶).

$$RMSE = \sqrt{\sum_{i=1}^n (O_i - S_i)^2 / n} \quad (۶)$$

که در آن، O و S به ترتیب مقادیر میانگین مشاهده شده و شبیه‌سازی شده تبخیر و n تعداد داده‌ها است. کوچک بودن نمایه RMSE نشانه نزدیک بودن

یک الگوی نایستای همگن، الگوی اتورگرسیون تلفیق شده با میانگین متحرک از مرتبه (p,d,q) نام دارد که به‌صورت ARIMA(p,d,q) نشان داده می‌شود. در نهایت، هرگاه در یک سری داده بعد از هر فاصله زمانی مشخص (s) شباهت‌هایی پیدا شود، سری دارای رفتار فصلی یا تناوبی با دوره تناوب s می‌شود. که آن‌را مدل خود همبسته-میانگین متحرک تلفیق شده فصلی^۱ SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s می‌نامند (Poorveisi و همکاران، ۲۰۱۱). برای ساخت این مدل‌ها، چهار مرحله شناسایی مدل، برازش الگو، تشخیص درستی الگو و برآورد، باید انجام گیرد. در این پژوهش، از توابع خودهمبستگی (ACF) و تابع خودهمبستگی جزئی (PACF) که روشی برای بیان وابستگی زمان در ساختار یک سری زمانی است، استفاده شد. رابطه تابع خودهمبستگی (ACF) با تاخیر k به‌صورت رابطه (۲) است:

$$\rho_k = \frac{Cov(Z_t, Z_{t+k})}{\sqrt{Var(Z_t)}\sqrt{Var(Z_{t+k})}} \quad (۲)$$

که در آن، ρ_k مقدار تابع خودهمبستگی سری زمانی با تاخیر k و Z_t و Z_{t+k} به ترتیب مقادیر متغیرها با داده‌های سری زمانی در مرحله زمانی t و مرحله با تاخیر زمانی k می‌باشند. در مورد تابع خودهمبستگی جزئی (PACF) علاوه بر خودهمبستگی بین Z_t و Z_{t+k} پس از حذف وابستگی خطی مشترک بین متغیرهای Z_{t+1} و Z_{t+2} و ... و Z_{t+k} ، همبستگی بین Z_t و Z_{t+k} بررسی شد. بدین منظور، همبستگی شرطی زیر که معمولاً در تحلیل سری‌های زمانی خودهمبستگی جزئی نامیده می‌شود، مورد بررسی قرار گرفت (رابطه ۳).

$$Corr(Z_t, Z_{t+k}) I(Z_{t+1}, \dots, Z_{t+k-1}) \quad (۳)$$

فرایندی که ایستایی آن حول نقطه میانگین است، الزاماً در واریانس و اتوکوواریانس ایستا نیست. این در حالی است که یک فرایند نایستا در میانگین، واریانس و کوواریانس نیز نایستا خواهد بود. به‌طوری‌که پیش‌تر اشاره شد، تابع الگوی ARIMA به زمان وابسته است. برای تبدیل فرایند نایستای همگن به فرایند ایستا از

^۲ Out Layer Data

^۳ Root Mean Square Error

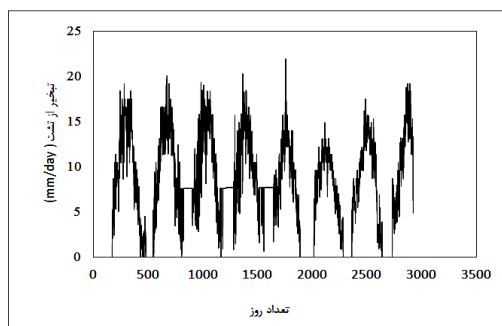
^۱ Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average

نتایج و بحث

با توجه به نمودارهای سری زمانی، تبخیر کلیه ایستگاه‌ها (شکل ۲) نشان داد که سری زمانی داده‌های تشت تبخیر، در کلیه ایستگاه‌ها دارای یک روند فصلی نیست. به همین دلیل، تغییرات زمانی تبخیر از تشت، از مدل ARIMA پیروی می‌کند. نتایج این پژوهش با نتایج Ghahreman و Gharekhani (۲۰۱۱) که سری زمانی تشت تبخیر ایستگاه شیراز را بررسی نموده‌اند، نیز مطابقت دارد.

با توجه به آن که مدل‌های احتمال سری زمانی برای سری‌های ایستا در میانگین و واریانس تعریف شده‌اند، لازم است ابتدا ایستایی سری را بررسی نمود. نتایج بررسی ایستایی در واریانس با استفاده از روش کاکس-باکس^۲، حاکی از ایستا بودن داده‌ها در واریانس می‌باشد. پس از بررسی نمودارهای سری زمانی ایستگاه‌های مورد پژوهش، این نتیجه حاصل شد که سری‌های زمانی مورد بررسی ایستا می‌باشند. در شکل ۲ نمودار سری زمانی ایستگاه آق‌کهریز که ایستا در میانگین و واریانس می‌باشد، آمده است. روش مهم در تشخیص مدل، رسم نمودارهای خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) است.

شکل‌های ۳ و ۴ نمودارهای PACF و ACF مربوط به سری زمانی یکی از ایستگاه‌های مورد پژوهش (ایستگاه آق‌کهریز) است. در این نمودارها مقادیر مدل‌سازی شده با احتمال ۹۵ درصد با مقادیر واقعی مقایسه شدند.



شکل ۲- نمودار سری زمانی تبخیر از تشت روزانه ایستگاه آق‌کهریز

داده‌های شبیه‌سازی شده به داده‌های مشاهده شده و در نتیجه عملکرد مناسب مدل است. نمایه RMSE حساسیت زیادی به وجود مقادیر حدی در سری داده‌ها نشان می‌دهد، زیرا به صورت توان دوم اختلافات بیان می‌شود.

از بین مدل‌های مختلف، مدلی مناسب‌تر است که AIC کمتری داشته باشد و در صورتی که بین چندین مدل، این معیار مشابه باشد، طبق اصل امساک^۱، مدلی مناسب‌تر است که پارامترهای آن (p و q) مقادیر پائین‌تری نسبت به بقیه داشته باشند (Roderick و همکاران، ۲۰۰۹). همکاران، ۲۰۰۷). فرمول ریاضی محاسبه معیار AIC و SBC به صورت زیر است.

$$AIC = nLn(MSE) + 2(p+q) \quad (7)$$

$$SBC = nLn(MSE) + (p+q)Ln(n) \quad (8)$$

که در آن‌ها، p و q مرتبه مدل اتورگرسیو و مدل میانگین متحرک، n تعداد داده‌ها و MSE میانگین مربعات خطا می‌باشد. گام بعدی، انتخاب مدل مناسب از بین مدل‌های موجود است. این بررسی باید به گونه‌ای باشد که نسبت به انحرافات که احتمالاً رخ خواهند داد، حساس باشد (رابطه ۹).

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (9)$$

که در آن، σ انحراف معیار استاندارد، N تعداد داده‌ها و \bar{x} میانگین داده‌ها می‌باشند.

همچنین، برای نشان دادن کم یا بیش برآورد مدل‌های مختلف از نمایه میانگین درصد خطای نسبی (MPE) استفاده شد، این آماره درصد خطای واقعی و اختلاف بین مقادیر مشاهده‌ای و برآوردی مدل مورد نظر را نشان می‌دهد. مقادیر مثبت نشان‌دهنده فراب‌آورد و مقادیر منفی معرف فروبرآورد با استفاده از مدل منتخب است.

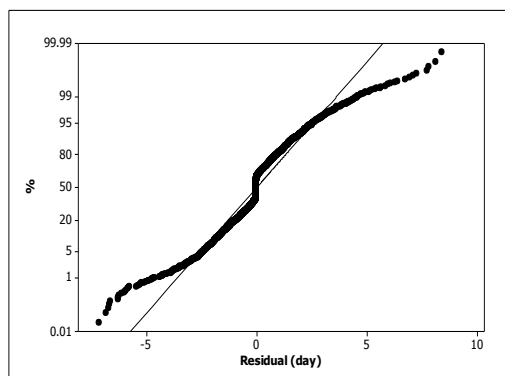
$$MPE\% = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{(s_i - o_i)}{o_i} * 100}{n} \quad (10)$$

که در آن، O و S به ترتیب مقادیر مشاهده شده و برآورد شده تبخیر از تشت و n تعداد کل داده‌ها است.

² Cox-Box

¹ Parsimony Principle

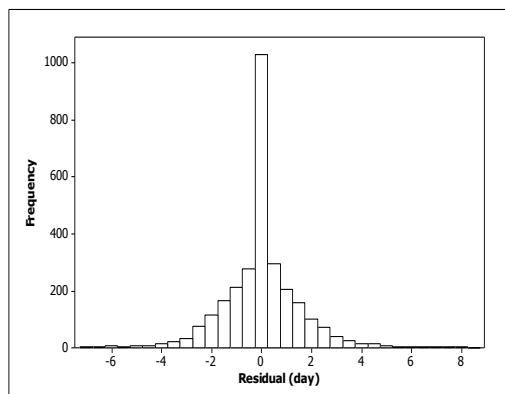
۶ نمودار هیستوگرام برای یک ایستگاه (ایستگاه آق‌کهریز) به‌عنوان نمونه ارائه شده که با احتمال ۹۵ درصد فرض نرمال بودن باقی‌مانده‌ها تأیید می‌شود.



شکل ۵- نمودار نرمال باقی‌مانده‌های تبخیر از تشت ایستگاه آق‌کهریز

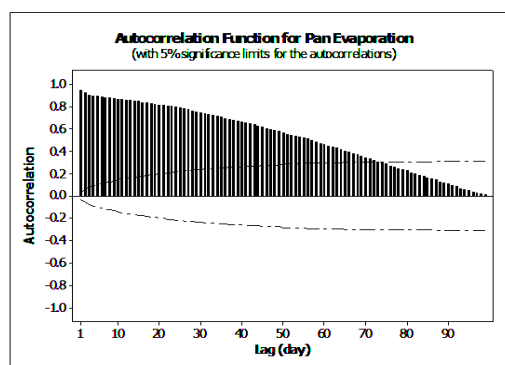
برای بررسی فرض استقلال باقی‌مانده‌ها نمودارهای خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) بررسی می‌شود. در مرحله بعد، بررسی فرض ثابت بودن واریانس باقی‌مانده‌ها به کمک نمودار آن در برابر مقادیر برازش داده شده، انجام شد. شکل ۷ نمودار باقی‌مانده‌ها را در مقابل مقادیر برازش شده ایستگاه آق‌کهریز نشان می‌دهد.

همان‌طور که در شکل یادشده مشخص است، پراکنش مستطیلی شکل نقاط دلالت بر پذیرش فرض ثابت بودن واریانس باقی‌مانده‌ها دارد. آزمون‌های فرض فوق برای تمامی ایستگاه‌ها بررسی شد و همه باقی‌مانده‌ها نرمال، مستقل و دارای واریانس ثابت بودند.

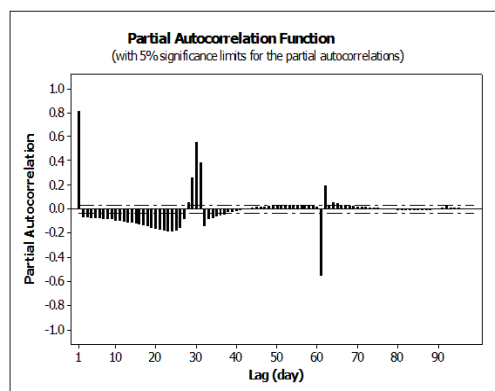


شکل ۶- هیستوگرام فراوانی باقی‌مانده‌های تبخیر از تشت ایستگاه آق‌کهریز

مرحله بعد انتخاب الگوی برتر است. بدین منظور، از معیارهای متفاوتی استفاده شد. در این پژوهش، با استفاده از معیار آکائیک (AIC) که بر مبنای باقی‌مانده‌های مدل برازش شده می‌باشد، معیار SBC مدل مناسب برازش داده شده از بین تمامی مدل‌ها برای هر یک از ایستگاه‌ها انتخاب شد. اگر برای یک مجموعه داده چند مدل قابل قبول وجود داشته باشد، معمولاً ملاک انتخاب مدل بهتر بر مبنای آماره‌های خلاصه شده‌ای است که از باقی‌مانده‌های مدل‌های برازش شده، محاسبه می‌شوند.



شکل ۳- نمودار خودهمبستگی ACF سری زمانی روزانه تبخیر از تشت ایستگاه آق‌کهریز در سطح اطمینان ۹۵ درصد

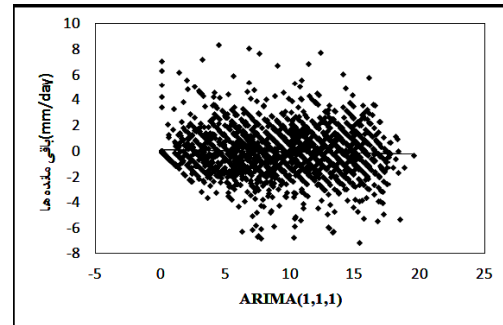


شکل ۴- نمودار خودهمبستگی جزئی PACF سری زمانی روزانه تبخیر از تشت ایستگاه آق‌کهریز در سطح اطمینان ۹۵ درصد

به‌منظور بررسی عملکرد مدل مطلوب از روش تجزیه و تحلیل باقی‌مانده‌های مدل برازش شده با به‌کارگیری نمودارهای مربوط به باقی‌مانده‌ها و آزمون پرت-مانتو استفاده شد. بدین منظور، نمودار احتمال نرمال باقی‌مانده‌ها و هیستوگرام باقی‌مانده‌ها ترسیم شد. شکل ۵ نمودار احتمال نرمال باقی‌مانده‌ها و شکل

مقدار SBC و AIC باشد. با بررسی نتایج برای هر سه ایستگاه مشخص شد، مدل ARIMA دارای کمترین مقدار SBC و AIC است. به عنوان نمونه، نتایج مدل‌های مختلف سری‌های زمانی ARIMA و معیارهای SBC و AIC برای ایستگاه آق کهریز در جدول ۲ آمده است.

با توجه به معیارهای SBC و AIC برای ایستگاه تبخیرسنجی آق کهریز مدل ARIMA(1,1,1)، برای ایستگاه سد اکباتان مدل ARIMA(2,0,1) و برای ایستگاه کوشک‌آباد مدل ARIMA(2,0,1) به عنوان مدل مناسب انتخاب و مقدار تخمین زده شده با استفاده از این مدل با مقادیر ثبت شده در ایستگاه‌های همدان مقایسه شد. در شکل ۸ همبستگی مقادیر تخمین زده شده با استفاده از مدل ARIMA(1,1,1) برای ایستگاه آق کهریز به عنوان نمونه ارائه شده است.



شکل ۷- نمودار باقی مانده‌ها در مقابل مقادیر برازش شده تبخیر از تشت ایستگاه آق کهریز

نمودارهای PACF و ACF مدل‌های مختلف سری زمانی به منظور تخمین مقادیر تبخیر از تشت ترسیم شد. با استفاده از این مدل‌ها تبخیر از تشت در منطقه مورد پژوهش برآورد و با استفاده از معیار SBC و AIC مدل مناسب انتخاب شد. با توجه به معیارهای مورد نظر، مدل مناسب، مدلی است که دارای کمترین

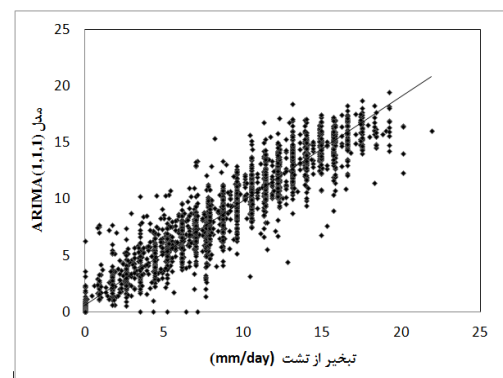
جدول ۲- مقایسه آماری مدل‌های مختلف ARIMA برای پیش‌بینی تبخیر از تشت ایستگاه آق کهریز

MPE (%)	SBC	AIC	MSE (mm/day)	n	q	d	p	ARIMA
۶/۷	۳۰۱۷/۵	۳۰۱۱/۵	۲/۸	۲۹۲۳	۰	۰	۱	ARIMA(1,0,0)
۶/۳	۲۷۶۳/۶	۲۷۵۱/۶	۲/۵	۲۹۲۳	۱	۰	۱	ARIMA(1,0,1)
۵/۹	۲۶۲۳/۲	۲۶۱۱/۳	۲/۴	۲۹۲۳	۰	۱	۱	ARIMA(1,1,0)
۵/۹	۲۶۲۳/۲	۲۶۱۱/۳	۲/۴	۲۹۲۳	۱	۱	۱	ARIMA(1,1,1)
۶/۲	۲۸۶۴/۵	۲۸۵۲/۶	۲/۶	۲۹۲۳	۰	۰	۲	ARIMA(2,0,0)
۶/۴	۲۷۸۲/۹	۲۷۶۵	۲/۵	۲۹۲۳	۰	۰	۳	ARIMA(3,0,0)

پژوهش از تأخیر ۱۲ به بعد حالت ایستایی به خود گرفت.

همچنین، طبق آزمون باقی مانده‌ها (با توجه به شکل‌های ۹ و ۱۰) مقدار مانده‌های سری زمانی تبخیر از تشت ناچیز بوده و تطبیق مناسب داده‌های اندازه‌گیری شده و پیش‌بینی شده با استفاده از مدل را نشان می‌دهد. مقدار P-Value برای تأخیرهای ۱۲، ۲۴، ۳۶ و ۴۸ صفر می‌باشد که به معنی حضور جمله ثابت و یا به عبارتی وجود روند قطعی در مدل است. بنابراین، مدل ARIMA(1,1,1) مناسب است.

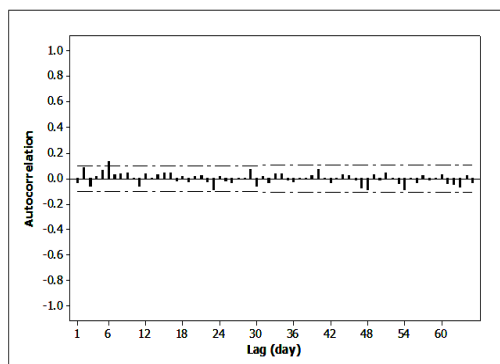
شکل ۱۱، نشان‌دهنده تطابق مناسب مدل با داده‌های روزانه اندازه‌گیری شده تبخیر از تشت است. همبستگی مقادیر مشاهده و تخمین زده شده تبخیر از تشت ایستگاه‌های تبخیرسنجی همدان نیز ترسیم شد که مقدار ضریب تبیین (R^2) برای ایستگاه آق کهریز



شکل ۸- خط برازش همبستگی مقادیر مشاهده شده و تخمین زده شده تبخیر از تشت ایستگاه آق کهریز

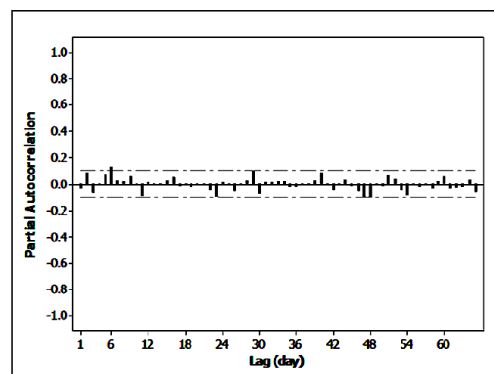
به منظور بررسی عملکرد مدل از آزمون مانده‌ها و پرت-مانتو استفاده شد که بر اساس نتایج آزمون پرت-مانتو، سری مانده‌های حاصل از مدل‌های در نظر گرفته شده برای تبخیر از تشت در سه ایستگاه مورد

ایستگاه آق‌کهریز برابر ۰/۱۵، برای ایستگاه سد اکباتان ۰/۱۴ و برای ایستگاه کوشک‌آباد برابر ۰/۱۳ میلی‌متر در روز به‌دست آمد. همچنین، مقدار میانگین آماره MPE برای مدل‌های بهینه برای ایستگاه آق‌کهریز برابر ۵/۹ درصد، برای ایستگاه سد اکباتان ۶/۱ درصد و برای ایستگاه کوشک‌آباد ۶/۳ درصد به‌دست آمد که نشان‌دهنده بیش برآورد مدل‌های بهینه نسبت به مقادیر اندازه‌گیری است. نتایج به‌دست آمده از این پژوهش را می‌توان به‌صورت زیر جمع‌بندی نمود.



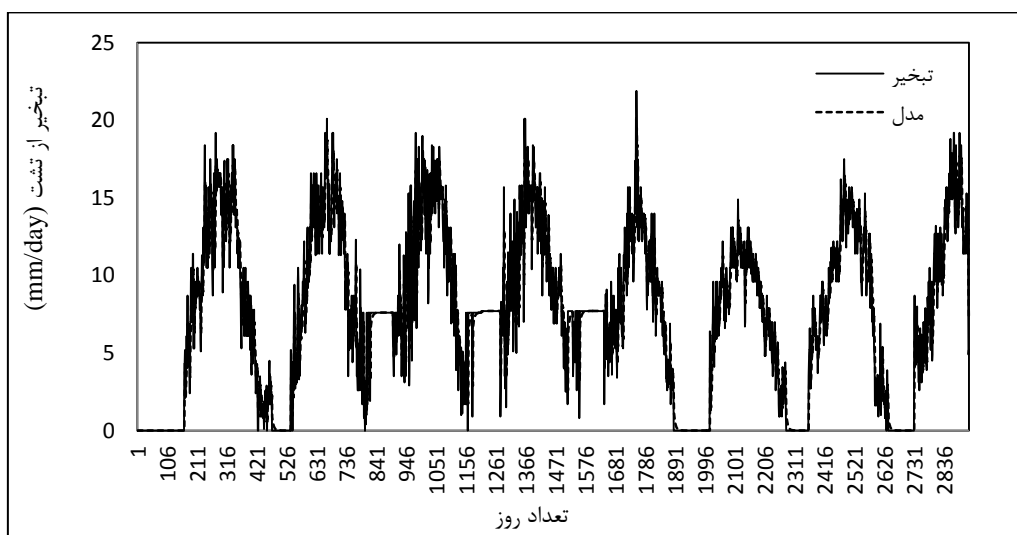
شکل ۱۰- نمودار خودهمبستگی جزئی PACF مانده‌های سری زمانی روزانه تبخیر از تشت ایستگاه آق‌کهریز در سطح اطمینان ۹۵ درصد

برابر ۰/۹۳، برای ایستگاه سد اکباتان ۰/۹۳ و برای ایستگاه کوشک‌آباد برابر ۰/۹۲ به‌دست آمد.



شکل ۹- نمودار خودهمبستگی ACF مانده‌های سری زمانی روزانه تبخیر از تشت ایستگاه آق‌کهریز در سطح اطمینان ۹۵ درصد

در نهایت، طبق نمایه خطاسنجی RMSE، مقدار این خطا برای ایستگاه آق‌کهریز برابر ۲/۴۴، برای ایستگاه سد اکباتان ۱/۲۳ و برای ایستگاه کوشک‌آباد برابر ۱/۰۳ میلی‌متر در روز به‌دست آمد. مقدار انحراف معیار استاندارد مدل بهینه طبق رابطه (۱۰) برای



شکل ۱۱- مقایسه تغییرات مقادیر تخمین‌زده شده و اندازه‌گیری شده تبخیر از تشت در ایستگاه آق‌کهریز

پژوهش منجر به معرفی یک مدل مناسب برای برآورد مقدار تبخیر از تشت (کلاس A) در حوضه مورد پژوهش با کاربرد تکمیل خلاءهای آماری این متغیر شد. پژوهش‌های گذشته تاکنون نشان داده‌اند که مدل ARIMA با توجه به معیارهای خطاسنجی AIC و

تبخیر یکی از مهم‌ترین پارامترهای ورودی برای مدل‌ها و الگوریتم‌های مدیریتی در بخش منابع آب به‌شمار می‌رود. اهمیت پیش‌آگاهی از میزان تبخیر در استان مورد پژوهش که با اقلیم سرد نیمه‌خشک و کم‌آبی همراه است، ضرورتی غیرقابل اجتناب است. این

دارد. نتایج به دست آمده در این پژوهش، سازگاری مطلوبی با نتایج پژوهش نامبردگان از خود نشان می‌دهد. معرفی مدل بهینه تخمین تبخیر از تشت می‌تواند در تکمیل خلاءهای آماری داده‌های تشت مفید باشد. در انتها، استفاده از آمار بلندمدت مقادیر روزانه تبخیر از تشت به منظور ارتقاء دقت خروجی مدل‌های پیش‌بینی سری زمانی توصیه می‌شود.

تشکر و قدر دانی

نویسندگان مقاله از معاونت محترم پژوهش و فناوری و تحصیلات تکمیلی دانشگاه بوعلی سینا که امکان انجام این پژوهش را فراهم نمودند، تشکر و قدردانی می‌نمایند.

SBC از دقت مناسبی در برآورد تشت تبخیر برخوردار بوده است. در این پژوهش، به منظور مدل‌سازی داده‌های تشت تبخیر از مدل‌های مختلف سری زمانی استفاده شد. پس از ارزیابی نتایج با آماره‌های خطاستیجی AIC، SBC، RMSE و MPE، خروجی مدل‌ها نشان داد که روش ARIMA نتایج قابل اطمینانی در برآورد مقدار تبخیر از تشت ارائه می‌کند. Ghahreman و Gharekhani (۲۰۱۱) نیز عملکرد هر یک از مدل‌های MA، AR، و ARIMA را در برآورد و تخمین مقادیر آتی سری زمانی روزانه تبخیر از تشت در ایستگاه سینوپتیک شیراز طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۰۶ مورد بررسی قرار داده و نشان دادند که سری زمانی $ARIMA(1,1,1)$ عملکرد بسیار بهتری نسبت به سایر مدل‌های ARIMA در برآورد مقادیر تبخیر از تشت

منابع مورد استفاده

1. Abghari, H., H. Ahmadi, B. Besharat and V. Rezaverdinejad. 2012. Prediction of daily pan evaporation using wavelet neural networks. *Water Resources Management*, 12: 3639-3652.
2. Burn, D.H. and N.M. Hesch. 2007. Trends in evaporation for the Canadian prairies. *Journal of Hydrology*, 336: 61-73.
3. Cong, Z.T. and D.W. Yang. 2008. Does evapotranspiration paradox exist in China. *Hydrology and Earth System Sciences*, 5: 2111-2131.
4. Fooladmand, H.R. 2010. Monthly prediction of reference crop evapotranspiration in Fars Province. *Knowledge in Water and Soil*, 1: 20-24 (in Persian).
5. Ghahreman, N. and A. Gharekhani. 2011. Evaluation stochastic time series models for estimating pan evaporation, case study: Shiraz station. *Research Journal of Water in Agriculture*, 25(1): 75-81 (in Persian).
6. Golubev, V.S., J.H. Lawrimore, P.Y. Groisman, N.A. Speranskaya, S.A. Zhuravin, M.J. Menne, T.C. Peterson and R.W. Malone. 2001. Evaporation changes over the contiguous United States and the former USS. *Journal of Geophysical Research*, 28: 2665-2668.
7. Hobbins, M.T., J.A. Ramirez and T.C. Brown. 2004. Trends in pan evaporation and actual evapotranspiration across the conterminous US: paradoxical or complementary. *Journal of Geophysical Research*, L13503, 5 pages.
8. Khorami, M. and A. Bozorgnia. 2007. Time series analysis with the MINITAB 14 software. Sokhan Gostar Publications. 336 pages (in Persian).
9. Poorveisi, H., J. Poorsamakoosh, B. Sahne and Y. Yousefi. 2011. Analysis of the predicted temperature and precipitation with time series model (ARIMA), case study: Kermanshah city. *Journal of Geography*, 4(12): 63-77 (in Persian).
10. Ramirez, J.A., M.T. Hobbins and T.C. Brown. 2005. Observational evidence of the complementary relationship in regional evaporation lends strong support for Bouchet's hypothesis. *Geophysical Research*, 32: L15401, 4 pages.
11. Rayner, D.P. 2007. Wind run changes: the dominant factor affecting pan evaporation trends in Australia. *Journal of Climate*, 20: 3379-3394.
12. Roderick, M.L. and G.D. Farquhar. 2004. Changes in Australian pan evaporation from 1970 to 2002. *International Journal of Climatology*, 24: 1077-1090.
13. Roderick, M.L., M.T. Hobbins and G.D. Farquhar. 2009. Pan evaporation trends and the terrestrial water balance. II. Energy balance and interpretation. *Geography Compass*, 3: 761-780.
14. Roderick, M.L., L.D. Rotstain, G.D. Farquhar and M.T. Hobbins. 2007. On the attribution of changing pan evaporation. *Geophysical Research*, 34: L7403, 6 pages.

15. Sabziparvar, A.A. and M. Shadmani. 2011. Evaluation of pan coefficients from ANN, ANFIS, and empirical methods, for estimation of daily reference evapotranspiration. *Journal of Earth and Space Physics*, 38(1): 139-240 (in Persian).
16. Shirvani, A. and H. Tooraj. 2011. Application of time series forecasting evaporation-transpiration station Bajgah. *Iranian Journal of Water*, 8: 135-142 (in Persian).
17. Xu, C.Y., L.B. Gong, T. Jiang, D.L. Chen and V.P. Singh. 2006. Analysis of spatial distribution and temporal trend of reference evapotranspiration and pan evaporation in Changjiang (Yangtze River) catchment. *Journal of Hydrology*, 327: 81-93.
18. Xu, M., C.P. Chang, C.B. Fu, Y. Qi, A. Robock, D. Robinson and H.M. Zhang. 2006. Steady decline of East Asian Monsoon winds, 1969–2000: Evidence from direct ground measurements of wind speed. *Journal of Geophysical Research*, 111: D24111, 8 pages.

Estimating daily pan evaporation from some existing time-series models

Aliakbar Sabziparvar^{*1}, Behnaz Khataar², Majid Sadeghifar³, Saba Saghaei⁴, Farnaz Ershadfath⁵ and Reza Norooz Valashedi⁶

¹ Professor, Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University, Iran, ^{2,4,5} MSc Student, Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University, Iran, ³ Assistant Professor, Faculty of Science, Bu-Ali Sina University, Iran, and ⁶ PhD Student, Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University, Iran

Received: 05 October 2013

Accepted: 01 February 2014

Abstract

Nowadays, wise scheduling of water resources is an important task for sustainable development. In this scope, accurate knowledge about daily evaporation from surface water is important for optimum agricultural products. Shortage or lack of evaporation sites, quality of the data and gaps in pan observations force the researchers to use prediction models. In this work, three different time series were applied for estimating daily pan evaporation in Hamedan province (Ekbatan dam, Kooshk-Abad and Agh-Kahriz). Evaluations of time series data indicated that pan evaporation of all stations, contains no seasonal trend. Based on the results, the ARIMA showed the highest performance in estimating the daily pan evaporation for the selected sites. With respect to the obtained errors, the best time-series structure were ARIMA(1,1,1) for Agh-Kahriz and ARIMA(2,0,1) for Ekbatan dam and Kooshk-Abad, respectively. The calculated R^2 and RMSE for selected sites were 0.93 and 2.44 mm/day for Agh-Kahriz, 0.93 and 1.23 mm/day for Ekbatan dam and 0.92 and 1.03 mm/day for Kooshk-Abad. For the selected model, the Mean Percentage Errors (MPE) varied between 5.85 to 6.92 percent, which denotes models overestimation versus the measurements. The standard deviations of the best performance model are: 0.15, 0.14 and 0.13 mm for Agh-Kahriz, Ekbatan dam and Kooshk-Abad, respectively.

Key words: AR model, ARIMA model, Cold semi-arid climate, Hamedan, MA model

* Corresponding author: sabziparvar@yahoo.co.uk