



مدلسازی و پیش‌بینی تبخیر- تعرق گیاه مرجع با سری زمانی (مطالعه موردی: استان کرمانشاه)

حمید زارع ابیانه^{۱*}، صبا سقائی^۲، فرناز ارشاد فتح^۳، حامد نوذری^۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۰۱/۰۷

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۰۵/۲۹

چکیده

با توجه به اهمیت تبخیر- تعرق در کشاورزی و برنامه‌ریزی منابع آب کشور، الگوسازی و شبیه‌سازی آن همواره مورد توجه پژوهشگران بوده است. روش مدلسازی باکس- جنکینز برای دست‌یابی به این هدف با توجه به تکرارپذیری داده‌های تبخیر- تعرق از کارایی بیشتری برخوردار است. در این پژوهش متوسط تبخیر- تعرق ماهانه براساس داده‌های هواشناسی ۲۲ ساله در پنج ایستگاه استان کرمانشاه از روش پنمن مانیتث فائو ۵۶ محاسبه شد، و تغییرات سری زمانی تبخیر- تعرق آن‌ها مورد مطالعه قرار گرفت. از ۲۱ سال اطلاعات تولیدی برای مدلسازی براساس روش SARIMA استفاده شد، و شروط نرمال، تصادفی و مستقل بودن باقی‌مانده‌های مدل‌های برازش داده شده بررسی شد. بدین ترتیب، الگوهای نهایی تبخیر- تعرق برای ایستگاه‌های کرمانشاه SARIMA(۰,۱,۲)×(۱,۱,۱)_{۱۲}، کنگاور SARIMA(۱,۱,۳)×(۱,۱,۰)_{۱۲}، سرپل‌ذهاب SARIMA(۲,۱,۲)×(۱,۱,۱)_{۱۲}، روانسر SARIMA(۱,۱,۳)×(۱,۰,۱)_{۱۲} و اسلام‌آباد غرب SARIMA(۱,۱,۱)×(۱,۱,۰)_{۱۲} پیشنهاد می‌شوند. در نهایت از مدل‌های انتخاب شده برای پیش‌بینی تبخیر- تعرق ۱۲ ماهه که در انتخاب مدل دخالت داده نشده بودند (مدل آموزش ندیده است) استفاده و نتایج آن با مقادیر واقعی محاسبه شده مقایسه شد. دقت پیش‌بینی‌ها در سال ۲۰۰۹، به‌ترتیب با توجه به مقادیر RMSE و r ، در ایستگاه‌های کرمانشاه ۰/۳۸ میلی‌متر و ۰/۹۹، سرپل‌ذهاب ۰/۳۷ میلی‌متر و ۰/۹۹ و کنگاور ۰/۴۰ میلی‌متر و ۰/۹۹ نسبت به ایستگاه‌های روانسر ۱/۰۳ میلی‌متر و ۰/۹۹ و اسلام‌آباد ۰/۹۱ میلی‌متر و ۰/۹۸ بهتر است.

واژگان کلیدی: پنمن مانیتث، سری زمانی ساریما، کرمانشاه

مقدمه

برنامه‌ریزی‌های مناسب آبیاری و اتخاذ روش‌های مدیریتی مناسب در آینده است (آلن و همکاران^۴، ۱۹۹۸). اسفندیاری و همکاران (۱۳۸۷) و قمرنیا و همکاران (۱۳۹۰) از مدل پنمن مانیتث فائو ۵۶ (PMF₅₆) برای برآورد تبخیر- تعرق منطقه کرمانشاه بهره گرفتند. مدلسازی به‌روش سری‌های زمانی نیز یکی از روش‌هایی است که به‌طور گسترده در گام‌های زمانی هفتگی، ماهانه و فصلی کاربرد دارد (موهان و آروموگام^۵، ۱۹۹۶). فهم تغییرات زمانی ET در قالب سری‌های زمانی روشی متداول در آشکارسازی نحوه‌ی تغییرات در گذشته و پیش‌بینی روند آن در آینده است (قهرمان و قره‌خانی، ۱۳۹۰ و شریفان و همکاران، ۱۳۸۶). روش خودهمبسته میانگین متحرک تلفیقی^۶ (ARIMA) و روش خودهمبسته میانگین

تبخیر- تعرق (ET) به‌عنوان نمایه‌ای از میزان آب مصرفی بخش کشاورزی، دارای تغییرات زمانی و مکانی در چرخه آبی طبیعت است و تغییرپذیری آن ناشی از تغییرات عوامل تأثیرگذاری است که به توزیع زمانی و مکانی ET می‌انجامد (وزیری و همکاران، ۱۳۸۷). محدودیت منابع آب و لزوم مدیریت درست منابع در شرایط گوناگون محیطی، موجب تلاش پژوهشگران برای تعیین ET از راه اندازه‌گیری‌های میدانی و یا مدلسازی بوده است (شیروانی و هنر، ۱۳۹۰). مدلسازی یکی از روش‌های مناسب در تخمین ET به‌منظور

^۱ دانشیار گروه مهندسی آب دانشگاه بوعلی سینا^۲ دانشجویان کارشناسی ارشد آبیاری و زهکشی دانشگاه بوعلی سینا^۳ استادیار گروه مهندسی آب دانشگاه بوعلی سینا

* نویسنده مسئول: h.zarebyaneh@hotmail.com

^۴ Allen et al.^۵ Mohan and Arumugam^۶ Autoregressive integrated moving average

مواد و روش‌ها

این پژوهش متکی بر تعیین و تشخیص روند داده‌های برآوردی تبخیر- تعلق گیاه مرجع (ET_0) از روش PMF_{56} است. روش پنمن مانیتث فائو ۵۶ (PMF_{56}) یکی از روش‌های مناسب و توصیه شده در تخمین تبخیر- تعلق است (آلن و همکاران، ۱۹۹۸ و خیرابی و همکاران، ۱۳۷۶). الگوسازی تبخیر- تعلق در ایستگاه‌های منتخب استان کرمانشاه به روش الگوی فصلی- ضربی (SARIMA) انجام شد. برای این منظور از اطلاعات هواشناسی پنج ایستگاه همدید کرمانشاه (طول جغرافیایی ۴۷/۱۵، عرض جغرافیایی ۳۴/۳۵)، کنگاور (طول جغرافیایی ۴۷/۹۸، عرض جغرافیایی ۳۴/۵)، اسلام‌آباد غرب (طول جغرافیایی ۴۶/۴۶، عرض جغرافیایی ۳۴/۱۱)، روانسر (طول جغرافیایی ۴۶/۶۵، عرض جغرافیایی ۳۴/۷۱) و سرپل- ذهاب (طول جغرافیایی ۴۵/۸۶، عرض جغرافیایی ۳۴/۴۵) استفاده شد (شکل ۱). ارتفاع از سطح دریای ایستگاه‌های یاد شده به ترتیب ۱۳۱۸، ۱۴۵۷، ۲۱۴۲، ۱۳۷۹ و ۱۳۳۵ متر است. در انتخاب ایستگاه‌ها سعی شد از ایستگاه‌های با آمار طولانی مدت و قابل اطمینان استفاده شود تا نتایج حاصل دارای دقت کافی باشند.



شکل ۱- موقعیت ایستگاه‌های مورد مطالعه

در این تحقیق ۲۲ سال داده هواشناسی در هر پنج ایستگاه در پایه زمانی مشترک، از سال‌های ۱۹۸۸ تا ۲۰۰۹ استفاده شد. همچنین برای محاسبه ET_0 از روش PMF_{56} مطابق معادله ۱ استفاده شد.

$$ET_0 = \frac{0.408 \Delta (R_n - G) \gamma \left[\frac{890}{T + 273} \right] U_2 (e_a - e_d)}{\Delta + \gamma (1 + 0.34 U_2)} \quad (1)$$

متحرک تلفیق یافته فصلی^۱ (SARIMA) در دسته روش‌های کمی تحلیل سری‌های زمانی بوده و میزان موفقیت آن در مطالعات تبخیر- تعلق قابل بررسی است. مدل‌های فصلی اثرات تغییرات درون فصلی و بین فصلی سری‌های زمانی را در نظر می‌گیرند و نتایج مناسبی از مدلسازی ارائه می‌دهند (جهانبخش و باباپور باصر، ۱۳۸۳). مطالعه روند ۳۰ ساله تغییرات ET_0 برآوردی طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۰ میلادی در ایستگاه مشهد نشان داد مقدار ET_0 در دو سوم از دامنه انتهایی سری زمانی افزایشی بوده است (کریم‌زاده مقدم و قهرمان، ۱۳۸۰). فولادمند (۱۳۸۹) از مدل سری زمانی SARIMA در برآورد ET_0 بهره گرفت. ایشان ضمن نشان دادن توانمندی‌های مدل فوق، از آن در برآورد ET_0 ماهانه ۸ ایستگاه همدید استان فارس تا سال ۱۴۰۳ شمسی استفاده نمود. مدلسازی سری زمانی تبخیر- تعلق با روش فائو برای ایستگاه هواشناسی باجگاه شیراز با مدل فصلی ضربی SARIMA توسط شیروانی و هنر (۱۳۹۰) مورد مطالعه قرار گرفت. نتایج این مطالعه نشان داد وابستگی مقادیر ET_0 هفتگی به مقادیر یک و دو هفته قبل و وابستگی مقادیر ET_0 ماهانه به مقادیر ماه قبل است. از مدل‌های سری زمانی در سایر مطالعات هیدرولوژیکی نیز استفاده شده است. از جمله آن‌ها، خردمندی و عساکره (۲۰۰۱) و عساکره (۱۳۸۸) در مدلسازی دمای هوای شهر تبریز، و شریفان و قهرمان (۱۳۸۶) در مدلسازی بارش- های استان مازندران از مدل SARIMA استفاده کردند و این روش را توصیه نمودند. در برنامه‌ریزی آبیاری، باید میزان تبخیر- تعلق برآورد و روند تغییرات آبی آن بررسی شود. با عنایت به رشد و توسعه نظری و عملی تحلیل سری‌های زمانی از سال ۱۹۷۰ (نیرومند و بزرگ نیا، ۱۳۸۵) به‌عنوان یک ابزار قدرتمند گذشته‌نگر (باکس و همکاران^۲، ۱۹۹۴) و اهمیت دو چندان تبخیر- تعلق در بخش آب، اقلیم و کشاورزی و کمبود مطالعات انجام شده در این زمینه سعی شد تا مطالعه‌ای کاربردی در استان کرمانشاه طرح‌ریزی شود. لذا هدف از این پژوهش مدلسازی پارامتر تبخیر- تعلق و پیش‌بینی تغییرات ماهانه آن جهت استفاده در برنامه‌ریزی‌های کلان استانی می- باشد.

¹ Seasonal Autoregressive integrated moving average

² Box et al.

توصیف ارتباط سری زمانی با عوامل مؤثر بر ساخت آن و d و جمله تفاضلی غیرفصلی و فصلی برای ایستا کردن سری زمانی است. مدلسازی سری‌های زمانی فصلی که معمولاً به صورت چرخه‌ای هستند از تفاضل‌گیری فصلی در قالب مدل فصلی - ضربی (SARIMA) زیر انجام شد.

$$W_t \sim \text{SARIMA}(P, D, Q) \times (p, d, q) \equiv \Phi(B)\phi_p(B^{12})W_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^{12})a_t \quad (2)$$

که در آن، θ_q ، ϕ_p به ترتیب جملات خودهمبسته و میانگین متحرک غیرفصلی، Θ_Q و Φ_p به ترتیب جملات خودهمبسته و میانگین متحرک فصلی، B عملگر جهش به عقب جهت ایستا کردن سری زمانی، a_t دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی هم‌توزیع و ناهمبسته با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت، W_t سری زمانی مورد مطالعه است. برای تعیین الگو پس از ایستایی و مطالعه رفتار فصلی یا تناوبی ET_0 در هر فاصله زمانی پایه ۱۲ ماه به کمک توابع خود همبستگی^۵ (ACF) و خود همبستگی جزئی^۶ (PACF) یک مدل سری زمانی SARIMA به داده‌های ET_0 ماهانه برازش یافت. ACF برای بیان وابستگی زمانی ساختار یک سری زمانی با تأخیر k و PACF برای بیان همبستگی شرطی بین متغیرهای بدون وابستگی خطی مشترک است. رفتار این دو تابع نشان‌دهنده خواص ایستایی و فصلی داده‌های ET_0 است. شیوه تجزیه و تحلیل داده‌ها بدین صورت است که با استفاده از نرم‌افزار MINITAB مدل‌های سری زمانی به داده‌ها برازش یافت و بهترین مدل SARIMA برای مدلسازی ET_0 انتخاب گردید. برای تعیین الگوی بهینه علاوه بر ACF و PACF، معیارهای دیگری نیز وجود دارند. در این مرحله چندین مدل با مرتبه‌های مختلف در نظر گرفته شد و مناسب‌ترین آن براساس معیارهای میانگین مربعات خطا^۷ (MSE)، آکائیک (AIC) و کوشی شوارتز (SBC) و تحلیل باقی‌مانده‌ها انتخاب شد. آماره‌های AIC و SBC براساس آماره MSE در قالب معادلات ریاضی زیر محاسبه شدند.

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^n (O_i - P_i)}{n} \quad (3)$$

که در آن ET_0 تبخیر- تعرق گیاه مرجع (mm d^{-1})، R_n تابش خالص در سطح پوشش گیاهی ($\text{MJ m}^{-2} \text{d}^{-1}$)، T متوسط دمای هوادر ارتفاع ۲ متری از سطح زمین ($^{\circ}\text{C}$)، U_2 سرعت باد در ارتفاع ۲ متری از سطح زمین (ms^{-1})، $e_a - e_d$ کمبود فشار بخار در ارتفاع ۲ متری (kPa)، Δ شیب منحنی فشار بخار ($\text{kPa } ^{\circ}\text{C}^{-1}$)، γ ضریب رطوبتی ($\text{kPa } ^{\circ}\text{C}^{-1}$) و G شار گرمایی خاک ($\text{MJ m}^{-2} \text{d}^{-1}$) می‌باشد. در این پژوهش ابتدا داده‌های هواشناسی مطابق معادله ۱، به صورت فایل متنی تهیه و با استفاده از نرم‌افزارهای Excel و SPSS مرتب شدند. داده‌های ناقص یا خلاءهای محدود آماری در هر یک از ایستگاه‌ها به روش همبستگی مورد بازسازی قرار گرفتند. شناسایی داده‌های پرت^۱ یا داده‌های خارج از دامنه‌ی $3sd \pm x$ (میانگین متغیر، sd انحراف معیار) از راه ترسیم نمودار کاکس باکس^۲ و آزمون نرمال بودن توزیع داده‌ها در سطح اطمینان ۹۵ درصد با آزمون کولموگراف-اسمیرنوف انجام شد. داده‌های خارج از دامنه سبب گسستگی داده‌ها می‌شوند که با استفاده از ریشه دوم نرمال‌سازی شدند و همگنی داده‌ها نیز با آزمون ران^۳ انجام شد. پس از بررسی و آماده‌سازی داده‌ها نمودار سری زمانی ET_0 ایستگاه‌ها ترسیم و روند خطی آن از طریق رابطه رگرسیونی بین ET_0 در محور عمودی و زمان در محور افقی به دست آمد. به همین ترتیب با محاسبه میانگین ET_0 براساس داده‌های هر پنج ایستگاه، نموداری از میانگین ET_0 به صورت سری زمانی برای استان ترسیم شد. برای این منظور سطح معنی‌داری مقدار P مربوط به شیب خط رگرسیونی برازش یافته در سطح ۵ درصد محاسبه و در صورت معنی‌دار بودن، نسبت به حذف روند از راه تفاضلی کردن داده‌ها اقدام شد. انجام این مرحله از پژوهش به وسیله نرم‌افزار Excel انجام گرفت. در مرحله دوم الگوسازی مقادیر ET_0 از مدل سری زمانی خودهمبسته شده با میانگین متحرک فصلی یا الگوی زمانی فصلی - ضربی باکس جنکینز^۴ با نماد اختصاری $\text{SARIMA}(P,D,Q) \times (p,d,q)$ استفاده شد (بزرگ‌نیا، ۱۳۷۶). این مدل شامل p و P جمله خودهمبسته غیرفصلی و فصلی برای بیان ارتباط سری زمانی با گذشته خود، q و Q جمله میانگین متحرک غیرفصلی و فصلی جهت

¹ Out Lier

² Cox-Box

³ RUN test

⁴ Box Jenkins

⁵ Auto Correlation Function

⁶ Partial Auto Correlation Function

⁷ Mean Square Error

کاهش می‌دهد. نمودار سری زمانی تبخیر- تعلق ماهیانه هر یک از ایستگاه‌ها به‌همراه روند خطی بین تبخیر- تعلق (متغیر وابسته) و زمان (متغیر مستقل) براساس روابط رگرسیونی در شکل ۲، نمایش داده شده است.

جدول ۱- میانگین پارمترهای هواشناسی مورد استفاده

ایستگاه	دما (°C)	رطوبت نسبی (%)	ساعت آفتابی (hr)	ET _o (mm/day)
کرمانشاه	۱۵/۶۶	۴۳/۴۸	۸/۱	۴/۳
روانسر	۱۵/۳۵	۵۰/۱	۸/۴	۴/۸
سرپل‌ذهاب	۲۰/۵	۴۷/۶	۸/۵	۴/۴
اسلام‌آباد	۱۴/۲	۵۰/۱	۸/۴	۴
کنگاور	۱۳/۷۶	۵۱	۸/۳۸	۳/۸
میانگین	۱۵/۸۹	۴۸/۴۶	۸/۳۶	۴/۲۶

شکل ۲، سری زمانی تبخیر- تعلق ماهانه هر پنج ایستگاه مورد مطالعه و سری زمانی تبخیر- تعلق ماهانه استان را نشان می‌دهد که معرف تغییرات نامنظم ماه به ماه تبخیر- تعلق است. به همین ترتیب در این شکل خط روند تبخیر- تعلق هر ایستگاه و خط روند تبخیر- تعلق استان براساس برازش خط رگرسیونی محاسبه و نمایش داده شده است. الگوهای خطی برازش یافته به سری‌های زمانی تبخیر- تعلق ماهیانه در قالب معادله $ET_o = a + bt$ به‌همراه ضریب تعیین (R^2) نیز نشان داده شده است. این شکل نشان می‌دهد که تبخیر- تعلق استان با شیب 0.007 در ماه افزایش می‌یابد که به‌معنای افزایش 1 میلی‌متر تبخیر- تعلق در ماه در هر 12 سال است. شیب خط روند تمامی ایستگاه‌ها مثبت است که حاکی از روند افزایشی تبخیر- تعلق است. شیب خط روند ایستگاه روانسر 0.012 و شیب خط روند سرپل‌ذهاب 0.003 میلی‌متر بر ماه است که به‌ترتیب بیشترین و کمترین روند تبخیر- تعلق طی دوره مطالعاتی در سطح ایستگاهی را نشان می‌دهد. از دیگر نتایج شکل ۲ تکراری بودن سیکل تبخیر- تعلق محاسباتی در تمام سال‌های آماری است که مطالعات قبلی نیز مؤید این مطلب است (شیروانی و هنر، 1390). مقدار p مربوط به شیب خط رگرسیونی ایستگاه سرپل‌ذهاب 0.17 و برای سایر ایستگاه‌ها کمتر از 0.001 به‌دست آمد که حاکی از عدم معنی‌داری شیب خط رگرسیونی برازشی در سطح 5 درصد برای ایستگاه سرپل‌ذهاب و معنی‌داری شیب دیگر ایستگاه‌ها می‌باشد.

$$AIC = n \ln(MSE) + 2(p+q+D+Q) \quad (۴)$$

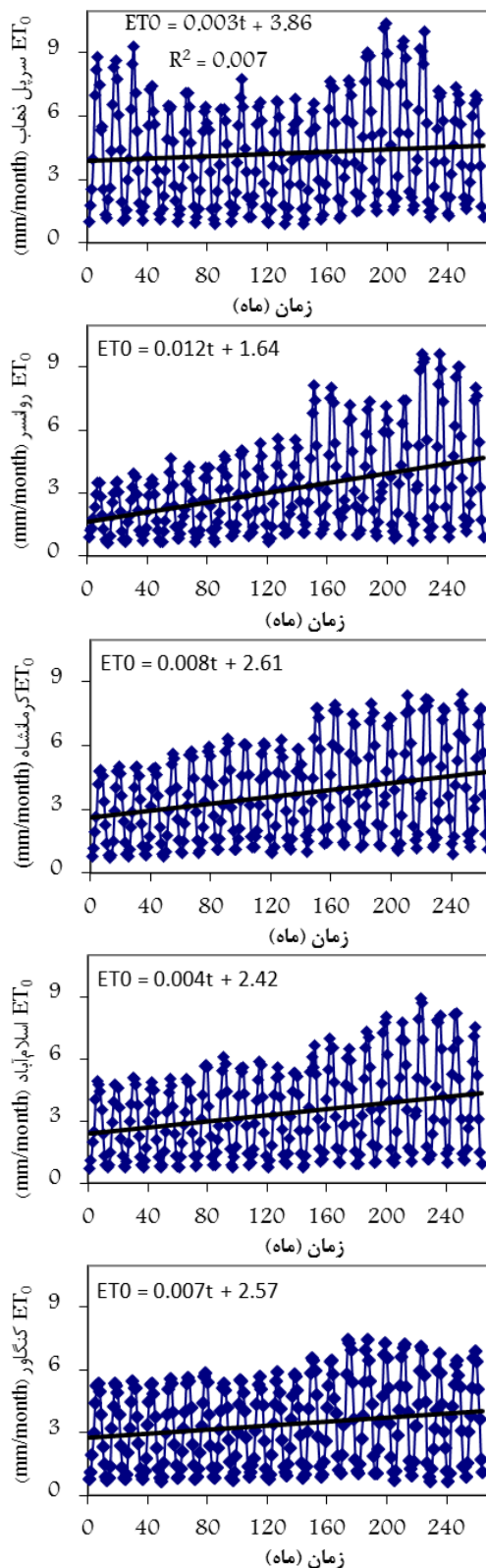
$$SBC = n \ln(MSE) + (p+q+D+Q) \ln(n) \quad (۵)$$

که در آن O_i مقدار اندازه‌گیری شده، P_i مقدار پیش‌بینی شده و n تعداد داده‌ها است. سایر پارامترها قبلاً معرفی شده‌اند. بدین ترتیب مدلی مناسب است که در شرایط یکسان میزان کمتری از آماره‌های فوق را داشته باشد. از شرایط اساسی برای پذیرش مدلی با خطای ناچیز، آن است که باقی‌مانده‌ها دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی هم‌توزیع (معمولاً نرمال) و دو به دو ناهمبسته با امید ریاضی صفر و واریانس ثابت باشند. لذا پس از الگوسازی، باقی‌مانده‌ها از نظر نرمال بودن و استقلال مورد آزمون قرار گرفتند. به‌عبارت دیگر پس از انتخاب مدل، نسبت به تخمین پارامترهای آن از راه فرآیند تکرار همراه با حداقل کردن مجموع مربعات باقی‌مانده‌ها و تجزیه و تحلیل باقی‌مانده‌ها -ها شامل نرمال بودن، ثابت بودن واریانس، مستقل بودن و تصادفی بودن باقی‌مانده‌ها اقدام شد. به‌منظور بررسی فرض نرمال بودن از روش آماری - ترسیمی نمودار احتمال نرمال باقی‌مانده‌ها و برای بررسی فرض ثابت بودن واریانس باقی‌مانده‌ها از ترسیم نمودار باقی‌مانده‌ها در مقابل مقادیر برازش یافته استفاده شد. به‌همین ترتیب برای بررسی فرض استقلال باقی‌مانده‌ها نمودار باقی‌مانده‌های ACF و PACF و برای فرآیند تصادفی محض، نمودار باقی‌مانده‌ها در طول زمان به‌صورت سری زمانی ترسیم شد. ترسیم باقی‌مانده‌ها در فاصله اطمینان 95 درصد انجام گرفت.

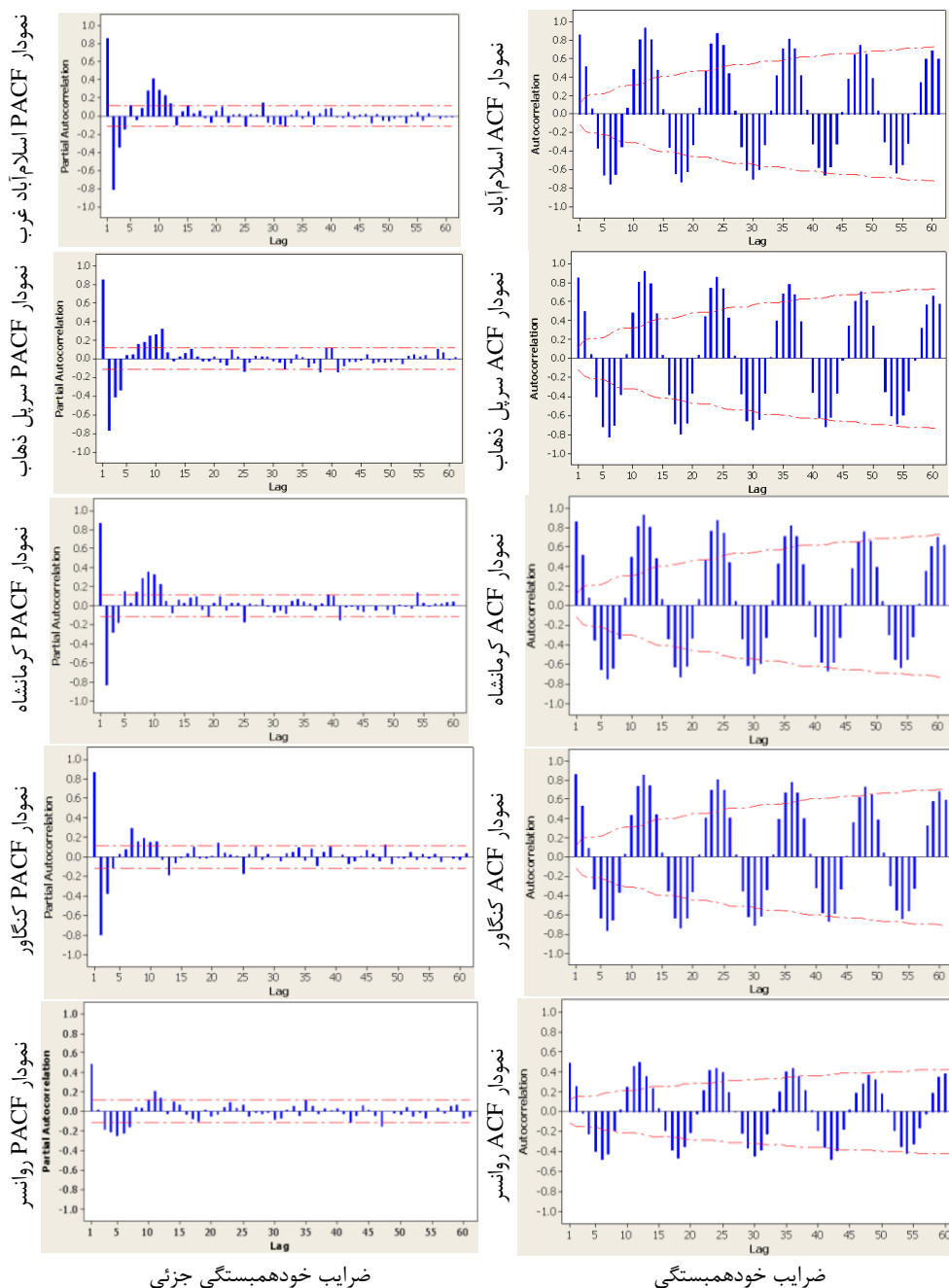
نتایج و بحث

پارامترهای توصیفی مربوط به اطلاعات هواشناسی و تبخیر- تعلق پتانسیل برآورد شده از روش PMF_{56} در جدول ۱ ارائه شده است. این جدول مقادیر میانگین برخی از پارامترهای هواشناسی و تبخیر- تعلق پتانسیل را نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود بیشترین و کمترین مقدار تبخیر- تعلق پتانسیل به‌ترتیب به ایستگاه‌های روانسر و کنگاور تعلق دارد که به ترتیب معادل $4/8$ و $3/8$ میلی‌متر در روز می‌باشد. میانگین تبخیر- تعلق استان نیز برابر $4/3$ میلی‌متر در روز است. با توجه به میانگین مقادیر تبخیر- تعلق هر ایستگاه (جدول ۱) و مکان جغرافیایی ایستگاه‌ها (شکل ۱) می‌توان گفت، میزان تبخیر- تعلق از شرق به غرب و از شمال به جنوب استان

به همین دلیل عملیات حذف روند از داده‌های ایستگاه‌های کرمانشاه، کنگاور، اسلام‌آباد غرب و روانسر از راه تفاضلی کردن آن‌ها صورت گرفت. شکل ۳ نمودار خودهمبستگی (ACF) و خودهمبستگی جزئی (PACF) تفاضلی شده سری‌های PMF_{56} برای هر ایستگاه را نشان می‌دهد. در این شکل مقادیر خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی به صورت ستون‌های عمودی و حدود همبستگی‌ها به صورت دو خط در امتداد محور افقی نشان داده شده است. همان‌طور که در شکل ۳ مشاهده می‌شود مقادیر خودهمبستگی ET_0 در تأخیرهای ابتدایی دارای کاهش است که نشانه عدم وجود روند محسوس در داده‌ها است. همچنین نمودارهای خودهمبستگی به صورت منحنی سینوسی می‌باشند و مقادیر خودهمبستگی جزئی برای ایستگاه اسلام‌آباد غرب، سرپل‌ذهاب و کنگاور در تأخیرهای ۱، ۲، ۳ و برای ایستگاه‌های کرمانشاه و روانسر در تأخیرهای ۱، ۲ و ۹ معنی‌دار می‌باشد. پیک‌های معنی‌دار در تأخیرهای ۱، ۲، ۳، ۹ و نزول کاهشی PACF می‌تواند نشان‌دهنده این باشد که مدل در سطح فصلی دارای میانگین متحرک است. لذا میانگین متحرک خودهمبسته مرتبه اول و خودهمبسته مرتبه صفر برای قسمت فصلی قابل پیشنهاد است. فصلی بودن سری‌های زمانی و وجود همبستگی‌های پیاپی بین مشاهدات در بیشتر سری‌های زمانی دارای ماهیت تصادفی گزارش شده است (قهرمان و قره‌خانی، ۱۳۹۰). از شکل ۳، ملاحظه می‌گردد مقدار PACF بعد از تأخیرهای فوق کاهش یافته و ضمن نیل به سمت صفر در محدوده اطمینان قرار گرفته است. در مورد فرآیند خودهمبستگی ایستگاه‌ها نیز جهش‌های بلند در تأخیرهای ابتدایی قابل مشاهده است که بعد از چندین تأخیر کاهش می‌یابد. نمودار ستونی خودهمبستگی برای ایستگاه‌های مورد مطالعه در شکل ۳ نشان می‌دهد که مقادیر خودهمبستگی در تأخیرهای زمانی مضارب ۱۲ دارای حداکثر مقدار می‌باشد. طبق شکل ۳، با هر دوازه مشاهده یک‌بار، الگوی تغییرات سری تکرار می‌گردد و میرایی سریع در نمودارهای ACF دیده نمی‌شود. در نتیجه سری ایستا است و دارای تغییرات فصلی ۱۲ می‌باشد. لذا برای حذف تغییرات تأخیر فصلی از سری‌های زمانی ET_0 محاسباتی، تفاضل مرتبه ۱ و صفر در تأخیر ۱۲ برای همه ایستگاه‌ها منظور شد.



شکل ۲- نمودار سری‌های زمانی ماهانه تبخیر-تعرق در ایستگاه‌های استان کرمانشاه برای دوره ۱۳۸۹-۱۳۶۶



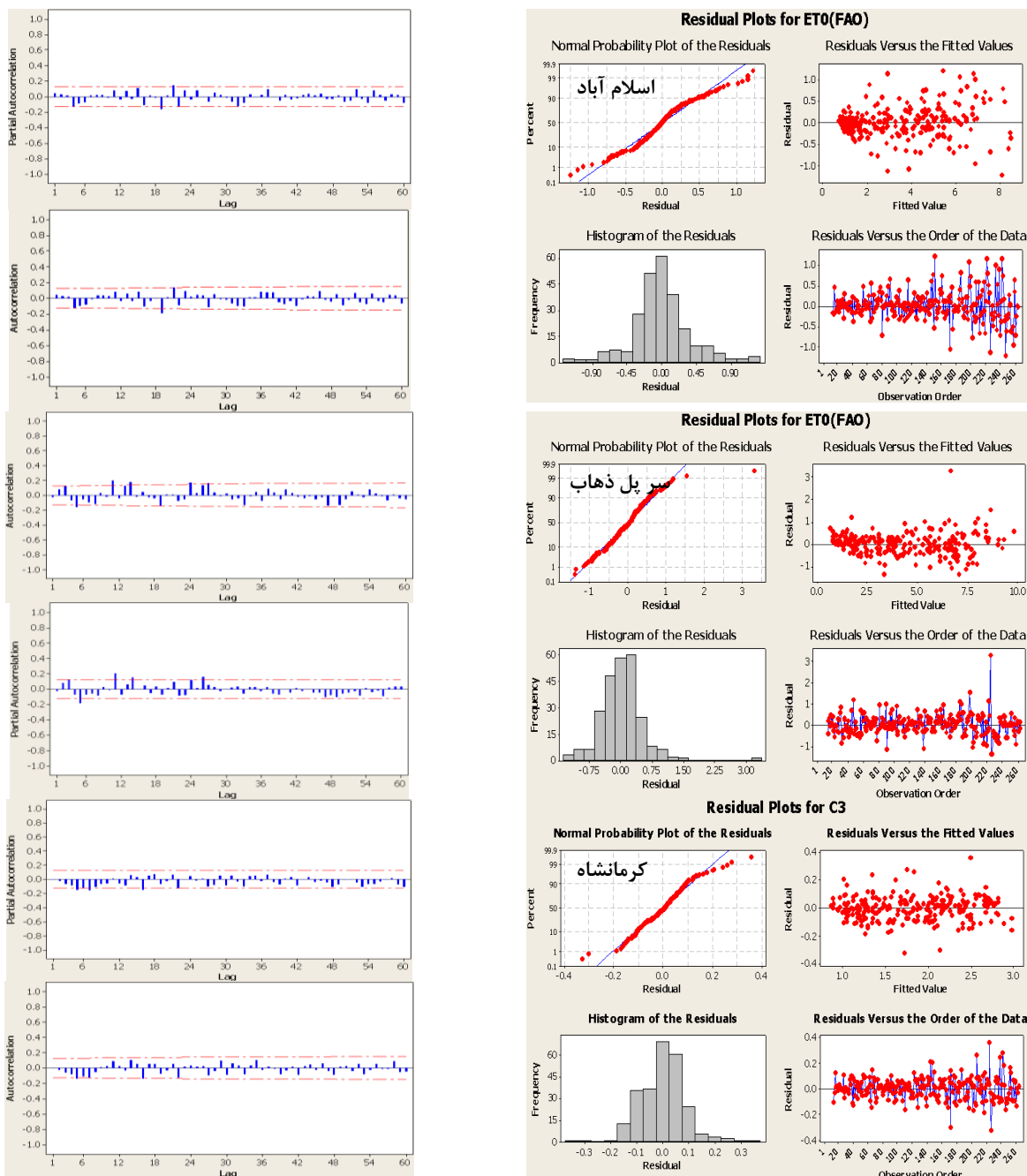
شکل ۳- نمودار خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی سری تفاضلی شده تبخیر-تعرق ماهانه گیاه مرجع

جدول ۲ مدل‌ها با بهترین عملکرد با توجه به مقادیر AIC و SBC و MSE برای بیان رفتار تبخیر-تعرق در هر یک از ایستگاه‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد. از جدول ۲ مشاهده می‌شود مدل سری زمانی مناسب برای هر ایستگاه متفاوت بوده و یک مدل منحصر به فرد برای همه ایستگاه‌های مورد مطالعه وجود ندارد.

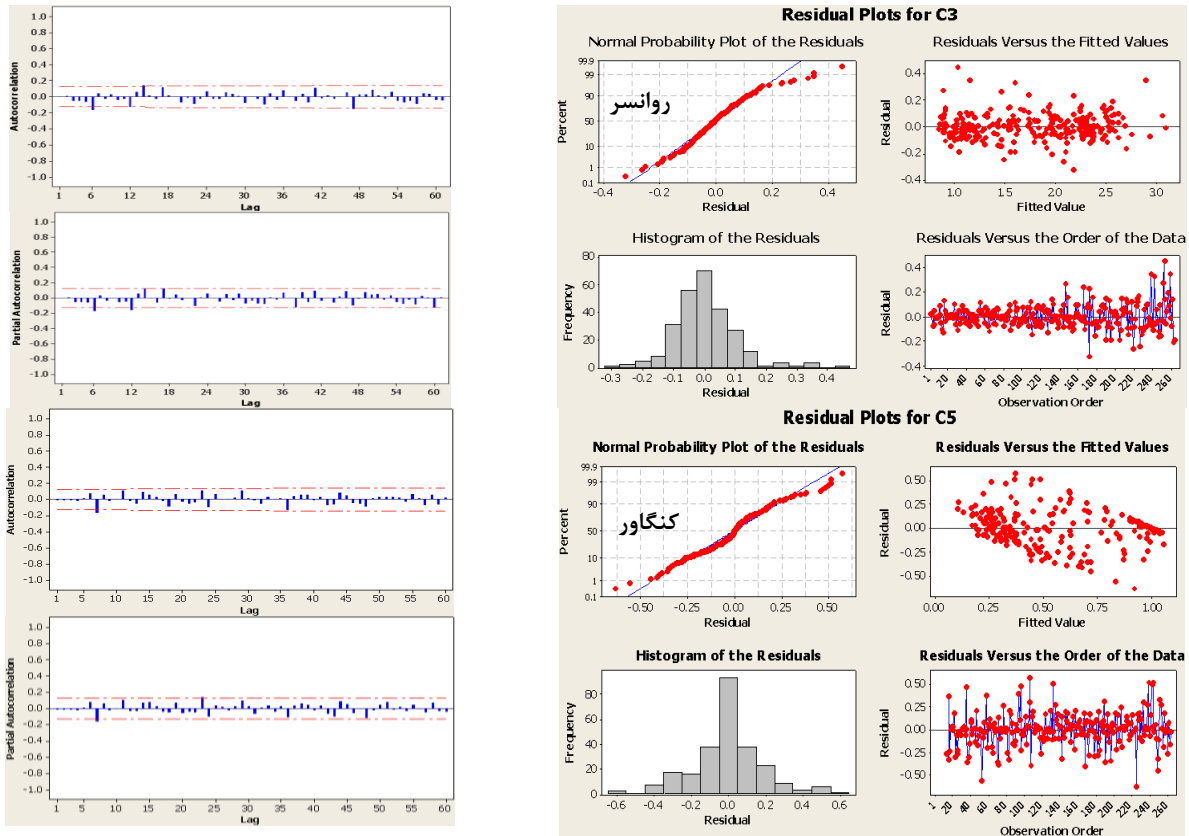
در مرحله بعد، مدل مناسب سری زمانی $SARIMA(P,D,Q) \times (p,d,q)$ برای مدلسازی ET_0 ماهانه هر ایستگاه براساس کمینه بودن آماره‌های خطاسنجی در جدول ۲ ارائه گردیده است. همچنین در جدول ۲ مقادیر P مدل‌های پیشنهادی دارای عملکرد بهتر در بیان رفتار تبخیر-تعرق در تأخیرهای ۱۲، ۲۴، ۳۶ و ۴۸ ماه نیز آمده است.

جدول ۲- مدل های بهینه در دوره آماری ۱۹۸۸-۲۰۰۸

ایستگاه	مدل بهینه	تعداد	آماره های خطاسنجی			مقدار P مدل بهینه در تأخیرهای			
			MSE	AIC	SBS	۴۸	۳۶	۲۴	۱۲
روانسر	SARIMA(۳,۱,۱)×(۱,۰,۱) _{۱۲}	۲۵۲	-۱۸۱۷/۵	-۱۷۹۶/۱	۰/۰۰۱	۰/۸۵	۰/۸۰	۰/۹۷	۰/۹۴
کرمانشاه	SARIMA(۲,۱,۰)×(۱,۱,۱) _{۱۲}	۲۵۲	-۲۰۰۵/۴	-۱۹۹۱/۰	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۲	۰/۱۱	۰/۲۸	۰/۱۷
کنگاور	SARIMA(۳,۱,۱)×(۱,۰,۱) _{۱۲}	۲۵۲	-۱۸۸۲/۴	-۱۸۶۰/۹	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۲	۰/۱۱	۰/۲۸	۰/۱۷
اسلام آباد	SARIMA(۱,۱,۱)×(۰,۱,۱) _{۱۲}	۲۵۲	-۲۰۲۲/۱	-۲۰۱۱/۴	۰/۰۰۰۵	۰/۶۸	۰/۵۱	۰/۸۸	۰/۹۵
سرپل ذهاب	SARIMA(۲,۱,۲)×(۱,۱,۱) _{۱۲}	۲۵۲	-۱۹۶۹/۵	-۱۹۴۸/۰	۰/۰۰۰۶	۰/۰۲	۰/۱۵	۰/۰۶	۰/۱۹



شکل ۴- نمودارهای احتمال مانده ها در ایستگاه های مورد بررسی



ادامه شکل ۴- نمودارهای احتمال مانده‌ها در ایستگاه‌های مورد بررسی

سطح پراکندگی آن‌ها متفاوت است لیکن عموماً باقی‌مانده‌های هر مدل با ۹۵ درصد اطمینان از توزیع نرمال تبعیت می‌کنند. افزایشی بودن شیب خطوط به سمت بالا روند افزایشی تبخیر- تعلق و معنی‌داری آن در سطح ۹۵ درصد را در تملی ایستگاه‌ها نشان می‌دهد. پیامد این امر روند افزایشی مقادیر تبخیر- تعلق است که در شکل ۲ نیز به آن اشاره گردید. نمودار هیستوگرام (نمودار b) مطابقت باقی‌مانده‌ها را با منحنی نرمال نمایان می‌سازد. نرمال بودن توزیع باقی‌مانده‌ها نشان‌دهنده ناچیز بودن خطای مدل پیشنهادی برای هر ایستگاه می‌باشد. نمودار توالی دنباله‌ای باقی‌مانده‌های مشاهدات اصلی (نموداری) درجه نزدیکی دو سری مشاهدات اصلی و مقادیر مدلسازی را نشان می‌دهد. با توجه به نمودار فوق مشاهده می‌شود با گذشت زمان و نزدیک شدن به انتهای سری زمانی بی‌نظمی در باقی‌مانده مقادیر تبخیر- تعلق افزایش یافته است.

مطابق جدول ۲، مرتبه‌های تفاضلی فصلی $D=1$ و غیرفصلی $d=0$ و $d=1$ در مقابل دیگر مرتبه‌های D با داشتن کمترین مقدار واریانس سری، تفاضل‌گیری و انتخاب گردیدند. در شکل ۴ نمودار احتمال ملدها و نمودار خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی مانده‌های هر پنج ایستگاه مورد مطالعه آمده است. نمودارهای شکل ۴ برای تأیید مدل‌های پیشنهادی جدول ۲ می‌باشند. نمودار باقی‌مانده‌ها پیرامون خط نیمساز ۴۵ درجه (نمودار a) بیانگر نوسانات باقی‌مانده‌ها است. این نمودار با توجه به درجه تفاضلی (D) ایستگاه‌ها از جدول ۲، نتایج حاصل از مدل محاسباتی است که بیانگر نوسان سری زمانی داده‌های تبخیر- تعلق هر ایستگاه حول یک محور می‌باشد. چنانچه دیده می‌شود بازه‌های باقی‌مانده‌های هر ایستگاه متفاوت است. بیشترین بازه بین صفر تا $+1/25$ مربوط به ایستگاه اسلام‌آباد غرب و کمترین بازه بین $-0/35$ تا $+0/35$ به دو ایستگاه کرمانشاه و کنگاور تعلق دارد. این نمودار نشان می‌دهد با آن‌که باقی‌مانده‌های هر ایستگاه و

بی‌نظمی‌های فوق ضمن تأیید روند افزایش تبخیر- تعرق مورد اشاره در شکل ۲ می‌تواند نتیجه بروز خشکسالی‌های چندساله اخیر و کاهش نزولات جوی در منطقه مورد مطالعه باشد. نمودار C نشان‌دهنده ثابت بودن واریانس و تصادفی بودن باقی‌مانده‌ها می‌باشد. به عبارت دیگر نمودار فوق نشان می‌دهد که باقی‌مانده‌ها فاقد روند بوده و از الگوی خاصی پیروی نمی‌کنند که گویای مناسب بودن مدل‌های پیشنهادی است. از طرفی نمودار خودهمبستگی باقی‌مانده (e و f) هر یک از مدل‌های پیشنهادی نشان‌دهنده قرارگیری باقی‌مانده‌ها در محدوده صفر است. از این رو فرض استقلال و تصادفی بودن داده‌ها مورد پذیرش است. به عبارت دیگر با توجه به نمودارهای ملندها، e و f دیده می‌شود که همبستگی بین مانده‌ها با لگ‌های متفاوت از صفر اختلاف معنی‌داری ندارد. مقادیر پیش‌بینی شده تبخیر- تعرق پتانسیل ماهانه برای ایستگاه‌های مختلف در شکل ۵ آورده شده است. با توجه به مقادیر RMSE و r در محاسبه شده می‌توان دریافت که پیش‌بینی برای سال ۲۰۰۹ در ایستگاه‌های کرمانشاه، سرپل‌ذهاب و کنگاور نتایج مناسب‌تری نسبت به ایستگاه‌های روانسر و اسلام‌آباد به دست داده است.

نتیجه‌گیری

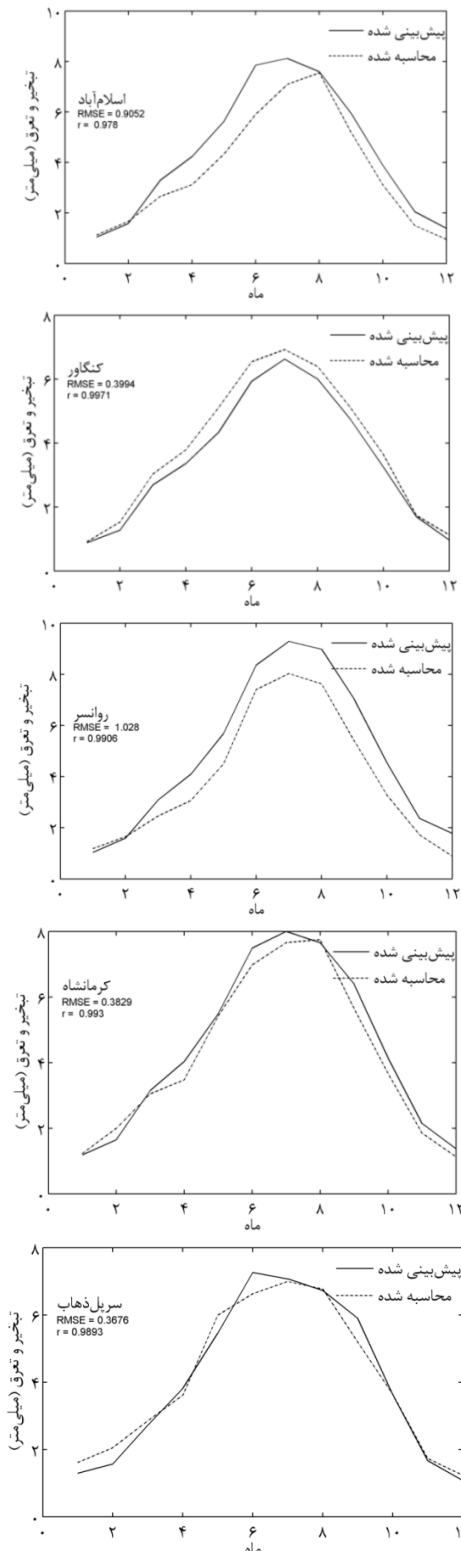
هدف از این مطالعه علاوه بر پایش تبخیر- تعرق، بررسی ماهیت تصادفی بودن آن بر پایه روش پنمن مانیتث فائو ۵۶ برای پنج ایستگاه همدید اسلام آباد، روانسر، کرمانشاه، سرپل‌ذهاب و کنگاور بود. نتایج حاصل از پایش تبخیر- تعرق به روش PMF_{56} نشان داد که در دوره مورد بررسی مقدار تبخیر- تعرق در حال افزایش است. مدلسازی تبخیر- تعرق براساس روش مدلسازی SARIMA صورت گرفت. برای تعیین مناسب‌ترین مدل از معیارهای MSE، AIC و SBC استفاده و در نهایت با تجزیه و تحلیل باقی‌مانده‌ها کفایت مدل تأیید گردید. برای داده‌های ماهانه تبخیر- تعرق در ایستگاه‌های همدید کرمانشاه

کنگاور $SARIMA(0,1,2) \times (1,0,1)_{12}$

ایستگاه سرپل‌ذهاب $SARIMA(1,0,3) \times (1,0,1)_{12}$

ایستگاه روانسر $SARIMA(2,1,2) \times (1,0,1)_{12}$

ایستگاه اسلام آباد غرب $SARIMA(1,0,3) \times (1,0,1)_{12}$



شکل ۵- مقادیر تبخیر- تعرق پتانسیل ماهانه محاسبه شده از رابطه PMF_{56} و پیش‌بینی شده از SARIMA در سال ۲۰۰۹

شریفان، ح.، قهرمان، ب. ۱۳۸۶. ارزیابی پیش‌بینی باران با به‌کارگیری تکنیک SARIMA در استان گلستان. علوم کشاورزی و منابع طبیعی، ۱۴(۳): ۱۹۶-۲۰۹.

شریفان، ح.، قهرمان، ب.، عزیزانه، میرلطیفی، م. ۱۳۸۶. ارزیابی روش‌های مختلف تشعشعی و رطوبتی جهت برآورد تبخیر- تعلق مرجع و اثرات خشکی هوا بر آن در استان گلستان. علوم خاک و آب، ۱۹(۲): ۲۹۰-۲۸۰.

شیروانی، ا. و هنر، ت. ۱۳۹۰. کاربرد مدل‌های سری‌های زمانی برای پیش‌بینی تبخیر- تعلق در ایستگاه باجگاه. پژوهش آب ایران، ۸(۸): ۱۳۵-۱۴۲.

عساکره، ح. ۱۳۸۸. الگوسازی ARIMA برای میانگین سالانه دمای شهر تبریز. تحقیقات جغرافیایی، ۹۲: ۱۵۶۰۱-۱۵۶۲۲.

فولادمنند، ح. ۱۳۸۹. پیش‌بینی ماهانه تبخیر- تعلق پتانسیل گیاه مرجع در استان فارس. دانش آب و خاک، ۱(۲۰/۴): ۱۵۷-۱۶۹.

قمرنیا، ه. جعفرزاده، م.، میری، ا.، قبادی، م. ا. ۱۳۹۰. برآورد ضریب گیاهی گشنیز (*Coriandrum sativum L.*) در منطقه‌ای با اقلیم نیمه خشک. مدیریت آب و آبیاری، ۱(۲): ۷۳-۸۳.

قهرمان، ن. قره‌خانی، ا. ۱۳۹۰. ارزیابی مدل‌های تصادفی سری زمانی در برآورد تبخیر از تشت (مطالعه موردی: ایستگاه شیراز). پژوهش آب در کشاورزی، ۲۵(۱): ۷۵-۸۱.

کریم‌زاده مقدم، م. قهرمان، ب. ۱۳۸۰. نگرشی آماری بر افزایش تبخیر- تعلق گیاه مرجع در مشهد و پیامدهای احتمالی آن. اولین کنفرانس ملی بررسی راه‌کارهای مقابله با بحران آب، ۲: ۹۵-۱۰۸.

نیرومند، ح. و بزرگ‌نیا، ا. ۱۳۸۵. تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی. انتشارات دانشگاه پیام‌نور تهران. چاپ دوم.

وزیری، ژ.، سلامت، ع.، انتصاری، م.، حیدری، ن.، دهقانی سانچ، ح. ۱۳۸۷. تبخیر-تعلق (دستورالعمل محاسبه آب مورد نیاز گیاهان، انتشارات کمیته ملی آبیاری و زهکشی.

Allen, R., Pereira, L. S. Smith, M. 1998. Crop evapotranspiration: guidelines for computing crop water requirement. Rome: FAO Irrig. & Drain. Paper No. 56.

۱۲(۱،۱،۰)×(۱،۱،۰) SARIMA به‌دست آمد. در این مقاله با استفاده از روش SARIMA و براساس آزمون و خطا مدل- های مناسبی به تبخیر- تعلق ایستگاه‌های مورد مطالعه در استان کرمانشاه برآزش یافت. مقادیر خطاها تابعی خطی از تبخیر- تعلق‌های پیشین است. بنابراین تبخیر- تعلق هر ماه تابعی از تبخیر- تعلق ماه قبل و مؤلفه‌های تصادفی همان ماه است که گویای نوعی روند در داده‌های تبخیر- تعلق است. لذا می‌توان بیان کرد که تبخیر- تعلق ایستگاه دارای روند و فاقد ایستایی است. همان‌گونه که سری زمانی تبخیر- تعلق میانگین استان نشان داد تبخیر- تعلق استان از روند قطعی ۰/۰۰۷ میلی‌متر در ماه برخوردار است که بیانگر افزایش ۱ میلی‌متر بر ماه بعد از هر ۱۲ سال است. از مدل‌های انتخاب شده در پیش‌بینی‌های خارج از نمونه استفاده شد، که نتایج مناسبی به‌دست داد. پیش‌بینی تبخیر- تعلق برای سال ۲۰۰۹ در ایستگاه‌های کرمانشاه، سرپل‌دهاب و کنگاور نتایج مناسب‌تری نسبت به ایستگاه‌های روانسر و اسلام‌آباد به دست داد. مدل سری زمانی مناسب می‌تواند به‌منظور رفع خلأهای آماری سری داده‌ها، بررسی وضعیت کمی پارامتر تبخیر- تعلق و پیش‌بینی برای دوره‌های آینده به‌کار برده شود.

منابع

اسفندیاری، ص.، حسن‌لی، ع. م.، صفری، ه. فرشادفر، م. ۱۳۸۷. مقاومت به خشکی پنج گونه یونجه یکساله در شرایط آب و هوایی استان کرمانشاه. تحقیقات مرتع و بیابان ایران، ۱۵(۲): ۲۹۴-۲۸۳.

بزرگ‌نیا، ا. ۱۳۷۶. تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی و پیش‌بینی. معاونت فرهنگی استان قدس رضوی مشهد.

جهانبخش، س.، باباپور باصر، ع. ۱۳۸۳. بررسی و پیش‌بینی متوسط دمای ماهانه تبریز با استفاده از مدل آریمما. فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، ۵۷۸: ۳۶-۴۶.

خیرابی، ج.، توکلی، ع. ر.، انتصاری، م. ر. سلامت، ع. ر. ۱۳۷۶. معرفی جهات نظری و کاربردی روش پنمن-مانتیث و ارائه تبخیر تعلق مرجع استاندارد برای ایران. انتشارات کمیته ملی آبیاری و زهکشی ایران، ۱۶۵ ص.

- temperature in Jask (Iran)., 3rd Conference of Stochastic Process. Isfehan.
- Mohan, S. Arumugam, N. 1996. Relative importance of meteorological variables in evapotranspiration: Factor analysis approach. Water Resour. Manage., 10(1): 1-20.
- Box, G. E. P., Jenkins, G.M. Reinsel, G.C. 1994. Time series forecasting: forecasting and control. Prentice-Hall, London.
- Kheradmand-Nia, M., Asakereh, H. 2001. Pattering of ARIMA for annual average



Modeling and Forecasting of Reference Crop Evapotranspiration Using Time Series, Case Study: Kermanshah Province

H. Zare Abyaneh^{1*}, S. Saghaei², F. Ershad-Fath³, H. Nozari⁴

Received: 07/03/2014

Accepted: 20/08/2014

Abstract

Evapotranspiration (ET) plays a key role in agriculture planning and water resources management, hence the simulation and pattern studying of this parameter has been a major field of interest for researchers. Considering the data repeatability of evapotranspiration, The Box-Jenkins method is an appropriate method for ET modeling. In this study, the mean monthly values of evapotranspiration for five stations of Kermanshah province, Iran was calculated by FAO 56 Penman-Monteith equation using a 21 years period meteorological dataset. Then, a time series analysis was carried out to explore the variation of the evapotranspiration series. Finally, using SARIMA stochastic model, the corresponding parameters of normal condition, stochastic, white noise, whiteness of the residual, and the final evapotranspiration patterns for the each station were obtained. The final evapotranspiration patterns were obtained as SARIMA (2,1,0)×(1,1,1)₁₂, for Kermanshah station, SARIMA (3,1,1)×(1,0,1)₁₂ for Kangavar, SARIMA (2,1,2)×(1,1,1)₁₂ for Sar pol zahab station, Ravansar station SARIMA (3,1,1)×(1,0,1)₁₂ and Eslam Abad Gharb station SARIMA (1,1,1)×(0,1,1)₁₂. Besides the selected models were used to predict the evapotranspiration of 12 months which had not been used in model development stage (Training) and the results were compared with the actual values. The corresponding values of RMSE and r indices for year 2009 were 0.38 mm and 0.99 in Kangavar station, 0.37 mm and 0.99 in Sarpol-Zahab and 0.40 mm and 0.99 in Kangavar respectively, which indicated a better performance in these three stations comparing to Ravansar and Eslam Abad stations with less satisfactorily results.

Keywords: Penman-Monteith, SARIMA Time Series, Kermanshah province, Iran

¹ Associate Professor. Water Engineering Dept., Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University, Iran

^{2,3} MSc Student of Water Engineering Dept., Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University, Iran

⁴ Assistant Professor. Water Engineering Dept., Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University, Iran

(*Corresponding author email address: h.zareabyaneh@hotmail.com)