

مقدمه

یکی از راهکارهای مقابله با بحران آب، استفاده مناسب و مدیریت بهینه منابع آب موجود است. لازمه مدیریت بهینه منابع آب تعیین دقیق مولفه‌های بیلان آب در هر منطقه می‌باشد. تبخیر و تعرق که شامل تبخیر از سطح آب یا خاک مرطوب و تعرق از سطح پوشش گیاهی است یکی از مهم‌ترین و تأثیرگذارترین اجزای بیلان آب در هر منطقه است [۱۵]. علاوه بر این برآورد میزان دقیق تبخیر و تعرق از سطح پوشش گیاهی بخشی از اطلاعات لازم در مطالعات کشاورزی، طرح‌های مدیریت منابع آب و برای تعیین نیاز آبی و هیدرومدول آبیاری به منظور طراحی شبکه‌های آبیاری و زهکشی می‌باشد [۱، ۱۷، ۱۹، ۲۶ و ۳۵]. از این رو برآورد میزان تبخیر و تعرق یک نیاز ضروری برای هر منطقه می‌باشد. محاسبه مستقیم تبخیر و تعرق گیاهان نیازمند احداث لایسیمتر است که نیاز به هزینه زیاد داشته و با توجه به وسعت حوضه‌های آبخیز و تنوع پوشش گیاهی در آن‌ها معمولاً کم‌تر مورد توجه قرار می‌گیرد [۱۴، ۲۴، ۲۸ و ۴۲]. در اغلب روش‌های تعیین میزان تبخیر و تعرق، ابتدا تبخیر و تعرق گیاه مرجع ET_0 محاسبه و سپس از روی آن و با استفاده از ضرایب گیاهی میزان تبخیر و تعرق گیاه مورد نظر تخمین زده می‌شود [۴]. بر اساس استاندارد فائو، تبخیر و تعرق گیاه مرجع عبارت است از میزان آبی که یک مزرعه پوشیده از گیاه خاصی (نظیر چمن یا یونجه) در یک دوره زمانی مشخص مصرف نماید به‌طوریکه این مزرعه در طول دوره رشد با کمبود آب مواجه نشود [۳۳]. بنابراین برای برآورد تبخیر و تعرق از سطح هر پوشش گیاهی در ابتدا باید تبخیر و تعرق گیاه مرجع با یک روش قابل اطمینان محاسبه شود. روش‌های مختلفی برای محاسبه تبخیر و تعرق مرجع وجود دارد که هرکدام با توجه به فرضیات و داده‌های هواشناسی مختلفی که در نظر می‌گیرند، اغلب نتایج متفاوتی بدست می‌دهند [۸]. تحقیقات مکرر در این زمینه صورت گرفت تا اینکه در سال ۱۹۹۰ از سوی کمیسیون بین‌المللی آبیاری و زهکشی (ICID⁴) و سازمان خواروبار جهانی (FAO⁵) برتری روش فائو-پنمن-مانیت ۵۶ (PMF₅₆) را بر سایر معادلات جهت محاسبه ET_0 و ارزیابی سایر روش‌ها اعلام کردند [۵، ۱۳، ۲۰ و ۲۶].

با توجه به اینکه عامل اصلی و مؤثر در میزان تبخیر و تعرق در

تحلیل روند و سری زمانی تبخیر و تعرق مرجع
(مطالعه موردی: دشت خرم‌آباد)

یاسر سبزواری^۱ و جهانگیر عابدی کوپایی^{۲*}

تاریخ دریافت ۱۴۰۱/۰۷/۱۹ تاریخ پذیرش ۱۴۰۱/۰۹/۱۳

چکیده

این مطالعه به بررسی روند تغییرات تبخیر و تعرق مرجع با استفاده از آزمون ناپارامتری من‌کندل و پیش‌بینی آن با استفاده از تحلیل سری زمانی می‌پردازد. برای محاسبه تبخیر و تعرق مرجع به روش فائو-پنمن-مانیت، از اطلاعات حداقل و حداکثر دما، حداقل و حداکثر رطوبت نسبی، ساعات آفتابی و سرعت باد ایستگاه خرم‌آباد در دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۹ استفاده شد. نتایج نشان داد روند تغییرات سالانه تبخیر و تعرق مرجع معنی‌دار نبوده و روند تغییرات ماهانه نشان داد که در ماه‌های مهر و مرداد با آماره‌های به میزان ۰/۲- و ۰/۷- روند کاهشی و در بقیه ماه‌ها افزایشی است. در ماه‌های فروردین، آذر، دی در سطح اطمینان ۹۵ درصد و در ماه‌های آبان و بهمن در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار می‌باشد. جهت مدل‌سازی با مدل SARIMA، از دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۶۹ جهت آموزش مدل و دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۹۴ (۲۴ ماه) جهت صحت‌سنجی مدل استفاده شد و شروط نرمال، تصادفی و استقلال باقیمانده‌های مدل برازش داده شده بررسی گردید. نتایج نشان داد از بین مدل‌های مختلف، الگوی تبخیر و تعرق (۱، ۱) (۰، ۱) (۱، ۰) SARIMA برای ایستگاه مطالعاتی دارای بهترین دقت است. مقادیر $RMSE$ و R^2 در پیش‌بینی با این مدل به ترتیب ۰/۶۷۴ و ۰/۹۷ میلی‌متر در ماه بود که گویای دقت مناسب مدل می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی، خودهم‌بستگی، روند، نیاز آبی،

SARIMA, BIC

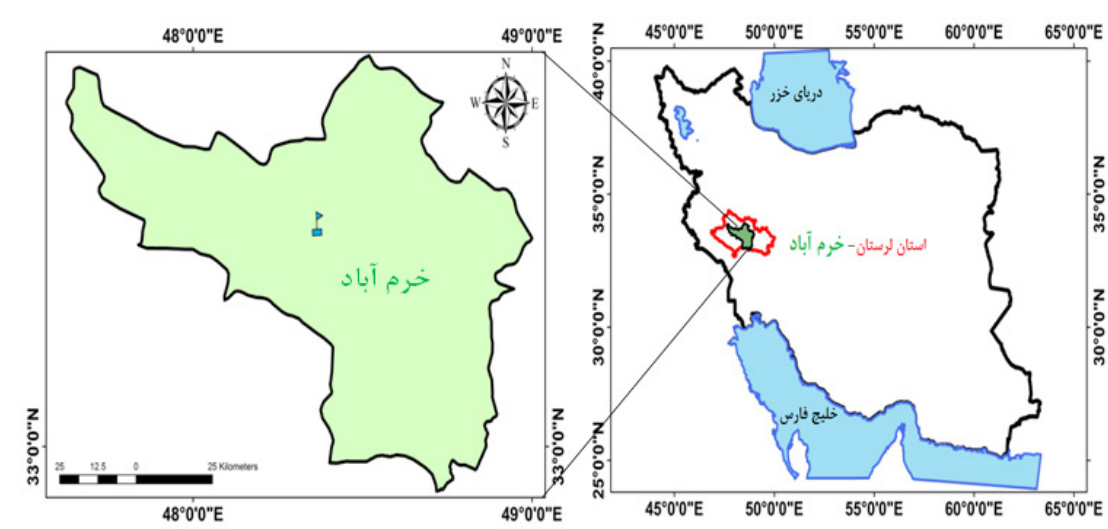
3. Reference Evapotranspiration (ET₀)
4. International Committee on Irrigation and Drainage
5. Food and Agriculture Organization
6. Penman Montith FAO 56

۱- دانشجوی دکتری آبیاری و زهکشی، گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان.

۲- استاد، گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه صنعتی اصفهان،
koupai@cc.iut.ac.ir

هر اقلیم، مقدار ET_0 بوده که بیانگر خصوصیات اقلیمی هر منطقه می‌باشد، لذا بررسی روند تغییرات ET_0 برای مدیریت علمی منابع آب در هر منطقه اهمیت دارد. به منظور تعیین روند تغییرات زمانی از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود. یکی از متداول‌ترین روش‌های غیرپارامتریک در تحلیل روند سری‌های زمانی من کندال (MK^1) است. بدین منظور تعداد زیادی از محققین در مطالعات خود جهت بررسی روند تغییرات از این آزمون استفاده کرده‌اند. هس [۲۰] با استفاده از روش PMF_{56} به محاسبه ET_0 پرداخت و سپس روند تغییرات آن را در منطقه خشک شمال شرق نیجریه مورد بررسی قرار داد. نتایج نشان داد که افزایش دمای هوای ایستگاه‌های مورد مطالعه به اندازه‌ای نبوده است که روی ET_0 منطقه اثر معنی‌داری داشته باشد. بندوپدهای و همکاران [۹] به بررسی روند ET_0 در هند با استفاده از آزمون MK پرداختند و بررسی آن‌ها نشان داد روند ET_0 در منطقه مورد مطالعه به صورت کاهشی بوده است که دلیل این کاهش را افزایش معنی‌دار رطوبت نسبی و همچنین کاهش سرعت باد بیان کردند. گاربرت و همکاران [۱۶] روند بارندگی، جریان سیلابی و ET_0 را در کشور آمریکا بررسی کردند. آن‌ها نشان دادند که در دو دهه اخیر در قرن بیستم، افزایش بارندگی اثر قابل توجهی بر افزایش میزان جریان سیلابی داشته و همچنین باعث افزایش کم‌تر میزان ET_0 شده است. زانینووی و گاجی کاپکا [۳۸] روند ET_0 و رطوبت نسبی در مناطق کم ارتفاع مرکز اروپا را مورد بررسی قرار دادند و نشان دادند که روند ET_0 افزایشی و روند رطوبت نسبی کاهشی بوده است. طبری و همکاران [۳۷] به بررسی روند تبخیر و تعرق مرجع در ۲۰ ایستگاه سینوپتیک غرب کشور پرداختند. نتایج نشان داد که در ۷۰ درصد ایستگاه‌ها روند ET_0 در مقیاس سالانه افزایشی بوده و همچنین روندهای افزایشی بیش‌تر در فصول زمستان و تابستان اتفاق افتاده است. دین‌پژوه [۱۴] به محاسبه و بررسی روند تبخیر و تعرق پتانسیل ماهانه گیاه مرجع با استفاده از روش PMF_{56} و آزمون MK در زابل پرداخت. نتایج این مطالعه حاکی از روند افزایشی و معنی‌دار ET_0 برای تمام ماه‌های سال در طول دوره آماری می‌باشد. معصوم‌پورسماکوش و همکاران [۲۹] تغییرپذیری زمانی- مکانی و روند ET_0 را در ایران مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد بیش‌ترین تغییر روند ماهانه در ماه مرداد و در ایستگاه‌های خشک کشور و همچنین کم‌ترین تغییر روند ماهانه نیز در ماه‌های دی و بهمن رخ داده است. بهمنش و آزادلاتیه [۱۱] به بررسی تغییرات پارامترهای هواشناسی موثر بر اقلیم ارومیه پرداختند. نتایج نشان داد روند بیشینه، کمینه و متوسط درجه حرارت افزایشی و بارش کاهشی بوده که روند آن‌ها در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار است در حالیکه روند کاهشی درصد رطوبت و افزایشی تبخیر و تعرق پتانسیل معنی‌دار نیست. احمدی و همکاران [۳] به ارزیابی روند تغییرات ET_0 سالانه بر اساس پارامترهای اقلیمی مؤثر در شمال شرق کشور پرداختند. نتایج نشان داد که روند تغییرات سالانه ET_0 افزایشی بوده

و دلیل این افزایش، روند افزایشی مشخصه‌های دمایی و ساعات آفتابی بوده است. به دلیل پیچیدگی و عدم دانش کافی در مورد فرآیندهای هیدرولوژیک، ساخت مدل‌های آماری و گسترش آن‌ها برای بیان این فرآیندها مورد توجه محققین قرار گرفته است. پایه و اساس بسیاری از تصمیم‌گیری‌ها در فرآیندهای هیدرولوژیک، تحلیل و پیش‌بینی سری‌های زمانی می‌باشد. بر خلاف نمونه‌های تصادفی از یک جامعه که مستقل از یکدیگر هستند، داده‌های سری زمانی از هم مستقل نبوده و به طور متوالی به هم وابسته‌اند و این وابستگی بین مشاهدات، مورد توجه محققان قرار گرفته و در پیش‌بینی از آن استفاده می‌شود [۱]. در این راستا مدل‌های سری زمانی قادرند در شبیه‌سازی و مدل‌سازی پدیده‌ها مورد استفاده قرار گیرند. در ادامه به چند مورد از مطالعات انجام شده در این زمینه اشاره می‌گردد. شیروانی و هنر [۳۴] با استفاده از مدل‌های اتورگرسیو-میانگین متحرک تلفیق شده فصلی (SARIMA) به پیش‌بینی ET_0 برای ایستگاه باجگاه پرداختند. نتایج نشان داد که ضریب تبیین بین مقادیر مشاهده شده برای مقیاس زمانی هفتگی و ماهانه به ترتیب برابر ۰/۹۲ و ۰/۹۹ است. آزادلاتیه و همکاران [۶] به پیش‌بینی ET_0 با استفاده از سری زمانی در ارومیه پرداختند. نتایج نشان داد مدل (۱۱) AR دارای نتایج بهتری نسبت به سایر مدل‌ها بوده و خطای کم‌تری دارد. زارع‌ایبانه و همکاران [۴۰] به مدل‌سازی و پیش‌بینی تبخیر-تعرق گیاه مرجع با سری زمانی در پنج ایستگاه استان کرمانشاه پرداختند و مدل‌های (۱،۱،۱)×(۰،۱،۲) SARIMA، (۱،۱،۱)×(۱،۱،۳) SARIMA، (۱،۱،۱)×(۱،۱،۰) SARIMA و (۱،۱،۳)×(۱،۱،۰) SARIMA را به ترتیب برای ایستگاه‌های کرمانشاه، کنگاور، سرپل ذهاب، روانسر و اسلام آباد غرب به عنوان مدل مناسب انتخاب کردند. زارع‌ایبانه و همکاران [۳۹] به پیش‌بینی ET_0 ماهانه با استفاده از مدل‌های سری زمانی پرداختند. نتایج نشان داد که در همه ایستگاه‌های مطالعاتی مدل‌های ARIMA دارای بهترین دقت هستند. سلطانی‌گرددفرامری و همکاران [۳۶] به تعیین بهترین مدل سری زمانی در پیش‌بینی بارندگی سالانه ایستگاه‌های منتخب استان آذربایجان غربی پرداختند. نتایج نشان داد که مدل (۱،۰،۰) ARIMA، (۰،۱،۱) ARIMA و (۰،۱،۱) ARIMA به ترتیب برای ایستگاه‌های ارومیه، ماکو و مهاباد مناسب‌ترین مدل‌ها هستند. فیضوری و همکاران [۳۲] به بررسی و پیش‌بینی روند تغییرات پارامترهای مؤثر بر دبی در حوزه آبخیز گدارخوش پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که مدل (۰،۱،۱) SARIMA (۱،۰،۰) از بین مدل‌های مختلف بهترین دقت را در پیش‌بینی داشته است. لاندراست و همکاران [۱۵] به پیش‌بینی هفتگی ET_0 با استفاده از مدل‌های ARIMA در شمال اسپانیا پرداختند و این مدل‌ها را با مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی (ANN) مقایسه نمودند. نتایج این تحقیق نشان داد عملکرد مدل‌های ARIMA در ماه‌های سپتامبر تا نوامبر بهتر از مدل‌های ANN و در ماه‌های می تا آگوست عملکرد مدل‌های ANN بهتر از مدل‌های ARIMA است.



شکل ۱: موقعیت خرم‌آباد در استان لرستان و کشور

جدول ۱: موقعیت جغرافیایی ایستگاه سینوپتیک خرم‌آباد

ایستگاه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	ارتفاع
خرم‌آباد	۴۸ ۱۷ E	۳۳ ۲۶ N	۱۱۴۷/۸

روش پژوهش

در پژوهش حاضر، برای بررسی روند تغییرات ET_0 دشت خرم‌آباد با استفاده از آزمون MK و انتخاب مدل مناسب سری زمانی جهت پیش‌بینی آن، از اطلاعات ماهانه‌ی حداقل و حداکثر دما، حداقل و حداکثر رطوبت نسبی، سرعت باد و ساعات آفتابی ایستگاه سینوپتیک خرم‌آباد مربوط به دوره‌ی زمانی ۲۷ ساله (۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵) استفاده شد. برای تحلیل روند و سری زمانی ET_0 ، این مشخصه به روش فائو-پنمن-مانتیت مورد محاسبه قرار گرفت.

محاسبه تبخیر و تعرق مرجع به روش فائو-پنمن-مانتیت

از بین روش‌های مختلف تجربی ارائه شده برای محاسبه تبخیر و تعرق گیاه مرجع، در سال ۱۹۹۰ از سوی کمیسیون بین‌المللی آبیاری و زهکشی^۱ (ICID) و سازمان خوار و بار جهانی^۲ (FAO) روش فائو-پنمن-مانتیت به‌عنوان تنها روش استاندارد برای محاسبه تبخیر و تعرق گیاه مرجع از روی داده‌های اقلیمی و هم‌چنین برای ارزیابی سایر روش‌ها پیشنهاد شده است [۲۰]. این روش نیازمند داده‌های تابش، دما، رطوبت و سرعت باد بوده و با درجه اعتماد بالایی و در دامنه وسیعی از مناطق و اقلیم‌ها برآورد صحیحی از تبخیر و تعرق گیاه مرجع ارائه می‌کند [۵]. در این تحقیق برای محاسبه تبخیر و تعرق مرجع از روش فائو-پنمن-مانتیت به‌عنوان روش استاندارد استفاده شد و برای این منظور تبخیر و تعرق مرجع با استفاده از نرم

سیلوویکاس و الحاق [۳۱] با استفاده از مدل‌های ARIMA فصلی ET_0 روزانه را در دلتای رود نیل پیش‌بینی نمودند و مدل مناسب منطقه را انتخاب کردند. بابامیری و همکاران [۸] با استفاده از مدل‌های ARIMA و SARIMA سری زمانی ET_0 را برای ایستگاه تبریز مدل‌سازی و پیش‌بینی کردند. نتایج نشان داد که مدل‌سازی دو مدل اختلاف معنی‌داری با هم ندارد. گائوتام و سینا [۱۷] به تحلیل سری زمانی ET_0 برای منطقه بوکارو و جهرخند هند پرداختند. نتایج نشان داد که از بین مدل‌های مختلف، مدل $ARIMA(0,1,1)(0,1,4)$ بهترین نتایج را داشته است. با توجه به پژوهش‌های صورت گرفته، مدل‌سازی و تخمین مقدار ET_0 برای هر اقلیم امری ضروری به نظر می‌رسد. هدف از پژوهش حاضر، بررسی روند تغییرات سالانه و ماهانه‌ی تبخیر و تعرق مرجع با استفاده از آزمون من‌کندل و انتخاب مدل مناسب سری زمانی برای پیش‌بینی آن در منطقه خرم‌آباد می‌باشد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

دشت خرم‌آباد با وسعتی حدود ۲۵۰۰ کیلومتر مربع در ارتفاع ۱۱۴۷/۸ متری از سطح دریا و در میان دره‌ی زاگرس قرار دارد که در ۴۸ درجه و ۲۱ دقیقه طول شرقی و ۳۳ درجه و ۲۹ دقیقه عرض شمالی در مرکز استان لرستان واقع گردیده است (شکل ۱). این منطقه از نظر اقلیمی، براساس ضریب دومارتن جز مناطق نیمه خشک و براساس کلیموگرام آمبرژه، نیمه مرطوب سرد محسوب می‌شود. میانگین مجموع بارش سالانه این منطقه حدود ۵۰۸ میلی‌متر است که ۵۴ درصد آن در زمستان، ۲۸/۵ درصد آن در پائیز و ۱۷/۳ درصد آن در بهار دریافت می‌شود [۷]. در این تحقیق جهت پیش‌بینی ET از مشخصات ایستگاه سینوپتیک خرم‌آباد استفاده گردید. موقعیت جغرافیایی این ایستگاه در جدول ۱ آورده شده است.

1. International Commission on Irrigation and Drainage
2. Food and Agriculture Organization of the United Nations

$$ET_0 = \frac{[0.408(R_n - G) + [(900\bar{a}) / (T + 273)] \times U_2 \times (e_a - e_d)]}{\bar{A} + \bar{a} \times (1 + 0.3 U_2)} \quad (1)$$

در این روش تبخیر-تعرق مرجع از معادله زیر محاسبه می شود. در این رابطه ET_0 ؛ تبخیر-تعرق گیاه مرجع، بر حسب میلی متر بر روز R_n ؛ تشعشع خالص بر حسب مگاژول بر متر مربع بر روز G ؛ شار گرمایی خاک، بر حسب مگاژول بر متر مربع بر روز Δ ؛ شیب نمودار فشار بخار اشباع نسبت به دما، بر حسب کیلو پاسکال بر درجه سلسیوس γ ؛ ثابت سایکرومتری، بر حسب کیلو پاسکال بر درجه سلسیوس $e_a - e_d$ ؛ کمبود فشار بخار در ارتفاع ۲ متری، بر حسب کیلو پاسکال U_2 ؛ میانگین روزانه سرعت باد در ارتفاع ۲ متری از سطح زمین، بر حسب متر بر ثانیه T ؛ میانگین روزانه دمای هوا در ارتفاع ۲ متری از سطح زمین، بر حسب درجه سلسیوس.

آزمون من کندال

آزمون من کندال برای بررسی وجود روند زمانی برای هر سری از داده‌ها استفاده می شود. این آزمون بر منطق رگرسیون خطی غیر پارامتریک استوار است. نتایج این آزمون نشان می دهد روند افزایشی یا کاهش قابل توجهی در سطح اطمینان مشخصی در روند سری زمانی پارامتر مورد بررسی وجود دارد یا خیر. استفاده از آزمون ناپارامتری من کندال به نرمال بودن داده‌ها حساس نیست. آزمون من کندال ابتدا توسط [۲۷] ارائه و سپس توسط [۲۳] توسعه یافت. کاربرد این روش توسط سازمان جهانی هواشناسی توصیه گردید [۳۶]. از نقاط قوت روش من-کندال می توان به مناسب بودن کاربرد آن برای سری‌های زمانی که از توزیع خاصی پیروی نمی کنند، اشاره نمود.

این روش برای بررسی روند داده‌ها بکار می رود. در این روش آماره S برای ماه g ام و ایستگاه k ام به شرح زیر محاسبه می گردد:

$$S_{gk} = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(X_{jgk} - X_{igk}), \quad \forall i < j \leq n \quad (2)$$

که در آن n تعداد داده‌های سری می باشد و $\text{sgn} \theta$ تابع علامت و θ تفاضل دو مشاهده در هر یک از پارامترهای مورد بررسی در سال‌های مختلف i و j بوده که به صورت زیر تعریف می شود:

$$\text{Sgn}(\theta) = \begin{cases} 1 & \text{if } \theta > 0 \\ 0 & \text{if } \theta = 0 \\ -1 & \text{if } \theta < 0 \end{cases} \quad (3)$$

من و کندال نشان دادند که وقتی $n \geq 10$ باشد، آماره S تقریباً بطور نرمال توزیع شده و دارای میانگین صفر و انحراف معیار زیر است:

$$(\sigma_{gg})_k = \frac{[n(n-1)(2n+5) - \sum d(d-1)(2d+5)]}{18} \quad (4)$$

که در آن d تعداد داده های یکسان در سری زمانی می باشد. در این روش S_{gk} به صورت زیر نرمال می شود:

$$S'_{gk} = S_{gk} - \text{sgn}(S_{gk}) \quad (5)$$

سپس آماره آزمون Z یا استاندارد شده که دارای توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و واریانس ۱ است، بشرح زیر بدست

می آید:

$$Z_{gk} = \frac{S'_{gk}}{(\sigma_{gg})^{1/2}} \quad (6)$$

چنانچه مقدار Z بزرگتر از $\pm 1/96$ باشد داده‌ها دارای روند می باشند و فرض صفر رد می شود در غیر این صورت فاقد روند است. Z آماره توزیع نرمال استاندارد می باشد و در یک آزمون دو دامنه بسته به سطوح اعتماد مورد آزمون می تواند مقادیر مختلفی به خود گیرد و S : پارامتر روش من کندال است که به نحوه محاسبه آن در بالا اشاره گردید. مقدار آماره Z برای سطوح اطمینان ۹۵ درصد و ۹۹ درصد به ترتیب برابر با $1/96$ و $2/58$ در نظر گرفته می شود.

مدل سازی سری زمانی

مدل های سری زمانی بطور کلی عبارتند از: (۱) مدل تصادفی اتورگرسیو^۱ (p): اساس این مدل بر پایه زنجیره مارکف در زنجیره زمانی بنا نهاده شده است. (۲) مدل میانگین متحرک^۲ (q): در این مدل متغیر در زمان t از روی مقدار تصادفی همان لحظه به علاوه q برابر مقدار تصادفی مربوط به زمان های قبل از t برآورد می شود. (۳) مدل های ترکیبی. برخی از فرآیندها هستند که علاوه بر اینکه دارای شرایط خودهم بستگی هستند، دارای ویژگی های میانگین متحرک نیز هستند. در این شرایط از مدل های ترکیبی مدل های اتورگرسیو و میانگین متحرک و مدل های اتورگرسیو میانگین متحرک تجمعی استفاده می شود [۳۶]. در مدل خودهمبسته-میانگین متحرک تلفیق شده $ARIMA^3(p,d,q)$ ، بهترین مدل سری زمانی برای برازش روی داده‌ها، از طریق دو تابع خودهم بستگی^۴ (ACF) و خودهم بستگی جزئی (PACF)^۵ تعیین می شود و با توجه به این دو تابع خواص فصلی و ایستایی بودن داده‌ها بررسی می شود. یکی از پرکاربردترین این مدل‌ها، مدل آریمای می باشد [۱۲]. دو شکل کلی مدل آریمای، شامل آریمای غیرفصلی (p,d,q) و آریمای فصلی ضربی (SARIMA)^۶ $(P,D,Q) \times (p,d,q)$ است که q و p به ترتیب پارامترهای اتورگرسیو و میانگین متحرک غیرفصلی و P و Q پارامترهای اتورگرسیو و میانگین متحرک فصلی هستند. دو پارامتر دیگر یعنی d و D پارامترهای تفاضلی برای ایستا کردن سری زمانی می باشند. عملگر تفاضلی مورد استفاده برای سری های زمانی پویا عبارتند از Δ (B) $1-B$ عملگر جهش به عقب است) و $\Delta^d = (1-B)^d$ برای تفاضل گیری فصلی است. این شکل از مدل های آریمای غیرفصلی به شکل معادله (۷) نوشته می شود:

$$\phi(B)Z_t = \phi(B)(1-B)Z_t = \theta(B)a_t \quad (7)$$

که Z_t سری مشاهده شده است، $\phi(B)$ رتبه چند جمله ای p و B

1. Auto Regressive
2. Moving Average
3. Auto Regressive Integrated Moving Average
4. Auto Correlation Function
5. Partial Auto Correlation Function-
6. Seasonal Auto Regressive Integrated Moving Average

Θ رتبه چند جمله‌ای q است. برای سری زمانی فصلی که به صورت چرخه‌ای هستند، تفاضل‌گیری فصلی به کار برده می‌شود که در اینجا مدل فصلی-ضربی را داریم:

$$\varphi_p(B)\Phi_p(B^s)\Delta^d\Delta_s^D(z_t - \bar{z}) = \theta_q(B)\Theta_q(B^s)a_t \quad (8)$$

که Θ : چند جمله‌ای فصلی Q و Φ : چند جمله‌ای فصلی P هستند. رتبه مدل‌های آریمای فصلی-ضربی به شکل $(P,D,Q) \times (p,d,q)$ می‌باشد. پس از مشخص شدن مدل مناسب، بایستی برآوردی مؤثر از پارامترها انجام گیرد. پارامترها باید دو شرط ایستایی و معکوس پذیر بودن را برای میانگین متحرک و اتورگرسیو داشته باشند. پارامترها باید از نظر معنی‌داری مورد آزمون قرار گیرند که با مقادیر خطای برآوردها و برآورد مقادیر t مرتبط می‌باشد [۱۲]. چنانچه Θ برآورد نقطه‌ای از پارامتر مورد نظر و S_θ خطای این برآورد باشد، مقدار t به صورت معادله ۹ بدست می‌آید:

$$t = \frac{\theta}{S_\theta} \quad (9)$$

اگر با در نظر گرفتن احتمال خطای برابر یا بیش‌تر از $\alpha=0,05$ فرض صفر شود، در این صورت پارامتر معنی‌دار خواهد بود و در مدل باقی می‌ماند.

آزمون نکوئی برازش و بررسی مناسب بودن مدل

آزمون‌های نکوئی برازش، صحت مدل‌ها را با استفاده از یکسری ابزارها بررسی می‌کنند. برای بررسی صحت مدل‌های برازش داده‌شده به داده‌ها، باقیمانده‌های مدل از نظر نرمال بودن خودهمبستگی بر اساس آزمون Q Plot^۱، مورد بررسی قرار گرفت و هم‌چنین از آماره تی (T) و پی ویلو (P -VALUE) و معیار اطلاعات بیزی (BIC)^۲ برای بررسی ارتباط داده‌های مشاهده‌ای و پیش‌بینی شده استفاده گردید [۳۰]. در این قسمت از نرم‌افزار SPSS و Minitab استفاده شد. مدلی با مقدار آماره T بزرگتر از ۲ و P -VALUE کم‌تر از $0,05$ ، به عنوان مدل مناسب انتخاب می‌شود. چنانچه چند مدل شرایط مناسب داشته باشند، مدلی که BIC کم‌تری داشته باشد به عنوان مدل مناسب انتخاب می‌شود. برای بررسی مناسب بودن مدل، از دو روش که مکمل همدیگر هستند استفاده می‌شود [۲]:

(۱) تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برازش داده شده (در این روش تصادفی یا ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها ثابت می‌شود).

(۲) تجزیه و تحلیل مدل‌هایی با پارامترهای بیش‌تر.

در تجزیه و تحلیل باقیمانده‌های مدل برازش داده شده، فرض‌های نرمال بودن داده‌ها، ثابت بودن واریانس باقیمانده‌ها، استقلال باقیمانده‌ها و نمودار باقیمانده‌ها در برابر زمان استنتاج می‌شود که با آزمون پرت-مانتو^۳ و تحلیل نمودار باقیمانده‌ها انجام می‌گیرد. فرض نرمال بودن باقی‌مانده‌ها در صورتی پذیرفته می‌شود که نقاط تقریباً در اطراف یک خط راست قرار گرفته و از توزیع یکنواختی

برخوردار باشند. از آزمون پرت مانتو که براساس آماره اصلاح شده باکس-پیرسن^۴ است، به‌عنوان یک روش رسمی‌تر در آزمون فرضیه ناهمبسته بودن باقیمانده‌ها استفاده می‌گردد. آزمون پرت مانتو به‌صورت معادله ۱۰ نوشته می‌شود [۱]:

$$Q(LBQ) - n(n+2) \sum_{h=1}^n (n-h)^{-1} \rho_h^2 \quad (10)$$

که در آن n تعداد مشاهدات، Q آماره آزمون که اصلاح شده آن LBQ لجانگ باکس^۵ است. تحت فرض H_0 تقریباً دارای توزیع کیدو است. شرط اول: هرگاه مقدار آماره Q از مقدار متناظر در جدول کیدو بیش‌تر باشد فرض H_0 رد می‌شود و یعنی داده‌ها همبسته هستند. شرط دوم: هم‌چنین بایستی مقدار شاخص تصحیح از مقدار α بزرگتر باشد.

نهایتاً برای سنجش دقت روش‌های مختلف پیش‌بینی از شاخص مجذور میانگین مربعات خطا (RMSE)^۶ بر طبق معادله (۱۱) استفاده

$$\text{گردد [۱۰]:} \quad \text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_p - x_0)^2} \quad (11)$$

که در آن، X_p : مقادیر تخمینی، X_0 : مقادیر مشاهده‌ای و n : تعداد مشاهدات می‌باشد که با استفاده از این شاخص بین مقادیر تخمینی و مشاهده‌ای مدل برتر انتخاب گردید هر چه میزان RMSE کم‌تر باشد دقت مدل برآوردی بیش‌تر است.

نتایج و بحث

تعیین روند ET_0 با آزمون MK

در بررسی روند تغییرات ET_0 ماهانه و کل دوره‌ی زمانی ۱۳۶۹-۱۳۹۵ با استفاده از آزمون MK، مشخص شد که در کل دوره آماری، روند، تغییر معنی‌داری نداشته است (جدول ۲). در این دوره‌ی زمانی مقدار آماره‌ی MK برابر $0,2$ بوده که نشان دهنده‌ی روند افزایشی غیر معنی‌دار می‌باشد. احمدی و همکاران [۳] در پژوهشی که در ایستگاه‌های شمال شرق کشور انجام گرفت، نشان دادند که روند تغییرات ET_0 در دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۶۵ افزایشی بوده است. بهممنش و آزادلاتیبه [۱۱] به این نتیجه رسیدند که روند ET_0 در ارومیه در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۵۰ افزایشی و غیر معنی‌دار بوده است. بررسی ماهانه‌ی روند تغییرات ET_0 نشان داد که روند در ماه‌های مهر و مرداد کاهشی و در بقیه‌ی ماه‌ها افزایشی است. روند تغییرات در ماه‌های فروردین، آذر، دی در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده لیکن در ماه‌های آبان و بهمن در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار می‌باشد. بیش‌ترین روند در بهمن و کم‌ترین روند در مرداد رخ داده است. در مطالعه‌ی دین‌پژوه [۱۴] که در زابل انجام گرفت مشخص شد که ضعیف‌ترین و قویترین روند به‌ترتیب متعلق به تیر و اسفند است. معصوم‌پورسماکوش [۲۹] نشان دادند که در ایستگاه‌های کشور، بیش‌ترین تغییر روند در ماه مرداد و کم‌ترین

4. Box-Pierson
5. Box Logang
6. Root Mean Squared Error

1. Quantile-Quantile Plot
2. Bayesian Information Criterion (BIC)
3. Pert-Manto test

تغییر روند در ماه‌های دی و بهمن رخ داده است.

نتایج مربوط به تحلیل سری زمانی ET_0

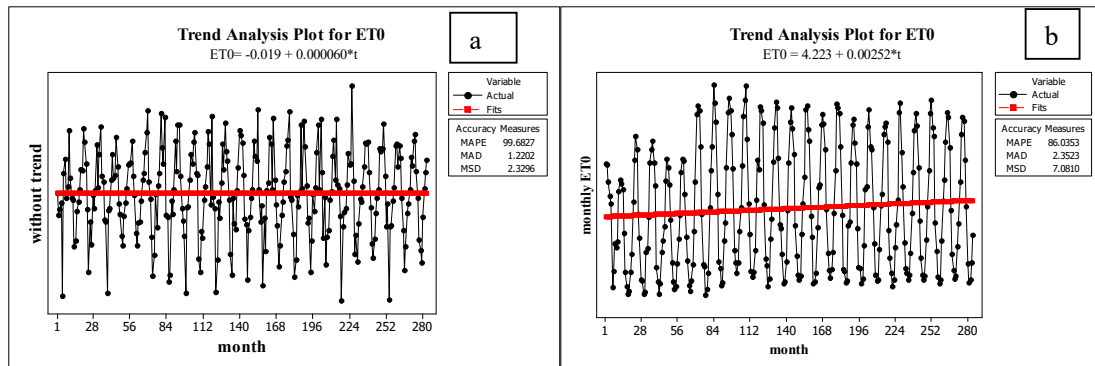
در این پژوهش برای تحلیل سری زمانی از تبخیر و تعرق مرجع ماهانه از سال ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۵ محاسبه شد و از ۲۵ سال داده اولیه برای واسنجی مدل و از ۲ سال داده آخر برای صحت‌سنجی آن استفاده شد. اولین گام در تحلیل سری زمانی، بررسی ایستایی سری می‌باشد. برای این کار، می‌توان نمودار روند سری را مورد بررسی قرار داد. چنانچه روند دارای سیر صعودی یا نزولی باشد، می‌توان گفت که سری دارای روند است و باید حذف روند یا ایستا شود که معمولاً برای این منظور از روش تفاضل‌گیری استفاده می‌شود. نمودار شکل ۲ a و b به ترتیب روند تغییرات سری زمانی را قبل و بعد از تفاضل‌گیری نشان می‌دهد که بیانگر تغییرات نا منظم ماه به ماه ET_0 می‌باشد. در این شکل، خط روند ET_0 بر اساس برازش خط رگرسیونی محاسبه و نمایش داده می‌شود. الگوی خطی برازش یافته به سری زمانی، در قالب معادله $ET_0 = a + bt$ نشان داده شده است. شیب خط روند در نمودار الف، مثبت است که بیانگر روند افزایشی

ET_0 می‌باشد. برای حذف روند، از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول استفاده شد. زارع‌ایبانه و همکاران [۳۹ و ۴۰]، سلطانی‌گردفرامری و همکاران [۳۶]، قیصوری و همکاران [۳۲] و نیز در پژوهش خود جهت حذف روند، از تفاضل‌گیری مرتبه اول استفاده کردند.

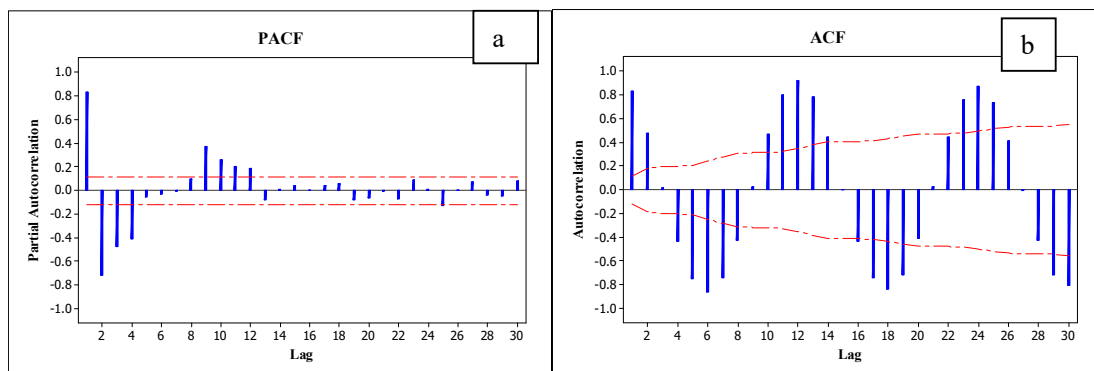
برای بررسی رفتار تناوبی یا فصلی بعد از ایستایی و انتخاب مدل مناسب و ضرایب مناسب مدل، اقدام به رسم نمودار توابع ACF و PACF قبل و بعد از تفاضل‌گیری شد. تعداد گام‌ها در ترسیم این توابع بنا به توصیه [۲۲] بین ۲۰ تا ۴۰ گام است که در این پژوهش ۳۰ گام لحاظ شد. همان‌طور که از تابع ACF شکل ۳ پیداست سری مذکور در وقفه‌های زمانی مضارب ۱۲ به پیک محلی خود می‌رسد، که بیانگر روندی به صورت فصلی با دوره ۱۲ می‌باشد، لذا جهت مدل‌سازی و پیش‌بینی از مدل SARIMA استفاده می‌شود. هم‌چنین بر اساس این نمودار، مقدار ACF به آرامی و به صورت سینوسی نزول می‌کند که این نحوه نوسان به دلیل وجود روند در سری مربوطه است. ولی نمودار خودهم‌بستگی پس از تفاضل‌گیری درجه اول (شکل ۴) فقط میل به تناوب دارد.

جدول ۲: آماره‌ی MK ماهانه و کل دوره مطالعاتی مربوط به ET_0 ایستگاه خرم‌آباد

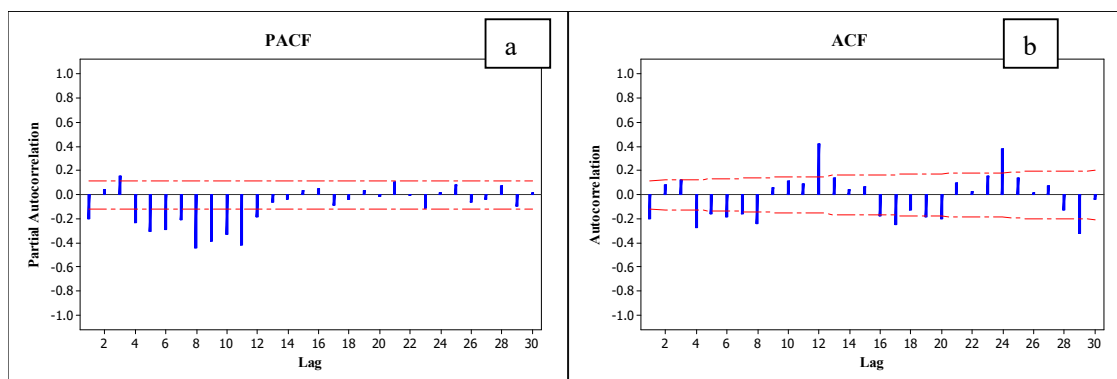
آماره	فروردین	اردیبهشت	خرداد	تیر	مرداد	شهریور	مهر	آبان	آذر	دی	بهمن	اسفند	کل دوره
Z	۲/۲	۱/۱	۱/۱	۱	-۰/۷	۰/۹	-۰/۲	۳/۴	۲/۵	۲/۱	۳/۵	۱/۸	۰/۲



شکل ۲- a: نمودار روند تغییرات ET_0 قبل از تفاضل‌گیری b- نمودار روند تغییرات ET_0 بعد از تفاضل‌گیری



شکل ۳- a: نمودار ACF b- نمودار PACF قبل از تفاضل‌گیری



شکل ۴-ا: نمودار ACF -ب: نمودار PACF بعد از تفاضل گیری

بیانگر نوسانات باقی مانده‌ها است. چنانچه دیده می‌شود، باقی مانده‌ها با ۹۵ درصد اطمینان از توزیع نرمال تبعیت می‌کند. نمودار هیستوگرام (نمودار b) مطابقت باقی مانده‌ها را با منحنی نرمال بیان می‌کند. نرمال بودن توزیع باقیمانده‌ها نشان دهنده‌ی ناچیز بودن خطای مدل پیشنهادی می‌باشد. نمودار (c) نشان دهنده‌ی ثابت بودن واریانس و تصادفی بودن باقی مانده‌ها می‌باشد. به بیان دیگر این نمودار نشان می‌دهد که باقی مانده‌ها فاقد روند بوده و از الگوی خاصی پیروی نمی‌کنند که گویای مناسب بودن مدل پیشنهادی می‌باشد. بابامیری و همکاران [۸] با برآورد ET_0 براساس مدل‌های تصادفی سری زمانی در تبریز مدل $SARIMA(2,0,3)(4,1,0)$ ، زارع‌ایبانه و همکاران [۳۹] با پیش‌بینی ET_0 با استفاده از مدل‌های سری زمانی در ایستگاه‌های اصفهان، شیراز، سمنان، کرمان و یزد به ترتیب مدل‌های $(1,0,1)$ ، $SARIMA(2,1,5)(1,0,1)$ ، $SARIMA(3,0,2)$ ، $SARIMA(1,1,5)(1,0,1)$ و $SARIMA(1,1,2)(1,1,1)$ و $SARIMA$ و شیروانی و هنر [۳۴] با کاربرد مدل‌های سری زمانی برای پیش‌بینی ET_0 در ایستگاه باجگاه برای سری‌های هفتگی و ماهانه به ترتیب مدل‌های $SARIMA(1,0,2)(0,1,1)$ و $SARIMA(1,0,1)$ را پیشنهاد کردند و کارایی مناسب مدل‌های $ARIMA$ را استنتاج کردند که با نتایج تحقیق حاضر مطابقت دارد. نمودار توالی دنباله‌ای باقی مانده‌های مشاهدات اصلی (نمودار d) میزان نزدیکی سری‌های مشاهدات اصلی و مقادیر مدل‌سازی را نشان می‌دهد. با توجه به این نمودار، ملاحظه می‌شود که با نزدیک شدن به انتهای سری زمانی، بی‌نظمی در باقی مانده مقادیر ET_0 افزایش می‌یابد. این بی‌نظمی‌ها ضمن تأیید روند افزایش ET_0 مورد اشاره در شکل ۲، می‌تواند حاصل بروز خشکسالی‌های سال‌های اخیر و کاهش نزولات جوی در دشت خرم‌آباد باشد.

با توجه به بررسی‌های انجام شده در جدول (۳)، مدل‌هایی که برازش داده شد شامل MA^1 (میانگین متحرک)، SMA^2 (میانگین متحرک فصلی)، AR (اتورگرسیون)، SAR^3 (اتورگرسیون فصلی)، BIC و $RMSE$ می‌باشد. در بررسی حاضر، بجز مدل‌های $(1,1,1)$ ، $ARIMA(1,0,1)$ ، $ARIMA(0,1,2)$ ، $ARIMA(1,0,0)$ و $ARIMA(0,1,3)$ و $ARIMA(1,0,0)$ سایر مدل‌ها دارای آماره T بزرگتر از ۲ و P-Value کم‌تر از ۰/۰۵ هستند. از بین این مدل‌ها، مدل $ARIMA(1,0,1)$ دارای BIC به مقدار -0.707 است که کم‌ترین مقدار نسبت به سایر مدل‌ها می‌باشد و به عنوان مدل مناسب انتخاب شد. لذا پیش‌بینی و مدل‌سازی بر اساس این مدل انجام گرفت. سلطانی‌گردفرامزی و همکاران [۳۶] و قیصوری و همکاران [۳۲] در پژوهش خود با استفاده از آماره‌های T و P-Value مدل مناسب سری زمانی را تعیین کردند و با وجود اینکه معیار BIC در بعضی از مدل‌ها نسبت به مدل انتخابی کم‌تر می‌ساوی بود، در انتخاب مدل در نظر گرفته نشد.

بررسی مناسبیت مدل

نتایج مربوط به خودهمبستگی باقی مانده با توجه به آماره پرت مانته در جدول ۴ برای مدل انتخابی $ARIMA(1,0,1)(1,1,0)$ نشان داده شده است. با توجه به جدول مقدار P-VALUE در تمامی تأخیرها آزمون کی دو بیش‌تر از ۰/۰۵ می‌باشد، این نتایج نشان دهنده خودهمبستگی باقی مانده‌ها است. در این آزمون هدف از تأخیرهای صورت گرفته بررسی همبستگی جزئی بین تأخیرهای مختلف و تأیید فرض H_0 در مدل انتخابی می‌باشد (شکل ۵). نمودار این توابع، نشان دهنده‌ی قرار گیری باقی مانده‌ها در محدوده صفر است. از این رو فرض استقلال و تصادفی بودن داده‌ها، مورد قبول است. نمودارهای شکل ۶ نیز برای تأیید مدل پیشنهادی استخراج شده است. نمودار باقی مانده‌ها پیرامون خط نیم‌ساز ۴۵ درجه (نمودار a)

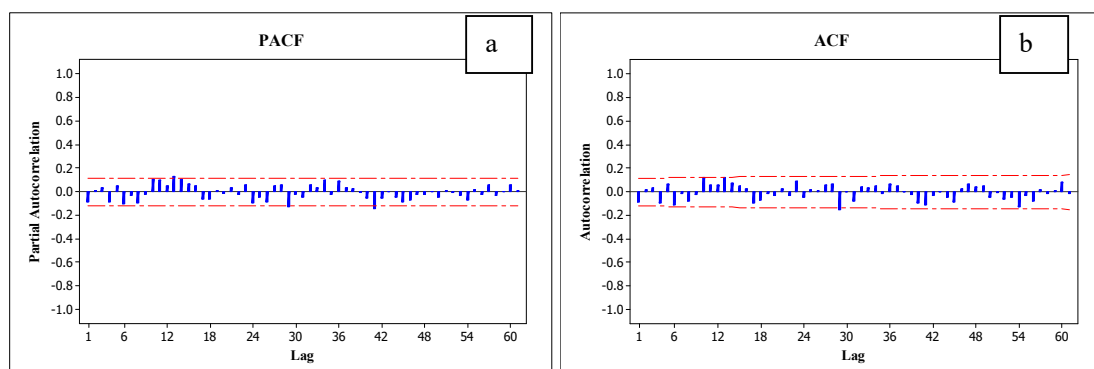
1. Moving Average
2. Seasonal Moving Average
3. Seasonal Auto regression

جدول ۳: برازش مدل‌های تصادفی برای سری داده‌های ایستا شده ماهانه

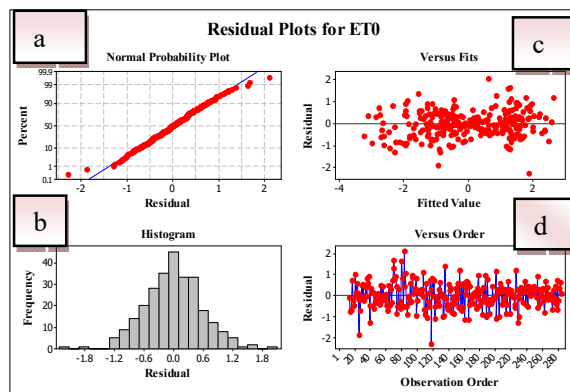
RMSE	BIC	T	P-value	پارامتر	مدل
۰/۶۸۱	-۰/۶۶۶	۸/۳۷	۰	MA1	ARIMA (۰,۰,۳)(۰,۱,۱)
		۲/۹۲	۰/۰۰۴	MA2	
		۳/۳۶	۰/۰۰۱	MA3	
		۳۱/۴۱	۰	SMA12	
۰/۷۰۲	-۰/۶۴۵	۸/۶۲	۰	AR1	ARIMA (۱,۰,۰)(۰,۱,۱)
		۲۱/۶۹	۰	SMA12	
۰/۷۱۶	-۰/۵۸۶	-۱۱/۰۹	۰	SAR12	ARIMA (۱,۰,۰)(۰,۱,۲)
		-۷/۵۷	۰	SAR24	
		۱۲/۶۵	۰	MA1	
۰/۷۰۳	-۰/۶۰۲	-۱۲/۲۷	۰	SAR12	ARIMA (۱,۰,۰)(۰,۱,۳)
		-۹/۴۱	۰	SAR24	
		-۴/۵۶	۰	SAR36	
		۱۲/۹	۰	MA1	
۰/۶۷۴	-۰/۷۰۷	۸/۲۳	۰	AR1	ARIMA (۱,۰,۱)(۰,۱,۱)
		۴۶/۵۳	۰	MA1	
		۲۱/۳۲	۰	SMA12	
۰/۶۷۵	-۰/۶۸۴	۹/۱۵	۰	AR1	ARIMA (۱,۰,۱)(۱,۱,۱)
		۱/۰۹	۰/۲۷۵	SAR12	
		۹۳/۰۷	۰	MA1	
		۲۶/۳۲	۰	SMA12	
۰/۶۸۶	-۰/۶۷۰	۹/۰۲	۰	MA1	ARIMA (۲,۰,۰)(۰,۱,۱)
		۵/۷۴	۰	MA2	
		۲۳/۲۴	۰	SMA12	
۰/۶۸۱	-۰/۶۶۶	۸/۳۷	۰	MA1	ARIMA (۳,۰,۰)(۰,۱,۱)
		۲/۹۲	۰/۰۰۴	MA2	
		۳/۳۶	۰/۰۰۱	MA3	
		۳۱/۴۱	۰	SMA12	

جدول ۴: نتایج آزمون پرت مانو مدل $ARIMA(1,0,1)(1,1,0)$ بر روی داده‌های ایستا شده ماهانه ET_0

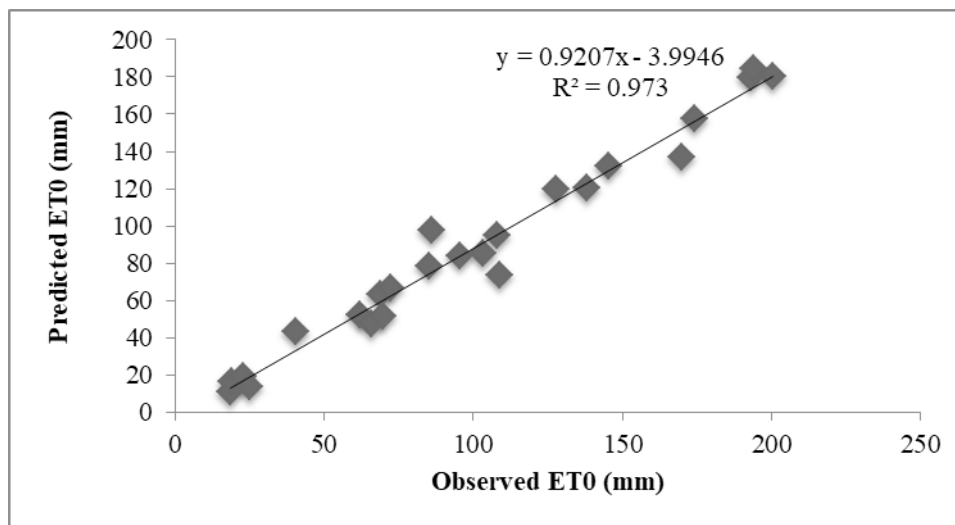
گام تأخیر	۱۲	۲۴	۳۶	۴۸
آمار مربع کای	۱۸/۱	۳۳/۶	۴۸/۴	۶۱/۶
درجه آزادی	۸	۲۰	۳۲	۴۴
P-VALUE	۰/۲۱	۰/۲۹	۰/۳۱	۰/۴



شکل ۵: نمودار توابع a -ACF و b -PACF برای باقیمانده‌های مدل $ARIMA(1,0,1)(1,1,0)$



شکل ۶: نمودار احتمال باقیمانده‌های مدل $ARIMA(1,0,1)(1,1,0)$



شکل ۷: مقایسه ET_0 محاسباتی با فائو-پنمن-مانیتث و پیش‌بینی شده با مدل $ARIMA(1,0,1)(1,1,0)$ مربوط به دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۹۴

اعتبارسنجی و صحت‌سنجی مدل

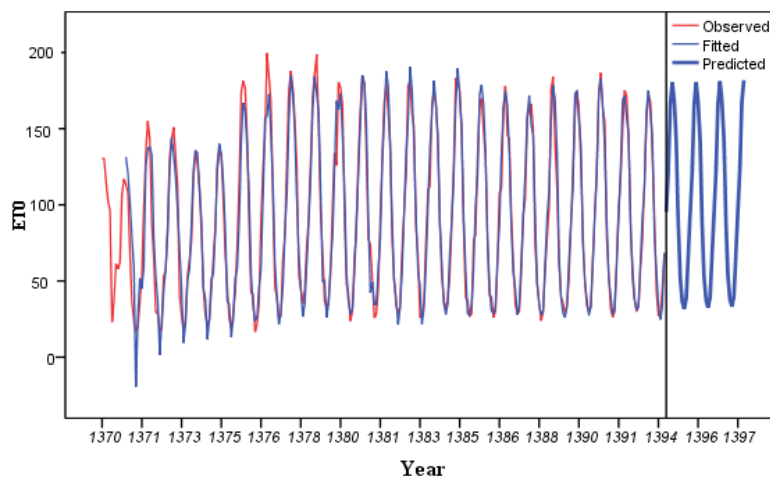
به منظور اعتبارسنجی مدل‌های برازش داده شده از شاخص RMSE استفاده گردید. مقادیر این شاخص برای مدل‌های مختلف در جدول ۳ آورده شده است. همان‌طور که از این جدول پیداست کم‌ترین خطا متعلق به مدل انتخابی به میزان ۰/۶۷۴ می‌باشد. جهت صحت‌سنجی مدل با استفاده از مدل $ARIMA(1,0,1)(1,1,0)$ یک سری ۲۴ ماهه از داده‌های ماهانه از سال ۱۳۹۴ تا ۱۳۹۵ تولید شد. داده‌های تولید شده به همراه داده‌های واقعی این ۲۴ ماه مورد مقایسه قرار گرفت. مقدار R^2 در شکل ۷ برای مقایسه ارائه شده است، که این مقدار بابر ۰/۹۷ می‌باشد.

با توجه به مدل‌های برازش داده شده بر روی داده‌های ET_0 ماهانه و تأیید مدل منتخب، مقدار ET_0 برای ۲ سال آماری (۹۷-۱۳۹۶) پیش‌بینی شده است که شکل (۸) نتایج گرافیکی این پیش‌بینی را نشان می‌دهد.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه با استفاده از ۶ متغیر هواشناسی در دوره آماری

۱۳۷۰-۱۳۹۳ به بررسی روند تغییرات ET_0 در کل دوره زمانی و همچنین به صورت ماهانه با استفاده از آزمون ناپارامتری MK پرداخته شد. جهت تشکیل سری زمانی، ET_0 به روش PMF_{56} مورد محاسبه قرار گرفت. آزمون MK نشان داد که در کل دوره ET_0 افزایش یافته است ولی روند معنی‌دار نبوده است. روند تغییرات ET_0 در ماه‌های فروردین، آذر، دی در سطح اطمینان ۹۵ درصد و در ماه‌های آبان و بهمن در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار و افزایشی می‌باشد. قویترین روند در بهمن ماه و ضعیفترین روند در مرداد ماه رخ داده است. با توجه به این که فرآیند تبخیر و تعرق یکی از مؤلفه‌های اصلی چرخه هیدرولوژی است، ارائه روشی که بتواند پیش‌بینی مناسب و نسبتاً دقیقی از میزان ET_0 را ارائه بدهد، می‌تواند تخمین مناسب نیاز آبی گیاهان و تحولات آینده از جمله بهره‌برداری بهینه از منابع آب را در پی داشته باشد. سری‌های زمانی به عنوان یک ابزار مناسب به منظور پیش‌بینی ET_0 و مدیریت منابع آب هستند. توانایی سری زمانی SARIMA در تخمین میزان ET_0 در پژوهش حاضر مورد بررسی قرار گرفت. جهت تعیین مناسب‌ترین مدل، از آماره T ، P -VALUE، $RMSE$ ، R^2 و BIC استفاده شد و در



شکل ۸- نمودار مقادیر پیش‌بینی شده و مشاهده‌ای برای داده‌های ایستگاه ماهانه ET_0 براساس مدل $ARIMA(1,0,1)(1,1,0)$

computing crop water requirement. FAO Irrigation and Drainage Paper 56. Rome. Italy.

6. Azadtalatpeh, N., Behmanesh, G., Montaseri, M. 2013. Estimation of Potential Evapotranspiration Using Time Series Models (Case Study: Urmia). Journal of Water and Soil (Agricultural Sciences and Technology). 27(1): 223-213. (In Persian)

7. Azizi, Gh. 2000. Estimation of effective rainfall in relation to rainfed cultivation (Case: Khorramabad plain), Journal of Geographical research. 39: 123-115. (In Persian)

8. Babamiri, A., Nozari, H., Maroufi, S. 2017. Estimation of potential evapotranspiration based on random time series models (case study of Tabriz station). Journal of Watershed Management Research. 15. (In Persian)

9. Bandyopadhyay, A., Bhadra, A., Raghuwanshi, N.S., and Singh, R. 2009. Temporal trends in estimates of reference evapotranspiration over India. Journal of Hydrologic Engineering. 14.5:508-515.

10. Barnston, A.G. 1991. An empirical method of estimating rain gauge and radar rainfall measurement bias and resolution. Journal of Applied Meteorology and Climatology. 30: 282-296.

11. Behmanesh, G., and Azadtalatpeh, N. 2015. Investigation of Changes in Meteorological Parameters Affecting the Urmia Climate. Journal of Geography and Planning. 19(51): 58-41. (In Persian)

12. Box, G.E.P., and Jenkins, G.M. 1976. Time Series Analysis Forecasting and Control. Revised ed., Holden-

نهایت با تجزیه و تحلیل باقیمانده‌ها، مدل مناسب انتخاب گردید. برای داده‌های ET_0 ماهانه، مدل $ARIMA(1,0,1)(1,1,0)$ به عنوان مدل مناسب انتخاب شد. نتایج این تحقیق نشان داد که سری زمانی ابزاری قدرتمند و مناسب برای پیش‌بینی تبخیر و تعرق مرجع می‌باشد. نتایج مطالعات [34] در ایستگاه باجگاه و [6] در ایستگاه ارومیه تأیید کننده این موضوع هستند. در پایان پیشنهاد می‌شود از مدل‌سازی سری زمانی برای پیش‌بینی تبخیر و تعرق مرجع و حتی سایر متغیرهای اقلیمی در سایر ایستگاه‌های هواشناسی استفاده شود.

منابع

1. Abdullahnejad, K. 2015. Time series models for prediction of monthly rainfall (Case study: Hashem Abad Station of Gorgan). Journal of Geography Space. 5(17): 15-25. (In Persian)

2. Ahmadi, F. 2004. Simulation of annual rainfall in Khorasan province using time series. Master's degree in Irrigation and Drainage Engineering. Mashhad Ferdowsi University. 284 pages. (In Persian)

3. Ahmadi, H., Fallah Ghalheri, Gh. A., and Shamei, A. 2016. Estimation and evaluation of annual evapotranspiration changes based on effective climatic parameters in northeastern Iran. Journal of Water and Soil Science. 25(2): 257-269. (In Persian)

4. Alizadeh, A., Kamali, Gh. A., Khanjani, M.J., and Rahnavard, M.R. 2004. Estimation of methods for estimating evapotranspiration in arid regions of Iran. Quarterly journal of geographic research. 19(2 (73)): 97-105.

5. Allen, G.R., Pereira, S.L., Raes, D., and Smith, M. 1998. Crop evapotranspiration. Guidelines for

23. Kendall, M. G. 1975. Rank Correlation Methods. Charles Griffin. London.
24. Kool, D., Agam, N., Lazarovitch, N., Heitman, J.L., Sauer, T.J., and Ben-Gal, A. 2014. A review of approaches for evapotranspiration partitioning. *Agriculture For Meteorology*. 184: 56–70.
25. Landeras, G., Ortiz-Barredo, A., and López, J. J. 2009. Forecasting weekly evapotranspiration with ARIMA and artificial neural network models. *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*. 135. 3: 323-334.
26. Lopez-Urrea, R., Martín de Santa Olalla, F., Fabeiro, C., and Moratalla A. 2006. Testing evapotranspiration equations using lysimeter observations in a semi-arid climate. *Agriculture Water Management*. 85:15–26.
27. Mann, H. B. 1945. Nonparametric tests against trend. *Econometrical. Journal of the Econometric Society*. 245-259.
28. Martí, P., González-Altozano, P., López-Urrea, R., Mancha, L., and Shiri, J. 2015. Modeling reference evapotranspiration with calculated targets: assessment and implications. *Agriculture Water Management*. 149. 2: 81–90.
29. Masoumpoursamakuosh, J., Rajaei, S., Yeganehfar, M. 2014. Time-space variability and evapotranspiration of reference plant in Iran. *Journal of Applied Geosciences Research*. Fourteenth. 34: 93. (In Persian)
30. Niroumand, H. 2012. Analysis of Time Series: Multiple and Multivariate Methods. Ferdowsi University Press, Mashhad. Second edition 602 pages. (In Persian)
31. Psilovikos, A., and Elhag, M. 2013. Forecasting of remotely sensed daily evapotranspiration data over Nile Delta Region Egypt. *Water Resources Management*. 27: 4115–4130.
32. Gheysouri, M., Soltanigordfaramarzi, S., and Ghasemi, M. 2018. Investigation and Forecasting of Changes in Climatic Parameters on Dubai (Case Study: Badkhash Watershed). *Journal of Natural Hazards*. 7: 17. (In Persian)
33. Sharifan, H., Ghahreman, B., Alizadeh, A., and Day, San Francisco.
13. Chiew, F. H. S., Kamaladasa, N. N., Malano, H. M., and McMahon, T. A., 1995. Penman-Monteith, FAO-24 reference crop evapotranspiration and class-A pan data in Australia. *Agriculture Water Management*. 28: 9–21.
14. Dinpajouh, Y. 2010. Study of the evapotranspiration trend of the reference plant potential in Zabol. *Scientific and Technical Journal of Nivar*. Number 71, Autumn and Winter 2010. (In Persian)
15. Feng, Y., Peng, Y., Cui, N., Gong, D., and Zhang, K. 2017. Modeling reference evapotranspiration using extreme learning machine and generalized regression neural network only with temperature data. *Computers and Electronics in Agriculture*. 136: 71-78.
16. Garbrecht, J., Van Liew, M., and Brown, G. O. 2004. Trends in precipitation, streamflow, and evapotranspiration in the Great Plains of the United States. *Journal of Hydrological Engineering*. 9. 5: 360-367.
17. Gautam, R., and Sinha, A. K. 2016. Time series analysis of reference crop evapotranspiration for Bokaro District, Jharkhand, India. *Journal of Water and Land Development*. 30. 1: 51-56.
18. Grismer, M. E., Orang, M., Snyder, R., and Matyac, R. 2002. Pan evaporation to reference evapotranspiration conversion methods. *Journal of irrigation and drainage engineering*. 128.3, 180-184.
19. Gundekar, H. G., Khodke, U. M., and Sarkar, S. 2008. Evaluation of pan coefficient for reference crop evapotranspiration for semi-arid region. *Irrigation Science* 26:169–175.
20. Hargreaves, G. H. 1994. Defining and using reference evapotranspiration. *Journal of Irrigation and Drainage Engineering*. 120.6: 1132-1139.
21. Hess, T.M. 1998. Trends in Reference Evapotranspiration in the North East Arid Zone of Nigeria. 1961-91, *Journal of Arid Environments*. 38: 99-115.
22. Hipel, K.W., McLeod A.I., and Lennox W.C. 1977. Advances in Box-Jenkins modeling 1. model construction. *Water Resources Research*. 13. 1: 567-575.

39. Zareabyaneh, H., Afroozi, A., Mirza'i, M., and Bagheri, H. 2016. Estimation of monthly evapotranspiration using time series models. *Journal of Water and Soil (Agricultural Sciences and Technology)*. 30(1): 111-99. (In Persian)
40. Zareabyaneh, H., Saghaei, S., Ershad Fath, F., and Nozari, H. 2014. Modeling and prediction of evapotranspiration of reference plant with time series (Case study: Kermanshah province). *Journal of Agricultural Meteorology Journal*. 2(1): 56-45. (In Persian)
41. Zeinizadeh, K., and Khanmohammadi, N. 2018. Comparison of the efficiency of linear and nonlinear time series models in simulation and prediction of reference evapotranspiration. *Journal of Geography and Planning*. 22(63): 160-139. (In Persian)
42. Zhang, B.Z., Liu, Y., Xu, D., Zhao, N.N., Lei, B., Rosa, R.D., Paredes, P., Paco, T.A., and Pereira, L.S., 2013. The dual crop coefficient approach to estimate and partitioning evapotranspiration of the winter wheat-summer maize crop sequence in North China Plain. *Irrigation Science*. 31. 6: 1303–1316.
- Mirlotfi, M. 2005. Evaluation of different radiation and humidity methods for estimating reference evapotranspiration and air-drying effects in Golestan province. *Journal of Soil and Water Sciences*. 19(2): 280-290. (In Persian)
34. Shirvani, O., and Honar, T. 2013. Application of time series models for prediction of evapotranspiration of Baze station. *Journal of Iranian Journal of Water Research*. 8: 135-142. (In Persian)
35. Snyder, R. L., Orang, M., Matyac S., and Grismer ME 2005. Simplified estimation of reference evapotranspiration from pan evaporation data in California. *J Irrigation Drain Engineering*. 131. 3:249–253.
36. Soltanigordfaramarzi, S., Saberi, A., and Qeysouri, M. 2017. Selection of the best time series model for forecasting precipitation of selected stations in West Azarbaijan province. *Journal of Applied Geosciences Research*. 44: 87-105. (In Persian)
37. Tabari, H., Marofi, S., Aeni, A., Hosseinzadeh Talaei, P., and Mohammadi, K. 2011. Trend analysis of reference evapotranspiration in the western half of Iran. *Agriculture Forest Meteorology*. 151. 2: 128-136.
38. Zaninovi, K., and Gaji-Capka, M. 2000. Changes in Components of the Water Balance in the Croatian Lowlands. *Theoretical and Applied Climatol*. 65: 111–117.



Abstract

Trend and Time Series Analysis of Reference Evapotranspiration (Case Study: Khorram Abad Plain)

Y. Sabzevari¹ and J. Abedi Koupaei^{*2}

Received: 2022/10/11 Accepted: 2022/12/04

This study examines the trend of ET_0 changes using the Mann-Kendall nonparametric test and predicts it using time series analysis. To calculate FAO-Penman-Monteith ET_0 , T_{min} and T_{max} , RH_{min} and RH_{max} , sun-hours and wind-speedy of synoptic station Khorramabad during the 1991-2017 were used. The results showed that the trend of annual change in reference evapotranspiration with the Mann-Kendall statistics 0.2, was not statistically significant. The trend of monthly changes showed that the trend in September and July was decreasing by Mann-Kendall statistics -0.2 and -0.7, and in the rest of the months, it was increasing. In the stagnation time series check, the trend and ACF graph, showed an increasing trend in the series. for staging the series, the method of differentiation was used and the data were stagnant with first-order differentiation. For modeling with SARIMA model, from period 1991-2015 for the modeling and from period 2016-2017 model verification was used, and condition of normality, accidentally and independent of residual of the fitted model was examined. The results showed that the SARIMA(0,1,1)(1,0,1) for ET_0 modeling, has the best accuracy. The RMSE and R^2 values for prediction with this model were 0.674 and 0.97 mm/month, which indicates that the model is accurate.

Keywords: BIC, Forecast, SARIMA, Self-affiliation, Trend, Water requirements.

1. Ph. D student, of irrigation and drainage, Water Engineering Department, Faculty of Agriculture, Isfahan University of Technology.

2. Professor, Department of Water Engineering, Faculty of Agriculture, Isfahan University of Technology, corresponding author: koupai@cc.iut.ac.ir