



تحلیل روند تبخیر و تعرق مرجع با استفاده از آزمون من-کندال و اسپیرمن در مناطق خشک ایران

علی اکبر سبزی پرور^{۱*} - مجتبی شادمانی^۲

تاریخ دریافت: ۸۹/۶/۶

تاریخ پذیرش: ۹۰/۳/۲۴

چکیده

در این تحقیق روند تغییرات زمانی پارامتر تبخیر و تعرق مرجع در مناطق خشک ایران مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور از داده‌های هواشناسی ۱۱ ایستگاه هواشناسی کشور با دوره آماری ۴۱ ساله (۱۹۶۵-۲۰۰۵) استفاده گردید و با بکارگیری دو آزمون غیرپارامتری من-کندال و اسپیرمن، وجود روند معنی‌دار برای سری‌های زمانی ماهانه، سالانه و فصلی در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد مورد ارزیابی قرار گرفت. همچنین جهت کاهش اثر وجود همبستگی ترتیبی بر نتایج آزمون‌ها، از روش TFPW استفاده شد. نتایج این تحقیق نشان داد که روند تغییرات زمانی تبخیر و تعرق مرجع، برای برخی شهرهای افزایشی و برای برخی نیز کاهشی بوده است. بیشترین موارد معنی‌داری روند تبخیر و تعرق مرجع ماهانه در ایستگاه بیرون افغانستان و لی در ایستگاه‌های بندرعباس، سبزوار و سمنان در مقیاس ماهیانه روند معنی‌داری مشاهده نگردید. در سری زمانی با مقیاس سالانه، ایستگاه مشهد بیشترین مقدار روند افزایشی تبخیر تعرق مرجع را با شیب ۷/۵۰ میلیمتر در سال از خود نشان داد. از طرف دیگر، ایستگاه اصفهان با شیب کاهشی ۶/۳۸ میلیمتر در سال روند نزولی از خود نشان داد. مقایسه عملکرد و توان دو آزمون در سطح معنی‌دار آماری نشان داد که در بیشتر موارد مطابق قابل توجهی در آشکار سازی روند تبخیر و تعرق مرجع توسط دو آزمون وجود داشته است.

واژه‌های کلیدی: روند، تبخیر و تعرق مرجع، آزمون من-کندال، آزمون اسپیرمن

مقدمه

پارامتری نسبت به آزمون‌های غیرپارامتری توان بیشتری در تشخیص روند دارا هستند و هنگام استفاده از آن‌ها باستی داده‌ها تصادفی (مستقل) و دارای توزیع نرمال باشند. از طرف دیگر آزمون‌های غیرپارامتری در صورت تصادفی بودن داده‌ها قابل استفاده اند و به نرمال بودن داده‌ها حساس نیستند (۱۰ و ۱۷ و ۳۹). آزمون‌های من-کندال و اسپیرمن^۳ نمونه‌هایی از آزمون‌های غیرپارامتری هستند که در تحقیقات بررسی روند متغیرهای آب و هواشناسی از آن‌ها استفاده می‌شود. در این رابطه می‌توان به تحقیقات جلنر (۱۶)، کاهیا و کالایسی (۲۰)، گادگیل و دورده (۱۴)، لی و همکاران (۲۵) و یانینگ و همکاران (۳۷) اشاره نمود. مقایسه توان دو آزمون من-کندال و اسپیرمن جهت تشخیص روندها، توسط محققان مانند دانیل (۱۲) و یو همکاران (۳۸) انجام گرفته و نتایج حاکی از توان مشابه دو آزمون مذکور بوده است. مطالعات اخیر تغییر اقلیم، غالباً بر تغییرپذیری دما و بارندگی

امروزه، گرمايش جهانی در نتیجه افزایش گازهای گلخانه‌ای و اثر آن بر تغییر اقلیم، واقعیتی علمی است که مورد توافق محققان بسیاری قرار گرفته است (۱۹). تقریباً همه فرایندها در بیوسفر تحت تأثیر تغییر اقلیم قرار گرفته و نگرانی عمده در خصوص اثر این پدیده بر محیط و منابع آب است (۴). جهت آمادگی در برابر اثرات نامطلوب پدیده تغییر اقلیم و کاهش خسارت‌های ناشی از آن بررسی روندها و تغییرات معمول در متغیرهای آب و هواشناسی در هر منطقه اقدامی ضروری است تا اینکه سیاست‌ها و برنامه‌های مناسبی برای توسعه و مدیریت منابع آب اتخاذ گردد (۴ و ۲۶).

جهت تشخیص روند در سری‌های زمانی متغیرهای آب و هواشناسی از آزمون‌ها مختلفی استفاده می‌گردد که این آزمون‌ها به دو دسته پارامتری و غیر پارامتری قابل تفکیک می‌باشند. آزمون‌های

۱- دانشیار و دانشجوی کارشناسی ارشد گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی،
دانشگاه بولی سینا همدان
(Email:swsabzi@basu.ac.ir)
۲- نویسنده مسئول:

کاهش ET_0 در مقیاس سالانه و فصلی گزارش شده است (۱). در تحقیق دیگری طبری و همکاران (۳۰) روند تبخیر و تعرق گیاه مرجع برای ۲۰ ایستگاه سینوپتیک واقع در غرب کشور را بررسی نمودند. نتایج آنها نشان داد که تبخیر و تعرق مرجع از روندهای افزایشی و کاهشی برخوردار بوده که در ۷۰ درصد ایستگاه‌ها روند ET_0 در مقیاس سالانه افزایشی بوده و همچنین روندهای افزایشی بیشتر در فضول زمستان و تابستان اتفاق افتاده است. همچنین بررسی روند تبخیر و تعرق مرجع توسط گل کار حمزی یزد (۳) برای ۳۳ ایستگاه سینوپتیک کشور در دو دوره آماری بلندمدت (۴۰ ساله) و کوتاه مدت (۲۰ ساله) صورت گرفته است. نتایج حاکی از آن است که در دوره آماری ۴۰ ساله، به طور میانگین ۳۸ درصد از ایستگاه‌ها دارای روند مثبت و ۶۲ درصد دارای روند منفی و در دوره آماری ۲۰ ساله، ۶۲/۵ درصد ایستگاه دارای روند مثبت و ۳۷/۵ درصد دارای روند منفی بوده‌اند که با کاهش طول دوره آماری از سطح دارای روند منفی کاسته شده و به سطوح دارای روند مثبت افزوده شده است. با توجه به اهمیت بالای تبخیر و تعرق مرجع، هدف از این تحقیق بررسی تغییرات زمانی این متغیر، در ایستگاه‌های مهم مناطق خشک ایران، با بکارگیری آزمون‌های من-کنдал و اسپیرمن بوده است. مقادیر شبیه روندهای معنی‌دار نیز با استفاده از روش سن وسیل^۴ (۲۹) و (۳۱) تعیین گردیده است. همچنین توان دو آزمون مذکور در تشخیص وجود روند در سری‌های زمانی تبخیر و تعرق مرجع مورد ارزیابی قرار گرفته است. از برتری‌های دیگر این تحقیق آن است که برخلاف تحقیقات گذشته در کشور، در سری‌های زمانی وجود همبستگی ترتیبی در سطح اطمینان ۹۵ درصد نیز بررسی شده و در موارد معنی‌دار بودن همبستگی ترتیبی برای کاهش اثر آن در نتایج آزمون‌ها، از روش TFPW^۵ استفاده گردیده است.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه: برای بررسی اثرات تغییر اقلیم بر تبخیر و تعرق گیاه مرجع در مناطق نیمه خشک ایران، از آمار ماهانه بلند مدت ۴۱ ساله (۱۹۶۵ تا ۲۰۰۵ میلادی) ۱۱ ایستگاه هواشناسی منتخب استفاده شد (شکل ۱). ایستگاه‌های مذکور بر اساس شاخص خشکی^۶ (AI) جزو مناطق خشک ایران محسوب می‌شوند ($AI < 0.05$). مشخصات جغرافیایی و شاخص خشکی این ایستگاه‌ها در جدول ۱ ارائه شده است. رابطه شاخص خشکی بصورت زیر است (۳۲ و ۳۳):

$$AI = \frac{P}{ET_p} \quad (1)$$

4- Sen-Thiel

5- Trend Free Pre-Whitening

6- Aridity Index

متتمرکز شده است. تبخیر و تعرق گیاه مرجع^۱ (ET_0) بعنوان یکی از پارامترهای مهم اقلیمی که نقش اساسی در کنترل موازنۀ جرم^۲ و انرژی بین اکوسیستم‌های زمینی و اتمسفر ایفا می‌کند، از توجه کمتری برخوردار بوده است (۱۱).

بندیوپدهایی و همکاران (۶) در بررسی روند تبخیر و تعرق گیاه مرجع در کشور هند، با استفاده از آزمون من-کنلال و آمار ۱۳۳ ایستگاه در دوره آماری ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۲، وجود روند کاهشی در منطقه مورد مطالعه را تعیین کردند. آنها دلیل این کاهش را افزایش معنی‌دار روابط نسبی و همچنین کاهش سرعت باد بیان داشتند. روند تبخیر و عوامل تأثیرگذار بر آن در کانادا نشان دهنده روند کاهشی در تبخیر در فصل گرم (ماه‌های اکتبر، اوت، زوئن و زوئیه) و روند کاهشی سرعت باد بود (۸). در تحقیق دیگری گارچت و همکاران (۱۵) در کشور آمریکا روند بارندگی، جریان سیالابی و تبخیر و تعرق را بررسی نمودند. آن‌ها نشان دادند که در دو دهه اخیر در قرن بیستم، افزایش بارندگی اثر قابل توجهی بر افزایش میزان جریان سیالابی داشته و همچنین باعث افزایش کمتر میزان تبخیر تعرق شده است.

بررسی‌ها در مناطق کم ارتفاع مرکز اروپا حاکی از روند افزایشی تبخیر و تعرق پتانسیل به مقدار ۹۸ میلیمتر و از طرفی روند کاهشی روابط نسبی به مقدار ۵/۹ درصد در دوره ۱۹۹۵-۱۹۰۰ بوده است (۴۱). در مطالعه دشنگ و همکاران (۱۳) به روش‌های خطی و من-کنلال در شمال شرق چین، روند افزایشی سالانه بارندگی (۱/۷ میلیمتر در سال)، دما (۰/۰۴ درجه سانتیگراد در سال)، شاخص روابط (۰/۲۲ در سال) و تبخیر و تعرق پتانسیل (۰/۷۶ میلیمتر در سال) در طول دوره ۱۹۶۱-۲۰۰۴ اتفاق افتاده است. در تحقیق دیگری که توسط سو و همکاران (۳۵) در حوضه چانگ‌جیانگ در کشور چین انجام گرفت، روند کاهشی سالانه تبخیر و تعرق گیاه مرجع و تبخیر از نتشت گزارش گردیده که دلایل اصلی این روند مربوط به روند کاهشی متغیرهای تابش خالص خورشیدی و سرعت باد بوده است.

شیر غلامی و همکاران (۲) به منظور بررسی روند تبخیر و تعرق گیاه مرجع در ایران، تبخیر و تعرق گیاه مرجع را به روش پنمن-ماتیت فائق^۷ در ۳۴ ایستگاه سینوپتیک از بدوان تاسیس ایستگاه تا سال ۱۹۹۸ محاسبه و روند تغییرات طولانی مدت آن را به روش کمترین مربعات خطأ مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که ایستگاه‌های سینوپتیک مشهد، سبزوار، تربت حیدریه و بیرجند از هیچ گونه روند معنی‌داری برخوردار نبوده‌اند. همچنین در بررسی دیگر تغییر اقلیم در شمال شرق ایران در دوره آماری ۱۹۵۱ تا ۲۰۰۵ (با استفاده از آزمون من-کنلال و حداقل مربعات خطأ)، افزایش و

1- Reference Crop Evapotranspiration

2- Mass exchange

3- Penman Monteith FAO 56: PMF-56

$$ET_0 = \frac{0.480\Delta(R_n - G) + \gamma[900/(T + 273)]U_2(e_a - e_d)}{\Delta + \gamma(1 + 0.34U_2)} \quad (2)$$

که در این رابطه، R_n مقدار تابش خالص (مگاژول بر مترمربع در روز)، T متوسط دمای هوا (درجه سانتی گراد)، U_2 سرعت باد در ارتفاع ۲ متری از سطح زمین (متر بر ثانیه)، Δ شبیب منحنی فشار بخار (کیلو پاسکال بر درجه سانتی گراد)، G چگالی شار حرارتی خاک و γ ضریب سایکرومتری (کیلو پاسکال بر درجه سانتی گراد) است.

که در رابطه فوق AI شاخص خشکی، P مقدار میانگین بارندگی، ET_p مقدار میانگین تبخیر و تعرق پتانسیل می‌باشد.
مدل پنمن-مانتیث فائو ۵۶ (PMF-56): در این تحقیق به منظور برآورد تبخیر و تعرق گیاه مرجع از روش استاندارد پنمن-mantith فائو ۵۶ که توسط آن و همکاران (۵) ارائه گردیده، استفاده گردید:



شکل ۱- موقعیت ایستگاه‌های هواشناسی مورد مطالعه

جدول ۱- مشخصات جغرافیایی و شاخص خشکی ایستگاه‌های مورد استفاده

ردیف	نام ایستگاه	ارتفاع از سطح دریا (متر)	عرض جغرافیایی (شمالی)	طول جغرافیایی (شرقی)	میانگین بارندگی سالانه (mm)	شاخص خشکی (P/ET ₀)
۱	اهواز	۲۲/۵	۳۱°۲۰'	۴۸°۴۰'	۲۴۳	.۱۱
۲	بندرعباس	۹/۸	۲۷°۱۳'	۵۶°۲۲'	۱۸۱	.۱۰
۳	بیرجند	۱۴۹۱/۰	۳۲°۵۲'	۵۹°۱۲'	۱۶۹	.۰۹
۴	بوشهر	۱۹/۶	۲۸°۰۹'	۵۰°۰۵'	۲۶۷	.۰۱۴
۵	اصفهان	۱۵۵۰/۴	۳۲°۳۷'	۵۱°۴۰'	۱۲۳	.۰۰۸
۶	کاشان	۹۸۲/۳	۳۳°۰۹'	۵۱°۲۷'	۱۳۸	.۰۱۲
۷	کرمان	۱۷۵۳/۸	۳۰°۱۵'	۵۶°۵۸'	۱۴۲	.۰۰۷
۸	مشهد	۹۹۹/۲	۳۶°۱۶'	۵۹°۳۸'	۲۵۹	.۰۱۸
۹	سبزوار	۹۷۷/۶	۳۶°۱۲'	۵۷°۴۳'	۱۹۷	.۰۱۰
۱۰	سمنان	۱۱۳۰/۸	۳۵°۳۵'	۵۳°۳۳'	۱۴۰	.۰۱۰
۱۱	شیراز	۱۴۸۴/۰	۲۹°۳۲'	۵۲°۳۶'	۳۳۶	.۰۱۸

این آزمون فرض صفر (H_0)، یکنواختی توزیع و مستقل بودن داده‌ها در سری زمانی است و فرض مقابل (H_1)، روند افزایشی یا کاهشی داده‌ها در سری زمانی است (۳۸). جهت تعیین مقدار آماره اسپیرمن از روابط زیر استفاده می‌گردد:

$$D = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (R(X_i) - i)^2}{n(n^2 - 1)} \quad (7)$$

$$Z_S = D \sqrt{\frac{n-2}{1-D^2}} \quad (8)$$

که در این روابط i رتبه i امین داده مشاهده‌ای X_i ، n تعداد داده‌های آموزشی (طول دوره آماری)، Z_S مقدار آماره اسپیرمن می‌باشد. مقدار Z_S با مقدار بحرانی توزیع t (۲/۰۲) که با لحاظ نمودن درجه آزادی $n-2$ (۳۹) و سطح معنی‌داری ۹۵ درصد، بدست آمده مقایسه می‌گردد. عبارت دیگر اگر $|Z_S| > 2.02$ باشد، فرض صفر رد شده و روند در سری داده‌ها معنی‌دار و در غیر این صورت معنی‌دار نمی‌باشد. در این تحقیق برای تعیین آماره اسپیرمن از نرم‌افزار SPSS استفاده شد.

در این تحقیق با توجه به غیرپارامتری بودن دو آزمون من-کندال و اسپیرمن، از روش سن و سیل (۳۱ و ۲۹) جهت تعیین مقدار شبیب روندها استفاده گردید. در این روش مقادیر پرت^۱ موجود در سری داده‌ها، اثر کمی در تعیین شبیب روند دارند که مزیت و برتری اصلی آن نسبت به روش رگرسیون خطی می‌باشد (۲۸).

$$\beta = \text{Median} \left[\frac{X_j - X_i}{j-i} \right] \quad \text{برای هر } j > i \quad (9)$$

در این رابطه i و j به ترتیب i امین و j این داده مشاهده‌ای و β مقدار شبیب می‌باشد که مقدار β بعنوان میانه دنباله مقادیر داخل کروشه، معرفی شده است.

شرط لازم برای استفاده از آزمون‌های غیرپارامتری تصادفی بودن داده‌ها در سری زمانی می‌باشد. بر اساس مطالعات انجام شده وجود همبستگی ترتیبی^۲، احتمال تشخیص روند معنی‌دار توسط آزمون را افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر ممکن است آزمون حتی در صورت نبود روند، به اشتباه فرض صفر را رد کند و روند را معنی‌دار تشخیص دهد. بنابراین قبل از استفاده از آزمون، بایستی اثر همبستگی ترتیبی محدود (کمتر) گردد (۳۴ و ۳۹). بدین منظور روش‌های مختلفی ارائه شده است که می‌توان به $^{(3)}\text{PW}$ (۲۲)، $^{(4)}\text{VC}$ (۲۲) و $^{(17)}\text{TFPW}$ (۳۹) اشاره نمود. روش TFPW از دو روش مذکور

همچنین e_a-e_d کمبود فشار بخار (کیلو پاسکال) است که تابعی از متوسط رطوبت نسبی بر حسب درصد و متوسط دمای هوا (درجه سانتی‌گراد) می‌باشد. در موارد عدم وجود داده مورد نظر، با استفاده از ایستگاه‌های مجاور و ایجاد همبستگی مناسب اقدام به برآورد داده ثبت نشده گردید. تغییرات در متغیر تبخیر و تعرق مرچ برابر هر سال، هر فصل و هر ماه به طور جداگانه محاسبه و تعیین شد که بدین منظور از نرم‌افزار REF-ET استفاده گردید.

آزمون‌های آماری بکار رفته: به منظور تعیین روند تغییرات در هر سری زمانی از دو آزمون من-کندال و اسپیرمن استفاده شد. آزمون من-کندال آزمونی غیرپارامتری رتبه‌ای است که توسط من (۲۷) و کندال (۲۱) ارائه شده است و برای تعیین معنی‌داری روندهای خطی و غیر خطی مناسب می‌باشد (۱۸ و ۲۵). در این آزمون فرض صفر (H_0) و فرض مقابل (H_1) به ترتیب معادل بدون روند و وجود روند در سری زمانی داده‌های مشاهده‌ای است. روابط مربوطه جهت تعیین مقادیر آماره من-کندال بصورت زیر است:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (3)$$

$$\text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} +1 & \text{اگر } (x_j - x_i) > 0 \\ 0 & \text{اگر } (x_j - x_i) = 0 \\ -1 & \text{اگر } (x_j - x_i) < 0 \end{cases} \quad (4)$$

$$\text{VAR}(S) = \frac{1}{18} \left[n(n-1)(2n+5) - \sum_{p=1}^q t_p(t_p-1)(2t_p+5) \right] \quad (5)$$

$$Z_M = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{VAR}(S)}} & \text{اگر } S > 0 \\ 0 & \text{اگر } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{VAR}(S)}} & \text{اگر } S < 0 \end{cases} \quad (6)$$

که در روابط فوق n تعداد داده مشاهده‌ای (طول دوره آماری)، x_i به ترتیب i امین و j این داده مشاهده‌ای، q تعداد گروه‌های ایجاد شده (با داده‌های برابر و بیشتر از دو عضو)، t_p تعداد داده‌ای برابر در p امین گروه و Z_M مقدار آماره من-کندال می‌باشد. مقدار Z_M بیانگر روند کاهشی و مقدار مثبت آن نشان دهنده روند افزایشی در سری داده‌ها می‌باشد. با توجه به سطح معنی‌دار ۹۵ درصد اگر $|Z_M| > 1.96$ باشد، فرض صفر رد شده و سری زمانی پارامتر مورد مطالعه دارای روند معنی‌دار و در غیر این صورت فاقد روند ارزیابی می‌شود. در این تحقیق جهت تعیین آماره من-کندال، نرم‌افزار Excel بکار گرفته شد.

آزمون اسپیرمن مشابه من-کندال آزمون غیرپارامتری است. در

1- Outlier

2- Serial correlation

3- Pre-Whitening

4- Variance Correlation

کرمان نیز در ماههای ژوئن تا اکتبر روند کاهشی (معنی‌دار) وجود داشته است. در ایستگاه مشهد نیز در ماههای ژانویه، ژوئیه، اکتبر و نوامبر به میزان تبخیر و تعرق مرجع در دوره مورد مطالعه افزوده شده است. در دیگر ایستگاه‌های مورد مطالعه، در ماههای محدودی از سال روند های معنی‌دار اتفاق افتاده است (جداول ۲ و ۳).

همانطور که در قسمت مواد و روشهای ذکر شد مقادیر شبیه روندهای (در ماههای سال) با استفاده از روش سن و سیل محاسبه گردید که در جدول ۴ ارائه شده است. با توجه به نتایج بدست آمده از میزان مقادیر روندهای معنی‌دار (جدول ۴) می‌توان بیان نمود که روندهای معنی‌دار اتفاق افتاده در ایستگاه‌های اصفهان، بیرونی، کرمان و مشهد در مقایسه با سایر ایستگاه‌ها، دارای شبیه قابل توجهی بوده‌اند. بیشترین مقدار روند افزایشی تبخیر و تعرق مرجع ماهانه ۱/۰۰ میلیمتر در ماه در ایستگاه مشهد و ماه ژوئیه بوده و همچنین بیشترین مقدار کاهشی آن در ایستگاه اصفهان و در ماه اوت به میزان ۱/۵۴ میلیمتر در ماه بوده است (شکل ۲). با بررسی‌های به عمل آمده مشخص گردید که روند افزایشی در ایستگاه مشهد (ماه ژوئیه) به دلیل معنی‌داری روند صعودی دما و سرعت باد بوده و دلیل وجود روند کاهشی (ET_0) در اصفهان (ماه اوت) نیز مربوط به معنی‌دار بودن روند نزولی سرعت باد بوده است. این نتایج مشابه نتایج طبی و همکاران (۳۰) و گل کار حمزی یزد (۳) می‌باشد که در آن هر دو روند افزایشی و کاهشی تبخیر و تعرق ماهیانه گزارش شده است. نتایج جداول ۲ و ۳ نشان می‌دهد که در بررسی‌های ماهیانه، روندهای معنی‌دار (افزایشی و کاهشی) در ماههای سپتامبر، اکتبر و نوامبر (فصل پاییز) بیشتر از بقیه ماه‌ها بوده است.

نتایج بهتری در حذف اثر همبستگی ترتیبی ارائه داده است (۴۰ و ۴۲) و محققان زیادی (۴، ۷، ۹، ۲۴، ۲۳، ۹ و ۳۶) از آن استفاده کرده‌اند. در این تحقیق برای بررسی روند سری‌های زمانی که در آن‌ها همبستگی ترتیبی در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده، از روش TFPW استفاده گردید. مراحل مربوط به این روش بصورت زیر است:

۱. حذف روند موجود در سری زمانی داده‌ها که از روش سن-سیل بدست آمده است.

۲. محاسبه خودهمبستگی با یک تاخیر زمانی برای سری زمانی مرحله یک و سیس حذف آن

۳. افزودن دوباره روند به سری زمانی مرحله دو در این تحقیق پس از بررسی وجود همبستگی ترتیبی در سری‌های زمانی مختلف (با استفاده از نرم افزار SPSS)، مراحل روش TFPW در محیط نرم‌افزار Excel صورت گرفت.

نتایج و بحث

سری زمانی ماهانه: نتایج بدست آمده از بکارگیری آزمون-های من-کندال و اسپیرمن برای تعیین روند تبخیر و تعرق مرجع ماهانه مشابه هم بوده و در جداول ۲ و ۳ ارائه گردیده است. همانطور که در این جداول ملاحظه می‌گردد تبخیر و تعرق مرجع در ماههای مختلف دارای روند افزایشی یا کاهشی بوده است. در ایستگاه‌های بندرعباس، سبزوار و سمنان در ماههای مختلف سال، روند معنی‌داری وجود نداشته است. روندهای معنی‌دار ماهانه در ایستگاه بیرونی در ماههای ژانویه، مارس و مه و همچنین ماههای اوت تا دسامبر نیز از نوع کاهشی بوده است (جداول ۲ و ۳). ایستگاه اصفهان در ماههای ژوئن تا اکتبر و دسامبر با روند کاهشی مواجه بوده و در ایستگاه

جدول ۲- مقادیر آماره من-کندال (Z_M) برای سری زمانی تبخیر و تعرق مرجع در مقیاس ماهیانه

ایستگاه	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن	ژوئن	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
اهواز	-۰/۰۹ ^b	۲/۵۱ ^a	-۰/۸۲ ^b	-۰/۰۴	-۰/۰۶	-۰/۶۶	۱/۸۵	۱/۶۴ ^b	-۰/۰۱ ^b	-۰/۱۴ ^b	۱/۱۴	-۰/۱۶ ^b
بندر عباس	-۱/۰۰ ^b	-۰/۵۶	-۱/۱۶ ^b	-۰/۰۳ ^b	-۰/۴۹ ^b	۱/۱۵ ^b	-۰/۳۸ ^b	-۰/۲۸ ^b	-۰/۹۸ ^b	-۰/۳۴ ^b	-۰/۴۵ ^b	-۰/۹۳ ^b
بیرونی	-۲/۲۶ ^a	-۰/۷۳ ^b	-۲/۳۴ ^a	-۰/۲۸ ^b	-۰/۴۵ ^b	-۱/۶۰ ^b	-۱/۸۰ ^b	-۰/۲۳۸ ^b	-۰/۴۵ ^b	-۰/۲۴ ^b	-۰/۲۷ ^b	-۰/۲۶ ^{ab}
بوشهر	-۲/۱۸ ^a	-۰/۳۴ ^b	-۰/۲۸ ^a	-۰/۰۶ ^b	-۰/۱۰ ^b	-۰/۰۶ ^b	-۰/۸۹ ^b	-۰/۷۲	-۰/۰۹ ^a	-۰/۰۹ ^a	-۰/۰۹ ^a	-۰/۰۹ ^b
اصفهان	-۰/۱۸ ^b	-۰/۱۱ ^b	-۰/۱۱ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۱۸ ^a	-۰/۰۷ ^b	-۰/۲۷ ^b	-۰/۲۰ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۸ ^{ab}
کاشان	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۵ ^a	-۰/۰۵ ^a	-۰/۰۵ ^b	-۰/۰۵ ^b	-۰/۰۵ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b
کرمان	-۰/۴۸ ^b	-۰/۱۸ ^b	-۰/۱۸ ^b	-۰/۰۶ ^b	-۰/۰۶ ^b	-۰/۰۶ ^b	-۰/۰۳ ^b	-۰/۰۳ ^b	-۰/۰۲ ^b	-۰/۰۲ ^b	-۰/۰۲ ^b	-۰/۰۲ ^{ab}
مشهد	-۰/۰۸ ^{ab}	-۰/۸۹ ^b	-۰/۸۹ ^b	-۰/۱۱ ^b	-۰/۱۷ ^b	-۰/۱۷ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۸ ^b
سبزوار	-۰/۰۲ ^b	-۰/۲۵	-۰/۰۲ ^b	-۰/۰۱ ^b	-۰/۰۱ ^b	-۰/۰۱ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۰۷ ^b
سمنان	-۰/۰۳ ^b	-۰/۴۳ ^b	-۰/۴۳ ^b	-۰/۰۵ ^b	-۰/۰۵ ^b	-۰/۰۵ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b
شیروان	-۰/۰۹ ^b	-۰/۸۷	-۰/۸۷	-۰/۰۱ ^b	-۰/۰۱ ^b	-۰/۰۱ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۰۷ ^b

معنی‌داری روند با سطح معنی‌داری ۹۵ درصد و سری زمانی بعد از استفاده از روش TFPW a

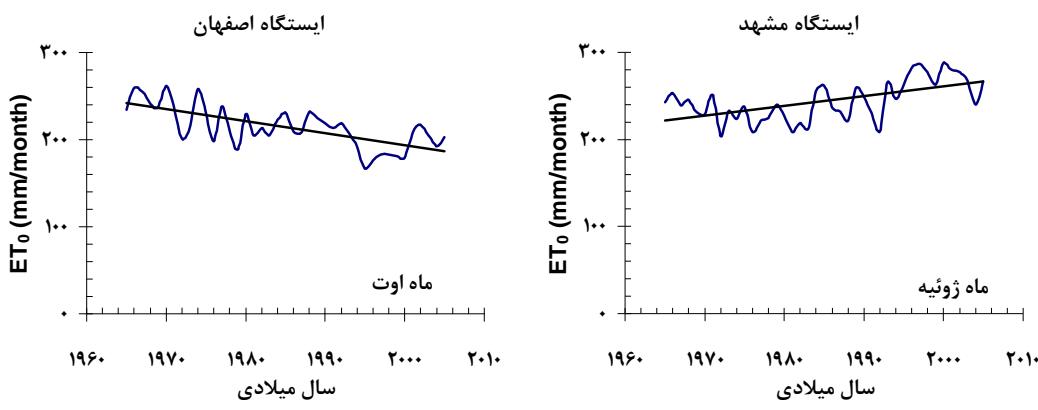
جدول ۳- مقادیر آماره اسپیرمن (Z_S) برای سری زمانی تبخیر و تعرق مرجع در مقیاس ماهیانه

ایستگاه	زنوبه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن	ژوئن	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
اهواز	-۰/۱۲ ^b	-۰/۵۹ ^a	-۰/۵۸ ^a	-۰/۰۵	-۰/۲۹ ^b	-۰/۱۰۱	-۰/۳۷ ^b	-۰/۶۳ ^b	-۰/۹۷	-۰/۲۶	-۰/۰۴	-۰/۳۷ ^b
بندر عباس	-۰/۱۹ ^b	-۰/۶۶	-۰/۴۳ ^b	-۰/۳۹ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۳۹ ^b	-۰/۸۳ ^b	-۰/۰۸	-۰/۴۹ ^b	-۰/۰۹ ^b	-۰/۳۹ ^b	-۰/۸۳ ^b
پرجنده	-۰/۱۷ ^a	-۰/۴۸ ^a	-۰/۲۴ ^a	-۰/۷۵ ^b	-۰/۲۴ ^a	-۰/۱۹۵ ^b	-۰/۶۴ ^{ab}	-۰/۲۴۰ ^{ab}	-۰/۳۸ ^b	-۰/۱۹ ^b	-۰/۰۹ ^b	-۰/۸۵ ^{ab}
بوشهر	-۰/۲۴ ^a	-۰/۴۱ ^b	-۰/۲۵ ^a	-۰/۷۸ ^b	-۰/۲۴ ^a	-۰/۱۸۷ ^b	-۰/۱۵ ^b	-۰/۰۸۳	-۰/۲۳ ^a	-۰/۰۶۹	-۰/۰۸	-۰/۴۷ ^{ab}
اصفهان	-۰/۳۳	-۰/۳۰ ^b	-۰/۱۹ ^b	-۰/۳۷ ^b	-۰/۱۰۸	-۰/۰۸۹ ^b	-۰/۵۲ ^{ab}	-۰/۲۸ ^{ab}	-۰/۲۸ ^{ab}	-۰/۱۹ ^{ab}	-۰/۶۸	-۰/۱۹ ^{ab}
کاشان	-۰/۲۶ ^b	-۰/۲۶ ^b	-۰/۴۸	-۰/۷۳ ^b	-۰/۰۴ ^b	-۰/۰۴ ^b	-۰/۱۵ ^b	-۰/۰۱۰ ^a	-۰/۰۴ ^b	-۰/۰۴ ^b	-۰/۱۰ ^a	-۰/۸۰
کرمان	-۰/۴۹ ^b	-۰/۱۸۵ ^b	-۰/۴۷ ^b	-۰/۰۷	-۰/۰۱۰ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۱۵ ^b	-۰/۲۹۱ ^{ab}	-۰/۳۵۸ ^{ab}	-۰/۳۰ ^{ab}	-۰/۱۵ ^b	-۰/۸۶ ^b
مشهد	-۰/۱۷ ^b	-۰/۱۷ ^b	-۰/۱۴۰ ^b	-۰/۱۴ ^b	-۰/۰۸۱ ^b	-۰/۱۴ ^b	-۰/۱۴ ^b	-۰/۰۷۰ ^b	-۰/۰۳۰ ^{ab}	-۰/۰۳۰ ^{ab}	-۰/۱۳ ^{ab}	-۰/۷۲ ^b
سبزوار	-۰/۴۹ ^b	-۰/۰۳	-۰/۴۳ ^b	-۰/۰۴ ^b	-۰/۰۱۷	-۰/۰۴ ^b	-۰/۰۴ ^b	-۰/۰۱۰ ^b	-۰/۰۱۰ ^b	-۰/۰۱۰ ^b	-۰/۰۸۱ ^b	-۰/۰۸۰
سمنان	-۰/۴۳ ^b	-۰/۰۵۳ ^b	-۰/۰۴۳ ^b	-۰/۰۵۹ ^b	-۰/۰۹۹ ^b	-۰/۰۹۹ ^b	-۰/۰۹۹ ^b	-۰/۰۷۲ ^b	-۰/۰۱۰ ^b	-۰/۰۱۰ ^b	-۰/۰۵۵ ^b	-۰/۱۹ ^b
شیراز	-۰/۰۳۶	-۰/۰۸۳	-۰/۰۳۶	-۰/۰۷۹ ^b	-۰/۰۸۲ ^b	-۰/۰۷۸	-۰/۰۷۸	-۰/۰۱۲ ^b	-۰/۰۲۰ ^{ab}	-۰/۰۲۰ ^{ab}	-۰/۰۵۶	-۰/۱۷۴ ^b

معنی داری روند با سطح معنی داری ۹۵ درصد و ^b سری زمانی بعد از استفاده از روش TFPW

جدول ۴- میزان شبیه روندهای تبخیر و تعرق مرجع در ماههای سال (میلیمتر در ماه)

ایستگاه	زنوبه	فوریه	مارس	آوریل	مه	ژوئن	ژوئن	اوت	سپتامبر	اکتبر	نوامبر	دسامبر
اهواز	-۰/۰۲	-۰/۳۸ ^a	-۰/۰۲	-۰/۲۲	-۰/۰۲	-۰/۰۷	-۰/۰۷	-۰/۰۳	-۰/۰۱۷	-۰/۰۵	-۰/۰۲۷	-۰/۰۳
بندر عباس	-۰/۱۴	-۰/۱۰	-۰/۴۴	-۰/۰۴	-۰/۱۰	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۰۱	-۰/۰۱۵
پرجنده	-۰/۲۷	-۰/۰۲	-۰/۳۶	-۰/۰۴۳	-۰/۰۴۳	-۰/۰۴۳	-۰/۰۴۳	-۰/۰۴۸	-۰/۰۷۲	-۰/۰۹۱	-۰/۰۴۰	-۰/۰۳۱
بوشهر	-۰/۰۲۵	-۰/۰۱۰	-۰/۰۵	-۰/۰۲۶	-۰/۰۱۳	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۱	-۰/۰۲۰	-۰/۰۱۳	-۰/۰۲۶	-۰/۰۲۵	-۰/۰۴۴
اصفهان	-۰/۰۲	-۰/۱۲	-۰/۰۵۱	-۰/۰۴۴	-۰/۰۶۹	-۰/۰۵۴	-۰/۰۴۸	-۰/۰۱۷	-۰/۰۱۷	-۰/۰۵۵	-۰/۰۳۲	-۰/۰۲۶
کاشان	-۰/۰۳	-۰/۱۰	-۰/۰۳	-۰/۰۹	-۰/۰۵	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۶	-۰/۰۰۹	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۲
کرمان	-۰/۰۱۰	-۰/۱۹	-۰/۰۰۱	-۰/۰۱۳	-۰/۰۵۲	-۰/۰۸۵	-۰/۰۸۷	-۰/۰۹۳	-۰/۰۷۰	-۰/۰۳۹	-۰/۰۱۸	-۰/۰۴۲
مشهد	-۰/۰۲۵	-۰/۰۱۰	-۰/۰۰۱	-۰/۰۱۳	-۰/۰۷۸	-۰/۰۷۵	-۰/۰۹۵	-۰/۰۰۰	-۰/۰۹۰	-۰/۰۴۱	-۰/۰۴۵	-۰/۰۲۹
سبزوار	-۰/۰۱۱	-۰/۱۱	-۰/۰۳۱	-۰/۰۱۲	-۰/۰۱۵	-۰/۰۲۸	-۰/۰۷۱	-۰/۰۱۵	-۰/۰۰۰	-۰/۰۳۵	-۰/۰۱۰	-۰/۰۱۰
سمنان	-۰/۰۰۶	-۰/۱۱	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۲	-۰/۰۲۷	-۰/۰۰۴	-۰/۰۲۴	-۰/۰۸۰	-۰/۰۳۴	-۰/۰۱۷	-۰/۰۱۲	-۰/۰۰۷
شیراز	-۰/۰۰۲	-۰/۰۵	-۰/۰۰۵	-۰/۰۴۵	-۰/۰۱۵	-۰/۰۰۱۰	-۰/۰۰۱۰	-۰/۰۰۱۰	-۰/۰۰۲۰	-۰/۰۰۳۰	-۰/۰۰۴۰	-۰/۰۲۳



شکل ۲- روند تغییرات تبخیر و تعرق مرجع ماهانه در ایستگاه‌های با بیشترین شبیه روند

طرف دیگر آزمون اسپیرمن از بین موارد جدول ۱۸/۱۸ درصد روند کاهشی، ۳/۷۹ درصد روند افزایشی و ۰/۳۸ درصد فاقد روند تشخیص داده است.

در تحلیل معنی داری روندهای ماهیانه مشخص شد که با استفاده از آزمون من-کندال از بین موارد جدول ۱۸/۹۴ درصد روند نزولی، ۴/۵۵ درصد روند صعودی و در ۷۶/۵۱ درصد فاقد روند بوده‌اند. از

مشاهده گردید. در ایستگاه مشهد در سری زمانی سالانه و فصول پاییز و تابستان و در ایستگاه سبزوار در سری زمانی سالانه روندها معنی دار بوده است (جدول ۵ و ۶).

نتایج بررسی های فصلی (جدول ۵ و ۶) نشان می دهد که در تایید نتایج ماهیانه، تعداد و درصد موارد معنی دار روندهای کاهشی و افزایشی، در فصل پاییز بیشتر از بقیه فصول بوده است یعنی فصل پاییز به تغییر روندهای ET_0 حساسیت بیشتری در مقایسه با سایر فصول نشان داده است.

در جدول ۷ مقادیر شبیه روندهای فصلی و سالانه مربوط به ایستگاه های مورد مطالعه ارائه شده است. همانطور که در جدول ۷ ملاحظه می گردد، در بین کلیه ایستگاه ها، ایستگاه مشهد دارای بیشترین مقدار روند افزایشی تبخیر و تعرق مرجع در مقایس سالانه بوده که مقدار این افزایش $7/50$ میلیمتر در سال بدست آمده است.

سری زمانی فصلی و سالانه: بررسی های فصلی و سالانه نشان داد که در سری های زمانی سالانه و فصلی روندهای مشخص شده با دو آزمون، مشابه یکدیگر بوده که این روندها افزایشی و یا کاهشی بوده اند (جدول ۵ و ۶). در ایستگاه های بیرونی و اصفهان روند تبخیر و تعرق مرجع سالانه و در تمام فصول سال به استثنای فصل زمستان بصورت کاهشی بوده است. از بین ایستگاه های مورد مطالعه، ایستگاه های اهواز، بندر عباس، کاشان و سمنان در تحلیل های فصلی و سالانه از روند معنی داری برخوردار نبوده اند. در ایستگاه کرمان نیز از میزان تبخیر و تعرق مرجع در فصول تابستان و پاییز کاسته شده و در ایستگاه بوشهر در سری زمانی سالانه و فصول پاییز و زمستان، روند معنی دار کاهشی اتفاق افتاده است. همچنین ایستگاه شیراز از روند کاهشی تبخیر و تعرق مرجع در فصل پاییز برخوردار بوده است. تنها روندهای افزایشی در ایستگاه های مشهد و سبزوار

جدول ۵- مقادیر آماره من-کندال (Z_M) برای سری زمانی تبخیر و تعرق مرجع در مقایس های فصلی و سالانه

ایستگاه	زمستان (زانویه تا مارس)	بهار (آوریل تا ژوئن)	تابستان (ژوئیه تا سپتامبر)	پاییز (اکتبر تا دسامبر)	سالانه
اهواز	-۰/۱۶ ^b	-۰/۷۸ ^b	-۰/۸۱ ^b	-۰/۲۴ ^b	-۰/۷
بندر عباس	-۰/۹۱ ^b	-۰/۷۸ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۲۳ ^b	-۰/۲۴ ^b
بیرونی	-۱/۸۱ ^b	-۲/۲۱ ^a	-۳/۰۲ ^{ab}	-۳/۹۰ ^{ab}	-۳/۰
بوشهر	-۲/۱۷ ^a	-۰/۵۳ ^b	-۱/۸۱ ^b	-۳/۲۷ ^{ab}	-۲/۶۵ ^{ab}
اصفهان	-۱/۱۶ ^b	-۲/۵۰ ^a	-۴/۹۸ ^{ab}	-۲/۸۹ ^{ab}	-۳/۷۷ ^{ab}
کاشان	-۰/۲۲ ^b	-۰/۰۹ ^b	-۰/۳۰ ^b	-۰/۶۹ ^b	-۰/۸
کرمان	-۰/۰۸ ^b	-۱/۷۱ ^b	-۳/۰۲ ^{ab}	-۲/۳۸ ^{ab}	-۱/۹۰ ^b
مشهد	۱/۹۱ ^b	۱/۸۰ ^b	۲/۲۸ ^{ab}	۲/۱۷ ^{ab}	۲/۴۴ ^{ab}
سبزوار	۰/۵۷ ^b	۱/۰۰ ^b	۱/۴۴ ^b	-۰/۵۹ ^b	۰/۸۰ ^{ab}
سمنان	۱/۰۲ ^b	۱/۳۷ ^b	۱/۵۷ ^b	-۰/۰۲ ^b	۱/۴۵ ^b
شیراز	-۰/۰۲۸	-۰/۱۲ ^b	-۱/۷۶ ^b	-۲/۴۵ ^{ab}	-۱/۱۸ ^b

معنی داری روند با سطح معنی داری 95 درصد و b سری زمانی بعد از استفاده از روش TFPW

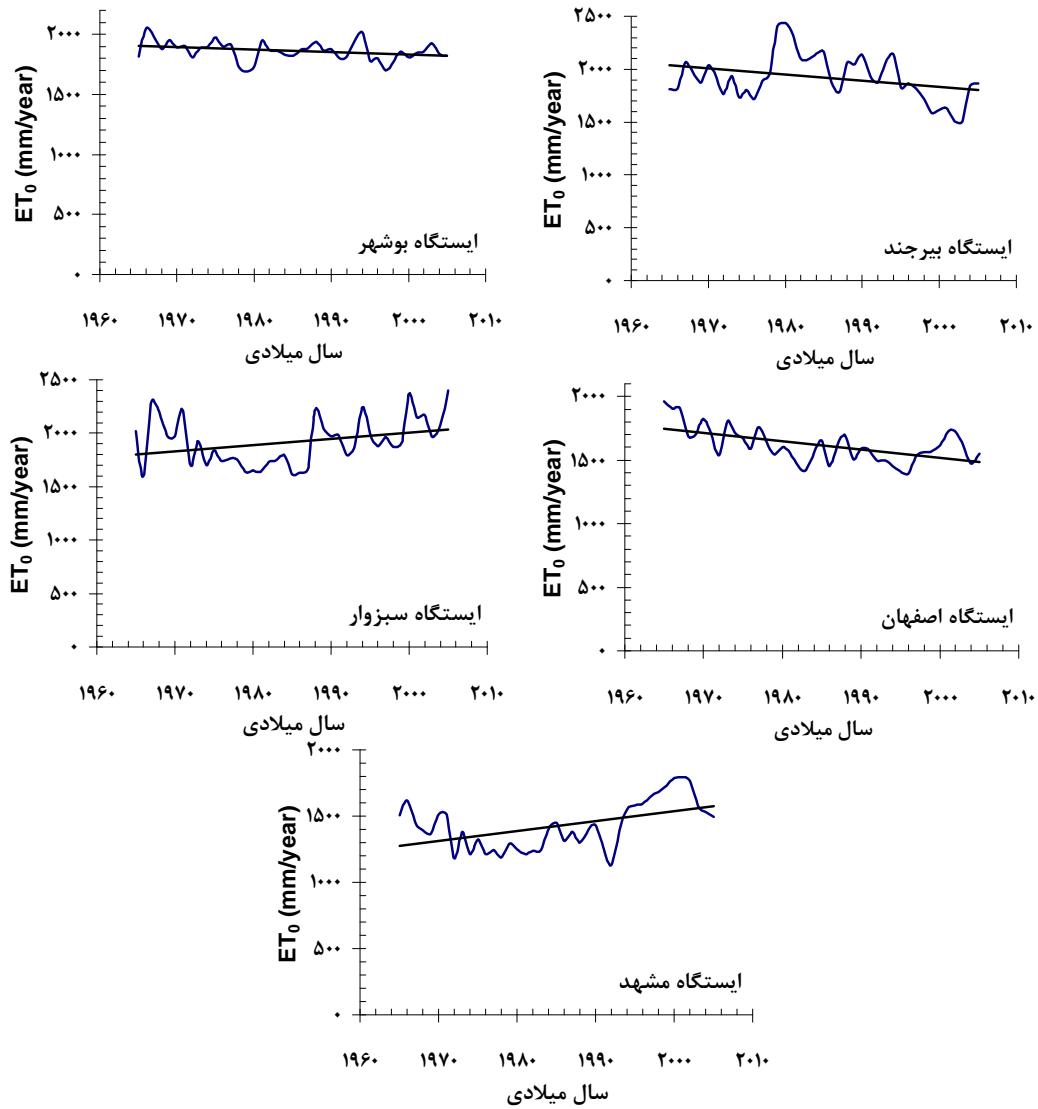
جدول ۶- مقادیر آماره اسپیرمن (Z_S) برای سری زمانی تبخیر و تعرق مرجع فصلی و سالانه

ایستگاه	زمستان (زانویه تا مارس)	بهار (آوریل تا ژوئن)	تابستان (ژوئیه تا سپتامبر)	پاییز (اکتبر تا دسامبر)	سالانه
اهواز	-۰/۲۳ ^b	-۰/۵۷ ^b	-۰/۹۵ ^b	-۰/۰۷ ^b	-۰/۷۸ ^b
بندر عباس	-۱/۱۴ ^b	-۰/۷۱ ^b	-۰/۱۰ ^b	-۰/۰۸ ^b	-۰/۳۴ ^b
بیرونی	-۱/۷۶	-۲/۲۴ ^a	-۳/۰۲ ^a	-۴/۶۴ ^a	-۳/۳۲ ^a
بوشهر	-۲/۴۳ ^a	-۰/۵۵ ^b	-۱/۸۵ ^b	-۳/۷۷ ^{ab}	-۲/۸۱ ^{ab}
اصفهان	-۱/۱۸ ^b	-۲/۷۶ ^{ab}	-۶/۵۸ ^{ab}	-۳/۱۱ ^{ab}	-۴/۳۵ ^{ab}
کاشان	-۰/۰۳۴ ^b	-۰/۰۱۴ ^b	-۰/۱۰ ^b	-۰/۶۳ ^b	-۰/۱۶ ^b
کرمان	-۰/۰۵ ^b	-۱/۷۳ ^b	-۳/۲۹ ^{ab}	-۲/۴۵ ^{ab}	-۱/۹۵ ^b
مشهد	۱/۶۷ ^b	۱/۵۸ ^b	۲/۳۹ ^{ab}	۲/۳۰ ^{ab}	۲/۷۷ ^{ab}
سبزوار	۰/۳۳ ^b	۰/۷۷ ^b	۱/۲۴ ^b	-۰/۰۵ ^b	۱/۹۸ ^b
سمنان	۰/۰۹ ^b	۰/۲۱ ^b	۱/۳۵ ^b	-۰/۱۱ ^b	۰/۴۴ ^b
شیراز	-۰/۰۳	-۰/۲۰ ^b	-۱/۹۵ ^b	-۲/۴۸ ^{ab}	-۱/۱۵ ^b

معنی داری روند با سطح معنی داری 95 درصد و b سری زمانی بعد از استفاده از روش TFPW

همچنین روند کاهشی (در ایستگاه بیرونی، بوشهر و اصفهان) به دلیل روند کاهشی سرعت باد بوده است. همانطور که در جداول ۲، ۳، ۵ و ۶ ملاحظه می‌گردد، در بیشتر سری‌های زمانی مورد آزمون، همبستگی ترتیبی در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده که لزوم استفاده از روش TFPW در بررسی‌های روند در تحقیقات را مشخص می‌سازد.

از طرف دیگر ایستگاه اصفهان با شبکه کاهشی ۶/۳۸ میلیمتر در سال روند نزولی داشته است (جدول ۷). میزان تغییرات تبخیر و تعرق مرجع سالانه در ایستگاه‌های دارای روند (معنی‌دار) برای کل دوره آماری، در شکل ۳ نشان داده شده است. با تحلیل روند پارامترهای موثر بر تبخیر و تعرق مشخص شد که دلایل اصلی روند افزایشی ET₀ سالانه (در ایستگاه مشهد و سبزوار) روند افزایشی دما و سرعت باد در ایستگاه مشهد و روند افزایشی دما در ایستگاه سبزوار بوده و



شکل ۳- تغییرات سالانه تبخیر و تعرق مرجع در ایستگاه‌های دارای روند معنی‌دار برای کل دوره آماری (۱۹۶۵-۲۰۰۵)

جدول ۷- میزان شبیه روندهای تبخیر و تعرق مرجع فصلی و سالانه در ایستگاه‌های مورد مطالعه

ایستگاه	زمستان*	بهار*	تابستان*	پاییز*	سالانه (mm.year ⁻¹)
اهواز	.۱۶	.۹۰	.۲۰	.۱۱	۳/۹۸
بندرعباس	.۵۴	.۵۱	.۱۹	.۵۵	-۰/۶۴
بیرون‌جند	.۷۳	.۲۷	.۶۶	.۲۰	-۵/۸۲
بوشهر	.۹۲	.۴۷	.۴۵	.۲۰	-۲/۰۷
اصفهان	.۴۲	.۶۹	.۶۵	.۸۱	-۶/۳۸
کاشان	.۰۱	.۱۵	.۳۷	.۰۹	-۰/۳۴
کرمان	.۱۸	.۴۹	.۸۳	.۲۰	-۴/۲۵
مشهد	.۱۸	.۹۲	.۹۰	.۳۳	۷/۵۰
سیزوار	.۷۶	.۴۸	.۰۳	.۴۸	.۰۶
سمنان	.۴۱	.۶۸	.۴۴	.۴۱	.۷۹
شیراز	.۰۸	.۲۶	.۸۱	.۱۹	-۱/۱۳

*: مقادیر روندهای فصلی بر حسب میلیمتر در سال مربوطه می‌باشد.

نتیجه‌گیری

در این تحقیق با استفاده از آزمون‌های من-کندال و اسپیرمن روند تغییرات زمانی تبخیر و تعرق مرجع برای ۱۱ ایستگاه سینوپتیک کشور که دارای اقلیم خشک بودن، مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج نشان داد که رفتار روند در هر شهری متفاوت می‌باشد، بطوری که برای تبخیر و تعرق مرجع در مقیاس ماهانه در بعضی از ایستگاه‌های منطقه مورد مطالعه، روندهای افزایشی و در برخی ایستگاه‌ها روند کاهشی وجود داشته است. نتایج حاکی از این واقعیت است که نوع روند، درصد معنی‌داری یا عدم معنی‌داری و شبیه روندهای استخراج شده به مقیاس زمانی مورد مطالعه بستگی دارد. در مقیاس سالیانه، در ایستگاه‌های بیرون‌جند، بوشهر، اصفهان، مشهد و سیزوار در سطح معنی-داری ۹۵ درصد، تبخیر و تعرق مرجع سالانه معنی‌دار بوده است. در ۲۵ مقیاس فصلی، حدوداً ۵ درصد از ایستگاه‌ها دارای روند صعودی، ۲۵ درصد روند نزولی و ۷۰ درصد آن فاقد روند بوده‌اند. نتایج بدست آمده از بکارگیری دو آزمون، حاکی از تطابق عملکرد دو آزمون در تشخیص روند ET_0 بوده است. در مواردی که تشخیص معنی‌داری دو آزمون متفاوت بوده، مقادیر سطح احتمال پذیرش وجود روند از اختلاف کمی برخوردار بوده‌اند. با توجه به نتایج متفاوت نقطه‌ای که برای هر شهر بدست آمده است، استخراج یک روند مشخص در مقیاس منطقه ای برای تبخیر و تعرق مرجع امکان پذیر نمی‌باشد. با توجه به حساسیت روند‌های بدست آمده به مقیاس زمانی مورد بررسی و شرایط اقلیمی منطقه مورد مطالعه، تحلیل دقیق روند فرآیند‌های غیرخطی و پیچیده‌ای نظری پدیده تبخیر و تعرق به مطالعات جامع تری در آینده نیازمند است.

در بررسی اثرات تغییر اقلیم در کشور هند، روند کاهشی تبخیر و تعرق تایید شده (۶) و در حوضه چانگ جیانگ در کشور چین نیز تبخیر و تعرق گیاه مرجع از روند کاهشی برخوردار بوده است (۳۵). از طرف دیگر در مناطق کم ارتفاع مرکز اروپا روند افزایشی تبخیر و تعرق پتانسیل گزارش گردیده است (۴۱) و همچنین تبخیر و تعرق مرجع سالانه در شمال شرق چین، روند افزایشی از خود داشته است (۱۳). در تمامی این تحقیقات غالبیت روند معنی‌دار، ذکر شده و در ایستگاه‌های مورد مطالعه آنها هم روند افزایش و هم روند کاهشی وجود داشته است. در تحقیقات داخل کشور نیز (۱۳، ۳۰ و ۳۵) نتایجی مشابه این تحقیق که حاکی از روندهای متفاوت افزایشی و کاهشی ET_0 بدست آمده است، گزارش شده است. ضمناً در مطالعات انجام شده در خارج از کشور مانند کشور چین (۱۳ و ۳۵) روندهای متفاوتی در هر یک از ایستگاه‌ها بدست آمده است که خود نیز تاییدی بر نتایج بدست آمده در تحقیق حاضر می‌باشد.

مقایسه آزمون‌های من-کندال و اسپیرمن در تشخیص وجود روندها: نتایج بدست آمده از بکارگیری دو آزمون، نشان می‌دهد که مقادیر توان آزمون‌های من-کندال و اسپیرمن (نسبت تعداد موارد معنی‌دار به تعداد کل موارد مورد آزمون)، در بررسی روند تبخیر و تعرق مرجع به ترتیب ۲۵/۶۶ و ۲۵/۱۳ درصد بوده‌اند. همچنین حدوداً ۹۴ درصد موارد نتایج آزمون‌ها یکسان بوده است. بنابراین در بیشتر موارد دو آزمون برای بررسی روند در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد عملکرد یکسانی داشته‌اند. در مواردی که تشخیص معنی‌داری دو آزمون متفاوت بوده، مقادیر سطح احتمال پذیرش وجود روند از اختلاف کمی دارا بوده‌اند. این نتایج مشابه تحقیق یو و همکاران (۳۸) می‌باشد که در آن بر عملکرد مشابه دو آزمون در بررسی روند، تأکید شده است.

منابع

- ۱- بنایان م، محمدیان آ و علیزاده ا. ۱۳۸۹. بررسی نوسان پذیری اقلیمی در شمال شرق ایران. جلد ۲۴ . شماره ۱. صفحات ۱۱۸-۱۳۱.
- ۲- شیر غلامی ه، و قهرمان ب. ۱۳۸۴. بررسی روند تغییرات دمای متوسط سالانه در ایران. مجله علمی-پژوهشی علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی. سال نهم. شماره اول. صفحات ۹-۲۳.
- ۳- گل کار حمزی بیزد ح، کاوه ف، قهرمان ب. و صدقی ح. ۱۳۸۶. بررسی روند تغییرات سری زمانی تبیخیر- تعرق ماهیانه گیاه مرجع با استفاده از روش پیشنهادی فانو پنمن- مانتیس. مجله علمی-پژوهشی دانشگاه آزاد اسلامی تهران (واحد علوم و تحقیقات). جلد ۱۳ . شماره ۲. صفحات ۴۱۷-۴۳۳.
- 4- Abdul Aziz O.I., and Burn D.H. 2006. Trends and variability in the hydrological regime of the Mackenzie River Basin, *Journal of Hydrology*, 319:282-294.
- 5- Allen R.G., Pereira L.S., Raes D., and Smith M. 1998. Crop Evapotranspiration: Guidelines for Computing Crop Water Requirements. FAO Irrigation and Drainage Paper No. 56, FAO, Rome, Italy, 300 p.
- 6- 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.
- 7- Birsan M.V., Molnar P., Burlando P., and Pfandl M. 2005. Streamflow trends in Switzerland. *Journal of Hydrology*, 314:312-329.
- 8- Burn D.H., and Hesch N.M. 2007. Trends in evaporation for the Canadian Prairies, *Journal of Hydrology*, 336:61-73.
- 9- Burn D.H., Cunderlik D.H., and Pietroniro A. 2004. Hydrological trends and variability in the Liard River Basin, *Hydrological Sciences*, 49(1):53-67.
- 10- Chen H., Guo S., Xu C.Y., and Singh V.P. 2007. Historical temporal trends of hydro-climatic variables and runoff response to climate variability and their relevance in water resource management in the Hanjiang basin, *Journal of Hydrology*, 344:171-184.
- 11- Chen S., Liu Y., and Axel T. 2006. Climatic change on the Tibetan plateau: potential evapotranspiration trends from 1961-2000, *Climatic Change*, 76:291-319.
- 12- Daniel W.W. 1978. *Applied Nonparametric Statistics*, Boston, USA.
- 13- Dongsheng Z., Zheng D., Shaohong W., and Zhengfang W. 2007. Climate changes in northeastern China during last four decades, *Chinese Geographical Sciences*, 17:317-324.
- 14- Gadgil A., and Dhorde A. 2005. Temperature trends in twentieth century at Puna, India. *Atmospheric Envi*, 39:6550-6556.
- 15- Garbrecht J., Van Liew M., and et al. 2004. Trends in precipitation, streamflow, and evapotranspiration in the Great Plains of the United States, *Journal of Hydrological Engineering*, 9 (5):360-367.
- 16- Gellens D. 2000. Trend and Correlation Analysis of k-Day Extreme Precipitation over Belgium. *Theoretical and Applied Climatology*, 66:117-129.
- 17- Hamed K.H., and Rao A.R. 1998. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data, *Journal of Hydrol*, 204, 182-196.
- 18- Hisdal H, Stahl K, Tallaksen L.M, and Demuth S. 2001. Have streamflow droughts in Europe become more severe or frequent, *Int. J. Climatol*, 21:317-333.
- 19- Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). 2001. In: Houghton, J.T. et al. (Eds.), *The Third Assessment Report of Working Group I of the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC)*, Cambridge Univ. Press, New York. 881 pp.
- 20- Kahya E., and Kalayci S. 2004. Trend analysis of streamflow in Turkey, *Journal of Hydrol*, 289:128-144.
- 21- Kendall M.G. 1975. *Rank Correlation Methods*. Griffin, London, UK.
- 22- Kulkarni A, and Von Storch H. 1995. Monte Carlo experiments on the effect of serial correlation on the Mann-Kendall test of trend. *Meteorologische Zeitschrift*, 4(2): 82-85.
- 23- Kumar S., Merwade V., Kam J., and Thurner K. 2009. Streamflow trends in Indiana: Effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains. *Journal of Hydrol*, 374:171-183.
- 24- Leclerc M., and Ouarda T.B.M.J. 2007. Non-stationary regional flood frequency analysis at ungauged sites, *Journal of Hydrol*, 343:254-265.
- 25- Li, Z.L, Xu, Z.X., Li, J.Y and Li, Z.J. 2008. Shift trend and step changes for runoff time series in the Shiyang River basin, northwest China. *Hydrological Processes* 22: 4639-4646.
- 26- Liu Q., Yang Z., and Cui B. 2008. Spatial and temporal variability of annual precipitation during 1961–2006 in Yellow River Basin China, *Journal of Hydrol*, 361:330-338.
- 27- Mann H.B. 1945. Nonparametric tests against trend, *Econometrica*. 13:245-259.
- 28- Novotny E.V., and Stefan H.G. 2007. Stream flow in Minnesota: Indicator of climate change, *Journal of Hydrol*, 334:319-333.

- 29- Sen P.K. 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau, *Journal of the American Statistical Association*, 63:1379-1389.
- 30- Tabari H., Marofi S., Aeini A., Hosseinzadeh Talaee P., and Mohammadi K. 2011. Trend analysis of reference evapotranspiration in the western half of Iran, *Agr. Forest Meteorol.*, 151 (2): 128-136.
- 31- Theil H. 1950. A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis, I. *Nederlands Akad. Wetensch. Proc.* 53:386-392.
- 32- UNEP. United Nation Environmental Program. 1993. *World Atlas of Desertification*. United Nations Environment Programme (UNEP), London.
- 33- UNESCO. 1977. *World Map of Desertification*. United Nations Conference on Desertification, A/Conf. 74/2.
- 34- Von Storch H. 1995. Misuses of statistical analysis in climate research. In *Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques*, von Storch H, Navarra A (eds). Springer-Verlag: Berlin. 11-26.
- 35- Xu, C., Gong, L., Jiang, T., Chen, D. and Singh, V.P. 2006. Analysis of spatial distribution and temporal trend of reference evapotranspiration and pan evaporation in Changjiang (Yangtze River) catchment, *J. Hydrol.* 327: 81–93.
- 36- Xu J., Yang D., Yi Y., Lei Z., Chen J., and Yang W. 2008. Spatial and temporal variation of runoff in the Yangtze River basin during the past 40 years, *Journal of Quaternary Int.*, 186:32-42.
- 37- Yaning C., Changchun X., Xingming H., Weihong L., Yapeng C., Chenggang Z., and Zhaoxia Y. 2009. Fifty-year climate change and its effect on annual runoff in the Tarim River Basin, China. *Quaternary Int.* (in press)
- 38- Yue S., Pilon P., and Cavadias G. 2002a. Power of the Mann-Kendall and Spearman's tests for detecting monotonic trends in hydrological series, *Journal of hydrol.*, 259:254-271.
- 39- Yue S., Pilon P., Phinney B., and Cavadias G., 2002b. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series, *Hydrological Processes*, 16:1807-1829.
- 40- Yue S., Pilon P., and Phinney B. 2003. Canadian streamflow trend detection: impacts of serial and cross correlation, *Hydrol. Sci.*,48(1):51-63.
- 41- 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.
- 42- Zhang S., and Lu X.X. 2009. Hydrological responses to precipitation variation and diverse human activities in a mountainous tributary of the lower Xijiang, China. *Catena*, 77:130-142.



Trends Analysis of Reference Evapotranspiration Rates by Using the Mann-Kendall and Spearman Tests in Arid Regions of Iran

A.A. Sabziparvar^{1*}- M. Shadmani²

Received:28-8-2010

Accepted:14-6-2011

Abstract

In this research, temporal trends of reference evapotranspiration (ET_0) values were investigated in arid regions of Iran. For this purpose, the meteorological observations collected from 11 high quality meteorological sites for a 41-year period (1965-2005) were used and statistically significant ET_0 trends in the monthly, seasonal and annual time basis were detected by the non-parametric Mann-Kendall and Spearman tests at confidence level of 95 %. For eliminating the effect of serial correlation on test results, the Trend Free Pre-Whitening (TFPW) approach was applied. The results indicated that the ET_0 trends for some sites were increasing (positive) but for some sites showed decreasing (negative) trends. The most significant ET_0 trends on the monthly time scale occurred at Birjand but no significant trend was observed for Bandarabbas, Sabzevar and Semnan sites. On the annual time scale, Mashhad revealed the highest positive ET_0 trend (7.5 mm per year). On the contrary, Esfahan showed the highest decreasing (negative) ET_0 trend of about -6.38 mm per year. In general, the performances and capabilities of Mann-Kendall and Spearman tests were consistence at the verified confidence level.

Keywords: Trend, Reference evapotranspiration, Mann-Kendall test, Spearman test

1,2- Associate Professor and MSc Student, Department of Water Engineering, Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University, Hamedan
(*-Corresponding Author Email: swsabzi@basu.ac.ir)