

مقاله علمی-پژوهشی

تحلیل رفتار تغییرات توزیع تبخیر از تشت در ایستگاه هواشناسی خرم‌آباد

محمد ناظری تهرودی^{۱*}، علی حیدر نصرالهی^۲

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۳/۱۳ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۴/۲۶

چکیده

تبخیر به عنوان یکی از اجزای کلیدی چرخه هیدرولوژیک، نقش تعیین‌کننده‌ای در توازن آبی مناطق مختلف ایفا می‌کند. مطالعه تغییرات تبخیر از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا بر مدیریت منابع آب، کشاورزی و آبیاری تأثیر مستقیم دارد. در این مطالعه به تحلیل روند تغییرات تبخیر از تشت در مقیاس‌های مختلف از حیث تغییرات آماری پرداخته و رفتار این متغیر را در دوره آماری ۱۴۰۲-۱۳۷۱ در ایستگاه خرم‌آباد بررسی کرده است. نتایج بررسی روند تغییرات زمانی نشان داد که تغییرات مقادیر تبخیر از تشت در اکثر ماه‌ها کاهشی و غیرمعنی‌دار بوده است. اما این تغییرات با توجه به آزمون پتیت دارای زمان تغییر روند معنی‌دار می‌باشد که بین سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۲ در مقیاس سالانه و ماهانه رخ داده است. شناسایی نقاط شکست در سری‌های زمانی تغییرات تبخیر از تشت، تحولات ساختاری در توزیع این متغیر را آشکار کرد. ایستایی در داده‌های روزانه تبخیر از تشت تایید و در مقیاس ماهانه و سالانه رد شد. نتایج بررسی توزیع‌های منتخب در قبل و بعد از زمان تغییر روند نشان داد که توزیع داده‌ها پس از نقطه شکست به سمت مدل‌های آماری با چولگی مثبت و دنباله سنگین مانند Gpareto تغییر یافت که احتمالاً ناشی از تأثیر تغییرات اقلیمی و افزایش مقادیر حدی تبخیر است. نتایج نشان داد که در تحلیل‌های آینده، توجه همزمان به روندهای خطی، نقاط شکست و تغییرات توزیع‌های آماری ضروری است. چنین تحلیلی می‌تواند به درک بهتر رفتار تبخیر در شرایط تغییر اقلیم و مدیریت بهینه منابع آب کمک کند.

واژه‌های کلیدی: ایستایی، پتیت، توزیع آماری، چولگی، نقطه شکست

مقدمه

رطوبت جو ممکن است منجر به کاهش تبخیر شود. این تغییرات پیامدهای گسترده‌ای بر منابع آب، کشاورزی و اکوسیستم‌ها دارد. تبخیر از تشت به‌عنوان شاخصی مهم برای سنجش تغییرات تبخیر در مقیاس محلی و جهانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. تحقیقات نشان می‌دهند که در بسیاری از مناطق خشک و نیمه‌خشک مانند ایران، تبخیر از تشت به دلیل افزایش دما و کاهش رطوبت نسبی، روندی افزایشی داشته است (Soroush et al., 2020; Lalehpour et al., 2023). در مقابل، در برخی مناطق مرطوب، کاهش سرعت باد و افزایش پوشش ابر ممکن است باعث کاهش تبخیر شده باشد (Roderick et al., 2007).

در ایران، مطالعات حاکی از آن است که تبخیر از تشت در دهه‌های اخیر در بیشتر ایستگاه‌های هواشناسی افزایش یافته که این امر با کاهش منابع آب سطحی و زیرزمینی همراه بوده است (Mohammadi et al., 2024). این روند نگران‌کننده، لزوم مدیریت بهینه منابع آب و تطابق با تغییرات اقلیمی را بیش از پیش آشکار می‌سازد. در دهه‌های اخیر، مطالعات گسترده‌ای در مورد روندهای تبخیر از تشت و ارتباط آن با گرمایش جهانی انجام شده است. مطالعات نشان می‌دهند که تبخیر از تشت در بسیاری از مناطق

تبخیر یکی از فرآیندهای کلیدی در چرخه هیدرولوژیک است که نقش مهمی در تغییرات اقلیمی ایفا می‌کند. این پدیده نه تنها بر توازن آب و انرژی در سطح زمین تأثیر می‌گذارد، بلکه شاخص حساس برای درک تأثیرات گرمایش جهانی محسوب می‌شود. با افزایش دمای کره زمین، نرخ تبخیر از سطوح آبی و خاکی نیز تغییر کرده است، که این امر منجر به تغییر در الگوهای بارش، خشکسالی‌ها و حتی تشدید پدیده‌های حدی آب و هوایی شده است (IPCC, 2021). تبخیر ارتباط تنگاتنگی با دما، رطوبت، سرعت باد و تابش خورشیدی دارد. مطالعات نشان داده‌اند که افزایش دمای جهانی باعث تشدید تبخیر در بسیاری از مناطق شده است (Caloiero et al., 2019; Sherwood and Fu, 2014). با این حال، در برخی مناطق مرطوب، افزایش

۱- استادیار، گروه علوم و مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران

۲- دانشیار، گروه علوم و مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه لرستان، خرم‌آباد، ایران

(Email: nazeri.mh@lu.ac.ir)

*- نویسنده مسئول:

رویدادهای شدید آب‌وهوایی را نشان می‌دهد.

تحقیقات اخیر بر رابطه بین میانگین بارش فصلی و سالانه و تبخیر، به‌ویژه در ارتباط با دسترسی به آب تأکید کرده‌اند (Mastrorillo et al., 2024). روش‌های آماری ناپارامتری برای تحلیل رژیم‌های هیدروکلیماتیک به کار رفته‌اند و نشان داده‌اند که برخی مناطق با افزایش تغییرپذیری در الگوهای تبخیر و بارش مواجه هستند. این تغییرات می‌توانند تأثیر قابل توجهی بر اکوسیستم‌ها و تأمین آب داشته باشند و اهمیت درک این پویایی‌ها را برای مدیریت مؤثر منابع آب برجسته می‌کنند (Fischer et al., 2024). روندهای تبخیر-تعرق نیز نقش مهمی در بحث گسترده‌تر تأثیرات تغییرات آب‌وهوایی ایفا می‌کنند (Zhao et al., 2024). افزایش تبخیر-تعرق در خشکی، که تحت تأثیر عواملی مانند افزایش شاخص سطح برگ گیاهان قرار دارد، تعاملات پیچیده بین تغییرات آب‌وهوایی و فرآیندهای تبخیر را نشان می‌دهد.

ایران نیز به دلیل قرار گرفتن در کمربند خشک جهان، با افزایش تبخیر و کاهش منابع آب مواجه است. مطالعات متعددی روند صعودی تبخیر از تست را در این کشور تأیید کرده‌اند (Tabari and Marofi, 2011; Shiri and Kişi, 2011; Hooshmand et al., 2013; Shahidi et al., 2020; Dehghanipour et al., 2021; Lalehpour et al., 2023; Maleki et al., 2024; Ghasemi, and Esmailpour, 2025). بررسی تغییرات تبخیر از تست در مناطق خشک و نیمه خشک ایران نشان دادند که در بیشتر ایستگاه‌های هواشناسی ایران، تبخیر از تست افزایش یافته که این امر با کاهش بارندگی و افزایش دما مرتبط است. همچنین مطالعات نشان می‌دهند که تبخیر از تست یک شاخص حساس به تغییرات اقلیمی است و روند آن در مناطق مختلف جهان متفاوت است. در ایران، افزایش تبخیر از تست تهدیدی جدی برای منابع آب محسوب می‌شود و نیازمند مدیریت هوشمندانه آب و برنامه‌ریزی‌های اقلیمی است. برای درک بهتر این پدیده، تحقیقات آینده باید بر مدل‌سازی تأثیر تبخیر بر چرخه هیدرولوژیک و راهکارهای سازگاری با تغییرات اقلیمی تمرکز کنند.

در بررسی تغییرات اقلیمی یک منطقه، تبخیر از تست بعد از دما بیشترین تأثیر درازمدت را دارد، زیرا تبخیر ارتباط مستقیم با چرخه آب و انرژی در سیستم اقلیمی دارد و تغییرات آن می‌تواند بر رطوبت هوا، تشکیل ابر، بارش و حتی دمای منطقه تأثیر بگذارد. افزایش تبخیر به دلیل گرمایش جهانی می‌تواند منجر به خشکسالی‌های طولانی‌مدت، کاهش منابع آب و تغییر در الگوهای بارش شود. تبخیر همچنین بر خاک و کشاورزی تأثیر می‌گذارد و می‌تواند باعث تغییرات اکوسیستمی گسترده شود. در نتیجه، تبخیر به دلیل ارتباط عمیق با چرخه آب و انرژی، نقش کلیدی در تغییرات اقلیمی درازمدت ایفا می‌کند. لذا هدف این مطالعه بررسی تغییرات آماری مقادیر تبخیر از

خشک و نیمه خشک جهان روند افزایشی داشته است، در حالی که در برخی مناطق مرطوب، کاهش یافته است. رودریک و همکاران در مطالعه‌ای نشان دادند که کاهش سرعت باد و افزایش پوشش ابر در برخی مناطق مرطوب (مانند استرالیا و بخش‌هایی از آمریکای شمالی) منجر به کاهش تبخیر از تست شده است (Roderick et al., 2007). این در حالی است که در مناطق خشک، افزایش دما باعث تشدید تبخیر شده است. مک‌ویکار و همکاران در مطالعه‌ای در مقیاس جهانی نشان دادند که تغییرات تبخیر از تست تحت تأثیر ترکیبی از عوامل اقلیمی مانند تابش خورشیدی، رطوبت، دما و سرعت باد است (McVicar et al., 2012). در خصوص تأثیر سایر پدیده‌های اقلیمی بر پدیده تبخیر پژوهش‌ها نشان می‌دهند که پدیده ENSO تأثیر قابل توجهی بر ناهنجاری‌های آب‌وهوایی، به‌ویژه در منطقه هند-غرب اقیانوس آرام دارد و به‌صورت غیرمستقیم بر فرآیندهای تبخیر اثر می‌گذارد (Woolway et al., 2020). بررسی تعاملات اقیانوس-اتمسفر که این تغییرات را کنترل می‌کنند، ضروری است، زیرا تغییرات دمای سطح دریا نیز تأثیرات عمیقی بر نرخ تبخیر دارد. درک این پویایی‌ها برای ارزیابی نقش تبخیر در تغییرپذیری آب‌وهوایی حیاتی است. تقاضای تبخیر اتمسفری عامل مهم دیگری است که به‌صورت مستقیم با تغییرات تبخیر از تست مرتبط است. مطالعات نشان می‌دهند که تقاضای تبخیر اتمسفری نقش کلیدی در شرایط خشکسالی دارد و بر دسترسی به آب و بهره‌وری کشاورزی تأثیر می‌گذارد (Miralles et al., 2014). با تشدید خشکسالی‌ها، درک رابطه بین تقاضای تبخیر اتمسفری و تبخیر برای مدیریت مؤثر آب و شیوه‌های کشاورزی ضروری است. کوانگ و ژائو در مطالعه خود بیان کردند که تأثیرات تغییرات اقلیمی بر آب‌وهوای منطقه‌ای، به‌ویژه در مناطق حساس مانند فلات تبت، نیازمند مطالعات محلی در مورد تبخیر است (Kuang and Jiao, 2016). همچنین آنها بیان کردند از آنجا که مناطق مختلف واکنش‌های متفاوتی به تغییرات آب‌وهوایی نشان می‌دهند، تحقیقات محلی می‌توانند بینش‌هایی در مورد چگونگی تغییر پویایی تبخیر در پاسخ به شرایط متغیر آب‌وهوایی ارائه دهند.

یکی از مبانی تعامل بین تغییرات آب‌وهوایی و تبخیر، این مفهوم است که هوای گرم‌تر قادر به نگهداری رطوبت بیشتری است. این پدیده توسط مطالعات مختلفی تأیید شده است که نشان می‌دهند افزایش نرخ تبخیر می‌تواند منجر به وقوع بارش‌های شدیدتر شود، حتی اگر در برخی مناطق کاهش کلی بارندگی مشاهده شود (Hirsch et al., 2022). علاوه بر این، تأثیر رویدادهای آب‌وهوایی مهم، مانند فوران کوه پیناتوبو، اهمیت درک تبخیر در چارچوب تغییرپذیری آب‌وهوایی را برجسته کرده است (Zhang et al., 2023). این یافته‌ها لزوم انجام مطالعات جامع برای بررسی تغییرات تبخیر از تست و پیامدهای آن بر راهبردهای سازگاری با آب‌وهوا، به‌ویژه در مواجهه با

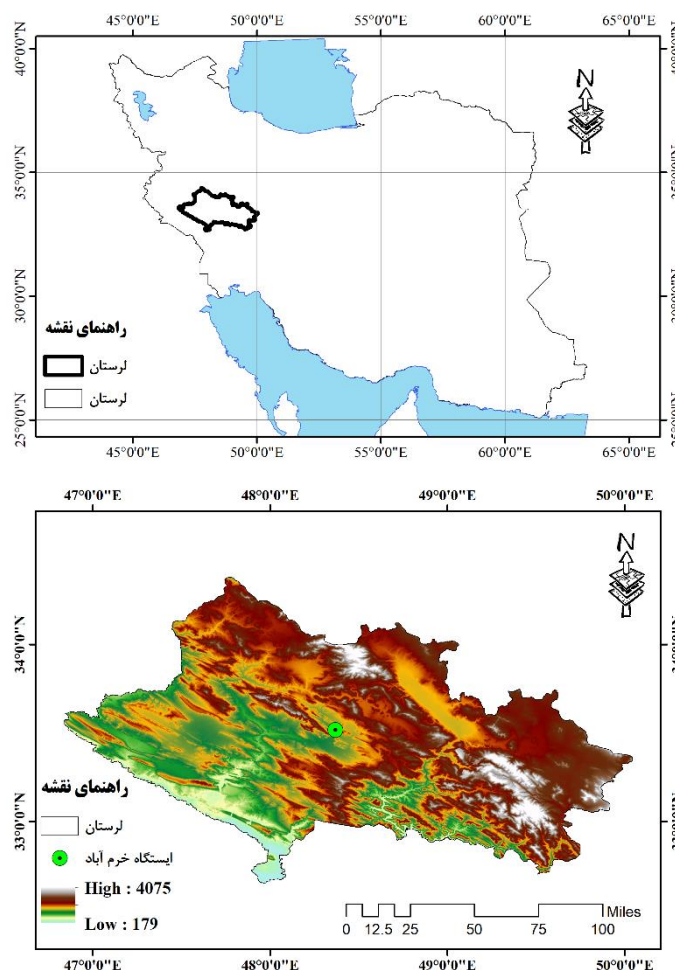
ارتفاع ۴۰۵۰ تا پست‌ترین نقطه در جنوب استان با ارتفاع ۵۰۰ متر متغیر می‌باشد. متوسط بارش دراز مدت لرستان ۴۹۸/۶ میلی‌متر و بیشترین مقدار ماهانه بارش در فروردین ماه با ۸۶/۴ میلی‌متر است. ۴۳ درصد بارش‌های استان در فصل زمستان، ۲۹/۵ درصد در فصل پائیز و ۲۷ درصد در فصل بهار اتفاق می‌افتد. متوسط دمای حداکثر و حداقل دراز مدت لرستان به ترتیب ۲۲/۶ و ۷/۷ درجه سانتی‌گراد است. گرم‌ترین و سردترین ماه‌های استان به ترتیب مردادماه و دی‌ماه به‌شمار می‌روند. براساس آمار موجود، متوسط دراز مدت رطوبت نسبی لرستان ۶۶/۲ درصد می‌باشد. از بین ماه‌های سال، بهمن‌ماه با ۶۶/۲ درصد مرطوب‌ترین و مردادماه با ۲۵/۱ درصد خشک‌ترین ماه سال محسوب می‌شوند (Nasrolahi et al., 2025). در این مطالعه از مقادیر تبخیر از تشت در مقیاس روزانه در دوره آماری ۱۴۰۲-۱۳۷۱ استفاده شده است.

تشت در ایستگاه خرم‌آباد از حیث آشکارسازی مقادیر روند، زمان تغییر روند و همچنین تغییرات توزیع این پارامتر در مقیاس روزانه می‌باشد. بررسی تغییرات روند درازمدت مقادیر تبخیر از تشت در مطالعات مختلف مورد بررسی قرار گرفته است، اما تغییرات فرم آن به دلیل تغییرات اقلیمی و تغییرات مقادیر حدی نیز از اهمیت بالایی در شناسایی الگوی تغییرات این پارامتر برخوردار می‌باشد.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

استان لرستان با مساحت ۲۸۰۶۴ کیلومتر در غرب ایران بین ۴۶ درجه و ۵۱ دقیقه تا ۵۰ درجه و ۳ دقیقه طول شرقی از نصف‌النهار گرینویچ و ۳۲ دقیقه و ۳۴ درجه و ۲۲ دقیقه عرض شمالی از خط استوا قرار گرفته است. ارتفاع آن از سطح دریا از مرتفع‌ترین نقطه با



شکل ۱- موقعیت ایستگاه خرم‌آباد در ایران و استان لرستان

آزمون روند

در این تحقیق روند تغییرات مقادیر تبخیر از تشت با استفاده از آزمون نا پارامتری من-کندال اصلاح شده مورد بررسی قرار می‌گیرد که در مطالعات مختلفی مورد بررسی قرار گرفته است (Mann, 1945; Kendall, 1963; Khalili et al., 2016; Khozaymehnezhad and Tahroudi, 2019; Ahmadi et al., 2018). در آزمون من-کندال اصلاح شده هر مقدار در سری زمانی به صورت پیوسته و پشت سرهم با بقیه مقادیر سری، مورد مقایسه قرار می‌گیرد. آماره S به صورت زیر در نظر گرفته شد:

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

که در آن x_j مقادیر داده‌های متوالی، n طول مجموعه داده‌ها و

$\text{sgn}(\theta)$ تابع علامت بوده که به صورت زیر تعریف گردید:

$$\text{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1 & \text{if } \theta > 0 \\ 0 & \text{if } \theta = 0 \\ -1 & \text{if } \theta < 0 \end{cases} \quad (2)$$

Mann (1945) و Kendall (1963) نشان دادند که وقتی

$n \geq 8$ باشد، آماره S تقریباً به طور نرمال توزیع شده و میانگین و

واریانس آن به صورت زیر می‌باشد:

$$E(S) = 0 \quad (3)$$

$$V(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^m t_i(t_i-1)(2t_i+5)}{18} \quad (4)$$

که در آن t_i تعداد داده‌های یکسان در دسته i ام و m برابر با

تعداد گروه‌های جفتی می‌باشند. آماره آزمون استاندارد شده Z به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{Var}(S)}} & S < 0 \end{cases} \quad (5)$$

یک شاخص بسیار مفید در آزمون من-کندال شیب خط روند یا

به اصطلاح شیب Sen می‌باشد که بزرگی روند یکنواخت را نشان می‌دهد (Tahroudi et al., 2019). مقدار شیب روند با استفاده از شیوه ارائه شده توسط Thiel (1950) و Sen (1968) با رابطه زیر برآورد شد:

$$\beta = \text{Median} \left(\frac{x_j - x_i}{j - i} \right) \quad \forall i < j \quad (6)$$

که در آن β برآوردگر شیب خط روند و x_i, x_j به ترتیب مقادیر مشاهداتی i ام و j ام می‌باشند. مقادیر مثبت β نشان دهنده روند

افزایشی و مقادیر منفی آن روند کاهشی را نشان می‌دهند. در این مطالعه از نسخه اصلاح شده آزمون من-کندال استفاده شده است که این روش توسط کومار و همکاران شرح داده شده است (Kumar et al., 2009). در این مطالعه جهت بررسی و شناسایی زمان تغییر روند در مقادیر تبخیر از تشت از آزمون پتیت استفاده شد (Pettit, 1979). آزمون پتیت بر اساس رتبه‌ها عمل می‌کند و به توزیع داده‌ها حساس نیست. این ویژگی آن را برای داده‌های غیرنرمال یا دارای چولگی مناسب می‌سازد. همچنین از آنجا که پتیت از رتبه‌ها استفاده می‌کند، نسبت به داده‌های پرت مقاوم‌تر است.

روش‌های ارزیابی توزیع‌های آماری

در این مطالعه توزیع‌های آماری مختلف و متناسب با داده‌های تبخیر از تشت مورد ارزیابی قرار گرفته و بر اساس آزمون‌های نکویی برازش AIC^1 و BIC^2 نوع برتر انتخاب می‌گردد. هرکدام از توزیع‌های آماری که کمترین مقدار آماره‌های AIC و BIC را کسب کند به عنوان توزیع برتر معرفی می‌شود.

$$AIC = 2k - 2\ln(\hat{L}) \quad (7)$$

$$BIC = k \ln(n) - 2\ln(\hat{L}) \quad (8)$$

در روابط فوق، k برابر با تعداد پارامتر مدل، n برابر با تعداد مشاهدات و \hat{L} برابر با حداکثر درستنمایی مدل می‌باشد (Akaike, 1978; Schwarz, 2003).

آزمون کلموگروف-اسمیرنوف دو نمونه‌ای

آزمون کلموگروف-اسمیرنوف دو نمونه‌ای (KS) یک آزمون ناپارامتری برای مقایسه توزیع دو نمونه مستقل است. این آزمون بررسی می‌کند که آیا دو مجموعه داده از یک توزیع آماری مشتق شده‌اند یا خیر. آماره آماره آزمون KS به صورت زیر می‌باشد:

$$D_{n,m} = \sup_x |F_{1,n}(x) - F_{2,m}(x)| \quad (9)$$

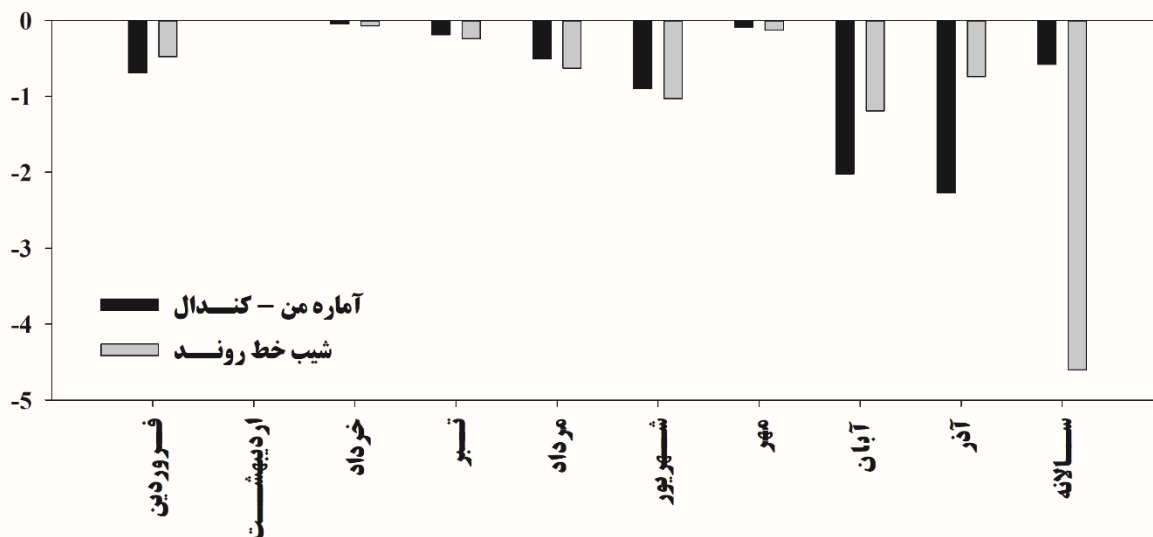
که n برابر با حجم نمونه اول با CDF تابع توزیع $F_{1,n}(x)$ ، m برابر با حجم نمونه دوم با CDF تابع توزیع $F_{1,m}(x)$ و \sup_x برابر با بزرگترین اختلاف مطلق بین دو CDF می‌باشد (Smirnov, 1948; Massey, 1951).

نتایج و بحث

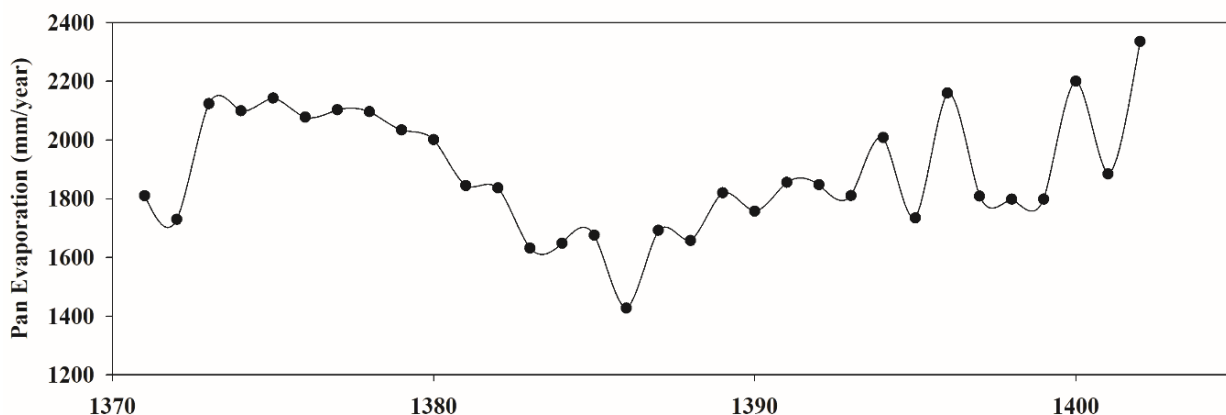
در این مطالعه تغییرات روند مقادیر تبخیر از تشت با استفاده از آزمون من-کندال اصلاح شده با حذف اثرات خودهمبستگی داده‌ها در مقیاس‌های زمانی ماهانه و سالانه مورد بررسی قرار گرفت. لازم به

نشان داد که در طی این دوره، حدود ۱۳۸ میلی‌متر به طور متوسط کاهش تبخیر در ایستگاه مورد مطالعه رخ داد است. اما با توجه به شکل ۳ که تغییرات درازمدت مقادیر تبخیر در ایستگاه مورد مطالعه را نشان می‌دهد، می‌توان مشاهده کرد که تغییرات این پارامتر در طی دوره آماری ثابت نبوده و از میانه دوره آماری، سیر تغییرات تغییر کرده است. نیاز است تغییرات مقادیر تبخیر در ایستگاه مورد مطالعه با در نظر گرفتن نقطه شکست نیز بررسی شود. لذا قبل از بررسی زمان تغییر روند، ایستایی مقادیر تبخیر از تشت در دوره آماری مورد مطالعه نیز در مقیاس سالانه و ماهانه و حتی روزانه مورد ارزیابی قرار گرفت. در این خصوص از آزمون ریشه واحد دیکی فولر استفاده شده و نتایج به صورت جدول ۱ ارائه گردید.

ذکر است که در مقیاس ماهانه، ماه‌های دی، بهمن و اسفند به دلیل صفر بودن مقادیر تبخیر در بیشتر روزها، در نظر گرفته نشد. نتایج بررسی روند تغییرات مقادیر تبخیر از تشت به همراه شیب خط روند به صورت شکل ۲ قابل مشاهده می‌باشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، روند تغییرات مقادیر تبخیر از تشت در همه ماه‌های مورد مطالعه و همچنین در مقیاس سالانه روندی کاهش دارد. در سطح اعتماد ۵ درصد تغییرات کاهشی مقادیر تبخیر از تشت در ماه‌های آبان و آذر معنی‌دار و در سایر ماه‌ها و همچنین در مقیاس سالانه غیرمعنی‌دار می‌باشد. تغییرات روند مقادیر تبخیر از تشت در ماه‌های دی، بهمن و اسفند نیز با وجود داده صفر زیاد، افزایشی برآورد گردید. با توجه به دوره آماری ۳۰ ساله مورد بررسی (۱۳۷۱-۱۴۰۲) نتایج بررسی‌ها



شکل ۲- نتایج بررسی روند تغییرات و شیب خط روند مقادیر تبخیر از تشت در ایستگاه خرم‌آباد



شکل ۳- تغییرات مقادیر تبخیر از تشت در ایستگاه خرم‌آباد در مقیاس سالانه در دوره آماری مورد مطالعه

جدول ۱- نتایج آزمون ریشه واحد دیکی-فولر در تحلیل ایستایی مقادیر تبخیر از تشت در ایستگاه خرم‌آباد

مقیاس	p-value	(D) Dickey-Fuller
روزانه	۰/۱۰	-۵/۶۴
فروردین	۰/۷۰۸۱	-۱/۶۵
اردیبهشت	۰/۹۲۸	-۰/۹۶
خرداد	۰/۶۷۵۵	-۱/۷۳
تیر	۰/۹۰۷۱	-۱/۱۰
مرداد	۰/۳۳۷۴	-۲/۶۱
شهریور	۰/۷۰۰۳	-۱/۶۷
مهر	۰/۹۵۳۴	-۰/۷۷
آبان	۰/۷۷۵	-۱/۴۷
آذر	۰/۲۷۸۱	-۲/۷۷
سالانه	۰/۹۱۴۲	-۱/۰۵۲

تغییرات مقادیر تبخیر از تشت در بین سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۲ دچار تغییرات معنی‌داری شده است. زمان تغییر روند مقادیر تبخیر از تشت را می‌توان بین سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۲ در ایستگاه خرم‌آباد تخمین زد.

نتایج بررسی تغییرپذیری توزیع آماری مقادیر تبخیر از تشت در ایستگاه مورد مطالعه

با توجه به تغییرات روند و زمان تغییر روند مقادیر تبخیر و تعرق در ایستگاه خرم‌آباد، تغییرات توزیع آماری این داده‌ها نیز در مقیاس سالانه و ماهانه برای دوره قبل از شکست معنی‌دار و دوره بعد از شکست معنی‌دار بررسی شد. در این خصوص از توزیع‌های مختلف استفاده شده و بر اساس معیارهای ارزیابی AIC و BIC برای هر مقیاس ۴ توزیع برتر انتخاب گردید. نتایج برآورد توزیع‌های آماری برای دو دوره آماری قبل و بعد از شکست معنی‌دار در جدول ۳ ارائه شده است.

نتایج بررسی نقطه شکست در مقادیر تبخیر از تشت در دوره آماری مورد مطالعه بر اساس آزمون پتیت نشان داد که قبل از شکست، توزیع غالب در بیشتر ماه‌ها (فروردین، اردیبهشت، خرداد، مرداد، شهریور و مهر) و همچنین مقیاس سالانه توزیع Weibull، Normal و Log-Normal با کمترین مقادیر AIC و BIC است که نشان‌دهنده برتری این توزیع‌ها در توصیف داده‌های تبخیر از تشت است. در تیر ماه توزیع Normal بهترین توزیع بوده و در ماه‌های آبان و آذر نیز توزیع Log-Normal و Gamma به عنوان توزیع برتر شناخته شده است.

در مقیاس روزانه با توجه به جدول ۱، از آنجا که p-value (۰/۰۱) کمتر از سطح معنی‌داری معمول (۰/۰۵) است، فرض صفر (وجود ریشه واحد، نا ایستا بودن) رد می‌شود و در نتیجه داده‌های تبخیر از تشت روزانه ایستا هستند. در مقیاس ماهانه (ماه‌های فروردین تا آذر ماه) تمام p-value‌ها برای داده‌های تبخیر از تشت بیشتر از ۰/۰۵ هستند (بین ۰/۶۷۵۵ تا ۰/۹۵۳۴). آماره آزمون دیکی-فولر نیز در تمام موارد از مقدار بحرانی (در سطح ۰/۰۵) کمتر است (مثلاً برای مرداد ماه ۲/۶۱- با p-value برابر با ۰/۳۳۷۴). در نتیجه فرض صفر (وجود ریشه واحد) پذیرفته می‌شود، یعنی داده‌های تبخیر از تشت ماهانه نا ایستا (non-stationary) هستند. این نتیجه برای تمام زیرمجموعه‌های ماهانه یکسان است.

در مقیاس سالانه نیز آماره آزمون ریشه واحد ۱/۰۵۲۲- و مقدار p-value برابر با ۰/۹۱۴۲ است که با توجه به p-value بسیار بالا (۰/۹۱۴۲ < ۰/۰۵)، فرض صفر پذیرفته می‌شود و در نتیجه: داده‌های تبخیر از تشت سالانه نیز نا ایستا هستند. به‌طور کلی نتایج نشان داد که تنها داده‌های روزانه ایستا بوده و داده‌های ماهانه و سالانه نا ایستا هستند و ممکن است نیاز به تبدیل (مثل تفاضل‌گیری یا لگاریتم) برای رسیدن به ایستا بودن داشته باشند.

نتایج بررسی زمان تغییر روند مقادیر تبخیر از تشت

با استفاده از آزمون پتیت زمان تغییر روند معنی‌دار در سری زمانی تبخیر از تشت در مقیاس ماهانه و سالانه مورد بررسی قرار گرفته و نتایج به صورت جدول ۲ ارائه شد. با توجه به جدول ۲ می‌توان مشاهده کرد که در مقیاس سالانه در سال ۱۳۸۰ تغییرات معنی‌داری در سری تبخیر از تشت اتفاق افتاده است. در مقیاس ماهانه نیز

جدول ۲- نتایج بررسی زمان تغییر روند مقادیر تبخیر از تشت در ایستگاه خرم‌آباد (شکست معنی‌دار) - مقادیر بولد شده: معنی‌دار در سطح ۵ درصد

مقیاس	سال تغییر روند	S	Z
فروردین	۱۳۸۰	-۰/۴۸	-۰/۶۹
اردیبهشت	۱۳۸۲	۰/۰۰	۰/۰۰
خرداد	۱۳۸۰	-۰/۰۷	-۰/۰۵
تیر	۱۳۸۲	-۰/۲۴	-۰/۱۹
مرداد	۱۳۸۲	-۰/۶۳	-۰/۵۱
شهریور	۱۳۷۹	-۱/۰۳	-۰/۹۰
مهر	۱۳۸۲	-۰/۱۳	-۰/۰۹
آبان	۱۳۸۲	-۱/۱۹	-۲/۰۲
آذر	۱۳۷۹	-۰/۷۴	-۲/۲۷
سالانه	۱۳۸۰	-۴/۶۰	-۰/۵۸

پارامترهای فیزیکی مثل کاهش رطوبت خاک یا افزایش دما نیز می‌تواند باعث تغییر در مکانیسم‌های تبخیر شود. هیستوگرام مقادیر تبخیر از تشت در دو بازه قبل و بعد از شکست در سری زمانی (آزمون پتیت) به صورت شکل‌های ۴ تا ۶ ارائه گردید. نمودارهای ارائه‌شده، چگالی توزیع مقادیر تبخیر را برای ماه‌های مختلف (M1, M2, ..., M9) قبل و بعد از نقطه شکست (Change Point) نشان می‌دهند. محور افقی مقادیر تبخیر (مثلاً بر حسب میلی‌متر در ماه) و محور عمودی چگالی احتمال را نمایش می‌دهد.

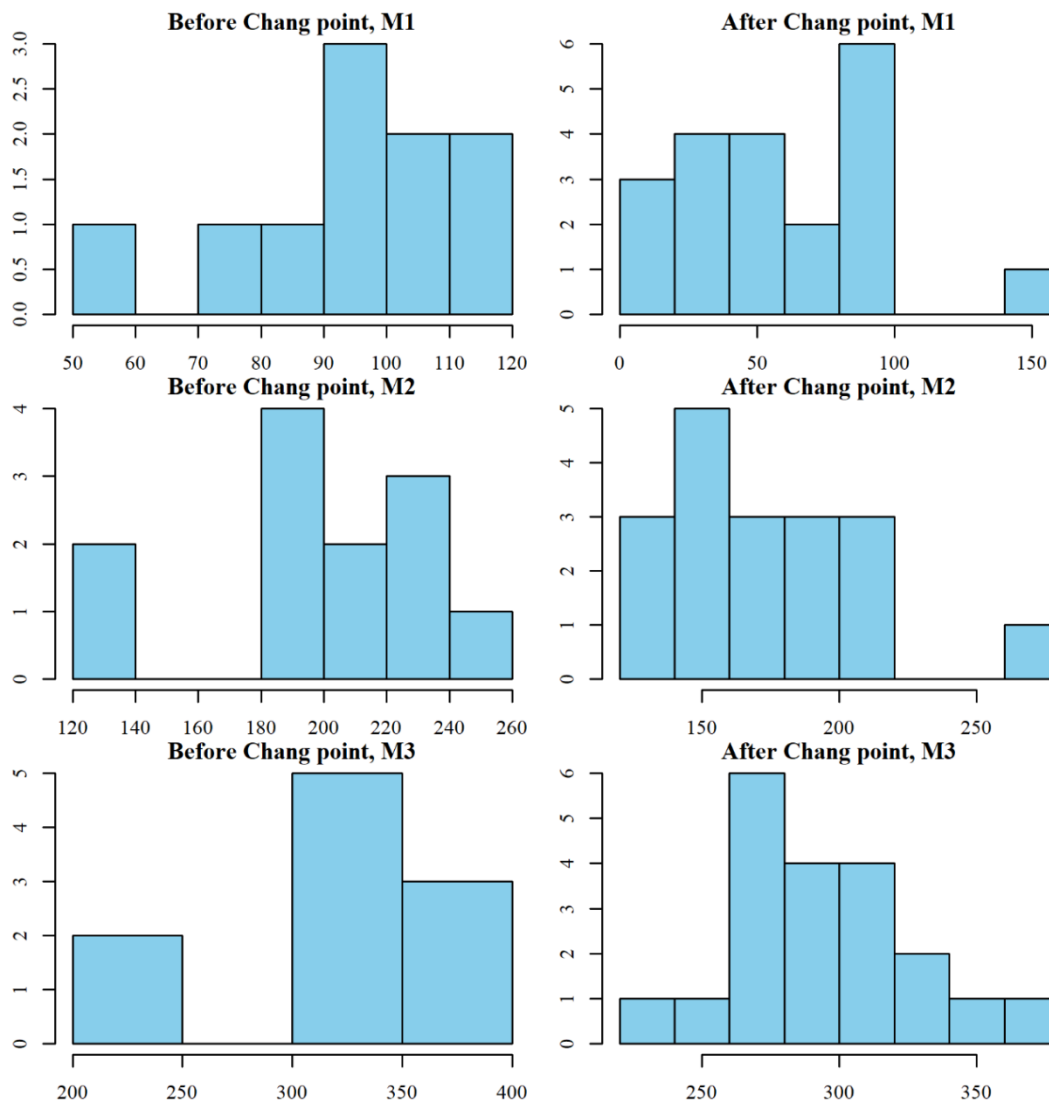
با توجه به شکل ۴، در فروردین ماه و در قبل از شکست معنی‌دار در سری زمانی تبخیر از تشت، توزیع مناسب Weibull معرفی شد که تغییرپذیری آن نسبتاً محدود و بدون دنباله سنگین است. اما بعد از نقطه شکست توزیع چولگی به راست می‌باشد (دم سنگین) که با توزیع Gamma یا Gpareto (مطابق جدول ۳) سازگار است. در اردیبهشت ماه قبل از شکست معنی‌دار در مقادیر تبخیر از تشت، چولگی مشاهده می‌شود (شکل ۴). بعد از شکست معنی‌دار در سری تبخیر از تشت، با افزایش میانگین و پراکندگی داده‌ها، با دنباله سنگین مواجه شده و توزیع Gpareto به عنوان توزیع برتر معرفی شد. محدوده تغییرات داده‌ها نیز قابل مشاهده می‌باشد. در خرداد ماه مطابق شکل ۴ با توجه به افزایش درجه حرارت، محدوده تغییرات مقادیر تبخیر از تشت قبل از شکست حدود ۱۵۰ تا ۳۵۰ میلی‌متر در ماه می‌باشد که با توجه به شکل ۴ دارای توزیع متقارن یا نیمه‌متقارن (Weibull/Normal) است.

توزیع Weibull به عنوان مدلی انعطاف‌پذیر برای داده‌های مثبت و نامتقارن، در بسیاری از موارد مناسب است. اما در دوره آماری بعد از شکست معنی‌دار در مقادیر تبخیر از تشت، تغییر آشکار را می‌توان در بیشتر ماه‌ها مشاهده کرد. توزیع‌های Generalized Pareto (Gpareto) و Gamma در اکثر ماه‌ها (فروردین تا شهریور و همچنین آبان ماه) و مقیاس سالانه بر اساس معیارهای AIC و BIC به عنوان توزیع برتر معرفی شدند. علت احتمالی می‌تواند تغییر در روند تبخیر (مثلاً افزایش تغییرپذیری یا وجود داده‌های حدی) باشد که باعث شده توزیع‌های با دم سنگین‌تر (مانند Gpareto) بهتر عمل کنند.

مطالعات مشابه نشان داده‌اند که تغییرات اقلیمی می‌توانند باعث تغییر در توزیع داده‌های تبخیر از تشت شوند. به طور مثال قربانی و همکاران گزارش کردند که توزیع Weibull برای داده‌های تبخیر از تشت در شرایط پایدار مناسب است، اما در دوره‌های با تغییرات شدید، توزیع‌های مانند Generalized Pareto بهتر عمل می‌کنند (Ghorbani et al., 2017). نتایج این مطالعه با پژوهش‌های طبری و معروفی نیز همخوانی دارد که نشان دادند توزیع تبخیر از تشت در ماه‌های گرم (مثل مهر و آبان) به سمت مدل‌های با احتمال بیشتر برای مقادیر بالا (مانند Gpareto) تغییر می‌کند (Tabari and Marofi, 2011). افزایش تغییرپذیری آب‌وهوایی از مهم‌ترین دلایل این تغییر می‌تواند باشد، پس از نقطه شکست، ممکن است وقوع رویدادهای حدی (مثل خشکسالی‌های شدید یا امواج گرما) افزایش یافته باشد، که توزیع‌های با دم سنگین را توجیه می‌کند. تغییر در

جدول ۳- نتایج بررسی توزیع آماری متناسب با داده‌های تبخیر از تشت در دو دوره آماری قبل و بعد از زمان تغییر روند

مقیاس	قبل از نقطه شکست			بعد از نقطه شکست		
	توزیع آماری	AIC	BIC	توزیع آماری	AIC	BIC
سالانه	Weibull	۱۲۶/۱۹	۱۲۶/۸۰	Gpareto	۲۴۶-۱۲	۲۴۸/۱۲
	Cauchy	۱۲۶/۴۸	۱۲۷/۰۲	Logistic	۲۶۵/۰۹	۲۶۷/۰۸
	Logistic	۱۲۹/۷۳	۱۳۰/۳۴	Cauchy	۲۶۵/۵۹	۲۶۷/۵۸
	Normal	۱۳۰/۱۸	۳۰/۷۸	log-Normal	۲۶۵/۸۶	۲۶۷/۸۵
فروردین	Weibull	۸۷/۹۹	۸۸/۶۰	Gamma	۱۶۹/۰۱	۱۷۱/۰۰
	Cauchy	۸۸/۲۴	۸۸/۸۴	Gpareto	۱۸۴/۸۴	۱۸۶/۸۳
	Logistic	۸۹/۵۱	۹۰/۱۲	exp	۲۰۳/۶۶	۲۰۴/۶۵
	Normal	۸۹/۷۴	۹۰/۳۵	Normal	۲۰۷/۴۴	۲۰۹/۴۴
اردیبهشت	Weibull	۶۹/۹۷	۷۰/۹۴	Gpareto	۱۶۵/۳۵	۱۵۸/۱۳
	Gpareto	۱۱۹/۷۸	۱۲۰/۷۵	log-Normal	۱۸۱/۴۵	۱۸۳/۲۳
	Normal	۱۲۱/۴۵	۱۲۲/۴۲	Gamma	۱۸۲/۰۴	۱۸۳/۸۲
	Logistic	۱۲۱/۵۰	۱۲۲/۴۷	log Pearson	۱۸۲/۰۴	۱۸۳/۸۲
خرداد	Weibull	۱۰۷/۷۷	۱۰۸/۳۷	Gpareto	۱۶۸/۳۴	۱۷۰/۳۴
	Normal	۱۰۸/۰۹	۱۰۸/۶۹	log-Normal	۱۹۸/۲۶	۲۰۰/۲۵
	Logistic	۱۰۸/۴۱	۱۰۹/۰۱	Gamma	۱۹۸/۵۰	۲۰۰/۵۰
	Gamma	۱۰۸/۴۶	۱۰۹/۰۹	log Pearson	۱۹۸/۵۰	۲۰۰/۲۰
تیر	Normal	۶۹/۰۹	۷۰/۰۶	Gpareto	۱۲۹/۰۹	۱۳۰/۸۸
	Gpareto	۱۰۷/۷۹	۱۰۸/۷۳	Weibull	۱۷۶/۷۷	۱۷۸/۵۵
	Gamma	۱۰۷/۸۵	۱۰۸/۸۲	Normal	۱۷۷/۳۶	۱۷۹/۱۴
	log Pearson	۱۰۷/۸۵	۱۰۸/۸۲	Gamma	۱۷۷/۶۹	۱۷۹/۴۷
مرداد	Normal	۱۰۶/۱۰۸	۱۰۶/۷۸	Gpareto	۱۷۶/۳۲	۱۷۸/۳۱
	Gamma	۱۰۶/۲۲	۱۰۶/۸۳	Cauchy	۱۸۸/۹۱	۱۹۰/۹۰
	log Pearson	۱۰۶/۲۲	۱۰۶/۸۳	Logistic	۱۹۰/۳۸	۱۹۲/۳۸
	log-Normal	۱۰۶/۲۸	۱۰۶/۸۸	Normal	۱۹۲/۲۶	۱۹۴/۲۵
شهریور	log-Normal	۹۱/۸۱	۹۲/۲۰	Gpareto	۱۴۹/۳۰	۱۵۱/۳۹
	Gamma	۹۱/۹۸	۹۲/۲۸	Weibull	۱۹۸/۳۷	۲۰۰/۴۶
	log Pearson	۹۱/۸۹	۹۲/۲۸	Logistic	۱۹۹/۱۵	۲۰۱/۲۴
	Normal	۹۲/۱۰	۹۲/۵۰	Normal	۱۹۹/۳۳	۲۰۱/۴۲
مهر	Normal	۱۲۸/۱۹	۱۲۸/۸۰	Gpareto	۱۶۱۴۹	۱۵۱/۵۲
	Gamma	۱۲۲/۱۲	۱۲۹/۲۹	log-Normal	۲۱۴/۹۸	۲۱۷/۳۴
	log Pearson	۱۳۱/۵۳	۱۳۲/۸۶	Gamma	۲۱۴/۹۸	۲۱۷/۳۴
	log-Normal	۱۳۲/۱۱	۱۳۲/۹۳	log Pearson	۲۱۵/۰۳	۲۱۷/۳۸
آبان	log-Normal	۷۰/۱۶	۷۱/۱۳	Gpareto	۱۱۶/۵۷	۱۱۸/۳۵
	Gamma	۱۱۲/۵۸	۱۱۳/۳۵	log-Normal	۱۷۰/۱۵	۱۷۱/۹۳
	Gpareto	۱۱۲/۸۱	۱۱۳/۷۸	Gamma	۱۷۱/۲۵	۱۷۳/۰۳
	log Pearson	۱۱۲/۸۱	۱۱۳/۷۸	log Pearson	۱۷۱/۲۵	۱۷۳/۰۳
آذر	log-Normal	۷۵/۰۱	۷۵/۴۰	Gamma	۱۴۰/۲۰	۱۴۲/۲۹
	Gamma	۷۵/۰۳	۷۵/۴۳	exp	۱۵۴/۴۷	۱۵۵/۵۱
	log Pearson	۷۵/۰۳	۷۵/۴۶	Cauchy	۱۶۷/۲۴	۱۶۹/۳۳
	Weibull	۷۵/۴۲	۷۵/۸۲	Logistic	۱۸۲/۰۲	۱۸۴/۱۱



شکل ۴- هیستوگرام مقادیر تبخیر از تشت برای ماه‌های فروردین (M1)، اردیبهشت (M2) و خرداد (M3) قبل و بعد از زمان تغییر روند

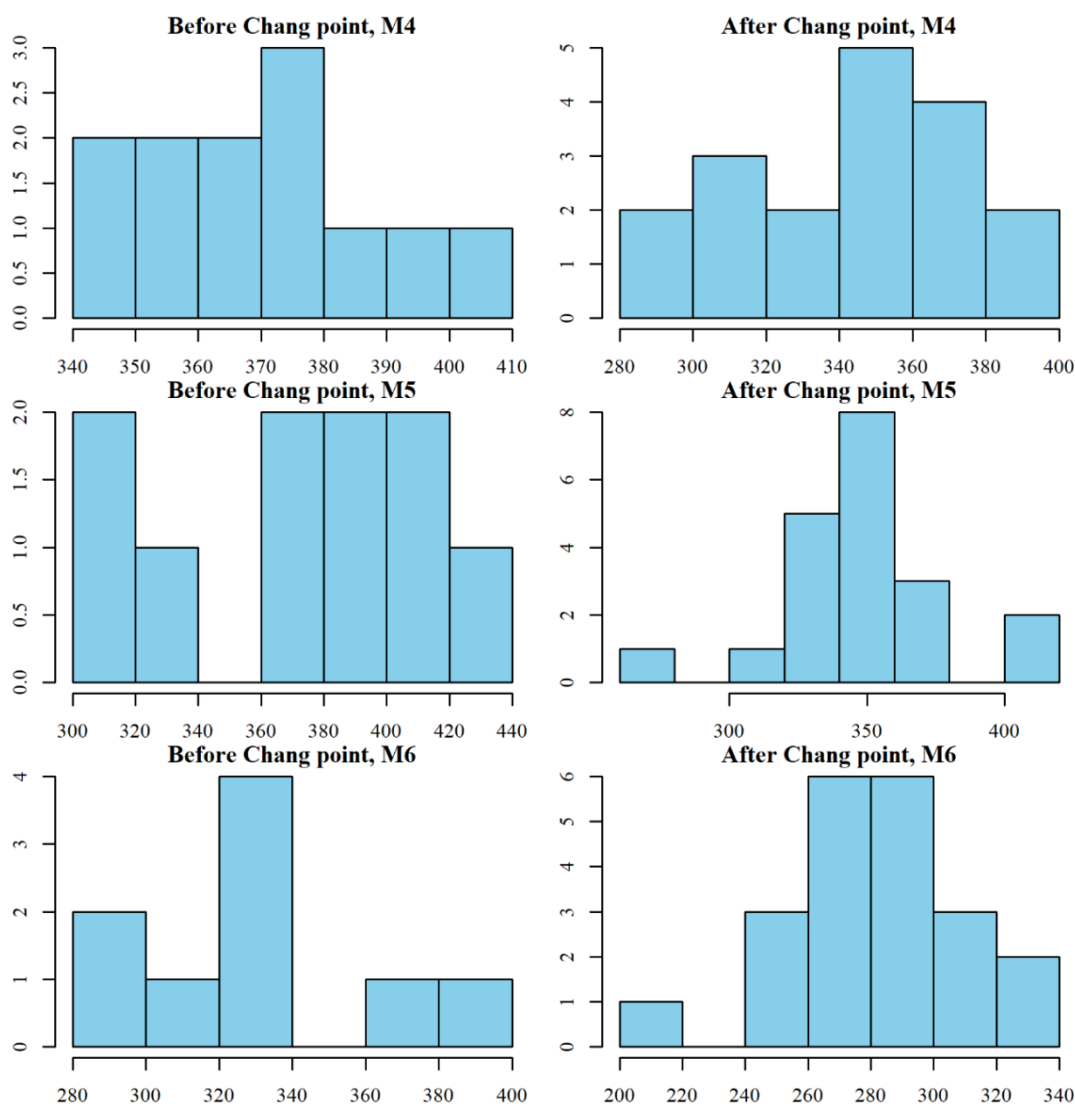
خشکسالی، توزیع تبخیر به سمت چولگی مثبت و مدل‌های مانند Gpareto تغییر می‌کند (Sánchez-Lorenzo et al., 2014). با توجه به شکل ۵، در تیر ماه قبل از شکست معنی‌دار در سری زمانی تبخیر از تشت، شکل توزیع به توزیع نرمال یا Gamma نزدیک است و پراکندگی داده‌ها نسبتاً متقارن با تمرکز حول مقادیر میانی (حدود ۳۷۰) است. اما بعد از شکست، افزایش جزئی در مقادیر حدی را می‌توان مشاهده کرد که سبب ایجاد چولگی به راست با دم سنگین‌تر نسبت به حالت قبل از شکست شده است، که با توزیع Gpareto (برتر در جدول ۳) سازگارتر است. افزایش مقادیر حدی در تبخیر از تشت ممکن است نشان‌دهنده تأثیر تغییرات اقلیمی باشد. در مرداد ماه قبل از نقطه شکست در سری تبخیر از تشت، محدوده تغییرات بین ۲۸۰ تا ۴۰۰ میلی‌متر بوده که این میزان بعد از شکست بین ۳۰۰ تا ۴۴۰ میلی‌متر متغیر است. قبل از شکست شکل توزیع

اما در خرداد ماه و پس از شکست معنی‌دار در سری تبخیر از تشت، محدوده تغییرات داده‌ها به ۲۰۰ تا ۴۰۰ میلی‌متر در ماه تغییر کرده است. این موضع سبب افزایش میانگین و گسترش دم سمت راست که با توزیع Gpareto سازگار است، شده است. با توجه به شکل ۴ نتایج نشان داده است که در ماه‌های فروردین، اردیبهشت و خرداد، تغییر شکل توزیع پس از نقطه شکست با برتری توزیع‌های دارای دم‌سنگین (Gpareto, Gamma) مواجه شده است. گوسیک و همکاران نیز در تحقیقات خود در کشور ترکیه گزارش کردند که پس از تغییرات اقلیمی، توزیع تبخیر به سمت مدل‌های با چولگی مثبت (مثل Gamma) تغییر می‌کند (Gocic et al., 2016). همچنین طبری و همکاران نشان دادند که در ماه‌های گرم، توزیع Gpareto بهتر از نرمال عمل می‌کند (Tabari and Marofi, 2011). سانچز-لورنزو و همکاران نیز در تحقیقات خود نشان دادند که در دوره‌های

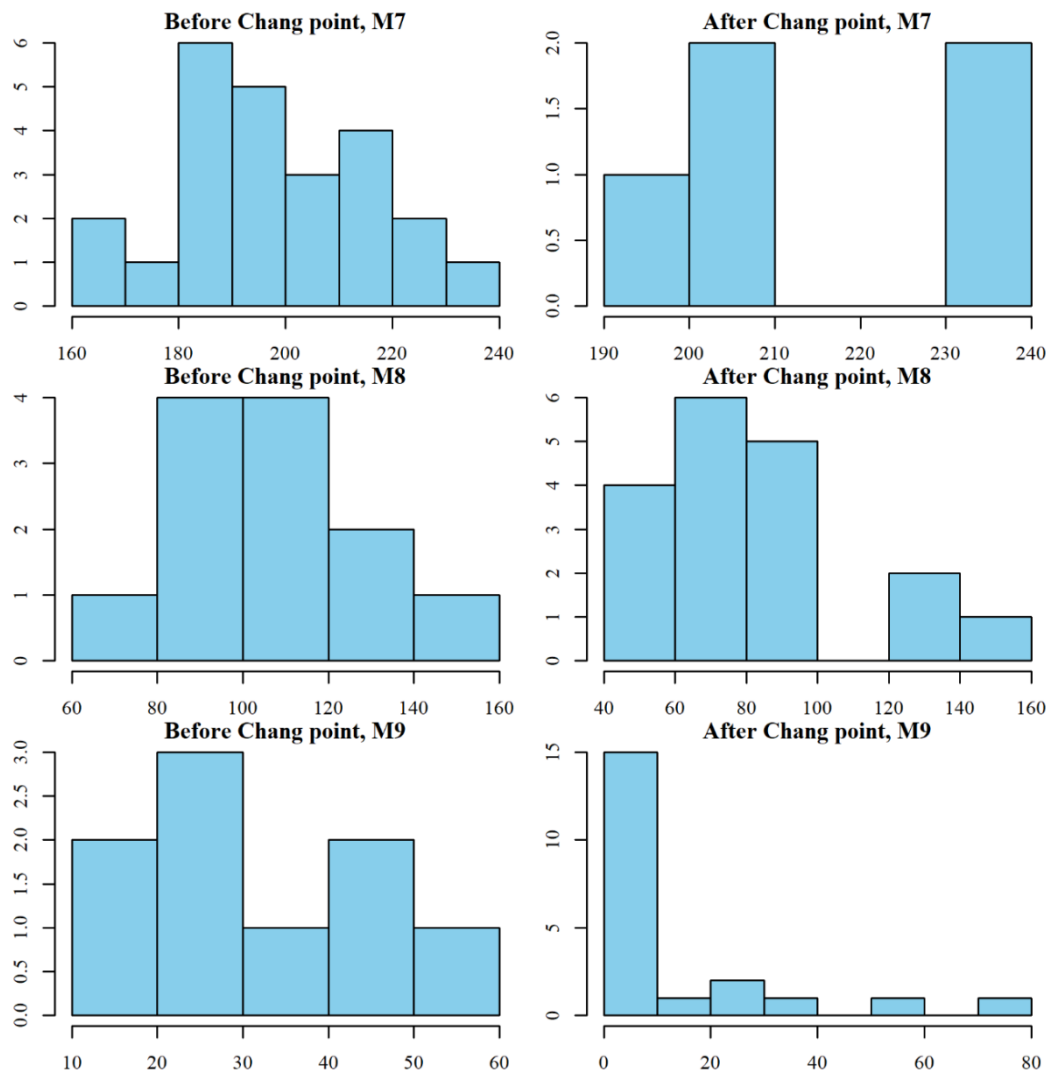
وانگ و همکاران در تحقیقات خود نشان دادند که در ماه‌های گرم، تخبیر تمایل به تمرکز حول مقادیر بالاتر با پراکندگی کمتر دارد (Wang et al., 2020). در آبان ماه مطابق شکل ۶، قبل از شکست معنی‌دار در سری تخبیر از تشت پیک اصلی حدود ۸۰-۱۰۰ و پیک ثانویه حدود ۱۴۰-۱۲۰ میلی‌متر می‌باشد که پراکندگی نسبتاً گسترده با دنباله در مقادیر بالاتر را نشان می‌دهد. بعد از شکست معنی‌دار در سری مورد مطالعه، محدوده داده‌ها گسترده‌تر شده است و تغییر در شکل توزیع به سمت چولگی بیشتر را نشان می‌دهد. این تحلیل نشان می‌دهد که نقطه شکست تأثیر معناداری بر رفتار تخبیر در آبان ماه داشته است.

مقارن یا نیمه‌مقارن می‌باشد که بعد از شکست با افزایش پراکندگی و چولگی به راست به سمت توزیع Gpareto تغییر می‌کند. در شهریور ماه نیز مطابق شکل ۵ می‌توان تغییر توزیع را به سمت Gpareto مشاهده کرد.

با توجه به شکل ۶، در مهر ماه و قبل از شکست در سری تخبیر از تشت در ایستگاه مورد مطالعه، محدوده تغییرات داده‌ها بین ۱۶۰ تا ۲۴۰ میلی‌متر متفاوت بود و شکل کلی بیانگر برتری توزیع نرمال یا Gamma می‌باشد. در مهر ماه پیک توزیع حدود ۲۱۰-۲۰۰ می‌باشد که بیشترین چگالی احتمال را دارد. بعد از نقطه شکست، تغییر محسوسی در محدوده داده‌ها رخ داده است (افزایش حداقل مقدار از ۱۶۰ به ۱۹۰) که تغییر توزیع را نتیجه شده است (توزیع Gpareto).



شکل ۵- هیستوگرام مقادیر تخبیر از تشت برای ماه‌های تیر (M4)، مرداد (M5) و شهریور (M6) قبل و بعد از زمان تغییر روند



شکل ۶- هیستوگرام مقادیر تبخیر از تشت برای ماه‌های مهر (M7)، آبان (M8) و آذر (M9) قبل و بعد از زمان تغییر روند (چپ: قبل از تغییر روند، راست: بعد از تغییر روند)

(KS)، توزیع آماری دو گروه مقایسه شده است. این آزمون بررسی می‌کند که آیا دو نمونه از یک توزیع آماری مشتق شده‌اند یا خیر. آماره D در جدول ۴ حداکثر فاصله‌ی بین توابع توزیع تجمعی (CDF) دو نمونه است. هرچه مقدار D بزرگ‌تر باشد، اختلاف بین دو توزیع نیز بیشتر است. همچنین مقادیر p-value اگر کمتر از سطح معناداری (معمولاً ۰/۰۵) باشد، نشان‌دهنده‌ی تفاوت معنادار بین دو توزیع است. مطابق جدول ۴، در مقیاس زمانی سالانه مقدار D بالا نشان‌دهنده‌ی اختلاف قابل توجه بین توزیع داده‌ها قبل و بعد از شکست است و با توجه به آماره p-value، تفاوت توزیع‌ها معنادار می‌باشد. می‌توان نتیجه گرفت که تغییرات تبخیر سالانه پس از شکست، از نظر آماری معنادار بوده و توزیع داده‌ها تغییر کرده است.

در آذر ماه با کاهش درجه حرارت هوا، قبل از شکست در مقادیر تبخیر از تشت، می‌توان مشاهده کرد که توزیع داده‌ها به صورت چوله به راست با دنباله قابل توجه می‌باشد (شکل ۶). بعد از رخ دادن نقطه شکست در سری مقادیر تبخیر از تشت، تغییر شکل محسوس توزیع را می‌توان مشاهده کرد.

با توجه به تغییرات شکل توزیع در قبل و بعد از شکست در سری‌های مورد مطالعه، جهت معنی‌دار بودن این تغییرات از آزمون کلموگروف-اسمیرنوف دو نمونه‌ای استفاده شد که نتایج آن به صورت جدول ۴ قابل مشاهده می‌باشد.

همان‌طور که ذکر شد، در این مطالعه، داده‌های تبخیر از تشت به دو بازه قبل از شکست معنی‌دار و بعد از شکست معنی‌دار تقسیم شده‌اند و سپس با استفاده از آزمون کلموگروف-اسمیرنوف دو نمونه‌ای

جدول ۴- نتایج آزمون دو نمونه‌ای کلموگروف-اسمیرنف در بررسی معنی‌داری تغییر توزیع آماری قبل و بعد از شکست معنی‌دار در سری تبخیر از تشت

آزمون دو نمونه‌ای کلموگروف-اسمیرنف		مقیاس
D	p-value	
۰/۶۰	۰/۰۱۲	فروردین
۰/۵۰	۰/۰۳۹	اردیبهشت
۰/۶۰	۰/۰۱۲	خرداد
۰/۵۰	۰/۰۳۹	تیر
۰/۵۵	۰/۰۲۷	مرداد
۰/۵۷	۰/۰۲۱	شهریور
۰/۵۰	۰/۱۸۳	مهر
۰/۵۰	۰/۰۴۲	آبان
۰/۷۶	۰/۰۰۰	آذر
۰/۶۵	۰/۰۰۵	سالانه

در مقیاس ماهانه نیز با توجه به جدول ۴ در تمام ماه‌ها به جز مهر ماه، p-value کمتر از ۰/۰۵ است، یعنی در اکثر ماه‌ها توزیع داده‌های تبخیر قبل و بعد از شکست متفاوت است. در این بین آذر ماه با توجه به آماره p-value بیشترین تغییرات را داشته و بیشترین اختلاف بین مقادیر CDF در توزیع‌های آماری در آذر ماه رخ داده است که نشان می‌دهد تغییرات تبخیر در آذر ماه پس از شکست بسیار چشمگیر بوده است. در این بین در مهر ماه، توزیع تبخیر قبل و بعد از شکست تفاوت آماری قابل توجهی ندارد. به طور کلی نتایج نشان داد که در سطح سالانه و اکثر ماه‌ها (به جز مهر ماه)، توزیع داده‌های تبخیر قبل و بعد از شکست، تفاوت معناداری داشته است. این نتایج نشان می‌دهد که شکست معنادار (مانند تغییر اقلیمی، تغییر در سیستم آب‌وهوایی، یا مداخلات انسانی) تأثیر واضحی بر الگوی تبخیر داشته است. این تحلیل نشان می‌دهد که تغییرات تبخیر پس از شکست، یک پدیده معمولی نبوده و در برخی ماه‌ها مشهودتر است که باید در مدیریت منابع آب و برنامه‌ریزی‌های محیطی در نظر گرفته شود.

نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر به بررسی روند تغییرات تبخیر از تشت در مقیاس‌های زمانی مختلف پرداخت و نشان داد که این پدیده تحت تأثیر تغییرات اقلیمی و ناپایداری‌های آماری قرار گرفته است. بر اساس آزمون من-کندال، تبخیر از تشت در اکثر ماه‌ها و همچنین در مقیاس سالانه روندی کاهشی داشته است، هرچند این کاهش تنها در ماه‌های آبان و آذر از نظر آماری معنادار بود. در مقابل، ماه‌های سرد سال (دی، بهمن و اسفند) با وجود مقادیر صفر فراوان، روند افزایشی نشان دادند. تحلیل ایستایی داده‌ها با آزمون دیکی-فولر آشکار ساخت که تنها داده‌های روزانه ایستا هستند، در حالی که داده‌های ماهانه و سالانه نایستا بوده و نیاز به تبدیل‌های آماری برای مدل‌سازی دارند.

همچنین، شناسایی نقاط شکست در سری‌های زمانی نشان داد که توزیع تبخیر از تشت قبل و بعد از این نقاط به‌طور چشمگیری تغییر می‌کند. به‌ویژه در ماه‌های گرم سال، توزیع داده‌ها پس از نقطه شکست به سمت مدل‌های با چولگی مثبت و دنباله سنگین (مانند Gamma و Gpareto) گرایش یافت که احتمالاً نشان‌دهنده تأثیرپذیری از تغییرات اقلیمی و افزایش وقوع مقادیر حدی است. این یافته‌ها با تحقیقات پیشین در سایر مناطق جهان همخوانی دارد که گزارش کرده‌اند تغییرات اقلیمی می‌تواند باعث تغییر شکل توزیع تبخیر به سمت چولگی مثبت و افزایش پراکندگی شود. بنابراین، برای تحلیل دقیق‌تر تبخیر از تشت، ضروری است نه تنها روندهای خطی، بلکه تغییرات ناگهانی در ساختار داده‌ها و توزیع‌های آماری آن‌ها نیز در نظر گرفته شود. این نتایج می‌تواند در مدیریت منابع آب و برنامه‌ریزی‌های بلندمدت در شرایط تغییر اقلیم مفید باشد. این نتایج نشان می‌دهد که شکست در روند تبخیر نه تنها بر میانگین، بلکه بر شکل توزیع آماری نیز تأثیر گذاشته است. این موضوع برای مدل‌سازی دقیق‌تر تبخیر در شرایط تغییر اقلیم حائز اهمیت است. از طرفی کاهش تبخیر در ماه‌های پاییز می‌تواند به برنامه‌ریزی برای ذخیره‌سازی آب در مخازن کمک کند، در حالی که افزایش تبخیر در ماه‌های سرد سال نیاز به بازنگری در الگوهای رهاسازی آب دارد. شناسایی نقاط شکست و تغییر توزیع تبخیر، هشداردهنده‌ی افزایش ریسک خشکسالی‌های ناگهانی یا تبخیر شدید است که باید در طراحی سیستم‌های آبیاری و سدها مورد توجه قرار گیرد. نتایج این مطالعه می‌تواند به عنوان مبنایی برای تدوین راهبردهای سازگاری با تغییر اقلیم در بخش‌های آب و کشاورزی مورد استفاده قرار گیرد، مثلاً از طریق توسعه بیمه‌های خشکسالی یا سرمایه‌گذاری در فناوری‌های کاهش تبخیر. همچنین ناپایداری سری‌های زمانی تبخیر تأکید می‌کند که مدل‌های سنتی پیش‌بینی ممکن است ناکارآمد باشند و

- Kendall, M. G. and Stuart, A. 1963. The advanced theory of statistics: in 3 volumes. C. Griffin.
- Khalili, K., Tahoudi, M. N., Mirabbasi, R. and Ahmadi, F. 2016. Investigation of spatial and temporal variability of precipitation in Iran over the last half century. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. 30(4): 1205-1221.
- Khozeymehnezhad, H. and Tahroudi, M. N. 2019. Annual and seasonal distribution pattern of rainfall in Iran and neighboring regions. 12(8): 271.
- Kuang, X. and Jiao, J. J. 2016. Review on climate change on the Tibetan Plateau during the last half century. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres*. 121(8): 3979-4007.
- 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 Hydrology*. 374(1-2): 171-183.
- Lalehpour, A., Khalili, K., Rezaie, H. and Nazeri Tahroudi, M. 2023. Investigating Changes in Pan Evaporation Values in Iran, Considering the Autocorrelation Effect. *Water Harvesting Research*. 6(2): 226-237.
- Li, J. and Wang, C. 2020. An evaporation correction approach and its characteristics. *Journal of Hydrometeorology*. 21(3): 519-532.
- Maleki, S., Mohajeri, S. H., Mehraein, M. and Sharafati, A. 2024. Lake evaporation in arid zones: Leveraging Landsat 8's water temperature retrieval and key meteorological drivers. *Journal of Environmental Management*. 355: 120450.
- Mann, H. B. 1945. Nonparametric tests against trend. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*. 245-259.
- Massey Jr, F.J. 1951. The Kolmogorov-Smirnov test for goodness of fit. *Journal of the American statistical Association*. 46(253): 68-78.
- McVicar, T. R., Roderick, M. L., Donohue, R. J., Li, L. T., Van Niel, T. G., Thomas, A., ... and Dinpashoh, Y. 2012. Global review and synthesis of trends in observed terrestrial near-surface wind speeds: Implications for evaporation. *Journal of Hydrology*. 416: 182-205.
- Miralles, D. G., Van Den Berg, M. J., Gash, J. H., Parinussa, R. M., De Jeu, R. A., Beck, H. E., ... and Johannes Dolman, A. 2014. El Niño–La Niña cycle and recent trends in continental evaporation. *Nature Climate Change*. 4(2): 122-126.
- Mohammadi, M., Salarijazi, M., Ghorbani, K. and Dehghani, A. A. 2024. Improvement of daily pan-evaporation calculation in arid and semi-arid regions by limited climatic data. *Journal of Water and Climate Change*. 15(2): 305-324.
- Nasrolahi, A., Nazeri Tahroudi, M. and Sabzevari, Y. 2025. Investigating the probabilistic behavior of reference evapotranspiration using Vine tree sequence. *Applied Water Science*. 15(5): 1-15.
- Pettit, A.N. 1979. A non-parametric approach to the change-point problem. *Applied statistics*. 28(2): 126-141.
- باید از روش‌های غیرخطی و مبتنی بر توزیع‌های جدید استفاده شود.
- ## تعارض منافع
- هیچگونه تعارض منافع توسط نویسندگان وجود ندارد.
- ## منابع
- Ahmadi, F., Nazeri Tahroudi, M., Mirabbasi, R., Khalili, K. and Jhajharia, D. 2018. Spatiotemporal trend and abrupt change analysis of temperature in Iran. *Meteorological Applications*. 25(2): 314-321.
- Akaike, H. 2003. A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*. 19(6): 716-723.
- Caloiero, T., Coscarelli, R., Gaudio, R. and Leonardo, G. P. 2019. Precipitation trend and concentration in the Sardinia region. *Theoretical and Applied Climatology*. 137: 297-307.
- Dehghanipour, M. H., Karami, H., Ghazvinian, H., Kalantari, Z. and Dehghanipour, A. H. 2021. Two comprehensive and practical methods for simulating pan evaporation under different climatic conditions in Iran. *Water*. 13(20): 2814.
- Fischer, S., Oesting, M. and Schnurr, A. 2024. Multivariate motion patterns and applications to rainfall radar data. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. 38(4): 1235-1249.
- Ghasemi, A. R. and Esmaeilpour, M. 2025. Spatio-temporal analysis of pan evaporation in Iran using quantile trend regression and Mann-Kendall methods. *Earth and Space Science*. 12(3): e2024EA003933.
- Ghorbani, M., Bagheri, S. F. and Alizadeh, M. 2017. A new family of distributions: The additive modified weibull odd log-logistic-g poisson family, properties and applications. *Annals of Data Science*. 4(2): 249-287.
- Gocic, M., Milanovic, M. and Trajkovic, S. 2016. Effect of solar radiation models on evapotranspiration estimation. *Facta Universitatis, Series: Architecture and Civil Engineering*. 247-255.
- Hamed, K. H. and Rao, A. R. 1998. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of Hydrology*. 204(1-4): 182-196.
- Hirsch, S. J., Winter, L., Grund, T. and Lampke, T. 2022. Heat treatment influencing porosity and tensile properties of field assisted sintered AlSi7Mg. *Materials*. 15(7): 2503.
- Hooshmand, A., Salarijazi, M., Bahrami, M., Zahiri, J. and Soleimani, S. 2013. Assessment of pan evaporation changes in South Western Iran. *African Journal of Agricultural Research*. 8(16): 1449-1456.
- IPCC. 2021. Climate change 2021: The physical science basis. Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press.

- Sorosh, F., Fathian, F., Khabisi, F. S. H. and Kahya, E. 2020. Trends in pan evaporation and climate variables in Iran. *Theoretical and Applied Climatology*. 142: 407-432.
- Tabari, H. and Marofi, S. 2011. Changes of pan evaporation in the west of Iran. *Water Resources Management* 25: 97-111.
- Tahroudi, M. N., Siuki, A. K. and Ramezani, Y. 2019b. Redesigning and monitoring groundwater quality and quantity networks by using the entropy theory. *Environmental monitoring and assessment*. 191(4): 250-261.
- Thiel, H. 1950. A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis, Part 3. In *Proceedings of koninalijke nederlandse akademie van weinenschatpen a*. 53: 1397-1412.
- Woolway, R. I., Kraemer, B. M., Lenters, J. D., Merchant, C. J., O'Reilly, C. M. and Sharma, S. 2020. Global lake responses to climate change. *Nature Reviews Earth & Environment*. 1(8): 388-403.
- Zamani, R., Mirabbasi, R., Nazeri, M., Meshram, S. G. and Ahmadi, F. 2018. Spatio-temporal analysis of daily, seasonal and annual precipitation concentration in Jharkhand State, India. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*. 32(4): 1085-1097.
- Zhang, J., Kinnison, D. E., Zhu, Y., Wang, X., Tilmes, S., Dubé, K. R. and Randel, W. J. 2023. Chemistry contribution to stratospheric ozone depletion after the unprecedented water rich Hunga Tonga eruption. *Authorea Preprints*.
- Zhao, H., Di, L., Guo, L., Zhang, C. and Lin, L. 2023. An automated data-driven irrigation scheduling approach using model simulated soil moisture and evapotranspiration. *Sustainability*. 15(17): 12908.
- 135.
- Roderick, M.L., Rotstayn, L.D., Farquhar, G.D. and Hobbins, M. T. 2007. On the attribution of changing pan evaporation. *Geophysical research letters*. 34(17): 21-38.
- Sabziparvar, A. A., Tabari, H., Aeini, A. and Ghafouri, M. 2010. Evaluation of class A pan coefficient models for estimation of reference crop evapotranspiration in cold semi-arid and warm arid climates. *Water resources management*. 24: 909-920.
- Sánchez-Lorenzo, A., Vicente-Serrano, S. M., Wild, M., Calbó, J., Azorin-Molina, C. and Peñuelas, J. 2014. Evaporation trends in Spain: a comparison of Class A pan and Piché atmometer measurements. *Climate Research*. 61(3): 277-288.
- Schwarz, G. 1978. Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*. 461-464.
- Sen, P.K. 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American statistical association*. 63(324): 1379-1389.
- Shahidi, A., Ramezani, Y., Nazeri-Tahroudi, M. and Mohammadi, S. 2020. Application of vector autoregressive models to estimate pan evaporation values at the Salt Lake Basin, Iran. *Időjárás*. 124 (4): 1-16.
- Sherwood, S. and Fu, Q. 2014. A drier future?. *Science*. 343(6172): 737-739.
- Shiri, J. and Kişi, Ö. 2011. Application of artificial intelligence to estimate daily pan evaporation using available and estimated climatic data in the Khozestan Province (South Western Iran). *Journal of irrigation and drainage engineering*. 137(7): 412-425.
- Smirnov, N. 1948. Table for estimating the goodness of fit of empirical distributions. *The annals of mathematical statistics*. 19(2): 279-281.

Analysis of the Behavior of Pan Evaporation Distribution Changes at Khorramabad Meteorological Station

M. Nazeri Tahroudi^{1*}, A.H. Nasrolahi²

Received: Jun.03, 2025

Accepted: Jul.17, 2025

Abstract

Evaporation plays a critical role in the water balance of different regions as a fundamental part of the hydrological cycle. Studying evaporation trends is of particular importance due to its direct impact on water resource management, agriculture, and irrigation. This study analyzes the trend of pan evaporation changes at different time scales from a statistical perspective, examining the behavior of this variable over the 1992–2023 period at the Khorramabad station. The results of the temporal trend analysis revealed that pan evaporation exhibited a decreasing (though statistically insignificant) trend in most months. However, based on the Pettitt test, a significant trend change point was identified, occurring between 2000 and 2003 at both annual and monthly scales. The detection of breakpoints in the time series of pan evaporation revealed structural shifts in the distribution of this variable. While stationarity was confirmed for daily pan evaporation data, it was rejected for monthly and annual scales. The analysis of selected distributions before and after the trend change point showed that post-breakpoint, the data distribution shifted toward heavy-tailed and positively skewed statistical models such as the Generalized Pareto (Gpareto), likely due to climatic changes and increased extreme evaporation values. The findings highlight the necessity of simultaneously considering linear trends, breakpoints, and changes in statistical distributions in future analyses. Such an approach can enhance our understanding of evaporation behavior under climate change and support optimal water resource management.

Keywords: Breakpoint Detection, Pettitt Test, Stationarity, Skewness, Statistical Distribution

1- Assistant Professor, Department of Water Engineering, Lorestan University, Khorramabad, Iran

2- Associate Professor, Department of Water Engineering, Lorestan University, Khorramabad, Iran

(*- Corresponding Author Email: nazeri.mh@lu.ac.ir)