

تحلیل فراوانی بیشینه بارش روزانه در شرایط ایستایی و نایستایی در حوزه آبریز اترک

مهدی تیموری^{۱*}، آیدینگ کرزادی^۲ و امید اسدی نلیوان^۳

چکیده

برآورد صحیح بارش طراحی، یکی از ملزومات ساخت سازه‌های هیدرولیکی است که توسط روش‌های مختلف تحلیل فراوانی انجام می‌شود. روش‌های کلاسیک برازش داده‌های مشاهداتی از فرض ثابت بودن پارامترهای توابع توزیع استفاده می‌کنند؛ در صورتی که مطالعات زیادی نایستایی داده‌ها در اثر عواملی مانند تغییر اقلیم را اثبات کرده‌اند؛ بنابراین هدف این پژوهش، به‌کارگیری پارامترهای نایستای توابع -در صورت لزوم- و مقایسه با پیش‌فرض ایستایی داده‌های بارش بیشینه روزانه حوزه آبریز اترک است. از آزمون من‌کندال و آزمون وایت برای بررسی نایستایی در میانگین و واریانس داده‌های سالانه استفاده شد. تابع توزیع حدی تعمیم‌یافته نیز بر سری زمانی داده‌ها برازش یافت. از بین ۲۴ ایستگاه دارای داده‌های طولانی دوره آماری، پنج ایستگاه دارای روند و شش ایستگاه دارای نایستایی واریانس تشخیص داده شد. معیارهای ارزیابی شامل آکائیکه، معیار اطلاعاتی بیزین، مجذور میانگین مربعات خطا و ضریب کارایی نش-ساتکلیف برای مقایسه برازش، تحت فرض ایستایی و نایستایی، برای تمام ایستگاه‌ها تعیین شد. نتایج نشان داد که در تمام ایستگاه‌های دارای نایستایی، لحاظ کردن شرایط مزبور در محاسبات تحلیلی، انتخاب مناسبی است. همچنین مقادیر حد پایینی (۵ درصد)، میانی (۵۰ درصد) و بالایی (۹۵ درصد) با دوره بازگشت ۱۰۰ ساله با هر دو فرض، مشخص و با روش کلاسیک بیشینه درست‌نمایی مقایسه شد. نتیجه به‌دست‌آمده بیانگر برآورد کم روش بیشینه درست‌نمایی در مقایسه با روش بیزین با استفاده از مونت کارلوی زنجیره مارکف در برآورد پارامترهاست. همچنین در بین معیارهای ارزیابی مورد استفاده، معیار آکائیکه نتایج بهتری ارائه کرد.

واژه‌های کلیدی: ایستایی، تابع توزیع حدی تعمیم‌یافته، دوره بازگشت، روند، واقعه حدی.

ارجاع: تیموری م. کرزادی آ. و اسدی نلیوان ا. ۱۴۰۲. تحلیل فراوانی بیشینه بارش روزانه در شرایط ایستایی و نایستایی در حوزه آبریز اترک. مجله پژوهش آب ایران. ۴۹: ۹۹-۹۹. <https://dx.doi.org/10.22034/IWRJ.2023.14101.2458>

۱- استادیار گروه مهندسی طبیعت، دانشکده کشاورزی شیروان، دانشگاه بجنورد.

۲- استادیار پژوهشی، بخش تحقیقات منابع طبیعی مرکز تحقیقات و آموزش کشاورزی و منابع طبیعی استان گلستان، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، گرگان، ایران.

۳- دانش‌آموخته دکتری علوم و مهندسی آبخیز، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان.

* نویسنده مسئول m.teimouri@ub.ac.ir

مقدمه

وقایع حدی از عناصر مهم در عملکرد سیستم طبیعی و انسانی و پراهمیت در پایداری و تحول اجتماعی شناخته می‌شوند (ریموند و همکاران، ۲۰۲۰). اهمیت این وقایع به این دلیل است که پتانسیل زیادی برای خسارت به طبیعت و تخریب زیرساخت‌های انسانی دارند؛ از این رو شناخت زمانی، مکانی و تحلیل فراوانی وقوع این رویدادها به منظور واکنش مناسب در جهت پیش‌گیری از خسارات احتمالی، بسیار منطقی و ضروری به نظر می‌رسد؛ زیرا می‌توان با استفاده از برازش تابع توزیع احتمالاتی به مشاهدات تاریخی، به تعیین رابطه بین پدیده‌ها و دوره بازگشت آن‌ها در طبیعت پرداخت. دو مرحله اصلی در فرایند تحلیل فراوانی، انتخاب توزیع فراوانی مناسب و همچنین برآورد پارامترهای توزیع است (احمدی و همکاران، ۱۳۹۷). توزیع‌های مختلف آماری با تعداد پارامترهای متفاوت برای سری‌های زمانی هیدرولوژیکی قابل استفاده‌اند که با آزمون‌هایی موسوم به نیکویی برازش می‌توان به میزان تناسب توزیع به داده‌ها دست یافت. مطالعات زیادی به کاربردهای تابع توزیع حدی تعمیم‌یافته برای بررسی رفتار مقادیر بیشینه و به‌خصوص مدل‌سازی بارش‌های بیشینه پرداخته و استفاده از آن را توصیه کرده‌اند (بلا و همکاران، ۲۰۲۰). بسکو و همکاران (۲۰۱۵) نیز از تابع توزیع حدی تعمیم‌یافته در مدل‌سازی شدت-مدت و فراوانی بارش‌های سنگین برزیل استفاده کرده و آن را با قابلیت مناسب ارزیابی کردند. افروشه و همکاران (۱۳۹۹) قابلیت بالای تابع توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته در برازش داده‌های دمایی حدی استان کرمانشاه را گزارش کردند. روش‌های برآورد پارامترها نیز به‌صورت کلاسیک در دسته‌های کلی گشتاورها، بیشینه آنتروپی و بیشینه درست‌نمایی قرار دارند که هر کدام قابلیت‌های مخصوص خود را دارند (لون و همکاران، ۲۰۲۲). غلامی (۱۴۰۱) در مقایسه بهترین روش برآورد بارش حداکثر سالانه ۳ ایستگاه در رودخانه هراز، استفاده از روش بیشینه درست‌نمایی را نسبت به روش گشتاور معمولی و خطی مناسب‌تر دانستند؛ اما نکته اساسی در تجزیه و تحلیل فراوانی کلاسیک این است که براساس فرض‌هایی مانند استقلال متغیرها و ایستایی داده‌ها استوار هستند (لی و کین، ۲۰۲۲)؛ زنگ و همکاران، (۲۰۲۲) که در مواردی مانند محاسبات ساخت‌وسازهای

هیدرولیکی، فرض ایستایی (در میانگین یا واریانس) می‌تواند منجر به برآورد اشتباه بارش یا دبی‌های حداکثر در دوره بازگشت‌های مختلف شود که منجر به استحکام نامناسب و مخاطره‌آمیز شدن طرح می‌شود. اروک (۲۰۲۱) نیز در مطالعه مقادیر بارش با دوره‌های مختلف زمانی در ۱۷ ایستگاه منطقه دریای سیاه به تعداد بالای سری‌های ناپایستا و اهمیت لحاظ کردن آن در مطالعات اذعان کرد. آلیمونتی و همکاران (۲۰۲۲) نیز در تحلیل سری زمانی متغیرهای مختلف اقلیمی در دنیا و اثرات آن‌ها روی محصولات اساسی کشاورزی روند مشخص و گسترده‌ای مشاهده نکردند و فقط به‌صورت موردی روند افزایشی یا کاهش‌ی گزارش کردند؛ هرچند تدوین استراتژی‌های سازگاری با روندهای فعلی را بسیار حائز اهمیت دانستند. مدرس و همکاران (۲۰۱۶) در مطالعات خود نشان دادند که خشک‌سالی در بخش‌های زیادی از ایران، بعد از سال ۱۹۸۵ دارای روند افزایشی بود. افروشه و همکاران (۱۴۰۰) نیز مقدار بارش‌های فرین در غرب کشور (به جز ایستگاه خرم‌آباد) را به‌صورت مقادیر افزایشی گزارش کردند. هرچند برخی مطالعات مانند احمدزاده و همکاران (۱۴۰۱) به صورت موردی روند معنی‌داری در مقادیر بیشینه مشاهده نکردند؛ بنابراین با توجه به سوابق فوق، ضرورت توسعه مدل‌هایی که در برآورد پارامترهای توابع، شرایط غیرایستایی داده‌ها را نیز بتوانند لحاظ کنند، مشخص است؛ به همین دلیل، محیط اصفهانی و مدرس (۱۳۹۹) به مطالعه شش ایستگاه هیدرومتری شمال ایران در تحلیل فراوانی سیل با مدل ناپایستای تعمیم‌یافته جمعی پرداختند. آن‌ها در تمام ایستگاه‌ها شرایط ناپایستگی را ملاحظه نکردند، ولی در یکی از ایستگاه‌ها دبی طراحی برآورد شده در شرایط ناپایستگی را سه برابر بیشتر نسبت به لحاظ کردن فرض ایستایی داده‌ها گزارش کردند. رنگو و همکاران (۲۰۱۹) ضمن ارائه چارچوبی جامع به منظور تحلیل وقایع بیشینه ناپایستا به مدل‌سازی وقایع مختلف پرداختند. مدل ارائه شده توسط آن‌ها، ProNEVA است که از رویکرد بیزین و استفاده از مونت کارلوی زنجیره مارکف برای برآورد پارامترها استفاده کرده است. حصارکزاری و همکاران (۲۰۲۱) نیز به مدل‌سازی ایستا و ناپایستای توزیع فراوانی سیل در ۳۹ ایستگاه در شمال غربی انگلستان پرداختند و مشاهده کردند که بیشتر داده‌های بارش، رفتار غیرایستا از خود

آن‌هاست و چنانچه آماره بیشتر از خطای قابل قبول باشد، فرض صفر رد نمی‌شود (روشنگر و همکاران، ۱۳۹۹). آماره S آزمون من-کندال براساس معادله (۱) قابل محاسبه است (احسان‌زاده و آدوموسکی، ۲۰۱۰).

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n (\text{sign}(x_j - x_{ji})) \quad (1)$$

که در آن x_i و x_j به ترتیب مقادیر داده‌ها در سال‌های متوالی و n تعداد کل داده‌ها هستند. sign نیز تابع علامت است و از معادله (۲) تعیین می‌شود.

$$\text{sign}(x_j - x_i) = \begin{cases} 1 & x_j - x_i > 0 \\ 0 & x_j - x_i = 0 \\ -1 & x_j - x_i < 0 \end{cases} \quad (2)$$

برای بررسی توزیع واریانس داده‌ها (ایستایی در واریانس) نیز آزمون وایت (وایت، ۱۹۸۰) استفاده گسترده‌ای دارد. اساس این آزمون استفاده از یک رگرسیون کمکی و تخمین آن با استفاده از روش‌های مختلف مثل روش حداقل مربعات است و از آنجایی که بر فرض نرمال بودن تکیه ندارد، اجرای آن را ساده می‌کند (اونیفاده و اولانراجو، ۲۰۲۰). در این روش ابتدا مدل اصلی (در اینجا معادله خطی) (معادله (۳)) را با فرض عدم واریانس ناهمسان تخمین زده (مقدار برازش یافته y_i برای متغیر x_i و مقادیر باقی‌مانده‌ها (e_i) تعیین می‌شود.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_1 + e_i \quad (3)$$

سپس مربع باقی‌مانده‌ها روی تمام اجزا و مربعات آن‌ها رگرسیون زده می‌شود (معادله (۴)) که y_i مقادیر برازش یافته از تخمین اول و γ ضریب معادله رگرسیونی تخمین جدید برای متغیرهای i است. آنگاه آماره آزمون نمره (ضرایب لاگرانژ یا LM) دارای توزیع کای اسکوتر (χ^2) به صورت معادله (۵) محاسبه می‌شود.

$$e_i^2 = \gamma_0 + \gamma_1 y_1 + \gamma_2 y_1^2 + v_i \quad (4)$$

$$LM = nR^2 \sim \chi^2_{df, \alpha} \quad (5)$$

که v_i مقدار خطا، df درجه آزادی معادل تعداد متغیرها (n) و α سطح معنی‌داری و R ضریب همبستگی است. در این آزمون فرض صفر این است که واریانس همسانی نداریم؛ بنابراین اگر آماره محاسبه شده از مقدار جدول بیشتر باشد و در ناحیه بحرانی بیفتد، آنگاه مدل ابتدایی دارای واریانس ناهمسانی است.

نشان داده و باعث افزایش مقدار سیل تا حدود ۷۵ درصد بیشتر از شرایط ایستایی شده‌اند.

هدف اصلی از تحقیق پیش‌رو، بررسی نتایج به‌دست آمده از برازش تابع توزیع حدی تعمیم یافته بر سری داده‌های بارش حداکثر ۲۴ ساعته در مقیاس سالانه ۲۴ ایستگاه باران‌سنجی حوضه اترک با لحاظ کردن فرض ایستایی و نایستایی داده‌هاست. از آنجایی که در تحقیقات قبلی بررسی توابع توزیع مختلف با فرض ایستایی داده‌های بارش صورت گرفته، مقاله حاضر دارای نوآوری در این زمینه است. از اهداف جانبی این تحقیق می‌توان به مقایسه نتایج چندک‌های مختلف بارش بیشینه با دو رویکرد بیزین و روش بیشینه درست‌نمایی در دوره بازگشت‌های مختلف و همچنین تعیین ایستگاه‌های دارای روند یا نایستایی اشاره کرد. در اجرای مدل‌ها نیز از تعداد زیاد ایستگاه‌های منتخب نسبت به سطح حوضه مورد مطالعه با طول دوره آماری بیش از ۴۰ سال (منتهی به سال ۱۳۹۷) استفاده شده که یک مزیت دیگر این تحقیق است.

مواد و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده

در این تحقیق از داده‌های بارش حداکثر روزانه ایستگاه‌های باران‌سنجی مختلف در سطح حوضه استفاده شد. ایستگاه‌های پایش مختلفی در حوضه وجود دارد، اما تنها تعداد محدودی از آن‌ها دارای داده‌های باکیفیت و تعداد سال‌های آماری مناسب هستند؛ از این‌رو در نهایت ۲۴ ایستگاه با طول دوره بیشتر از ۴۰ سال در این مطالعه انتخاب شدند که در جدول ۱ مشخصات آن‌ها مشاهده می‌شود. در بین ایستگاه‌های منتخب، ۵ ایستگاه ترشکلی، قازانقایه، قلجیق، مراوه‌تپه و هوتن در محدوده استان گلستان، ایستگاه هی‌هی در محدوده استان خراسان رضوی و بقیه ایستگاه‌ها در محدوده استان خراسان شمالی قرار دارند.

تحلیل ایستایی میانگین (روند) و ایستایی واریانس داده‌ها

برای بررسی روند داده‌ها از آزمون‌های مختلفی مانند آزمون غیرپارامتری من-کندال استفاده می‌شود. فرض صفر مبنی بر استقلال داده‌ها، فقدان روند و توزیع یکسان

جدول ۱- مقادیر آماره‌های مختلف بارش حداکثر روزانه در ایستگاه‌های مورد بررسی

ردیف	نام ایستگاه	میانگین (میلی متر)	انحراف معیار	ضریب تغییرات (درصد)	طول دوره (سال)	ردیف	نام ایستگاه	میانگین (میلی متر)	انحراف معیار	ضریب تغییرات (درصد)	طول دوره (سال)
۱	آغمزار	۲۴/۸	۸/۷	۳۵	۴۶	۱۳	زو	۳۳/۱	۱۴/۸	۴۴	۴۸
۲	آیرقابه	۳۱/۷	۱۰/۱	۳۲	۴۱	۱۴	شیروان	۲۴	۷/۷	۳۲	۴۷
۴	بابامان	۲۵	۷/۲	۲۹	۴۸	۱۶	قازانقایه	۲۴/۷	۱۰/۷	۴۳	۴۶
۵	بارزو	۲۳/۱	۸/۷	۳۸	۴۸	۱۷	قتلیش	۲۰/۴	۷/۵	۳۷	۴۹
۶	بجنورد	۲۰/۵	۷/۱	۳۵	۴۱	۱۸	قره قانلو	۲۲/۷	۹/۴	۴۱	۴۱
۷	ترشکلی	۲۶/۷	۱۱	۴۱	۴۴	۱۹	قزلقان	۲۳/۸	۱۰/۷	۴۵	۴۲
۸	چری	۳۳/۹	۱۸/۹	۵۶	۴۴	۲۰	قلجیق	۴۲/۹	۱۸/۵	۴۳	۴۴
۹	خرتوت	۲۸/۶	۸/۹	۳۱	۴۸	۲۱	گرمخان	۲۶/۴	۷/۹	۳۰	۴۸
۱۰	دربند	۲۵	۱۳/۵	۵۴	۴۶	۲۲	مراوه	۳۱/۹	۱۲/۴	۳۹	۵۲
۱۱	درکش	۳۲/۷	۶/۹	۲۱	۴۸	۲۳	هوتن	۲۶/۹	۷/۸	۲۹	۴۸
۱۲	رسالت	۲۵/۶	۸/۳	۳۲	۴۶	۲۴	هی هی	۲۷/۱	۱۱/۵	۴۳	۴۳

تابع توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته

توزیع مقادیر حدی تعمیم یافته که براساس نظریه مقادیر حدی بنا شده، به صورت گسترده‌ای در مدل سازی رویدادهای حدی مختلف استفاده می شود (انصاری اسفه و همکاران، ۲۰۲۰؛ افروشه و همکاران، ۱۴۰۰). این توزیع از سه پارامتر شامل شکل (ξ)، موقعیت (μ) و مقیاس (σ) تشکیل شده است. تابع مزبور سه توزیع گامبل، فرشت و وایبل را در یک فرم واحد ترکیب می کند. تابع توزیع تجمعی این تابع به صورت معادله (۶) است.

$$F(x; \mu, \sigma, \xi) = \begin{cases} \exp(-(1 + \xi \frac{x - \mu}{\sigma})^{\frac{1}{\xi}}), & \sigma > 0 \\ 1 + \xi \frac{x - \mu}{\sigma} > 0, & \xi \neq 0 \\ \exp(-\exp(-\frac{x - \mu}{\sigma})), & \sigma > 0, \xi = 0 \end{cases} \quad (6)$$

که x ، μ و σ به کمک تابع استاندارد شده Z به ترتیب مقدار داده، میانگین و انحراف معیار داده ها هستند.

به صورت مشابه برای فرایندهای غیرایستا نیز از جانشینی پارامترهای توزیع ایستا با پارامترهای متغیر جدید (وابسته به زمان (t) یا یک متغیر دیگر)، تابع توزیعی به صورت معادله (۷) به دست می آید (مین و حلیم، ۲۰۲۰).

$$F(x; \mu(t), \sigma(t), \xi(t)) = \exp(-1 \left[\frac{\xi(x - \mu(t))}{\sigma(t)} \right]^{\frac{1}{\xi}}), \quad 1 + \frac{\xi(x - \mu(t))}{\sigma(t)} > 0 \quad (7)$$

برای توضیحات بیشتر به منبع مین و حلیم (۲۰۲۰) و رنگو و همکاران (۲۰۱۹) مراجعه شود.

برآورد پارامترها

برای تعیین پارامترهای توزیع ها از روش های متفاوتی استفاده می شود که بین روش های کلاسیک، روش حداکثر درست نمایی به دلیل تولید کوچک ترین واریانس نمونه گیری پارامترهای برآورد شده مقبولیت بیشتری دارد. اگر x_1, x_2, \dots, x_n نمونه های تصادفی هم توزیع و مستقل از یک متغیر تصادفی با تابع احتمال fX_x باشند، آنگاه $L(\theta)$ تابع درست نمایی این نمونه برحسب پارامتر مجهول جامعه (θ) است (معادله (۸)).

$$L(\theta) = fX_1 X_2 \dots X_n (x_1 x_2 \dots x_n) = \prod_{i=1}^n fX(x_i) \quad (8)$$

برای تعیین پارامترها از تابع فوق نسبت به پارامتر متنا مشتق گرفته و برابر صفر قرار داده می شود و آنگاه با حل معادلات، پارامترها تعیین می شوند (میلان و همکاران، ۲۰۱۱).

روش دیگری که به منظور برآورد پارامترها استفاده گسترده ای دارد، روش تحلیل بیزین است (صادق و همکاران، ۲۰۱۸) که در آن عدم قطعیت پارامترها از طریق یک توزیع احتمالی به نام «پیشین» ارائه می شود. سپس با استفاده از قضیه بیز، اطلاعات پیش بینی و مشاهدات ترکیب شده و با استفاده از معادله (۹) احتمال آن تعیین می شود که در نهایت به تابع توزیع «پسین» و استنتاج تبدیل خواهد شد.

$$p(\theta|x) = \frac{p(x|\theta)p(\theta)}{p(x|\theta)p(\theta)d\theta} \quad (9)$$

شد که نتایج آن در جدول ۲ ملاحظه می‌شود. مطابق با جدول مزبور، مقدار آماره p برای تمام ایستگاه‌ها بیش از خطای قبول (سطح معنی‌داری ۰/۰۵) بوده و فرض صفر مبنی بر برازش مناسب داده‌ها تأیید می‌شود. همچنین در جدول ۲ مقادیر سه پارامتر مربوط به تابع توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته نیز مشاهده می‌شود. استفاده از این اطلاعات در تحلیل‌های بیزین به‌عنوان اطلاعات پیشین مورد استفاده قرار می‌گیرد.

از آنجایی که در تحلیل فراوانی پدیده‌ها، در صورت نایستاب بودن داده‌ها می‌توان از متغیر احتمالی همبسته (در صورت وجود) یا صرفاً عامل متغیر زمان برای تحلیل فراوانی کمک گرفت؛ از این‌رو ابتدا از آماره‌های آزمون‌های من-کندال و وایت برای تحلیل روند و ایستایی استفاده می‌شود که نتایج مقادیر آماره‌های آزمون‌های مزبور در جدول ۳ ملاحظه می‌شود. براساس نتایج جدول مزبور، در ایستگاه اینچه، چری، فاروج، قازانقابه و قلجیق، روند (در سطح معنی‌داری ۰/۰۵) مشاهده شد. از آنجایی که در این تحقیق، موضوع تعیین ارتباط و همبستگی متغیر بارش با متغیرهای دیگر مطرح نیست، صرفاً به تغییرات نایستایی داده‌ها در واحد زمان پرداخته شد.

در مورد نتایج آزمون ایستایی نیز با توجه به جدول ۳، نایستایی واریانس فقط در ایستگاه‌های بارزو، دربند، رسالت، زو، شیروان و مراوه‌تپه (در سطح معنی‌داری ۰/۰۵) ملاحظه می‌شود. نتایج هر دو آزمون تأییدکننده این مطلب است که داده‌های بارش بیشینه ۲۴ ساعته سالانه هیچ ایستگاهی به‌صورت همزمان نایستایی در میانگین و واریانس را نشان نداده است.

برای بررسی تطابق داده‌های مشاهداتی و برازش‌یافته روی سری زمانی، معیارهای متعدد ارزیابی شامل BIC ، AIC ، $RMSE$ و NSE مورد مقایسه قرار گرفتند. از آنجایی که هیچ‌کدام از ایستگاه‌ها هم در میانگین و هم در واریانس دارای نایستایی نبودند و به‌منظور مقایسه بهتر عددی نتایج به‌دست‌آمده، داده‌ها با و بدون فرض ایستایی مورد ارزیابی قرار گرفتند که نتایج در جدول ۴ آورده شده است.

در جمع‌بندی معیارهای مورد بررسی می‌توان اظهار داشت که معیار BIC در همه ایستگاه‌ها فرض ایستایی را مطلوب‌تر دانسته و عدد کمتری را نشان داد. ضریب نش ساتکلیف نیز به‌خوبی نتوانسته تفکیکی بین فرض‌ها ایجاد

برای محاسبه و تحلیل عددی توزیع پسین نیز از روش هیبریدی زنجیره مارکف مونت کارلو (صادق و همکاران، ۲۰۱۷) استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که برای اجرا و برآورد پارامترهای توابع مزبور از نرم‌افزار متلب و ابزار ProNEVA و روش رنگو و همکاران (۲۰۱۹) استفاده شده است.

انتخاب مدل

در انتخاب بهترین مدل و نیکویی برازش داده‌ها، ابزارها و معیارهای متعددی مانند آکائیکه (AIC)، بیزین (BIC)، مجذور میانگین مربعات خطا ($RMSE$) و ضریب کارایی نش-ساتکلیف (NSE) استفاده می‌شود. مطابق با تئوری امساک، در شرایطی که مدل‌هایی دارای آماره کارایی یکسان باشند، مدل منتخب، مدلی است که دارای تعداد پارامترهای کمتری باشد؛ از این‌رو از ۴ معیار یادشده در تحلیل نتایج مدل‌ها استفاده شد.

آماره‌های AIC و BIC به‌ترتیب از معادله (۱۰) و (۱۱) به‌دست می‌آیند.

$$AIC = -2 \log(L) + 2k \quad (10)$$

$$BIC = -2 \log(L) + 2k \log(N) \quad (11)$$

که L تابع حداکثر درست‌نمایی و k تعداد پارامترهای مدل و N اندازه نمونه است (میلان و همکاران، ۲۰۱۱).

دو آماره متداول دیگر در هیدرولوژی و هواشناسی، معیارهای $RMSE$ (معادله (۱۲)) و NSE (معادله (۱۳)) هستند (صادق و همکاران، ۲۰۱۸) و هر دوی آن‌ها براساس حداقل کردن مقدار باقی‌مانده‌ها عمل می‌کنند که مدل بهینه به‌ترتیب دارای مقدار نزدیک به صفر و نزدیک به عدد یک است.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_o - x_p)^2}{n}} \quad (12)$$

$$NSE = 1 - \frac{\sum_{i=1}^n (x_o - x_p)^2}{\sum_{i=1}^n (x_o - \bar{x}_p)^2} \quad (13)$$

که x_o و x_p به‌ترتیب مقادیر مشاهداتی و برآوردی استاندارد شده هستند.

نتایج و بحث

در اولین گام، مناسب بودن تابع توزیع برازش و تحلیل معنی‌داری آماره تابع مورد استفاده برای داده‌های حداکثر سالانه بارش ۲۴ ساعته بررسی شد. بدین‌منظور از آزمون کولموگروف-اسمیرنوف برای بررسی این موضوع استفاده

نتایج مدل‌سازی مقادیر بیشینه بارش روزانه ایجاد می‌کند، در جدول ۵ به بررسی مقادیر حدود پایین (۵ درصد)، میانه (۵۰ درصد) و بالا (۹۵ درصد) در دوره بازگشت ۱۰۰ سالانه با روش بیزین مورد استفاده قرار گرفته در تعیین مقادیر پارامترها و همچنین روش سنتی بیشینه درست‌نمایی در دو حالت پیش‌فرض ایستایی و نایستایی پرداخته شد.

کند و در برخی موارد مقادیر نسبتاً مشابهی را برای ایستگاه‌ها ارائه کرده است. این معیار برای هشت ایستگاه، مقادیر مشابه در دو فرض ایستایی و نایستایی ارائه داده است؛ از این رو دو معیار AIC و RMSE معیارهای مناسب‌تری برای قضاوت در مورد بهینه‌بودن نتایج غیرایستایی نسبت به ایستایی هستند. برای بررسی این موضوع که قبول کردن فرض نایستایی چه تأثیری در

جدول ۲- مقادیر آماره‌های تابع توزیع مقادیر حدی تعمیم‌یافته ایستگاه‌های مورد بررسی

ردیف	نام ایستگاه	مقدار آماره p آزمون کولموگروف اسمیرنوف	پارامتر شکل	پارامتر مقیاس	پارامتر موقعیت	ردیف	نام ایستگاه	مقدار آماره p آزمون کولموگروف اسمیرنوف	پارامتر شکل	پارامتر مقیاس	پارامتر موقعیت
۱	آغمزار	۰/۹۳	-۰/۱۱	۷/۷۷	۲۱/۰۷	۱۳	زو	۰/۹۱	۰/۲۱	۷/۹۸	۲۶/۵۱
۲	آیرقایه	۰/۶۸	۰/۱۲	۶/۶۸	۲۶/۹۸	۱۴	شیروان	۰/۹۱	۰/۰۵	۵/۸۹	۲۰/۳
۳	اینچه	۰/۷۹	۰/۳۲	۶/۹۱	۱۷/۳	۱۵	فاروج	۰/۹۹	-۰/۱۲	۷/۳۲	۱۹/۷۹
۴	باباامان	۰/۹۶	-۰/۱۹	۶/۹۴	۲۲/۱۴	۱۶	قازانقایه	۰/۷۵	۰/۰۱	۸/۴۸	۱۹/۸
۵	بارزو	۰/۹۵	-۰/۱۵	۷/۹۸	۱۹/۵	۱۷	قتلیش	۰/۹۴	۰/۱۶	۴/۶۸	۱۶/۷۸
۶	بجنورد	۰/۹۶	۰/۰۵	۵/۴۷	۱۷/۱	۱۸	قره قانلو	۰/۸۷	۰/۱۹	۵/۵	۱۸/۲
۷	ترشکلی	۰/۶۹	۰/۰۵	۸/۲۷	۲۱/۵	۱۹	قرلقان	۰/۷۲	۰/۳۲	۴/۸۸	۱۶/۶۹
۸	چری	۰/۸۸	۰/۲۲	۱۱	۲۴/۵۱	۲۰	قلجیق	۰/۸۱	۰/۱۵	۱۲/۱	۳۳/۹۲
۹	خرتوت	۰/۶۳	-۰/۰۵	۷/۱۵	۲۴/۸۵	۲۱	گرمخان	۰/۹۷	-۰/۱۱	۷/۱۵	۲۲/۹۵
۱۰	دریند	۰/۹۹	۰/۲۸	۵/۸۸	۱۹/۴	۲۲	مراوه تپه	۰/۷۸	۰/۰۸	۹/۰۴	۲۵/۹۵
۱۱	درکش	۰/۹۷	-۰/۲۴	۶/۸۵	۳۰/۱۱	۲۳	هوتن	۰/۸۸	۰/۰۳	۶/۰۹	۲۳/۲۶
۱۲	رسالت	۰/۹۳	۰/۱۹	۴/۸۹	۲۱/۷۱	۲۴	هی هی	۰/۹۶	۰/۲۸	۵/۸۳	۲۱/۵۲

جدول ۳- مقادیر آماره p در آزمون من‌کندال و آزمون وایت

ردیف	نام ایستگاه	آزمون من‌کندال	آزمون وایت	ردیف	نام ایستگاه	آزمون من‌کندال	آزمون وایت
۱	آغمزار	۰/۴۵	۰/۱۷۸	۱۳	زو	۰/۱۶۸	۰/۰۱۹
۲	آیرقایه	۰/۵۲	۰/۹۷	۱۴	شیروان	۰/۳۳۱	۰/۰۰۱
۳	اینچه	۰/۰۱	۰/۱۳۵	۱۵	فاروج	۰/۰۳۷	۰/۹۱۵
۴	باباامان	۰/۸۷	۰/۲	۱۶	قازانقایه	۰/۰۱۵	۰/۱۴۶
۵	بارزو	۰/۳۱	۰/۰۳۳	۱۷	قتلیش	۰/۶۱۱	۰/۴۰۸
۶	بجنورد	۰/۶۲۹	۰/۸۸	۱۸	قره قانلو	۰/۲۷۹	۰/۳۴۹
۷	ترشکلی	۰/۵۱	۰/۸۷	۱۹	قرلقان	۰/۸۲۸	۰/۴۸۸
۸	چری	۰/۰۰۷	۰/۲۲۴	۲۰	قلجیق	۰/۰۲۳	۰/۰۶۲
۹	خرتوت	۰/۱۷۳	۰/۲۷۳	۲۱	گرمخان	۰/۰۸	۰/۷۴۶
۱۰	دریند	۰/۴۸	۰/۰۲۲	۲۲	مراوه تپه	۰/۹۳۷	۰/۰۲۱
۱۱	درکش	۰/۲۹۴	۰/۳۰۷	۲۳	هوتن	۰/۲۹۴	۰/۲۰۳
۱۲	رسالت	۰/۸۴۹	۰/۰۲۱	۲۴	هی هی	۰/۸۴۲	۰/۲۳۲

جدول ۴- معیارهای ارزیابی خطای مختلف با فرض ایستایی و نایستایی داده‌ها در ایستگاه‌های مورد بررسی

ردیف	نام ایستگاه	فرض ایستایی				فرض نایستایی			
		NSE	RMSE	BIC	AIC	NSE	RMSE	BIC	AIC
۱	آغمزار	۰/۹۸	۱/۰۶	۳۳۶/۴	۳۳۰/۹	۰/۹۵	۲/۰۴	۳۴۴	۳۳۳
۲	آبرقابه	۰/۹۳	۲/۱۱	۳۰۳/۶	۲۹۸/۵	۰/۹۴	۲/۱۳	۳۱۴/۵	۳۰۴/۲
۳	اینچه	۰/۹۷	۱/۵	۳۵۰/۴	۳۴۴/۸	۰/۹۷	۱/۵	۳۵۳/۹	۳۴۲/۷
۴	بابالمان	۰/۹۷	۱/۲۳	۳۳۴/۸	۳۲۹/۲	۰/۹۶	۱/۷۳	۳۴۴/۸	۳۳۳/۵
۵	بارزو	۰/۹۶	۱/۹۷	۳۵۳	۳۴۷/۴	۰/۹۶	۱/۷۲	۳۵۴/۷	۳۴۳/۵
۶	بجنورد	۰/۹۶	۱/۳۵	۲۳۹/۶	۲۳۴/۹	۰/۹۸	۱/۳۵	۲۴۹/۸	۲۴۰/۵
۷	ترشکلی	۰/۹۶	۱/۱۵	۳۳۷/۶	۳۲۳/۳	۰/۹۸	۱/۴۹	۳۴۸/۹	۳۳۸/۳
۸	چری	۰/۹۴	۱/۸۳	۲۵۵/۳	۲۵۱/۱	۰/۹۶	۱/۴۵	۲۵۵/۶	۲۴۷/۲
۹	خروت	۰/۹۲	۱/۹۲	۳۵۰/۶	۳۴۵	۰/۹۵	۲/۴۶	۳۵۶/۷	۳۴۵/۵
۱۰	دریبد	۰/۹	۲/۸۴	۳۳۴/۳	۳۲۸/۸	۰/۹۷	۱/۴۹	۳۳۹/۲	۳۲۸/۲
۱۱	درکش	۰/۹۸	۱/۰۸	۳۳۱/۲	۳۲۵/۶	۰/۹۸	۱/۱۶	۳۳۹/۱	۳۲۷/۹
۱۲	رسالت	۰/۹۶	۱/۶۶	۳۰۹/۵	۳۱۰/۸	۰/۹۶	۱/۶۳	۳۲۱/۸	۳۰۴/۱
۱۳	زو	۰/۹۵	۲/۸۲	۳۷۳/۹	۳۶۸/۸	۰/۹۵	۲/۳۲	۳۷۴/۴	۳۶۷/۷
۱۴	شیروان	۰/۹۷	۱/۹۷	۳۲۳/۷	۳۲۲/۶	۰/۹۵	۱/۳۹	۳۲۵/۷	۳۲۰/۲
۱۵	فاروج	۰/۹۴	۱/۲۶	۳۲۲/۴	۳۱۸/۱	۰/۹۸	۱/۰۷	۳۲۹/۹	۳۱۹/۱
۱۶	قازانقایه	۰/۹۷	۱/۴۶	۳۵۰/۸	۳۴۵/۳	۰/۹۷	۱/۲۳	۳۵۴/۳	۳۴۳/۳
۱۷	قتلیش	۰/۹۷	۱/۳	۳۲۳	۳۲۰/۳	۰/۹۸	۱/۴۹	۳۲۳/۳	۳۲۱/۹
۱۸	قره‌قانو	۰/۹۳	۱/۷۴	۲۷۰/۴	۲۶۵/۵	۰/۹۵	۲/۰۸	۲۷۹/۵	۲۶۹/۷
۱۹	قزلقان	۰/۹۳	۲/۰۸	۲۹۵/۹	۲۹۰/۷	۰/۹۴	۲/۰۸	۳۰۷/۳	۲۹۶/۸
۲۰	قلجیق	۰/۹۶	۱/۶۸	۲۷۷	۳۷۱/۶	۰/۹۶	۱/۵۹	۲۸۲/۷	۳۷۲
۲۱	گرمخان	۰/۹۹	۱/۰۱	۳۴۳/۶	۳۳۸	۰/۹۸	۱/۳	۳۵۲/۳	۳۴۱
۲۲	مراوه تپه	۰/۹۶	۱/۸۳	۴۰۷/۶	۴۰۴/۹	۰/۹۷	۱/۴	۴۱۶/۶	۴۰۱/۷
۲۳	هوتن	۰/۹۵	۱/۰۳	۳۳۷/۱	۳۳۱/۴	۰/۹۸	۲/۱	۳۴۵/۶	۳۳۴/۴
۲۴	هی‌هی	۰/۹۴	۱/۹۵	۳۱۲/۸	۳۰۷/۶	۰/۹۵	۲/۰۳	۳۲۲/۵	۳۱۲

معادل در فرض ایستایی است. این موضوع در ایستگاه‌های دارای نایستایی نیز صادق است؛ مثلاً در ایستگاه بدون روند آغمزار (۴۴/۹ میلی‌متر در برابر ۳۹/۷ میلی‌متر)، ایستگاه دارای روند فاروج (۳۹/۷ میلی‌متر در برابر ۳۷/۵ میلی‌متر) و ایستگاه نایستای زو (۶۶/۱ میلی‌متر در برابر ۵۵/۴ میلی‌متر). حد بالا (۹۵ درصد) به شدت تحت تأثیر مقدار روند قرار گرفته و نتایج دو فرض کاملاً متفاوت است.

در شکل ۱ به نتایج بصری خروجی فرض ایستایی و نایستایی در دوره بازگشت‌های تا ۱۰۰ ساله به صورت نمونه در ایستگاه‌های آغمزار (فاقد نایستایی)، اینچه

در بررسی اجمالی، مشابهت نتایج میانه داده‌ها با بیشینه درست‌نمایی در دو فرض ایستایی و نایستایی در اکثر ایستگاه‌ها مشهود است. مثلاً در ایستگاه آغمزار مقدار ۵۲/۹ میلی‌متر در حالت میانه ایستا با مقدار ۵۱/۶ میلی‌متر در روش بیشینه درست‌نمایی با فرض ایستا به چشم می‌خورد. این موضوع در فرض نایستایی نیز صدق می‌کند؛ مثلاً در ایستگاه آغمزار، اعداد میانه و بیشینه درست‌نمایی در فرض نایستایی ۴۴/۸ میلی‌متر و ۴۲/۶ میلی‌متر هستند. نکته بعدی محتاط‌بودن فرض نایستا در مقدار حد پایین داده‌هاست؛ به‌طوری‌که تقریباً این مقدار در تمام ایستگاه‌ها در فرض نایستایی کمتر از مقدار

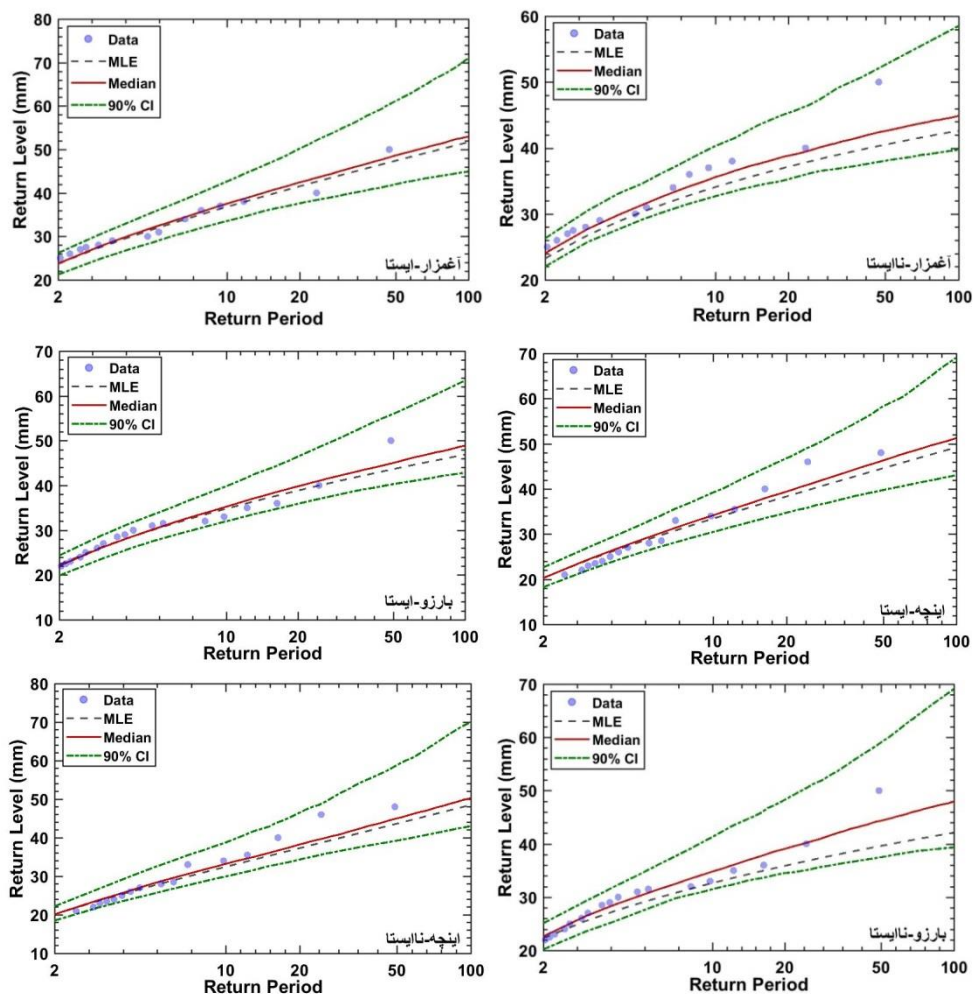
دارای روند) و بارزو (دارای نایستایی واریانس) پرداخته شده است. ملاحظه می‌شود که در ایستگاه آغمزار، داده‌های مشاهداتی در حالت ایستایی تقریباً روی خط میانه قرار گرفته‌اند و مقادیر سطوح بازگشت حداکثر در شرایط نایستایی کمتر از ایستایی است؛ بنابراین استفاده از تحلیل فراوانی نایستا در شرایط ایستای مشاهداتی، منطقی به نظر نمی‌رسد. در ایستگاه دارای روند اینچ به نیز با توجه به اینکه معیارهای ارزیابی مقادیر نسبتاً مشابهی را ارائه کرده بودند، سطوح بازگشت مشابهی نیز انتظار می‌رود. در ایستگاه نایستای بارزو نیز در تأیید معیارهای ارزیابی و انتظار روند معنی‌دار در منحنی چنک بالایی، نتایج مدل نایستا منطقی‌تر به نظر می‌رسد.

به‌عنوان آخرین مرحله تحلیل نتایج در شکل ۲، به تحلیل سطح بازگشت داده‌های مشاهداتی در دوره بازگشت‌های

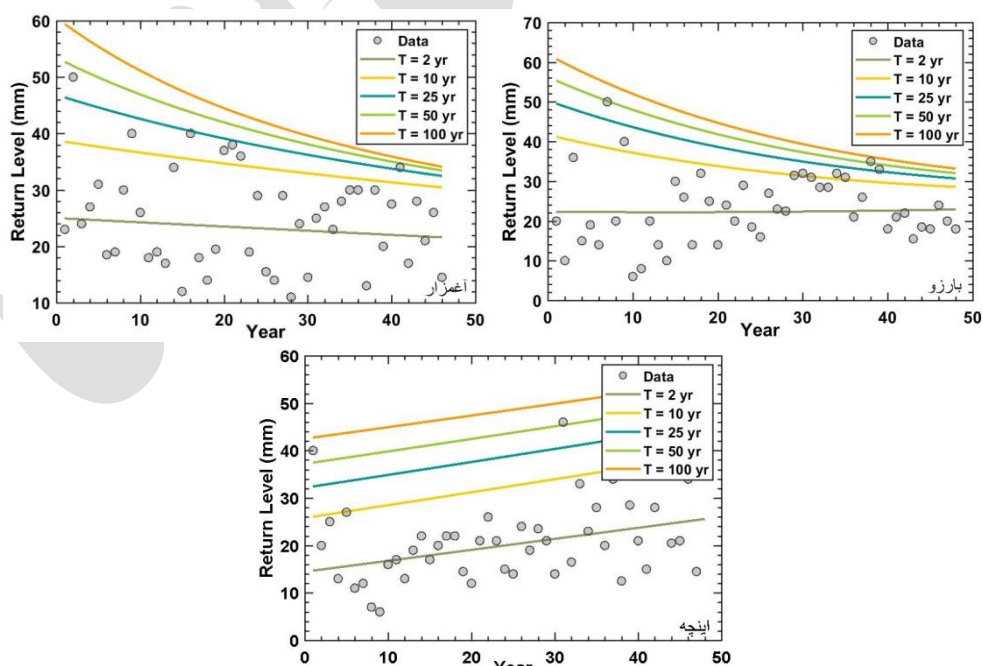
۲، ۱۰، ۲۵، ۵۰ و ۱۰۰ ساله ایستگاه‌های آغمزار، اینچه و بارزو برای نمونه پرداخته شده است. در ایستگاه آغمزار، پراکندگی متوازن داده‌ها اطراف خط دوره بازگشت ۲، ۱۰، ۲۵ و ۵۰ ساله ناشی از عدم‌روند و ایستابودن داده‌هاست. در ایستگاه اینچه نیز پراکندگی منظم ولی دارای روند حول خط دوره بازگشت ۲، ۱۰ و ۵۰ سال، نشان‌دهنده روند و ایستایی داده‌هاست. در ایستگاه بارزو نیز پراکندگی نامتوازن داده‌های مشاهداتی در راستای متغیر زمان بیانگر نایستابودن و عدم‌روند در داده‌هاست. استفاده از کردارهای مزبور که در ترسیم خطوط دوره بازگشت‌ها، نایستایی داده‌ها را لحاظ می‌کنند، در تحلیل مقادیر روزانه بارش رخ داده، کمک شایانی می‌کنند.

جدول ۵- مقادیر حد پایینی (۵ درصد)، میانه (۵۰ درصد)، حداکثر (۹۵ درصد) در روش بیزین و بیشینه درست‌نمایی بارش حداکثر روزانه در دوره بازگشت ۱۰۰ ساله با فرض ایستایی و نایستایی داده‌ها در ایستگاه‌های مورد بررسی

ردیف	نام ایستگاه	فرض ایستایی				فرض نایستایی			
		۵ درصد	۵۰ درصد	۹۵ درصد	بیشینه درست‌نمایی	۵ درصد	۵۰ درصد	۹۵ درصد	بیشینه درست‌نمایی
۱	آغمزار	۴۴/۹	۵۲/۹	۷۱	۵۱/۶	۳۹/۷	۴۴/۸	۵۸/۵	۴۲/۶
۲	آیرق‌ایه	۵۵/۱	۶۵/۵	۸۶/۴	۶۲/۶	۵۵	۶۷/۶	۹۳/۴	۶۲/۶
۳	اینچه	۴۳	۵۱/۲	۶۹	۴۹/۲	۴۳	۵۰/۳	۷۰	۴۸/۵
۴	باباامان	۳۸/۶	۴۳/۳	۵۶/۶	۴۳/۲	۳۸/۷	۴۳/۸	۵۶/۶	۴۰/۹
۵	بارزو	۴۲/۸	۴۸/۹	۶۳/۴	۴۶/۸	۳۹/۳	۴۷/۹	۶۹/۱	۴۲/۱
۶	بجنورد	۳۷	۴۶/۶	۶۹/۴	۴۴/۲	۳۷/۶	۴۷/۸	۷۲/۱	۴۴/۹
۷	ترشکلی	۵۱/۱	۶۳/۲	۸۶/۶	۶۴/۱	۵۱/۹	۶۵/۹	۱۰۵/۹	۶۸/۸
۸	چری	۷۵/۷	۱۰۴/۴	۱۳۶/۲	۹۷/۷	۵۴/۱	۷۱/۲	۱۰۵/۴	۶۵/۲
۹	خرتوت	۴۹/۹	۵۶/۸	۷۴/۱	۵۴/۴	۵۰/۵	۶۰/۲	۷۶/۵	۵۸/۸
۱۰	دربند	۵۲/۴	۶۵/۳	۹۴/۲	۶۴/۷	۴۳/۹	۵۰/۷	۷۹/۹	۴۱/۸
۱۱	درکش	۴۶/۲	۵۰/۱	۵۹/۵	۴۹/۸	۴۴/۳	۴۷/۶	۵۶/۳	۴۶/۲
۱۲	رسالت	۴۵/۳	۵۶/۹	۷۶/۹	۵۷/۵	۴۵/۵	۵۷/۵	۸۲/۹	۵۹/۱
۱۳	زو	۶۶/۱	۸۳/۲	۱۱۷	۸۰/۶	۵۵/۴	۶۲/۴	۸۴/۱	۶۰/۴
۱۴	شیروان	۴۲/۸	۵۱/۶	۷۰/۸	۴۹/۳	۳۶/۸	۴۴/۳	۶۳/۷	۴۰/۸
۱۵	فاروج	۳۹/۷	۴۵/۱	۵۹/۷	۴۵/۳	۳۷/۵	۴۲/۵	۵۹/۵	۴۱/۹
۱۶	قازانقایه	۴۹/۵	۶۳/۴	۸۸/۵	۵۸	۴۶/۴	۵۷/۱	۸۷/۵	۵۳/۱
۱۷	قتلیش	۳۸/۲	۴۷/۶	۷۰/۶	۴۶/۶	۳۹	۵۰/۳	۷۲	۴۷/۵
۱۸	قره‌قانو	۴۴	۵۵/۶	۸۱/۹	۵۲	۴۳/۲	۵۵/۸	۸۲/۲	۵۱/۱
۱۹	قزلقان	۴۷/۹	۶۱/۲	۸۸/۳	۵۹/۸	۴۵/۴	۵۸	۸۲	۶۰/۵
۲۰	قلجیق	۸۶/۷	۱۰۷/۷	۱۵۵/۳	۱۰۶/۳	۸۰/۷	۱۰۱/۸	۱۵۰/۶	۹۲/۴
۲۱	گرمخان	۴۳/۳	۴۹/۳	۶۲/۳	۴۸	۴۱/۶	۴۷/۵	۵۹/۱	۴۵/۱
۲۲	مراوه تپه	۶۱/۵	۷۵/۴	۱۰۸/۸	۷۳/۹	۶۱/۴	۷۸/۸	۱۱۲/۳	۷۶
۲۳	هوتن	۴۵/۲	۵۲/۴	۷۲/۱	۵۲/۵	۴۴/۳	۴۹/۶	۶۲/۹	۴۶/۸
۲۴	هی‌هی	۵۳/۳	۶۷/۲	۱۰۳/۴	۶۵/۶	۵۰/۲	۶۶	۹۷/۲	۶۱/۴



شکل ۱- مقادیر بیشینه بارش روزانه در دوره بازگشت‌های تا ۱۰۰ ساله با روش‌های مختلف در دو فرض ایستایی و نایستایی در ایستگاه‌های آغمار، اینچه و بارزو



شکل ۲- مقادیر داده‌های سطوح بازگشت بیشینه بارش روزانه مشاهداتی در دوره بازگشت‌های ۲، ۱۰، ۲۵، ۵۰ و ۱۰۰ ساله در ایستگاه‌های آغمار، اینچه و بارزو

نتیجه‌گیری

نتایج ۲۴ ایستگاه مورد مطالعه در حوزه آبریز اترک نشان داد که تابع توزیع فراوانی مقادیر حدی تعمیم‌یافته در تمام ایستگاه‌های مورد تحلیل برازش مناسب دارد. بسیاری از مطالعات از جمله افروشه و همکاران (۱۳۹۹) و بسکو و همکاران (۲۰۱۵) نیز این تابع را در برازش مقادیر بارش حدی مناسب دانسته بودند. همچنین نتایج تحلیل روند نشان داد که فقط پنج ایستگاه دارای روند و شش ایستگاه دارای ناپایستگی واریانس هستند و هیچ ایستگاهی همزمان دارای روند و ناپایستگی نیست؛ از این‌رو این موضوع که تغییرات آب و هوایی باعث تغییر در خصوصیات مقایسه‌ای بارش شده است، باید با احتیاط در مورد این حوزه استفاده شود. البته با توجه به مقادیر کم روند و ناپایستگی با آزمون‌های مورد استفاده، به‌کارگیری آزمون‌های معتبر دیگر توصیه می‌شود. نتایج معیارهای ارزیابی با فرض ایستایی و ناپایستگی نیز نشان داد که معیار BIC در تمام ایستگاه‌ها مقدار عددی کمتری را نسبت به حالت ناپایستگی نشان می‌دهد. این موضوع که BIC نسبت به AIC به تعداد پارامترهای مدل حساس‌تر است، بورنام و اندرسون (۲۰۰۲) نیز به این موضوع اشاره کرده‌اند. معیار AIC در ارزیابی مدل‌ها، معیار مناسب‌تری است. نتایج معیارها نیز نشان داد که در صورت ناپایستابودن داده‌های مشاهداتی، به‌دلیل AIC و RMSE کمتر، استفاده از حالت ناپایستا اولویت دارد. این موضوع را محیط اصفهانی و مدرس (۱۳۹۹) و رنگو و همکاران (۲۰۱۹) نیز تأیید کرده بودند. نتایج کاملاً یکسان و معنی‌داری در مورد نتایج خروجی داده‌ها با دوره بازگشت ۱۰۰ ساله مشاهده نشد؛ ولی به‌عنوان توصیه کلی، می‌توان اظهار داشت که در صورت ملاحظه شواهد ناپایستگی، از حالت ناپایستگی در تحلیل فراوانی‌های مقادیر حدی و در غیر این‌صورت از فرض ایستایی استفاده شود. این موضوع با پیشنهاد رنگو و همکاران (۲۰۱۹) نیز مطابقت دارد. همچنین روش مرسوم بیشینه درست‌نمایی نیز نشان داد که تا حدودی با مقادیر چندک میانی روش ارائه‌شده توسط رنگو و همکاران (۲۰۱۹) منطبق است و استفاده از آن برای حد بالای مقادیر بارش در حوزه اترک توصیه نمی‌شود. پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی، نتایج مدل ProNEVA با نتایج سایر مدل‌هایی که در تحلیل فراوانی، ناپایستگی داده‌ها را لحاظ می‌کنند، مقایسه شود.

منابع

۱. احمدزاده ا.، ولیزاده خ.، مختاری د. و رسولی ع. ۱۴۰۱. بررسی تغییرات بارش‌های حدی در استان تهران با استفاده از مدل مقادیر اوج‌های بالاتر از آستانه. جغرافیا و برنامه‌ریزی. ۲۶(۷۹): ۱-۱۲.
۲. احمدی ف.، رادمنش ف.، پرهام غ. و میرعباسی‌نجدآبادی ر. ۱۳۹۷. تحلیل فراوانی سیلاب با استفاده از رویکرد قانون توانی (مطالعه موردی: حوزه آبریز دز). مجله پژوهش آب ایران. ۱۲(۲): ۱۱۱-۱۲۰.
۳. افروشه ر.، رسولی ع.، مختاری د. و جلالی ط. ۱۴۰۰. تحلیل رفتار دنباله توزیع و فراوانی رویدادهای فرین ایستگاه‌های منتخب غرب ایران. فضای جغرافیایی. ۲۱(۷۴): ۷۳-۸۸.
۴. افروشه ر.، رسولی ع.، مختاری د. و جلالی ط. ۱۳۹۹. کاربرد توزیع مقادیر حدی در تحلیل دماهای حدی استان کرمانشاه. جغرافیا و برنامه‌ریزی. ۲۴(۷۲): ۶۱-۸۰.
۵. روشنگر ک.، نورانی و دولتشاهی م. ۱۳۹۹. بررسی و تعیین روند تغییرات تراز آب زیرزمینی با استفاده از تبدیل موجک گسسته و آزمون‌های ناپارامتریک (مطالعه موردی: دشت آذرشهر). تحقیقات منابع آب ایران. ۱۶(۱): ۱۰۲-۱۱۵.
۶. غلامی ع. ۱۴۰۱. بررسی مقایسه‌ای بهترین روش برآورد بارش حداکثر سالانه در ایستگاه‌های منتخب رودخانه هراز. جغرافیا و مخاطرات محیطی. ۴۱: ۱۶۳-۱۸۳.
۷. محیط اصفهانی پ. و مدرس ر. ۱۳۹۹. مدل‌های جمعی تعمیم‌یافته برای تحلیل فراوانی ناپایستای سیل. تحقیقات منابع آب ایران. ۱۶(۳): ۳۷۶-۳۸۷.
8. Alimonti G. Mariani L. Prodi F. and Ricci R.A. 2022. A critical assessment of extreme events trends in times of global warming. European Physical Journal Plus 137. 112. <https://doi.org/10.1140/epjp/s13360-021-02243-9>
9. Ansari M. Kattan L. Lam W.H.K. Ansari R. and Salari M. 2020. Compound generalized extreme value distribution for modeling the effects of monthly and seasonal variation on the extreme travel delays for vulnerability analysis of road network. Transportation

- for process-informed nonstationary extreme value analysis. *Advances in Water Resources*. 130: 270-282.
23. Raymond C. Horton R.M. Zscheischler J. Martius O. AghaKouchak M. Balch J. Bowen S. G. Camargo S. J. Hess J. Kornhuber K. Oppenheimer M. Ruane A. C. Wahl T. and White k. 2020. Understanding and managing connected extreme events. *Nature Climate Change*. 10: 611-621.
 24. Sadegh M. Moftakhari H. Gupta H.V. Ragno E. Mazdiyasni O. Sanders B. Matthew R. and AghaKouchak A. 2018. Multi-hazard scenarios for analysis of compound extreme events. *Geophysical Research Letters*. 45(11): 5470-5480.
 25. Sadegh M. Ragno E. and Aghakouchak A. 2017. Multivariate copula analysis toolbox (mvmcat): describing dependence and underlying uncertainty using a bayesian framework. *Water Resources Research*. 53(6): 5166-5183.
 26. White H. 1980. A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix and Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica*. 48: 817-838.
 27. Zeng H. Jiaqi H. Zhengzui L. Weihou Y. and Hui Z. 2022. Nonstationary Bayesian Modeling of Extreme Flood Risk and Return Period Affected by Climate Variables for Xiangjiang River Basin, in South-Central China. *Water* 14(1): 66. <https://doi.org/10.3390/w14010066>.
 - Research Part C: Emerging Technologies. 120. 102808.
 10. Bella N. Dridi H. and Kalla M. 2020. Statistical modeling of annual maximum precipitation in Oued El Gourzi Watershed, Algeria. *Applied Water Science*. 10 .94.
 11. Beskow S. Caldeira T. L. Mello C. R. Faria L. C. and Guedes H. A. S. 2015. Multiparameter probability distributions for heavy rainfall modeling in extreme southern Brazil. *Journal of Hydrology: Regional Studies*. 4(part B): 123-133.
 12. Burnham K.P. and Anderson D. R. 2002. *Model Selection and Multimodel Inference*. Springer. 488 pp.
 13. Ehsanzadeh E. and Adamowski K. 2010. Trends in timing of low stream flows in Canada: Impact of autocorrelation and long-term persistence. *Hydrological Processes* 24(8): 970-980.
 14. Hesarkazzazi S. Arabzadeh R. Hajibabaei M. Rauch W. Kjeldsen T.R. Prosdociimi I. Castellarin A. and Sitzenfrie R. 2021. Stationary vs non-stationary modelling of flood frequency distribution across northwest England. *Hydrological Sciences Journal*. 66(4): 729-744.
 15. Li S. and Qin Y. 2022. Frequency Analysis of the Nonstationary Annual Runoff Series Using the Mechanism-Based Reconstruction Method. *Water*. 14(1): 76. <https://doi.org/10.3390/w14010076>.
 16. Lone S. A. Anwar S. Sindhu T.N. and Jarad F. 2022. Some estimation methods for mixture of extreme value distributions with simulation and application in medicine. *Results in physics*. 37. <https://doi.org/10.1016/j.rinp.2022.105496>.
 17. Min J.L.J. and Halim S.A. 2020. Rainfall Modelling using Generalized Extreme Value Distribution with Cyclic Covariate. *Mathematics and Statistics*. 8(6): 762-772.
 18. Meylan P. Favre A.C. and Musy A. 2011. *Predictive Hydrology- A Frequency Analysis Approach*. CRC press. 224 p.
 19. Modarres R. Sarhadi A. and Burn D.H. 2016. Changes of extreme drought and flood events in Iran. *Global and Planetary Change* 144: 67-81.
 20. Onifade O.C. and Olanrewaju S.O. 2020. Investigating Performances of Some Statistical Tests for Heteroscedasticity Assumption in Generalized Linear Model: A Monte Carlo Simulations Study. *Open Journal of Statistics*. 10: 453-493.
 21. Oruc S. 2021. Non-stationary Investigation of Extreme Rainfall. *Civil Engineering Journal*. 7(9): 1620-1633.
 22. Ragno R. AghaKouchak A. Cheng L. and Sadegh M. 2019. A generalized framework

Research paper

Stationary and non-stationary frequency analysis of maximum daily precipitation in the Atrak basin

M. Teimouri^{1*}, A. Kornejady² and O. Asadi Nalivan³

Extended abstract

Accurate estimation of design precipitation is one of the requirements for construction of hydraulic structures, which is carried out by various methods of frequency analysis. Different statistical distributions with various parameters can be used for hydrological time series, which can be achieved with the goodness of fit tests. The parameter estimation methods are classically categorized as moments, maximum entropy, and maximum likelihood; each has capabilities and assumptions. The classical methods to fit observational data use assumptions for constant parameters of distribution functions; while many studies have been conducted on non-stationary data, due to factors such as climate change. In calculations for the construction of hydraulic structures, the assumption of stationary (in the mean or variance) can lead to the erroneous estimation of precipitation or maximum discharges in different return periods, hence raise the risk in the design. Therefore, the main goal of the current research is to compare the results of fitting the generalized extreme value distribution function on the maximum 24-hour rainfall data series in the annual scale. The data were gathered from 24 rain gauge stations of the Atrak Basin, with the assumption of stationary and non-stationary. One of the objectives of this research is to compare the results of different quantiles of maximum precipitation with two Bayesian and maximum likelihood approaches in different return periods, and determine stations with trends or non-stationary conditions. In implementing the models, many selected stations have been used for a statistical period of more than 40 years (up to 2018).

Mann-Kendall and White tests were used to check the non-stationary status in the mean and variance of annual data. The generalized extreme value distribution function was also fitted to the time series data. Among the 24 stations with long-term data, five stations with trends and six stations with non-stationary variance were detected. To determine the parameters of distributions, different methods were used. Among the classical methods, the maximum likelihood approach is more acceptable due to the production of the smallest sampling variance of the estimated parameters. Another widely used method for parameter estimation is the Bayesian analysis, in which the uncertainty of parameters is presented through a probability distribution called "prior". Using Bayes' theorem, prior information and observations are combined, and its probability is determined, eventually becoming the "posterior" distribution function and inference. The Markov chain Monte Carlo hybrid method is also used to calculate and numerically analyze the posterior distribution. Evaluation criteria, including Akaike (AIC), Bayesian (BIC), Root mean square error (RMSE), and Nash-

1- Assistant Professor, Department of Nature Engineering. Shirvan Faculty of Agriculture, University of Bojnord, Iran.

2- Assistant Professor, Research Department of Natural Resources, Golestan Agricultural and Natural Resources Research and Education Center, AREEO, Gorgan, Iran.

3- Former Ph.D. Student in Watershed Sciences and Engineering, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, Gorgan, Iran

* Corresponding Author: m.teimouri@ub.ac.ir

Received: 2022/10/19 Accepted: 2023/01/07

<https://dx.doi.org/10.22034/IWRJ.2023.14101.2458>

Sutcliffe efficiency (NSE) coefficient, were determined under stationary and non-stationary assumptions for all stations.

The results revealed that the *p-value* for all stations was more than the acceptance error (i.e., statistically accepted at the significance level of 95%), and the null hypothesis of a proper fit of the data was confirmed. Also, In Incheh, Cheri, Farouj, Gazangaye, and Qaljiq stations, the trend was discernible at a significant level of 95%. Regarding the results, the non-stationary variance was observed only in the Barzu, Darband, Resalat, Zo, Shirvan, and Maravetepe stations (at a significance level of 95%). The results of both tests confirmed that the annual 24-hour maximum rainfall data of all the studied stations concurrently did not comply with the non-stationary condition in the mean and variance. To summarize the examined criteria, it is noteworthy that the BIC criterion in all stations considered the stationary assumption more favorably, resulting in a lower BIC value. Nash-Sutcliffe coefficient could not differentiate between the assumptions, and in some cases, it provided relatively similar values for the stations. As such, this criterion provided similar values for eight stations in two assumptions of stationary and non-stationary. Therefore, AIC and RMSE criteria were considered more appropriate to judge the optimality of non-stationary results. In order to investigate the effect of accepting the assumption of non-stationary on the modeling results of the maximum daily rainfall values, the low (5 percent), middle (50 percent), and high (95 percent) values in the 100-year return period are examined. The Bayesian method was used to determine the values of the parameters, as well as the classical maximum likelihood method, in two default states of stationary and non-stationary. In a nutshell, the similarity of the median results of the data with the maximum likelihood in the two assumptions was evident in most of the stations. Although completely identical and significant results were not observed regarding the data output results with a 100-year return period. Hence, it can be advised that if there is evidence of non-stationary, the condition should be used in the analysis of the frequencies of extreme values; otherwise, the assumption of stationary should be put to use. Also, the result of the conventional maximum likelihood method was found to be somewhat consistent with the middle quantile values of the method presented by Rango et al. (2019), which would diminish its compatibility with the high amount of precipitation in the Atrak basin.

Keywords: Extreme event, Generalized extreme value distribution, Return period, Stationary, trend.

Citation: Teimouri M. Kornejady A. and Asadi Nalivan O. 2023. Stationary and non-stationary frequency analysis of maximum daily precipitation in the Atrak basin. Iranian Water Research Journal. 49: ??-??. <https://dx.doi.org/10.22034/IWRJ.2023.14101.2458>