دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری
پژوهشنامه مدیریت حوزه آبخیز

تحلیل روند بلندمدت سری‌های اقلیمی و هیدرولوژیکی در شرق حوزه آبخیز گرگانرود استان گلستان با استفاده از روش‌های آماری حذف خودهمبستگی

حسین سلمانی[۱]، واحد بردی شیخ[۲]، عبدالرسول سلمان ماهینی[۳]، مجید اونق[۴] و ابوالحسن فتح آبادی[۵]

۱ و ۴- دکترای آبخیزداری و استاد، دانشکده مرتع و آبخیزداری، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، گرگان
۲- دانشیار، دانشکده مرتع و آبخیزداری، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، گرگان، (نویسنده مسوول: v.sheikh@yahoo.com)
۳- دانشیار، دانشکده شیلات و محیط زیست، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، گرگان
۵- استادیار، دانشکده مرتع و آبخیزداری، دانشگاه گنبد کاووس، گنبد

تاریخ دریافت: ۹۶/۲/۴ تاریخ پذیرش: ۹۶/۱۰/۱۰
صفحه ۵۸ تا ۷۲

چکیده

امروزه با توجه به اهمیت موضوع تغییر اقلیم، بررسی روند داده‌های اقلیمی و هیدرولوژیکی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. هدف از این پژوهش بررسی کارایی روش‌های مختلف حذف تأثیر خودهمبستگی در بررسی روند پارامترهای دما، بارش و دبی ایستگاه‌های منتخب در شرق حوزه آبخیز گرگانرود استان گلستان می‌باشد. به‌این منظور، علاوه بر استفاده از آزمون من-کندال معمولی، از آزمون‌های ناپارامتریک MK-PW، MK-TFPW، MK-VCA، MK-SA و MK-HSA برای تحلیل روند استفاده شد. همچنین، برای تعیین شیب خط روند و شناسایی نقاط جهش، به‌ترتیب از تخمین‌گر شیب‌سن و آزمون من- کندال دنباله‌ای (SQMK) استفاده شد. نتایج نشان داد که مقادیر بارش و دما در تمام ایستگاه‌ها روند صعودی دارند که این روند برای پارامتر دما در ایستگاه‌های لزوره و رامیان معنی‌دار می‌باشد. همچنین، دبی جریان ایستگاه ارازکوسه روند نزولی معنی‌دار دارد. استفاده از آزمون‌های ناپارامتریک باعث کاهش آماره Z شد. در اکثر ایستگاه‌ها روش MK-PW کمترین مقدار احتمال معنی‌داری دارد و این روش به همراه روش‌های MK-VCA و MK-TFPW عملکرد بهتری داشته و توانستند احتمال خطای نوع اول را کاهش دهند. در ایستگاه‌هایی که وجود خودهمبستگی مرتبه اول و بالاتر معنی‌دار تایید نشد، روش‌های MK-PW و MK-VCA نتایج یکسانی داشتند. روش MK-TFPW به‌دلیل محاسبه خودهمبستگی بعد از حذف روند، رفتار متفاوتی از خود نشان داد. بررسی نقاط عطف در آزمون من- کندال دنباله‌ای نشان داد که در ایستگاه‌های باران‌سنجی ارازکوسه، رامیان، نوده، تمر و قزاقلی نقطه شروع روند، به‌ترتیب سال‌های ۲۰۰۰، ۱۹۸۷، ۱۹۸۸، ۲۰۰۱ و ۲۰۰۱ می‌باشد که تنها در دو ایستگاه تمر در سال ۲۰۰۵ و قزاقلی در سال‌های ۲۰۰۵ و ۲۰۰۶ در سطح ۵٪ معنی‌دار شد. در ایستگاه‌های دماسنجی، نقطه جهش روند متفاوت می‌باشد و در تمام این ایستگاه‌ها زمان افزایش دما در سال ۱۹۹۳ همزمان با نقطه جهش روند کاهش دبی در ایستگاه ارازکوسه است.

واژه‌های کلیدی: من-کندال، من- کندال اصلاح شده، دما، بارش، دبی، حوزه آبخیز گرگانرود

مقدمه

یکی از چالش‌هایی که بشر با آن روبه‌رو است، مسأله تغییر اقلیم و مشکلات ناشی از آن مانند تغییر بارندگی و آبدهی حوزه‌های آبخیز می‌باشد (۲۵). تغییر اقلیم عبارت است از هر گونه تغییر در آب و هوا در طول زمان که ناشی از عوامل طبیعی و انسانی می‌باشد (۱۵). بارش و دما به‌عنوان مهم‌ترین متغیرهای هواشناسی و دبی به‌عنوان مهم‌ترین متغیرهای هیدرولوژیکی می‌توانند برای درک تغییرات اقلیمی مورد استفاده قرار بگیرند (۲۳). شناخت و آشکارسازی روند گذشته در سری‌های زمانی متغیرهای اقلیمی و هیدرولوژیکی از نظر زمانی و مکانی، برای تحلیل‌گران اقلیمی و برنامه‌ریزان منابع آب جهت اتخاذ سیاست‌ها و برنامه‌های مناسب جهت آمادگی و انطباق با اثرات نامطلوب پدیده تغییرات آب و هوایی و کاهش خسارت‌های ناشی از آن (۲۳)، مطالعات مدل‌سازی هیدرولوژیکی (۲۱) و درک درست این متغیرها در سطح منطقه در طی دوره آتی حائز اهمیت می‌باشد (۲۴). از طرفی تغییرات مکانی و زمانی زیادی بین روند بارش و دما در نواحی مختلف اقلیمی وجود دارد (۳۳). بنابراین لازم است که در سطح هر منطقه روند این تغییرات مورد بررسی قرار گیرد.

امروزه جهت تشخیص روند سری‌های زمانی متغیرهای هیدرولوژیکی و هواشناسی از آزمون‌های مختلفی استفاده می‌گردد که این آزمون‌ها به دو دسته پارامتری و ناپارامتری قابل تفکیک می‌باشند (۱۴). به‌دلیل اینکه اکثر سری‌های هیدرولوژیکی از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند، لذا آزمون‌های ناپارامتریک در این زمینه از کاربرد بیشتری برخوردارند. از میان روش‌های ناپارامتری، آزمون من-کندال[۱] بهترین انتخاب برای تحلیل روند یکنواخت متغیرهای هیدرولوژیکی و هواشناسی است (۱۹). این روش دارای محاسبات ساده بوده و نسبت به تأثیر مقادیر حدی استوار می‌باشد و برای متغیرهای چوله مناسب می‌باشد. همچنین این روش به کمبود داده‌ها زیاد حساس نبوده و با انعطاف عمل می‌کند (۲۷). در این آزمون فرض صفر (H_0) و فرض مقابل (H_1) به‌ترتیب بیانگر عدم وجود روند و وجود آن در سری زمانی است. از طرفی شرط لازم برای استفاده از این آزمون مستقل بودن داده‌ها و عدم وجود خود همبستگی معنی‌دار در سری زمانی داده‌ها است. این در حالی است که در شرایط واقعی اغلب سری‌های هیدرولوژیکی دارای خودهمبستگی می‌باشند (۱۰). بر اساس مطالعات انجام شده وجود خودهمبستگی معنی‌دار در

1- Mann–Kendall (MK)

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]

سری‌های زمانی موجب ایجاد خطا در نتایج آزمون‌های ناپارامتری تحلیل روند می‌شود (۶) و احتمال تشخیص روند معنی‌دار توسط آزمون را افزایش می‌دهد. بر این اساس، وجود خودهمبستگی مثبت باعث تخمین بیشتر از واقعیت معنی‌دار بودن روند (مثبت یا منفی) می‌شود، همچنین وجود خودهمبستگی منفی باعث تخمین کمتر از واقعیت معنی‌داری روند (مثبت یا منفی) خواهد شد (۵). به عبارت دیگر ممکن است آزمون حتی در صورت نبودن روند، به اشتباه فرض صفر را رد کند و روند را معنی‌دار تشخیص دهد. بنابراین باید در ابتدا اثر ضرایب خودهمبستگی ترتیبی از سری زمانی حذف و سپس بر روی سری مذکور آزمون من کندال انجام گیرد (۲۰).

روش‌های مختلفی برای از بین بردن خودهمبستگی توسط محققان ارایه شده است. در بعضی از این روش‌ها پیش از اجرای آزمون روند خودهمبستگی از سری داده حذف و داده‌ها فاقد خودهمبستگی می‌شوند. به‌منظور حذف اثر خودهمبستگی مرتبه اول ((1) AR) از سری داده‌ها وان استورچ (۲۸) روش پیش سفید کردن را قبل از اجرای آزمون من-کندال ارایه نمودند که به آن PW-MK[1] می‌گویند. این روش جهت شناسایی روند توسط محققانی همچون داگلوس و همکاران (۴) و خلیق و همکاران (۱۴) مورد استفاده قرار گرفته است. در صورتی که روند در یک سری زمانی وجود نداشته باشد، وان استورچ (۲۸) نشان داد که پیش سفید کردن اثر ضریب خودهمبستگی را بر آزمون من-کندال به نحو چشمگیری کاهش می‌دهد. داگلاس و همکاران (۴) نشان دادند که روش پیش سفید کردن (PW) می‌تواند میزان روند واقعی در داده‌ها را کاهش دهد. یو و همکاران (۳۰) نشان دادند در صورت وجود روند و فرایند (1) AR در یک سری زمانی روش پیش سفید کردن وان استورچ (۲۸) بخشی از روند را حذف می‌کند و بنابراین ممکن است فرض H_0 مبنی بر عدم وجود روند مورد قبول واقع شود و این در حالتی است که سری‌های زمانی ممکن است روند داشته باشند. به منظور برطرف کردن این مشکل و حذف همبستگی پیاپی، یو و همکاران (۳۰) روش پیش سفید کردن روند آزاد (MK-TFPW)[2] را ارایه نمودند. محققانی از جمله خلیق و همکاران (۱۴) و ترابی پوده و امامقلی‌زاده (۲۵) از این روش برای حذف روند استفاده نمودند. حامد و رائو (۱۰) روش دیگری را برای حذف اثر ضریب خودهمبستگی قبل از اجرای آزمون من کندال با اصلاح در واریانس داده‌ها ارایه نمودند (MK-VCA)[3] این روش برای سری داده‌هایی مورد استفاده قرار می‌گیرد که ضرایب خودهمبستگی آن‌ها در یک یا چند گام زمانی معنی‌دار باشند (۱۰). اثرات همه ضرایب خودهمبستگی معنی‌دار در این آزمون از طریق تعیین اندازه بهینه و اصلاح واریانس محاسباتی من-کندال حذف می‌گردند. این روش توسط محققانی از جمله فتح آبادی و همکاران (۷)، جعفرزاده و همکاران (۱۳) و توسانوقلو و کیسی (۲۶) مورد استفاده قرار گرفته است. در دیگر روش‌ها برای از بین بردن تاثیرخودهمبستگی، آزمون من-کندال اصلاح می‌گردد. از این روش‌ها می‌توان به آزمون من-کندال فصلی اصلاح شده (MK-HSA)[4] اشاره کرد. تغییرات فصلی و ماهانه پارامترهای اقلیمی و هیدرولوژیکی باعث پیچیدگی بررسی روند می‌شود. هنگامی‌که داده‌های هر فصل یا ماه به‌صورت جداگانه بررسی شوند این روندها به‌خوبی قابل مشاهده بوده اما چنانچه داده‌ها به‌صورت سالانه بررسی شوند به‌دلیل در نظر گرفتن تمام ماه‌ها این روندها قابل شناسایی نیستند. بنابراین نیاز است تا داده‌ها به‌صورت فصلی یا ماهانه مورد بررسی قرار گیرند. بدین منظور هیرش و همکاران (۱۱) آزمون من-کندال فصلی (MK-SA)[5] را برای داده‌های فصلی سری‌های ماهانه بدون لحاظ تأثیر همبستگی سریالی ارائه دادند. سپس هیرش و همکاران (۱۲) آزمون من-کندال فصلی ارائه شده را اصلاح کرده (MK-HSA) به‌طوری که این روش بتواند تأثیر خودهمبستگی را در بررسی روند با استفاده از آزمون من-کندال فصلی از بین ببرد. محققانی از جمله احمدی و همکاران (۱) و گیوری لاو و همکاران (۹) از این آزمون برای حذف خود همبستگی استفاده نمودند. در تجزیه و تحلیل روند دراز مدت سری‌های زمانی، سال شروع روند (تشخیص نقطه جهش)، روند تغییرات در طول زمان و تجزیه و تحلیل شناسایی تغییرات ناگهانی نیز خیلی مهم می‌باشند (۶). بنابراین اگر روند در سطح معنی‌داری α قابل قبول باشد، آزمون من-کندال دنباله‌ای (SQMK)[6] برای تحلیل روند زیرسری‌های زمانی توصیه شده است که به کمک آن می‌توان نقطه تغییر را پیدا کرد. این روش به‌طور گسترده در مطالعات عرفانیان و بابائی حصار (۶)، لیو و همکاران (۱۶)، رحمت و همکاران (۲۱)، سام و طبری (۲۴) جهت شناسایی نقطه شروع تغییرات مورد استفاده قرار گرفته است.

با توجه به اهمیت بررسی روند پارامترهای هیدرولوژیکی و اقلیمی و نقش مهم تحلیل روند در مدل‌سازی، مدیریت و برنامه‌ریزی بهینه و کارامد منابع آب، در این پژوهش با استفاده از آزمون من-کندال (MK) و آزمون‌های من-کندال اصلاح شده با حذف اثر خودهمبستگی MK-PW، MK-TFPW، MK-VCA، MK-SA وMK-HSA به بررسی و تحلیل روند پارامترهای دما، بارش و دبی ایستگاه‌های منتخب در شرق حوزه آبخیز گرگانرود استان گلستان پرداخته شد. بررسی تأثیر خودهمبستگی بر روی نتایج بدست آمده با استفاده از روش من-کندال و تعیین بزرگی شیب روند و نقطه جهش و روند ناگهانی سری‌های زمانی با تخمین‌گر شیب سن[7] و آزمون من-کندال دنباله‌ای (SQMK) از دیگر اهداف این مطالعه می‌باشد. از برتری‌های این تحقیق می‌توان به بررسی روش‌های حذف خودهمبستگی در تحلیل روند سری‌های داده‌های دما، بارش و دبی و تعیین نقطه جهش سری‌های زمانی داده‌ها در قالب حوزه آبخیز (شرق حوزه آبخیز گرگانرود) اشاره نمود.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه داده‌های مورد استفاده شامل سری‌های زمانی ماهانه و سالانه دما و بارش ایستگاه‌های هواشناسی داخل و اطراف حوزه آبخیز تیل‌آباد (در شرق حوزه آبخیز گرگانرود استان گلستان) طی سال‌های ۱۹۸۴ تا ۲۰۱۴

1- Pre Whitening (PW) 2- Trend-Free Pre-Whitening (TFPW) 3- Mann–Kendall Variance Correction Approach (MK-VCA)
4- Mann–Kendall Hirsch Seasonal Approach 5- Mann–Kendall Seasonal Approach
6- Sequential Mann-Kendall 7- Sen's slope

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]

میلادی و سری زمانی دبی ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه واقع در خروجی حوزه طی سال‌های ۱۹۷۴ تا ۲۰۱۴ میلادی می‌باشد. دلیل انتخاب این ایستگاه‌ها کامل بودن داده‌های آن‌ها نسبت به سایر ایستگاه‌های موجود در حوضه و اطراف آن و پراکنش مکانی نسبتا قابل قبول ایستگاه‌ها در سراسر منطقه مورد مطالعه می‌باشد که در شکل ۱ نقشه پراکنش ایستگاه‌های مورد مطالعه نشان داده شده است.

روش تحقیق

تخمین شیب- سن (SS)

اگر سری‌های زمانی روند خطی داشته باشند شیب واقعی می‌تواند با استفاده از روش ناپارامتری توسعه داده شده به وسیله سن (۲۲) تخمین زده شود. برآورد شیب N جفت از داده‌ها ابتدا با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

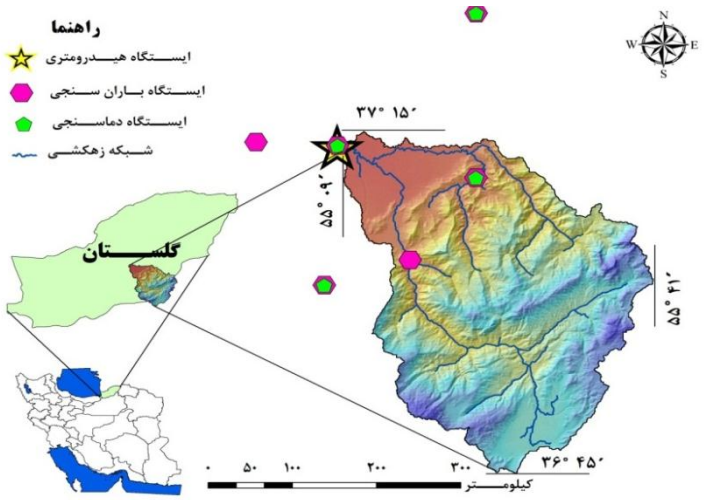
$$Q_i = \frac{x_j - x_k}{j-k} \quad for\ i = 1, \ldots\ldots, N \qquad (۱)$$

که x_j و x_k که به ترتیب مقدار داده در سری‌های زمانی j و k (j>k) می‌باشد. میانگین N مقدار Q_i، برابر با مقدار عددی شیب سن می‌باشد. اگر N فرد باشد شیب سن از رابطه ۲ محاسبه می‌شود در غیر این‌صورت از رابطه ۳ محاسبه می‌شود (۱۵):

$$Q_{med} = Q_{[(N+1)/2]} \qquad (۲)$$

$$Q_{med} = \frac{1}{2}(Q_{[N/2]} + Q_{[(N+2)/2]}) \qquad (۳)$$

علامت مثبت و منفی تست آماری به ترتیب روند افزایشی و کاهشی در سری را نشان می‌دهد. در این مطالعه آماره شیب‌سن در محیط برنامه Matlab کدنویسی و اجرا شد.



شکل ۱- نقشه ایستگاه‌های مورد مطالعه در شرق حوزه آبخیز گرگانرود استان گلستان
Figure 1. Map of studied stations in the Eastern Gorganrood Basin, Golestan Province

آزمون من-کندال (MK)

برای آزمون ناپارامتری رتبه مبنا من-کندال در ابتدا با استفاده از رابطه ۴ آماره S محاسبه شد (۲):

$$s = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^{N} \mathrm{sgn}(x_j - x_i) \qquad (۴)$$

که $\mathrm{sgn}(x_j - x_i)$ از رابطه زیر به‌دست می‌آید.

$$\mathrm{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} +1, & if \quad x_j - x_i > 0 \\ 0, & if \quad x_j - x_i = 0 \\ -1, & if \quad x_j - x_i < 0 \end{cases} \qquad (۵)$$

در این روابط x_i و x_j مقدار داده در سری زمانی i و j، n تعداد سری زمانی در دوره مورد مطالعه و $\mathrm{sgn}(x_j - x_i)$ نیز تابع علامت می‌باشد. با فرض اینکه داده‌ها مستقل بوده و توزیع یکنواخت دارند مقدار واریانس فرایند به‌ترتیب برای n≤۱۰ و n>۱۰ با استفاده از روابط ۶ و ۷ محاسبه می‌شود:

$$\sigma_s = \frac{1}{18}[n(n-1)(2n+5)] \qquad (۶)$$

$$\sigma_s^2 = \frac{1}{18}[n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^{m} t(t-1)(2t+5)] \qquad (۷)$$

که در این رابطه n: تعداد داده‌های مشاهداتی، m معرف تعداد سری‌هایی است که در آن‌ها حداقل یک داده تکراری وجود دارد و t بیانگر فراوانی داده‌ها با ارزش یکسان (داده‌های گره‌دار) می‌باشد.

$$Zs = \begin{cases} \frac{s-1}{\sigma_s}, \text{if} & s > 0 \\ 0, \quad \text{if} & s = 0 \\ \frac{s+1}{\sigma_s}, \text{if} & s < 0 \end{cases} \qquad (۸)$$

مقدار Zs بدست آمده با رابطه فوق با مقادیر Z بدست آمده از جدول توزیع نرمال استانداد در سطح معنی‌داری α مورد نظر

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]

فرض مبنی بر عدم وجود روند رد می‌شود (۲۱،۲۳). در این مطالعه آماره من-کندال در محیط برنامه R کدنویسی و اجرا شد. همچنین در این تحقیق خودهمبستگی زمانی برای متغیرهای دما، بارش و دبی با استفاده از نرم‌افزار SPSS بررسی شد. اگر ضریب خودهمبستگی معنی‌دار باشد لازم است اثر خودهمبستگی از سری داده‌ها حذف شود.

حذف خودهمبستگی زمانی (PW)

با فرض وجود یک روند خطی ($T_t = \beta t$) و یک فرایند AR (1) ($A_t = \rho_1 A_{t-1} + \varepsilon_t$) که در آن ρ_1 ضریب خودهمبستگی با تأخیر واحد، X_t داده مشاهداتی در زمان t و ε_t یک نویز می‌باشد) در یک سری زمانی خواهیم داشت:

$$X_t = T_t + A_t \qquad (۹)$$

نویز یا خودهمبستگی زمانی سری‌ها به صورت زیر حذف می‌گردد:

$$X_t' = X_t - \rho_1 X_{t-1} \qquad (۱۰)$$

با بازنویسی معادله بالا می توان نوشت:

(۱۱)

$$X_t' = \beta_t + A_t - \rho_1[\beta(t-1) + A_{t-1}] = (1-\rho_1)\beta_t + A_t - \rho_1 A_{t-1} + \rho_1\beta = (1-\rho_1)\beta_t + \rho_1\beta$$

که در آن X_t': داده مشاهداتی در زمان t بعد از حذف نویز؛ ρ_1: ضریب خودهمبستگی با تأخیر واحد؛ A_t: خودهمبستگی در زمان t؛ β_t: شیب سری‌های پیش سفید شده در زمان t و β: شیب واقعی روند می‌باشد. همان‌طور که دیده می‌شود فرایند AR(1) دیگر به آن صورت در سری‌های پیش سفید شده وجود ندارد و پیش سفیدکردن، فرآیند AR(1) را از سری‌ها حذف کرده است (۲۹). پس از بدست آوردن مقادیر باقیمانده‌ها (X_t') آزمون من-کندال معمولی بر روی مقادیر باقیمانده انجام می‌گیرد.

آزمون من-کندال با روش پیش سفید کردن روند آزاد (TFPW)

یو و همکاران (۲۹) روش MK-TFPW را ارایه کردند که رئوس کلی آن به‌صورت زیر ارایه می‌شود:

۱- شیب روند (b) در سری داده‌ها با استفاده از روش زیر برآورد می‌شود:

$$b = \text{Median}\left(\frac{X_j - X_1}{j-1}\right) \text{if} \forall 1 < j \qquad (۱۲)$$

۲- اگر شیب تقریبا برابر صفر بود آنگاه دیگر نیازی به ادامه آنالیز روند نیست، اما اگر مقدار آن برابر صفر نبود آنگاه روند با استفاده از رابطه زیر بدون روند می‌شوند:

$$X_t' = X_t - T_t = X_t - b_t \qquad (۱۳)$$

۳- مقدار خودهمبستگی مرتبه اول سری بدون روند X_t' محاسبه شده و سپس مقدار ضریب خودهمبستگی با مرتبه اول AR(1) با استفاده از معادله ۱۴ حذف می‌شود. این روش پیش سفید کردن پس از حذف روند از سری‌ها روش TFPW نامیده می‌شود. باقیمانده‌ها بعد از حذف روند یک سری مستقل را تشکیل می‌دهند.

$$Y_t' = X_t' - r_1 X_{t-1}' \qquad (۱۴)$$

۴- در این گام روند شناخته شده T_t و سری باقیمانده‌ها Y_t' با همدیگر ترکیب می‌شوند، بدیهی است که سری حاصل Y_t روند واقعی را حفظ کرده و اثر ضریب خود همبستگی نیز حذف شده است.

$$Y_t = Y_t' + T_t \qquad (۱۵)$$

۵- آزمون من-کندال جهت برآورد روند واقعی بر روی سری Y_t اعمال می‌شود.

من کندال فصلی (MK-SA) و کندال فصلی اصلاح شده (MK-HSA)

جهت اصلاح آزمون برای سری‌های ماهانه که دارای خودهمبستگی می‌باشند در ابتدا مقادیر آماره S برای هر فصل محاسبه شده و در نهایت نتایج مربوط به فصل‌های مختلف با هم جمع می‌شوند (رابطه ۱۶).

$$S' = \sum_{j=1}^{p} S_j \qquad (۱۶)$$

در این رابطه S_j مقادیر S برای ماه یا فصل j ($j = 1,2,\ldots,p$) می‌باشد. در حالتی‌که سری زمانی فاقد خودهمبستگی باشد واریانس S' از رابطه ۱۷ محاسبه می‌شود؛ و در حالتی که داده‌های ماهیانه دارای خودهمبستگی باشند واریانس S' با استفاده از رابطه ۱۸ تعیین می‌شود.

$$\sigma_{S'}^2 = \sum_{j=1}^{p} Var(S_j) \qquad (۱۷)$$

$$\sigma_{S'}^2 = \sum_{j=1}^{p} Var(S_j) + \sum_{g=1}^{p-1}\sum_{h=g+1}^{p} \sigma_{gh} \qquad (۱۸)$$

که σ_{gh} کوواریانس بین مقادیر آماره من-کندال برای فصل g و h می‌باشد. کوواریانس نیز با استفاده از روابط ۱۹، ۲۰ و ۲۱ تعیین می‌شود.

$$R_{ij} = \frac{1}{2}\left[n + 1\sum_{k=1} \text{sgn}(x_{ij} - x_{kj})\right] \qquad (۱۹)$$

$$\hat{\sigma}_{gh} = \frac{1}{3}\left[K_{gh} + 4\sum_{i=1}^{n} R_{ig}R_{ih} - n(n+1)^2\right] \qquad (۲۰)$$

$$K_{gh} = \sum_{i=1}^{n-1}\sum_{j=i+1}^{n} \text{sgn}\left[(X_{jg} - X_{ig})(X_{jh} - X_{ih})\right] \qquad (۲۱)$$

تعداد n مرتبه هر یک از داده‌ها و R_{ij} در این رابطه‌ها داده‌های هر ماه می‌با شند. در نهایت با ا ستفاده از رابطه ۲۲ مقدار آماره من کندال اصلاح شده بدست می‌آید.

$$z' = \begin{cases} (S'-1)/\sigma_s, if \cdot S' > 0 \\ 0, \cdot if \cdot S' = 0 \\ (S'+1)/\sigma_s, if \cdot S' < 0 \end{cases} \qquad (۲۲)$$

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]

$$\hat{\sigma}_{gh} = \frac{1}{3}\left[K_{gh} + 4\sum_{i=1}^{n} R_{ig}R_{ih} - n(n+1)^2\right] \quad (۲۰)$$

$$K_{gh} = \sum_{i=1}^{n-1}\sum_{j=i+1}^{n} \mathrm{sgn}\left[(X_{jg} - X_{ig})(X_{jh} - X_{ih})\right] \quad (۲۱)$$

تعداد n مرتبه هر یک از داده‌ها و R_{ij} در این رابطه‌ها داده‌های هر ماه می‌باشند. در نهایت با استفاده از رابطه ۲۲ مقدار آماره من کندال اصلاح شده بدست می‌آید.

$$z' = \begin{cases} (S'-1)/\sigma_s, if \cdot S' > 0 \\ 0, \cdot if \cdot S' = 0 \\ (S'+1)/\sigma_s, if \cdot S' < 0 \end{cases} \quad (۲۲)$$

آزمون من-کندال با اصلاح واریانس داده‌ها (MK-VCA)

در این روش اندازه بهینه نمونه واریانس اصلاحی با استفاده از رابطه ۲۳ تعیین می‌شود:

$$V^*(S) = V(S)\frac{n}{n^*} \quad (۲۳)$$

که $\frac{n}{n^*}$ از رابطه ۲۴ بدست می‌آید.

$$\frac{n}{n^*} = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)}\sum_{i=1}^{n-1}(n-i)(n-i-1)(n-i-2)r_i^R \quad (۲۴)$$

که در آن r_i^R مقادیر خودهمبستگی با تأخیر i می‌باشند. حامد و رائو (۱۰) نشان دادند که برای محاسبه Z کندال اگر واریانس اصلاح‌شده ($V^*(S)$) جایگزین $V(S)$ شود آنگاه نتایج دقیق‌تری حاصل می‌شود (۷).

آزمون من-کندال دنباله‌ای (SQMK)

برای محاسبه من-کندال دنباله‌ای مراحل زیر به کار برده می‌شوند. ابتدا مقادیر متوسط سالانه سری‌های زمانی $x_j\,(j=1,\ldots,n)$ با مقادیر $x_i\,(i=1,\ldots,j)$ مقایسه می‌شوند. در هر مقایسه تعداد $x_j > x_i$ محاسبه و با n_j مشخص می‌شوند. سپس آماره t با معادله زیر محاسبه می‌شود:

$$t_j = \sum_{1}^{j} n_j \quad (۲۵)$$

میانگین و واریانس آماره آزمون عبارتند از:

$$E(t) = \frac{n(n-1)}{4} \quad (۲۶)$$

$$Var(t_j) = \frac{j(j-1)(2j+5)}{72} \quad (۲۷)$$

در نهایت مقادیر زنجیره‌ای $u(t)$ و $u'(t)$ محاسبه شدند:

$$u(t) = \frac{t_j - E(t)}{\sqrt{Var(t_j)}} \quad (۲۸)$$

دنباله‌ی $u(t)$ دنباله‌ی پیشرو می‌باشد. دنباله‌ی پسرو یا $u'(t)$ با استفاده از مراحل بالا محاسبه می‌شود، با این تفاوت که نقطه‌ی شروع داده‌ها از آخر سری‌های زمانی در نظر گرفته می‌شود، و محاسبات از آخر سری‌های زمانی شروع می‌شوند (۱۹). مقادیر مثبت و منفی $u(t)$ به‌ترتیب بیانگر یک روند افزایشی و کاهشی می‌باشند ($u'(t)$ مشابه $u(t)$ می‌باشد). در اینجا نیز معناداری روند در سطح ۹۹٪ و ۹۵٪ در نظر گرفته می‌شود که به‌ترتیب معادل مقادیر Z برابر با ۲/۵۸± و ۱/۹۶± می‌باشد. اگر دنباله $u(t)$ و $u'(t)$ بر اساس i به صورت نموداری رسم شوند در حالت معنی‌داری روند، دو نمودار در نقطه شروع پدیده در خارج از محدوده ۲/۵۸± و ۱/۹۶± یکدیگر را قطع کرده و در خلاف جهت هم یکدیگر را قطع خواهند کرد. به این نقطه برخورد، جهش گفته می‌شود. در حالی که اگر روند وجود نداشته باشد دو دنباله $u(t)$ و $u'(t)$ تقریباً به‌صورت موازی حرکت خواهند کرد و یا دارای انحنا و همپوشانی در نقاط متعدد می‌باشند و با چند برخورد به‌طوری که به تغییر جهت منجر نشود عمل خواهند کرد. در مواقعی که $-1/96 < u(t) < +1/96$ باشد سری تصادفی است و روند خاصی نمی‌توان برای آن تصور کرد. در حالتی که $u(t) > +2/57$ و $u(t) > +1/96$ نشان‌دهنده روند افزایشی و $u(t) < -2/576$ و $u(t) < -1/96$ باشد به‌ترتیب نشان‌دهنده روند نزولی در سطح معنی‌داری ۱ و ۵ درصد است (۲،۱۶). لازم به ذکر است که در این تحقیق روش‌های شیب‌سن، من-کندال معمولی، MK-SA، MK-HSA، MK-PW وMK-TFPW در محیط برنامه R و روش‌های MK-VCA و SQMK در محیط برنامه متلب کدنویسی و اجرا گردید.

نتایج و بحث

برای تحلیل روند در ابتدا لازم است که بزرگی روند تغییرات مورد بررسی قرار گیرد. در این راستا روش شیب‌سن استفاده شد و روند تغییرات میانگین سری‌های زمانی سالانه دبی، دما و بارش ایستگاه‌های منتخب محاسبه گردید که در جدول ۱ و اشکال ۲ تا ۴ ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود تغییرات روند بارش سالانه در تمام ایستگاه‌ها به‌صورت منظم و مثبت بوده و داده‌ها دارای روند صعودی خیلی کم می‌باشند. در بین ایستگاه‌های مورد مطالعه ایستگاه رامیان (شیب سن ۰/۰۱۳۳) و ایستگاه تمر (شیب سن ۰/۰۰۷۷) بیشترین شیب را در بین سایر ایستگاه‌ها دارند. افزایش روند دما همسو با بارندگی می‌باشد و نسبت به آن شدیدتر می‌باشد و در تمامی ایستگاه‌ها دمای متوسط سالانه روند افزایشی چشمگیری دارد. شیب خط سن در ایستگاه‌های لزوره و رامیان (به‌ترتیب برابر ۰/۰۵۱۱ و ۰/۰۳۹۸) بیشترین می‌باشد و در این دو ایستگاه دما در طی دوره مطالعاتی افزایش یافته است. این روند افزایشی در دو ایستگاه تمر و ارازکوسه کمتر می‌باشد (جدول ۱). بررسی روند دبی متوسط سالانه ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه واقع در خروجی حوزه نشان می‌دهد که تغییرات روند دبی سالانه در این ایستگاه در چهار دهه گذشته نزولی (شیب روند برابر ۰/۰۵۳۷-) می‌باشد. انصاری و همکاران (۲) و نجف آبادی و دین‌پژوه (۱۸) نیز در

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]

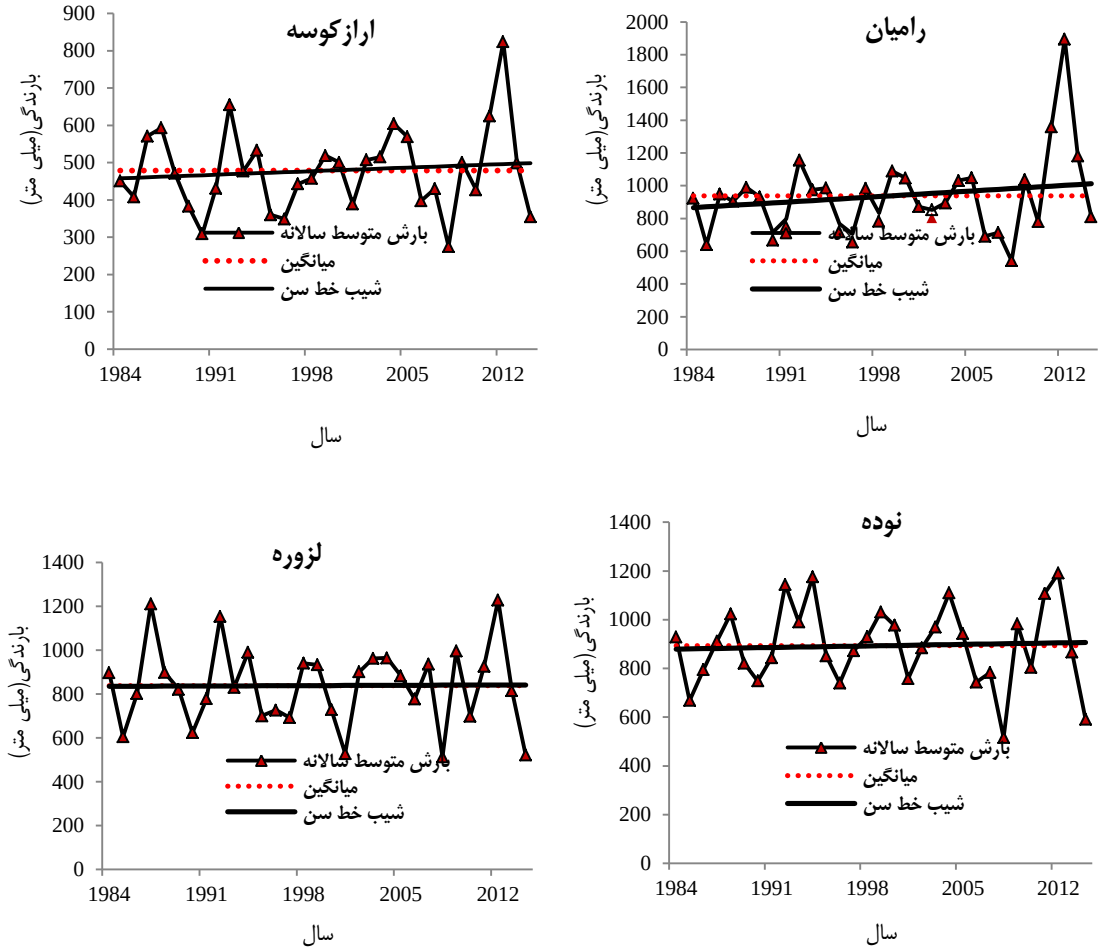
پژوهش‌های خود روند کاهشی در مقادیر دبی را گزارش کرده‌اند. با وجود افزایش مقدار بارندگی در حوزه مورد مطالعه مقدار دبی متوسط سالانه روند کاهشی نشان می‌دهد که دلیل آن را می‌توان به افزایش چشمگیر دما، کاهش نسبی بارش و تغییر در الگوی بارشی دانست که به نوبه خود باعث کاهش مقدار دبی جریان از طریق افزایش مقدار تبخیر و تعرق شده است. از دلایل دیگر مهم کاهش دبی می‌توان به افزایش مقدار مصرف آب برای مصارف خانگی و توسعه کشاورزی در منطقه و افزایش برداشت از رودخانه دانست که مقدار آب در دسترس را در پایین دست کاهش می‌دهند.

جدول ۱- نتایج روش‌های مختلف شناسایی روند سری‌های زمانی بارش، دما و دبی

Table 1. Results of different methods to identify the time series of rainfall, temperature and Discharge

پارامتر	ایستگاه	SS	R	MK		MK-PW		MK-TFPW		MK-VCA (RAO)		MK-SA		MK-HAS	
				P	Z	P	Z	P	Z	P	Z	P	Z	P	Z
بارندگی	ارازکوسه	۰/۰۰۳۷	۰/۲۵۴	۰/۷۰۸۵	۰/۳۷۴	۰/۸۳۰۵	۰/۲۱۴	۰/۷۴۸۱	۰/۳۲۱	۰/۶۱۳۰	۰/۵۰۶	۰/۸۱۷۴	۰/۲۳۱	۰/۸۴۵	۰/۱۹۵
	رامیان	۰/۰۱۳۳	۰/۲۴۳	۰/۳۴۱۲	۰/۹۵۲	۰/۹۱۴۸	۰/۱۰۷	۰/۵۲۰۷	۰/۶۴۲	۰/۲۴۶۴	۱/۱۵۹	۰/۴۷۶۶	۰/۷۱۲	۰/۵۴۵	۰/۶۰۴
	لزوره	۰/۰۰۰۶	-۰/۰۵۸	۰/۹۷۲۹	۰/۰۳۴	۰/۸۸۶۵	۰/۱۴۳	۰/۸۸۶۵	۰/۱۴۳	۰/۹۷۲۹	۰/۰۳۴	۰/۴۴۶۸	-۰/۷۶۱	۰/۵۴۵	-۰/۶۰۵
	نوده	۰/۰۰۲۵	۰/۱۸۲	۰/۷۸۵۷	۰/۲۷۲	۰/۸۸۶۵	۰/۱۴۳	۰/۸۵۸۴	۰/۱۷۸	۰/۷۸۵۷	۰/۲۷۲	۰/۸۰۹۹	-۰/۲۴۰	۰/۸۳۳	-۰/۲۱۰
	تمر	۰/۰۰۷۷	۰/۱۱۸	۰/۱۹۶۳	۱/۲۹۲	۰/۲۶۸۷	۱/۱۰۶	۰/۱۹۸۹	۱/۲۸۵	۰/۱۹۶۵	۱/۲۹۲	۰/۳۹۵۶	۰/۸۴۹	۰/۴۷۴	۰/۷۱۶
	قزاقلی	۰/۰۰۲۹	۰/۵۸۳	۰/۶۱۰۱	۰/۵۱۰	۰/۷۴۸۱	۰/۳۲۱	۰/۵۶۸۱	۰/۵۷۱	۰/۵۵۰۴	۰/۵۹۸	۰/۲۶۰۱	۱/۱۲۶	۰/۴۴۶	۰/۷۶۲
دما	ارازکوسه	۰/۰۱۶۹	۰/۳۷۲	۰/۳۲۴۲	۰/۹۸۶	۰/۹۷۱۵	۰/۰۳۶	۰/۷۲۱۲	۰/۳۵۷	۰/۳۲۴۲	۰/۹۸۶	۰/۰۳۹۸	۲/۰۵۶*	۰/۱۷۴	۱/۳۵۹
	لزوره	۰/۰۵۱۱	۰/۲۵۹	۰/۰۰۲۲	۳/۰۵۹**	۰/۰۵۴۰	۱/۹۲۷	۰/۰۰۶۷	۲/۷۱۲**	۰/۰۱۴۴	۲/۴۴۸*	۰/۰۰۰۰	۵/۶۴۳**	۰/۰۰۰۵	۳/۴۸۲**
	رامیان	۰/۰۳۹۸	۰/۵۵۵	۰/۰۰۳۵	۲/۹۲۳**	۰/۲۵۳۵	۱/۱۴۹	۰/۰۰۴۸	۲/۸۱۹**	۰/۰۰۳۵	۲/۹۲۳**	۰/۰۰۰۰	۴/۳۲۹**	۰/۰۰۳۱	۲/۹۵۳**
	تمر	۰/۰۱۶۰	۰/۴۰۹	۰/۲۶۲۰	۱/۱۲۲	۰/۶۱۷۴	۰/۴۹۹	۰/۳۵۳۵	۰/۹۲۸	۰/۲۶۲۰	۱/۱۲۲	۰/۰۱۲۰	۲/۵۱۲*	۰/۱۴۹۸	۱/۴۴۰
دبی	ارازکوسه	-۰/۰۵۳۷	۰/۰۱۳	۰/۰۴۹۳	-۱/۹۶۶*	۰/۱۳۹۰	-۱/۴۸۰	۰/۱۰۵۳	-۱/۶۱۹	۰/۰۴۹۳	-۱/۹۶۶*	۰/۰۰۰۰	-۴/۴۵**	۰/۰۲۲۶	-۲/۲۸۱*

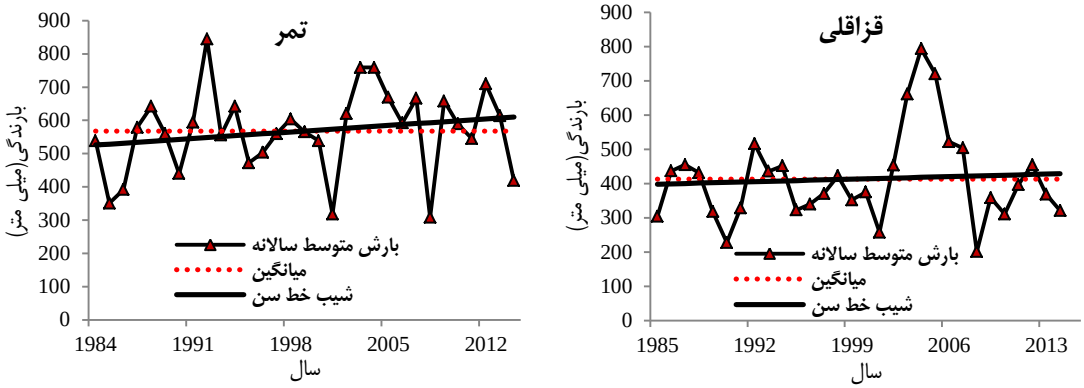
در این جدول ** و * به ترتیب بیانگر معنی‌داری روند در سطح ۱٪ و ۵٪ می‌باشد. همچنین ایستگاه‌هایی که ضریب همبستگی مرتبه اول آن‌ها معنی‌دار است زیر آن‌ها خط کشیده شده است.



شکل ۲- روند تغییرات بارش سالانه ایستگاه‌های ارازکوسه، رامیان، لزوره، نوده، تمر و قزاقلی

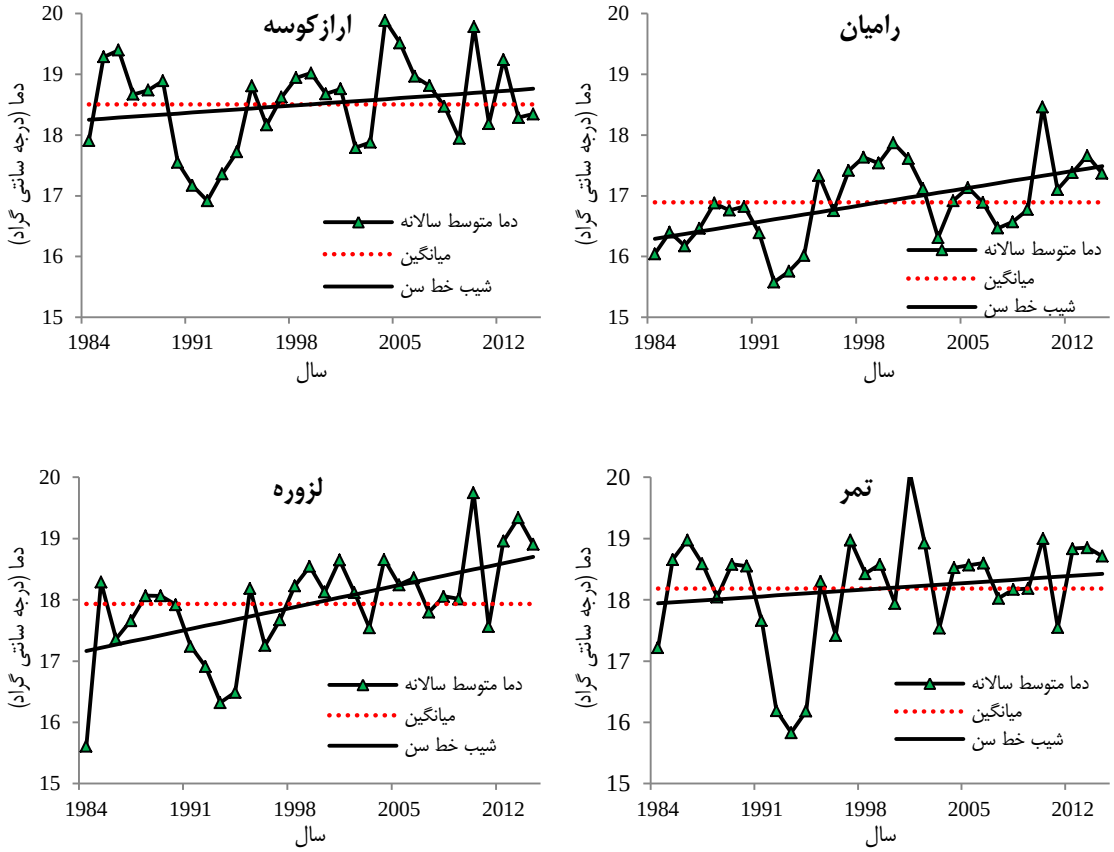
Figure 2. Trends of Annual rainfall in Arazkoseh, Ramian, Lazoreh, Nodeh, Tamar and Ghazaghli Stations

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]



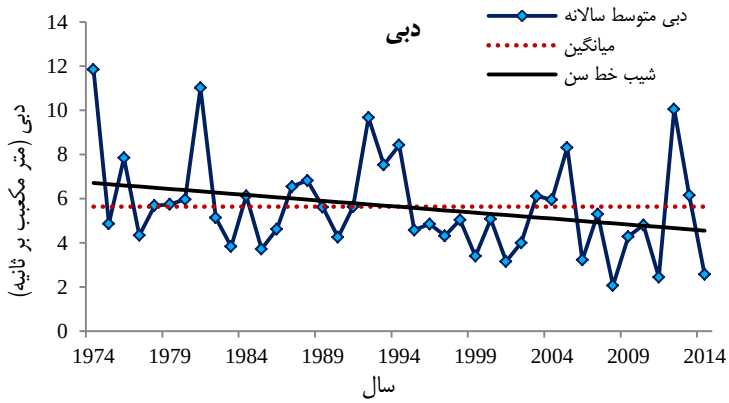
ادامه شکل ۲- روند تغییرات بارش سالانه ایستگاه‌های ارازکوسه، رامیان، لزوره، نوده، تمر و قزاقلی

Continiu Figure 2. Trends of Annual rainfall in Arazkoseh, Ramian, Lazoreh, Nodeh, Tamar and Ghazaghli Stations



شکل ۳- روند تغییرات دما سالانه ایستگاه‌های ارازکوسه، لزوره، رامیان و تمر

Figure 3. Trends of Annual Temperature in Arazkoseh, Lazoreh, Ramian and Tamar Station



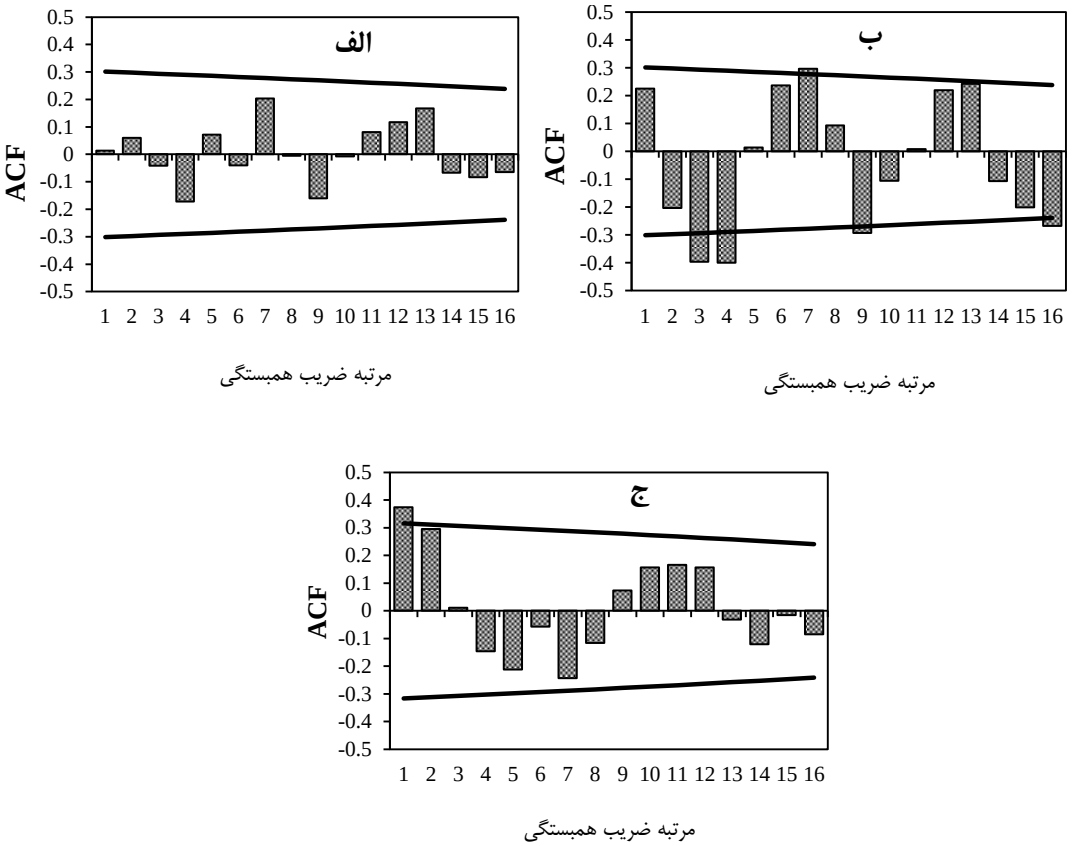
شکل ۴- روند تغییرات دبی سالانه ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه

Figure 4. Trends of Annual discharge in Arazkoseh Hydrometry Station

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]

با توجه به وجود خودهمبستگی در داده‌های دبی، دما و بارش از آزمون‌های من-کندال معمولی و من کندال اصلاحی شامل MK-PW، MK-TFPW، MK-VCA، MK-SA و MK-HSA برای تحلیل روند سری‌های زمانی بارش، دما و دبی هر یک از ایستگاه‌ها استفاده شد. همچنین خود همبستگی سری‌های زمانی بارش، دما و دبی سالانه‌ی ایستگاه‌ها در تأخیرهای مختلف با استفاده از نمودار تابع خود همبستگی در محیط نرم‌افزار SPSS بررسی شد. برای نمونه، نمودار تابع خودهمبستگی زمانی بارش، دما و دبی سالانه‌ی ایستگاه ارزکوسه در شکل ۵ آورده شده است. خطوط ممتد در این شکل محدوده‌ی معنی‌داری را نشان می‌دهند و مقادیر خودهمبستگی نمونه‌ای در تأخیرهای مختلف بین این محدوده واقع شده است. همچنین ضرایب خود همبستگی مرتبه اول برای سری‌های زمانی در نرم‌افزار R و SPSS محاسبه گردید که در جدول ۱ ارائه شده است. بر این اساس نتایج نشان داد که مقدار ضریب خود همبستگی مرتبه اول بارش ایستگاه‌های رامیان و قزاقلی و دمای ارازکوسه، رامیان و تمر و خودهمبستگی نمونه‌های سری زمانی بارش سالانه‌ی ایستگاه ارازکوسه در تأخیرهای مختلف در سطح ۵٪ معنی‌دار است. در سایر ایستگاه‌ها مقادیر همبستگی مرتبه اول و بالاتر در تأخیرهای مختلف معنی‌دار نبود.

همچنین نتایج آزمون‌های مختلف بررسی روند سری‌های زمانی بارندگی، دما و دبی در ایستگاه های منتخب حوضه در جدول ۱ نشان داده شده است. در این جدول مقدار آماره Z و p (مقدار احتمال معنی‌داری) برای سری داده‌های بارندگی، دما و دبی مربوط به هر روش ارائه شده است. همان‌طور که در این جدول مشاهده می‌شود در مقیاس سالانه و فصلی هیچ یک از ایستگاه‌ها مقادیر احتمال معنی‌داری مربوط به بارندگی کمتر از ۰/۰۵ و ۰/۰۱ نیست، بنابراین داده‌های بارندگی فاقد روند معنی‌دار می‌باشند. مقادیر آماره Z و P در ایستگاه‌های لزوره و نوده و تمر در روش VCA و کندال معمولی برابر می‌باشند که نشان می‌دهد خودهمبستگی مرتبه اول و بالاتر معنی‌دار نیست. سایر ایستگاه‌ها در روش VCA احتمال معنی‌داری بزرگ‌تری را نسبت به روش MK دارند. مقادیر احتمال معنی‌داری روند بدست آمده از روش MK-PW در ایستگاه‌های رامیان و قزاقلی کمتر از احتمال معنی‌داری روش من کندال معمولی (MK) شده است. این بدان معناست با حذف خودهمبستگی مرتبه اول روند بزرگتری برای داده‌ها ایجاد شده است (Z کمتر و P بالاتر). در ایستگاه‌های نوده، تمر و ارازکوسه نیز احتمال روند داده‌ها در روش PW کمتر از MK است ولی در ایستگاه لزوره احتمال روند داده‌ها در روش PW نسبت به MK بیشتر شده است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که احتمال معنی‌داری در روش‌های SA (خودهمبستگی را در نظر نمی‌گیرد) و HAS و TFPW در ایستگاه‌های مختلف متفاوت است به طوری که احتمال معنی‌داری روند در ایستگاه‌های ارازکوسه، رامیان، نوده و تمر کمتر شده و در ایستگاه‌های لزوره و قزاقلی بیشتر شده است.



شکل ۵- نمودار تابع خود همبستگی سری‌های زمانی الف (دبی)، ب (بارندگی) و ج (دما) ایستگاه ارازکوسه

Figure 5. A time series graph autocorrelation function, A (discharge), B (rainfall) and C (temperature) Arazkoseh station

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]

از نظر پارامتر دما ایستگاه ارازکوسه، لزوره و تمر در روش‌های SA، VCA و SA در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشند که بیانگر وجود روند مثبت و یا به عبارتی افزایش دما در ایستگاه‌های نامبرده است. شدیدترین رونـد مثبت مربوط به ایستگاه لزوره و آزمون‌های MK (Z=۳/۰۵۹)، TFPW (Z=۲/۷۱۲)، SA (Z=۵/۶۴۳)، HAS (Z=۳/۴۸۲) و ایستگاه رامیان و آزمون‌های MK (Z=۲/۲۹۳)، TFPW (Z=۲/۸۱۹)، VCA (Z=۲/۲۹۳)، SA (Z=۴/۳۲۹)، HAS (Z=۲/۹۵۳۹) می‌باشد کـه در سـطح یک درصـد معنی‌دار است. همچنین مقدار احتمال معنی‌داری P در این ایستگاه‌ها کمتر از ۰/۰۱ می‌باشد. نتایج روش VCA و MK در ایستگاه‌های تمر، رامیان و ارازکوسه مشابه می‌باشد این به این معناست که حذف ضریب خودهمبستگی مرتبه اول در این ایستگاه‌ها تأثیری بر روی نتایج روند ندارد. در ایستگاه لزوره نیز احتمال روند در داده‌ها در روش VCA کاهش می‌یابد. در ایستگاه‌های ارازکوسه، رامیان و تمر نیز با حذف خودهمبستگی مرتبه اول روند کمتری در روش PW نسبت به روش MK ایجاد شده است. ایستگاه لزوره نیز از ایستگاه‌های دیگر تبعیت کرده و روند در سری‌های زمانی دما در این ایستگاه در روش PW کاهش یافته است. همچنین در ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه، آماره Z در روش‌های MK، VCA و HAS بزرگ‌تر از ۱/۹۶ و آمار P کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد. بنابراین روند تغییرات دبی در این ایستگاه در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. مقدار منفی معنی‌داری در سطح ۵ درصد بیانگر وجود روند منفی و یا به عبارتی کاهش آب‌دهی در ایستگاه مذکور است. بیشترین روند منفی مربوط به روش SA با آماره Z برابر ۴/۴۴۹- می‌باشد که در سطح ۱ درصد معنی‌دار است. مقادیر آماره Z و P در ایستگاه‌های ارازکوسه در روش VCA و کندال معمولی برابر می‌باشند که نشان می‌دهد خودهمبستگی مرتبه اول و بالاتر معنی‌دار نشده است. در ایستگاه ارازکوسه نیز احتمال روند در داده‌های دبی در روش PW نسبت به روش MK کاهش یافته است. همچنین احتمال معنی‌داری روند داده‌های دمایی و دبی در تمامی ایستگاه‌ها در روش‌های SA و HAS نسبت به کندال معمولی بیشتر و در روش TFPW نسبت به کندال معمولی کمتر شده است.

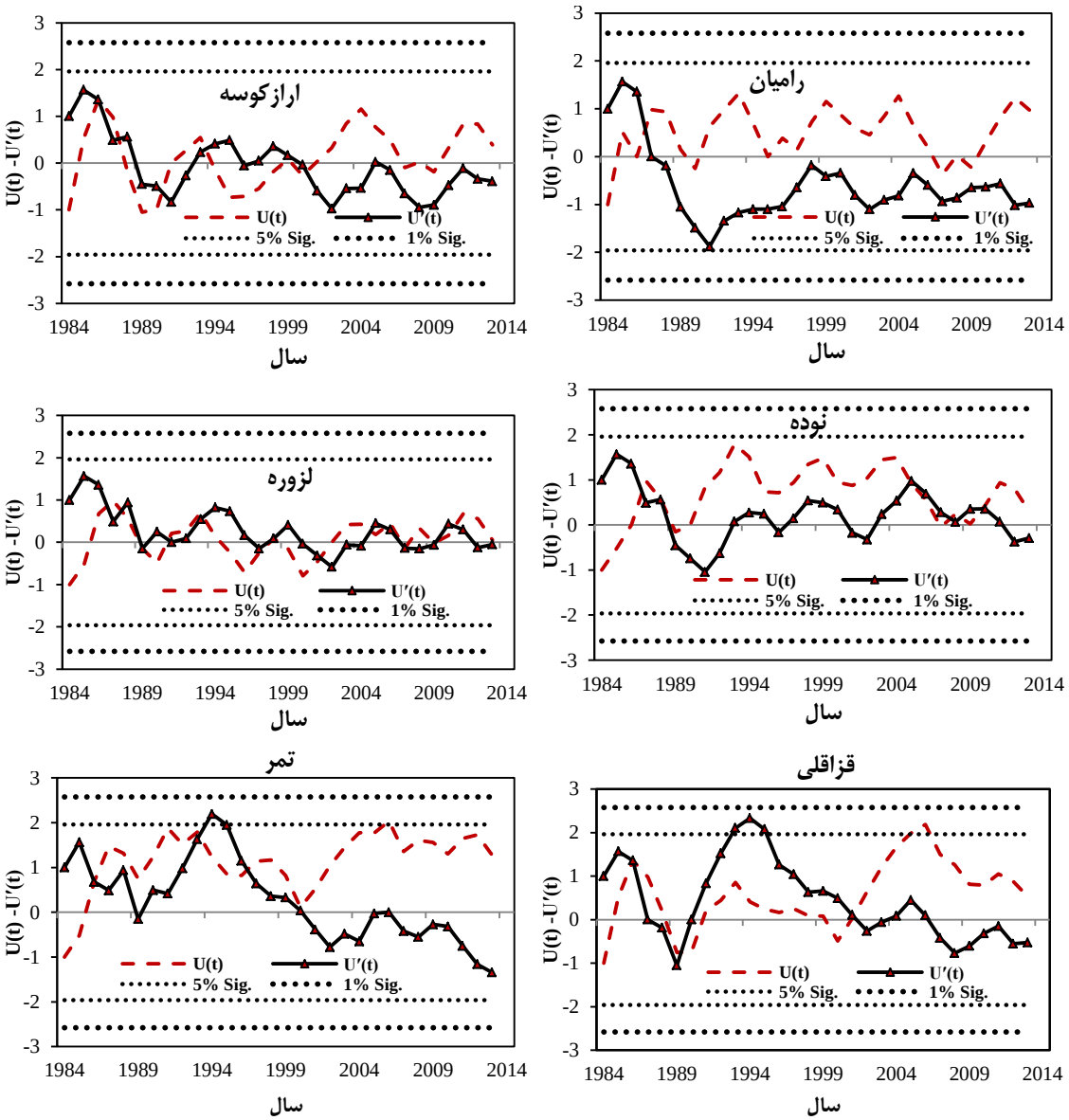
در روش‌های اصلاحی من کندال روش‌هایی بهتر می‌باشند که مقدار Pvalue آن‌ها بزرگ‌تر از Pvalue من کندال معمولی باشد و با حذف ضریب خودهمبستگی احتمال تشخیص روند را در سری‌های زمانی کاهش دهند. بر این اساس در اکثر ایستگاه‌ها روش‌های PW و VCA و TFPW نتایج قابل قبولی ارایه کردند و کمترین روند معنی‌دار را دارند که از این نظر با نتایج تحقیقات یو و همکاران (۳۰) و ژانگ و لو (۳۲) که روش TFPW را به‌عنوان روش برتر در حذف همبستگی شناختند مطابقت دارد. نتایج این مطالعه با نتایج تحقیقات فتح آبادی و همکاران (۷)، خلیق و همکاران (۱۴) و اونوز و بایازیت (۲۰) که روش MK- VCA را نسبت به دو روش MKPW و TFPW برتر دانسته‌اند مطابقت ندارد. به‌طور کلی روش‌های اصلاحی در این مطالعه مقدار Z کندال را کاهش دادند که با نتایج زمانی و همکاران (۳۱) مطابقت دارد. روش PW با حذف ضریب خود همبستگی مرتبه اول روند معنی‌داری را کاهش می‌دهد. فلیمینگ و کلارک (۸) و یو و همکاران (۲۹) بیان کردند که در روش PW شیب روند تحت تأثیر حذف خودهمبستگی قرار می‌گیرد در این حالت احتمال رد فرض صفر خیلی کاهش یافته است؛ بنابراین در حالتی که روند شدید نباشد این روش قادر به تشخیص روند نمی‌باشد (۷). در روش VCA با اصلاح واریانس محاسباتی من-کندال اثرات همه ضرایب خودهمبستگی معنی‌داری از بین می‌رود. همچنین روش TFPW با از بین بردن شیب خط سن خودهمبستگی مرتبه اول را (برای داده‌های بدون روند) استفاده می‌کند. روش TFPW رفتار متناقضی داشته به‌طوری که در برخی از ایستگاه‌ها مقادیر احتمال معنی‌داری آن از روش‌هایی که در آن خودهمبستگی در نظر گرفته نمی‌شود کمتر بوده است. در این روش مقادیر خودهمبستگی بعد از روندزدایی محاسبه می‌شود و در نتیجه این روش قادر نیست به‌خوبی خودهمبستگی را به‌دلیل تأثیر متقابل روند و خودهمبستگی حذف کرده و احتمال خطای نوع اول را کاهش دهد. بلین (۳) و اونوز و بایازیت (۲۰) بیان کردند که هر چقدر شیب روند و همچنین طول دوره آماری بیشتر گردد عملکرد روش TFPW بهتر می‌گردد. دوهان و پاندی (۵) قدرت آزمون من کندال را تابعی از شیب روند، اندازه نمونه، سطحی معنی‌داری اختصاص داده شده، ضریب تغییرات و نوع توزیع احتمالاتی دانسته‌اند. بلین (۳) و خلیق و همکاران (۱۴) بیان نمودند که دو روش PW و TFPW برای حالتی که داده‌ها از مدل خودهمبستگی مرتبه اول (AR(1)) پیروی می‌کنند مناسب هستند. بنابراین این روش‌ها قادر نیستند در حالتی که مقادیر همبستگی مراتب بالاتر معنی‌دار هستند به‌خوبی اثر خودهمبستگی را از بین ببرند. در همه ایستگاه‌ها در حالت استفاده از داده‌های ماهانه دبی و بارش مقدار آماره من‌کندال (Z) در روش MK-HSA در مقایسه با روش MK-SA کاهش پیدا کرده است.

تشخیص نقطه جهش

مقدار آماره آزمون من-کندال دنباله‌ای برای سری‌های زمانی ایستگاه‌های دما، بارش و دبی به‌طور جداگانه محاسبه شد و منحنی‌های $u(t)$ و $u'(t)$ و بازه‌های بحرانی بالایی و پایینی در سطح ۱٪ و ۵٪ در شکل‌های ۶ تا ۸ آورده شده‌اند. برای کاهش تأثیر طول دوره آماری روی نتایج تحلیل روند، تشخیص نقطه جهش (نقطه تغییر ناگهانی) و شروع و پایان دوره افزایشی یا کاهشی از مقادیر آماره‌ی آزمون‌های پیشرو و پسرو به طور همزمان استفاده شد. به طوری که تقاطع منحنی‌های $u(t)$ و $u'(t)$ به عنوان شروع یا پایان این دوره‌ها می‌باشد، ولی برای تشخیص نوع روند افزایشی یا کاهشی و شدت روند، استفاده از آماره‌ی پیشرو یا منحنی $u(t)$ کافی است. نتایج نشان می‌دهد که $|u(t)|$ برای هیچ یک از ایستگاه‌های باران سنجی ارازکوسه، لزوره، رامیان و نوده از خط ۲/۵۸± و ۱/۹۶± خارج نشده است که بیانگر آن است که آماره من کندال دنباله‌ای در این سال‌ها در سطح ۱٪ و ۵٪ معنی دار نمی‌باشد. همچنین تغییر قابل ملاحظه‌ای در

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]

جهت نمودارها پس از برخورد منحنی‌های $u(t)$ و $u'(t)$ رخ نداده است. در سری زمانی بارش همان‌طوری که از شکل ۶ پیداست یک روند افزایشی بارندگی در ارازکوسه از سال ۱۹۸۴ شروع شده و این روند تا سال ۱۹۸۶ ادامه پیدا نموده است، دوباره از سال۱۹۸۶ تا ۱۹۸۹ بارش روند نزولی پیدا کرده است. سپس در این ایستگاه از سال ۱۹۹۰ به بعد بارش روند صعودی متناوبی پیدا نموده است. در این ایستگاه دو نقطه جهش در سال‌های ۱۹۹۳ و ۲۰۰۰ دیده می‌شود ولی بعد از برخورد دو نمودار پیشرو و پسرو در سال ۲۰۰۰ تغییر جهت چندان چشمگیر نیست. در مورد سری زمانی بارندگی ایستگاه رامیان روند داده‌ها به صورت جزیی افزایش می‌یابد و یک نقطه جهش در سال ۱۹۸۷ دیده می‌شود که تغییر جهت چندان چشمگیر نیست بنابراین در سطح ۵ درصد معنی‌دار نمی‌باشد. دو منحنی $u(t)$ و $u'(t)$ در ایستگاه باران سنجی لزوره در نقاط مختلف همپوشانی دارند و نمی‌توان روند خاصی را برای این ایستگاه تصور نمود. در مورد سری بارندگی سالانه نوده نیز معلوم شد دو جهش در سال‌های ۱۹۸۸ و ۲۰۱۰ رخ داده است که هیچ کدام از آن‌ها معنی‌دار نشده‌اند. نقطه جهش در ایستگاه تمر نیز همانند ایستگاه ارازکوسه مربوط به سال‌های ۱۹۸۶، ۱۹۹۳ و ۲۰۰۱ است. در این ایستگاه دو منحنی $u(t)$ و $u'(t)$ پس از برخورد در سال ۲۰۰۱ تغییر جهت می‌دهند که بعد از آن بارش روند صعودی پیدا می‌کند. همچنین مقدار بارش در طی سال ۲۰۰۶ در سطح ۵ درصد معنی‌دار است. منحنی $u(t)$ و $u'(t)$ مربوط به سری‌های ایستگاه باران سنجی قزاقلی بعد از چند برخورد در سال‌های ۱۹۸۶ و ۱۹۸۹ در نقطه جهش سال ۲۰۰۱ از همدیگر جدا می‌شوند و روند صعودی پیدا می‌کنند و این افزایش در سال‌های ۲۰۰۵ و ۲۰۰۶ در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشد.



شکل ۶- مقادیر آماره آزمون من-کندال دنباله ای $u(t)$ و $u'(t)$ برای بارش سالانه ایستگاه‌های ارازکوسه، رامیان، لزوره، نوده، تمر و قزاقلی

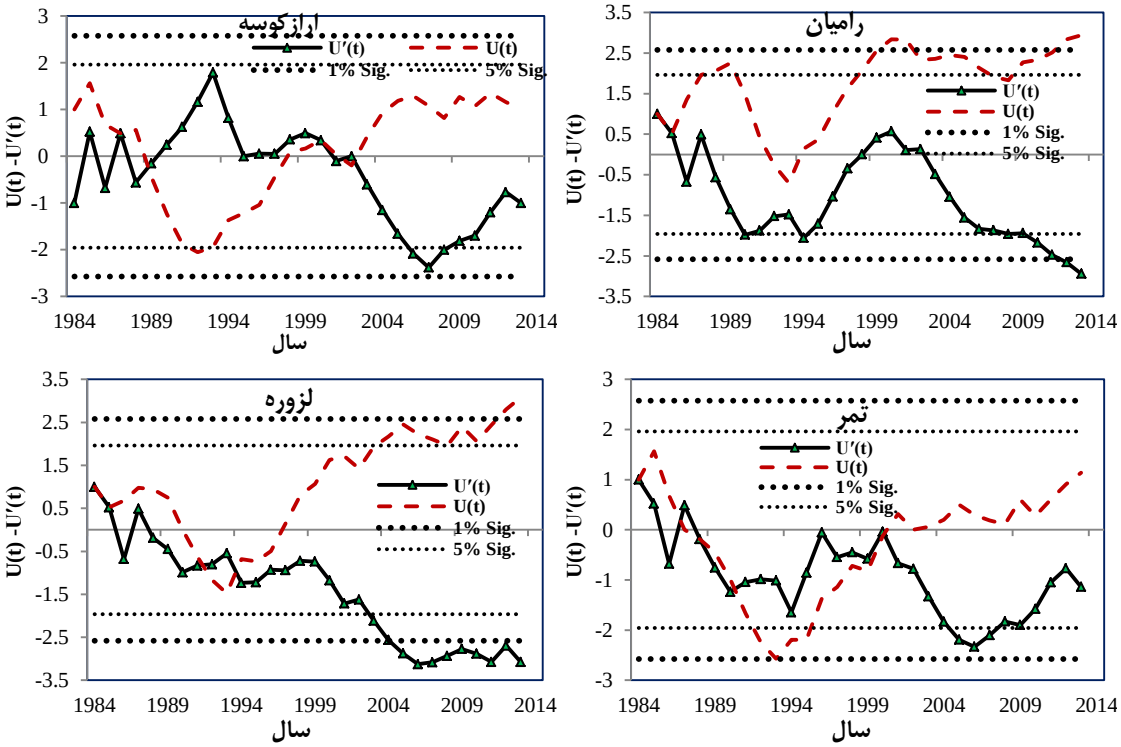
Figure 6. The values of the Mann-Kendall sequential $u(t)$ and $u'(t)$ in annual rainfall Arazkoseh, Ramian, Lazoreh, Nodeh, Tamar and Gazaghli Stations

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]

بررسی نقاط عطف تحلیل‌های سری‌های زمانی مربوط به دمای متوسط سالانه در شکل ۷ نشان می‌دهد که دما در تمام ایستگاه‌های منتخب افزایش کلی پیدا می‌کند و نقاط جهش ناگهانی در تمام ایستگاه‌ها مشهود می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که در ایستگاه ارازکوسه بعد از نقطه جهش ناگهانی در سال ۱۹۸۹ دما با شیب تندی کاهش پیدا می‌کند که این روند کاهشی در سال ۱۹۹۲ و ۱۹۹۳ در سطح ۵ درصد معنی‌دار است و سال ۱۳۹۳ به بعد دما روند صعودی پیدا می‌کند و در سال ۲۰۰۲ دو دنباله‌های پیشرو و پسرو با همدیگر برخورد کرده و از هم دور می‌شوند (نقطه جهش ناگهانی). در مورد ایستگاه رامیان سری زمانی دما روند افزایشی کلی را نشان می‌دهد که بعد از یک دوره کاهشی در سال‌های ۱۹۸۹ تا سال ۱۹۹۳ دما دوباره افزایش پیدا می‌کند. دما در این ایستگاه در سال‌های ۱۹۸۷، ۱۹۸۸، ۱۹۸۹، ۱۹۹۸، ۱۹۹۹، ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۶ و ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲ در سطح ۵٪ و در سال‌های ۲۰۰۰، ۲۰۰۱، ۲۰۱۳ و ۲۰۱۴ در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد. نقطه تغییر ناگهانی دما در این ایستگاه در سال ۱۹۸۵ می‌باشد. در ایستگاه لزوره نیز مانند ایستگاه رامیان بعد از یک دوره کاهشی دما در طی سال‌های ۱۹۸۸ تا ۱۹۹۳ دما بعد از یک جهش ناگهانی در سال ۱۹۹۳ دوباره زیاد می‌شود که این روند صعودی در طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۲ در سطح ۵٪ و در سال‌های ۲۰۱۳ و ۲۰۱۴ در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد. در ایستگاه تمر دما یک روند کاهشی شدید در طی سال‌های ۱۹۸۶ تا ۱۹۹۳ وجود دارد که بعد از افزایش در سال ۱۹۹۳ به بعد یک جهش ناگهانی در سال ۲۰۰۰ دیده می‌شود.

در این ایستگاه دما در سال‌های ۱۹۹۲، ۱۹۹۴ و ۱۹۹۵ در سطح ۵٪ معنی‌دار است.

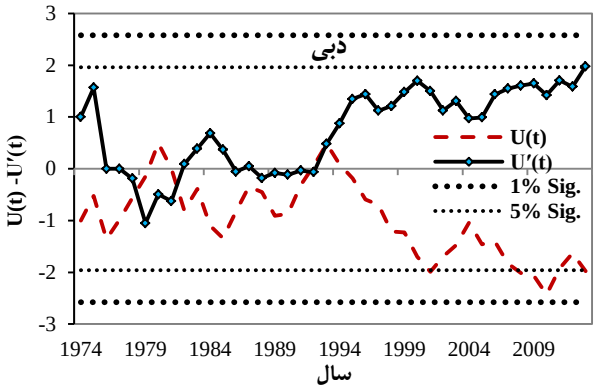
در شکل ۸ نمودارهای $u(t)$ و $u'(t)$ سری‌های زمانی دبی ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه واقع در خروجی حوضه ارایه شده است. در سری‌های زمانی دبی سالانه ایستگاه ارازکوسه مقدار $u(t)$ روند نزولی دارد و در دهه‌های اخیر روند منفی را از خود نشان می‌دهد. محل تقاطع دنباله‌های پیشرو و پسرو سری‌های زمانی دبی سالانه در سال ۱۹۹۳ بوده و رفته رفته فاصله زیادی از هم گرفتند. این روند کاهشی در سال‌های ۲۰۰۱، ۲۰۰۸، ۲۰۰۹، ۲۰۱۰ و ۲۰۱۱ در سطح ۵ درصد معنی‌دار و کاهشی است. همچنین یک روند افزایشی چشمگیر در سال ۱۳۷۶ تا ۱۹۸۰ و ۱۹۸۹ تا ۱۹۹۳ در سری‌های زمانی دبی سالانه وجود دارد. زمان جهش کاهشی دبی در ایستگاه ارازکوسه با زمان تغییر دمایی (افزایش دمایی) در تمام ایستگاه‌های منتخب مطابقت دارد که از این نظر با نتایج نورانی و همکاران (۱۹) در این زمینه مطابقت دارد. به طور کلی در بعضی از مواقع نتایج آزمون من کندال دنباله‌ای (آزمون نموداری من-کندال) با آزمون غیرنموداری من کندال هماهنگی ندارد و ممکن است برای ایستگاهی در آزمون آماره من-کندال روندی مشاهده نشده باشد ولی آزمون گرافیکی من-کندال روندی نشان دهد. دلیل آن این است که عبور از حالت کاهشی و یا افزایشی گذرا بوده و در سال‌های متوالی اتفاق نیفتاده است و آزمون نموداری من-کندال آن را نشان می‌دهد، درحالی‌که آزمون آماره من-کندال آن را در نظر نمی‌گیرد.



شکل ۷- مقادیر آماره‌ی آزمون من-کندال دنباله‌ای $u(t)$ و $u'(t)$ برای دما سالانه ایستگاه‌های ارازکوسه، لزوره، رامیان و تمر

Figure 7. The values of the Mann-Kendall sequential $u(t)$ and $u'(t)$ in annual Temarature Arazkoseh, Lazoreh, Ramian and Tamar Stations

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]



شکل ۸- مقادیر آماره‌ی آزمون من-کندال دنباله‌ای $u(t)$ و $u'(t)$ برای دبی سالانه ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه

Figure 8. The values of the Mann-Kendall sequential $u(t)$ and $u'(t)$ in annual Discharge Arazkoseh, Hydrometry Stations

در این مطالعه روندهای تغییرات سالانه داده‌های بارش، دما و دبی در ایستگاه‌های منتخب در شرق حوزه آبخیز گرگانرود استان گلستان در طی دوره مطالعاتی گذشته بررسی شد. نتایج نشان داد که روند بارندگی در تمامی ایستگاه‌ها منظم و صعودی است. روند تغییرات دمایی هم‌سو با بارندگی می‌باشد و در تمام ایستگاه‌ها افزایش چشمگیری پیدا نموده است. همچنین دبی جریان روند نزولی دارد. از نکات مثبت این پژوهش در مقایسه با سایر پژوهش‌های قبلی می‌توان به بررسی حذف اثر خودهمبستگی در داده‌های مورد مطالعه اشاره کرد. در این راستا آزمون‌های MK معمولی و روش‌های اصلاحی کندال شامل PW، TFPW، VCA، SA و HSA برای تحلیل روند سری‌های زمانی در برنامه Matlab و R برنامه نویسی و اجرا گردید. مقایسه آماره‌های آزمون من-کندال مرسوم و اصلاح شده نشان داد که حذف کامل اثر خودهمبستگی در سری داده‌ها باعث کاهش آماره Z من-کندال شده است که دلیل آن هم وجود خودهمبستگی مثبت معنی‌دار در برخی از داده‌های مورد بررسی بوده است. مقایسه نتایج روش‌های مختلف آزمون روند نشان داد روند محاسبه شده به وسیله آزمون‌های مختلف در بیشتر موارد به‌صورت همگن بوده و در برخی موارد همگن نبوده است. نتایج تجزیه و تحلیل بارندگی در مقیاس سالانه نشان داد که در هیچ یک از ایستگاه‌ها بارندگی در سطح ۱٪ و ۵٪ روند معنی‌داری از خود نشان نمی‌دهد. با توجه به عدم معنی‌داری خودهمبستگی مرتبه اول و بالاتر در ایستگاه لزوره، نوده و تمر نتایج آماره Z و P در دو روش VCA و MK یکسان می‌باشد. با حذف خودهمبستگی مرتبه اول در ایستگاه‌های بارش رامیان و قزاقلی احتمال معنی‌داری روند در روش PW کاهش پیدا نمود. همچنین، احتمال روند در ایستگاه‌های نوده، تمر و ارازکوسه نیز در روش PW کاهش یافت. احتمال معنی‌داری روند در ایستگاه‌های مختلف باران‌سنجی در روش‌های SA، HSA و TFPW متفاوت می‌باشد. از بین ایستگاه‌های دماسنجی ایستگاه ارازکوسه در روش SA، ایستگاه لزوره در روش VCA و ایستگاه تمر در روش SA در سطح ۵٪ و ایستگاه لزوره و روش‌های MK، TFPW، SA و HSA و ایستگاه رامیان در روش‌های MK، TFPW، VCA، SA و HSA روند معنی‌داری در سطح ۱٪ نشان دادند. همچنین، نتایج روش‌های VCA و MK در بررسی روند دما یکسان می‌باشد. احتمال روند در روش PW نسبت به روش MK در تمام ایستگاه‌ها کمتر برآورد گردید. در ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه روند داده‌های دبی در روش‌های MK، VCA و HSA در سطح ۵٪ و روش SA در سطح ۱٪ معنی‌دار گردیده است. مقادیر آماره‌های روش‌های VCA و MK در سری‌های زمانی دبی برابر گردیده است که نشان دهنده عدم معنی‌داری خود همبستگی مرتبه اول و بالاتر در این روش‌ها دارد. احتمال معنی‌داری روند در روش‌های SA و HSA در داده‌های دما و دبی نسبت به MK بیشتر و در روش TFPW نسبت به MK کمتر می‌باشد. به‌طور کلی نتایج نشان دادند که روش‌های اصلاحی PW، VCA و TFPW در اکثر ایستگاه‌ها نتایج قابل‌قبول و بهتری را نسبت به MK ارائه کرده‌اند. در این روش ها مقادیر P نسبت به روش‌های HAS و SA بیشتر می‌باشد و آماره Z کمتر گردید. نتایج بررسی نقطه جهش با من کندال دنباله‌ای نشان داد که بارش در ایستگاه‌های ارازکوسه، رامیان، نوده، تمر و قزاقلی به‌ترتیب در سال‌های ۲۰۰۰، ۱۹۸۷، ۱۹۸۸، ۲۰۰۱ و ۲۰۰۱ دارای جهش با روند صعودی می‌باشد. بررسی نقاط عطف روند سری‌های زمانی دمای متوسط سالانه نشان‌دهنده افزایش دما در تمام ایستگاه‌های منتخب می‌باشد. همچنین، نقطه جهش ایستگاه‌های ارازکوسه، رامیان، لزوره و تمر به‌ترتیب سال‌های ۲۰۰۲، ۱۹۸۵، ۱۹۹۳ و ۲۰۰۰ می‌باشد. در تمام ایستگاه‌هایی دماسنجی زمان افزایش روند دمایی از سال ۱۹۹۳ بوده که مصادف با سال شروع جهش کاهش دبی در ایستگاه هیدرومتری ارازکوسه می‌باشد.

در مجموع، مطالعه حاضر نشان داد که دما و بارش در منطقه مورد مطالعه افزایش و دبی کاهش یافته است. کاهش آب‌دهی رودخانه منطقه مورد مطالعه می‌تواند به‌دلایل مختلفی مانند تغییر اقلیم، تغییر پوشش گیاهی، تغییر کاربری اراضی بخش‌های بالایی حوزه و از همه مهم‌تر افزایش سطح زیر کشت در سطح منطقه مورد مطالعه و افزایش برداشت از رودخانه باشد که بررسی آن‌ها مستلزم پژوهش جداگانه‌ای می‌باشد تا به دقت مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]

حساسیت بالای روندهای بدست آمده به مقیاس زمـانی و شرایط اقلیمی منطقه مورد مطالعه، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده روند غیرخطی سایر پارامترهای هیدرومتئورولوژیکی مانند تبخیر توسط روش‌های ارائه شده و دیگر روش‌های تحلیل روند مورد تحلیل واقع شود و ارتباطشان با عوامل تغییر از جمله تغییر کاربری و اقلیم بررسی شود. درک روند متغیرهای اقلیمی و هیدرولوژیکی در این مطالعه می‌تواند مـورد اسـتفاده متخصـصین، مدیران و سیاست‌گذاران در امر برنامه‌ریزی‌های کلان و توسعه و مدیریت بهینه منابع آب، طراحی سازه‌های آبی و تأسیسات زیر بنایی در شرق حوزه آبخیز گرگانرود استان گلستان قرار بگیرد.

منابع

1. Ahmadi, F., K. Khalili, J. Behmanesh and V. Verdinazhad. 2013. Determination of Climate Changes on Air Temperature and Shahar-Chai River in the West of Urmia Lake Using Trend and Stationarity Analysis. Irrigation Science and Engineering, 35(4): 97-108 (In Persian).
2. Ansari, M., G. Noori and S. Fotohi. 2016. Investigation of Temperature Precipitation and Flow Trend Using Nonparametric Mankendall (Case Study: Kaju River in Sistan and Baluchestan). Journal of Watershed Management Research, 7(14): 152-158 (In Persian).
3. Blain, G. 2014. Removing the influence of the serial correlation on the Mann-Kendall. Revista Brasileira de Meteorologin, 29: 161-170.
4. Douglas, E., R. Vogel and C.h. Kroll. 2000. Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation. Journal of Hydrology, 240: 90-105.
5. Duhan, D. and A. Pandey. 2013. Tatistical analysis of long term spatial and temporal trends of precipitation during 1901–2002 at Madhya Pradesh, India. Atmospheric Research, 122: 136-149.
6. Erfanian, M. and S. Babaei Hesar. 2015. T rends analysis of reference evapotranspiration (ET0) and precipitation at some synoptic stations of the Lake Urmia basin. Iran Water Research Journal, 10(1): 143-154 (In Persian).
7. Fathabadi, H., S.M Seyedian and H. Rouhani. 2015. Evaluation of methods using Mann-Kendall Drsryhay block of autocorrelation. National Conference of Agricultural Engineering and Management, Sustainable Environment and Natural Resources. 11pp (In Persian).
8. Fleming, S. and G. Clark. 2002. Autoregressive noise, deserialization, and trend detection and quantification in Annual River discharge time series. Canadian Water Resource Journal, 27: 335-354.
9. Gavrilov, M.B., I. Tosic, S.B. Markovvic, M. Unkasevic and P. Petrovic. 2016. Analysis of annual and seasonal temperature trends using the Mann-Kendall test in Vojvodina, Serbia. Quarterly Journal of the Hungarian Meteorological Service, 120(2): 183-198.
10. Hamed, K.h. and R. Rao. 1998. A modified Mann-Kendall trend test for autocorrelated data. Journal of Hydrology, 204: 182-196.
11. Hirsch, R.M., J.R. Slack and R.A. Smith. 1982. Techniques of trend analysis for monthly water quality data.Water Resource Research, 18: 107-121.
12. Hirsch, R. and J.R. Slack. 1984. Non-parametric trend test for seasonal data with serial dependence.Water Resource Research, 20: 727-732.
13. Jafarzadeh, M.S., H. Rouhani, A. Heshmatpoure and M. Kashani. 2016. Detecting Trend of Meteorological Series across the Gorganrood Basin in the Last Three Decades. Journal of Watershed Management Research, 7(13): 230-240 (In Persian).
14. Khaliq, M.N., T. Ouarda, P. Gachon, L. Sushama and A. St-Hilaire. 2009. Identification of hydrological trends in the presence of serial and cross correlations: A review of selected methods and their application to annual flow regimes of Canadian rivers. Journal of Hydrology, 368: 117-130.
15. Kundu, A., S. Chatterjee, D. Dutt and AR. Siddiqui. 2015. Meteorological trend analysis in Western Rajasthan (India) using geographical information system and statistical techniques. Journal of Environment and Earth Science, 5(5): 90-99.
16. Liu, S., W. Kang and T. Wang. 2016. Drought variability in Inner Mongolia of northern China during 1960–2013 based on standardized precipitation evapotranspiration index. Environmental Earth Sciences, 75(2): 1-14.
17. Matalas, N.C. and A. Sankarasubramanian. 2003. Effect of persistence on trend detection via regression. Water Resources Research. 39(12). pp. SWC 7-1, CiteID 1342, DOI 10.1029/2003WR002292.
18. Najafabadi, R. and Y. Dinpashoh. 2010. Trend Analysis of Stream flow Across the North West of Iran in Recent Three Decades, Journal of Water and Soil, 24(4): 757-768 (In Persian).
19. Nourani, V., N. Azad, M. Ghasemzade and E. Sharghi. 2016. Assessment of Ajichay Hydro-Climatologic Parameters Impacts on Urmia Lake Level Using Hybrid Wavelet - Mann Kendall. Journal of Hydrogeomorphology, 7(2): 141-159 (In Persian).
20. Onoz, B. and M. Bayazit. 2011. Block bootstrap for Mann-Kendall trend test of serially dependent data. Hydrological Processes, 26: 3552-3560.
21. Rahmat, S.N., N. Jayasuiya and M.A. Bhuiyan. 2015. Precipitation trends in Victoria, Australia. Journal of Water and Climate Change, 278-287.
22. Sen, P. 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's ta. Journal of American Statistical Associate, 63: 1379-1389.
23. Sharma, C.H., S.N. Panda, R.P. Pradhan, A. Singh and A. Kawamura. 2016. Precipitation and temperature changes in eastern India by multiple trend detection methods. Atmospheric Research, 180: 211-225.

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]

[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]

[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]

24. Some, B.S., A. Ezani and H.Tabari. 2012. Spatio-temporal trends and change point of precipitation in Iran. Atmospheric Research, 113: 1-12.
25. Torabi Poodeh, H., and S. Emamgholizadeh. 2015. Trend analysis of streamflow changing of north watershed of Dez River with TFPW-MK procedure. Journal of Water and Soil Conservation, 22(3): 39-55 (In Persian).
26. Tosunoglu, F. and O. Kisi. 2016. Trend Analysis of Maximum Hydrologic Drought Variables Using Mann–Kendall and Şen's Innovative Trend Method. River Research and Applications. DOI: 10.1002/rra.3106.
27. Turgay, P. and K. Ercan. 2006. Trend analysis in Turkish precipitation data. Journal of Hydrology Hydrological Processes, 20(9): 2011-2026.
28. Von Storch, H. 1995. Misuses of statistical analysis in climate research; In: Analysis of climate variability: Applications of statistical techniques (Eds) Storch HV and Navarra A. Springer, Berlin, 11-26.
29. Yue, S.h., P. Pilon, B. Phinney and G. Cavadias. 2002. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. Hydrological Processes, 16: 1807-1829.
30. Yue, S., P. Pilon and B. Phinney. 2003. Canadian streamflow trend detection: impacts of serial and crosscorrelation. Hydrogical Sciences Journal, 48(1): 51-63.
31. Zamani, R., S. Abdollahi and R. Abbasi NajafAbadi. 2015. Trend analysis of Hydrometorologic four important dam southwest Iran. Journal of Regions Geographics Studies, 5(18): 55-75 (In Persian).
32. Zhang, S. and X.X. Lu. 2009. Hydrological responses to precipitation variation and diverse human activities in a mountainous tributary of the lower Xijiang, China. Catena, 77: 130-142.
33. Zhang, Q., J. Li, V.P. Singh and M. Xiao. 2013. Spatio-temporal relations between temperature and precipitation regimes: implications for temperature-induced changes in the hydrological cycle. Global and Planetary Change, 111: 57-76.

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]

Long-Term Trend Analysis of Climate and Hydrological Series using Removal of the Autocorrelation Statistical Methods in the Eastern Gorganrood Basin, Golestan Province

Hossein Salmani[1], Vahed Berdi Sheikh[2], Abdolrassoul Salman Mahiny[3], Majid Ownegh[4] and Abolhasan Fathabadi[5]

1 and 4- PhD in Watershed management engineering, Gorgan University of agricultural sciences and natural resources, Gorgan
2- Associated Professor, Faculty Range land and Watershed Management, Gorgan University of agricultural sciences and natural resources, Gorgan (Corresponding author: v.sheikh@yahoo.com)
3- Associated Professor, Faculty Fisheries and Environmental Sciences, Gorgan University of agricultural sciences and natural resources, Gorgan
5- Assistant Professor, Faculty Range land and Watershed Management, Gonbad Kavous University, Gonbad
Received: April 24, 2017 Accepted: December 31, 2017

Abstarct

Given the importance of climate change issue, consideration of the climate and hydrological data trend has become very important. This study aimed to evaluate the effectiveness of different methods to remove the effect of autocorrelation in assessing the trend of parameters such as temperature, precipitation and discharge of the Eastern Gorganrood Basin, Golestan Province. For this purpose, in addition to conventional Mann-Kendall test, nonparametric tests like MK-PW, MK-TFPW, MK-VCA, MK-SA and MK-HSA were used for trend analysis. As well as determining the slope of the trend line and identifying the jump points, San slope estimator and Mann-Kendall sequence (SQMK) were used. The results showed that the values of temperature and precipitation at all stations uptrend and this was significant for temperature in Lazoreh stations and Ramian. Also, discharge flow in Arazkuseh station had significant descending trend. Using nonparametric tests decreased Z statistic. In most stations, MK-PW method had the minimum significance and MK-TFPW and MK-VCA methods showed better performance and reduced the risk of Type I error. In the station where there was no significance in the first and higher order autocorrelation, MK-VCA and MK-PW methods provided similar results. MK-TFPW showed a different behavior due to calculating the autocorrelation after the removal process. Considering of turning points in Mann-Kendall sequence test indicated that at Arazkuseh, Ramiyan, Nodeh, Tamar and Ghazaghli stations, the begining point of trend was related to the years 2000, 1987, 1988, 2001 and 2001 and only in 2 stations including Tamar and Ghazaghli, it was significant in the years 2006 and 2005 (at 5%). In all of the stations, temperature had an abrupt change point of different trend and the time of increasing temperature was equal to the point jump of discharge decreasing trend in 1993 in Arazkuseh station.

Keywords: Discharge, Mann-Kendall, Modified Mann-Kendall, Precipitation, Temperature, Gorganrood Basin

[Downloaded from jwmr.sanru.ac.ir on 2025-07-21]
[DOR: 20.1001.1.22516174.1398.10.19.7.0]
[DOI: 10.29252/jwmr.10.19.58]