

هم در سطح ۱ درصد نشان می دهند.
 واژه های کلیدی: بارندگی، آزمون روند، رگرسیون خطی، من-
 کندال و گرگانرود

بررسی روند تغییرات رژیم بارش حوزه آبخیز گرگانرود

مقدمه

بارندگی یکی از عامل های مهم هواشناسی است که کمیت و پراکنش آن به گونه ای چشمگیر در نقاط گوناگون کره ی زمین تغییر می یابد [۲]. تغییرات رژیم بارش باعث تغییرات عناصر چرخه ی هیدرولوژیک می گردد که به صورت سیلاب ها یا خشکسالی ها بروز نموده و جوامع گیاهی و حیوانی و در نهایت جوامع انسانی را دچار مشکل می سازند. معمولاً در راهکارهای کلان مدیریتی، برنامه ریزی های مدیریت منابع آب و طراحی سازه های آبی و تأسیسات زیربنایی، متغیرهای هیدرولوژیک تصادفی و ایستا در نظر گرفته می شوند که از یک توزیع احتمالاتی معین تبعیت می کنند [۴]، ۹، ۱۰، ۱۳]. در حالی که روند سری های هیدرولوژیک می ممکن است به دلیل تغییرات در اقلیم، کاربری اراضی و مدیریت حوضه ی آبخیز تغییر کند. در صورت وجود چنین تغییراتی، استفاده از روش های معمول تجزیه و تحلیل آماری (با فرض ثابت بودن ویژگی های آماری سری های هیدرولوژیک) برای برنامه ریزی ها و طراحی ها باعث عدم موفقیت پروژه و مشکلات عدیده ی دیگر خواهد شد، بنابراین شناسایی وجود و یا عدم وجود تغییرات دراز مدت در بارندگی های یک منطقه و دخالت دادن آن در تجزیه و تحلیل های آماری به منظور تعیین دبی های طرح سازه های زیربنایی همچون سدها، پل ها، آبگذرها و دیواره های سیل گیر امری ضروری است.

تاکنون روش های آماری متعددی جهت تحلیل روند سری های زمانی ارایه شده اند که روی هم رفته در دو دسته پارامتری و ناپارامتری قابل تقسیم بندی هستند. به دلیل وجود نواقص آماری (داده های مفقود) در سری های هیدرومتئورولوژیک و عدم پیروی بیش تر این سری ها از یک توزیع آماری ویژه، همچون توزیع نرمال برای استفاده از روش پارامتریک رگرسیون خطی، روش های ناپارامتری از کاربردی نسبتاً گسترده تر و چشمگیرتر نسبت به روش های پارامتری برخوردارند [۲۷].

بر اساس آخرین گزارش هیئت بین الدول تغییر اقلیم در سال ۲۰۰۷ [۱۶]، تغییر اقلیم در مناطق گوناگون کره ی زمین تأثیری متفاوت بر چرخه ی هیدرولوژیک خواهد گذاشت. در این گزارش

واحد بردی شیخ^۱، اکبر بابایی^۲ و یوسف موشخیان^۳
 تاریخ دریافت: ۸۷/۱۲/۲۷ تاریخ پذیرش: ۸۸/۸/۱۹

چکیده

بارش به عنوان یکی از عناصر اقلیمی مهم از پیچیدگی هایی ویژه برخوردار است و معمولاً جمع بارش های یک نقطه در مقیاس های زمانی گوناگون دارای توزیع های آماری ساده و مقارنی نیست. در اهمیت مقادیر بارش و تغییرات آن، به ویژه در کشور ما که در ناحیه ی خشک و نیمه خشک جهان قرار دارد، تردیدی نیست، لذا این پژوهش بمنظور بررسی و شناخت روند داده های بارش در ۷ ایستگاه باران سنجدی واقع در شرق استان گلستان با پایه ی مشترک زمانی ۳۰ ساله (۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳) صورت گرفت. برای بررسی روند تغییرات بارندگی طولانی مدت این ایستگاهها از دو آزمون رگرسیون خطی و من- کندال استفاده شد. نتایج نشان داد که در ایستگاههای تمر، تنگراه و گنبد در سطح ۵ درصد روند افزایشی معنی دار در داده های بارندگی سالانه وجود دارد. بارندگی فصل پاییز در بیش تر ایستگاهها روندی صعودی را نشان می دهد، ولی تنها در ایستگاه تمر روند در سطح ۵ درصد معنی دار بود. در مورد بارندگی فصل های زمستان و بهار، هیچ کدام از ایستگاهها روندی معنی دار را نشان نمی دهند و جهت روند در ایستگاههای گوناگون متفاوت است. بارندگی فصل تابستان ایستگاههای تمر، چشمه خان و گنبد روند صعودی معنی دار نشان می دهند. در ارتباط با بارندگی های بیشینه ۲۴ ساعته، فقط ایستگاه های تمر و تنگراه روند صعودی معنی دار نشان می دهند. در مورد تعداد روزهای بارانی، به غیر از ایستگاههای تمر و چشمه خان، سایر ایستگاهها روند صعودی معنی داری را هم در سطح ۵ درصد و

- ۱- نویسنده مسئول و استادیار گروه آبخیزداری دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان v.sheikh@yahoo.com
- ۲- دانشجوی کارشناسی ارشد آبخیزداری دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان
- ۳- دانشجوی کارشناسی رشته مرتع و آبخیزداری دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان

پیش بینی شده است که تا سال ۲۰۵۰، تغییر اقلیم باعث افزایش بارش و میانگین دبی رودخانه‌ها در عرض‌های جغرافیایی بالا و مناطق مرطوب به میزان ۱۰ تا ۴۰ درصد و کاهش آن‌ها به اندازه‌ی ۱۰ تا ۳۰ درصد در عرض‌های میانه و مناطق گرمسیر و خشک می‌شود. با توجه به تاثیر متفاوت تغییر اقلیم در مناطق گوناگون دنیا، در این مطالعه فقط بر مرور نتایج مطالعات انجام شده در نقاط گوناگون کشور و مقایسه‌ی آن‌ها با نتایج این پژوهش پرداخته شده است. در زمینه‌ی تحلیل روند بارش در مناطق گوناگون دنیا مطالعات متعددی صورت گرفته است که به عنوان نمونه می‌توان به مطالعات انجام شده به وسیله‌ی لتنمایر و همکاران [۱۸]، کارل و نایت [۱۷]، سیرانو و همکاران [۲۴]، مولنار و رامیرز [۲۰]، زو و همکاران [۲۶]، پیکارتا و همکاران [۲۲]، ژانگ و همکاران [۲۹] و هن [۱۴] اشاره نمود.

جاوری [۱] تغییرات زمانی دما و بارش در ایران را با استفاده از آزمون‌های آماری به صورت مدل‌های ثابت و متغیر بررسی نمود و نشان داد که تغییرات زمانی بارش و دما تنوع بیش‌تری را داشته که این تغییرات در قالب حرکات تصادفی، تغییرات روند دار و نوسانات فصلی و دوره‌ای پدیدار می‌شوند. کاویانی و عساکره [۵] تحلیل روند بارش را برای ایستگاه اصفهان در دوره‌ی آماری ۱۰۳ ساله با استفاده از روش‌های پارامتری و ناپارامتری انجام دادند. نتایج به دست آمده نشان داد که هیچ‌گونه روندی در هیچ‌کدام از روش‌های به کار گرفته مشاهده نشد. خلیلی و بذرافشان [۲] روند تغییرات بارندگی‌های سالانه، فصلی و ماهانه ۵ ایستگاه ایران در طی دوره‌ی آماری ۱۸۹۳ تا ۲۰۰۱ را با استفاده از روش پارامتری t-آستیدنت و روش ناپارامتری من-کندال تجزیه و تحلیل نمودند. نتایج به دست آمده وجود هیچ‌نوع روند معنی‌داری را در سری‌های بارش سالانه در ایستگاه‌های مورد مطالعه تأیید نکرد، اما در سری‌های بارش فصلی، هم‌روند افزایشی و هم‌روند کاهش‌ی قابل مشاهده بود که برای بیش‌تر ایستگاه‌ها روند مشاهده شده معنی‌دار نبوده است. کتیرایی بروجردی [۶] به بررسی روند تغییرات روزانه‌ی بارندگی ۳۸ ایستگاه ایران در دوره‌ی آماری ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۱ پرداختند. آن‌ها در این بررسی جهت تحلیل روند بارش کل سالانه، تعداد روزهای بارانی و شدت بارش روزانه روش پارامتری حداقل مربعات خطا و روش ناپارامتری من-کندال را به کار بردند. نتایج بدست آمده نشان دهنده‌ی وقوع برخی روندهای افزایشی و کاهش‌ی در بارش کل سالانه ایستگاه‌های گوناگون بود. بارش فصل بهار در بیش‌تر ایستگاه‌های مورد مطالعه روند کاهش‌ی داشت و روند تعداد روزهای بارانی سالانه و فصلی (به استثنای فصل بهار) در بیش‌تر ایستگاه‌ها افزایشی و معنی‌دار و روند شدت بارش روزانه و فصلی (به ویژه فصل بهار) در بیش‌تر ایستگاه‌ها کاهش‌ی تشخیص داده شد. حجام و همکاران [۳] روند تغییرات بارندگی‌های فصلی و سالانه‌ی چند ایستگاه در حوضه‌ی مرکزی ایران را با استفاده از روش‌های ناپارامتریک من-کندال و Sen's Estimator Slope مورد بررسی

قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که هر دو روش وجود روند کاهش‌ی و معنی‌دار را در برخی از سری‌های زمانی بارش نشان می‌دهند، ولی هیچ‌روند افزایشی و معنی‌داری به صورت توأم به وسیله‌ی هر دو روش مورد تأیید قرار نگرفت. مرور منابع در این زمینه بیانگر این است که روند افزایشی و یا کاهش‌ی همگنی برای تمامی مناطق و ایستگاه‌ها وجود ندارد که ممکن است به دلایل گوناگون از جمله تغییرپذیری مکانی شدید رژیم بارش و عوامل موثر بر آن، متفاوت بودن نحوه و دستگاه‌های اندازه‌گیری و طول دوره‌ی پایش باشد. به هر حال روند بارش در هر منطقه یا ایستگاه متفاوت است، بنابراین مطالعات منطقه‌ای جهت تشخیص روند به منظور استفاده در مطالعات هیدرولوژی و برنامه‌ریزی منابع آب امری ضروری به نظر می‌رسد. در صورت اثبات وجود روند در سری مشاهدات، محاسبات انجام شده جهت تعیین بارش طرح و یا دبی طرح دچار اریبی خواهد بود و در صورت وجود روند مثبت ریسک شکست طرح افزایش خواهد یافت و در صورت وجود روند منفی هزینه‌های صرف شده بیش از حد مورد نیاز طرح خواهد شد، بنابراین لازم است که در مطالعات و برنامه‌ریزی‌ها و اجرای طرح‌های زیربنایی و مدیریت منابع آب از وجود و یا عدم وجود روند در سری‌های مورد استفاده اطمینان حاصل شود.

مواد و روش‌ها

منطقه‌ی مورد مطالعه

حوضه‌ی آبخیز گرگانرود با مساحت ۱۰۱۹۷ کیلومتر مربع یکی از حوضه‌های شمال شرق کشور بوده که بخش گسترده‌ای از آن در استان گلستان قرار دارد. این حوضه با مختصات طول شرقی ۵۴°۱۰ تا ۵۶°۲۶ و عرض شمالی ۳۵°۳۶ تا ۳۸°۱۵ محصور شده است [۸]. بر اساس طبقه‌بندی دومارتن، حوضه‌ی آبخیز گرگانرود دارای اقلیم‌های مرطوب، نیمه مرطوب، مدیترانه‌ای، نیمه خشک و خشک می‌باشد. مرطوب‌ترین ماه‌های این منطقه شامل آذر، دی، بهمن و اسفند بوده و خشک‌ترین ماه آن شهریور است. میانگین بارندگی نقاط گوناگون حوضه‌ی گرگانرود بسیار متفاوت بوده و میزان آن از ۲۰۲ میلی‌متر در رباط قره‌بیل تا ۹۰۳ میلی‌متر در پس پشته متغیر است. در این پژوهش هفت ایستگاه باران‌سنجی از حوضه‌ی آبخیز گرگانرود واقع در استان گلستان با پایه‌ی مشترک آماری ۳۱ ساله (۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳) بارش روزانه انتخاب گردیدند. دمای سالانه‌ی نقاط گوناگون حوضه بسیار متغیر بوده و از صفر درجه‌ی سانتی‌گراد در ارتفاعات البرز تا بیش از ۱۷/۵ درجه‌ی سانتی‌گراد در بخش‌های شمال شرقی حوضه متغیر است. جدول (۱) ویژگی‌های ایستگاه‌های منتخب را نشان می‌دهد.

انتخاب آزمون آماری

روش‌های متعددی برای تشخیص روند در سری‌های زمانی داده‌های هیدرومتئورولوژیک وجود دارد. آزمون‌های آماری

ایستگاه	طول جغرافیایی شرقی	عرض جغرافیایی شمالی	ارتفاع از سطح دریا (متر)	نوع ایستگاه
رباط قره بیل	۵۰۱۵	۳۴۱۵	۱۴۵۰	تبخیرسنجی
چشمه خان	۵۶۵۰	۳۷۲۲	۱۲۵۰	تبخیرسنجی
تنگراه	۵۵۴۴	۳۷۱۵	۳۳۰	بارانسنجی
تمر	۵۵۲۹	۳۷۲۸	۱۳۲	بارانسنجی
اوغان گالیکش	۵۵۲۷	۳۷۱۵	۲۵۰	بارانسنجی
لزوره مینودشت	۵۵۲۳	۳۷۱۴	۱۹۰	بارانسنجی
گنبد	۵۵۰۸	۳۷۱۴	۳۶	تبخیرسنجی

فرض صفر پذیرفته می شود اگر $|T| < t_{\alpha/2, n-2}$ باشد و گرنه وجود روند در سری زمانی اثبات می گردد.

نکته ی مهم در کاربرد تی- استیودنت این است که نخست: داده ها بایستی مستقل باشند و دوم: از توزیع نرمال تبعیت نمایند. برای تعیین استقلال داده ها معمولا از ضریب خود همبستگی^۶ بین داده های متوالی استفاده می شود. برای این منظور مقادیر ضریب خود همبستگی (ACF) بین داده های متوالی برای گام های تاخیر گوناگون محاسبه می شود [۱۲].

$$\rho_m = \frac{\text{Cov}(x_t, x_{t+m})}{\text{Var}(x_t)} = \frac{\frac{1}{n-m} \sum_{t=1}^{n-m} (x_t - \bar{x})(x_{t+m} - \bar{x})}{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2} \quad (2)$$

به گونه ای که $x_t (t=1,2,3,\dots)$ سری زمانی مورد آزمایش، همان x_{t+m} سری زمانی مورد آزمایش با m گام تاخیر و \bar{x} میانگین سری زمانی است. دامنه ی تغییرات ρ بین -1 تا $+1$ خواهد بود. برای $m=0$ مقدار ρ برابر 1 است. برای سری های زمانی کاملا تصادفی مقدار ρ_m برای $m \neq 0$ صفر خواهد بود. اگر سری مقادیر ضرایب خود همبستگی برای تمام گام های تاخیر در محدوده ی اطمینان 95 درصد مقدار بحرانی که از رابطه ی زیر به دست می آید، قرار گیرد سری داده های مورد آزمایش در سطح اطمینان 95 درصد مستقل خواهد بود [۱۲].

$$u_l = (-1 + Z_{1-\alpha/2} \sqrt{n-2/n-1}) \quad (3)$$

به گونه ای که n طول سری داده ی مورد آزمایش، l و u حدود پایین و بالای اطمینان، α سطح اعتماد (که در اینجا 5 درصد است) و Z مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد در سطح اعتماد α است. در صورت معنی دار بودن همبستگی زمانی داده ها یا به بیان دیگر در صورت عدم استقلال داده ها بایستی پیش از اجرای آزمون های روند تاثیر همبستگی زمانی از بین برده شود و یا به کم ترین حد ممکن کاهش داده شود.

یکی از روش های مرسوم انجام عملیات پری- وایتینگ^۷

6- Autocorrelation or Serial Correlation

7- Pre- Whitening

تشخیص روند شامل رگرسیون خطی، رو اسپیرمن^۱، تی سن^۲، من- کندال^۳ و کندال فصلی^۴ می باشند. مرور مطالعات متعدد انجام شده در زمینه ی بررسی روند متغیرهای هیدرومتئورولوژیکی نشان می دهد که دو روش رگرسیون خطی و من- کندال بیش تر از آزمون های دیگر استفاده شده اند، بنابراین در این پژوهش از این دو روش استفاده شده است. روش نخست روشی پارامتریک و روش دوم ناپارامتریک است. روی هم رفته، هر کدام از این روش ها دارای برتری ها و نقاط ضعفی هستند.

آزمون رگرسیون خطی ساده

روش رگرسیون خطی ساده یک روش پارامتریک بر مبنای آزمون تی- استیودنت است. این روش شامل دو مرحله است. در مرحله ی نخست، یک رابطه ی رگرسیون خطی ساده بین زمان به عنوان متغیر مستقل و متغیر هیدرومتئورولوژیکی (در این جا بارش) به عنوان متغیر وابسته برقرار می شود. در مرحله ی بعد آزمون تی- استیودنت^۵ برای تعیین سطح معنی داری شیب خط رگرسیون به دست آمده استفاده می شود. برای این منظور ابتدا پارامتر آماری T از رابطه ی زیر محاسبه می شود.

$$T = \frac{\hat{b}}{SE(\hat{b})} \quad (1)$$

به گونه ای که \hat{b} شیب خط رگرسیون و $SE(\hat{b})$ بیانگر خطای استاندارد \hat{b} می باشد. برای فرض صفر که عدم وجود رابطه ی خطی بین داده های مشاهداتی و زمان را ادعا می کند، پارامتر آماری T از توزیع t با درجه ی آزادی $n-2$ تبعیت می کند که در آن n بیانگر طول دوره ی آماری یا تعداد کل مشاهدات است. برای سطح اعتماد α

1- Spearman's Rho

2- Sen's T

3- Mann- Kendall

4- Seasonal Kendall

5- t- Student

است [۵]. ون استورچ [۲۵] رابطه‌ی زیر را برای پری- وایتینگ سری‌های زمانی دارای همبستگی معنی‌دار با یک گام تاخیر پیشنهاد داده است.

$$Y_t = x_t - \rho_1 x_{t-1} \quad (4)$$

که در آن x_t سری داده‌های خام؛ x_{t-1} سری داده‌های خام با یک گام تاخیر؛ ρ_1 ضریب همبستگی بین داده‌ها با یک گام تاخیر و y_t سری داده تصحیح یا تیمار شده است.

البته بایستی اشاره شود که مطالعات صورت گرفته به وسیله‌ی یو وانگ [۲۷] نشان می‌دهد که در صورت وجود روند در سری داده‌ها، تاثیر همبستگی زمانی بر آزمون روند بستگی به اندازه‌ی نمونه (تعداد داده)، مقدار ضریب همبستگی زمانی و بزرگی یا مقدار روند دارد. به گونه‌ای که اگر تعداد داده‌ها زیاد و اندازه‌ی روند بزرگ باشد، همبستگی زمانی تاثیری معنی‌دار بر نتایج آزمون روند ندارد. روش‌های گوناگونی نیز برای آزمون نرمال بودن داده‌ها وجود دارد. در این پژوهش از روش گرافیکی QQplot و روش‌های آماری آزمون لیلیفورس^۱ و آزمون شاپیرو- ویلک^۲ استفاده گردید [۱۱ و ۲۳]. به دلیل شباهت نتایج به دست آمده از این روش‌ها، در بخش نتایج فقط بخشی از نتایج روش گرافیکی QQplot و تمام نتایج روش آزمون شاپیرو- ویلک ارائه شده است. پارامتر آماری شاپیرو- ویلک (W) از رابطه‌ی زیر به دست می‌آید.

$$W = \frac{\left[\sum_{i=1}^n a_i x_i \right]^2}{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (5)$$

که در آن x_i مقدار مشاهده‌ی مورد نظر در رتبه‌ی i ام سری مشاهدات مرتب شده، n تعداد کل مشاهدات و a_i ضریبی است که برای هر مشاهده i ام از جدول‌های ویژه‌ی این آزمون به دست می‌آید.

در این روش چنانچه مقدار P به دست آمده برای پارامتر شاپیرو- ویلک (W) بیش‌تر از 0.05 باشد، نتیجه می‌گیریم که سری داده‌ها در سطح اعتماد 95 درصد از توزیع نرمال تبعیت می‌نمایند. گفتنی است که تمامی تجزیه و تحلیل‌های آماری این پژوهش در محیط آماری و برنامه نویسی R انجام شده است.

آزمون من- کندال

یکی دیگر از روش‌های بررسی تغییر روند داده‌ها، آزمون ناپارامتریک من- کندال است. در حقیقت این روش برای نخستین بار به وسیله‌ی من در سال 1945 استفاده شد و کندال در سال 1975 توزیع آماری این آزمون را به دست آورد. این روش یکی از بهترین روش‌های آشکارسازی و تعیین روند داده‌هاست و همان گونه که در بخش مرور منابع آمده است، پژوهشگران زیادی از این

1- Lilliefors

2- Shapiro- Wilk

روش برای تشخیص روند پارامترهای اقلیمی و هیدرولوژیکی استفاده کرده اند [۳].

آزمون ناپارامتریک من- کندال بر خلاف آزمون‌های پارامتریک همچون رگرسیون خطی، تابع توزیع مشخصی را برای سری داده‌ها فرض نمی‌کند. در حالی که قدرت تشخیص آن نیز به اندازه‌ی آزمون‌های پارامتریک است [۱۸]. به همین دلیل سازمان جهانی هواشناسی، آزمون من- کندال را برای بررسی و تشخیص روند در سری‌های زمانی اکیداً توصیه می‌کند [۱۹].

در این روش داده‌ها به ترتیب زمان وقوع مرتب می‌شوند و هر داده با تمام داده‌های پس از خود مقایسه می‌شود. مراحل انجام این آزمون به ترتیب زیر است:

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sign}(x_i - x_j) \quad (6)$$

$$\text{sign}(\theta) = \begin{cases} 1 & \text{اگر } \theta > 0 \\ 0 & \text{اگر } \theta = 0 \\ -1 & \text{اگر } \theta < 0 \end{cases} \quad (7)$$

برای متغیرهای تصادفی مستقل و دارای توزیع یکنواخت و بدون گره (دو یا چندین داده با مقادیر عددی مساوی که در یک سری مرتب شده به دنبال هم قرار می‌گیرند) میانگین و واریانس S به صورت زیر است:

$$E(S) = 0 \\ \text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} = \sigma^2 \quad (8)$$

اگر در سری داده‌ها گره^۳ وجود داشته باشد، مقدار واریانس از رابطه‌ی زیر محاسبه خواهد شد:

$$S = \frac{n(n-1)(2n-5) \sum_{i=1}^n t_i(i-1)(2i-5)}{18} \quad (9)$$

به گونه‌ای که t_i تعداد گره با ظرفیت i را نشان می‌دهد. برای مثال اگر در یک سری داده، فقط دو عدد با مقادیر مساوی وجود داشته باشد، یک گره با ظرفیت دو ($t_2=1$) خواهیم داشت. اگر تعداد داده‌های یک سری بیش از 10 عدد باشد، S از توزیع نرمال تبعیت خواهد کرد و مقدار معیار آماری استاندارد (Z) به صورت زیر خواهد بود:

$$Z_s = \begin{cases} \frac{S-1}{\sigma} & \text{اگر } S > 0 \\ 0 & \text{اگر } \theta = 0 \\ \frac{S-1}{\sigma} & \text{اگر } S < 0 \end{cases} \quad (10)$$

بنابراین در یک آزمون دو سویه، برای تشخیص روند در سطح اعتماد α فرض صفر رد خواهد شد اگر مقدار Z_s بزرگ‌تر یا مساوی Z جدول باشد.

برای بررسی معنی‌داری روند داده‌ها در سری‌های فصلی، سالانه، بیشینه‌ی بارش 24 ساعته و نیز تعداد روزهای بارانی، چنانچه مقادیر مطلق Z به دست آمده از آزمون من- کندال از عدد

3- Tie

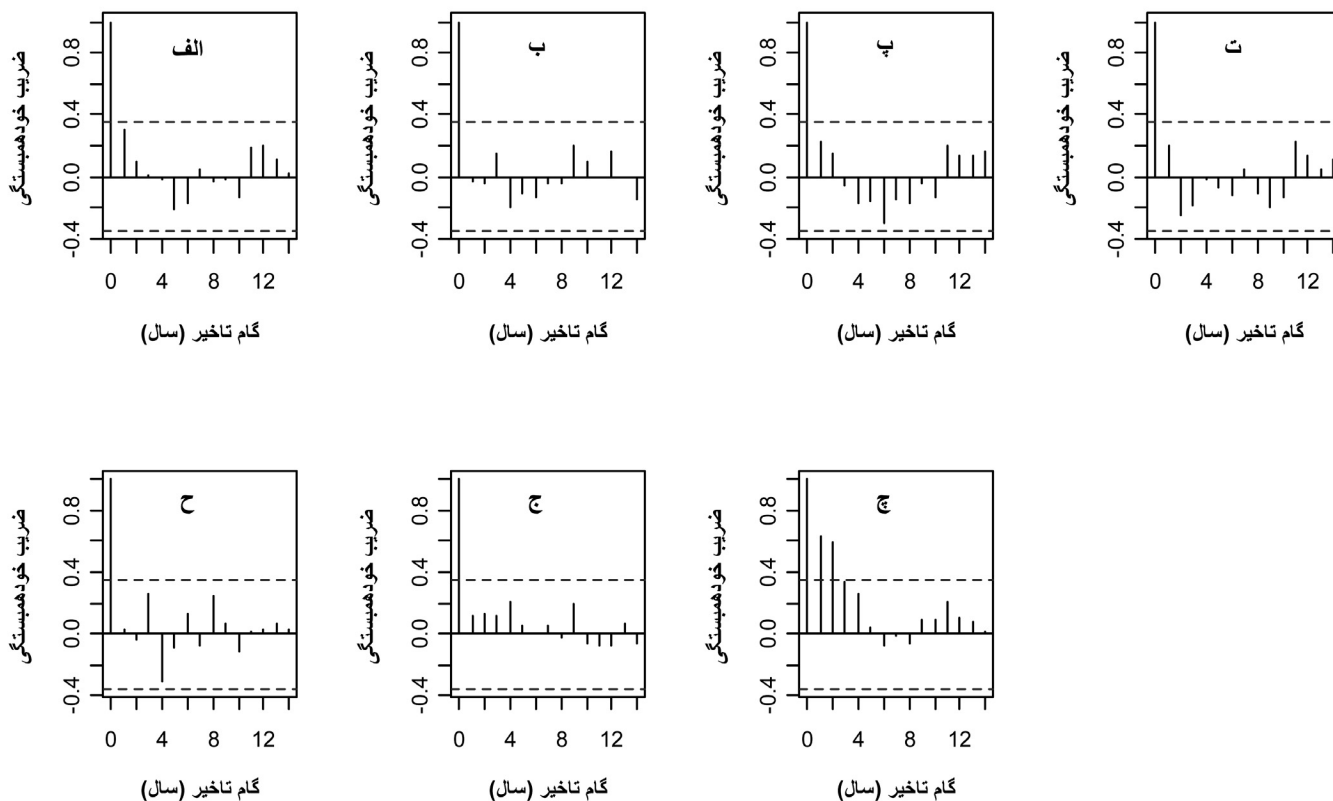
گام‌های زمانی گوناگون مستقل می‌باشند. برای مثال نمودارهای ACF سری‌های مشاهداتی ایستگاه تنگراه در شکل (۱) ارائه شده است. در این شکل مشاهده می‌گردد که برای سری مشاهدات تعداد روزهای بارانی، ضرایب خود همبستگی داده‌های متوالی با گام‌های تاخیر ۱ تا ۳ سال بیرون از محدوده‌ی سطح اعتماد ۹۵ درصد قرار می‌گیرند. از آن‌جا که تعداد داده‌های سری مشاهدات در ایستگاههای مورد مطالعه طولانی است و مقدار روند مشاهده شده برای سری مشاهدات تعداد روزهای بارانی برای تمامی ایستگاهها بزرگ است و حتی در سطح اعتماد ۹۹ درصد نیز روندهای مشاهده شده معنی‌دار می‌باشند، تاثیر خود همبستگی بر نتایج آزمون روند قابل چشم‌پوشی در نظر گرفته شد.

در بررسی رعایت شرط نرمال بودن داده‌ها، دو روش لیلیفورس و شاپیرو-ویلک نتایج کاملاً مشابهی را ارائه نمودند، بنابراین در این مقاله فقط نتایج آزمون شاپیرو-ویلک به طور خلاصه در جدول (۲) ارائه شده است. روش‌های آماری خیلی زیادی برای آزمون نرمال بودن سری مشاهدات وجود دارد، اما بیش‌تر کارشناسان با تجربه ترجیح می‌دهند که فقط به آزمون گرافیکی QQplot بسنده کنند [۱۵]. در این پژوهش نیز مقایسه‌ی نتایج منحنی‌های QQplot با آزمون‌های آماری لیلیفورس و شاپیرو-ویلک نشان داد که وقتی آزمون‌های آماری، یک سری مشاهدات را غیر نرمال نشان می‌دهند،

۱/۹۶ بزرگ‌تر باشد، آنگاه در سطح ۵ درصد روند داده‌ها معنی‌دار خواهند بود و چنانچه مقدار Z از عدد ۲/۵۶ بزرگ‌تر باشد، آنگاه در سطح ۱ درصد نیز معنی‌دار خواهند بود. در روش آزمون رگرسیون خطی چنانچه مقدار P به دست آمده برای ضریب همبستگی کم‌تر از ۰/۰۵ و ۰/۰۱ باشد، روند به دست آمده به ترتیب در سطح اعتماد ۹۵ و ۹۹ درصد معنی‌دار خواهد بود. شیب منفی خط رگرسیون بیانگر روند منفی و شیب مثبت بیانگر روند مثبت در سری مشاهدات خواهد بود.

بحث و نتایج

همان‌گونه که پیش‌تر اشاره شد، شرط استفاده از آزمون رگرسیون خطی این است که داده‌های سری مشاهدات بایستی مستقل باشند و از توزیع نرمال تبعیت کنند. به همین دلیل در ابتدا مستقل و نرمال بودن داده‌ها در تمامی ایستگاهها به گونه‌ی جداگانه مورد آزمون قرار گرفت. برای بررسی استقلال داده‌ها ضرایب خود همبستگی برای گام‌های تاخیر گوناگون برای هر یک از سری‌های مشاهدات در تمام ایستگاهها محاسبه و روی نمودارهای توابع خود همبستگی (ACF) ترسیم شدند. نتایج محاسبه برای تمام ایستگاهها نشان داد که به جز سری مشاهدات تعداد روزهای بارانی برای گام‌های تاخیر ۱ تا ۳ سال، برای سایر سری مشاهدات برای

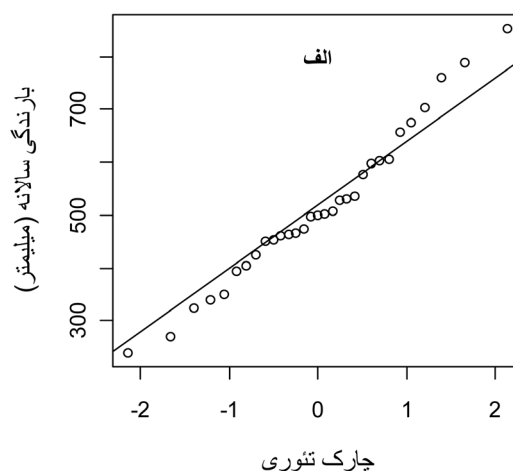
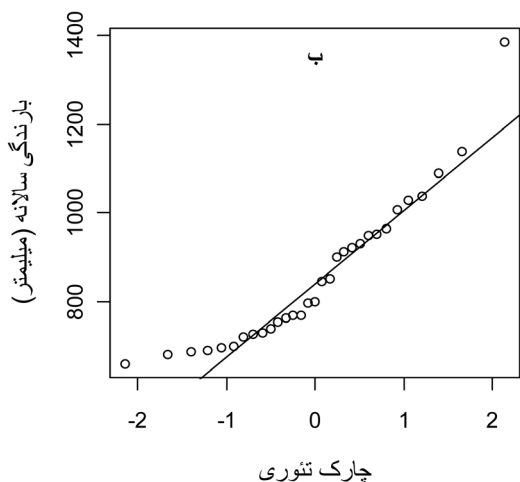


شکل ۱- نمودارهای ضرایب خود همبستگی سری مشاهدات مربوط به بارش ایستگاه تنگراه. الف- بارش سالانه، ب- بارش فصل پاییز، پ- بارش فصل زمستان، ت- بارش فصل بهار، ح- بارش فصل تابستان، ج- بیشینه‌ی بارش روزانه و چ- تعداد روزهای بارانی

نتایج آزمون‌های دیگر نیز توزیع بارش سالانه این ایستگاه را نرمال نشان می‌دهند.

نتایج به دست آمده از آزمون شاپیرو-ویلک که در جدول (۲) خلاصه شده است، نشان می‌دهد که در سطح اعتماد ۹۵ درصد، سری مشاهدات بارش سالانه و فصل‌های گوناگون بیش‌تر ایستگاهها از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند. برای مثال سری داده‌های سالانه‌ی ایستگاههای رباط قره بیل، گالیکش، گنبد و لزوره از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند زیرا مقدار P به دست آمده برای پارامتر شاپیرو-ویلک کم‌تر از ۰/۰۵ است. در واقع به دلیل آن که سری داده‌های بارش سالانه و فصل‌های گوناگون در بیش از ۵۰ درصد ایستگاهها از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند، می‌توان نتیجه گرفت که

منحنی QQplot نیز چنین امری را تایید می‌نماید. به گونه‌ای که برای سری مشاهدات غیر نرمال ابتدا و یا انتهای منحنی، چولگی شدیدی را نشان می‌دهند که بیانگر غیر نرمال بودن داده‌ها است. برای مقایسه‌ی سری‌های نرمال و غیر نرمال بر روی نمودار QQplot، سری بارندگی سالانه‌ی ایستگاههای لزوره و تمر در شکل (۲) نشان داده شده است. همان گونه که مشاهده می‌شود، چولگی شدیدی در ابتدای منحنی QQplot مربوط به ایستگاه لزوره مشاهده می‌شود. برای این ایستگاه آزمون‌های آماری دیگر نیز غیر نرمال بودن توزیع بارش سالانه را تایید می‌کنند (جدول ۲). در حالی که برای ایستگاه تمر سری مشاهدات بارش سالانه بر روی نمودار QQplot تقریباً در امتداد یک خط مستقیم قرار دارند که بیانگر نرمال بودن آن است و



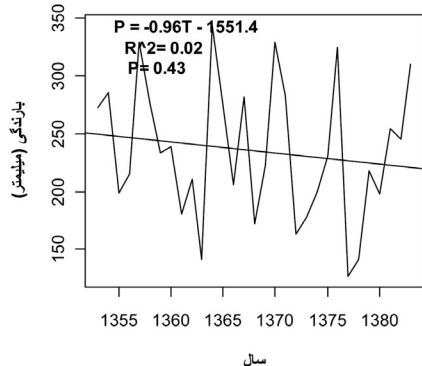
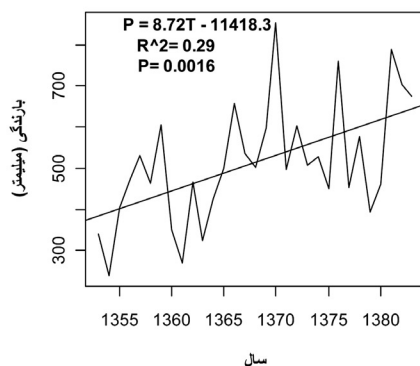
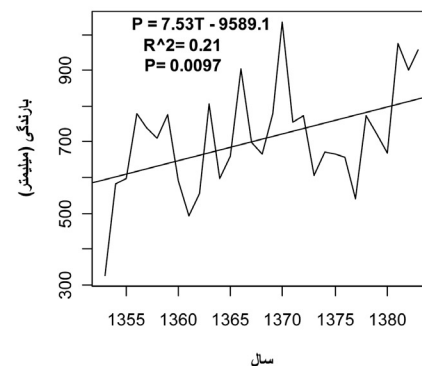
شکل ۲- منحنی‌های QQplot میانگین بارش سالانه ایستگاه‌های الف- تمر و ب- لزوره در دوره آماری ۱۳۵۳ الی ۱۳۸۳

جدول ۲- نتایج آزمون شاپیرو-ویلک جهت تشخیص نرمال و یا غیر نرمال بودن سری مشاهدات در ایستگاههای مورد مطالعه

تعداد روزهای بارانی		بیشینه‌ی ۲۴ ساعته		تابستان		بهار		زمستان		پاییز		سالانه		نام ایستگاه
W	P	W	P	W	P	W	P	W	P	W	P	W*	P**	
۰/۹۴	۰/۱۱	۰/۶۹	۰/۰۰	۰/۷۹	۰/۰۰	۰/۹۷	۰/۴۶	۰/۹۶	۰/۲۵	۰/۹۷	۰/۴۶	۰/۹۷	۰/۵۸	چشمه خان
۰/۹۵	۰/۱۲	۰/۹۷	۰/۴۶	۰/۸۹	۰/۰۰	۰/۹۳	۰/۰۶	۰/۹۱	۰/۰۱	۰/۹۲	۰/۰۲	۰/۹۲	۰/۰۲	رباط قره بیل
۰/۹۸	۰/۸۳	۰/۶۴	۰/۰۰	۰/۵۸	۰/۰۰	۰/۹۰	۰/۰۱	۰/۹۴	۰/۰۶	۰/۹۵	۰/۱۴	۰/۹۳	۰/۰۳	گالیکش
۰/۹۷	۰/۴۲	۰/۹۳	۰/۰۴	۰/۹۱	۰/۰۱	۰/۸۶	۰/۰۰	۰/۹۷	۰/۵۶	۰/۹۶	۰/۳۸	۰/۹۳	۰/۰۳	گنبد
۰/۹۷	۰/۴۱	۰/۷۸	۰/۰۰	۰/۶۵	۰/۰۰	۰/۹۱	۰/۰۱	۰/۹۸	۰/۸۵	۰/۹۷	۰/۵۳	۰/۹۰	۰/۰۰۶	لزوره
۰/۹	۰/۰۱	۰/۹۶	۰/۳۴	۰/۸۸	۰/۰۰	۰/۸۹	۰/۰۰	۰/۹۸	۰/۶۹	۰/۹۲	۰/۰۲	۰/۹۸	۰/۷۶	تمر
۰/۹۵	۰/۱۸	۰/۷۹	۰/۰۰	۰/۹۸	۰/۸۶	۰/۹۰	۰/۰۸	۰/۹۳	۰/۰۴	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۹۷	۰/۶۱	تنگراه

** سطح احتمال

* پارامتر شاپیرو-ویلک



شکل ۳- روند بارش سالانه‌ی ایستگاههای تنگراه، تمر و چشمه خان

گونه‌ای که به جز ایستگاههای تمر و چشمه خان، روند مشاهده شده در سایر ایستگاهها حتی در سطح اعتماد ۹۹ درصد نیز معنی دار هستند.

مقایسه‌ی نتایج آزمون ناپارامتریک من- کندال و پارامتریک رگرسیون خطی نشان می‌دهد که این دو روش نتایج کاملا مشابهی را ارائه می‌دهند. به بیان دیگر هرگاه برای یک سری مشاهدات آزمون من- کندال یک نوع روند را در سطح اعتماد معینی نشان دهد، روش رگرسیون خطی نیز چنین روندی را تایید می‌نماید، مشروط بر این که سری مشاهدات نرمال باشند.

نتیجه‌گیری

با توجه به یافته‌های این پژوهش می‌توان بیان نمود که امکان استفاده از روش‌های پارامتریک همچون رگرسیون خطی برای مطالعه و بررسی روند سری‌های مشاهدات بارندگی همیشه امکان‌پذیر نمی‌باشد. چون استفاده از روش‌های پارامتریک به دلیل فرضیاتی که در کاربرد این روش‌ها لحاظ شده است، محدود است. در این مطالعه مشخص گردید که بیش از ۵۰ درصد سری‌های مشاهدات بارندگی بررسی شده نرمال نمی‌باشند در حالی که شرط نرمال بودن از پیش فرض‌های روش رگرسیون خطی است، لذا پیشنهاد می‌گردد که با وجود ساده بودن روش‌های پارامتریک تشخیص روند از کاربرد آن‌ها بدون اطمینان از برقرار بودن پیش فرض‌های آنها پرهیز شود.

تجزیه و تحلیل روند بارندگی سالانه در ایستگاههای مطالعه شده نشان داد که در بیش تر ایستگاهها جهت روند مشاهده شده صعودی و فقط در یک ایستگاه نزولی است. هر چند که اندازه‌ی روند در ایستگاههای گوناگون متفاوت است، بنابراین می‌توان گفت که مقدار بارندگی سالانه در حوزه‌ی آبخیز گرگانرود سیر صعودی داشته و طی سه دهه‌ی اخیر، منطقه به تدریج مرطوب تر شده است. این یافته‌ی پژوهش با یافته‌های غریب و مساعدی [۷] همسو و با نتایج حجام و همکاران [۳] نا همسو می‌باشد. غریب و مساعدی [۷] با بررسی روند آمار بارش ۵ ایستگاه در بخشی از حوضه‌ی آبریز

استفاده از روش آزمون خطی برای تجزیه و تحلیل روند داده‌های بارش این منطقه روشی مناسب نمی‌باشد زیرا همان‌گونه که پیش تر گفته شد، یکی از شرایط استفاده از این روش این است که سری مشاهدات بایستی از توزیع نرمال تبعیت نمایند، بنابراین در این پژوهش روش آزمون خطی فقط برای آن دسته از سری مشاهدات که نرمال هستند، استفاده خواهد شد تا بتوان مقایسه‌ای را بین نتایج آزمون پارامتریک خطی با نتایج آزمون ناپارامتریک من- کندال انجام داد و قدرت تشخیص روند و درستی روش‌های ناپارامتریک را ارزیابی نمود. روابط همبستگی بین متغیرهای بارش و زمان برای سری‌های مشاهداتی که از توزیع نرمال تبعیت می‌کنند، در جدول (۳) ارائه شده‌اند. همچنین رابطه‌ی روند خطی بارش سالانه‌ی سه ایستگاه تمر، تنگراه و چشمه خان در شکل (۳) نشان داده شده است. نتایج دو روش رگرسیون خطی و من- کندال در جدول (۳) خلاصه شده است. تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها به روش من- کندال نشان می‌دهد که در ایستگاههای تمر، تنگراه و گنبد در سطح ۵ درصد روند افزایشی معنی دار در مشاهدات بارندگی سالانه وجود دارد. از لحاظ بارندگی‌های فصلی، بارندگی فصل پاییز در بیش تر ایستگاه‌ها روند صعودی را نشان می‌دهد، ولی تنها در ایستگاه تمر روند افزایشی در سطح اعتماد ۹۵ درصد معنی دار است. داده‌های بارندگی فصل زمستان در هیچ کدام از ایستگاهها روند صعودی یا نزولی معنی داری نداشته‌اند. همچنین بارندگی فصل بهار نیز در هیچ یک از ایستگاهها روند معنی دار را نشان نمی‌دهد. مشاهده‌های بارندگی فصل تابستان در تمام ایستگاهها روند صعودی را نشان می‌دهند، ولی فقط در ایستگاههای تمر، چشمه خان و گنبد روند صعودی در سطح ۹۵ درصد معنی دار است. از نظر بارندگی‌های بیشینه‌ی ۲۴ ساعته، ایستگاههای رباط قره بیل و گالیکش روند نزولی را نشان می‌دهند که مقدار این روند در ایستگاه گالیکش در سطح اعتماد ۹۵ درصد معنی دار است. در سایر ایستگاهها روند صعودی مشاهده می‌شود، ولی فقط در ایستگاههای تمر و تنگراه روند صعودی در سطح اعتماد ۹۹ درصد معنی دار است. در مورد تعداد روزهای بارانی، تمام ایستگاهها روند صعودی را نشان می‌دهند به

جدول ۳- معادله به دست آمده برای متغیرهای بارش دارای توزیع نرمال در ایستگاه‌های مورد مطالعه

ایستگاه	متغیر	معادله	R ²	t- Value	سطح معنی داری
تمر	بارش سالانه	$P=8/72t-11418/33$	0/29	3/47	0/002**
	زمستان	$P=1/73t-2188/77$	0/095	1/75	0/092
	بیشینه ی بارش ۲۴ ساعته	$D=0/71t-943$	0/27	3/31	0/002**
تنگراه	بارش سالانه	$P=7/53t-9589/11$	0/21	2/77	0/010**
	پاییز	$P=1/62t-2045$	0/071	1/49	0/15
	بهار	$P=1/79t-2258/69$	0/027	0/89	0/37
	تابستان	$P=2/25t-2967/56$	0/16	2/39	0/024*
	تعداد روزهای بارانی	$D=1/47t-1935/86$	0/6	6/55	0/000**
	پاییز	$P=1/01t-1275/26$	0/07	1/49	0/15
	زمستان	$P=67/0t-766/89$	0/027	0/9	0/37
گنبد	تعداد روزهای بارانی	$D=0/81t-104986$	0/35	3/99	0/000**
	زمستان	$P=67/0t-766/89$	0/027	0/9	0/37
	پاییز	$P=1/01t-1275/26$	0/07	1/49	0/15
چشمه خان	بارش سالانه	$P=-96/0t+1551/45$	0/02	-0/8	0/43
	پاییز	$P=-54/0t+796/9$	0/05	-1/24	0/22
	زمستان	$P=-1/02t+1477/8$	0/07	-1/44	0/16
	بهار	$P=-0/61t+914/19$	0/02	-0/77	0/45
	تعداد روزهای بارانی	$D=0/02t+4/5$	0/000	0/12	0/90
رباط قره بیل	بهار	$P=-0/23t+384/65$	0/003	-0/28	0/77
	بیشینه ی بارش ۲۴ ساعته	$P=-0/184t+271/35$	0/08	-1/54	0/13
	تعداد روزهای بارانی	$D=0/68t-0/892/18$	0/25	3/09	0/004**
	پاییز	$P=1/35t-1665/31$	0/04	1/16	0/25
گالیکش	زمستان	$P=1/28t-1501/04$	0/04	1/06	0/29
	تعداد روزهای بارانی	$D=1/27t-1669/52$	0/371	4/1	0/000**
	پاییز	$P=0/62t-654/14$	0/009	0/51	0/61
لزوره	زمستان	$P=-0/95t+1588/8$	0/03	-0/93	0/36
	تعداد روزهای بارانی	$D=0/94t-1207/4$	0/22	2/83	0/008**

x: معنی دار در سطح ۵ درصد xx: معنی دار در سطح ۱ درصد

ایستگاه‌های مورد مطالعه نزولی است که در برخی از آن‌ها روند مشاهده شده در سطح ۹۹ درصد نیز معنی دار است، ولی هیچ گونه روند افزایش معنی دار در هیچ کدام از ایستگاهها مشاهده نمی شود. از سوی دیگر، کتیرایی بروجردی [۶] با بررسی آمار بارش ۳۸ ایستگاه در نقاط گوناگون ایران نشان داد که وقوع روند افزایش و

گرگانرود نتیجه گیری نمودند که روی هم رفته، روندی افزایشی در مقدار بارندگی سالیانه وجود دارد. حجام و همکاران [۳] با تحلیل روند تغییرات بارندگی های فصلی و سالانه ی ۴۸ ایستگاه بارانسنجی واقع در حوضه ی مرکزی ایران در بازه ی زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۹ نتیجه گیری کردند که روند بارندگی سالانه ی بیش تر

جدول ۴ - نتایج آزمون‌های رگرسیون خطی و من کندال در ایستگاههای مورد مطالعه برای پارامترهای گوناگون بارش

بارش سالانه		تعداد روزهای بارانی		بیشینه‌ی بارش ۲۴ ساعته		تابستان		بارش بهار		بارش زمستان		بارش پاییز		ایستگاه
Reg	Man	Reg	Man	Reg	Man	Reg	Man	Reg	Man	Reg	Man	Reg	Man	
-	A*	A**	A**	-	A	-	A*	-	A	A	A	A	A	گنبد
A**	A**	-	A	A**	A**	-	A*	-	A	A	A	-	A*	تمر
D	D	A	A	-	A	-	A*	D	D	D	D	-	D	چشمه خان
-	A	A**	A**	-	A	-	A	-	D	D	D	A	A	لزوره
-	A	A**	A**	D	D	-	A	-	D	-	D	-	A	رباط قره بیل
A**	A*	A**	A**	-	A**	A*	A*	-	A	-	A	A	A	تنگراه
-	A	A**	A**	-	D*	-	A	-	A	-	A	A	A	گالیکش

Man: من - کندال: Reg: رگرسیون A: روند صعودی D: روند نزولی *: معنی دار در سطح ۵ درصد **: معنی دار در سطح ۱ درصد

سری‌های زمانی که از توزیع نرمال تبعیت می‌کنند، نشان داد که آزمون‌های پارامتریک و ناپارامتریک دارای قدرت مساوی جهت تشخیص روند در سری‌های مشاهدات بارندگی می‌باشند. اونوز و بایازیت [۲۱] نیز با مقایسه‌ی قدرت دو آزمون رگرسیون خطی و من-کندال نتیجه‌گیری نمودند که برای سری‌های زمانی دارای چولگی کم تا متوسط، قدرت دو آزمون یکسان است، ولی برای سری‌های زمانی بدون چولگی قدرت آزمون رگرسیون خطی بیش‌تر است و برای سری‌های زمانی دارای چولگی زیاد آزمون من-کندال بهتر جواب می‌دهد.

به‌عنوان نکته‌ی پایانی به این موضوع می‌توان اشاره نمود که روند صعودی بارندگی فصل تابستان در تمام ایستگاههای منطقه‌ی مورد مطالعه می‌تواند یکی از دلایل اصلی افزایش فراوانی وقوع سیلاب‌های ناگهانی در سال‌های اخیر باشد.

منابع

- ۱- جاوری، م. ۱۳۸۲. تغییرات دما و بارش در ایران، پایان‌نامه دکترای جغرافیا، دانشگاه تهران.
- ۲- خلیلی، ع. و بذرافشان، ج. ۱۳۸۳. تحلیل روند تغییرات بارندگی‌های سالانه، فصلی و ماهانه پنج ایستگاه قدیمی ایران در یکصد و شانزده سال گذشته. بیابان، شماره ۱، جلد نهم. ص ۳۳-۲۵.
- ۳- حجام، س.، خوشخو، ی. و شمس‌الدین‌وندی، ر. ۱۳۸۷. تحلیل روند تغییرات بارندگی‌های فصلی و سالانه چند ایستگاه منتخب در حوضه مرکزی ایران با استفاده از روش‌های ناپارامتری، پژوهش‌های جغرافیایی، شماره ۶۴، ص ۱۵۷-۱۶۸.
- ۴- حمادی، ک.، آخوندعلی، ع. م.، بهنیا، ع. و عرب، د. ر. ۱۳۸۶. نقش و بهنگام‌سازی سری آماری بر ارزیابی سیل طرح (مطالعه موردی: سد مخزنی جره). مجله علوم و مهندسی آبخیزداری ایران، ۲: ۱۱-۲۰.

کاهش بارش سالانه در ایستگاههای گوناگون متفاوت است. مقدار بارندگی در فصل‌های گوناگون نیز دارای روند یکسان و همگن نمی‌باشد. به‌گونه‌ای که برای فصل تابستان تمام ایستگاهها و برای فصل پاییز بیش‌تر ایستگاهها روند صعودی را نشان می‌دهند، اما برای فصل زمستان و بهار که در هیچ‌کدام از ایستگاهها روند معنی‌دار در سطح ۹۵ درصد مشاهده نمی‌شود، جهت روند در ایستگاههای گوناگون متفاوت است. این یافته مغایر با نتایج خلیلی و بذرافشان [۲] و غریب و مساعدی [۷] می‌باشد. خلیلی و بذرافشان [۲] در بررسی آمار طولانی مدت پنج ایستگاه هواشناسی در نقاط گوناگون کشور نتیجه‌گیری کرده‌اند که در مقیاس ماهانه و فصلی روند معنی‌داری در سری‌های بارندگی وجود ندارد. نتایج غریب و مساعدی [۷] نشان داد که عموماً مقدار بارندگی فصل‌های بهار و تابستان در حال کاهش است، ولی مقدار بارندگی فصل‌های پاییز و زمستان از روندی افزایشی برخوردار است. در حالی که نتایج مطالعات حجام و همکاران [۳] در حوضه‌ی مرکزی ایران نشان داد که در بیش‌تر ایستگاهها، روند بارش‌های فصل تابستان و پاییز صعودی، ولی غیر معنی‌دار در سطح ۹۵ درصد است، ولی روند بارندگی‌های فصل بهار و زمستان در بیش‌تر ایستگاهها نزولی و در برخی نیز معنی‌دار در سطح ۹۵ درصد و بالاتر است. همچنین این پژوهشگران نتیجه‌گیری نمودند که روندهای حادث شده در منطقه‌ی مرکزی ایران تابع نظمی ویژه نبوده و نمی‌توان وجود روندی ویژه را به بخشی از منطقه‌ی مورد مطالعه و یا کل آن نسبت داد.

بررسی تعداد روزهای دارای بارندگی نشان داد که فراوانی آن‌ها در طول زمان برای تمام ایستگاهها افزایشی معنی‌دار داشته است. این نتیجه همانند یافته‌های کتیرایی بروجردی [۶] و غریب و مساعدی [۷] می‌باشد که روند افزایشی معنی‌داری در تعداد روزهای بارانی سالانه در بیش‌تر ایستگاههای مورد مطالعه گزارش نموده‌اند. مقایسه‌ی نتایج روش من-کندال و رگرسیون خطی برای

intensity in the United States. Bulletin of the American Meteorological Society, 79: 231-242.

18- Lettenmaier, D.P., Wood, E.F. and Wallis, J.R. 1994. Hydro-climatological trends in the Continental United States, 1948-88. Journal of Climate, 7: 586-607.

19- Mitchell, J. M., Dzerdzeevskii, B., Flohn, H., Hofmeyr, W. L., Lamb, H. H., Rao, K. N. and Wallen, C. C. 1966. Climate change. WMO Technical Note No. 79. World Meteorological Organization. 79pp.

20- Molnar, P. and Ramirez, J. 2001. Recent trends in precipitation and streamflow in the Rio Puerco basin. Journal of Climate, 14: 2317 - 2328.

21- Onoz, B. and Bayazit, M. 2003. The power of statistical tests for trend detection. Turkish J. Eng. Env. Sci., 27: 247 - 251.

22- Piccarreta, M., Capolongo, D. and Boenzi, F. 2004. Trend analysis of precipitation and drought in Basilicata from 1923 to 2000 within southern Italy context. International Journal of Climatology, 24: 907 - 922.

23- Royston, P. 1982. An extension of Shapiro and Wilk's W test for normality to large samples. Applied Statistics, 31: 115-124.

24- Serrano, V. L., Mateos, V. L. and Garcia, J. A. 1999. Trend analysis of monthly precipitation over the Iberian Peninsula for the period 1921-1995. Physics and Chemistry of the Earth, (B), 24(2): 85- 90.

25- Von Storch, H. 1995. Misuses of statistical analysis in climate research. In: Von Storch, H. & Navarra (Eds.), Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques, Springer, Berlin.

26- Xu, Z. X., Takeuchi, K. and Ishidaira, H. 2003. Monotonic trend and step changes in Japanese precipitation. Journal of Hydrology, 279: 144- 150.

27- Yue, S. and Pilon, P. 2004. A comparison of the power of the t test, Mann-Kendall and bootstrap tests for trend detection. Hydrol. Sci. J., 49(1): 21- 37.

28- Yue, S. and Wang, C.Y. 2004. The Mann-Kendall test modified by effective sample size to detect trend in serially correlated hydrological series. Water Resources Management, 18: 201-218.

29- Zhang, Q., Jiang, T., Gemmer, M. and Becker, S. 2005. Precipitation, temperature and runoff analysis from 1950 to 2002 in the Yangtze basin, China. Hydrol. Sci. J., 50(1): 65- 80.

۵- کاویانی، م. و عساکره، ح. ۱۳۸۴. بررسی آماری روند بلند مدت بارش سالانه اصفهان. مجله علمی پژوهشی دانشگاه اصفهان، جلد ۱۸، ص ۱۴۳ - ۱۶۲.

۶- کتیرایی بروجردی، پ. ۱۳۸۴. بررسی روند تغییرات بارندگی در ایران طی دوره ۱۹۶۰ الی ۲۰۰۱. رساله دکتری هواشناسی. دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات، ص ۱۵۰.

۷- غریب، م. و مساعدی، ا. ۱۳۸۲. بررسی نحوه تغییرات زمانی و مکانی بارندگی در بخشی از حوزه آبریز گرگانرود. سومین کنفرانس منطقه ای تغییر اقلیم، اصفهان، ۲۹ مهر الی ۱ آبان ۱۳۸۲. ص ۲۳۴ - ۲۴۰.

۸- محمدی استاد کلاهی، ا. ۱۳۸۱. بهینه سازی روابط دبی آب و دبی رسوب معلق در ایستگاه های هیدرومتری رودخانه گرگانرود. پایان نامه کارشناسی ارشد آبخیزداری، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، ص ۸۳.

9- Clarke, R. T. 2002. Estimating time trends in gumbel-distributed data by means of generalized linear models. Water Resour. Res., 38(7), 16-11, doi:10.1029/2001WR000917.

10- Cunderlik, J. M. and Burn, D. H. 2002. Non-stationary pooled flood frequency analysis. Journal of Hydrology, 276: 210-223.

11- Dallal, G.E. and Wilkinson, L. 1986. An analytic approximation to the distribution of Lilliefors' test for normality. The American Statistician, 40: 294-296.

12- Haan, C.T. 2003. Statistical methods in hydrology. Second ed., Blackwell Publishing.

13- Han, D., Cluckie, I. D. and Kang, W. 2002. Seasonal trends of rainfall and flow in south west England. In: Proceedings of the second international symposium on flood defense, Beijing, 10 - 14 September 2002, pp. 485- 491.

14- Han, D. 2007. Seasonal rainfall and flow trends within three catchments in south west England. In: S. Begum et al. (eds.), Flood Risk Management in Europe, pp: 275- 292.

15- Hazelton, M.L. 2003. A graphical tool for assessing normality. The American statistician, vol.57, 285- 288.

16- I.P.C.C. (Intergovernmental Panel on Climate Change). 2007. Summary for policymakers. In: Parry, et al., (Eds.), Climate Change 2007, Impacts, Adaptation, and Vulnerability, Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press. Cambridge, UK, pp. 11.

17- Karl, T.R. and R. W. Knight. 1998. Secular trend of precipitation amount, frequency, and