

هم در سطح ۱ درصد نشان می دهد.
 واژه های کلیدی: بارندگی، آزمون روند، رگرسیون خطی، من-
 کنال و گرگانروود

مقدمه

بارندگی یکی از عامل های مهم هواشناسی است که کمیت و پراکنش آن به گونه ای چشمگیر در نقاط گوناگون کره ای زمین تغییر می یابد [۲]. تغییرات رژیم بارش باعث تغییرات عناصر چرخه ای هیدرولوژیک می گردد که به صورت سیلاب های خشکسالی ها بروز نموده و جوامع گیاهی و حیوانی و در نهایت جوامع انسانی را دچار مشکل می سازند. معمولا در راهکارهای کلان مدیریتی، برنامه ریزی های مدیریت منابع آب و طراحی سازه های آبی و تأسیسات زیربنایی، متغیرهای هیدرولوژیک تصادفی و ایستاد نظر گرفته می شوند که از یک توزیع احتمالاتی معین تبعیت می کنند [۴، ۹، ۱۰، ۱۳]. در حالی که روند سری های هیدرولوژیکی ممکن است به دلیل تغییرات در اقلیم، کاربری اراضی و مدیریت حوضه ای 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 هیدرولوژیکی) برای برنامه ریزی ها و طراحی ها باعث عدم موفقیت پژوهه و مشکلات عدیده ای 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 هیدرولوژیکی 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 گستردہ تر و چشمگیرتر نسبت به روش های پارامتری برخوردارند [۷، ۲۷].

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

بررسی روند تغییرات رژیم بارش حوزه ای آبخیز گرگانروود

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 عموماً جمع بارش های یک نقطه در مقیاس های زمانی گوناگون دارای توزیع های آماری ساده و متقاضی نیست. در اهمیت مقادیر بارش و تغییرات آن، به ویژه در کشور ما که در ناحیه ای خشک و نیمه خشک جهان قرار دارد، تردیدی نیست، لذا این پژوهش بمنظور بررسی و شناخت روند داده های بارش در ۷ استگاه باران سنجی واقع در شرق استان گلستان با پایه ای مشترک زمانی ۳۰ ساله (۱۳۵۳ تا ۱۳۸۳) صورت گرفت. برای بررسی روند تغییرات بارندگی طولانی مدت این استگاهها از دو آزمون رگرسیون خطی و من- کنال استفاده شد. نتایج نشان داد که در استگاه های تمر، تنگره و گنبد در سطح ۵ درصد روند افزایشی معنی دار در داده های بارندگی سالانه وجود دارد. بارندگی فصل پاییز در بیش تر استگاهها روندی صعودی را نشان می دهد، ولی تها در استگاه تمر روند در سطح ۵ درصد معنی دار بود. در مورد بارندگی فصل های زمستان و بهار، هیچ کدام از استگاهها روندی معنی دار را نشان نمی دهند و جهت روند در استگاه های گوناگون متفاوت است. بارندگی فصل تابستان استگاه های تمر، چشمه خان و گنبد روند صعودی معنی دار نشان می دهد. در ارتباط با بارندگی های بیشینه ۲۴ ساعته، فقط استگاه های تمر و تنگره روند صعودی معنی دار نشان می دهند. در مورد تعداد روزهای بارانی، به غیر از استگاه های تمر و چشمه خان، سایر استگاهها 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 s.heikh@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

قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که هر دو روش وجود روند کاهشی و معنی دار را در برخی از سری های زمانی بارش نشان می دهند، ولی هیچ روند افزایشی و معنی داری به صورت توان به وسیله ی هر دو روش مورد تایید 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 اندازه گیری و طول دوره ی پیش باشد. به هر حال روند بارش در هر منطقه یا ایستگاه متفاوت است، بنابراین مطالعات منطقه ای جهت تشخیص روند به منظور استفاده در مطالعات هیدرولوژی و برنامه ریزی منابع آب امری ضروری به نظر می رسد. 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 هزینه های صرف شده بیش از حد مورد نیاز طرح خواهد شد، بنابراین لازم است که در مطالعات و برنامه ریزی ها و اجرای طرح های زیربنایی و مدیریت منابع آب از وجود و عدم وجود روند در سری های مورد استفاده اطمینان حاصل شود.

مواد و روش ها

منطقه ی مورد مطالعه

حوضه ی آبخیز گرگانی و با مساحت ۱۰۱۹۷ کیلومتر مربع یکی از حوضه های شمال شرق کشور بوده که بخش گسترده ای از آن در استان گلستان قرار دارد. این حوضه با مختصات طول شرقی ۱۰۵°۴' تا ۱۰۶°۲' و عرض شمالی ۳۵°۳' تا ۳۸°۱' محدود شده است [۸]. براساس طبقه بندی دومارتن، حوضه ی آبخیز گرگانی و دارای اقلیم های مرطوب، نیمه مرطوب، مدیترانه ای، نیمه خشک و خشک می باشد. مرطوب ترین ماههای این منطقه شامل آذر، دی، بهمن و اسفند بوده و خشک ترین ماه آن شهریور است. میانگین بارندگی نقاط گوناگون حوضه ی گرگانی و بسیار متفاوت بوده و میزان آن از ۲۰۲ میلی متر در رباط قره بیل تا ۹۰۳ میلی متر در پس پشته متغیر است. در این پژوهش هفت ایستگاه باران سنجی از حوضه ی آبخیز گرگانی واقع در استان گلستان با پایه ی مشترک آماری ۳۱ ساله (۱۳۸۳ تا ۱۳۵۳) بارش روزانه انتخاب گردیدند. دمای سالانه نقاط گوناگون حوضه بسیار متغیر بوده و از صفر درجه ای سانتی گراد در ارتفاعات البرز تا بیش از ۱۷/۵ درجه ای سانتی گراد در بخش های شمال شرقی حوضه متغیر است. جدول (۱) ویژگی های ایستگاههای منتخب را نشان می دهد.

انتخاب آزمون آماری

روش های متعددی برای تشخیص روند در سری های زمانی داده های هیدرومئورولوژیک وجود دارد. آزمون های آماری

پیش بینی شده است که تا سال ۲۰۵۰، تغییر اقلیم باعث افزایش بارش و میانگین دبی رودخانه ها در عرض های جغرافیایی بالا و مناطق مرطوب به میزان ۱۰ تا ۴۰ درصد و کاهش آن ها به اندازه ی ۱۰ تا ۳۰ درصد در عرض های میانه و مناطق گرم سیر و خشک می شود. 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 مقایسه ای آنها با نتایج این پژوهش پرداخته شده است. در زمینه ی تحلیل روند بارش در مناطق گوناگون دنیا مطالعات متعددی صورت گرفته است که به عنوان نمونه می توان به مطالعات انجام شده به وسیله ی لتمایر 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 آزمون های آماری به صورت مدل های 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 دوره ای پدیدار می شوند. کاویانی و عساکر [۵] تحلیل روند بارش را برای ایستگاه اصفهان در دوره ی آماری ۱۰۰-۳ ساله با استفاده از روش های پارامتری و ناپارامتری انجام دادند. نتایج به دست آمده نشان داد که هیچ گونه روندی در هیچ کدام از روش های به کار گرفته مشاهده نشد. خلیلی و بذرافشان [۲] روند تغییرات بارندگی های سالانه، فصلی و ماهانه ۵ ایستگاه ایران در طی دوره ی آماری ۱۸۹۳ تا ۲۰۰۱ را با استفاده از روش پارامتری ۴-استیودنت و روش ناپارامتری من- کندال تجزیه و تحلیل نمودند. نتایج به دست آمده وجود هیچ نوع روند معنی داری را در سری های بارش سالانه در ایستگاههای مورد مطالعه تأیید نکرد، اما در سری های بارش فصلی، هم روند افزایشی و هم روند کاهشی قابل مشاهده بود که برای بیش تر ایستگاهها روند مشاهده شده معنی دار نبوده است. کتیرایی بروجردی [۶] به بررسی روند تغییرات روزانه ی بارندگی ۳۸ ایستگاه ایران در دوره ی آماری ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۱ پرداختند. آن ها در این بررسی جهت تحلیل روند بارش کل سالانه، تعداد روزهای بارانی و شدت بارش روزانه روش پارامتری حداقل مربعات خط و روش ناپارامتری من- کندال را به کار بردند. نتایج بدست آمده نشان دهنده ی وقوع برخی روندهای افزایشی و کاهشی در بارش کل سالانه ایستگاههای گوناگون بود. بارش فصل بهار در بیش تر ایستگاههای مورد مطالعه روند کاهشی داشت و روند تعداد روزهای بارانی سالانه و فصلی (به استثنای فصل بهار) در بیش تر ایستگاهها افزایشی و معنی دار و روند شدت بارش روزانه و فصلی (به ویژه فصل بهار) در بیش تر ایستگاهها کاهشی تشخیص داده شد. حجام و همکاران [۳] روند تغییرات بارندگی های فصلی و سالانه ی چند ایستگاه در حوضه ی مرکزی ایران را با استفاده از روش های ناپارامتریک من- کندال را به کار برداشتند. Sen's Estimator Slope مورد بررسی

جدول ۱ - ویژگی های ایستگاههای هواشناسی مورد استفاده در این مطالعه

ایستگاه	طول جغرافیایی شرقی	عرض جغرافیایی شمالی	ارتفاع از سطح دریا (متر)	نوع ایستگاه
رباط قره بیل	۵۰°۱۵	۳۴°۱۵	۱۴۵۰	تبخیر سنگی
چشمہ خان	۵۶°۵۰	۳۷°۲۲	۱۲۵۰	تبخیر سنگی
تنگراه	۵۵°۴۴	۳۷°۱۵	۳۳۰	باران سنگی
تمر	۵۵°۲۹	۳۷°۲۸	۱۳۲	باران سنگی
اوغان گالیکش	۵۵°۲۷	۳۷°۱۵	۲۵۰	باران سنگی
لزوره مینودشت	۵۵°۲۳	۳۷°۱۳	۱۹۰	باران سنگی
گبند	۵۵°۰۸	۳۷°۱۴	۳۶	تبخیر سنگی

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

نکته‌ی مهم در کاربرد تی - استیومنت این است که نخست: داده‌ها بایستی مستقل باشند و دوم: از توزیع نرمال تعیت نمایند. برای تعیین استقلال داده‌ها عمولان از ضریب خود همبستگی^۶ بین داده‌های متوالی استفاده می شود. برای این منظور مقادیر ضریب خود همبستگی (ACF) بین داده‌های متوالی برای گام‌های 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 گونه‌ای 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. دامنه‌ی تغییرات ρ بین $-1 \leq \rho \leq 1$ خواهد بود. برای $m=0$ مقدار ρ برابر ۱ است. برای سری‌های زمانی کاملاً تصادفی مقدار ρ_m برای $m \neq 0$ صفر خواهد بود. اگر سری مقادیر ضرایب خود همبستگی برای تمام گام‌های تاخیر در محدوده‌ی اطمینان ۹۵ درصد مقدار بحرانی که از رابطه‌ی زیر به دست می آید، قرار گیرد سری داده‌های مورد آزمایش در سطح اطمینان ۹۵ درصد مستقل خواهد بود [۱۲].

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

به گونه‌ای که n طول سری داده‌ی مورد آزمایش، z_u حدود پایین و بالای اطمینان، α سطح اعتماد (که در اینجا ۵ درصد است) و Z مقدار بحرانی توزیع نرمال استاندارد در سطح اعتماد α است. در صورت معنی دار بودن همبستگی زمانی داده‌ها یا به بیان دیگر در صورت عدم استقلال داده‌ها بایستی پیش از اجرای آزمون‌های روند تاثیر همبستگی زمانی از بین برده شود و یا به کمترین حد ممکن کاهش داده شود.

یکی از روش‌های مرسوم انجام عملیات پری - واپتینگ^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 زمینه‌ی بررسی روند متغیرهای هیدرولوژیکی نشان می دهد که دو روش رگرسیون خطی و من- کندال بیشتر از آزمون‌های دیگر استفاده شده‌اند، 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 روش‌ها دارای برتری‌ها و نقاط ضعفی هستند.

آزمون رگرسیون خطی ساده

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

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

به گونه‌ای که \hat{b} شبیه خط رگرسیون و $\hat{SE}(\hat{b})$ بیانگر خطای استاندارد b می باشد. برای فرض صفر که عدم وجود رابطه‌ی خطی بین داده‌های مشاهداتی و زمان را ادعا می کند، پارامتر آماری T از توزیع t با درجه‌ی آزادی $n-2$ تبعیت می کند که در آن n بیانگر طول دوره‌ی 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

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

آزمون ناپارامتریک من-کنдал برخلاف آزمون های پارامتریک همچون رگرسیون خطی، تابع توزیع مشخصی را برای سری داده ها فرض نمی کند. در حالی که قدرت تشخیص آن نیز به اندازه ای آزمون های پارامتریک است [۱۸]. به همین دلیل سازمان جهانی هواشناسی، آزمون من-کنдал را برای بررسی و تشخیص روند در سری های زمانی اکیداً توصیه می کند [۱۹].

در این روش داده ها به ترتیب زمان وقوع مرتب می شوند و هر داده با تمام داده های پس از خود مقایسه می شود. مراحل انجام این آزمون به ترتیب زیر است:

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

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

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 می گیرند) میانگین و واریانس S به صورت زیر است:

$$E(S) = 0 \quad (8)$$

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

اگر در سری داده ها گره t_3 وجود داشته باشد، مقدار واریانس از رابطه زیر محاسبه خواهد شد:

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

به گونه ای که تعداد گره با ظرفیت t را نشان می دهد. 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 داده های یک سری بیش از ۱۰ عدد باشد، S از توزیع نرمال تعیت 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 بزرگ تر یا مساوی Z جدول باشد.

برای بررسی معنی داری روند داده ها در سری های فصلی، سالانه، بیشینه ای بارش ۲۴ ساعته و نیز تعداد روزهای بارانی، چنانچه مقادیر مطلق Z به دست آمده از آزمون من-کنдал از عدد

3- Tie

است [۵]. ون استورچ [۲۵] رابطه ای زیر را برای پری- واینینگ سری های زمانی دارای همبستگی معنی دار با یک گام تاخیر پیشنهاد داده است.

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

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

البته باستی اشاره شود که مطالعات صورت گرفته به وسیله ی یو و وانگ [۲۷] نشان می دهد که در صورت وجود روند در سری داده ها، تاثیر همبستگی زمانی بر آزمون روند بستگی به اندازه ای نمونه (تعداد داده)، مقدار ضریب همبستگی زمانی و بزرگی یا مقدار روند دارد. به گونه ای که اگر تعداد داده ها زیاد و اندازه ای روند بزرگ باشد، همبستگی زمانی تاثیری معنی دار بر نتایج آزمون روند ندارد. روش های گوناگونی نیز برای آزمون نرمال بودن داده ها وجود دارد. در این پژوهش از روش گرافیکی QQplot و روش های آماری آزمون لیلیفورس ¹ و آزمون شاپیرو- ویلک ² استفاده گردید [۱۱ و ۲۳]. به دلیل شباهت نتایج به دست آمده از این روش ها، در بخش نتایج فقط بخشی از نتایج روش گرافیکی QQplot و تمام نتایج روش آزمون شاپیرو- ویلک ارایه شده است. پارامتر آماری شاپیرو- ویلک (W) از رابطه ای زیر به دست می آید.

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

که در آن x_i مقدار مشاهده ای مورد نظر در رتبه i ام سری مشاهدات مرتب شده، n تعداد کل مشاهدات و a_i ضریبی است که برای هر مشاهده i ام از جدول های ویژه ای این آزمون به دست می آید.

در این روش چنانچه مقدار P به دست آمده برای پارامتر شاپیرو- ویلک (W) بیش تر از 0.05 باشد، نتیجه می گیریم که سری داده ها در سطح اعتماد ۹۵ درصد از توزیع نرمال تعیت می نمایند. گفتنی است که تمامی تجزیه و تحلیل های آماری این پژوهش در محیط آماری و برنامه نویسی R انجام شده است.

آزمون من-کنдал

یکی دیگر از روش های بررسی تغییر روند داده ها، آزمون ناپارامتریک من-کنдал است. در حقیقت این روش برای نخستین بار به وسیله ای من در سال ۱۹۴۵ استفاده شد و کنдал در سال ۱۹۷۵ توزیع آماری این آزمون را به دست آورد. این روش یکی از بهترین روش های آشکار سازی و تعیین روند داده هاست و همان گونه که در بخش مرور منابع آمده است، پژوهشگران زیادی از این

1- Lilliefors

2- Shapiro- Wilk

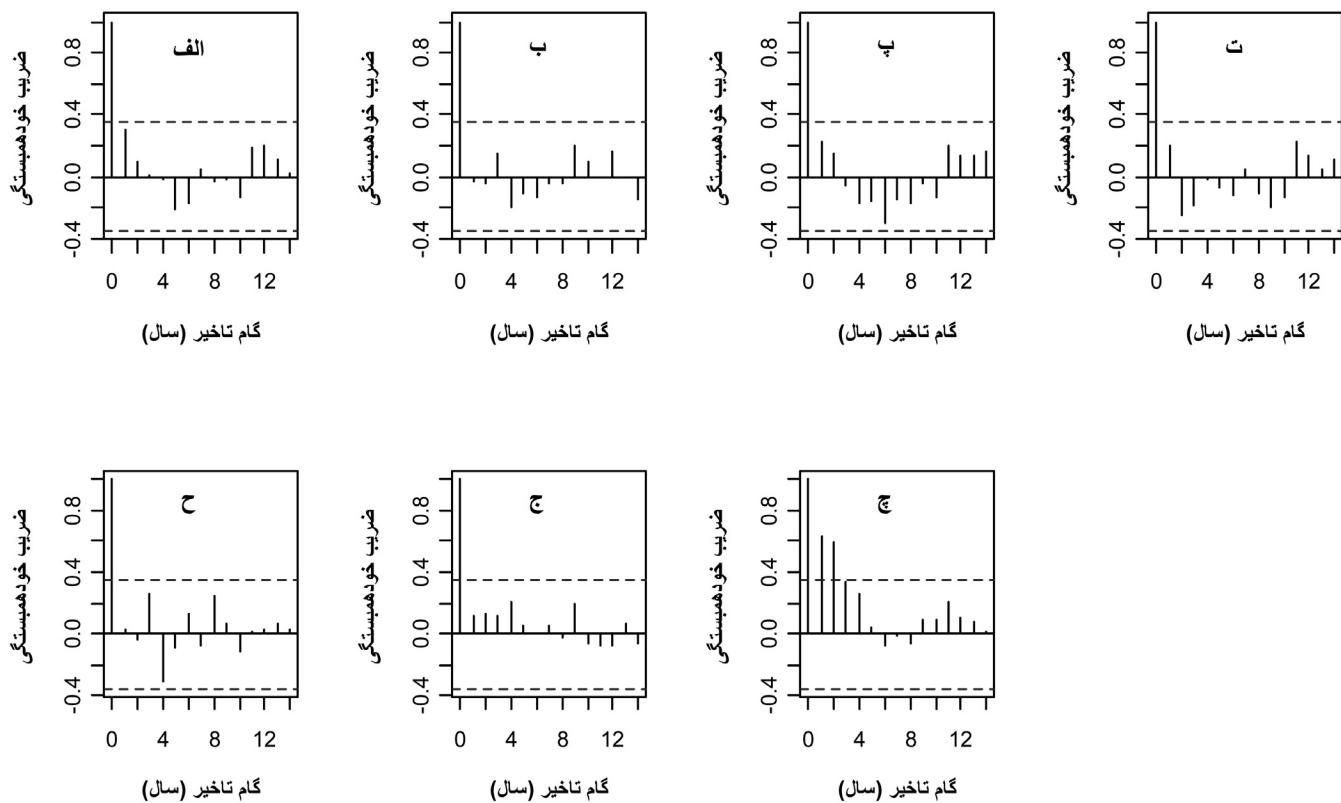
گام‌های زمانی گوناگون مستقل می‌باشند. برای مثال نمودارهای ACF سری‌های مشاهداتی ایستگاه تنگره در شکل (۱) ارایه شده است. در این شکل مشاهده می‌گردد که برای سری مشاهدات تعداد روزهای بارانی، ضرایب خود همبستگی داده‌های متوالی با گام‌های تاخیر ۱ تا ۳ سال پیرون از محدوده‌ی سطح اعتماد ۹۵ درصد قرار می‌گیرند. از آن جا 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 معنی دار می‌باشد، 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 ارایه نمودند، بنابراین در این مقاله فقط نتایج آزمون شاپیرو-ویلک به طور خلاصه در جدول (۲) ارایه 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 بسته شوند [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 معنی دار خواهد بود و چنانچه مقدار Z از عدد ۲/۵۶ بزرگ‌تر باشد، آنگاه در سطح ۱ درصد نیز معنی دار خواهد 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 معنی دار خواهد بود. شب منفی خط رگرسیون بیانگر روند منفی و شب مثبت بیانگر روند مثبت در سری مشاهدات خواهد بود.

بحث و نتایج

همان گونه که پیش‌تر اشاره شد، شرط استفاده از آزمون رگرسیون خطی این است که داده‌های سری مشاهدات بایستی مستقل باشند و از توزیع نرمال تعیت 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 هریک 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

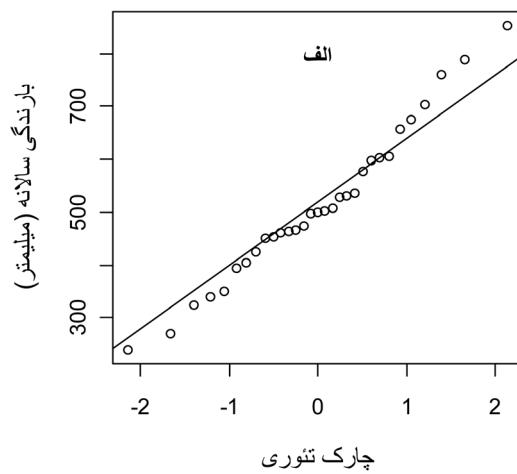
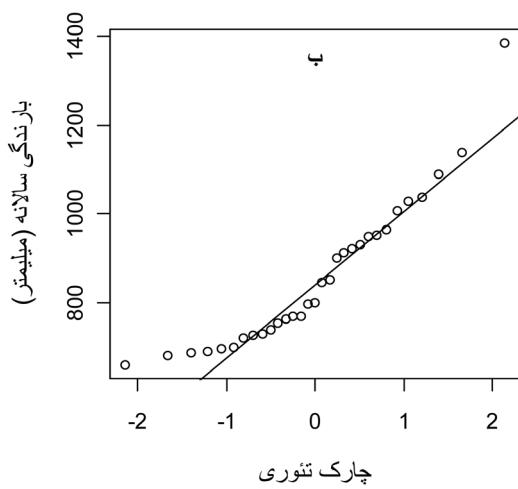


شکل ۱- نمودارهای ضرایب خود همبستگی سری مشاهدات مربوط به بارش ایستگاه تنگره. الف- بارش سالانه، ب- بارش فصل پاییز، پ- بارش فصل زمستان، ت- بارش فصل بهار، ح- بارش فصل تابستان، ج- بیشینه‌ی بارش روزانه و چ- تعداد روزهای بارانی

نتایج آزمون های دیگر نیز توزیع بارش سالانه این ایستگاه را نرمال نشان می دهند.

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

منحنی QQplot نیز چنین امری را تایید می نماید. به گونه ای که برای سری مشاهدات غیرنرمال ابتدا و یا انتهای منحنی، چولگی شدیدی را نشان می دهد که بیانگر غیر نرمال بودن داده ها است. برای مقایسه سری های نرمال و غیر نرمال بر روی نمودار QQplot، سری بارندگی سالانه ایستگاههای لزوره و تمر در شکل (۲) نشان داده شده است. همان گونه که مشاهده می شود، چولگی شدیدی در ابتدای منحنی QQplot مربوط به ایستگاه لزوره مشاهده می شود. برای این ایستگاه آزمون های آماری دیگر نیز غیر نرمال بودن توزیع بارش سالانه را تایید می کنند (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



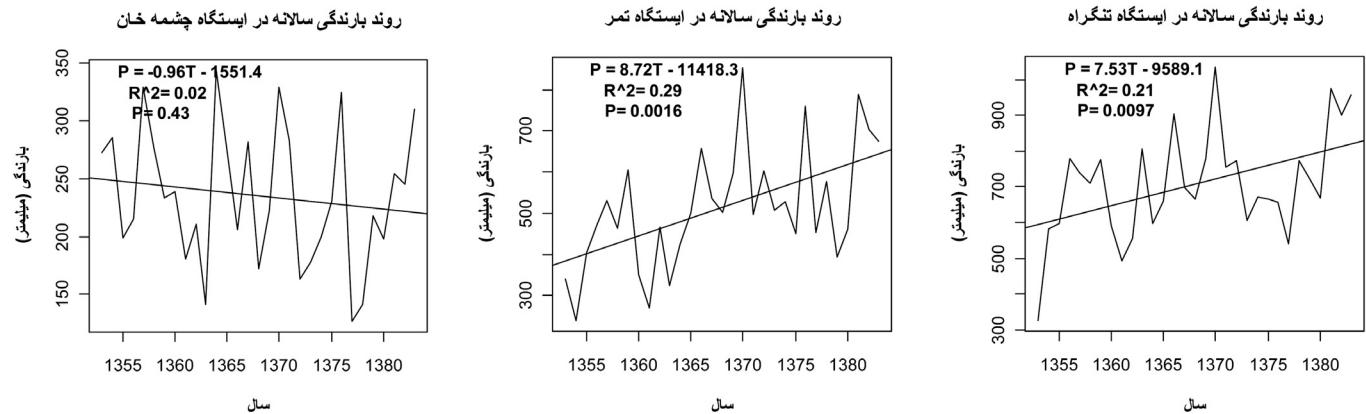
شکل ۲- منحنی های QQplot میانگین بارش سالانه ایستگاههای الف- تمر و ب- لزوره در دوره آماری ۱۳۵۳ الى ۱۳۸۳

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

نام ایستگاه	سالانه															
	پاییز		زمستان		بهار		تابستان		بیشنینه ی ساعته		۲۴		تعداد روزهای بارانی			
	W	P	W	P	W	P	W	P	W	P	W	P	W	P	W	P
چشممه خان	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		
رباط قره بیل	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		
گالیکش	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		
گنبد	۰/۹۷	۰/۴۲	۰/۹۳	۰/۰۴	۰/۹۱	۰/۰۱	۰/۸۶	۰/۰۰	۰/۹۷	۰/۰۶	۰/۹۶	۰/۳۸	۰/۹۳	۰/۰۳		
lezorhe	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		
تمر	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		
تنگرگاه	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		

* پارامتر شاپیرو- ویلک

** سطح احتمال



شکل ۳- روند بارش سالانه‌ی ایستگاه‌های تنگرا، تمر و چشم خان

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

مقایسه‌ی نتایج آزمون ناپارامتریک من- کنдал و پارامتریک رگرسیون خطی نشان می‌دهد که این دو روش نتایج کاملاً مشابهی را ارایه می‌دهند. به بیان دیگر هرگاه برای یک سری مشاهدات آزمون من- کنلال یک نوع روند را در سطح اعتماد معنی 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] ناهمسو 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 پیش‌تر گفته شد، یکی از شرایط استفاده از این روش این است که سری مشاهدات بایستی از توزیع نرمال تعیین 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- کنلال 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 تعیین می‌کنند، در جدول (۳) ارایه شده‌اند. همچنین رابطه‌ی روند خطی بارش سالانه‌ی سه ایستگاه تمر، تنگرا و چشم خان در شکل (۳) نشان داده شده است.

نتایج دو روش رگرسیون خطی و من- کنلال در جدول (۳) خلاصه شده است. تجزیه و تحلیل آماری داده‌ها به روش من- کنلال نشان می‌دهد که در ایستگاه‌های تمر، تنگرا 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، چشم خان و گنبد روند صعودی در سطح ۹۵ درصد معنی دار است. از نظر بارندگی‌های بیشینه 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 تنگرا روند صعودی در سطح اعتماد ۹۹ 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
	بیشینه‌ی بارش ۲۴ ساعته	$D=0/71t - 943$	0/27	3/31	0/002**
تنگره	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	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
گند	زمستان	$P=67/0t - 766/89$	0/027	0/9	0/37
	تعداد روزهای بارانی	$D=0/81t - 104986$	0/35	3/99	0/000**
	بارش سالانه	$P=-96/0t + 1051/45$	0/02	-0/8	0/43
چشم خان	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
رباط قره بیل	تعداد روزهای بارانی	$D=0/02t + 4/5$	0/000	0/12	0/90
	بهار	$P=-0/23t + 384/65$	0/003	-0/28	0/77
	بیشینه‌ی بارش ۲۴ ساعته	$P=-0/184t + 271/35$	0/08	-1/54	0/13
گالیکش	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
	زمستان	$P=1/28t - 1501/04$	0/04	1/06	0/29
لزوره	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
	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**

*: معنی دار در سطح ۵ درصد **: 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 نمی‌شود. از سوی دیگر، کثیرایی بروجردی [۶] با بررسی آمار بارش ۳۸ ایستگاه در نقاط گوناگون ایران نشان داد که وقوع روند افزایش و

گرگان روود نتیجه گیری نمودند که روی هم رفته، روند افزایشی در مقدار بارندگی سالیانه وجود دارد. حجام و همکاران [۳] با تحلیل روند تغییرات بارندگی‌های فصلی و سالانه‌ی ۴۸ ایستگاه بارانسنجی واقع در حوضه‌ی مرکزی ایران در بازه‌ی زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۹ نتیجه گیری کردند که روند بارندگی سالانه‌ی بیشتر

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

بارش سالانه		تعداد روزهای بارانی		بیشینه‌ی بارش ساعته ۲۴		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	چشمeh 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	تنگرگاه
-	A	A**	A**	-	D*	-	A	-	A	-	A	A	A	گالیکش

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

سری های زمانی که از توزیع نرمال تبعیت می کنند، نشان داد که آزمون های پارامتریک و ناپارامتریک دارای قدرت مساوی جهت تشخیص روند در سری های مشاهدات بارندگی می باشند. اونوز و بایازیت [۲۱] نیز با مقایسه‌ی قدرت دو آزمون رگرسیون خطی و من- کندال نتیجه گیری نمودند که برای سری های زمانی دارای چولگی کم تا متوسط، قدرت دو آزمون یکسان است، ولی برای سری های زمانی بدون چولگی قدرت آزمون رگرسیون خطی بیش تر است و برای سری های زمانی دارای چولگی زیاد آزمون من- کندال بهتر جواب می دهد.

به عنوان نکته‌ی پایانی به این موضوع می توان اشاره نمود که روند صعودی بارندگی فصل تابستان در تمام ایستگاههای منطقه‌ی مورد مطالعه می تواند یکی از دلایل اصلی افزایش فراوانی وقوع سیلاب های ناگهانی در سال های اخیر باشد.

منابع

- جاوری، م. ۱۳۸۲. تغییرات دما و بارش در ایران، پایان نامه دکترای جغرافیا، دانشگاه تهران.
- خلیلی، ع. و بذرافشان، ج. ۱۳۸۳. تحلیل روند تغییرات بارندگی های سالانه، فصلی و ماهانه پنج ایستگاه قدیمی ایران در یکصد و شانزده سال گذشته. بیابان، شماره ۱، جلد نهم. ص ۲۵-۳۳.
- حجام، س.، خوشخو، ع. و شمس الدین وندی، ر. ۱۳۸۷.
- تحلیل روند تغییرات بارندگی های فصلی و سالانه چند ایستگاه منتخب در حوضه مرکزی ایران با استفاده از روش های ناپارامتری، پژوهش های جغرافیایی، شماره ۶۴، ص ۱۵۷-۱۶۸.
- حمدایی، ک.، آخوندعلی، ع. م.، بهنیا، ع. و عرب، د. ر. ۱۳۸۶. نقش و بهنگام سازی سری آماری بر ارزیابی سیل طرح (مطالعه موردی: سد مخزنی جره). مجله علوم و مهندسی آبخیزداری ایران، ۲: ۱۱-۲۰.

کاهشی بارش سالانه در ایستگاههای گوناگون متفاوت است. مقدار بارندگی در فصل های گوناگون نیز دارای روند یکسان و همگن نمی باشد. به گونه‌ای که برای فصل تابستان تمام ایستگاهها و برای فصل زمستان و بهار که در هیچ کدام از ایستگاهها روند معنی دار در سطح ۹۵ درصد مشاهده نمی شود، جهت روند در ایستگاههای گوناگون متفاوت است. این یافته مغایر با نتایج خلیلی و بذرافشان [۲] و غریب و مساعدی [۷] می باشد. خلیلی و بذرافشان [۲] در بررسی آمار طولانی مدت پنج ایستگاه هواشناسی در نقاط گوناگون کشور نتیجه گیری کرده اند که در مقیاس ماهانه و فصلی روند معنی داری در سری های بارندگی وجود ندارد. نتایج غریب و مساعدی [۷] نشان داد که عموماً مقدار بارندگی فصل های بهار و تابستان در حال کاهش است، ولی مقدار بارندگی فصل های 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 پیش تر ایستگاهها، روند بارش های فصل تابستان و پاییز صعودی، ولی غیر معنی دار در سطح ۹۵ درصد است، ولی روند بارندگی های فصل بهار و زمستان در پیش تر ایستگاهها نزولی و در برخی نیز معنی دار در سطح ۹۵ درصد و بالاتر است. همچنین این پژوهشگران نتیجه گیری نمودند که روندهای حادث شده در منطقه‌ی مرکزی ایران تابع نظمی ویژه نبوده و نمی توان 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 آن ها در طول زمان برای تمام ایستگاهها افزایشی معنی دار داشته است. این نتیجه همانند یافته های کتیرایی بروجردی [۶] و غریب و مساعدی [۷] می باشد که روند افزایشی معنی داری در تعداد روزهای بارانی سالانه در پیش تر ایستگاههای مورد مطالعه گزارش نموده اند. 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., Dzerdzevskii, 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.
- 5- کاویانی، م. و عساکر، ح. ۱۳۸۴. بررسی آماری روند بلند مدت بارش سالانه اصفهان. *مجله علمی پژوهشی دانشگاه اصفهان*، جلد ۱۸، ص ۱۴۳ - ۱۶۲.
- 6- کتیرایی بروجردی، پ. ۱۳۸۴. بررسی روند تغییرات بارندگی در ایران طی دوره ۱۹۶۰ الی ۲۰۰۱. رساله دکتری هوشناسی. دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات، ص ۱۵۰.
- 7- غریب، م. و مساعدي، ا. ۱۳۸۲. بررسی نحوه تغییرات زمانی و مکانی بارندگی در بخشی از حوزه آبریز گرگان و. سومین کنفرانس منطقه‌ای تغییر اقلیم، اصفهان، ۲۹ مهر الی ۱ آبان ۱۳۸۲. ص ۲۳۴ - ۲۴۰.
- 8- محمدی استاد کلایه، ا. ۱۳۸۱. بهینه سازی روابط دبی آب و دبی رسوبر معلق در ایستگاه‌های هیدرومتری رودخانه گرگان و. 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