مرتع و آبخیزداری، مجله منابع طبیعی ایران
دوره ۶۸، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۴
ص ۶۵۹-۶۷۴

تاریخ دریافت:۱۳۹۲/۰۳/۱۸
تاریخ پذیرش:۱۳۹۲/۰۸/۲۳

تحلیل روند تغییرات جریان در رودخانه‌های سراب کرخه: شواهدی از آثار تغییر اقلیم بر سیستم‌های منابع آب

❖ **خالد اوسطی ؛** استادیار دانشکدهٔ منابع طبیعی دانشگاه کردستان
❖ **علی سلاجقه*؛** استاد دانشکدهٔ منابع طبیعی دانشگاه تهران
❖ **محمد مهدوی؛** استاد دانشکدهٔ منابع طبیعی دانشگاه تهران
❖ **پاول کوئینگر؛** استادیار مؤسسهٔ علوم زمین و منابع طبیعی (**BGR**) ژئوسنتروم هانوفر، آلمان
❖ **کامران چپی؛** استادیار دانشکدهٔ منابع طبیعی دانشگاه کردستان
❖ **آرش ملکیان؛** دانشیار دانشکدهٔ منابع طبیعی دانشگاه تهران

چکیده

با جدی‌ترشدن مسئلهٔ تغییر اقلیم و آثار احتمالی آن بر سیستم‌های منابع آب، طراحی و اجرای برنامه‌های مدیریتی، با فرض شرایط هیدرولوژیکی ثابت، می‌تواند مدیریت و برنامه‌ریزی را با چالش جدی در پیش‌بینی دقیق نیازهای آتی روبه‌رو کند. بر این اساس، در مطالعهٔ حاضر تلاش شده است روند تغییرات متغیرهای هیدرواقلیمی در ایستگاه‌هایی با آمار طولانی‌مدت در سراب کرخه، با استفاده از روش «من- کندال اصلاح‌شده برای اثر خودهمبستگی»، سری‌های روزانهٔ دما، بارش و دبی بررسی شود. بیشتر متغیرهای دما روند افزایشی داشت و نتایج بررسیِ بارش نیز دارای تفاوت‌های مکانی بود. به طور کلی، روند کاهشی برای جریان در منطقه مشاهده شد و این تغییرات در جریان‌های پایه شدیدتر بود. روند کاهشی میانهٔ دبی سالانه در ایستگاه هولیلان در سطح ده درصد معنی‌دار شد. بارش سالانه، تعداد روزهای بارانی و تعداد روزهایِ با بارشِ بیش از ۱۰ میلی‌متر همبستگیِ معنی‌دارِ بیشتری با متغیرهای جریان نشان دادند. بررسی روابط دبی ماهانه با متغیرهای بارش و دما در ایستگاه‌های مورد بررسی نشان‌دهندهٔ تأخیرِ واکنش سیستم به ورودی‌هاست؛ این موضوع می‌تواند به تأخیرِ ذوب برف یا عبور جریان از مسیرهای آبی دیگر، مانند آب زیرزمینی، مربوط باشد. بخشی از تغییراتِ متغیرهای جریان، به‌ویژه در دبی‌های پایه، کاملاً با بارش توجیه نمی‌شود و می‌تواند از تغییرات دما یا عواملی مانند افزایش بهره‌برداری از آب زیرزمینی متأثر باشد.

واژگان کلیدی: تغییر اقلیم، خودهمبستگی، سری زمانی، کرخه، من- کندال اصلاح‌شده.

*. نویسندهٔ مسئول: تلفن: ۰۲۶۲۲۲۳۰۴۴
Email: salajegh@ut.ac.ir

مقدمه

بیشتر سیستم‌های منابع آب بر اساس فرض شرایط هیدرولوژیکی ثابت طراحی و اجرا می‌شوند. اگر فرض ثبات شرایط هیدرولوژیکی به هم بخورد، طراحی‌های انجام‌گرفته با شرایط فعلی نامتناسب‌اند و بیشتر یا کمتر از حد معقول طراحی شده‌اند. اثبات فرض ثابت‌نبودن شرایط هیدرولوژیکی می‌تواند مشکلاتی (از جمله مکان نامناسب یا عدم تأثیر فعالیت‌ها) در مدیریت منابع آب منطقه‌ای به وجود آورد [۱۸]. بنابراین، مدیریت و برنامه‌ریزی منابع آب نیازمند لحاظ‌کردن آثار تغییر اقلیم برای پیش‌بینی دقیق نیازهای آتی است [۱۲]، زیرا بررسی روند تغییرات جریان و آگاهی از آن در بررسی میزان آب در دسترس آتی مؤثر است. این موضوع به‌ویژه در مناطق خشک و نیمه‌خشک ـ که دسترسی به آب بسیار به تغییرات بارش و دمای هوا وابسته است [۸]ـ اهمیت زیادی دارد. با توجه به جدی‌شدن موضوع تغییر اقلیم، در دهه‌های اخیر به موضوع تشخیص روندِ داده‌های هیدرولوژیکی بیشتر توجه شده است. شناسایی روند داده‌های بلندمدت رواناب یکی از موضوعات مهمِ هیدرولوژی است [۲۷]. روند تغییرات دبی می‌تواند ناشی از اثر فعالیت‌های انسانی در حوضه مانند تغییر و اصلاح رودخانه؛ تغییرات کاربری (شهرسازی، جنگل‌زدایی و ...)؛ تغییر عملیات مدیریتی، ساخت سد، روش‌های آبیاری و ... باشد. افزایش غلظت گازهای گلخانه‌ای دلیل دیگر مشاهدهٔ روند تغییر اقلیم در یک منطقه است.

بر اساس گزارش اخیر[1] [۱۷]، میانگین رواناب سالیانه در عرض‌های جغرافیایی زیاد است و در برخی از مناطق گرمسیری ۱۰ ـ ۴۰ درصد افزایش دارد و در برخی از مناطق خشک در عرض‌های میانه و مناطق گرمسیری خشک ۱۰ ـ ۳۰ درصد کاهش را نشان می‌دهد. آثار احتمالی تغییر اقلیم بر هیدرولوژی با به‌کارگیری روش‌های مختلف بررسی روند و بر اساس سری‌های روزانه، ماهانه، سالانه یا فصلی در نقاط مختلف دنیا بررسی شده است [۱، ۵، ۱۱، ۱۶، ۲۰، ۲۱، ۲۲، ۲۴، ۲۹، ۳۷]. برای تشخیص روند از روش‌های پارامتری و ناپارامتری متعددی استفاده می‌شود. بیشتر آماره‌های آماری پارامتری فرض می‌کنند که داده‌های سری زمانی و خطا (انحراف از روند) از یک توزیع مشخص پیروی می‌کنند و بیشتر این روش‌ها فرض توزیع نرمال را لحاظ می‌کنند. روش‌های پارامتری، به دلیل کمّی‌کردن روند، معمولاً بسیار قدرتمندند، اما هنگامی که داده‌ها دارای چولگی و اعداد پرت هستند، قدرت روش پارامتری به‌شدت کاهش می‌یابد [۳۵]. روش‌های ناپارامتری عمدتاً فرض پیروی داده‌ها از یک توزیع مشخص را لحاظ نمی‌کنند و می‌توانند روند را تشخیص دهند، اما در کمّی‌کردن میزان تغییر (شیب روند) صلابت و قدرت روش‌های پارامتری را ندارند. من- کندال روشی برای بررسی داده‌های فارغ از توزیع مشخص و با حساسیت کم به داده‌های پرت و دارای قدرت زیاد برای داده‌هایی با توزیع غیرنرمال است [۳۰، ۳۶]؛ از این روش در مطالعات متعددی استفاده شده است [۴، ۵، ۱۱، ۲۱]. در کل، روش‌های پارامتری قوی‌تر از روش‌های ناپارامتری‌اند، اما باید فرض نرمال‌بودن و نبود دادهٔ پرت و ... برقرار باشد. از آنجا که داده‌های منابع آب اغلب ویژگی‌های خاصی مانند چولگی

1. Intergovernmental Panel on Climate Change

مثبت، داده‌های پرت، خودهمبستگی و الگوهای فصلی دارند [۱۵]، بیشتر سری‌های زمانی هیدرولوژیکی از توزیع نرمال تبعیت نمی‌کنند. بنابراین، روش‌های معمول پارامتری، مانند رگرسیون خطی، برای بررسی روند کارا نیستند. اگرچه می‌توان به تبدیل داده‌ها از طریق روش‌های لگاریتمی یا توانی- کسری (مانند $\frac{1}{3}$) پرداخت، گاهی پیش‌فرض‌های لازم حاصل نمی‌شود.

در حالی که بیشتر مطالعات گذشته در بررسی روند داده‌های جریان از روش استاندارد من- کندال- روشی که مستقل‌بودن زمانی و مکانی داده‌ها را فرض می‌کند- استفاده کرده‌اند [۷، ۱۱، ۲۱، ۲۲، ۳۴]، مطالعات جدیدتر به بررسی خودهمبستگی و همبستگی مکانی در بررسی روند می‌پردازند [۵، ۱۹، ۲۹]. لحاظ‌ننمودن خودهمبستگی در صورت وجود خودهمبستگی مثبت باعث معنی‌داریِ بیش از حد واقعی می‌شود و بالعکس [۱۴، ۳۶]. مطالعات نشان داده‌اند که روش بررسی، طول دورهٔ آماری و بررسی خودهمبستگی و ساختار آن بر نتایج اثرگذارند. در صورت وجود خودهمبستگی (به‌ویژه نوع مثبت)، روش استاندارد من- کندال (Mk) روند معنی‌دار بیشتری را نشان می‌دهد. همچنین، در این حالت، گاهی وضعیت روند در ایستگاه‌های مجاور یا در یک رودخانه متفاوت است؛ این مورد از نقاط ضعف روش استاندارد من- کندال است [۱۳].

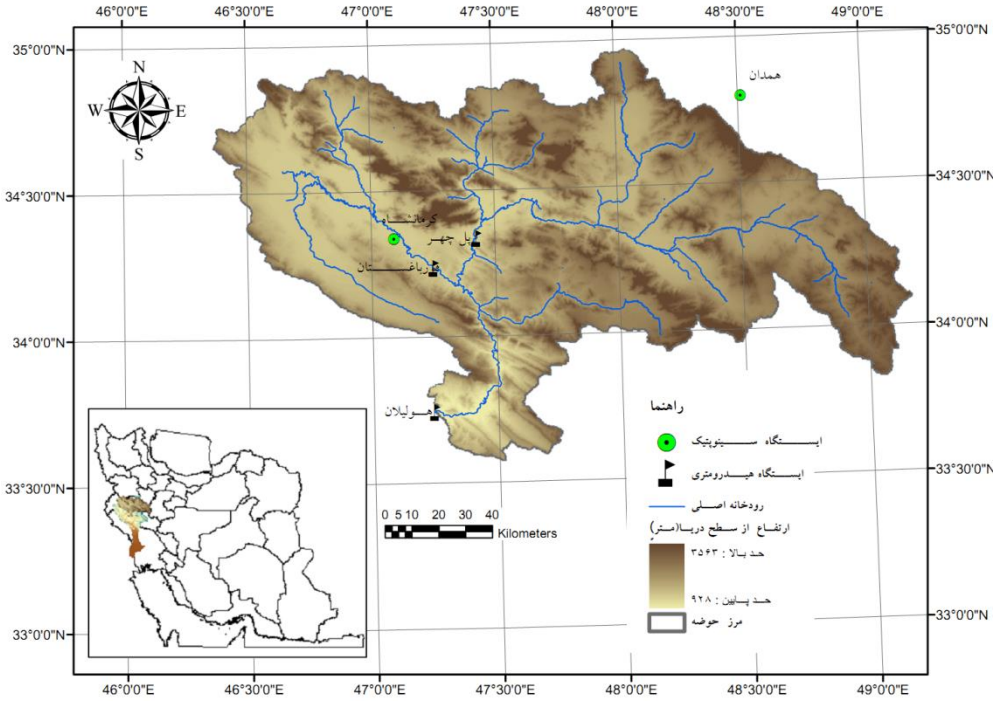
در مناطق خشک و نیمه‌خشک مانند ایران- که منابعِ آبی اندک است و میزان تقاضا در بخش‌های کشاورزی، صنعت و مصارف شهری زیاد است و نیز با رشد بسیار زیاد جمعیت- تغییرات زیاد متغیرهای اقلیمی و تغییرات اقلیمی پیش‌بینی‌شده بر پیچیدگی تغییرات می‌افزاید. بیشتر مطالعات در زمینهٔ روند به طبقه‌بندی اقلیمی کشور [۳، ۱۰]، روند داده‌های بارش [۲۶] و چرخهٔ بزرگ مقیاس اتمسفری و ارتباط آن با متغیرهای اقلیمی [۲، ۲۸] پرداخته‌اند. مطالعات روندِ تغییراتِ دبی در کشورهایی که اقلیم بسیار متغیری دارند بسیار بااهمیت است. در حوضهٔ کرخه برنامه‌ریزی برای تخصیص پروژه‌های کلان منابع آب در حال شکل‌گیری است (بر اساس منابع غیررسمی، تعداد سدهای کرخه به پنجاه مورد افزایش یافته است) و دربارهٔ تغییرات هیدرواقلیمی حوضه و اثر توسعه بر منابع آب و بهره‌برداران اطلاعات جامعی در دست نیست. بنابراین، در این مطالعه تلاش شده است روند تغییرات متغیرهای هیدرواقلیمی در ایستگاه‌هایی با آمار طولانی‌مدت در سراب کرخه بر اساس «روش من- کندال و من- کندال اصلاح‌شده برای اصلاح اثر خودهمبستگی» بررسی شود و دربارهٔ ارتباطات هیدرواقلیمی متغیرهای متعدد بحث شود.

روش‌شناسی تحقیق

منطقهٔ مورد مطالعه

حوضهٔ کرخه در غرب و جنوب غرب ایران، به عنوان سومین رودخانهٔ بزرگ ایران از نظر دبی خروجی پس از کارون و دز [۲۵]، سطحی معادل ۵۱۸۴۳ کیلومتر مربع را زهکشی می‌کند. کرخه از دامنه‌های جنوبی الوند سرچشمه می‌گیرد و، پس از پیوستن دینور و قره‌سو به نام سیمره، وارد لرستان می‌شود و در خوزستان کرخه نامیده می‌شود. سراب حوضهٔ کرخه، منطقهٔ مورد بررسی در این تحقیق، در حد فاصل مختصات ″۴۴ ′۳۴ °۳۳ و ″۵۷ ′۵۴ °۳۳ شمالی و ″۱۳ ′۲۲ °۴۶ و ″۰۲ ′۱۰ °۴۹ شرقی قرار دارد و

مشتمل بر سطح بالادست ایستگاه آب‌سنجی هولیلان با سطحی معادل ۲۰۳۳۸ کیلومتر مربع و دربرگیرندهٔ حوضه‌های قره‌سو و گاماسیاب است (شکل ۱). ارتفاع حوضه از ۹۲۸ متر در هولیلان تا ۳۵۶۳ متر از سطح دریا در رشته‌کوه گرین متغیر است. وجود چشمه‌های پُرآب کارستی مانند روانسر، طاق‌بستان، صحنه، نیلوفر، برناج، بیستون و شیان (با دبی متوسط تا ۲٫۴ متر مکعب بر ثانیه) دال بر آثار مهم منابع آب کارستی در منطقهٔ مورد مطالعه است. حوضهٔ کرخه، که به سبد غذایی جنوب غرب آسیا معروف بوده است، اکنون دستخوش چالش‌های متعددی شده است، از جمله کمبود آب و کاهش تولید، فقر، تخریب اراضی، کاهش سطح آب زیرزمینی و رقابت در حال افزایش بین مناطق بالادست و پایین‌دست و بهره‌برداران بخش‌های گوناگون مانند کشاورزی، مصارف خانگی، برقابی و محیط زیست [۹]. بر این اساس، ارزیابی روند تغییرات هیدروکلیماتولوژیکی حادث‌شده در سراب کرخه اهمیت ویژه‌ای دارد.



شکل ۱. موقعیت منطقهٔ مورد مطالعه در حوضهٔ کرخه و در کشور

روش تحقیق

پس از اخذ داده‌های بارش و دمای روزانه، تعداد روزهای یخبندان و دبی روزانه با توجه به کوتاه‌بودن و نقایص داده‌های ثبت‌شده، سرانجام، ایستگاه‌های کرمانشاه و فرودگاه از سازمان هواشناسی استان‌های کرمانشاه و همدان و ایستگاه‌های پل‌کهنه (خروجی گاماسیاب)، قورباغستان (خروجی قره‌سو) و هولیلان (بر روی رودخانهٔ سیمره، پس از پیوستن قره‌سو و گاماسیاب) از ادارات آب منطقه‌ای استان‌های کرمانشاه و ایلام انتخاب شدند. در مرحلهٔ بعد، کنترل

کیفی مختلف (آزمون‌های دادهٔ پرت، تغییرات نامتناسب بر اساس آنالیز گرافیکی و ...) و تغییر مقیاس زمانی سالانه به سال آبی صورت گرفت. نواقص آماری دبی روزانه پس از انتخاب دورهٔ مشترک آماری ۵۱ ساله (۱۳۴۰/ ۱۳۴۱ _ ۱۳۹۰/ ۱۳۹۱) بر اساس درون‌یابی خطی (برای دبی‌های پایه و با نواقص کمتر از پنج روز) و معادلات همبستگی با ایستگاه پایین‌دست یا بالادست همان رودخانه (گاهی تا یک سال) در دهک‌های مختلف جریان بازسازی شد. با توجه به تغییر محل ایستگاه قورباغستان به ایستگاه فرآمان، داده‌های ناقص چند سال آخر ایستگاه قورباغستان بر اساس رابطهٔ همبستگی بین داده‌های ثبت‌شده در دو ایستگاه در سال‌های آبی ۱۳۸۵ _ ۱۳۸۶ و ۱۳۸۶ _ ۱۳۸۷ محاسبه شد.

سی متغیر جریان و ۲۷ متغیر اقلیمی مورد بررسی در این تحقیق بر اساس سری‌های زمانی بارش، دما، دبی روزانه و منحنی‌های تداوم جریان استخراج شد. ذکر این نکته لازم است که، برای تعیین دبی‌های کم و زیاد با استفاده از منحنی‌های تداوم جریان، به‌ترتیب مقادیر حدی زیر ۲۵ و بالای ۷۵ درصد زمان تداوم دبی‌ها استخراج شده است. در نهایت، روند تغییرات متغیرها بر اساس آزمون من- کندال اصلاح‌شده بررسی شد.

روش من- کندال

در صورتی که x_1، x_2 و ... x_n اعداد سری زمانی با n داده باشند، آمارهٔ s آزمون من- کندال از رابطهٔ ۱ به‌دست می‌آید:

$$S=\sum_{k=1}^{n-1}\sum_{i=k+1}^{n}\operatorname{sgn}(x_i-x_k) \qquad (۱)$$

که در آن صورت

$$\operatorname{sgn}(x)=\begin{cases}1 & if \quad x>0\\ 0 & if \quad x=0\\ -1 & if \quad x<0\end{cases} \qquad (۲)$$

فرض صفر (H_0) این است که در سری زمانی مورد بررسی روندی وجود ندارد. در صورت فقدان روند، S دارای توزیع نرمال خواهد بود و میانگین و واریانس آن به صورت رابطهٔ ۳ خواهد بود:

$$E(s)=0 \qquad (۳)$$

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

که در آن t_i تعداد داده‌های یکسان در دستهٔ iام است. آمارهٔ Z کندال به صورت رابطهٔ ۴ محاسبه می‌شود:

$$Z=\begin{cases}\dfrac{S-1}{\sqrt{V(S)}} & S>0\\ 0 & S=0\\ \dfrac{S+1}{\sqrt{V(S)}} & S<0\end{cases} \qquad (۴)$$

مقادیر مثبت S نشان‌دهندهٔ روند مثبت است و بالعکس. وجود (رد فرض صفر) یا فقدان روند ($-Z_{1-\alpha/2}\le Z\le Z_{1-\alpha/2}$) بر اساس آمارهٔ Z در سطوح معنی‌داری α مختلف است و بر اساس جدول‌های مربوطه تعیین می‌شود.

بزرگی یا شیب خط روند (β) بر اساس روش Theil – Sen (TSA) [۳۲، ۳۳] و با رابطهٔ ۵ محاسبه می‌شود:

$$\beta=\operatorname{Median}\left(\frac{x_i-x_k}{i-k}\right) \quad \forall k<i \qquad (۵)$$

آزمون معنی‌داری خودهمبستگی

در آزمون معنی‌داری خودهمبستگی، خودهمبستگی مرتبهٔ kام (r_k) با رابطهٔ ۶ محاسبه می‌شود:

$$r_k = \frac{\frac{1}{n-k}\sum_{i=1}^{n-k}(x_i-\bar{x})(x_{i+k}-\bar{x})}{\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_{i+k}-\bar{x})^2} \qquad (۶)$$

چنانچه ضریب همبستگی مرتبهٔ kام به صورت $\frac{1-1.645\sqrt{n-k-1}}{n-k} \le r_k \le \frac{1+1.645\sqrt{n-k-1}}{n-k}$ باشد، در آن صورت داده‌ها در سطح ۱۰ درصد مستقل فرض می‌شوند و بالعکس.

روش من- کندال اصلاح‌شده

این روش- که حامد و راو [۱۴] آن را ارائه کرده‌اند- همهٔ ساختارهای خودهمبستگی در سری‌های زمانی را در نظر می‌گیرد. در این روش واریانس اصلاح‌شده ($V(S)^*$) برای محاسبهٔ آمارهٔ Z من- کندال مطابق رابطهٔ ۷ محاسبه می‌شود:

(۷)

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

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

که V(S) بر اساس رابطهٔ ارائه‌شده برای روش من- کندال کلاسیک محاسبه می‌شود و r_i ضریب خودهمبستگی با تأخیر i محاسبه‌شده بر اساس آزمون معنی‌داری خودهمبستگی است. برای محاسبهٔ آمارهٔ Z من- کندال اصلاح‌شده، همهٔ متغیرها مشابه من- کندال کلاسیک است؛ فقط باید به جای واریانس از واریانس اصلاح‌شده در معادله استفاده کرد.

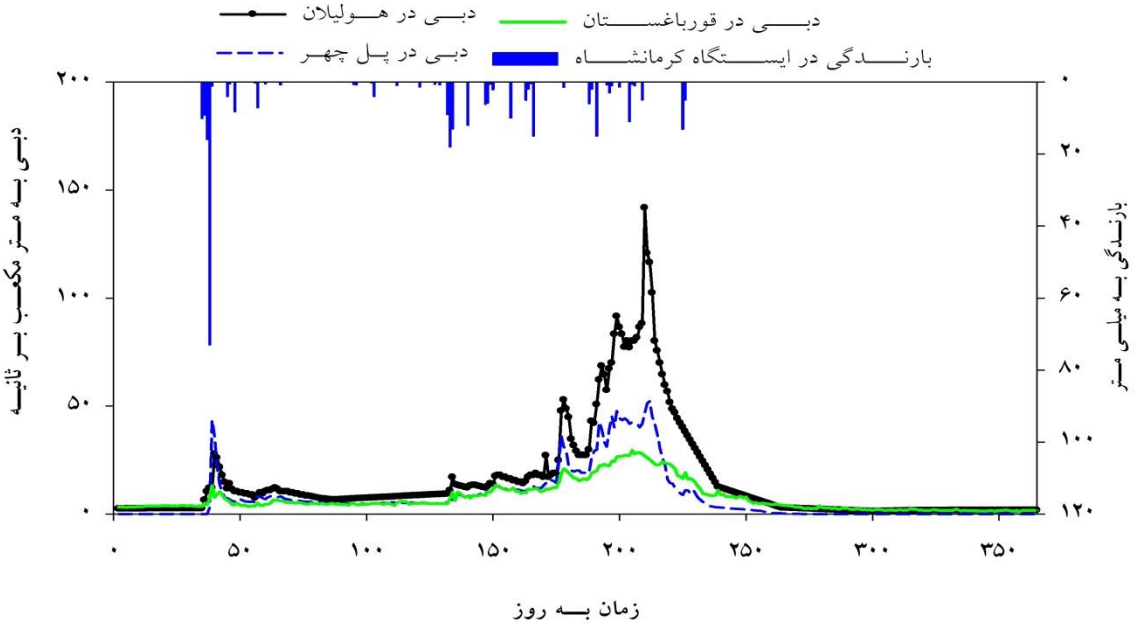
حامد و راو [۱۴] نشان دادند که این روش در تشخیص روند بسیار کاراتر از روش من- کندال کلاسیک عمل می‌کند بدون آنکه قدرت آزمون کاهش یابد.

سرانجام، برای بررسی ارتباط متغیرهای جریان با پارامترهای اقلیمی و روابط هیدروکلیماتولوژیکی بین پارامترهای مورد بررسی از همبستگی اسپیرمن استفاده شد.

نتایج

میانگین دبی در ایستگاه‌های آب‌سنجی هولیلان، پل‌چهر و قورباغستان به‌ترتیب ۶۹٫۰۶، ۳۰٫۹۴ و ۲۰٫۵۰ و میانهٔ دبی به‌ترتیب ۳۳٫۰۰، ۱۶٫۸۶ و ۹٫۹۹ متر مکعب بر ثانیه است. آنالیز گرافیکی داده‌ها یکی از مراحل مهم هر آنالیز آماری است و در فهم بهتر تغییرات بسیار مؤثر است. همچنین، نمایش گرافیکی در شناسایی داده‌های پرت (به دلیل کیفیت نامناسب داده‌ها)، استقلال یا همبستگی درونی داده‌ها و تغییرِ موقعیت ایستگاه‌ها یا روش‌های اندازه‌گیری مؤثر است. یکی از ساده‌ترین روش‌ها ترسیم سری زمانی داده‌هاست که متغیر مورد نظر به صورت ابر نقاط یا به صورت منحنی در مقابل زمان رسم می‌شود. مطابق شکل ۲، تغییرات معمول بین بارش سالیانه و رواناب در منطقهٔ مورد مطالعه به عنوان نمونه در سال آبی ۱۳۹۰ ـ ۱۳۹۱ آمده است.

اثر همبستگی سریالی در همهٔ متغیرهای مورد بررسی در تأخیرهای مختلف مشاهده شد. بنابراین، روش من- کندال اصلاح‌شده در ۱۴۴ متغیر استفاده شد. جدول ۱ مقادیر آمارهٔ Z کندال متغیرهای بارش و دما در ایستگاه‌های سینوپتیک کرمانشاه و فرودگاه همدان همراه با آستانهٔ معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.



شکل ۲. ترسیم گرافیکی دبی متوسط روزانه در ایستگاه‌های آب‌سنجی هولیلان، پل‌چهر و قورباغستان و بارش متناظر روزانه در ایستگاه سینوپتیک کرمانشاه در سال آبی ۱۳۹۰ ـ ۱۳۹۱

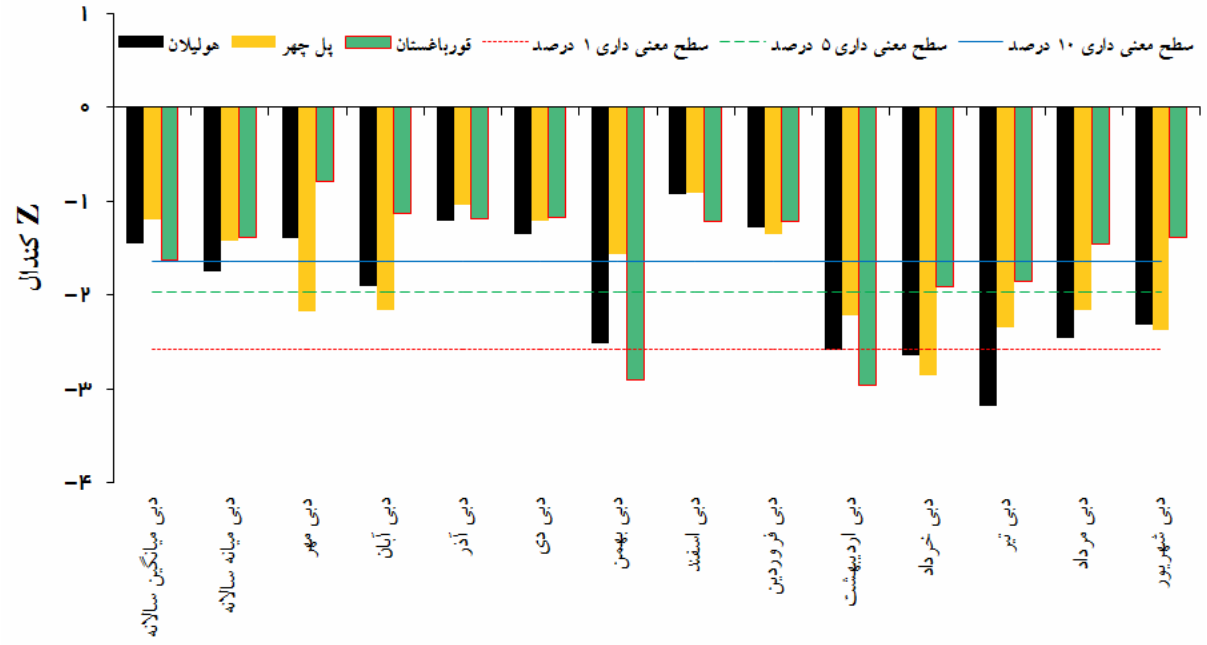
جدول ۱. مقادیر شاخص Z متغیرهای اقلیمی در ایستگاه‌های سینوپتیک کرمانشاه و فرودگاه همدان

ایستگاه / متغیر	کرمانشاه	فرودگاه	ایستگاه / متغیر	کرمانشاه	فرودگاه
میانگین سالیانهٔ متوسط دما	۱٫۹۵۳	۲٫۰۷۹	بارش حداکثر ۲۴ ساعته	-۱۰٫۸۱۴	۰٫۷۰۳
میانگین دمای مهر	۲٫۰۸۲	۳٫۰۳۰	تعداد روزهای بارانی	-۰٫۵۲۷	۱٫۰۱۹
میانگین دمای آبان	۲٫۷۵۴	۰٫۰۶۶	تعداد روزهای با بارش >۱۰ میلی‌متر	-۲٫۲۷۰	۰٫۰۴۵
میانگین دمای آذر	۰٫۲۵۸	-۱٫۴۱۳	بارش سالیانه	-۲٫۷۱۳	۰٫۰۶۵
میانگین دمای دی	۱٫۴۷۵	۰٫۷۸۰	میانگین بارش مهر	-۰٫۲۹۹	-۱٫۴۰۷
میانگین دمای بهمن	۱٫۰۸۹	۰٫۹۲۴	میانگین بارش آبان	۰٫۷۴۰	۲٫۳۷۷
میانگین دمای اسفند	۱٫۹۴۴	۰٫۰۹۸	میانگین بارش آذر	-۰٫۸۲۸	۰٫۳۸۴
میانگین دمای فروردین	۲٫۲۹۴	۱٫۱۰۶	میانگین بارش دی	-۰٫۹۲۵	-۰٫۹۰۱
میانگین دمای اردیبهشت	۲٫۱۲۹	۲٫۶۳۸	میانگین بارش بهمن	-۱٫۲۸۹	-۱٫۶۰۱
میانگین دمای خرداد	۲٫۰۳۱	۳٫۰۹۵	میانگین بارش اسفند	-۲٫۴۳۵	-۱٫۷۳۰
میانگین دمای تیر	۲٫۱۴۹	۲٫۱۷۲	میانگین بارش فروردین	-۱٫۷۰۰	۰٫۸۳۵
میانگین دمای مرداد	۱٫۹۱۰	۱٫۳۸۸	میانگین بارش اردیبهشت	-۱٫۸۱۳	-۲٫۰۸۲
میانگین دمای شهریور	۲٫۱۱۳	۲٫۲۶۰	میانگین بارش خرداد	-۱٫۰۵۲	۰٫۳۵۴
تعداد روزهای یخبندان	-۲٫۳۰۹	-۲٫۰۵۸			

ملاحظات: کلیهٔ مقادیر دما به درجهٔ سانتی‌گراد، بارش بر حسب میلی‌متر و تعداد روزهای بارانی و یخبندان به روز است.

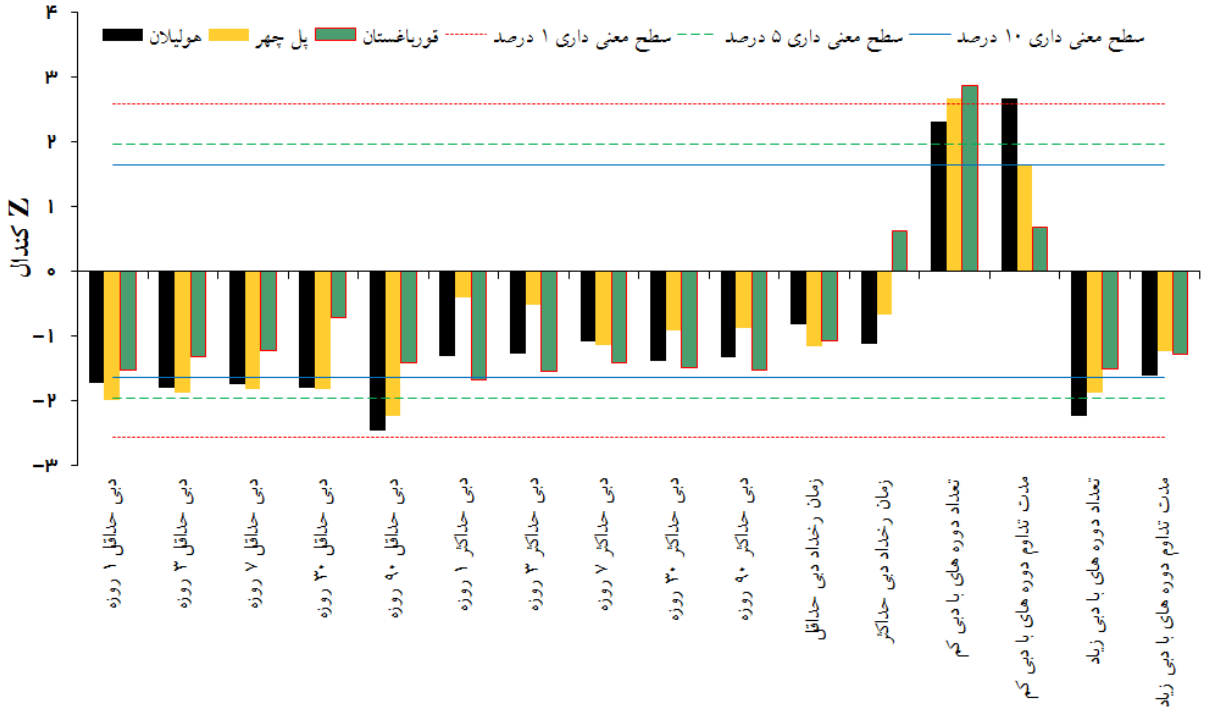
کاهش معنی‌دار بارش سالیانه و بارش حداکثر روزانه (در سطح ۱ درصد)، تعداد روزهای با بارش بیش از ۱۰ میلی‌متر، بارش ماهانهٔ اسفند (در سطح ۵ درصد) و بارش ماهانهٔ فروردین و اردیبهشت‌ماه (در سطح ۱۰ درصد) در ایستگاه کرمانشاه و افزایش معنی‌دار بارش آبان، کاهش معنی‌دار بارشِ اردیبهشت‌ماه (در سطح ۵ درصد) و کاهش معنی‌دار بارش ماهانهٔ اسفندماه (در سطح ۱۰ درصد) در ایستگاه فرودگاه از مهم‌ترین نتایج بررسی متغیرهای بارش است.

در هر دو ایستگاه کرمانشاه و فرودگاه در همهٔ ماه‌ها (غیر از دمای آذرماه ایستگاه فرودگاه) روند افزایشی دما مشاهده شد؛ این افزایش برای هر دو ایستگاه در بیشتر موارد معنی‌دار بود. تعداد روزهای یخبندان نیز روند کاهشی معنی‌داری را در سطح ۵ درصد نشان می‌دهد.



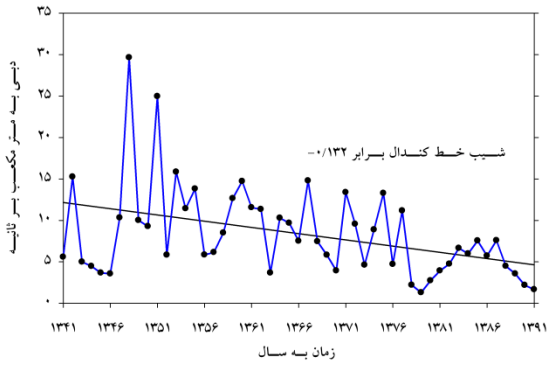
شکل ۳. مقادیر آمارهٔ Z دبی‌های ماهانه و سالانه در ایستگاه‌های آب‌سنجی هولیلان، پل‌چهر و قورباغستان

روند تغییرات جریان بر اساس مقادیر Z کندال برای متغیرهای متعدد حاکی از معنی‌داری برخی از متغیرها (شکل‌های ۳ و ۴) و روند کاهشی دبی در همهٔ ایستگاه‌های مورد مطالعه است. این تغییرات در ماه اسفند معنی‌دار نشد و در میانهٔ دبی سالانه تغییرات کاهشی در ایستگاه هولیلان معنی‌دار شد. دبی‌های حداقل ۱ تا ۹۰ روزه در ایستگاه پل‌کهنه و هولیلان و دبی حداکثر ۱ روزه در ایستگاه قورباغستان روند کاهشی معنی‌داری نشان می‌دهد. زمان رخداد دبی‌های حداقل و حداکثر تغییرِ معنی‌داری ندارد و بررسی فراوانی و تداوم پالس‌های جریان کم و زیاد نشان‌دهندهٔ کاهش تعداد و مدت تداوم پالس‌هایی با دبی زیاد و افزایش دوره‌هایی با دبی کم است.

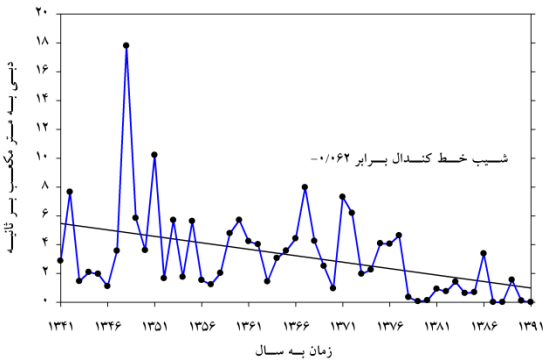


شکل ۴. مقادیر آمارهٔ Z متغیرهای دبی در ایستگاه‌های آب‌سنجی هولیلان، پل‌چهر و قورباغستان

شکل‌های ۵ و ۶ به‌ترتیب روند کاهشی معنی‌دار دبی شهریورماه در ایستگاه آب‌سنجی هولیلان و دبی حداقل ۹۰ روزه در ایستگاه آب‌سنجی پل‌چهر را نشان می‌دهند. مقادیر شیب تغییرات بر اساس روش Theil – Sen محاسبه شد که بسته به شدتِ تغییرات و دامنهٔ مقادیر متغیر مورد بررسی متفاوت است. مثلاً، به‌رغم شدت بیشتر روند کاهشی در ماه‌های کم‌آبی، با توجه به دبی پایین این ماه‌ها نسبت به دبی ماه‌های تحت تأثیر مستقیم بارش، شیب روند کوچک‌تری حاصل شد. جدول ۲ مقادیر شیب روند را برای روندهای معنی‌دار نشان می‌دهد. روش مورد اشاره در برآورد شیب روند تعداد دوره‌های کم‌آبی و پُرآبی نتایج قابل قبولی ندارد؛ این موضوع شاید به دلیل تعداد اعداد صفر زیاد در این سری‌ها باشد.



شکل ۵. روند کاهشی معنی‌دار دبی شهریورماه در ایستگاه آب‌سنجی هولیلان



شکل ۶. روند کاهشی معنی‌دار دبی حداقل ۹۰ روزه در ایستگاه آب‌سنجی پل‌چهر

جدول ۲. مقادیر شیب تغییرات روندهای معنی‌دار متغیرهای مورد بررسی

همدان	کرمانشاه	ایستگاه / متغیر	قورباغستان	پل‌چهر	هولیلان	ایستگاه / متغیر
	-۰/۰۹۴	بارش حداکثر ۲۴ ساعته			-۰/۴۳۴	دبی میانهٔ سالانه
	-۰/۰۷۷	تعداد روزهای با بارش >۱۰ میلی‌متر		-۰/۰۷۵		دبی مهر
	-۲/۹۳۹	بارش سالیانه		-۰/۱۴۵	-۰/۲۴۶	دبی آبان
۰/۵۸۶		بارش آبان	-۰/۲۲۹		-۰/۸۶۳	دبی بهمن
-۰/۳۲۲	-۰/۶۲۷	بارش اسفند	-۰/۶۵۰	-۰/۷۸۳	-۱/۷۷۹	دبی اردیبهشت
	-۰/۶۳۴	بارش فروردین	-۰/۳۱۷	-۰/۲۷۹	-۰/۶۴۱	دبی خرداد
-۰/۶۷۵	-۰/۷۴۲	بارش اردیبهشت	-۰/۰۹۲	-۰/۰۸۸	-۰/۲۲۳	دبی تیر
۰/۰۲۵	۰/۰۵۴	دمای سالیانه		-۰/۰۶۰	-۰/۲۰۰	دبی مرداد
۰/۰۲۲	۰/۰۶۴	دمای مهر		-۰/۰۴۳	-۰/۱۳۲	دبی شهریور
	۰/۰۲۲	دمای آبان		-۰/۰۲۹	-۰/۰۷۳	دبی حداقل ۱ روزه
	۰/۰۲۶	دمای اسفند		-۰/۰۳۰	-۰/۰۶۷	دبی حداقل ۳ روزه
	۰/۰۴۱	دمای فروردین		-۰/۰۳۳	-۰/۰۶۴	دبی حداقل ۷ روزه
۰/۰۲۳	۰/۰۶۸	دمای اردیبهشت		-۰/۰۳۹	-۰/۰۷۰	دبی حداقل ۳۰ روزه
۰/۰۲۳	۰/۱۰۵	دمای خرداد		-۰/۰۶۲	-۰/۱۵۲	دبی حداقل ۹۰ روزه
۰/۰۳۳	۰/۰۸۹	دمای تیر	-۱/۵۴۶			دبی حداکثر ۱ روزه
	۰/۰۸۱	دمای مرداد	۰/۰۴۲	۰/۰۰۰	۰/۰۲۲	تعداد دوره‌های با دبی کم
۰/۰۲۹	۰/۰۶۴	دمای شهریور			۰/۳۲۱	مدت تداوم دوره‌های با دبی کم
-۰/۴۲۹	-۰/۳۸۷	تعداد روزهای یخبندان		۰/۰۰۰	-۰/۰۳۳	تعداد دوره‌های با دبی زیاد

ملاحظات: کلیهٔ مقادیر دبی به متر مکعب بر ثانیه، دما به درجهٔ سانتی‌گراد، بارش بر حسب میلی‌متر و تعداد روزهای با بارش >۱۰ میلی‌متر به روز است.

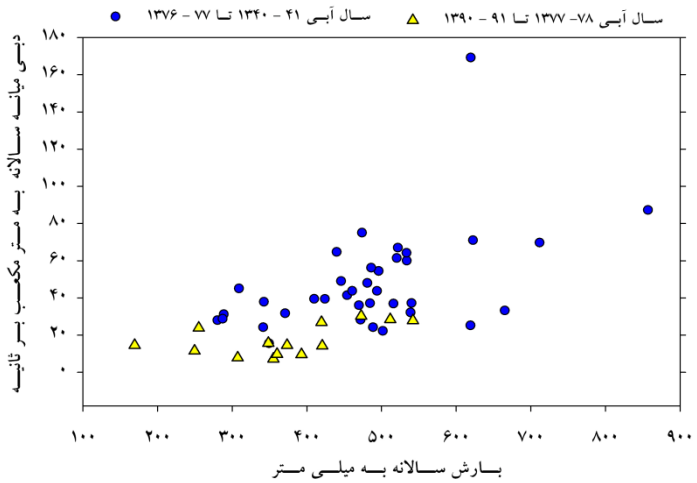
همبستگی متغیرهای هیدروکلیماتولوژیکی

همهٔ متغیرهای اقلیمی مشابه در ایستگاه‌های کرمانشاه و همدان همبستگی معنی‌داری را در سطح ۱ درصد نشان می‌دهند. در هر دو ایستگاه کرمانشاه و فرودگاه، تعداد روزهای یخبندان همبستگی منفی معنی‌دار قوی را با دمای ماه‌های دی و بهمن نشان می‌دهند. واضح است که ارتباط بین متغیرهای رواناب مانند مقادیر حدی و مقادیر متوسط ماهانه با بارش به صورت

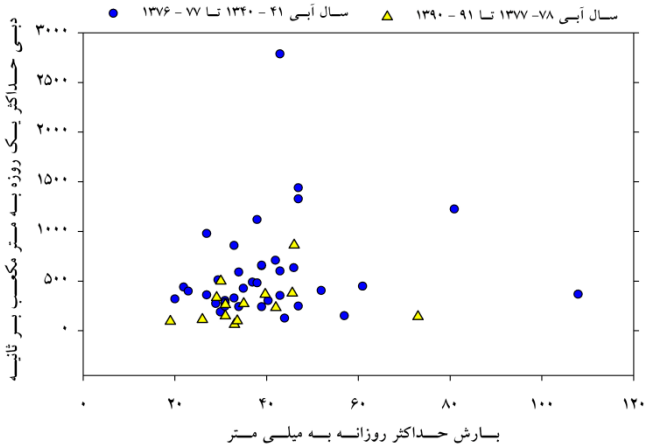
ساده نیست، زیرا فرایندهای هیدرولوژیکی پیچیده‌اند و ممکن است میانگین جریان یک ماه کاملاً وابسته به بارش آن ماه نباشد و معمولاً تحت اثر بارش ماه‌های دیگر هم است. همچنین، همبستگی بین متغیرهای جریان مورد بررسی در تفسیر نتایج کمک می‌کنند؛ مثلاً حداکثر و حداقل‌های ۱ تا ۹۰ روزه همبستگی بسیار قوی دارند. متغیرهای بارش سالانه، تعداد روزهای بارانی و تعداد روزهای با بارش بیش از ۱۰ میلی‌متر همبستگی معنی‌دار زیادی را با همدیگر نشان می‌دهند؛ همچنین، این متغیرها بیشترین همبستگی معنی‌دار را با متغیرهای جریان نشان می‌دهند. تعداد روزهای یخبندان، بارش‌های مهر و خردادماه (بارش‌های تیر، مرداد و شهریور با توجه به مقادیر بسیار کم در این بررسی وارد نشده‌اند)، دمای ماهانهٔ آذر، دی و بهمن کمترین همبستگی معنی‌دار را با متغیرهای جریان نشان می‌دهند. بارندگی ماهانهٔ اسفند، فروردین و اردیبهشت و دماهای اردیبهشت تا شهریور (دارای همبستگی منفی) بیشترین همبستگی را با دبی‌های ماهانهٔ اردیبهشت تا شهریور نشان می‌دهند. بارندگی اسفندماه نسبت به دیگر ماه‌ها بیشترین همبستگی معنی‌دار را با متغیرهای جریان نشان می‌دهد. مقایسهٔ پیک ماهانهٔ دبی (فروردین‌ماه) و پیک ماهانهٔ بارش (اسفندماه) در ایستگاه‌های مورد بررسی نشان‌دهندهٔ تأخیرِ واکنش حوضه به بارش ورودی است. شکل‌های ۷ و ۸ رابطهٔ تغییرات بارش سالانه و دبی میانه و همچنین رابطهٔ تغییرات بارش حداکثر روزانه و دبی حداکثر یک‌روزهٔ ایستگاه سینوپتیک کرمانشاه و ایستگاه آب‌سنجی هولیلان را نشان می‌دهند.

نتیجه‌گیری

بر اساس رابطهٔ بارش- رواناب ارائه‌شده برای سال آبی ۱۳۹۰ ـ ۱۳۹۱، که معرف تغییرات کلی درون سالیانه در دورهٔ ۵۱ ساله نیز است، مقادیر بارش و رواناب دارای تغییرات درون سالیانهٔ زیادی است. اعداد میانگین دبی بیشتر از میانه به‌دست آمد، که نشان‌دهندهٔ اثرگذاری بیشتر میانگین دبی از مقادیر دبی سیلابی است. این ویژگی یکی از بارزترین خواص هیدرولوژیکی معمول مناطق خشک است.



شکل ۷. رابطهٔ تغییرات بارش سالانهٔ ایستگاه سینوپتیک کرمانشاه و دبی میانهٔ ایستگاه آب‌سنجی هولیلان



شکل ۸. رابطهٔ تغییرات بارش حداکثر روزانهٔ ایستگاه سینوپتیک کرمانشاه و دبی حداکثر ۱ روزهٔ ایستگاه آب‌سنجی هولیلان

تجزیه و تحلیل توابع ورودی و خروجی و سری‌های زمانی آن‌ها در تعیین طبیعت فرایندهای هیدرودینامیکی در سیستم‌های هیدرولوژیکی کارستی کاراست [۲۳]. از آزمون‌های ترتیبیِ روند برای تشخیص روند در داده‌ها استفاده می‌شود و در ارزیابی تغییرات میانگین متغیر در اثر فرایندهای مختلف کاراست. تغییرات مکانی در روند تغییرات دبی می‌تواند در اثر تغییرات مکانی بارش، دما و خصوصیات حوضه (کنترل‌کنندهٔ پاسخ هیدرولوژیکی حوضه به ورودی‌های اقلیمی) رخ دهد [۶]. بر اساس نتایج، تغییرات متغیرهای اقلیمی در دو ایستگاه، به‌رغم همبستگی زیاد، در مواردی دارای تغییرات مکانی بود و بهتر است با ایستگاه‌های بیشتری این تغییرات مکانی به صورت مفصل‌تر بررسی شود. هرچند به نظر می‌رسد، با توجه به کمبود داده‌ها، به‌ناچار این بررسی باید در دورهٔ آماری کوتاه‌تر صورت گیرد.

نتایج بررسی نرمال‌بودن ۱۴۴ سری اقلیمی و هیدرومتری نشان‌دهندهٔ غیرنرمال‌بودن ۳۲ سری از سری‌های زمانی مذکور است و اهمیت کاربرد روش‌های ناپارامتری را نمایان می‌سازد [۳۰، ۳۶]. اثر همبستگی سریالی در همهٔ متغیرهای مورد بررسی حداقل در یکی از گام‌های تأخیری مشاهده شد. بنابراین، روش من- کندال اصلاح‌شده در ۱۴۴ سری استفاده شد. مقایسهٔ نتایج روش من- کندال و من- کندال اصلاح‌شده نشان‌دهندهٔ اثرگذاری همبستگی سریالی بر نتایج روند است [۱۴، ۱۹، ۳۶].

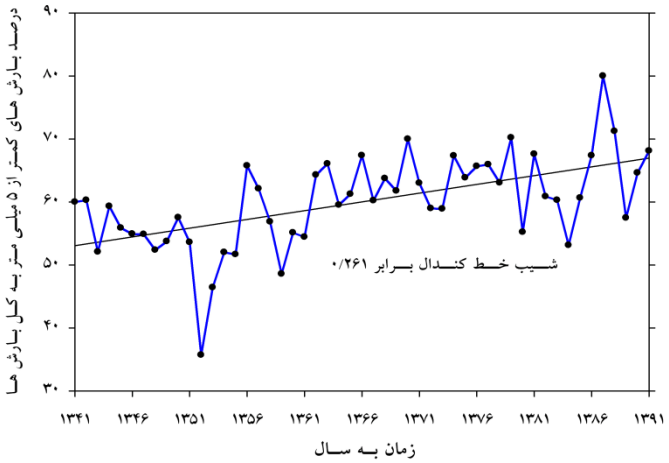
کاهش معنی‌دار بارش سالیانه، بارش حداکثر روزانه، تعداد روزهای با بارش بیش از ۱۰ میلی‌متر و مقادیر بارش ماهانهٔ اسفند، فروردین و اردیبهشت در ایستگاه کرمانشاه و افزایش معنی‌دار بارش آبان و کاهش معنی‌دار مقادیر بارش اردیبهشت و اسفندماه در ایستگاه فرودگاه از مهم‌ترین نتایج بررسی متغیرهای بارش است. در هر دو ایستگاه کرمانشاه و فرودگاه در همهٔ ماه‌ها (غیر از دمای آذرماه ایستگاه فرودگاه) روند افزایشی در بیشتر متغیرهای دما مشاهده شد و روند افزایشی دمای متوسط سالیانه در هر دو ایستگاه کرمانشاه (در سطح ۱۰ درصد با شیب ۰٫۰۵۴ درجهٔ سانتی‌گراد در سال) و فرودگاه (در سطح ۵ درصد با شیب ۰٫۰۲۵ درجهٔ سانتی‌گراد در

سال) معنی‌دار شد. تعداد روزهای یخبندان نیز روند کاهشی معنی‌داری را نشان داد.

به طور کلی، همهٔ متغیرهای مورد بررسی از روند کاهشی دبی در ایستگاه‌های مورد مطالعه حکایت دارد. این تغییرات در جریان‌های فصول بهار و تابستان شدیدتر به نظر می‌رسد. بیشترین تغییرات مشاهده‌شده در مقادیر حدی در جریان‌های پایه مربوط به ایستگاه‌های پل‌چهر و هولیلان است که دارای جریان ناپایدارتری هستند. بیشترین تغییرات مشاهده‌شده در مقادیر حدی در جریان‌های پُرآبی و دبی حداکثر یک‌روزه مربوط به ایستگاه قورباغستان است که می‌تواند با مقادیر بارش حداکثر و تغییرات مکانی ورودی‌های هیدرولوژیکی در حوضهٔ بالادست مرتبط باشد. در میانه و میانگین دبی سالانه تغییرات کاهشی در همهٔ ایستگاه‌ها مشاهده شد؛ میانهٔ دبی در ایستگاه هولیلان در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار شد. نمونه‌ای از آثار این کاهش دبی‌ها در پایاب کرخه این است که سد کرخه در سال آبی ۱۳۹۰ ــ ۱۳۹۱ با کاهش آورد ۸۳ درصد نرمال دبی ورودی مواجه بود و سازمان آب و برق خوزستان مجبور شد کشت تابستانه را در دشت آزادگان (مناطق سوسنگرد، بستان، هویزه و حمیدیه) ممنوع کند.

همبستگی زیاد ماه‌های دی و بهمن با تعداد روزهای یخبندان به این واقعیت مرتبط است که این ماه‌ها سردترین ماه‌های سال‌اند و بیشترین روزهای یخبندان در این ماه‌ها رخ می‌دهد. نتایج همبستگی بین متغیرهای بارش و جریان کاملاً با مقدار بارش ماهانه مرتبط است؛ به طوری که ماه‌هایی با بارش زیاد بیشترین و ماه‌هایی با بارش کم کمترین همبستگی را با متغیرهای جریان نشان دادند. بارش سالانه، تعداد روزهای بارانی و تعداد روزهای با بارش بیش از ۱۰ میلی‌متر همبستگی معنی‌دار بیشتری را با متغیرهای جریان نشان دادند. بررسی روابط دبی ماهانه با متغیرهای بارش و دما در ایستگاه‌های مورد بررسی و قیاس پیک بارش و دبی جریان (شکل ۲) نشان‌دهندهٔ تأخیر در واکنش حوضه به بارش ورودی و آثار احتمالی تأخیر ناشی از بارش به صورت برف و عبور جریان از مسیرهای آبی دیگر مانند آب زیرزمینی است. همبستگی بین بارش حداکثر روزانهٔ ایستگاه سینوپتیک کرمانشاه و دبی حداکثر ۱ روزهٔ ایستگاه آب‌سنجی هولیلان پایین است و تغییرات نامشخص است؛ این موضوع نشان‌دهندهٔ اثرگذاری عوامل دیگر بر جریان‌های سیلابی است. مقایسهٔ بارش سالانهٔ ایستگاه سینوپتیک کرمانشاه و دبی میانهٔ ایستگاه آب‌سنجی هولیلان در دو دورهٔ ۳۶ سالهٔ اولیه با ۱۵ سال اخیر نشان‌دهندهٔ واقعیت جالبی است: بخشی از تغییراتِ متغیرهای جریان با تغییرات مقدار بارش توجیه نمی‌شود. با توجه به اینکه اطلاعات ساعتی بارش‌ها در طول دورهٔ مورد بررسی در دسترس نیست، از دو متغیر، که به نوعی تغییرات الگوی توزیعی بارش را نشان می‌دهند، استفاد شد. نسبت فراوانی بارش‌هایی با مقدار ناچیز و غیرمؤثر (کمتر از ۵ میلی‌متر در سه روز) و بارش تأثیرگذار سیلابی (بیش از ۳۰ میلی‌متر) به کل بارش‌ها محاسبه و وجود یا فقدان روند بررسی شد؛ در بارش‌های غیرمؤثر (شکل ۹) این نسبت به طور افزایشی در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار بود. بنابراین، با محاسبهٔ بارش‌های سالانه منهای این بارش‌های غیرمؤثر رابطه برای اثر این بارش‌ها اصلاح شد، اما بارش سالانهٔ اصلاح‌شدهٔ ایستگاه سینوپتیک کرمانشاه و دبی میانهٔ

ایستگاه آب‌سنجی هولیلان دارای پراکنش مشابه شکل ۷ بود. بر این اساس، در توجیه این تغییرات، روند مشاهده‌شده می‌تواند متأثر از اثر دما یا تغییرات حادث‌شده‌ای مانند افزایش بهره‌برداری از آب زیرزمینی باشد. این فرضیه به بررسی بیشتر و محاسبهٔ کمّی وضعیت روند با حذف اثر بارش و متغیرهای اقلیمی نیاز دارد.



شکل ۹. روند کاهشی معنی‌دار تغییرات فراوانی تعداد بارش‌های زیر ۵ میلی‌متر به فراوانی کل وقایع بارش در ایستگاه سینوپتیک کرمانشاه

سپاسگزاری

این پژوهش با حمایت و مساعدت مالی صندوق حمایت از پژوهشگران ریاست جمهوری با شمارهٔ طرح ۹۱۰۰۱۱۶۹ انجام شده است که بدین وسیله نهایت سپاس خود را ابراز می‌داریم.

References

[1] Aguado, E., Cayan, D., Riddle, L. and Roose, M. (1992). Climatic fluctuations and the timing of West Coast streamflow, *Journal of Climate*, 5, 1468-1483.

[2] Alijani, B. (2002). Variations of 500 hPa flow patterns over Iran and surrounding areas and their relationship with the climate of Iran, *Theoretical and Applied Climatology*, 72, 41-54.

[3] Alijani, B., Ghohroudi, M. and Arabi, N. (2008). Developing a climate model for Iran using GIS, *Theoretical and Applied Climatology*, 92, 103-112.

[4] Aziz, O.I.A. and Burn, D.H. (2006). Trends and variability in the hydrological regime of the Mackenzie River Basin, *Journal of Hydrology*, 319(1-4), 282-294.

[5] Birsan, M.V., Molnar, P., Burlando, P. and Pfaundler, M. (2005). Streamlfow trends in Switzerland, *Journal of Hydrology*, 314(1-4), 312-329.

[6] Burn, D.H. and Hag Elnur, M.A. (2002). Detection Of Hydrologic Trends and Variability, *Journal of Hydrology*, 255, 107 -122.

[7] Chen, H., Guo, Sh., Xu, Ch. and Singh, V.P. (2007). Historical temporal trends of hydro-climatic variables and runoff response to climate variability and their relevance in water resource management in the Hanjiang basin, *Journal of Hydrology*, 344, 171-184.

[8] Chen, Y.N., Takeuchi, K., Xu, C.C., Chen, Y.P. and Xu, Z.X. (2006). Regional climate change and its effects on river runoff in the Tarim Basin, China, *Hydrological Processes,* 20, 2207-2216.

[9] CPWF. (2003). Karkheh River Basin: Protecting dry land under environmental siege, Karkheh Basin Brochure, *Challenge Program on Water and Food (CPWF*), http://www.waterandfood.org/

[10] Dinpashoh, Y., Fakheri-Fard, A., Moghaddam, M., Jahanbakhsh, S. and Mirnia, M. (2004). Selection of variables for the purpose of regionalization of Iran's precipitation climate using multivariate methods, *Journal of Hydrology*, 297, 109-123.

[11] Dixon, H., Lawler, D.M. and Shamseldin, A.Y. (2006). Streamlfow trends in western Britain, *Geophysical Research Letters,* 33, L19406. doi:10.1029/2006GL027325.

[12] Fu, G.B., Barber, M.E. and Chen, S.L. (2007). The impacts of climate change on regional hydrological regimes in the Spokane River watershed, *Journal of Hydrologic Engineering*, 12, 452-461.

[13] Hamed, K.H. (2008). Trend detection in hydrologic data: The Mann–Kendall trend test under the scaling hypothesis, *Journal of Hydrology*, 349, 350-363.

[14] Hamed, K.H. and Rao, A.R. (1998). A modiifed Mann Kendall trend test for autocorrelated data, *Journal of Hydrology,* 204, 182-196.

[15] Helsel, R.D. and Hirsch, R.M. (1992). *Statistical Methods in Water Resources*, Elsevier Science Publishing Inc., New York, N.Y. 510p.

[16] Hirsh, M.R., Slack, J.R. and Smith, R.A. (1982). Techniques of trend analysis for monthly water quality data, *Water Resource Research*, 18, 107-121.

[17] IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change). (2007). Summary for Policymakers, In: Parry, M.L., Canziani, O.F., Palutikof, J.P., van der Linden, P.J. and Hanson, C.E. (Eds.), *Climate change 2007, Iimpacts, Adaptation, and Vulnerability, Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the Interovernmental Panel on Climatic Change*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

[18] Kahya, E. and Kalaycı, S. (2004). Trend analysis of streamlfow in Turkey, *Journal of Hydrology,* 289, 128-144.

[19] Kumar, S., Merwade, V., Kam, J. and Thurner, K. (2009). Streamlfow trends, In Indiana: Effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains, *Journal of Hydrology*, 374, 171-183.

[20] 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(4), 586-607.

[21] Lins, H.F. and Slack, J.R. (1999). Streamlfow trends in the United States, *Geophysical Research Letters*, 26(2), 227-230.

[22] Lins, H.F. and Slack, J.R. (2005). Seasonal and regional characteristics of US streamlfow trends in the United States from 1940 to 1999, *Physical Geography*, 26 (6), 489-501.

[23] Mangin, A. (1994). *Karst Hydrogeology*, In: Gilbert, J. et al. (eds.), Groundwater Ecology, Academic Press, San Diego, pp. 43-67.

[24] Milly, P.C.D., Dunne, K.A. and Vecchia, A.V. (2005). Global pattern of trends in streamlfow and water availability in a changing climate, *Nature*, 438(7066), 347-350.

[25] Moayeri M., Siadat, H., Pazira, E., Abbasi, F., Kaveh F. and Oweis, T.Y. (2011). Assessment of Maize Water Productivity in Southern Parts of the Karkheh River Basin, Iran, *World Applied Sciences Journal*, 13(7), 1586-1594.

[26] Modarres, R. and Da Silva, V. (2007). Rainfall trends in arid and semi-arid regions of Iran, *Journal of Arid Environments,* 70, 344-355.

[27] National Research Council (NRC). (1991). *Opportunities in the Hydrologic Sciences*, Washington, DC: National Academy Press.

[28] Nazemosadat, M.J. and Cordery, I. (2000). On the relationships between ENSO and autumn rainfall in Iran, *International Journal of Climatology*, 20, 47-61.

[29] Novotny, E.V. and Stefan, H.G. (2007). Stream lfow in Minnesota: indicator of climate change, *Journal of Hydrology*, 334(3-4), 319-333.

[30] Onoz, B. and Bayazit, M. (2003). The power of statistical tests for trend detection, *Turkish Journal of Engineering and Environmental Sciences*, 27(4), 247-251.

[31] Raeisi, E. (2002). Carbonate karst caves in Iran, In: Kranjc, A. (ed), *Evolution of karst: from prekarst to cessation*, Ljubljana-Postojna, 339-344.

[32] Sen, P.K. (1968). Estimates of the regression coefifcients base on Kendall's tau, *Journal of the American Statistical Association*, 63, 1379-1389.

[33] Thiel, H. (1950). A rank-invariant method of linear and polynomial analysis, Part 3, *Nederlandse Akademie van Wettenschappen, Proceedings*, 53, 1397-1412.

[34] Xu, Z., Liu, Z., Fu, G. and Chen, Y. (2010). Trends of major hydroclimatic variables in the Tarim River basin during the past 50 years, *Journal of Arid Environments*, 74 , 256-267.

[35] Yue, S. and Wang, C.Y. (2002a). Regional Streamlfow trend detection with consid ration of both temporal and spatial correlation, *International Journal of Climatology*, 22(8), 933-946.

[36] Yue, S. and Wang, C.Y. (2002b). Applicability of prewhitening to eliminate the inlfuence of serial correlation on the Mann Kendall test, *Water Resource Research,* 38(6), 1068.

[37] Zhang, X., Harvey, K.D., Hogg, W.D. and Yuzyk, T.R. (2001). Trends in Canadian streamlfow, *Water Resource Research*, 37(4), 987-998.