اکوهیدرولوژی

دورهٔ ۳، شمارهٔ ۳، پاییز ۱۳۹۵، ص ۴۲۵-۴۱۵

تحلیل روند تغییرات کمی آبدهی حوضهٔ چم انجیر با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری

حسن ترابی[1*]، رضا دهقانی[2]

۱. استادیار گروه مهندسی آب، دانشگاه لرستان

۲. دانشجوی دکترای سازه‌های آبی، دانشگاه لرستان

(تاریخ دریافت ۱۳۹۵/۰۷/۱۹؛ تاریخ تصویب ۱۳۹۵/۰۸/۰۸)

چکیده

در این پژوهش روند تغییرات کمی جریان ایستگاه چم انجیر در سه مقیاس ماهانه، فصلی و سالانه و تغییرات کیفی این ایستگاه در درازمدت با استفاده از آزمون‌های آماری بررسی شد. داده‌های استفاده‌شده شامل آبدهی ایستگاه چم انجیر و داده‌های چهار چشمهٔ کیو، گلستان، مطهری و گرداب سنگی واقع در حوضهٔ چم انجیر و کلیهٔ اطلاعات بارش در ایستگاه‌های محدودهٔ حوضه مد نظر است. در این تحقیق ابتدا شیب خطی روند داده‌های نمونه با استفاده از روش تخمینگر سن و سپس با استفاده از روش پیش‌سفیدکردن بدون روند اثر ضریب خودهمبستگی از داده‌ها حذف و سری‌های زمانی آبدهی اصطلاحاً پیش‌سفید شد. سپس، روند تغییرات جریان در سری‌های زمانی اصلی و سری‌های پیش‌سفیدشده به روش‌های یادشده با استفاده از آزمون من‌ـ کندال بررسی شد. نتایج نشان داد کاهش آبدهی حوضهٔ یادشده معنادار است و این در حالی است که به‌علت کوهستانی‌بودن آن برداشت از منابع آب‌های سطحی حوضه افزایش نداشته است. از سوی دیگر، با بررسی آبدهی چشمه‌های حوضه مشخص شد که کاهش آبدهی چشمه‌های یادشده معنادار و بررسی روند تغییرات بارش در حوضه بیانگر عدم تغییرات درازمدت بارش در حوضه است. درمجموع، نتایج نشان داد با توجه به نبود کاهش بارش معنادار و بررسی برداشت‌های منابع آب‌های زیرزمینی، برداشت مازاد از منابع آب‌های زیرزمینی مهم‌ترین عامل کاهش آبدهی چم انجیر است.

کلیدواژگان: آزمون MK، پیش‌سفید کردن، روند، کاهش آبدهی.

* نویسندهٔ مسئول

Email: torabi.ha@lu.ac.ir

مقدمه

با توجه به واقع‌شدن ایران در منطقهٔ کم‌بارش از یک‌طرف و افزایش جمعیت و همچنین رشد تکنولوژی و به تبع آن افزایش نیاز به منابع آب از طرف دیگر، مدیریت منابع آب با توجه به محدودبودن آن اهمیت زیادی دارد. همچنین با توجه به اینکه منابع آب‌های زیرزمینی قسمت عمدهٔ منابع آبی کشور را تشکیل می‌دهند، مدیریت این منابع اهمیت زیادی دارد. به همین دلیل بررسی روند تغییرات آبدهی چشمه‌ها به‌عنوان یکی از منابع مهم آب‌های زیرزمینی مورد توجه قرار گرفت. ابتدا با استفاده از آزمون‌های تعیین روند تغییرات آبدهی بررسی شد. آزمون من- کندال، نوعی روش آماری مناسب برای اثبات وجود روند در سری‌های آب و هواشناسی است. در سال‌های اخیر بسیاری از محققان از این آزمون به‌عنوان بهترین گزینه برای بررسی وجود روند یکنواخت داده‌ها استفاده کرده‌اند که می‌توان به موارد زیر اشاره کرد.

فرض اصلی مطالعات تحلیل روند با استفاده از آزمون MK مستقل‌بودن و نبود خودهمبستگی معنادار در داده‌های نمونه است. با وجود این، ممکن است برخی سری‌های هیدرولوژیکی نظیر دبی جریان ضریب خودهمبستگی معنادار داشته باشند. بنابراین، برای حذف اثر خودهمبستگی روی آزمون MK ضروری است قبل از انجام آزمون، اجزای خودهمبستگی از قبیل فرایند خودهمبستگی مرتبهٔ اول (AR(1)) از سری داده‌ها حذف شوند. این فرایند به‌اصطلاح پیش‌سفیدکردن نامیده می‌شود. در پژوهشی به‌منظور حذف اثر ضریب خودهمبستگی روی آزمون MK، کولکارنی و وان استورچ [۸] و وان استورچ [۱۶]، نوعی روش پیش‌سفیدکردن را قبل از انجام آزمون MK ارائه کردند (PW-MK) و به این نتیجه رسیدند روش پیش‌سفیدشده عملکرد قابل قبولی در حذف اثر خودهمبستگی دارد. همچنین در پژوهشی دیگر داگلاس و همکارانش [۳] و بون و هاگ النور [۱] برای تشخیص روند از روش پیش‌سفیدکردن بهره بردند. از سوی دیگر، در مواردی که روند در یک سری زمانی وجود نداشت، وان استورچ [۱۶] نشان داد پیش‌سفیدکردن اثر ضریب خودهمبستگی را بر آزمون MK به‌طور مؤثر کاهش می‌دهد. داگلاس و همکارانش [۳] نشان دادند روش پیش‌سفیدکردن وان استورچ می‌تواند سبب کاهش میزان روند واقعی در داده‌ها شود. یو و همکارانش [۱۸] با استفاده از شبیه‌سازی نشان دادند در صورت وجود روند و فرایند AR (1) در یک سری زمانی روش پیش‌سفیدکردن وان استورچ [۱۶] بخشی از روند را حذف خواهد کرد و بنابراین ممکن است فرض صفر مبنی بر نبود روند قبول شود و این در حالی است که احتمال دارد روند وجود داشته باشد. به‌منظور کاهش مؤثر بر اثر ضریب همبستگی روی آزمون MK روش اصلاح‌شدهٔ پیش‌سفیدکردن بدون روند (TFPW) توسط یو و همکارانش [۱۸] ارائه شد. حامد و رائو [۶] روش دیگری برای حذف اثر ضریب خودهمبستگی قبل از انجام آزمون MK با انجام اصلاح در واریانس داده‌ها ارائه کردند و نتایج بیانگر عملکرد قابل قبول روش آنها بود. (MK-VCA)(Variance Correction Approach). میرعباسی و دین‌پژوه [۱۴] از روش MK-VCA برای تحلیل روند تغییرات آبدهی رودخانه‌های شمال غرب ایران استفاده کردند و نشان دادند روند منفی بارش در بخش اعظم این منطقه، در طول سال و به‌ویژه در فصول زمستان و بهار تجربه و موجب شده است که تولید محصولات کشاورزی تحت تأثیر کمبود آب ناشی از بارندگی قرار گیرد. کالویرو و همکارانش [۲] روند بارش فصلی و سالانه را در کالابریا (جنوب ایتالیا) با استفاده از آزمون‌های ناپارامتریک (من- کندال) و پارامتریک (تحلیل رگرسیون خطی) بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش آنها نشان داد بارش‌های پاییزی، زمستانی و سالانه در جنوب ایتالیا روند کاهشی و بارش فصل تابستان روند افزایشی نشان می‌دهند. مسیح و همکارانش [۱۲] به بررسی ارتباط اقلیم و روند جریان پنج ایستگاه هیدرومتری رودخانهٔ کرخه در ایران پرداختند. آنها نشان دادند تعدادی از ماه‌ها روند افزایشی (ماه دسامبر) و برخی دیگر روند کاهشی (ماه می) را تجربه کرده‌اند. آنها اغلب این روندها را به تغییرات بارش نسبت دادند. همچنین می‌توان به پژوهش‌های لتنماير و همکارانش [۱۰]، گان [۵]، خلیق و همکارانش [۷]، ژانگ و همکارانش [۱۹]، کومار و همکارانش [۹]، لینس و اسلاک [۱۱] و ویتفیلد و کنن [۱۷]اشاره کرد. درمجموع، با توجه به پژوهش‌های انجام‌شده و یادآوری این نکته که چشمه‌های بررسی‌شده ازجمله مهم‌ترین چشمه‌های شهرستان خرم‌آباد و مهم‌ترین منبع تأمین‌کنندهٔ آب این شهرستان است، بنابراین اهمیت بررسی روند کمی این چشمه‌ها و اقدامات مدیریتی برای بهبود آن بسیار ضروری است. درنتیجه، هدف از این تحقیق تحلیل روند تغییرات کمی با استفاده از روش‌های آزمون من- کندال پیش‌سفیدنشده است.

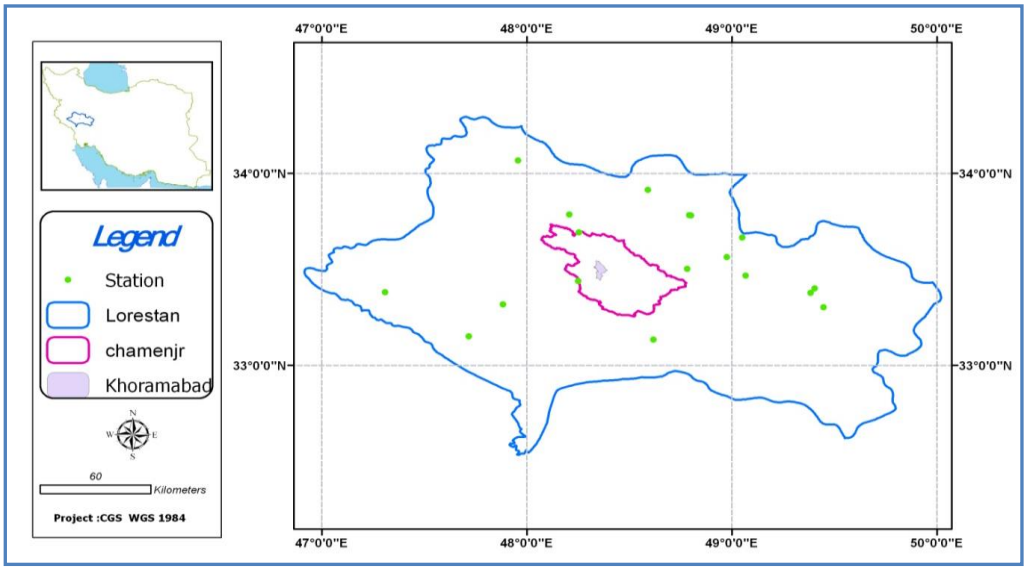
مواد و روش‌ها

موقعیت جغرافیایی

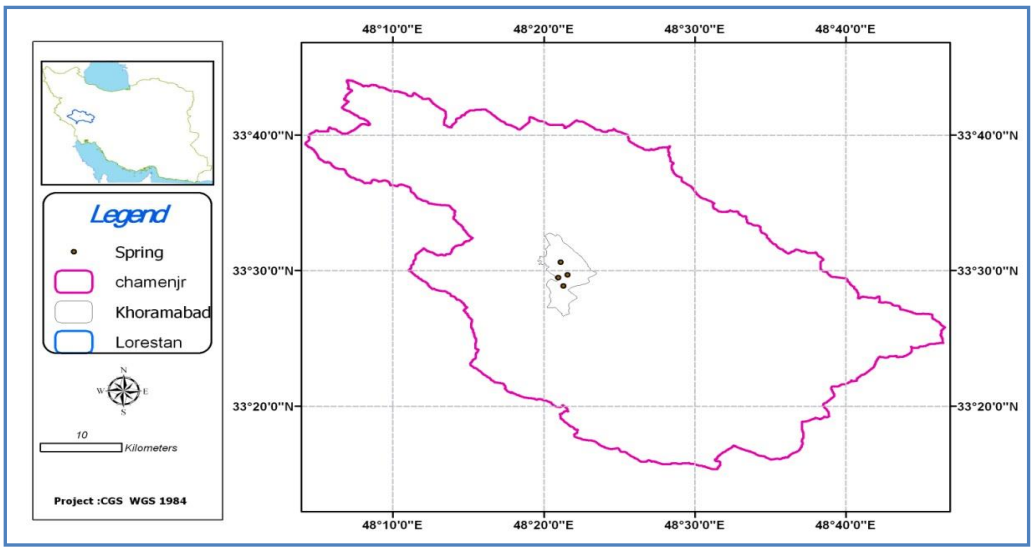
حوضهٔ چم انجیر یکی از زیرحوضه‌های کشکان در حوضهٔ رودخانهٔ کرخه و در استان لرستان واقع شده است. در شکل ۱ موقعیت این حوضه نسبت به استان لرستان و همچنین موقعیت ایستگاه‌های هواشناسی و شهر خرم‌آباد نسبت به حوضهٔ چم انجیر و در شکل ۲ موقعیت چشمه‌های شهر خرم‌آباد نسبت به شهر خرم‌آباد نشان داده شده است.

داده‌های استفاده‌شده

داده‌های مختص‌به آبدهی ماهانهٔ درازمدت ایستگاه چم انجیر و همچنین اندازه‌گیری‌های کیفی انجام‌شده در این ایستگاه به‌طور کامل جمع‌آوری شد. علاوه بر این، داده‌های جریان ماهانه از چهار چشمهٔ یادشده که آمار آنها موجود و از شرکت آب منطقه‌ای استان لرستان در محدودهٔ مد نظر با طول آماری ۱۳۶۵ـ ۱۳۶۶ تا ۱۳۸۷ـ ۱۳۸۸ به مدت ۲۳ سال و داده‌های ۱۸ ایستگاه هواشناسی جمع‌آوری شد. مشخصات ایستگاه‌های هواشناسی در جدول ۱ و محل آنها روی شکل ۱ نشان داده شده است. مشخصات چشمه‌های خرم‌آباد در جدول ۲ آمده است.



شکل ۱. موقعیت شهر خرم‌آباد و ایستگاه‌های هواشناسی نسبت به استان لرستان



شکل ۲. موقعیت چشمه‌های شهر خرم‌آباد نسبت به شهر خرم‌آباد

جدول ۱. مشخصات ایستگاه‌های هواشناسی مطالعه‌شده

نام ایستگاه	متوسط بارش	UTMx	UTMy
مروک	۳۵۲/۲۹	۳۱۹۲۰۸	۳۷۲۶۹۰۴
کشور	۹۵۹/۴۵	۲۷۷۶۶۸	۳۶۶۸۵۹۷
چم چیت	۷۰۴/۱۰	۳۱۲۰۵۸	۳۷۱۵۷۰۱
دره تخت	۷۳۷/۰۲	۳۴۹۶۶۸	۳۶۹۴۳۰۴
کمندان	۷۱۶/۷۵	۳۵۵۳۳۳	۳۶۸۵۹۶۱
چم زمان	۵۰۰/۴۳	۳۵۱۴۶۳	۳۶۹۶۸۰۳
درود	۶۷۴/۸۶	۳۲۰۳۳۹	۳۷۰۴۶۹۶
رحیم‌آباد	۴۸۳/۸۲	۲۹۵۵۲۹	۳۷۴۰۳۲۴
ونایی	۷۰۳/۰۸	۲۷۷۱۹۲	۳۷۵۵۱۹۳
پلدختر	۴۰۱/۹۹	۷۵۳۳۸۷	۳۶۷۱۲۰۲
آفرینه	۴۸۹/۸۶	۷۶۸۴۲۷	۳۶۹۰۱۰۵
چم انجیر	۴۷۵/۵۱	۲۴۴۲۷۸	۳۷۰۳۴۳۲
سرآب صیدعلی	۵۰۰/۳۸	۲۴۱۳۸۴	۳۷۴۲۰۰۹
کاکارضا	۵۳۰/۶۰	۲۴۵۳۲۶	۳۷۳۱۴۳۱
دهنو	۴۶۳/۰۸	۲۹۳۹۳۲	۳۷۰۹۱۴۹
تنگ سیاب	۴۰۲/۱۷	۷۱۴۶۴۱	۳۶۹۵۹۴۷
بروجرد	۴۸۹/۲۹	۲۹۶۳۲۲	۳۷۴۰۰۶۱
نورآباد	۴۳۱/۰۴	۷۷۲۷۹۶	۳۷۷۳۵۲۰

جدول ۲. مشخصات چشمه‌های خرم‌آباد

	متوسط آبدهی درازمدت (lit/s)	بیشترین آبدهی متوسط ماهیانه (lit/s)	کمترین آبدهی متوسط ماهیانه(lit/s)	انحراف معیار	ضریب تغییرات
گرداب سنگی	۱۸۰/۹۰	۵۴۴/۰۰	۳/۵۷	۱۹۹/۴۳	۱/۱۰
گلستان	۶۱۳/۹۲	۹۲۳/۷۸	۴۳۷/۶۵	۱۵۳/۶۱	۰/۲۵
کیو	۵۱۰/۵۸	۱۴۶۶/۱۳	۱۳/۷۰	۵۰۶/۳۲	۰/۹۹
مطهری	۶۶۳/۵۰	۱۲۳۸/۶۱	۳۹۰/۹۶	۲۸۳/۴۱	۰/۴۳

روش‌های استفاده‌شده

در این مطالعه روند تغییرات سری زمانی جریان ماهانه، فصلی و سالانه برای هریک از چشمه‌ها و ایستگاه‌های هواشناسی یادشده با آزمون MK بررسی شد. همان طور که اشاره شد، شرط لازم برای استفاده از این آزمون مستقل‌بودن داده‌ها و نبود ضریب خودهمبستگی معنادار در سری زمانی داده‌هاست.

آزمون MK یکی از پرکاربردترین آزمون‌های غیر پارامتریک برای تحلیل روند داده‌هاست و از این آزمون به‌طور گسترده در تشخیص روند در سری‌های هیدرولوژیکی استفاده می‌شود. فرض صفر H_0 مستقل بودن و یکنواختی توزیع داده‌های نمونه $\{X_i, i=1,2,...,n\}$ و فرض مقابل H_1 وجود یک‌روند یکنواخت در داده‌ها را نشان می‌دهد. برای انجام این آزمون ابتدا باید آمارهٔ S را با رابطهٔ ۱ محاسبه کرد که در آن x_j مقدار دادهٔ jام، n تعداد داده‌ها و $\mathrm{sgn}(\theta)$ تابع علامت است و با رابطهٔ ۲ محاسبه می‌شود.

$$S=\sum_{i=1}^{n-1}\sum_{j=i+1}^{n}\mathrm{sgn}\left(x_j-x_i\right) \qquad (1)$$

$$\mathrm{sgn}(\theta)=\begin{cases}1 & \text{if } \theta>0\\ 1 & \text{if } \theta=0\\ -1 & \text{if } \theta<0\end{cases} \qquad (2)$$

برای $n\geq 8$ آمارهٔ S توزیع نرمال دارد و میانگین و واریانس آن از رابطهٔ ۳ به‌دست می‌آید.

$$E(S)=0 \qquad Var(S)=\frac{n(n-1)(2n+5)-\sum_{m=1}^{n}t_m(t_m-1)(2t_m+5)}{18} \qquad (3)$$

که در آن t_i تعداد داده‌های یکسان در دستهٔ i‌ام است. آمارهٔ آزمون MK یا Z با رابطهٔ ۴ محاسبه می‌شود. احتمال آمارهٔ Z آزمون MK را می‌توان با استفاده از توزیع تجمعی نرمال محاسبه کرد.

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

آزمون MK بر روی سری زمانی پیش سفیدشده به روش TFPW

روش TFPW-MK برای شناسایی روند در یک سری زمانی دارای خودهمبستگی توسط یو و همکاران [۱۸] به‌صورت زیر ارائه شد:

۱. شیب روند در داده‌های نمونه با استفاده از روش TSAبه‌صورت زیر برآورد می‌شود:

$$b=\text{Median}\left(\frac{X_j-X_1}{j-1}\right)\forall 1<j \qquad (۵)$$

۲. اگر شیب تقریباً برابر صفر بود، آنگاه نیازی به ادامهٔ آنالیز روند نیست، اما اگر مقدار آن برابر با صفر نبود، روند به‌صورت خطی فرض شده و داده‌های نمونه به‌صورت $X'_t=X_t-T_t=c_1-bt$ نوشته و بدون روند می‌شوند.

۳. ضریب خودهمبستگی مرتبهٔ اول سری بدون روند X'_t با استفاده از معادلات زیر برآورد می‌شود:

$$E(X'_t)=\frac{1}{n}\sum_{1}^{n}X'_t \qquad (۶)$$

$$r_k=\frac{\frac{1}{n-k}\sum_{t=1}^{n-k}\left[X'_t-E(X'_t)\right]\left[X_{t+k}-E(X'_t)\right]}{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left[X'_t-E(X'_t)\right]^2}$$

r_1 ضریب خودهمبستگی مرتبهٔ ۱ داده‌های نمونهٔ سری بدون X'_t و $E(X'_t)$ میانگین داده‌های نمونه است.

۴. پس از محاسبهٔ ضریب خودهمبستگی با مرتبهٔ اول، خودهمبستگی مرتبهٔ اول AR (1) با استفاده از رابطه حذف می‌شود. این روش پیش‌سفیدکردن پس از حذف روند از سری‌ها روش پیش‌سفیدکردن بدون روند نامیده می‌شود (TFPW). سری باقی‌مانده‌ها پس از انجام روش TFPW یک سری مستقل است.

۵. روند شناخته‌شده و سری باقی‌مانده‌ها با هم ترکیب می‌شوند. بدیهی است که سری به‌دست‌آمده، روند واقعی را حفظ کرده و اثر ضریب خودهمبستگی نیز حذف شده است.

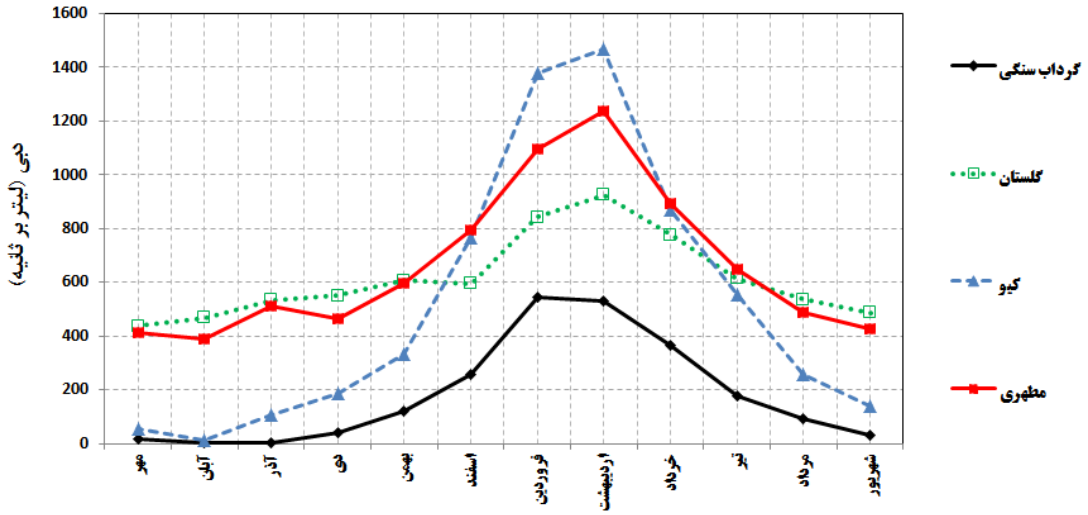
۶. آزمون MK روی سری ترکیبی برای برآورد روند واقعی انجام می‌شود. با توجه به نبود نرم‌افزاری مناسب برای انجام محاسبات و به‌منظور انجام کلیهٔ محاسبات مختص‌به روند تغییرات آبدهی نرم‌افزاری در محیط ویژوال‌بیسیک توسعه داده شد.

نتایج و بحث

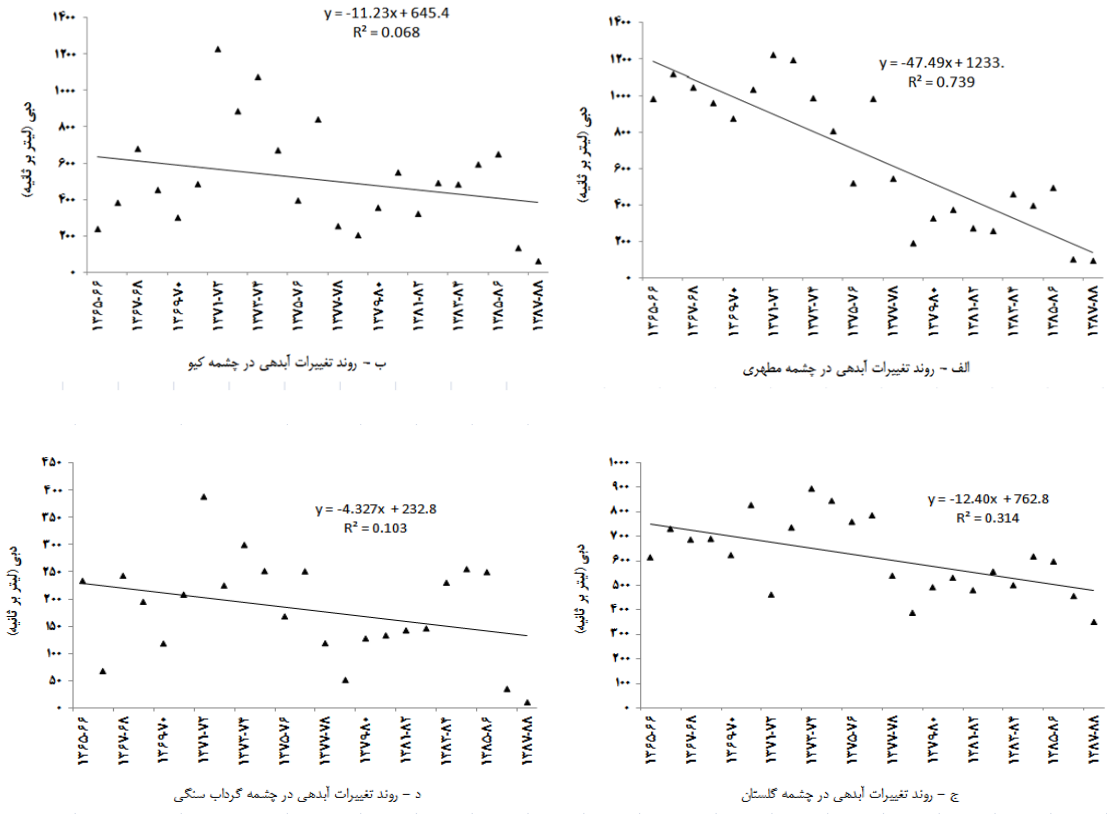
در شکل ۵ روند تغییرات میانگین دبی سالیانه در چشمه‌های شهر خرم‌آباد نشان داده شده است. روند منفی تغییرات میانگین رواناب سالیانهٔ چشمه‌های یادشده کاملاً مشهود است. نتایج بررسی روند تغییرات جریان در چشمه‌های شهر خرم‌آباد و ایستگاه‌های هواشناسی استان لرستان با استفاده از روش TFPW_MK در شکل ۶ به‌صورت نمودار جعبه و خط برای آمارهٔ Z نشان داده شده است. در این شکل داده‌های سالیانه، ماهیانه و فصلی تقریباً در هر چهار چشمه روند منفی دارند. روند تغییرات جریان در این چشمه‌ها در جدول ۳ نیز در مقیاس سالانه نشان داده شده است. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد در مقیاس سالانه از چهار چشمهٔ موجود، سه چشمه روند منفی معنادار در سطح ۱ درصد دارند. شدیدترین روند منفی مختص‌به چشمهٔ مطهری آمارهٔ Z=-۴/۲۳ است که در سطح ۱ درصد معنادار است. این موضوع در قسمت الف شکل ۴ نیز به‌وضوح دیده می‌شود. نتایج آنالیز روند تغییرات سالیانه در ۱۸ ایستگاه هواشناسی موجود در استان لرستان در جدول ۴ نشان داده شده است. همان طور که دیده می‌شود از ۱۸ ایستگاه یادشده، ۱۶ ایستگاه بدون روند، ایستگاه سراب صید علی دارای روند منفی در سطح ۱۰ درصد معنادار و ایستگاه نورآباد دارای روند مثبت در سطح ۱۰ درصد معنادار است. بررسی‌ها نشان داد در محدودهٔ احتمالی تغذیهٔ چشمه‌های یادشده، ایستگاه‌های هواشناسی روند تغییرات مثبت و یا منفی معناداری نبوده‌اند، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که روند تغییرات منفی شدید در چشمه‌های یادشده ناشی از تغییرات بارش سالیانه نیست.

جدول ۳. نتایج آنالیز روند سالیانه در چشمه‌های خرم‌آباد

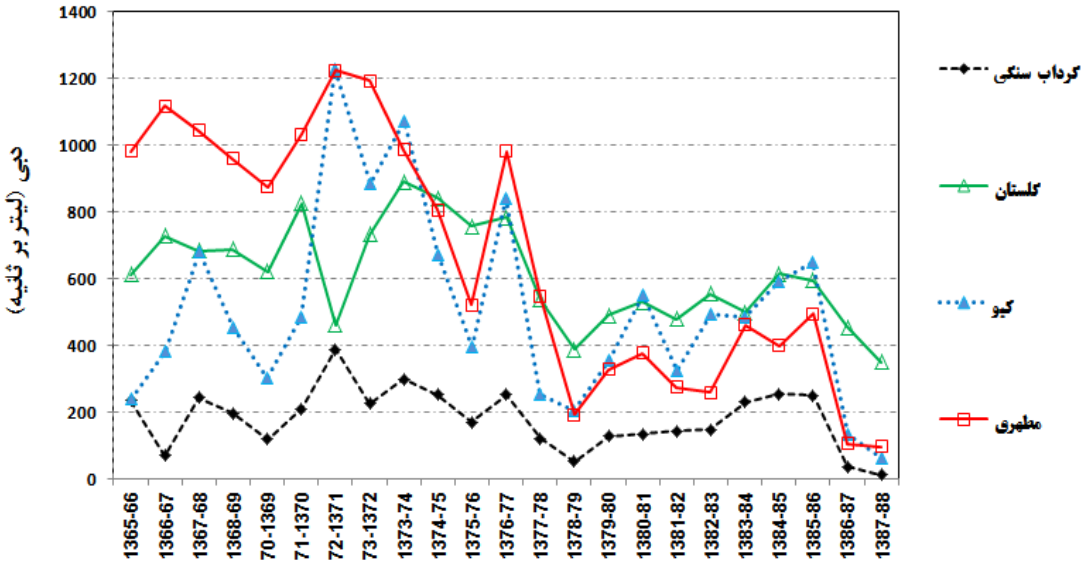
نام ایستگاه	R	حد بالا R	حد پایین R	شیب	Z	P	Z_FTPW	P_FTPW
گرداب سنگی	۰/۲۸۳۹	-۰/۳۸۸۱	۰/۲۹۷۲	-۴/۰	-۰/۹۰	۶۲/۹	-۱/۲۴	۷۸/۷
گلستان	۰/۴۹۰۰	-۰/۳۸۸۱	۰/۲۹۷۲	-۱۲/۴	-۲/۲۷	۹۷/۷	-۲/۶۵	۹۹/۲
کیو	۰/۴۹۰۰	-۰/۳۸۸۱	۰/۲۹۷۲	-۱۲/۴	-۲/۲۷	۹۷/۷	-۲/۶۵	۹۹/۲
مطهری	۰/۸۰۰۰	-۰/۳۸۸۱	۰/۲۹۷۲	-۴۶/۷	-۴/۱۲	۹۹/۹	-۴/۲۳	۹۹/۹



شکل ۳. تغییرات آبدهی متوسط ماهیانهٔ درازمدت در چشمه‌ها



شکل ۴. روند تغییرات آبدهی سالانه در چشمه‌های خرم‌آباد



شکل ۵. تغییرات متوسط آبدهی سالانه در درازمدت

جدول ۴. مقایسهٔ نتایج تشخیص روند سالیانه با استفاده از روش‌های من‌ـ کندال و من‌ـ کندال پیش‌سفیدشده

نام ایستگاه	ضریب خودهمبستگی	حد بالا و پایین ضریب خودهمبستگی		شیب b	آزمون من‌ـ کندال			
		حد بالایی	حد پایینی		بدون پیش‌سفید		پیش‌سفیدشده به‌روش FTPW	
					P	Z	P	Z
مروک	۰/۱۳۶۴	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	۱/۳۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۳۲/۹۲	۰/۴۲
چم چیت	۰/۰۲۹۱	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	۱/۱۶	۳۰/۷۱	۰/۳۹	۴/۳۸	۰/۰۵
دره تخت	۰/۲۲۴۳	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	-۲/۳۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۸/۳۶	-۰/۱۱
کمندان	۰/۲۴۶۵	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	-۱۲/۵۰	۷۸/۶۹	-۱/۲۴	۸۸/۷۰	-۱/۵۸
چم زمان	۰/۱۲۵۴	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	-۲/۰۰	۳۸/۶۵	-۰/۵۱	۳۶/۵۲	-۰/۴۸
درود	۰/۲۶۳۱	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	-۰/۳۱	۳۰/۷۱	۰/۳۹	۰/۰۰	۰/۰۰
رحیم‌آباد	۰/۱۴۰۶	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	۳/۶۹	۳۸/۶۵	۰/۵۱	۶۴/۵۰	۰/۹۲
ونایی	۰/۱۷۰۲	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	-۵/۷۸	۸۳/۹۹	-۱/۴۱	۶۶/۰۴	-۰/۹۵
پلدختر	۰/۰۷۳۴	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	-۵/۸۹	۸۳/۹۹	-۱/۴۱	۷۸/۶۹	-۱/۲۴
آفرینه	۰/۰۳۴۹	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	-۱/۹۹	۵۳/۷۶	-۰/۷۳	۳۶/۵۲	-۰/۴۸
چم انجیر	-۰/۰۷۷۵	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	-۳/۶۸	۶۰/۱۸	-۰/۸۵	۴۹/۴۰	-۰/۶۶
سرآب صیدعلی	۰/۲۹۲۶	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	-۹/۰۷	۹۵/۱۷	-۱/۹۷	۹۱/۳۷	-۱/۷۲
کاکارضا	۰/۱۲۱۱	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	۶/۱۱	۸۳/۹۹	۱/۴۱	۸۶/۷۷	۱/۵۱
دهنو	۰/۰۰۲۵	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	۴/۱۹	۳۰/۷۱	۰/۳۹	۶۱/۸۴	۰/۸۷
تنگ سیاب	۰/۱۵۰۸	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	-۶/۸۲	۸۷/۲۷	-۱/۵۲	۷۰/۸۵	-۱/۰۶
بروجرد	۰/۱۴۰۶	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	۳/۶۹	۳۸/۶۵	۰/۵۱	۶۴/۵۰	۰/۹۲
نورآباد	-۰/۲۷۹۱	-۰/۲۸۶	۰/۲۳۴	۸/۵۳	۷۱/۷۶	۱/۰۷	۹۱/۹۰	۱/۷۴

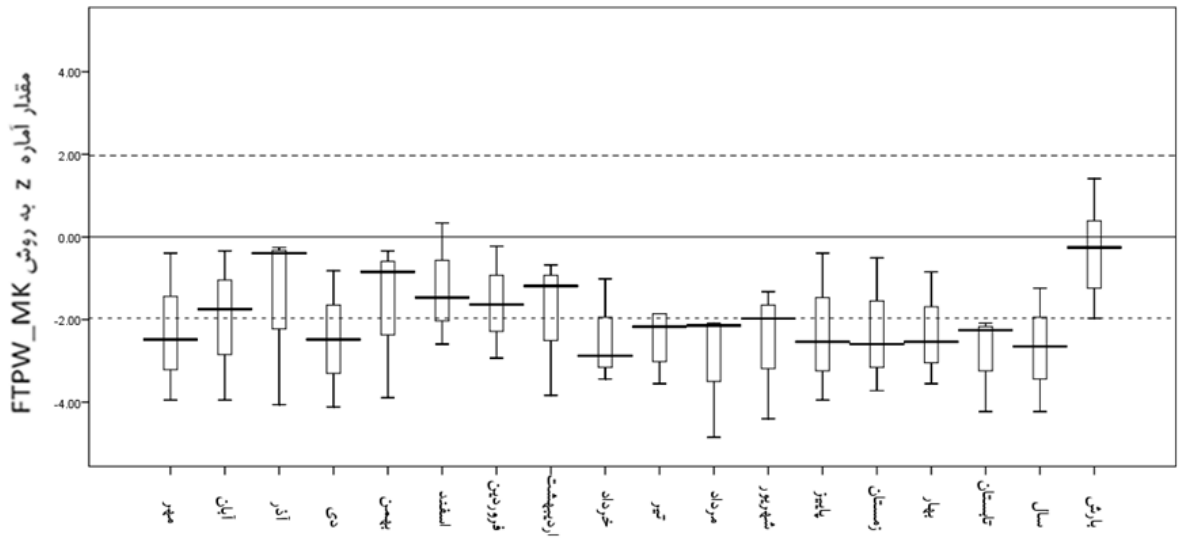
b : شیب خط روند که از رابطهٔ ۵ برای یک سری زمانی به‌دست می‌آید؛ r1 : ضریب خودهمبستگی مرتبهٔ یکم که از رابطهٔ ۶ برای یک سری زمانی به‌دست می‌آید؛ P: درصد اطمینان؛ Z : آمارهٔ Z آزمون من‌ـ کندال که از رابطهٔ ۴ به‌دست می‌آید.

تغییرات در مقیاس فصلی

همان طور که در شکل ۶ دیده می‌شود در مقیاس فصلی بیشترین تغییرات منفی روند مختص‌به فصل تابستان است به‌طوری که در این فصل هر چهار چشمه دارای روند منفی در سطح ۱ درصد معنادار هستند. متوسط تغییرات روند در ۳ فصل دیگر در تمام چشمه‌ها تقریباً یکسان و در سطح ۱ درصد معنادار است. دامنهٔ تغییرات منفی روند در فصل بهار نسبت به فصول پاییز و تابستان کمتر است و بیشترین تغییرات منفی روند مختص‌به پاییز است. همان طور که دیده می‌شود خط میانهٔ آمارهٔ Z در هر چهار فصل منفی است. بیشترین مقدار منفی آمارهٔ Z مختص‌به فصل تابستان و سپس بهار و پاییز است و کمترین مقدار منفی آمارهٔ Z مختص‌به زمستان است. در فصل بهار فاصلهٔ خط زیرین و بالایی جعبه (۲۵ و ۷۵ درصد) در مقایسه با فصول دیگر کمتر است و این نشان می‌دهد تغییرات آمارهٔ Z در این فصل در چشمه‌های مطالعه‌شده کم است که بیانگر تغییرات کم آمارهٔ Z در این فصل در چشمه‌های مطالعه‌شده است. با توجه شیب خطوط روند در تمام فصول می‌توان نتیجه گرفت که دبی چشمه‌های شهر خرم‌آباد در طول ۲۳ سال گذشته روند کاهشی داشته و بیشترین کاهش مختص‌به فصل تابستان و کمترین آن مختص‌به فصل بهار است.

روند تغییرات در مقیاس ماهیانه

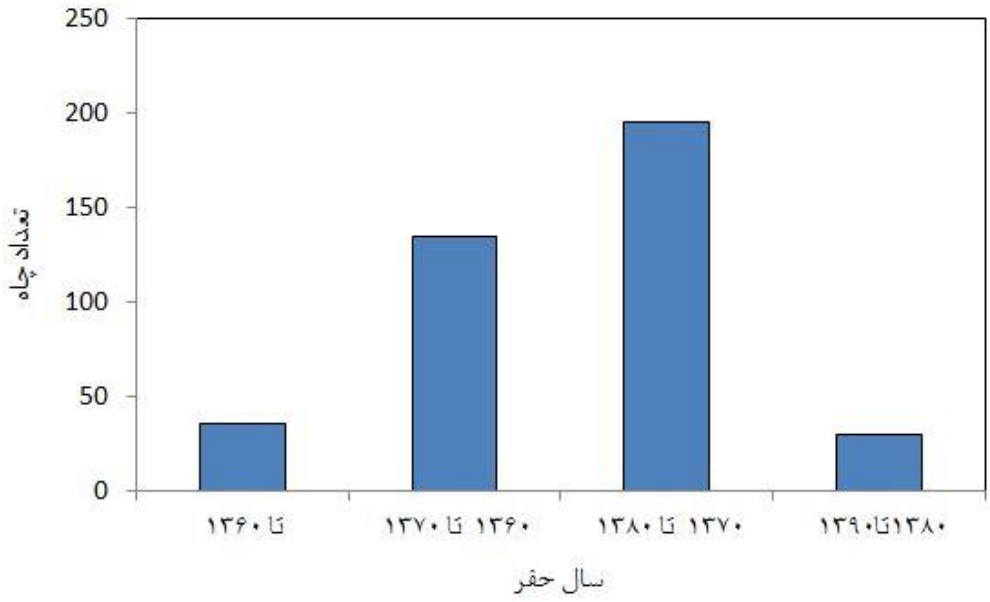
در مقیاس ماهیانه بیشترین تغییرات روند منفی مختص‌به ماه‌های تیر و مرداد و کمترین تغییرات روند منفی مختص‌به ماه اسفند و سپس فروردین‌ماه است. شکل ۶ نمودار جعبه و خط را برای آمارهٔ Z روند رواناب ماهانه در ایستگاه‌های مطالعه‌شده نشان می‌دهد. همان طور که دیده می‌شود مقدار آمارهٔ Z در تمام ماه‌های سال منفی است. بیشترین مقدار آمارهٔ Z منفی خط روند مختص‌به مردادماه است. در آذرماه فاصلهٔ خط زیرین و بالایی جعبه (۲۵ و ۷۵ درصد) در مقایسه با ماه‌های دیگر بیشترین مقدار را دارد و این نشان می‌دهد که تغییرات شیب‌خط روند در این ماه در چشمه‌های مطالعه‌شده زیاد است. همچنین در تیرماه فاصلهٔ خط زیرین و فوقانی جعبه (۲۵ و ۷۵ درصد) نسبت به فصول دیگر کمتر است و این نشان می‌دهد تغییرات شیب‌خط روند در این ماه‌ها در چشمه‌های مطالعه‌شده کم است.



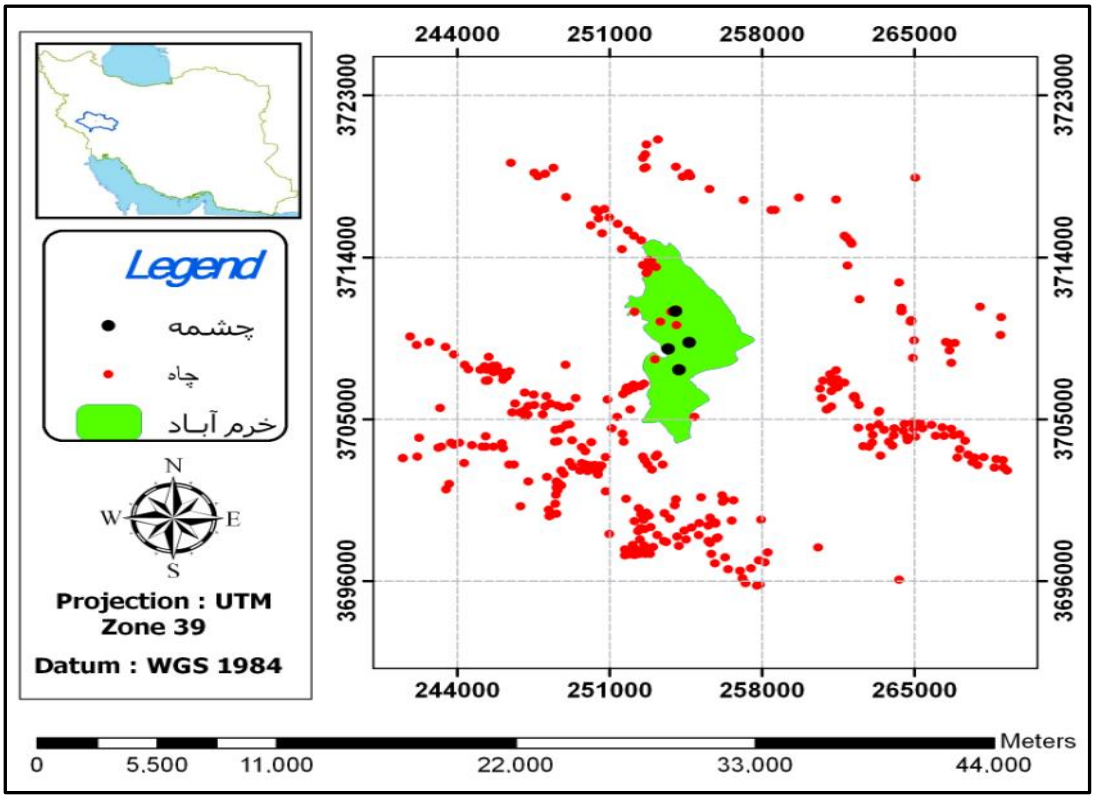
شکل ۶. مقدار آمارهٔ Z برای ماه‌ها، فصول و سالانهٔ چشمه‌ها و سالانهٔ بارش

بحث

همان طور که مشاهده می‌شود، کاهش آبدهی در چشمه‌های گلستان، کیو و مطهری در سطح ۱ درصد معنادار است درصورتی‌که کاهش آبدهی در چشمهٔ گرداب سنگی معنادار نیست. بنابراین، کاهش آبدهی در چشمه‌های یادشده نمی‌تواند ناشی از بارش باشد. زیرا اگر کاهش بارش دلیل کاهش آبدهی در چشمه‌ها بود، باید کاهش آبدهی در هر چهار چشمه معنادار باشد و از طرف دیگر کاهش بارش در استان لرستان طی دورهٔ انتخابی معنادار نیست. بنابراین، این کاهش آبدهی می‌تواند ناشی از برداشت بی‌رویه از منابع آب‌های زیرزمینی باشد؛ زیرا با این فرض می‌توان کاهش شدید آبدهی در چشمهٔ مطهری را ناشی از برداشت زیاد آب‌های زیرزمینی از سرچشمه‌های چشمهٔ یادشده توسط حفر چاه تعبیر کرد و از طرف دیگر کاهش‌نیافتن معنادار آبدهی در چشمهٔ گرداب سنگی را نیز ناشی از برداشت‌نکردن تلقی کرد. برای بررسی فرض برداشت بیش‌ازحد از منابع آب‌های زیرزمینی، چاه‌های حفرشده در استان لرستان برحسب سال حفر طبقه‌بندی شدند. نتایج نشان می‌دهد حفر چاه در دههٔ ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۰ به‌شدت افزایش یافته است. در شکل ۷ چاه‌های حفرشده در محدودهٔ چشمه‌های یادشده برحسب سال حفر طبقه‌بندی شده تا سال ۱۳۹۰ و در شکل ۸ موقعیت چاه‌های یادشده نسبت به چشمه‌ها نشان داده شده است. شکل‌ها نشان می‌دهند حدود نصف چاه‌های موجود در محدودهٔ مطالعه‌شده در دههٔ ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۰ حفر شده است و از طرف دیگر با رجوع به شکل ۵ می‌توان مشاهده کرد که عمدهٔ کاهش آبدهی در چشمه‌ها نیز در همین دهه اتفاق افتاده است؛ پس نتیجه می‌گیریم کاهش آبدهی در چشمه‌های یادشده را می‌توان ناشی از برداشت بی‌رویهٔ آب از منابع آب‌های زیرزمینی تلقی کرد که این نتایج با پژوهش‌های روگل و همکارانش [۱۵] و فلکنستاین و همکارانش [۴] مطابقت دارد. روگل و همکارانش تأثیرات برداشت‌های آبیاری (از چاه‌ها) بر دبی رودخانه در محیط‌های کارست را در پایین‌دست حوضهٔ رودخانهٔ فیلینت در ایالت جورجیای آمریکا پژوهش کردند و به نتایجی مشابه این تحقیق دست یافتند. فلکنستاین و همکارانش روش‌های ناپارامتری را برای آنالیز کاهش جریان رودخانه و روندهای بارش و دما در نابراسکا و شمال غربی کانزاس به‌کار گرفتند. روند زمانی جریان رودخانه در نابراسکا نشان داد روند کاهش جریان در طول رودخانه در غرب بیشتر اما در شرق ناچیز است. با توجه به نبود تغییرات مکانی شدید بارش در محدودهٔ مد نظر آنها برداشت از آب‌های زیرزمینی در حوضهٔ یادشده را عامل اصلی کاهش دبی جریان رودخانه دانستند که مشابه نتایج این تحقیق است.



شکل ۷. طبقه‌بندی چاه‌های محدودهٔ مطالعه‌شده برحسب سال حفر [۱۳]



شکل ۸. چاه‌های موجود در اطراف شهر خرم‌آباد [۱۳]

نتیجه‌گیری

در این مطالعه روند تغییرات جریان در چشمه‌های شهر خرم‌آباد سه مقیاس ماهانه، فصلی و سالانه و تغییرات سالانهٔ بارش در ۱۸ ایستگاه هواشناسی موجود در استان لرستان بررسی شد. روش استفاده‌شده در این مطالعه، آزمون من‌ـ کندال پس از حذف کلیهٔ ضرایب همبستگی با استفاده از روش TFPW است. برای بررسی شیب‌خط روند از روش TSA استفاده شد. نتایج نشان داد آبدهی در چشمه‌های یادشده روند نزولی دارد و بارش در استان لرستان در دورهٔ مد نظر روند ندارد. بنابراین، کاهش شدید آبدهی در چشمه‌های یادشده نمی‌تواند ناشی از تغییرات بارش باشد. درنتیجه برداشت از آب‌های زیرزمینی به‌عنوان مهم‌ترین عامل کاهش آبدهی در چشمه‌های یادشده بررسی شد که نتایج نشان می‌دهد در دههٔ ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۰ که کاهش آبدهی در چشمه‌های یادشده اتفاق می‌افتد، با افزایش شدید حفر چاه در این دوره مواجه است. بنابراین، کاهش آبدهی در چشمه‌های یادشده می‌تواند ناشی از افزایش برداشت از آب‌های زیرزمینی باشد. حال با توجه به اینکه منابع آب چشمه‌ها تنظیم بهنگام دارد این سؤال مطرح است که آیا انجام هزینه‌های فراوان برای احداث و بهره‌برداری از چاه‌ها به‌صرفه است. بنابراین، به‌منظور جلوگیری از ادامهٔ وضعیت کنونی و خشک‌شدن کامل چشمه‌ها در دهه‌های آینده از هم‌اکنون برای این موضوع برنامه‌ریزی شده و چاه‌های آب محدودهٔ مد نظر، به‌خصوص چاه‌هایی که منبع آبشان آب‌های کارستیک مرتبط با چشمه‌های یادشده است، شناسایی و نسبت به کاهش برداشت از چاه‌های یادشده با تغییر نوع الگوی کشت و توسعهٔ آبیاری گلخانه‌ای به جای آبیاری‌های مرسوم اقدام شود. البته، ابتدا باید با بررسی مطالعات اجتماعی و اقتصادی منطقه راهکارهای اجرایی موفق را به‌دست آورد و سپس اقدام کرد. همچنین، برداشت‌های غیرمجاز در محدوده‌های مد نظر پایان داده شود و حتی در صورت مثبت‌بودن بیلان آب‌های زیرزمینی در محدودهٔ مطالعه‌شده، تخصیص جدیدی از طرف شرکت‌های باصلاحیت صادر نشود.

منابع

[1]. Burn DH, HagElnur MA. Detection of hydrological trends and variability. Journal of Hydrology.2002;255(4): 107–122.

[2]. Caloiero T, Coscarslli R, Ferrari E, Mancini M. Trend detection of annual and seasonal rainfall in Calabria(Southern Italy)". International Journal of Climatol.2009; 31(4):44-56.

[3]. Douglas EM, Vogel RM. Kroll CN. Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation. Journal of Hydrology.2000;240(3): 90–105.

[4]. Fleckenstein JH, NiswongerRG, Fogg GE. River-aquifer interactions, geologic heterogeneity, and low-flow management. Ground Water. 2006;44(6):837-52.

[5]. Gan TY. Hydroclimatic trends and possible climatic warming in the Canadian Prairies. Water Resource. 1998;34(11): 3009–3015.

[6]. Hamed KH, Rao AR. A modified Mann–Kendall trend test for autocorrelated data. Journal of Hydrology. 1998;204(3): 182–196.

[7]. Khaliq MN, Ouarda TB, Gachon P. Identification of temporal trends in annual and seasonal low flows occurring in Canadian rivers: The effect of short- and long-term persistence. Journal of Hydrology.2009; 369(4):183–197.

[8]. Kulkarni A, Von Storch H. Monte Carlo experiments on the effect of serial correlation on the Mann–Kendall test of trend.MeteorologischeZeitschrift. 1995;4(2): 82–85.

[9]. Kumar S, Merwade V, Kam J, Thurner K. Streamflow trends in Indiana: Effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains. Journal of Hydrology.2009; 374(2): 171-183.

[10]. Lettenmaier DP, Wood EF. Wallis JR. Hydro-climatological trends in the continental United States, 1948–88. Journal of Climate.1994; 7(4): 586–607.

[11]. Lins HF, Slack JR. Streamflow trends in the United States. Geophysical Research Letters. 1999;26(2), 227–230.

[12]. Masih I, Uhlenbrook S,SmakhtinV.Streamflow trend and climate linkages in the United States. 1948-88. Journal of climate, 2011;7(1):586-607

[13]. Ministry of Power.2010

[14]. Mir Abasi R, Din pajoh Y. Trend Analysis of Precipitation of NW of Iran Over The Past Half of The Century. Irrigation Science and Engineering.2012;35(4):59-73.(in persian)

[15]. Rugel K, Rhett Jackson CR, RomeisJJ, Golladay SW, Hicks DW, Dowd JF. Effects of irrigation withdrawals on streamflows in a karst environment: lower Flint River Basin, Georgia, USA.2012;26(4):523-534

[16]. Von Storch H. Misuses of statistical analysis in climate research. In Analysis of Climate Variability: Applications of Statistical Techniques, Springer-Verlag: Berlin.1995;16(4):11–20

[17]. Whitfield PH, Cannon AJ. Recent variations in climate and hydrology in Canada. Canadian Water Resources Journal. 2000;25: 19–65.

[18]. Yue S, Pilon P, Phinney B, Cavadias G. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. Hydrological Processes.2002;16 (9), 1807–1829.

[19]. Zhang X, Harvey KD, Hogg WD, Yuzyk TR. Trends in Canadian streamflow. Water Resources Research,2001; 37(4): 987–998.