

هیدروژئومورفولوژی، شماره ۸، پاییز ۱۳۹۵، صص ۱۶۰-۱۴۱

وصول مقاله: ۱۳۹۴/۱۱/۲۷ تأیید نهایی مقاله: ۱۳۹۵/۰۸/۰۸

بررسی نوسانات سطح تراز آب زیرزمینی دشت توپسرکان در دو مقیاس نقطه‌ای و منطقه‌ای

زهرا اژدری^{۱*}

یاشار فلامرزی^۲

نرگس پالیزدان^۳

علی فتح‌زاده^۴

چکیده

این پژوهش برای بررسی نوسانات آب زیرزمینی ۱۶ ایستگاه پیژومتری در مقیاس سالانه و فصلی در دشت توپسرکان، در طی دوره‌ی آماری ۱۳۹۱-۱۳۷۲ انجام گردیده است. بدین منظور جهت تعیین روند نقطه‌ای از روش‌های من‌کنندال اصلاح شده و تخمین‌گر سن و برای تعیین روند منطقه‌ای از روش مرکب بوت استرپ و متوسط منطقه‌ای من‌کنندال اصلاح شده استفاده گردید. از آنجایی که روش من‌کنندال به همبستگی جزئی داده‌ها حساس می‌باشد برای تعیین وجود همبستگی جزئی بین داده‌ها از روش همبستگی متوالی تأخیر - ۱ استفاده شده، سپس روش من‌کنندال اصلاح شده برای بررسی روند در داده‌های دارای همبستگی جزئی به کار گرفته شد. نتایج نشان داد که به صورت ایستگاهی و در مقیاس سالانه صعودی‌ترین روند مربوط به پیژومتر سراسری با استفاده از هر دو روش من

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد آبخیزداری دانشگاه یزد (نویسنده‌ی مسئول). Email:z.azhdari67@gmail.com

۲- دانشجوی دکتری مهندسی منابع آب دانشگاه پوترا مالزی.

۳- کارشناسی ارشد مهندسی منابع آب دانشگاه پوترا مالزی.

۴- استادیار دانشگاه منابع طبیعی اردکان.

کندال اصلاح شده و سن می‌باشد و نزولی‌ترین روند مربوط به ایستگاه پیزومتری چاشخوران با روش MMK و پیزومتر قلعه نو با روش سن می‌باشد. روند سطح تراز آب زیرزمینی با روش من کندال اصلاح شده در مقیاس فصلی دارای ۶/۲۵ درصد روند مثبت معنی‌دار و ۷۰/۳۱ درصد روند منفی معنی‌دار و ۲۳/۴۴ درصد بدون روند می‌باشد و با روش تخمین‌گر سن در مقیاس فصلی ۱۰/۹۴ درصد دارای روند مثبت معنی‌دار و ۸۹/۰۶ درصد دارای روند نزولی معنی‌دار می‌باشد. تحلیل روند منطقه‌ای نشان‌دهنده‌ی روند رو به افت سطح تراز آب زیرزمینی دشت است. با توجه به نتایج به دست آمده از این پژوهش روند تغییرات سطح آب زیرزمینی منطقه‌ی مورد مطالعه منفی می‌باشد. اگر بهره‌برداری از منابع آب زیرزمینی در منطقه‌ی مورد مطالعه به شکل کنونی ادامه یابد، بحران‌های اجتماعی و اقتصادی می‌تواند در منطقه شکل بگیرد. با توجه به نتایج این پژوهش باید نسبت به کنترل برداشت از منابع آب‌های زیرزمینی اقدام و سطح آب زیرزمینی با افزایش راندمان آبیاری و تغذیه‌ی مصنوعی افزایش خواهد یافت.

کلمات کلیدی: نوسانات آب زیرزمینی، من کندال اصلاح شده، تخمین‌گر شیب سن، بوت استرپ.

مقدمه

منابع آب زیرزمینی یکی از مهم‌ترین منابع آب به شمار می‌روند که شناخت صحیح و بهره‌برداری اصولی از آن‌ها می‌تواند در توسعه‌ی پایدار فعالیت‌های اجتماعی و اقتصادی یک منطقه، به ویژه در مناطق خشک و نیمه‌خشک، نقش بسزایی داشته باشد. عدم شناخت صحیح و بهره‌برداری بی‌رویه از این منابع خسارت جبران‌ناپذیری مانند افت شدید و غیرقابل برگشت سطح آب زیرزمینی، کاهش دبی چاه‌ها و قنات را در پی خواهد داشت (باشقره، ۱۳۷۷). بررسی نوسانات سطح آب زیرزمینی ابزاری مفید در تعیین اندازه‌ی تغییرات کوتاه‌مدت و بلندمدت سفره در اقلیم‌های متفاوت

به واسطه‌ی برداشت و تغذیه می‌باشد. یکی از رویکردهای مهم در مطالعات آب زیرزمینی بررسی روند تغییرات عمق دسترسی به آب زیرزمینی در مقیاس‌های مختلف زمانی است (دانشور وثوقی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۶۵-۱۷۹). تاکنون روش‌های آماری متعددی جهت تحلیل روند سری‌های زمانی ارائه گردیده است که می‌توان آن‌ها را به دو دسته کلی روش‌های پارامتریک و ناپارامتریک تقسیم بندی نمود (حجام و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۶۸-۱۵۷). در زمینه‌ی روند تغییرات تراز آب زیرزمینی مطالعات متعددی انجام شده است. همچنین در دهه‌های گذشته روند منفی برای تراز آب زیرزمینی در نقاط مختلف ایران و جهان گزارش شده است. به عنوان مثال زارع ابیانه و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی نوسانات عمق آب زیرزمینی در دشت ملایر پرداختند. بدین منظور از متغیرهای زمانی عمق آب زیرزمینی در ۲۲ حلقه چاه پیژومتری و بارش سه ایستگاه بارانسنجی در آبخوان دشت ملایر طی ۱۹ سال (۱۳۸۶-۱۳۶۸) استفاده کردند. آن‌ها روند را در سری داده‌های ماهانه، فصلی و سالانه با اعمال آزمون ناپارامتری تخمین‌گر سن محاسبه و تفسیر و زمان آغاز شدت و جهت روند با به کارگیری آزمون گرافیکی من کندال را انجام دادند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که مثبت بودن شیب روندها به معنای افت عمق آب زیرزمینی و کاهش حجم ذخایر آبخوان دشت ملایر است و با مقایسه تغییرات آماره تخمین‌گر سن Q_{med} بین سری‌های زمانی به این نتیجه رسیدند که شدت روند تغییرات سالانه عمق دسترسی به آب زیرزمینی با شدت روند تغییرات فصلی و ماهانه، متفاوت است و در بررسی علل تغییرات سالانه، شناخت روند فصلی و ماهانه لازم به نظر می‌رسد. معروفی و طبری (۱۳۹۰) روند تغییرات سالانه، فصلی و ماهانه دبی رودخانه‌ی مارون را با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری من-کندال و سن و همچنین تحلیل پارامتری رگرسیونی مورد ارزیابی قرار دادند. بدین منظور از داده‌های دبی رودخانه در ۵ ایستگاه آب‌سنجی طی دوره‌ی ۱۳۸۷-۱۳۶۸ استفاده

کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که دبی سالانه در همه ایستگاه‌ها، دارای روند نزولی در دو دهه‌ی اخیر بوده است. شمسی‌پور و حبیبی (۱۳۸۷) در بررسی دشت‌های شمال همدان، علت کاهش سطح آب‌های زیرزمینی را تأثیر پارامترهای اقلیمی و خشک‌سالی در مدت ۱۷ سال آماری (۷۹-۱۳۶۳) با ضریب همبستگی ۴۲ درصد معرفی نمودند. ژانک و همکاران^۱ (۲۰۰۹: ۳۵-۴۷) الگوی مکانی و زمانی مقادیر حداقل و حداکثر تراز آب زیرزمینی در ناحیه‌ی دلتای رودخانه، پرچین را با روش من- کندال و روش پیش سفید کردن (pre-whitening) شناسایی کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که در قسمت بالایی دلتا روند تغییرات تراز آب زیرزمینی کاهشی و در قسمت‌های میانی و پایینی آن افزایشی است.

دشت تویسرکان یکی از مهم‌ترین دشت‌های کشاورزی همدان می‌باشد. بیشترین مقدار آب مصرفی از طریق چاه‌های حفر شده در سطح دشت تأمین می‌گردد. این دشت یکی از دشت‌هایی است که بروز افت در سطح آب زیرزمینی در اثر خشک‌سالی و برداشت چاه‌های کشاورزی در آن مورد توجه است. هدف از این تحقیق، تعیین روند سالانه و فصلی سطح آب زیرزمینی دشت تویسرکان همدان به دو صورت روند ایستگاهی با روش‌های من کندال اصلاح شده و تخمینگر سن و روند منطقه‌ای با روش مرکب بوت استرپ- متوسط منطقه‌ای من کندال اصلاح شده در سطح معنی‌دار ۰/۰۵ می‌باشد.

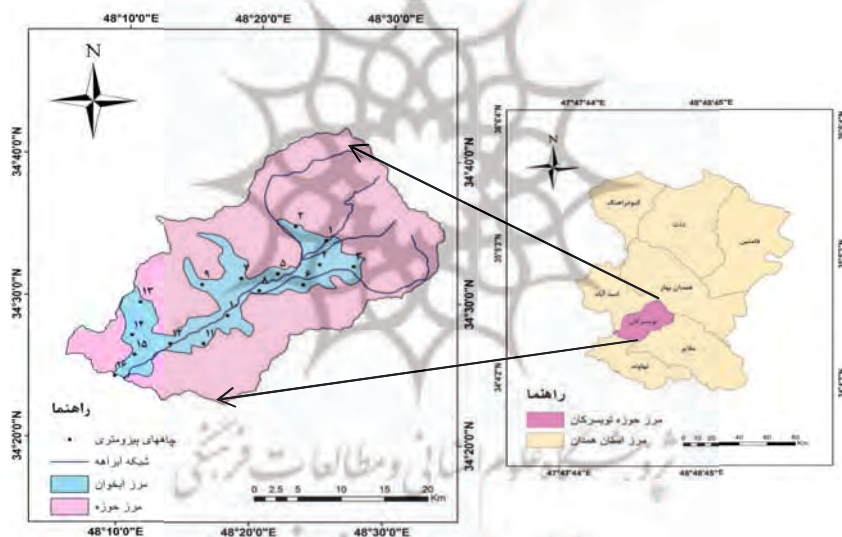
مواد و روش‌ها

معرفی منطقه‌ی مطالعاتی

حوضه‌ی آبخیز تویسرکان در استان همدان در غرب ایران قرار دارد. حوضه‌ی آبخیز تویسرکان به وسعت ۷۹۱/۹۰ کیلومتر مربع می‌باشد، ۲۰/۷ درصد از حوضه‌ی آبخیز

1- Zhang et al.,

را دشت توپسرکان با مساحت ۱۶۴/۴۶ کیلومتر مربع تشکیل می‌دهد. این حوضه‌ی آبخیزدارای کاربری اراضی متعدد می‌باشد و بخش اصلی حوضه را مناطق کشاورزی آبی و دیم تشکیل می‌دهد. حوضه‌ی آبریز دشت توپسرکان از سمت شمال به ارتفاعات الوند، از سمت شرق به کوه‌های شاه‌نشین بزرگ، دره غار و چشمه دره، از سمت جنوب به کوه‌های الوسیاه و کمرزد و از سمت غرب به کوه‌های خان‌گرمز و گودین محدود می‌گردد در شکل (۱) شمای کلی حوضه‌ی آبخیز توپسرکان بر روی نقشه‌ی همدان را نشان می‌دهد.



شکل (۱) نمای کلی حوضه‌ی آبخیز توپسرکان و موقعیت آن بر روی نقشه‌ی استان همدان

اجزاء متشکله‌ی آبرفت در سرتاسر دشت تقریباً مشابه بوده و در قسمت‌های سطحی عمدتاً از رس، سیلت و ماسه بوده که با افزایش عمق از مقدار سیلت کاسته شده و به ترتیب بر مقدار ماسه و گراول افزوده می‌گردد. به طوری که می‌توان گفت

عمدتاً از عمق ۵ متر به بعد، ماسه و گراول بیشترین درصد اجزا آبرفت را به خود اختصاص داده و مقدار رس و سیلت کمتر می‌باشد.

به منظور انجام تحلیل‌های روند، ابتدا داده‌های کمی ۱۶ حلقه چاه پیزومتری در سطح دشت مورد توجه قرار گرفت. در نهایت با لحاظ بیشترین طول دوره‌ی آماری (۷۲-۹۱) از داده‌های ۱۶ حلقه چاه در دو مقیاس زمانی فصلی و سالانه استفاده شد و روند به دو صورت روند ایستگاهی و منطقه‌ای مورد بررسی قرار گرفت.

تشخیص روند در ایستگاه‌ها

۱- آزمون آماری من کندال

این روش به صورت گسترده‌ای در بررسی روند داده‌های هیدرولوژیکی و هواشناسی به کار رفته است (حامد ۲۰۰۸؛ ۳۶۳-۳۵۰). آزمون من کندال به وجود همبستگی جزئی در یک سری زمانی حساس می‌باشد، بنابراین وجود همبستگی جزئی در یک سری زمانی روی نتایج تعیین روند تأثیر می‌گذارد (سرانو و همکاران^۲، ۱۹۹۹: ۹۰-۸۵؛ باسیستا و همکاران^۳، ۲۰۰۹: ۵۷۵-۵۵۵). وجود همبستگی جزئی مثبت در یک سری زمانی، احتمال رد شدن فرض صفر را افزایش می‌دهد. این مورد برای وجود همبستگی جزئی منفی در یک سری زمانی برعکس می‌باشد (کالویرو و همکاران^۴، ۲۰۱۱: ۴۴-۵۶). برای بررسی وجود همبستگی جزئی در داده‌ها، روش ضریب همبستگی متوالی تأخیر ۱ (Lag-1) مورد استفاده قرار گرفت.

1- Hamed

2- Serrano et al

3- Basistha et al.,

4- Caloiero et al.,

- ضریب همبستگی متوالی تأخیر ۱

یکی از روش‌ها برای بررسی همبستگی جزئی، روش ضریب همبستگی متوالی تأخیر ۱ (r_1) است که با رابطه‌ی زیر حساب می‌شود:

$$r_1 = \frac{\frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^{n-1} [X_t - E(X_t)][X_{t+1} - E(X_{t+1})]}{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n [X_t - E(X_t)]^2} \quad \text{رابطه‌ی (۱)}$$

که در رابطه‌ی $E(X_t)$ میانگین داده‌های نمونه است و n تعداد مشاهدات سری زمانی است. سپس به وسیله آزمون دو دامنه‌ای، معنی‌دار بودن r_1 در سطح معنی‌دار مورد نظر (در این مقاله ۰.۰۵٪) مشخص می‌شود. اگر r_1 معنی‌دار باشد، روند داده‌ها با روش من کندال اصلاح شده بررسی می‌شود.

- آزمون من- کندال اصلاح شده برای داده‌های دارای همبستگی جزئی

در این مطالعه از روش من-کندال اصلاح شده به وسیله حامد و راثو^۱ (۱۹۹۸): (۱۸۲)، برای تخمین روند در داده‌های دارای همبستگی جزئی معنی‌دار استفاده شد. حامد و راثو (۱۹۹۸: ۱۸۲) واریانس را به صورت زیر اصلاح کردند:

$$\text{Variance}(S') = \left(\frac{n - (n-1)(2n+5)}{18} \right) \left(\frac{n}{n_e^*} \right) \quad \text{رابطه‌ی (۲)}$$

که n_e^* تعداد مؤثر از حجم نمونه که برای محاسبه‌ی فاکتور همبستگی جزئی در نظر گرفته می‌شود، است. $\frac{n}{n_e^*}$ که فاکتور تصحیح واریانس است، به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\frac{n}{n_e^*} = 1 + \left(\frac{2}{n^3 - 3n^2 + 2n} \right) \cdot \sum_{f=1}^{n-1} (n-f)(n-f-2) \rho_e(f) \quad (۳)$$

$\rho_e(f)$ همبستگی جزئی بین رتبه داده‌ها است. برای استفاده از روش من-کندال اصلاح شده، ابتدا به وسیله یک روش ناپارامتری مانند سن (۱۹۶۸)، مقدار متناظر داده‌ها تخمین زده می‌شود. سپس داده‌های اصلی از داده‌های تخمین زده شده کم می‌شود و داده‌ها رتبه‌بندی می‌شوند. در مرحله بعد، همبستگی جزئی بین رتبه داده‌ها محاسبه می‌شود. فقط مقادیر معنی‌دار همبستگی جزئی $\rho_e(f)$ برای تصحیح واریانس مورد استفاده قرار می‌گیرد. زیرا دقت روش من-کندال اصلاح شده با استفاده از مقادیر $\rho_e(f)$ که معنی‌دار نیستند، کم می‌شود. بعد از تصحیح واریانس بقیه محاسبات مانند من-کندال اصلی انجام می‌شود.

- تخمین گر شیب سن^۱

تخمین گر سن یک شیب میانه را برای سری‌های زمانی محاسبه می‌کند و بعد معنی‌دار آن را در سطح اعتماد مورد نظر (در اینجا ۰.۹۵٪) بررسی می‌کند. در این روش ابتدا شیب هر جفت داده مشاهده‌ای با استفاده از فرمول زیر محاسبه می‌شود:

$$Q_i = \frac{X_j - X_k}{j - k} \quad \text{for } i=1, \dots, N \quad (۴)$$

که در رابطه‌ی (۴) X_k و X_j به ترتیب مقدار داده‌ها در زمان j و k ($j > k$) است. از محاسبات فوق یک سری زمانی از شیب به دست می‌آید که میانه این شیب‌ها همان برآوردگر سن Q_{med} می‌باشد. مقادیر مثبت Q_{med} نشان‌دهنده‌ی روند افزایشی و مقادیر منفی آن بیان‌گر روند کاهشی سری زمانی است.

1- Sen's slope estimator

تشخیص روند منطقه‌ای

آزمون من-کندال منطقه‌ای^۱

آزمون RAMK به منظور شناسایی روند در مقیاس منطقه‌ای مورد استفاده قرار می‌گیرد. S متوسط منطقه‌ای کندال (\bar{S}_m) از طریق معادله‌ی زیر محاسبه می‌شود (دوگلاس و همکاران^۲، ۲۰۰۰: ۱۰۵-۹۰؛ یوو و وانگ^۳، ۲۰۰۲: ۹۴۶-۹۳۳):

$$\bar{S}_m = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m S_k \quad \text{رابطه‌ی (۵)}$$

که در این رابطه، m تعداد ایستگاه‌ها در منطقه‌ی و S_k ، S آماری کندال برای K امین ایستگاه در منطقه است. در این روش برای متغیرهای تصادفی مستقل با توزیع یکسان میانگین صفر است.

$$E(\bar{S}_m) = 0$$

و واریانس از طریق معادله‌ی زیر محاسبه می‌شود:

$$\text{Variance}(\bar{S}_m) \left(\frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n t_i(i-1)(2i+5)}{18m} \right) \quad \text{رابطه‌ی (۶)}$$

که t_i تعداد گره با گسترش ۲ است. (برای مثال یک سری داده با ۲ عدد گره، یک گره است با گسترش ۲). سپس پارامتر Z_m با رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

-
- 1- Regional Average Mann-Kendall (RAMK)
 - 2- Douglas et al
 - 3- Yue & Wang

$$Z_m = \frac{\bar{S}_m - E(S_m)}{\frac{\sigma}{\sqrt{m}}} = \frac{S_m}{\frac{\sigma}{\sqrt{m}}} \quad \text{رابطه ی (۷)}$$

Z_m متغیر نرمال استاندارد است. این روش فرض می کند که داده ها مستقل هستند. از آنجایی که این فرضیه برای همه ی سری های مورد بررسی صادق نیست، در این مطالعه روش RAMK به صورت زیر اصلاح و مورد استفاده قرار گرفت.

روش مرکب بوت استرپ- متوسط منطقه ای من کندانال اصلاح شده^۱

معنی داری روند در یک منطقه می تواند با روش بوت استرپ ارزیابی شود. در روش بوت استرپ، فرض صفر (H_0)، عدم وجود روند در داده هایی فاقد همبستگی جزئی، اما دارای همبستگی مکانی، است. روش بوت استرپ برای ساخت منحنی cdf، با جا به جا کردن داده ها به صورت تصادفی در هر ایستگاه یک سری جدید ایجاد می کند. سپس برای چک کردن همبستگی جزئی سری جدید، روش lag-1 بر روی سری مورد نظر انجام می شود. سپس S روش من-کندانال محاسبه می شود. در صورتی که سری مورد نظر دارای همبستگی جزئی معنی دار باشد، روش MMK و در غیر این صورت روش MK برای محاسبه S مورد استفاده قرار می گیرد. این عملیات برای همه ایستگاه های موجود در یک منطقه انجام می شود و بعد میانگین S ها (\bar{S}_m) محاسبه می شود. این عملیات ۱۰۰۰۰ بار تکرار می شود (پالیزدان و همکاران، ۲۰۱۳) و \bar{S}_m های محاسبه شده به صورت صعودی رتبه بندی می شوند و سپس احتمال عدم وقوع (P) با استفاده از روش ویبول محاسبه می شود.

$$P = \frac{r}{B+1} \quad \text{رابطه ی (۸)}$$

در این رابطه، r رتبه داده‌ها و B در این آنالیز ۱۰۰۰۰ است. منحنی cdf بر اساس P و \bar{S}_m رسم می‌شود.

سپس با استفاده از رابطه زیر سطح معنی‌دار روند به دست می‌آید:

$$\text{Level of significance} = 1 - \alpha \quad \alpha = 2 \quad (9) \quad \text{رابطه‌ی (۹)}$$

که در آن P احتمال به دست آمده از منحنی cdf بر اساس \bar{S}_m محاسبه شده با استفاده از فرمول شماره‌ی ۵ است.

بحث و نتایج

روند ایستگاهی

من کندال اصلاح شده (مقیاس سالانه)

جدول (۱) مقادیر Q_{med} تخمین‌گر شیب سن و آماره Z من کندال اصلاح شده را در خصوص تغییر تراز آب زیرزمینی دشت تویسرکان نشان می‌دهد. به طوری که از مقادیر Z من کندال اصلاح شده این جدول می‌توان استنباط کرد که تقریباً سری‌های زمانی تراز آب زیرزمینی دارای روند نزولی می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که از بین ۱۶ چاه پیژومتری در مقیاس سالانه و در سطح معنی‌داری ۹۵٪ فقط پیژومتر ۳ دارای روند صعودی است و پیژومترهای ۵/۲ و ۱ بدون روند معنی‌دار می‌باشند و ۱۲ پیژومتر دیگر دارای روند نزولی می‌باشند و در سطح معنی‌داری ۹۵٪ پیژومتر ۱۰ دارای بیشترین روند نزولی است.

من کندال اصلاح شده (مقیاس فصلی)

در مقیاس فصلی پیژومتر ۳ در تمامی فصل‌ها دارای روند صعودی است و پیژومترهای ۵ و ۴ در تمامی فصل‌ها بدون روند می‌باشد و پیژومتر ۲ در فصل بهار

و پاییز بدون روند و پیژومتر ۱ در فصل بهار و ۶ در فصل بهار و تابستان و پاییز بدون روند است. نزولی ترین روند مربوط به ایستگاه پیژومتر ۱۱ با مقدار $Z=30/18$ در فصل تابستان است و صعودی ترین روند مربوط به پیژومتر ۳ در فصل پاییز با $Z=4/16$ است.

تخمین گر سن (مقیاس سالانه)

با توجه به اطلاعات جدول (۱) می توان گفت که در گام زمانی سالانه فقط پیژومتر ۳ در سطح اطمینان ۹۵٪ دارای روند صعودی و معنی دار است و در سایر پیژومترها روند، نزولی و معنی دار می باشد و از بین ۱۶ مورد Q_{med} محاسباتی، روند $6/25$ درصد موارد معنی دار با شیب مثبت و $93/76$ درصد موارد دارای روند معنی دار و نزولی می باشد و بیشترین روند نزولی مربوط به پیژومتر ۱۳ با Q_{med} برابر $1/715$ می باشد.

تخمین گر سن (مقیاس فصلی)

در مقیاس فصلی، پیژومتر ۵ در فصل تابستان و ۳ در هر چهار فصل و پیژومتر ۱ در فصل بهار دارای روند صعودی و بقیه پیژومترها در مقیاس فصلی دارای روند نزولی و نزولی ترین روند مربوط به پیژومتر ۱۳ در هر چهار فصل می باشد. با مقایسه دو روش من کندال اصلاح شده و تخمین گر سن مشاهده می شود که هر دو روش روند نزولی را در مقیاس سالانه و فصلی را نشان می دهند با این تفاوت که با روش تخمین گر شیب سن در هر دو مقیاس فصلی و سالانه هیچ پیژومتری را بدون روند نشان نمی دهد اما روش من کندال اصلاح شده در مقیاس سالانه $18/75$ درصد و در مقیاس فصلی $23/44$ درصد را بدون روند نشان می دهد.

تحلیل روند منطقه‌ای

روند سطح آب زیرزمینی در مقیاس سالانه و فصلی همه دارای روند نزولی می‌باشد (جدول ۲) اما این روند در مقیاس سالانه و در فصل تابستان دارای روند نزولی قابل توجهی است. با توجه به نمودارهای شکل (۲) زمانی که مقدار S_{mean} ۹۱/۱۳- می‌باشد مقدار معنی‌داری صفر بوده و با قرار دادن در رابطه‌ی (۱۳) مقدار سطح معنی‌داری به دست می‌آید. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که منطقه از روند نزولی معنی‌داری برخوردار است.

جدول (۱) نتایج ZMMK و Q_{med} در مقیاس زمانی سالانه و فصلی در چاه‌های مورد مطالعه (متر در واحد زمان)

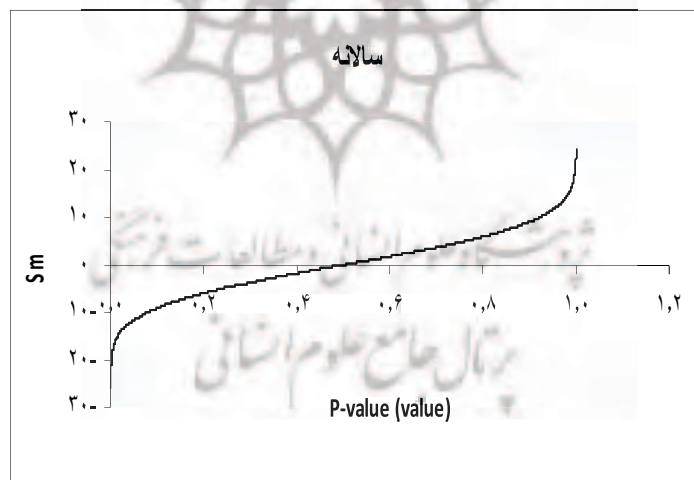
ردیف ایستگاه	نام ایستگاه	سالانه		فصلی							
		ZMMK	Q_{med}	بهار	تابستان	پاییز	زمستان				
۱۰	امیرآباد	-۱/۳۷*	-۵/۴۹*	-۱/۲۷*	-۷/۸۸*	-۱/۵۴*	-۵/۳۶*	-۱/۳۲*	-۵/۵۸*	-۱/۲۸*	-۵/۲۶*
۷	انبارتفت	-۱/۲۹*	-۴/۴۲*	-۱/۲۸*	-۳/۶۵*	-۱/۳۴*	-۴/۰۳*	-۱/۲۸*	-۴/۳۰*	-۱/۲۵*	-۴/۳۹*
۵	اریکان	-۰/۰۳*	-۰/۱۱	-۰/۰۴*	-۰/۱۴	۰/۰۲*	۰/۰۰	۰/۰۲*	-۰/۱۱	-۰/۰۵*	-۰/۲۹
۱۱	چاشخوران	-۰/۷۷*	-۵/۲۲*	-۰/۶۶*	-۳/۹۲*	-۰/۸۹*	-۳/۱۸*	-۰/۷۹*	-۶/۸۲*	-۰/۶۸*	-۴/۶۲*
۱۶	ده موسی	-۱/۴۱*	-۵/۲۷*	-۱/۳۰*	-۴/۱۲*	-۱/۵۳*	-۴/۶۵*	-۱/۴۴*	-۴/۶۹*	-۱/۳۱*	-۴/۵۵*
۴	رودآور	-۰/۱۷*	-۲/۴۵*	-۰/۱۷*	-۱/۵۰	-۰/۱۴*	-۱/۸۲	-۰/۱۹*	-۱/۸۹	-۰/۱۶*	-۱/۴۷
۳	سرابی	۰/۶۱*	۲/۹۲*	۰/۵۹*	۲/۵۰*	۰/۶۱*	۲/۸۴*	۰/۶۶*	۴/۱۶*	۰/۶۲*	۲/۴۲*
۹	سره‌راه فرسنگ	-۱/۲۲*	-۲/۶۴*	-۱/۲۶*	-۳/۲۹*	-۱/۲*	-۳/۴۳*	-۱/۱۳*	-۳/۱۵*	-۱/۲۵*	-۳/۴۰*
۱۳	قلعه نو	-۱/۷۲*	-۵/۰۲*	-۱/۷۱*	-۴/۵۲*	-۱/۸۵*	-۴/۶۲*	-۱/۷*	-۳/۲۳*	-۱/۶۳*	-۴/۳۴*
۱۵	کارخانه	-۰/۵۵*	-۳/۲۰*	-۰/۴۶*	-۳/۷۱*	-۰/۶۱*	-۴/۰۲*	-۰/۵۲*	-۳/۸۵*	-۰/۴۰*	-۳/۶۰*
۲	کرزان	-۰/۱۸*	-۱/۴۳*	-۰/۲۵*	-۱/۸۲*	-۱/۱۹*	-۴/۲۷*	-۰/۱۷*	-۱/۷۵*	-۰/۲۲*	-۲/۳۱*
۱	مبارک‌آباد	-۰/۰۵*	-۱/۴۰*	۰/۰۱*	۰/۲۸*	-۰/۰۸*	-۲/۴۵*	-۰/۰۹*	-۲/۱۳*	-۰/۰۵*	-۱/۰۵*
۸	محمودآباد	-۰/۶۱*	-۳/۵۸*	-۰/۵۸*	-۳/۵۷*	-۰/۷۹*	-۳/۹۶*	-۰/۶۱*	-۳/۶۴*	-۰/۵۱*	-۳/۳۶*
۱۴	معتصم‌آباد	-۱/۰۱*	-۳/۶۸*	-۱/۰۵*	-۳/۴۲*	-۱/۲۲*	-۳/۴۶*	-۰/۹۰*	-۲/۹۴*	-۰/۹۲*	-۳/۱۵*
۱۲	منجان	-۰/۳۹*	-۳/۴۴*	-۰/۳۳*	-۳/۷۴*	-۰/۵۱*	-۴/۵۵*	-۰/۴۰*	-۴/۲۷*	-۰/۲۹*	-۳/۸۱*
۶	نقده	-۰/۱۵*	-۴/۳۲*	-۰/۱۰*	-۱/۰۹	-۰/۲۴*	-۱/۷۳	-۰/۱۷*	-۱/۹۴*	-۰/۱۰*	-۲/۷۵*

* نشان‌دهنده روند معنی‌دار می‌باشد

وجود روند نزولی منطقه‌ای در دشت مورد مطالعه از این نظر قابل تامل است که پیزومترهایی همانند ۵، ۳ و ۱ علی‌رغم دارا بودن روند مثبت در یک بازه زمانی مشخص نتوانسته‌اند در مجموع بیلان منفی دشت را چه در مقیاس فصلی و چه در مقیاس سالانه جبران کنند و بدین ترتیب الگوی بسیار مناسبی از عملکرد حوضه‌ی آبریز به تصویر کشیده شده است.

جدول (۲) نتایج Bootstrap method - RAMK در دشت تویسرکان

	S_{mean}	Bootstrap Probability	Significant Level
سالانه	-۹۱/۱۳	۰	۱
بهار	-۷۴/۶۹	۰	۱
تابستان	-۹۲/۵۰	۰	۱
پاییز	-۸۲/۸۸	۰	۱
زمستان	-۸۱/۲۵	۰	۱



شکل (۲) منحنی تابع توزیع تجمعی (cdf) بوت استرپ در مقیاس سالانه و فصلی در دشت

تحلیل هیدروگراف واحد دشت

با توجه به شکل (۳) میزان افت کل در دوره‌ی آماری برابر با ۱۲/۳۳ متر و متوسط افت سالیانه برابر با ۰/۶۵ متر می‌باشد. با احتساب محدوده‌ی آبخوان اصلی (۱۵۰ کیلومتر مربع) و میزان متوسط افت سالیانه (۰/۶۵ متر) و ضریب ذخیره‌ی ۶ درصدی میزان کسری حجم مخزن در طول دوره‌ی آماری (۱۹ ساله) برابر با ۱۱۰/۹۷ میلیون مترمکعب است. متوسط کسری حجم مخزن سالانه در این دشت برابر با ۵/۸۴ میلیون مترمکعب برآورد می‌گردد. بر اساس هیدروگراف واحد مشخص است سطح آب زیرزمینی در سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۹۰ به شدت کاهش یافته است. روند افزایشی افت سطح آب زیرزمینی در هیدروگراف بیانگر آن است که اثرات برداشت از آب زیرزمینی در سال‌های آبی بعدی جبران نشده و در اثر خشکسالی و برداشت بی‌رویه توسط چاه‌های کشاورزی، حجم مخزن هر ساله کاهش یافته است.



شکل (۳) هیدروگراف واحد دشت تویسرکان

نتایج بررسی سطح آب زیرزمینی دشت تویسرکان نشان می‌دهد که اثرات بارندگی بر روی نوسانات سطح آب زیرزمینی بسیار حائز اهمیت می‌باشند، بنابراین در این پژوهش از نتایج تحقیق اژدری (۱۳۹۳: ۱۲۷-۱۳۳) برای یافتن اثرات خشکسالی و ترسالی روی سطح آب زیرزمینی در دشت تویسرکان استفاده شد. آنها در پژوهش خود نشان دادند که، SPI با مقیاس زمانی بلندمدت ۴۸ ماهه با $r=0/36$ بیشترین همبستگی را با سطح آب زیرزمینی دشت دارد بنابراین با توجه به همبستگی پایین بین شاخص SPI و GRI می‌توان بیان نمود که خشکسالی‌ها تنها عامل اصلی افت سطح آب زیرزمینی دشت نمی‌باشد بلکه برداشت بی‌رویه از دیگر عوامل است. خشکسالی‌های اقلیمی در کوتاه‌مدت بر روی سطح آب زیرزمینی اثری ندارند اما در بلندمدت باعث افت سطح آب زیرزمینی می‌شوند. افزایش خشکسالی‌ها به‌خصوص در سال‌های اخیر باعث افزایش برداشت از سطح آب زیرزمینی و در نتیجه شدت افت سطح آب زیرزمینی دشت شده است. به طوری که در سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۰ روند کاهشی سطح آب زیرزمینی مشاهده می‌گردد. با توجه به سال‌های ۱۳۸۰ تا سال ۱۳۸۵ افزایش بارندگی‌ها در این سال و ترسالی به وجود آمده باز هم سطح آب زیرزمینی افت زیادی داشت که نشان می‌دهد برداشت بی‌رویه از سطح آب زیرزمینی به قدری زیاد بوده که بارندگی‌های به وجود آمده نیز بر روی کاهش افت آن کم‌تأثیر بوده است. می‌توان برداشت بی‌رویه و حفر چاه‌های غیرمجاز را از عوامل مهم دانست. در سال‌های ۱۳۸۶ به بعد با توجه به روند مقطعی کاهش بارندگی تا اواخر ۱۳۸۷ همچنان افت سطح آب زیرزمینی در دشت مشاهده می‌گردد (اژدری، ۱۳۹۳: ۱۲۷-۱۳۳). بنابراین بر طبق نتایج حاصله از تحلیل روند به دو روش منطقه‌ای و ایستگاهی و همچنین تحلیل هیدروگراف دشت می‌توان دریافت که روند سطح تراز سفره‌ی آب زیرزمینی در دشت تویسرکان رو به افت می‌باشد.

نتیجه‌گیری

هدف از این تحقیق بررسی روند سالانه و فصلی داده‌های آب زیرزمینی دشت توپسرکان به دو صورت ایستگاهی و منطقه‌ای بود. بدین ترتیب از داده‌های ۱۶ ایستگاه پیژومتری موجود در دشت در طول دوره‌ی آماری ۱۳۷۲-۱۳۹۰ استفاده شد که روند ایستگاهی با دو روش ناپارامتری من‌کندال اصلاح شده و تخمین‌گر سن انجام شد و روند منطقه‌ای با روش میانگین من-کندال منطقه‌ای بوت استرپ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج این تحقیق با استفاده از این سه آزمون نشان داد که سطح تراز سالانه آب زیرزمینی در همه پیژومترها به جز پیژومتر ۳ دارای روند کاهشی در دو دهه‌ی اخیر بوده و تحلیل صورت گرفته توسط این سه آزمون به صورت فصلی نشان داد که در فصل تابستان آب زیرزمینی دارای روند نزولی بیشتری است و بیشترین روند صعودی معنی‌دار در داده‌های هر چهار فصل در پیژومتر ۳ با استفاده از هر دو روش MMK و تخمین‌گر سن می‌باشد و بیشترین روند نزولی معنی‌دار در فصل تابستان و پاییز در پیژومتر ۱۱ و در فصل بهار و زمستان ایستگاه پیژومتری ۱۰ با استفاده از روش MMK و در پیژومتر ۱۳ با روش تخمین‌گر سن در هر چهار فصل می‌باشد. به طور کلی با استفاده از روش من‌کندال اصلاح شده در مقیاس فصلی ۶/۲۵ درصد دارای روند مثبت معنی‌دار و ۷۰/۳۱ درصد دارای روند منفی معنی‌دار و ۲۳/۴۴ درصد بدون روند می‌باشد و با روش تخمین‌گر سن از بین ۶۴ مورد Q_{med} محاسباتی در مقیاس فصلی، ۱۰/۹۴ درصد دارای روند مثبت معنی‌دار و ۸۹/۰۶ درصد دارای روند نزولی معنی‌دار می‌باشد بنابراین با روش تخمین‌گر سن، روند در تمامی ایستگاه‌ها در هر دو مقیاس سالانه و فصلی معنی‌دار می‌باشد. روش میانگین من-کندال منطقه‌ای بوت استرپ که در مقیاس سالانه و فصلی روند نزولی را نشان می‌دهد. همچنین تحلیل هیدروگراف واحد دشت نشان داد که میزان افت کل در دوره‌ی آماری برابر با

۱۲/۳۳ متر و متوسط افت سالیانه برابر با ۰/۶۵ متر است که یکی از عوامل افت سطح آب زیرزمینی را بهره‌برداری غیراصولی از چاه‌های حفر شده در سطح دشت را می‌توان نام برد به طوری که میزان برداشت از چاه‌ها، چشمه‌ها و قنوت از ۱۹۷۶ حلقه در سال ۱۳۸۲ به ۲۱۱۵ حلقه در سال ۱۳۸۸ گزارش شده است. در کل می‌توان بیان نمود که روند رو به افت آب زیرزمینی به دلیل بروز خشکسالی‌های اخیر و برداشت سالانه از چاه‌های کشاورزی و جبران نشدن اثرات برداشت در سال‌های آتی می‌باشد. به همین ترتیب کاهش نزولات در دهه‌های اخیر و افزایش سطح زیرکشت در سال‌های اخیر باعث افت سطح آب زیرزمینی شده است. نتیجه این که اگر برداشت بی‌رویه آب به همین ترتیب ادامه یابد بدون شک در آینده عواقب نامطلوب در مورد منابع آب زیرزمینی دشت تویسرکان و به تبع آن بحران‌های اجتماعی، اقتصادی و سیاسی در منطقه اتفاق خواهد افتاد. بنابراین در این منطقه مدیریت در زمینه‌ی استفاده از آب‌های زیرزمینی و تغذیه‌ی مصنوعی سفره‌ی آب زیرزمینی دشت تویسرکان، افزایش راندمان آبیاری، پوشش انهار، صرفه‌جویی در مصرف آب، نوع کشت مناسب با منطقه و نحوه‌ی آبیاری از شیوه‌های سنتی که حجم قابل توجهی از آب هدر می‌رود به شیوه‌های جدید (آبیاری قطره‌ای) می‌تواند تا حدودی از افت بی‌رویه‌ی سطح آب دشت تویسرکان جلوگیری کند. بدین ترتیب نتایج این تحقیق را می‌توان در پهنه‌بندی و پیش‌بینی خشکسالی‌های آتی، طراحی و برنامه‌ریزی آبیاری و مدیریت منابع آب به کار برد.

منابع

- اژدری، زهرا (۱۳۹۳)، بررسی تأثیر بارش (برف و باران) بر تراز سفره‌های آب زیرزمینی با استفاده از RS و GIS، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد آبخیزداری، دانشکده‌ی منابع طبیعی و کویرشناسی، دانشگاه یزد، صص ۱۲۷-۱۳۳.
- باشقره، عبداحد (۱۳۷۷)، ارزیابی پتانسیل قابل بهره‌برداری از آب‌های زیرزمینی دشت مهران به کمک GIS و RS، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس.
- دانشور و ثوقی، فرناز؛ دین پزوه، یعقوب و محمدتقی اعلمی (۱۳۹۰)، تأثیر خشکسالی بر تراز آب زیرزمینی در دو دهه‌ی اخیر (مطالعه‌ی موردی: دشت اردبیل)، مجله‌ی دانش آب و خاک، شماره‌ی ۴، صص ۱۶۵-۱۷۹.
- زحمت‌کش، قدرت‌اله؛ علوی‌پناه، سیدکاظم و غلامرضا زهتابیان (۱۳۸۰)، مطالعه‌ی نوسانات سفره‌های آب زیرزمینی کم‌عمق حاشیه‌ی پلایا (مطالعه‌ی موردی سمنان)، مجله‌ی بیابان، جلد ششم، شماره‌ی ۲، صص ۱۵ تا ۳۰.
- رضیئی، طیب؛ دانشکار آراسته، پیمان و بهرام تقفیان (۱۳۸۴)، بررسی روند بارندگی سالانه در مناطق خشک و نیمه‌خشک مرکزی و شرقی ایران، مجله‌ی آب و فاضلاب، شماره‌ی ۲، صص ۷۳-۸۱.
- شمسی‌پور، علی‌اکبر و کیومرث حبیبی (۱۳۸۷)، ارزیابی اثرات خشکسالی بر آب‌های زیرزمینی (مطالعه‌ی موردی دشت‌های شمال همدان)، مجموعه‌ی مقالات کنفرانس خشکسالی در استان چهارمحال و بختیاری و راه‌های مقابله با آن، دانشگاه شهرکرد.
- صبوچی، راضیه و سعید سلطانی گوپایی (۱۳۸۷)، تحلیل روند عوامل اقلیمی در شهرهای بزرگ ایران، علوم و فنون کشاورزی و منابع طبیعی، شماره‌ی ۱۲، صص ۳۰۳-۳۲۱.

- معروفی، صفر و حسین طبری (۱۳۹۰)، آشکارسازی دبی رودخانه‌ی مارون با استفاده از روش‌های پارامتری و ناپارامتری، فصلنامه‌ی تحقیقات جغرافیایی، سال ۲۶، شماره‌ی ۱۰۱.

- Basistha A., Arya D., Goel, N. (2009), **Analysis of Historical Changes in Rainfall in the Indian Himalayas**, Int J Climatol 572: PP. 555–572
- Douglas EM, Vogel RM, Kroll CN (2000), **Trends in Floods and Low Flows in the United States: Impact of Spatial Correlation**, J Hydro 1240:90–105
- Hamed, KH. (2008), **Trend Detection in Hydrologic Data: The Mann–Kendall Trend Test under the Scaling Hypothesis**, J Hydrol 349: PP. 350–363
- Hamed, K.H., Rao, A.R., (1998), **A modified Mann–Kendall Trend Test for Autocorrelated Data**, Journal of Hydrology 204, PP. 182–196.
- Jiang, T., Su, B. and Hartmann, H. (2007), **Temporal and Spatial Trends of Precipitation and River Flow in the Yangtze River Basin, 1961–2000**, Geomorphology, Vol. 85, PP. 143–154.
- Kendall, M.G. (1975), **Rank Correlation Methods**, Charles Griffin, London.
- Pasquini AI, Lecomte KL, Piovano EL and Depetris PY, (2006), **Recent Rainfall and Runoff Variability in Central Argentina**, Quaternary International, 158(1): PP. 127-139
- Sen, P.K. (1968). **Estimates of the Regression Coefficient Based on Kendall’s Tau**, J. Am. Stat. Assoc., 63, PP. 1379-1389.
- Zhang, W., Yan, Y., Zheng, J., Li, L., Dong, X. and Cai, H, (2009), **Temporal and Spatial Variability of Annual Extreme Water Level in the Pearl River Delta Region, China**, Journal of the Global and Planetary Change, 69: PP. 35-47.