



دانشگاه آزاد اسلامی واحد اهر
فصلنامه علمی-پژوهشی فضای جغرافیایی

سال هجدهم، شماره ۶۴
زمستان ۱۳۹۷، صفحات ۲۱۴-۲۰۱

*حسن ترابی پوده^۱
رضا دهقانی^۲

ارزیابی آزمون های ناپارامتری در تغییرات کیفیت آب زیرزمینی (مطالعه موردی: دشت مازندران)

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۳/۰۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۸/۱۲

چکیده

بررسی روند تغییرات کیفیت آب زیرزمینی در برنامه ریزی و مدیریت پایدار منابع آب هر منطقه از اهمیت فراوانی برخوردار است. در این پژوهش روند تغییرات کیفی آب زیرزمینی دشت مازندران با استفاده از اطلاعات ۲۴ حلقه چاه پیزومتری طی دوره آماری ۱۳۷۳-۱۳۸۹ تحلیل شد. بدین منظور از آزمون های ناپارامتری مان_کندال و اسپیرمن جهت تحلیل روند استفاده گردید. قبل از انجام آزمون، اثر ضریب خودهمبستگی معنی دار مرتبه اول از سری داده ها حذف گردید. برای هر سری زمانی، شیب خط روند با استفاده از روش تخمین گر Sen محاسبه شد. متغیرهای هیدروژئوشیمیایی مورد بررسی شامل مجموع کاتیون ها، مجموع آنیون ها، PH، TH، EC، TDS و SAR می باشد. نتایج شیب خط روند نشان داد روند تغییرات غلظت تمام متغیرهای کیفی آب زیرزمینی، در ۴۳ درصد از متغیرها روبه کاهش و در ۵۷ درصد از متغیرها رو به افزایش است. داد همچنین نتایج دو آزمون مان کندال و اسپیرمن به ترتیب نشان داد بیشترین روند مثبت مربوط به متغیر EC (معادل $Z = 3/56$) و به متغیر کل مواد محلول (TDS) با آماره $Z(7/14)$ می باشد. در مجموع نتایج نشان داد افزایش غلظت مواد شیمیایی و افت کیفی آب چاه های دشت مازندران در تمام ایستگاه های پیزومتری وجود دارد.

کلید واژه ها: اسپیرمن، تغییرات کیفی، دشت مازندران، مان کندال.

مقدمه

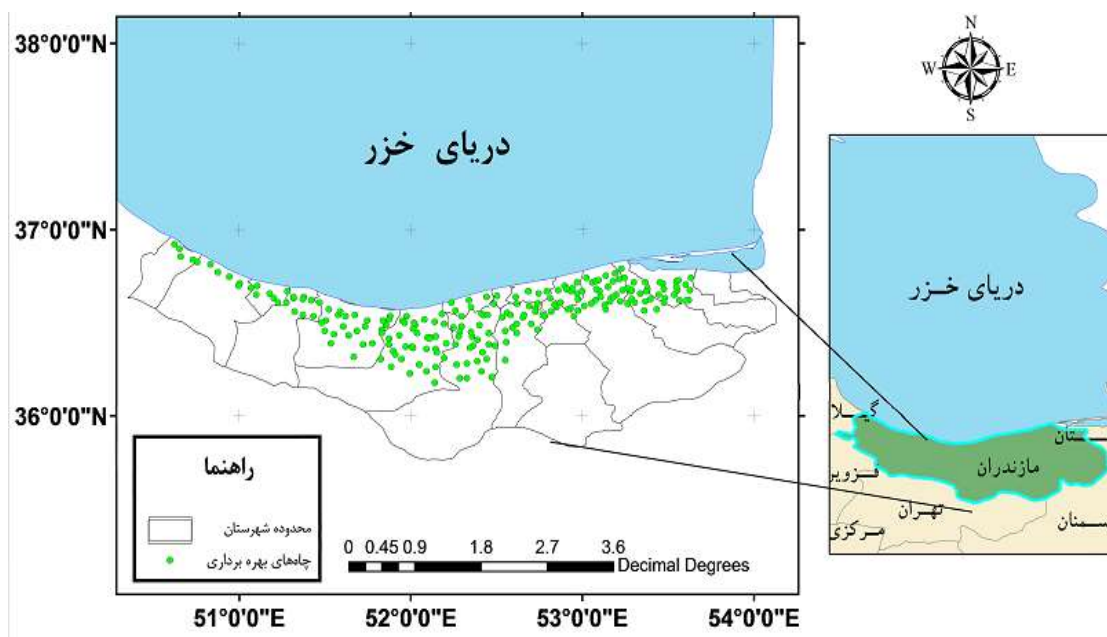
آب همواره به‌عنوان یک رکن اصلی توسعه در تحولات اقتصادی و اجتماعی هر جامعه‌ای مطرح بوده است. افزایش روز افزون جمعیت، احداث کارخانجات صنعتی و بالا رفتن استانداردهای زندگی موجب افزایش نیاز به منابع آب با کیفیت مناسب جهت مصارف مختلف کشاورزی، صنعت و شرب شده است. یکی از مهم‌ترین منابع تأمین کننده آب، سفره‌های آب زیرزمینی می‌باشند که همواره تلاش شده است تا ضمن شناخت توانایی‌های این منابع، میزان مصرف آن‌ها نیز مشخص گردد. کیفیت آب زیرزمینی به اندازه‌ی کمیت آن برای قابل استفاده بودن آن در مصارف مختلف مهم و ضروری می‌باشد. از این‌رو پایش کیفی منابع آب از اهمیت زیادی برخوردار است. لذا در سال‌های اخیر بررسی روند تغییرات کیفیت آب‌های زیرزمینی به روش‌های کلاسیک آماری برای توسعه مدیریت منابع آب به‌کار گرفته شده است. برای بررسی روند متغیرهای هیدروژئولوژیکی روش‌های متعددی وجود دارد ولی در این بین روش‌های ناپارامتری به دلیل امکان استفاده از سری داده‌های با طول کم و توزیع آماری غیرنرمال و یا احتمالاً دارای داده‌های گمشده مناسب‌تر می‌باشند. البته محدودیت استفاده از این روش‌ها عدم وجود ضریب خودهمبستگی معنی‌دار در سری زمانی داده‌ها است. آزمون‌های پارامتری نسبت به ناپارامتری توان بیشتری در تشخیص روند دارا هستند و هنگام استفاده از آن‌ها بایستی داده‌ها تصادفی (مستقل) و دارای توزیع نرمال باشند. از طرف دیگر آزمون‌های ناپارامتری در صورت تصادفی بودن داده‌ها قابل استفاده‌اند و به نرمال بودن داده‌ها حساس نیستند (Chen et al, 2007: 13).

آزمون‌های مان-کندال و اسپیرمن نمونه‌هایی از آزمون‌های ناپارامتری هستند که در تحقیقات بررسی روند متغیرهای کیفی از آن‌ها استفاده می‌شود. در سال‌های اخیر بسیاری از محققان از این آزمون به‌عنوان بهترین گزینه جهت بررسی وجود روند یکنواخت داده‌ها استفاده نموده‌اند؛ که می‌توان به موارد زیر اشاره نمود. چیت‌سازان و همکاران در پژوهشی تأثیر خشکسالی را بر کمیت و کیفیت منابع آب‌های زیرزمینی دشت خویس در شمال استان خوزستان را در محیط Arc GIS مطالعه کردند، نتایج حاکی از آن بود که خشکسالی سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۸۶) در پایین آمدن کیفیت و افت تراز آب زیرزمینی مؤثر بوده است (Chitsazan et al, 2011: 7). جهت بررسی تغییرات زمانی و مکانی کیفیت آب زیرزمینی دشت قزوین از آزمون‌های ناپارامتری مان کندال استفاده نمودند و به این نتیجه دست یافتند که با افزایش افت سطح آب، مقادیر TDS و EC آب‌های زیرزمینی دشت قزوین روند نزولی داشته است (Mohammadi et al, 2012: 10). در پژوهشی دیگر با تجزیه و تحلیل روند تغییرات کیفیت آب زیرزمینی دشت اردبیل با استفاده از آزمون ناپارامتری مان-کندال دریافتند که روند افزایشی شدیدی در تغییرات کیفیت آب زیرزمینی در ماه پرآب در بخش مرکزی و شرقی و در ماه کم‌آب در بخش‌های مرکزی و غرب دشت اتفاق افتاده است (Daneshvar et al, 2012: 12). نتایج حاصل از پژوهش که جهت بررسی روند کیفیت آب زیرزمینی دشت شبستر صوفیان در دوره آماری (۱۳۷۷-۱۳۹۰) از آزمون ناپارامتری مان کندال استفاده نمود نشان داد به دلیل افزایش بهره‌برداری از منابع آب‌های زیرزمینی به‌صورت حفر چاه‌های غیرمجاز، افت کیفیت آب زیرزمینی را در برخی از نقاط دشت شبستر صوفیان وجود دارد (Dinpajoh et al, 2015: 14). همچنین در پژوهشی دیگر با بررسی روند تغییرات متغیرهای هیدروشیمیایی

آب‌های زیرزمینی از میر ترکیه در دوره‌ی (۲۰۰۲-۲۰۰۱) بیان داشتند که در فصل تابستان، غلظت نیتريت، COD و غلظت یون آمونیوم بالاتر از حد استاندارد برای آشامیدن بوده است (Tayfor et al, 2008: 12). روند تغییرات کیفیت آب سفره‌ی نیف در ترکیه را ارزیابی کردند. آن‌ها نشان دادند که مقدار غلظت کلراید در فصول بارانی، نسبت به فصل‌های خشک کاهش داشته است و همچنین دما و نیترات روند افزایشی و فسفات و سختی کل روند کاهشی داشتند (Elci and Polat, 2010: 15). در پژوهشی دیگر نیز با بررسی روند تغییرات برخی متغیرهای هیدروشیمیایی آب‌های زیرزمینی سفره گابس در تونس طی سال‌های آماری (۲۰۰۳-۱۹۹۵) نتیجه گرفتند که میزان شوری و سایر متغیرهای شیمیایی در جهت حرکت آب زیرزمینی در طول زمان کاهش یافته‌اند (Ketata et al, 2011: 12). کیفیت آب زیرزمینی دشت جیانهانگ واقع در چین را با استفاده از آزمون ناپارامتری مان کندال در طی دوره آماری (۱۹۹۲-۲۰۱۰) مورد بررسی قرار دادند و نتایج نشان داد که در طی دوره آماری مورد نظر نیترات و غلظت عناصر اصلی در طول زمان روند افزایشی در جهت جریان آب زیرزمینی است (Niu et al, 2017: 8). از سایر تحقیقات انجام گرفته می‌توان به (Podineh and Delbari (2018) و Ghavidel et al (2017) اشاره نمود. بررسی پژوهش‌های انجام شده نشان می‌دهد که کیفیت آب زیرزمینی در اغلب دشت‌های کشور به دلایلی از جمله افزایش برداشت آب از چاه‌ها و افت سطح آب‌های زیرزمینی کاهش یافته است. با افت شدید سطح آب دریای خزر و کاهش کیفیت آب آن (شورتر شدن) در سال‌های اخیر، این دریاچه با بحران زیست‌محیطی مواجه شده است. هرگونه تصمیم‌گیری در مورد حل این بحران نیازمند آگاهی از کمیت و کیفیت آب‌های سطحی و زیرزمینی دشت‌های اطراف آن می‌باشد. دشت مازندران از جمله دشت‌های مهم در شمال کشور و در جنوب حوضه آبریز دریای خزر قرار دارد. از سوی دیگر با توجه به این‌که تاکنون مطالعه جامعی بر روی تغییرات کیفیت آب زیرزمینی دشت مازندران گزارش نشده است هدف از این تحقیق تحلیل روند تغییرات کیفی با استفاده از روش‌های آزمون مان کندال و اسپیرمن می‌باشد.

منطقه مورد مطالعه

مازندران در شمال ایران و در کرانه‌های جنوبی دریای خزر واقع است. این استان با مساحتی بالغ بر $۲۳۷۵۶/۴$ کیلومتر مربع $۱/۴۶$ درصد مساحت کل کشور را شامل می‌شود. استان مذکور بین ۳۵ درجه و ۴۷ دقیقه تا ۳۸ درجه و ۵ دقیقه عرض شمالی ۵۰ درجه و ۳۲ دقیقه تا ۵۶ درجه و ۱۴ دقیقه طول شرقی از نصف‌النهار گرینویچ قرار گرفته است حد شمالی آن دریای مازندران (دریای خزر) و کشور ترکمنستان حد جنوبی آن استان تهران و استان سمنان حد غربی آن استان گیلان و حد شرقی آن استان خراسان می‌باشد. میانگین بارندگی سالیانه در نوار ساحلی استان برابر با ۹۷۷ میلی‌متر است. توزیع مکانی آن از غرب به شرق با کاهش همراه است درحالی‌که توزیع زمانی آن وضعیتی کمابیش منظم دارد که حداکثر بارندگی در پائیز و حداقل آن در بهار اتفاق می‌افتد. در (شکل ۱) موقعیت جغرافیایی و نقشه حوضه آبریز منطقه مورد مطالعه نشان داده شده است.



شکل ۱: موقعیت محدوده مطالعاتی

Figure 1: Location of the study area

- آزمون مان کنдал (MK)

این روش برای بررسی روند داده‌ها به کار می‌رود. در این روش آماره S برای ماه g ام و ایستگاه k ام به شرح زیر محاسبه می‌گردد (Panda et al, 2007: 7):

$$S_{gk} = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^{n-1} \text{sgn}(X_{jgk} - X_{igk}), \forall i < j \leq n \quad (1)$$

که در آن n تعداد داده‌های سری می‌باشد و $\text{sgn}\theta$ تابع علامت و θ تفاضل دو مشاهده در هر یک از پارامترهای مورد بررسی در سال‌های مختلف i و j بوده که به صورت زیر تعریف می‌شود:

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

مان و کنдал نشان دادند که وقتی $n \geq 10$ باشد، آماره S تقریباً به‌طور نرمال توزیع شده و دارای میانگین صفر و انحراف معیار زیر است:

$$(\sigma_{gg})_k = \frac{[n(n-1)(2n+5) - \sum d(d-1)(2d+5)]}{18} \quad (3)$$

که در آن d تعداد داده‌های یکسان در سری زمانی می‌باشد. در این روش S_{gk} به صورت زیر نرمال می‌شود (Panda et al, 2007: 7):

$$S'_{gk} = S_{gk} - \text{sgn}(S_{gk}) \quad \text{رابطه (۴)}$$

سپس آماره آزمون یا Z استاندارد شده که دارای توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و واریانس ۱ است، به شرح زیر به دست می‌آید:

$$Z_{gk} = \frac{S'_{gk}}{(\sigma_{gg})^{1/2}} \quad \text{رابطه (۵)}$$

فرض صفر (فقدان روند در سطح معنی‌داری α) به شرطی که $-Z1 + a/2 < Z_{gk} < Z1 + a/2$ باشد، پذیرفته و در غیر این صورت رد می‌شود. در این مطالعه سطح معنی‌داری ۵ درصد مورد استفاده قرار گرفت.

- آزمون‌های کندهال اصلاح شده

این روش توسط حامد و راثو ارائه و توسط کومار و همکاران نیز شرح داده شده است (Kumar et al, 2009: 12). اثرات همه ضرایب خود همبستگی معنی‌دار در این آزمون از سری زمانی حذف می‌شود. برای این کار، ابتدا واریانس اصلاح شده، $V(S)^*$ ، با رابطه (۶) محاسبه می‌شود (Partal and Kahya, 2006: 16):

$$V(S)^* = \text{Var}(S) \frac{n}{n^*} \quad \text{رابطه (۶)}$$

که $\frac{n}{n^*}$ از رابطه (۷) به دست می‌آید:

$$\frac{n}{n^*} = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^{n-1} (n-i)(n-i-1)(n-i-2)r_i \quad \text{رابطه (۷)}$$

که در آن r_i ضرایب خودهمبستگی با تاخیری i از رابطه (۸) $\text{Var}(s)$ (۹) تخمین زده می‌شود. برای سری‌های که r_k آن‌ها معنی‌دار می‌شد از روش MK و برای سری‌هایی که r_k آن‌ها معنی‌دار می‌شد، از روش MMK برای تشخیص وجود روند استفاده شد.

$$r_k = \frac{\frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^{n-k} (x_i - \bar{x})(x_{i+k} - \bar{x})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad \text{رابطه (۸)}$$

که در آن $k=1, 2, \dots, n/4$ و می‌باشد.

اگر $\frac{-1-1.645\sqrt{n-k-1}}{n-k} \leq r_k \leq \frac{-1+1.645\sqrt{n-k-1}}{n-k}$ باشد، آنگاه داده‌ها در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد مستقل در صد می‌شود. در غیر این صورت ضریب خودهمبستگی مرتبه k ام معنی‌دار فرض می‌شود.

$$V(s) = \frac{[n(n-1)(2n+5)] - [\sum_{i=1}^m t_i(t_i-1)(2t_i+5)]}{18} \quad \text{رابطه (۹)}$$

آزمون اسپیرمن

به منظور تعیین روند تغییرات در سری زمانی سالانه از آزمون اسپیرمن استفاده شد. آزمون اسپیرمن یکی از آزمون‌های ناپارامتری است که برای تخمین روند داده‌ها مورد استفاده واقع می‌شود. این آزمون فرض صفر (H_0)، یکنواختی توزیع و مستقل بودن داده‌ها در سری زمانی است و فرض مقابل (H_1)، روند افزایشی یا کاهش داده‌ها در سری زمانی است. برای انجام این آزمون ابتدا داده‌ها به ترتیب صعودی مرتب شدند و به هر کدام رتبه از ۱ تا n به ترتیب داده شد. سپس داده‌ها به شکل تاریخی در نظر گرفته شده‌اند و رتبه‌های هر کدام در مقابل آن‌ها درج شد. آنگاه مقدار آماره D برای مجموعه داده‌ها از رابطه زیر محاسبه می‌گردد (Yue et al, 2002: 16).

$$D = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (R(X_i) - i)^2}{n(n^2 - 1)} \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

D دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس زیر است.

$$V(D) = \frac{1}{n-1} \quad \text{رابطه (۱۱)}$$

آماره اسپیرمن با Z_S مشخص شده و به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Z_S = D \sqrt{\frac{n-2}{1-D^2}} \quad \text{رابطه (۱۲)}$$

که در این روابط $R(X_i)$ رتبه i امین داده مشاهده‌ای X_i ، n تعداد داده‌های آموزشی (طول دوره آماری)، Z_S مقدار اسپیرمن می‌باشد. مقدار Z_S با مقدار بحرانی توزیع $t(1/053)$ که به لحاظ نمودن درجه آزادی $n-2$ و سطح معنی‌داری ۱۰ درصد، به دست آمده مقایسه می‌گردد. به عبارت دیگر اگر Z_S بزرگ‌تر از $2/131$ باشد، فرض صفر رد شده و روند در سری داده‌ها معنی‌دار و در غیر این صورت معنی‌دار نمی‌باشد. برای سطح معنی‌داری ۵ درصد و ۱ درصد، عدد مذکور به ترتیب $2/131$ و $2/947$ است. با توجه به غیر پارامتری بودن آزمون اسپیرمن، از روش سن جهت تعیین مقدار شیب روندها استفاده گردید. در این روش مقادیر پرت ۳ موجود در سری داده‌ها، اثر کمی در تعیین شیب روند دارند که مزیت و برتری اصلی آن نسبت به رگرسیون خطی می‌باشد (Kannel et al, 2008: 9).

- شیب خط روند (تخمین گر sen)

یک شاخص بسیار مفید در تخمین شیب خط روند، استفاده از روش ناپارامتری تخمین گر شیب sen می باشد که با β نمایش داده می شود و آن شیب روند یکنواخت را در سری داده ها نشان می دهد. مقدار شیب روند با استفاده از رابطه زیر برآورد می گردد (Sen, 1968: 10):

$$\beta_{gk} = \text{Median} \left(\frac{X_{igk} - X_{jgk}}{i - j} \right), \forall i \leq j \leq n \quad \text{رابطه (۱۳)}$$

که در آن β_{gk} برآوردگر شیب خط روند برای ایستگاه k ام در ماه g ام می باشد. مقادیر مثبت β نشان دهنده روند افزایشی و مقادیر منفی آن نشان دهنده روند کاهشی می باشند. برای شناسایی وضعیت کیفی آب های زیرزمینی از برخی شاخص ها استفاده می کنند که متوالی ترین آن ها، هدایت الکتریکی آب، نسبت جذب سدیم (SAR)، مقدار مواد جامد حل شده در آب (TDS) و سختی کل آب (TH) می باشد. با استفاده از این شاخص ها، کیفیت شیمیایی آب های زیرزمینی دشت مازندران مورد ارزیابی قرار گرفت. برای اطلاع از نحوه طبقه بندی آب ها با استفاده از برخی شاخص های کیفی می توان به متون تخصصی مانند مرجع (Todd, 1980: 575) مراجعه نمود.

یافته ها و بحث

- نتایج آزمون Z مان کندال

(جدول ۱) مقادیر آماره Z مان کندال را در خصوص ۱۵ متغیر کیفی آب زیرزمینی دشت مازندران نشان می دهد. به طوری که از این جدول می توان استنباط کرد، روند مثبت معنی دار در سطوح ۱ و ۵ و ۱۰ درصد برای متغیرهای کیفی آب زیرزمینی به ترتیب ۸/۷۸، ۱۷/۷۸ و ۲۴/۱۷ مشاهده شد.

همان طور که در (جدول ۱) مشاهده می شود روند متغیر شوری (EC) برای تمام ایستگاه ها بجز خشت سر، درویش خیل بابل، بیشه کلا، کلوده و رزکنار مثبت است و همچنین در دو ایستگاه چنگاز و خردون کلا بابل صفر است. تغییرات مجموع کاتیون ها و مجموع آنیون ها در اکثر ایستگاه ها مثبت است. با توجه به روند مثبت متغیر PH در (جدول ۱) نشان می دهد کیفیت آب زیرزمینی دشت به سمت قلیایی شدن می رود و مقدار آماره روند این متغیر در یک ایستگاه بالا احمدکلا صفر می باشد. متغیر SAR در هفت ایستگاه مثبت داشته و متغیر سختی کل یا TH در اکثر ایستگاه ها بجز ایستگاه های چنگاز، خشت سر، درویش خیل بابل، بیشه کلا، اله چال، کلوده، کلاصفا، رودبست، اشکارکلا و رزکنار از روندی مثبت برخوردار است. متغیر TDS در تمام ایستگاه ها بجز ۴ ایستگاه خشت سر، کلوده، بالا احمدکلا و شرم کلا روند مثبتی از خود نشان داده است. روند تغییرات درصد سدیم در ۱۷ ایستگاه مثبت و در ۷ ایستگاه دیگر منفی است در حالت کلی می توان نتیجه گرفت که با توجه به روند مثبت غالب متغیرهای مورد مطالعه، کیفیت آب زیرزمینی دشت مازندران در طول دوره آماری افت پیدا کرده است.

جدول ۱- نتایج روند تغییرات برخی از متغیرهای کیفی آب زیرزمینی دشت مازندران با آزمون ناپارامتری مان کندال

Table 1- Results of trend of some of the quality variables of groundwater in Mazandaran plain with Mann-Kendal nonparametric test

| | ایستگاه | کاتیون | آنیون | pH | tds | th | sar | ec |
|----|----------------|---------|---------|-------|---------|---------|-------|---------|
| ۱ | چنگاز | ۰/۸۹ | ۱/۲۸ | ۱/۵۳ | ۱/۲۳ | -۰/۲۳ | -۰/۴۱ | ۰ |
| ۲ | خشت سر | -۱/۸۹ | -۱/۸۳ | ۰/۵۹ | -۰/۰۵ | -۱/۲۴ | -۱/۵۸ | -۰/۶۴ |
| ۳ | درویش خیل بابل | -۰/۲۹ | -۰/۳۹ | ۰/۹۹ | ۰/۱۴ | -۰/۹۴ | ۰/۲۹ | -۰/۴۴ |
| ۴ | بیشه کلا | -۰/۳۳ | -۰/۴۲ | ۰/۵۹ | ۰/۰۹۹ | -۰/۰۵ | -۰/۹۹ | -۰/۰۵ |
| ۵ | خردون کلا بابل | -۰/۵۹ | -۰/۵۹ | ۰/۳۴ | ۰/۱۹ | ۰/۱۴ | -۰/۳۹ | ۰ |
| ۶ | اله حال | ۰/۶۹ | -۰/۰۹ | ۱/۲۸ | ۰/۰۱ | -۰/۹۹ | ۲/۲۷* | ۰/۴۴ |
| ۷ | تیر کلا | ۱/۴۸ | ۲/۶۷*** | -۰/۳۹ | ۲/۶۷*** | ۰/۰۱۵ | ۱/۲۸ | ۲/۷۲*** |
| ۸ | کلوده | -۰/۳۴ | -۰/۲۴ | ۰/۰۹ | -۰/۱ | -۱/۰۴ | ۰/۰۱۴ | -۰/۲۴ |
| ۹ | کارون | ۱/۲۳ | ۱/۶۳ | -۰/۸۶ | ۲/۲۲* | ۰/۲۹ | ۱/۵۸ | ۲/۱۸* |
| ۱۰ | کلا صفا | -۰/۱۹ | -۰/۱۴ | ۰/۵۴ | ۰/۶۴ | -۰/۰۹ | ۰/۰۹۹ | ۰/۰۱ |
| ۱۱ | پائین سرست | ۲/۱۸* | ۳/۰۷*** | -۱/۴۳ | ۳/۶۶*** | ۱/۴۳ | ۱/۸۸ | ۳/۵۶*** |
| ۱۲ | آغوزین | ۱/۶۳ | ۱/۶۳ | ۰/۳۹ | ۲/۹۷*** | ۲/۵۷*** | ۰/۲۹ | ۲/۳۷*** |
| ۱۳ | سرخرود | ۰/۸۵ | ۰/۴۱ | ۰/۸۵ | ۱/۴۶ | ۰/۲ | ۰/۹۴ | ۰/۸۳ |
| ۱۴ | اسپی کلا | ۳/۰۹*** | ۰/۵۲ | ۰/۹۴ | ۳/۲۳*** | ۱/۳۴ | ۱/۳۶ | ۱/۸۸ |
| ۱۵ | رودبست | ۱/۲۵ | -۱/۸۸ | ۰/۷۳ | ۱/۵۶ | -۰/۶۲ | ۱/۹۵ | ۱/۲* |
| ۱۶ | بالا احمد کلا | ۲/۶۱*** | ۲/۳۴ | ۰ | ۲/۳۱* | ۰ | -۰/۵۴ | ۲/۶۵*** |
| ۱۷ | فرم | ۱/۷۸ | ۰/۹۴ | -۰/۰۸ | ۱/۹۷* | ۲/۱۴* | ۰/۱ | ۱/۴ |
| ۱۸ | بالا نقیب | ۰/۲۸ | ۱/۲۵ | ۰/۸۹ | ۱/۴۳ | ۱/۴۱ | ۰/۳۱ | ۰/۸۹ |
| ۱۹ | یمچی | ۱/۷۱ | ۱/۰۷ | ۱/۶۴ | ۰/۱۸ | ۰/۶۹ | -۱/۳۵ | ۰/۳۶ |
| ۲۰ | مرزنگو | ۱/۰۴ | -۰/۶۲ | ۰/۹۴ | ۱/۰۷ | ۱/۳۶ | ۲/۱۸* | ۴,۲*** |
| ۲۱ | شرم کلا | -۰/۲۹ | ۲/۸*** | ۲/۰۷* | -۰/۹۴ | ۱/۱۶ | ۰/۸۹ | ۰/۱ |
| ۲۲ | اشکار کلا | -۰/۱۴ | ۱/۶۵ | ۰/۱ | ۱/۷۷ | -۲/۸ | -۰/۳۱ | ۲/۶۵*** |
| ۲۳ | افراسرا | ۰/۹۹ | -۰/۵۲ | ۰/۷۸ | ۲/۰۲* | ۱/۵۶ | ۱/۰۹ | ۱/۱۱ |
| ۲۴ | رزکنار | ۱/۶۳ | ۱/۲۵ | ۰/۱۶ | ۱/۶۱ | -۱/۴۳ | ۰/۳۶ | -۰/۵۵ |

(توجه: ارقام پررنگ نشان دهنده معنی داری در سطوح ۵، ۱ و ۱۰ درصد می باشد که ارقام با دو ستاره نشان دهنده معنی دار بودن در سطح ۱ درصد و ارقام با یک ستاره معنی دار بودن در سطح ۵ درصد و ارقام بدون ستاره بیانگر معنی دار بودن در سطح ۱۰ درصد می باشد لازم به ذکر است ارقام پررنگ در سطوح ۱ و ۵ درصد، در سطح ۱۰ درصد معنی دار بوده و همچنین ارقام در سطح ۱ درصد، در سطح ۵ درصد معنی دار است.)

- نتایج آزمون اسپیرمن

(جدول ۲) آماره Z حاصل از روند تغییرات کیفی آب زیرزمینی را با استفاده از آزمون اسپیرمن برای داده‌های سالانه نشان می‌دهد. همان‌گونه که از (جدول ۲) استنباط می‌شود روند تغییرات متغیرهای شیمیایی آب زیرزمینی دشت مازندران در خصوص ۲۸/۳ درصد از داده‌های سالانه معنی‌دار (در سطح ۱۰ درصد یا کم‌تر) بوده است. در بین متغیرهای مورد مطالعه بیش‌ترین روند مثبت معنی‌دار در داده‌های سالانه متعلق به متغیر TDS بوده است و متغیرهای مجموع آنیون‌ها، مجموع کاتیون‌ها، هدایت الکتریکی بیش‌ترین مجموعه‌های معنی‌دار را در اکثر ایستگاه‌ها به‌جز ایستگاه‌های اله چال، خردون کلا، بیشه کلا، بالا احمد کلا و بالا نقیب از خود داشته‌اند. متغیر نسبت جذب سدیم در داده‌های سالانه ۱۸ ایستگاه مثبت مشاهده شد. در ایستگاه‌های تیر کلا، کارون، پایین سرشت، سرخورد، بالا احمد کلا و رزکنار روند منفی مشاهده شد. روند منفی متغیر TDS فقط در دو ایستگاه خشت سر و کلوده مشاهده شده و دیگر ایستگاه‌ها روند مثبتی را تجربه کردند. از سوی دیگر (جدول ۳) تغییرات شیب خط روند (β) متغیرهای کیفی آب زیرزمینی دشت مازندران را نشان می‌دهد. از (جدول ۳) استنباط می‌شود که بیش‌تر شیب‌های خط روند تغییرات متغیرهای کیفی آب زیرزمینی سالانه به‌جز متغیر PH که شیب خط روند صفر دارد، مثبت است. این نشان می‌دهد که غلظت متغیرهای موجود آب زیرزمینی در دشت مازندران افزوده می‌شود یعنی غلظت مواد شیمیایی مورد بررسی در دشت مازندران زیاد شده است. برای مثال، رقم میانه ۰/۰۲ برای متغیر کیفی PH بیانگر این است که هر ده سال مقدار ۰/۰۲ میلی‌اکی‌والان در لیتر بر مقدار مجموع PH دشت مازندران افزوده می‌شود. به عبارت دیگر، کیفیت آب زیرزمینی در منطقه درویش خلیل بابل در زمان سیر نزولی دارد. حداقل و حداکثر شیب خط روند مشاهده شده در بین متغیرهای کیفی آب زیرزمینی به ترتیب مربوط به متغیرهای کل مواد محلول TDS (۲۵/۴۳-) در ایستگاه رود بست و هدایت الکتریکی EC (۱۳۲/۶۶) در ایستگاه پائین سرشت هستند. دامنه شیب خط روند برای اکثر متغیرهای کیفی آب زیرزمینی به‌جز هدایت الکتریکی و TDS کم می‌باشد؛ که این نتایج با پژوهش‌های (Rugel et al و Fleckenstein et al (2006) مطابقت دارد. Rugel et al اثرات برداشت‌های آبیاری (از چاه‌ها) بر دبی رودخانه در محیط‌های کارست را در پایین‌دست حوضه رودخانه فیلینت در ایالت جورجیای آمریکا مورد پژوهش قرار داده و نتایجی مشابه این تحقیق دست یافتند. Fleckenstein et al روش‌های ناپارامتری را برای آنالیز کاهش جریان رودخانه و روندهای بارش و دما در نبراسکا و شمال‌غربی کانزاس به‌کار گرفتند. روند زمانی جریان رودخانه در نبراسکا نشان داد که روند کاهش جریان در طول رودخانه در غرب بیش‌تر اما در شرق ناچیز است. با توجه به عدم وجود تغییرات مکانی شدید بارش در محدوده مورد نظر آن‌ها برداشت از آب‌های زیرزمینی در حوضه مذکور را عامل اصلی کاهش دبی جریان رودخانه دانستند که مشابه نتایج این تحقیق می‌باشد. همچنین نتایج پژوهش مذکور با نتایج حاصل از پژوهش بررسی روند تغییرات برخی متغیرهای هیدروشیمیایی آب‌های زیرزمینی سفره گابس در تونس طی سال‌های آماری (۲۰۰۳-۱۹۹۵) نتیجه گرفتند که میزان شوری و سایر متغیرهای شیمیایی در جهت حرکت آب زیرزمینی در طول زمان کاهش یافته است که با نتایج (Ketata et al (2011) مطابقت دارد. افت آب دشت مازندران و خشک شدن آن در سال‌های اخیر می

تواند ناشی از افت تراز آب شیرین در آبخوان‌های اطراف دریای خزر به دلیل پمپاژ بی‌رویه و پیشروی جبهه آب شور دریا از دل خاک به سمت دشت باشد که در نهایت شور شدن یکباره آب چاه‌ها در دشت یکی بعد از دیگری را در پی خواهد داشت. این زنگ خطر ما را ناگزیر می‌سازد که برای ادامه فعالیت‌های کشاورزی، دامی و باغی و بقای سفره‌های آبدار منطقه جهت حفظ زندگی موجودات زنده هرچه سریع‌تر راه‌حل علمی و عملی در منطقه ارائه گردد. در غیر این صورت در آینده نزدیک، باید منتظر مشکلات متنوع زیست‌محیطی در این منطقه از کشور بود.

جدول ۲- نتایج روند تغییرات برخی از متغیرهای کیفی آب زیرزمینی دشت مازندران سالانه (۱۳۷۳-۱۳۸۸) با آزمون اسپرمن

Table 2- Results of changes in some of the qualitative variables of groundwater in Mazandaran plain (1383-1383) with Spearman test

| مجموع آنیون | pH | TDS | TH | SAR | EC | مجموع کاتیون | ایستگاه | |
|-------------|-------|--------|--------|-------|--------|--------------|----------------|----|
| ۱/۴۲ | ۱/۶۴ | ۱/۰۶ | -۰/۲۹ | ۰/۱۲ | ۰/۱۲ | ۰/۷۷ | چنگاز | ۱ |
| -۲/۲* | ۰/۷۷ | -۰/۲۱ | -۱/۵ | -۱/۷۵ | -۰/۵۲ | -۲/۳۷* | خشت سر | ۲ |
| -۰/۱۲ | ۱/۲۶ | ۰/۷۶ | -۰/۹ | ۰/۴۸ | -۰/۱۲ | -۰/۰۵ | درویش خیل بابل | ۳ |
| -۰/۱۶ | ۰/۷۹ | ۰/۳۸ | ۰/۰۸ | -۰/۷۷ | ۰/۰۵ | -۰/۱۴ | بیشه کلا | ۴ |
| -۰/۸۳ | ۰/۵۴ | ۰/۱۹ | ۰/۴۷ | -۰/۷۲ | -۰/۶۴ | -۰/۸۳ | خردون کلا | ۵ |
| ۰/۱۳ | ۱/۴۹ | ۰/۱۰۳ | -۰/۸۰ | ۲/۶۷* | ۰/۵۳ | ۰/۸۷ | اله حال | ۶ |
| ۳/۴۹** | -۰/۴۶ | ۳/۰۸** | ۰/۰۵ | ۱/۱۴ | ۳/۲** | ۱/۳۷ | تیر کلا | ۷ |
| -۰/۳۸ | ۰/۵۸ | -۰/۴ | -۱/۰۴ | -۰/۲ | -۰/۵۳ | -۰/۵۴ | کلوده | ۸ |
| ۱/۸۷ | -۰/۶۴ | ۲/۶۷* | -۰/۰۱ | ۱/۳ | ۲/۱۴* | ۱/۱۶ | کارون | ۹ |
| -۰/۰۶ | ۰/۴۸ | ۰/۷۹ | ۰/۰۱ | -۰/۰۱ | ۰/۰۸ | -۰/۱ | کلا صفا | ۱۰ |
| ۴/۶۹** | -۱ | ۶/۶۳** | ۱/۲۷ | ۱/۸۱ | ۶/۰۴** | ۱/۹۶ | پائین سرست | ۱۱ |
| ۱/۵۷ | ۰/۷۸ | ۴/۵۲** | ۴/۲۷** | ۰/۱۸ | ۳/۴۶** | ۱/۵۷ | آغوزبن | ۱۲ |
| ۳/۲۹** | -۰/۹۸ | ۲/۸۲* | ۱/۳۶ | ۱/۲ | ۱/۳۹ | ۳/۰۲** | سرخرود | ۱۳ |
| ۲/۳۴* | ۱/۶۵ | ۱/۹۵ | ۱/۸۶ | -۱/۳۳ | ۲/۴۷* | ۱/۶۴ | اسپی کلا | ۱۴ |
| ۲/۱۲ | ۰/۰۳ | ۳/۰۱** | ۱/۷۴ | -۰/۶۶ | ۳/۰۱** | ۰/۷۹ | رودبست | ۱۵ |
| ۱/۳۹ | -۰/۸۶ | ۱/۶۴ | ۱/۵۷ | -۰/۱۴ | ۱/۶۴ | ۱/۱۱ | بالا احمد کلا | ۱۶ |
| ۲/۵۲* | ۱/۰۱ | ۲/۱۷* | ۱/۶۶ | ۱/۲۹ | ۰/۷۹ | ۱/۷۲ | فرم | ۱۷ |
| ۲/۸۵* | ۰/۲۲ | ۲/۲۷* | ۰/۴ | ۱/۶۹ | ۱/۵۱ | ۱/۲۶ | بالا نقیب | ۱۸ |
| ۱/۷۴ | ۱/۸۷ | ۲/۱۳* | ۲/۰۳ | ۰/۰۶ | ۱/۹۶ | ۲/۴۱* | یمچی | ۱۹ |
| ۰/۷۹ | ۲/۴۴* | ۲/۱۱ | ۱/۸۸ | -۱/۰۵ | ۱/۱۳ | ۱/۳۹ | مرزنگو | ۲۰ |
| ۱/۳۳ | ۰/۹۶ | ۲/۹۷* | ۰/۳۱ | -۰/۰۹ | ۱/۸۷ | ۰/۷۶ | شرم کلا | ۲۱ |
| ۱/۸۹ | ۰/۰۷ | ۱/۸ | ۱/۴۱ | ۱/۶۵ | ۱/۹۲ | ۱/۹۸ | اشکار کلا | ۲۲ |
| ۱/۱۸ | ۰ | ۱/۲۲ | ۰/۰۶ | ۰/۱۹ | ۰/۶ | ۱/۹۲ | افراسرا | ۲۳ |
| ۰/۱ | -۰/۲ | ۲/۱۷* | -۱/۱۹ | -۰/۸۲ | ۰/۷ | ۰/۶ | رزکنار | ۲۴ |

(توجه: اعداد پررنگ در سطح ۱۰ درصد، با یک ستاره در سطح ۵ درصد و با دو ستاره در سطح ۱ درصد معنی دار هستند ارقام متن جدول مقادیر آماره Z اسپیرمن است. ارقام پررنگ نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۵ درصد یا کم‌تر است. در این جدول PH اسیدیته آب زیرزمینی، EC هدایت الکتریکی، SAR نسبت جذب سدیم، TDS کل مواد محلول و TH سختی کل آب زیرزمینی است. SAR، PH و درصد سدیم بدون واحد بوده و واحد مجموع کاتیون‌ها و آنیون‌ها میلی اکیوالان در لیتر و واحد متغیرهای TH و TDS، میلی گرم در لیتر و واحد EC میکروزیمنس بر سانتی‌متر است.)

جدول ۳- نتایج حاصل از شیب خط روند (β) برای تغییرات برخی از متغیرهای آب زیرزمینی دشت مازندران سالانه (۱۳۷۳-۱۳۸۸)

Table 3- Results of trend line slope (β) for variations of some groundwater variables in Mazandaran plain (1378-1383)

| کاتیون | ec | sar | th | tds | pH | آنیون | ایستگاه |
|--------|--------|-------|--------|--------|-------|-------|------------------|
| ۰/۰۷ | ۰/۰۰ | -۰/۰۲ | -۰/۰۲ | -۱/۰۱ | ۰/۰۵ | ۰/۱۱ | چنگاز |
| -۰/۱۹ | -۳/۲۰ | -۰/۰۷ | -۶/۶۰ | -۰/۳۰ | ۰/۰۳ | -۰/۱۷ | خشت سر |
| -۰/۱۴ | -۱۶/۶۷ | ۰/۰۳ | -۸/۰۰ | ۵/۶۰ | ۰/۰۲ | -۰/۱۵ | درویش خیل بابل |
| -۰/۱۳ | -۳/۰۰ | ۰/۰۵ | -۰/۸۳ | ۵/۶۰ | ۰/۰۲ | -۰/۱۵ | پیشه کلا |
| -۰/۱۶ | ۰/۰۰ | -۰/۰۳ | ۱/۲۵ | ۵/۷۱ | ۰/۰۰ | -۰/۰۸ | خردون کلا بابل |
| ۰/۱۵ | ۱۲/۱۴ | ۰/۰۸ | -۵/۴۵ | ۱/۸۰ | ۰/۰۲ | ۱/۱۰ | اله حال |
| ۰/۸۶ | ۱۰۳/۰۰ | ۰/۳۳ | ۰/۰۰ | ۷۲/۴۴ | -۰/۰۲ | -۰/۰۱ | تیر کلا |
| -۰/۰۷ | -۶/۵۰ | ۰/۰۰ | -۵/۰۰ | -۰/۶۰ | ۰/۰۰ | -۰/۰۶ | کلوده |
| ۰/۱۸ | ۳۶/۴۲ | ۰/۱۰ | ۱/۶۷ | ۲۴/۷۲ | -۰/۰۳ | ۰/۱۷ | کارون |
| -۰/۰۵ | -۲/۰۰ | ۰/۰۰ | ۳/۷۵ | ۳/۷۵ | ۰/۰۲ | -۰/۰۶ | کلا صفا |
| ۱/۳۶ | ۱۶۶/۶۰ | ۰/۳۳ | ۱۱/۶۰ | ۱۹/۴۰ | -۰/۰۲ | ۱/۴۱ | پائین سرست |
| ۰/۱۷ | ۱۶/۶۳ | ۰/۰۱ | ۸/۰۷ | ۱۶/۷۵ | ۰/۰۰ | ۰/۱۸ | آغوزین |
| ۰/۳۴ | ۳۴/۳۰ | ۰/۱۱ | ۲/۸۷ | ۱/۷۲ | ۰/۰۴ | ۰/۳۳ | سرخورد |
| -۰/۲۱ | -۲۴/۸۱ | -۰/۰۳ | -۷/۸۵ | -۱۱/۰۱ | -۰/۰۱ | -۰/۱۲ | اسپی کلا |
| -۰/۳۴ | -۲/۶۱ | -۰/۰۴ | -۱۶/۲۱ | -۳۱/۳۳ | ۰/۰۸ | -۰/۳۱ | رودبست |
| ۰/۱۸ | ۱۷/۲۰ | -۰/۰۵ | -۱/۸۳ | ۷/۵۰ | -۰/۰۱ | ۰/۲۱ | بالا احمد کلا |
| ۰/۴۰ | ۵/۲۱ | ۰/۱۹ | ۲/۰۸ | -۵/۱۰ | ۰/۰۶ | ۰/۵۲ | فرم |
| -۱/۵۴ | -۱/۶۱ | -۰/۳۱ | -۳/۰۰ | -۱۰/۳۰ | ۰/۰۵ | -۱/۵۰ | بالا نقیب |
| -۰/۰۸ | -۰/۰۸ | -۰/۰۶ | ۱/۷۵ | ۴/۲۰ | ۰/۰۵ | -۰/۰۷ | یمچی |
| -۰/۰۷ | -۱۲/۱۰ | ۰/۱۱ | -۲/۱۶ | ۰/۱۰ | ۰/۰۰ | -۰/۱۵ | مرزنگو |
| -۰/۱۱ | -۲۶/۶۰ | ۰/۰۹ | -۱/۲۵ | ۱۲/۰۴ | ۰/۰۷ | -۰/۰۷ | شرم کلا |
| ۰/۳۶ | ۳/۸۶ | ۰/۱۰ | ۱/۲۰ | ۱۵/۵۰ | -۰/۰۳ | ۰/۳۸ | اشکار کلا |
| ۰/۱۱ | ۱/۳۳ | ۰/۱۲ | -۹/۴۶ | ۹/۹۱ | -۰/۰۱ | ۰/۱۱ | افراسرا |
| ۰/۰۳ | ۹/۸۸ | ۰/۴۵ | -۱/۰۵ | ۹/۱۴ | ۰/۰۸ | ۰/۰۵ | رزکنار |
| -۰/۰۱ | ۰/۰۰ | ۰/۰۴ | -۱/۰۳ | ۴/۰۰ | ۰/۰۲ | -۰/۰۴ | میانه ایستگاه‌ها |

نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر روند تغییرات کیفیت آب زیرزمینی دشت مازندران را در ۲۴ چاه پیژومتری در طی سال آماری (۱۳۷۳-۱۳۸۹) با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری مان-کندال پس از حذف اثر خود همبستگی معنی‌دار مرتبه اول از سری داده‌ها و آزمون اسپیرمن، مورد بررسی قرار گرفت. همچنین شیب خط روند برای تمام سری داده‌ها با استفاده از روش تخمین گر Sen تعیین گردید. نتایج نشان داد که روند اغلب متغیرهای کیفی آب‌های زیرزمینی در غالب ایستگاه‌های دشت مازندران مثبت است. همچنین نتایج دو آزمون مان کندال و اسپیرمن به ترتیب نشان داد بیش‌ترین روند مثبت مربوط به متغیر EC (معادل $Z=3/56$) و به متغیر کل مواد محلول (TDS) با آماره $Z(7/14)$ می‌باشد. به این ترتیب می‌توان نتیجه گرفت که افت کیفی آب چاه‌های دشت مازندران در تمام ایستگاه‌های پیژومتری وجود دارد که با نتایج حاصل از پژوهش بررسی روند کیفیت آب زیرزمینی دشت شبستر صوفیان در دوره آماری (۱۳۷۷-۱۳۹۰) به دلیل افزایش بهره‌برداری از منابع آب‌های زیرزمینی به صورت حفر چاه‌های غیرمجاز، افت کیفیت آب زیرزمینی مطابقت دارد (Dinpajoh et al, 2015). در حالت کلی نتایج به دست آمده نشان داد افت کیفیت آب زیرزمینی را در برخی از نقاط دشت مازندران وجود دارد؛ که در تبیین این نتایج می‌توان بیان نمود افزایش بهره‌برداری از منابع آب‌های زیرزمینی به صورت حفر چاه‌های غیرمجاز و افزایش عمق چاه با کف شکنی چاه‌های موجود، افزایش بی‌رویه استفاده از کودها و سموم شیمیایی و نفوذ آن‌ها به منابع آب زیرزمینی، توسعه واحدها و کارخانجات صنعتی و دفع نامناسب پساب آن‌ها از علل اصلی افت کیفیت آب زیرزمینی در این منطقه هستند. که اگر تمهیدات لازم در جهت جلوگیری از دفع نامناسب فاضلاب‌ها و پساب‌ها و کنترل بهره‌برداری از منابع آب‌های زیرزمینی و استفاده از مواد شیمیایی در کشاورزی و اقدامات موثر دیگر در این منطقه صورت نگیرد، روز به روز شاهد کاهش کیفیت آب زیرزمینی در نواحی بیش‌تری از دشت خواهیم بود و در نتیجه مشکلاتی از نظر آب شرب و کشاورزی به وجود آمده و به تبع آن موقعیت اقتصادی و اجتماعی منطقه ممکن به خطر افتد. انتظار می‌رود که منابع آلوده کننده احتمالی آب زیرزمینی توسط سازمان‌های مسئول شناسایی شده و راهکارها و اقدامات لازم در زمینه کاهش منابع آلاینده هرچه زودتر انجام پذیرد تا از منابع آب زیرزمینی دشت بتوان به صورت پایدار استفاده نمود.

References

- Chen, H., Guo, S., Xu. C. Y., Singh, VP., (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 Hydrogeology*, 344 (2): 171-184.
- Chitsazan, M., Mirzaei, Y., Mohammadi, B., Shaban, M., (2010), "The effect of drought on the quantity and quality of groundwater resources in Khos plain", Second National Conference on Drought Effects and its Management Solutions. Esfahan 20 May. [In Persian].
- Daneshvar, F., Dinpajoh, Y., Alami, M.T., Ghorbani, M. A., (2012), "Analysis of the trend of groundwater quality changes in Ardebil Plain using Mann-Kendall nonparametric test", *Journal of Civil and Environmental Engineering*, 3:13-24. [In Persian].
- Delbari, M., Podineh, O., (2018), "Trend analysis and spatial distribution pattern of groundwater quality in Khash region", *Journal Geographical space*, 18 (63): 25-50. [In Persian].
- Dinpajoh, Y., Fakherifard, A., Hassanpour, M., Beheshti, V., (2015), "Analysis of changes in groundwater quality in Shabestar-Sufian plain", *Irrigation Science & Engineering Journal*, 38 (1): 55-69. [In Persian].
- Elci. A., Polat. R., (2010), "Assessment of the statistical significance of seasonal groundwater quality change in karstic aquifer system near Izmir-Turkey", *Environ Monit Assess*, 14 (3): 445-462.
- Fleckenstein, J. H., Niswonger. R. G., Fogg, G. E., (2006), "River-aquifer interactions, geologic heterogeneity, and low-flow management", *Ground Water*, 44 (6): 837-852.
- Ghavidel, Y., Farajzadeh, M., Alijahan, M., (2017), "The assessment of Iran monthly and seasonal Mean Temperatures sensitivity to global land-oceans mean temperature index", *Journal Geographical space*, 17 (58): 25-47. [In Persian].
- Kannel. P. R., Lee, S., Lee, Y. S., (2008), "Assessment of spatial-temporal patterns of surface and ground water qualities and factors influencing management strategy of groundwater system in an urban river corridor of Nepal", *Journal. of Environment Management*, 86 (4): 595-604.
- Ketata, M., Hamzaoui, F., Gueddari, M., Bouhila. R., Riberio, L., (2011), "Hydrochemical and statistical study of groundwater in Gabes- South deep aquifer (South-eastern Tunisia)", *Physics and Chemistry of the Earth*, 15 (3): 187-196.
- Kumar, S., Merwade, V., Kam, J., Thurner, K., (2009), "Streamflow trends in Indiana: Effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains", *Journal of Hydrology*, 374 (4): 171-183.
- Mohammadi, M., Mohammadi Ghalenei, M., Ebrahimi, K., (2012), "Time and spatial variations of groundwater quality in Qazvin plain", *Iran Water Research Journal*, 8: 41-52. [In Persian].
- Niu, B., Wang, H., Hong, S., Shao, W., (2017), "Temporal variations of groundwater quality in the Western Jiangnan Plain, China", *Science of The Total Environment*, 578 (1): 542-550.
- Panda, K., Mishra, A., Jena, S. K., James, B. K., Kumar, A., (2007), "The influence of drought and anthropogenic effects on groundwater levels in Orissa, India", *Journal of Hydrology*, 343 (3): 140-153.
- Partal, T., Kahya, E., (2011), "Trend analysis in Turkish precipitation data", *Hydrological Process*, 20 (5): 2011-2026.
- Rugel, K., Rhett Jackson, C. R., Romeis, J. J., Golladay, S. W., Hicks, D. W., Dowd, J. F., (2012), "Effects of irrigation withdrawals on streamflows in a karst environment: lower Flint River Basin", *Georgia*, 26 (4): 523-534.

- Sen. P. K., (1968), "Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau", *Journal of the American Statistical Association*, 63 (3): 1379-1389.
- Tayfur, G., Kirer. T., Baba. A., (2008), "Groundwater quality and hydrogeology chemical properties of Torbalı Region, Izmir, Turkey", *Environmental Monitoring and Assessment*, 24 (8): 157-169.
- Todd, D. K., (1980), "*Groundwater hydrology*", John Wiley & Sons: London.
- Yue, S., Pilon, P., Cavadias, G., (2002), "Power of the Mann-Kendall and Spearman's tests for detecting monotonic trends in hydrological series", *Journal of Hydrology*, 259 (5): 254-271.