

تحلیل روند کیفیت شیمیایی آب رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی

یعقوب دین‌پژوه^۱

چکیده

هدف این مطالعه تحلیل روند کیفیت آب رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی با روش‌های ناپارامتری می‌باشد. بدین منظور، از اطلاعات داده‌های غلظت یون‌های Na ، Cl ، Mg ، Ca ، pH ، SO_4 ، TDS ، EC ، SAR ، درصد سدیم، مجموع آنیون‌ها، مجموع کاتیون‌ها در دهه‌های ۱۳۸۷-۱۳۶۲ استفاده شد. برای آزمون روند از روش من-کندال پس از حذف اثر ضرایب خودهمبستگی معنی‌دار استفاده شد. به‌منظور تخمین شیب خط روند از روش تخمین‌گر Sen استفاده شد. نتایج نشان داد که در اغلب ایستگاه‌های مورد بررسی غلظت یون‌های مثبت و EC دارای روند افزایشی بود. در ایستگاه‌هایی که میزان رواناب آن‌ها روند منفی معنی‌دار داشته است روند تغییرات غلظت اغلب عناصر شیمیایی موجود در آب‌های سطحی مثبت و معنی‌دار بود. بررسی کیفیت آب رودخانه‌ها با روش ویلکاکسن نیز نشان داد که کیفیت آب رودخانه‌ها نسبت به دهه‌های گذشته افت کرده است. دلیل این افت به کاهش دبی رودخانه‌ها و تخلیه آلاینده‌های مختلف به رودخانه‌ها نسبت داده شد.

واژگان کلیدی: تخمین‌گر شیب Spen، روند، من-کندال، کیفیت آب رودخانه، آذربایجان شرقی.

مقدمه

افزایش غلظت گازهای گلخانه‌ای به دلیل استفاده روزافزون از سوخت‌های فسیلی باعث تغییرات شگرف اقلیمی شده است. اثرات این پدیده در نقاط مختلف کره زمین متفاوت است. محققان زیادی اثر گرمایش جهانی را بر روی فرایندهای مختلف مطالعه کرده‌اند. اکثر محققان مانند (Dinpashoh et al. (2011: 422)، (Dinpashoh et al. (2014: 617) و (Jhajharia et al. (2012: 421) از روش‌های ناپارامتری که نیازی به تخمین داده‌های گم‌شده ندارند، استفاده نمودند. در این روش‌ها نیازی به نرمال بودن توزیع داده‌ها نیست. گرچه مطالعات متعدد روی روند تغییرات کمیت منابع آب (مثل تراز آب زیرزمینی، عمق بارش، دبی جریان رودخانه‌ها) انجام شده، ولیکن تعداد مطالعات مشابه انجام شده در زمینه کیفیت آب کم می‌باشد. داده‌های کیفیت آب‌های سطحی ۱۵ ایستگاه هیدرومتری در ایالت کانزاس از نظر وجود روند در ۱۷ مولفه اصلی با روش من-کندال (MK) توسط Yu et al. (1993: 61) مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که روند غلظت ۱۰ عنصر نزولی بود. کیفیت آب رودخانه‌های استان‌های لرستان، کردستان، همدان و کرمانشاه توسط (Marofi and Merianji (2007) بررسی شد. روند تغییرات ۱۳ متغیر فیزیکی-شیمیایی در مقیاس ماهانه و در یک دوره آماری ۲۴ ساله با روش MK به‌وسیله (Bouza (2008: 227) بررسی شد. ایشان از داده‌های ۱۳ ایستگاه هیدرومتری اسپانیا استفاده و برای تعیین شیب خط روند از روش تخمین گر سن بهره بردند. نتایج نشان داد که غلظت فسفات در ۹۲ درصد ایستگاه در دوره آماری ۱۹۸۱-۲۰۰۴ کاهش یافته ولی pH آب رودخانه روند افزایشی داشت. آن‌ها دلیل کاهش فسفات در آب رودخانه را به گسترش کشاورزی مدرن، و کاهش استفاده از کودهای فسفاته در منطقه عنوان کرده‌اند. هدایت الکتریکی (EC) و اکسیژن محلول به ترتیب در ۶۵ و ۶۲ درصد ایستگاه‌ها روند صعودی داشته است. کلسیم، کلر، نیترات و منیزیم در ۸۰٪ ایستگاه‌ها روند صعودی داشت. (Chang (2008: 3285) روند تغییرات هشت ماده شیمیایی را در ۱۱۸ ایستگاه هیدرومتری در کره جنوبی با روش MK فصلی در دوره ۱۹۹۳ تا ۲۰۰۲ مطالعه کرد. وی نشان داد که افزایش

آلودگی رودخانه به‌یل گسترش فضای شهری است. اثر تخلیه پساب‌های صنعتی و شهری روی کیفیت آب رودخانه‌های نیجریه توسط (Onojaki et al. 2011: 91) مطالعه شد. برای این کار از مولفه‌های pH, EC, TDS, Cl, نیترات, Mg, COD, Cd و نیکل با استفاده از تجزیه به مولفه‌های اصلی (PCA) استفاده و نتیجه گرفتند که آب رودخانه‌های مذکور برای شرب مناسب نیست.

در ایران مطالعات اندکی در رابطه با روند تغییرات کیفیت منابع آب به‌چشم می‌خورد. میرعباسی و دین‌پژوه (۱۳۸۹: ۸۶۸) روند جریان رودخانه‌های شمال‌غرب ایران را (۱۳۸۳-۱۳۵۳) بررسی کردند. ایشان به‌منظور تعیین شیب خط روند از روش تخمین‌گر سن استفاده نمودند. نتایج حاکی است که در مقیاس سالانه، روند جریان آب همه شانزده ایستگاه هیدرومتری نزولی و در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. دانشور و ثوقی و دین‌پژوه (۱۳۹۱: ۱۷) روند تغییرات کیفیت آب زیرزمینی اردبیل را مطالعه کردند. آن‌ها از داده‌های کیفیت آب ۳۲ ایستگاه پیزومتری استفاده کردند. نتایج حاکی از افزایش غلظت بسیاری از مولفه‌ها در آب زیرزمینی بود. به‌نظر می‌رسد، مطالعه جامعی در زمینه بررسی روند تغییرات کیفیت آب‌های سطحی در استان آذربایجان شرقی انجام نشده است. بنابراین، دو هدف اصلی مطالعه عبارتند از: ۱- بررسی وجود روند در داده‌های کیفیت آب تعدادی از رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی و تحلیل آن با روش‌های ناپارامتری ۲- تعیین شیب خط روند با استفاده از روش Sen.

منطقه مورد مطالعه

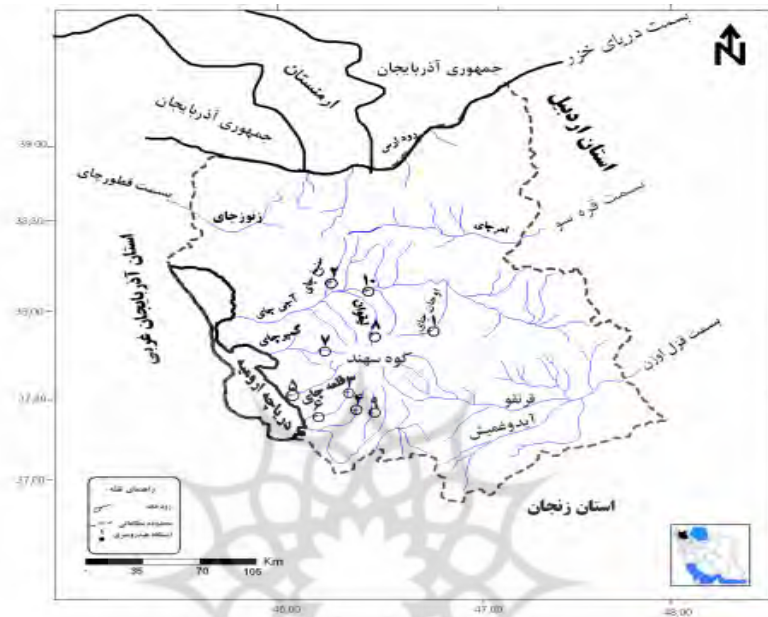
منطقه مورد مطالعه استان آذربایجان شرقی است که در حد فاصل عرض جغرافیایی $36^{\circ} 45'$ تا $39^{\circ} 26'$ شمالی و طول جغرافیایی $45^{\circ} 07'$ تا $48^{\circ} 20'$ شرقی قرار دارد. مساحت این استان حدود $2/81$ درصد مساحت کل ایران است. شکل ۱ موقعیت ایستگاه‌های هیدرومتری مورد مطالعه را نشان می‌دهد.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه برای بررسی روند تغییرات کیفیت آب رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی از داده‌های ثبت شده استفاده شد. داده‌ها از سازمان آب منطقه‌ای استان آذربایجان شرقی اخذ شد. تعداد ۱۰ ایستگاه هیدرومتری با حداقل ۲۵ سال (۱۳۸۷-۱۳۶۲) داده انتخاب شد (جدول ۱). روند تغییرات سری‌ها با آزمون MK مطالعه شد. شرط این کار عدم وجود خودهمبستگی در سری زمانی داده‌ها می‌باشد. اگر حداقل یکی از ضرایب خودهمبستگی معنی‌دار می‌شد، اثر آن از سریا استفاده از ویرایش اصلاح‌شده این آزمون (Kumar et al. 2009: 176) خنثی می‌شد.

جدول (۱) موقعیت ایستگاه‌های هیدرومتری منتخب در استان آذربایجان شرقی

ردیف	نام رودخانه	نام ایستگاه	عرض جغرافیایی دقیقه درجه	طول جغرافیایی دقیقه درجه	ارتفاع (متر)
۱	اوجان چای	بستان آباد	۳۸-۰۷	۴۶-۲۴	۱۴۵۰
۲	سنیخ چای	پل سنیخ	۳۸-۱۰	۴۶-۱۰	۱۳۸۰
۳	صوفی چای	تازه کند	۳۷-۲۱	۴۶-۱۹	۱۵۵۰
۴	چکان چای	چکان	۳۷-۵۱	۴۶-۴۹	۱۷۰۰
۵	قنبر چای	قرمزی گل	۳۷-۴۴	۴۶-۰۶	۱۰۸۰
۶	صوفی چای	بناب	۳۷-۱۹	۴۶-۰۳	۱۲۶۰
۷	قلعه چای	شیشوان	۳۷-۲۷	۴۵-۵۳	۱۲۹۰
۸	لیقوان چای	لیقوان	۳۷-۲۷	۴۶-۱۶	۱۶۰۰
۹	مغانجیغ	مغانجیغ	۳۷-۲۰	۴۶-۲۵	۱۶۵۰
۱۰	آجی چای	ونبار	۳۷-۵۰	۴۶-۲۶	۲۲۰۰



شکل (۱) موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه و ایستگاه‌های هیدرومتری منتخب استان آذربایجان شرقی
 توجه: موقعیت ایستگاه‌ها با دایره نشان داده شده‌اند و شماره ایستگاه‌ها عبارت‌اند از: ۱- ونیار ۲- پل سنیخ ۳- چکان
 ۴- بستان‌آباد ۵- قرمزی گل ۶- بناب (صوفی چای) ۷- شیشوان ۸- تازه‌کند مراغه ۹- مغانجیغ ۱۰- ليقوان

آزمون من-کندال مرسوم (MK)

در آزمون MK هر مقدار مشاهداتی به صورت پیوسته و پشت سرهم با بقیه مقادیر سری، مورد مقایسه قرار می‌گیرد. آماره S که حاصل جمع علامت همه مقایسه‌ها است، به شرح زیر به دست آمد:

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

که در آن x_j مقادیر داده‌های متوالی، n طول مجموعه داده‌ها و $\text{sgn}(\theta)$ به صورت زیر تعیین می‌گردد:

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

من (۱۹۴۵) و کندال (۱۹۷۵) نشان دادند که وقتی $n \geq 8$ باشد، آماره S تقریباً به‌طور نرمال توزیع شده و میانگین آن صفر و انحراف معیار آن به‌شرح زیر می‌باشد:

$$V(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^n t_i(t_i-1)(t_i+5)}{18} \quad (3)$$

که در آن t_i تعداد داده‌های یکسان در دسته i ام می‌باشند. آماره آزمون استاندارد شده Z به‌شرح زیر محاسبه می‌شود:

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{V(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{V(S)}} & S < 0 \end{cases} \quad (4)$$

آماره Z از توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و واریانس واحد پیروی می‌کند. فرض صفر (عدم وجود روند) به‌شرطی پذیرفته می‌شد که قدرمطلق Z محاسبه شده از مقدار Z نرمال استاندارد در سطح معنی‌داری α کم‌تر باشد. در غیر این صورت، فرض صفر رد می‌شد.

تخمین گر Sen

یک روش ناپارامتری مفید برای تخمین شیب خط روند روش تخمین گر Sen می‌باشد که به‌شرح زیر برآورد شد:

$$\beta = \operatorname{Median} \left(\frac{x_j - x_l}{j - l} \right) \quad \forall l < j \quad (5)$$

آزمون من-کندال با حذف اثر کامل ضرایب خودهمبستگی معنی‌دار

این آزمون ابتدا ضرایب خودهمبستگی مرتبه k ام یا r_k ($k=1, 2, \dots, n$) و $0.25 \times n$ و 0.00 و 1.2 محاسبه و معنی‌داری آن در سطح ۱۰ درصد مورد آزمون واقع شد. در صورتی که هیچ‌یک از ضرایب مذکور معنی‌دار نشود روند با روش مرسوم و در غیر این صورت اثر آن‌ها از سری زمانی با محاسبه واریانس اصلاح‌شده $V(S)^*$ به شرح زیر حذف می‌شود:

محاسبه شد:

$$V(S)^* = V(S) \frac{n}{n^*} \quad (6)$$

که در آن:

$$\frac{n}{n^*} = 1 + \frac{2}{n(n-1)(n-2)} \sum_{i=1}^{n-1} (n-i)(n-i-1)(n-i-2) r_i \quad (7)$$

در رابطه (۴) مقدار کمیت $V(S)$ با $V(S)^*$ جایگزین گردید. آنگاه کمیت Z اصلاح شده مورد آزمون قرار گرفت. در مطالعه حاضر، آزمون همگنی روند نیز برای هر مولفه شیمیایی انجام شد.

یافته‌ها و بحث

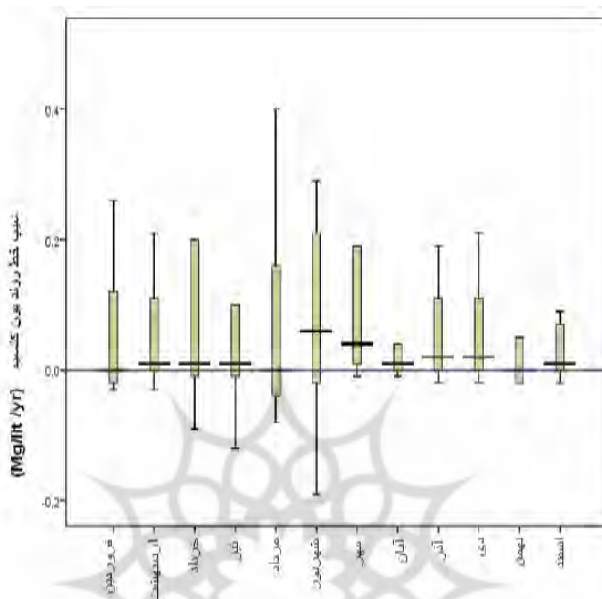
الف - یون کلسیم

در مقیاس ماهانه غلظت یون کلسیم اغلب ایستگاه‌ها غیرمعنی‌دار بود. از کل ۱۲۰ آماره Z ۲۱ مورد روند صعودی معنی‌دار، ۸ مورد روند نزولی معنی‌دار داشتند و بقیه (۹۱ مورد) غیرمعنی‌دار ($\alpha=0.10$) بودند. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند مثبت متعلق به اردیبهشت و خرداد بود که در هر دوی آن‌ها ۴۰ درصد ایستگاه‌ها روند مثبت معنی‌دار ($\alpha=0.10$) داشتند. شدیدترین روند صعودی در تازه‌کند و در خرداد با آماره $Z=3/26$ دیده شد. همچنین بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند منفی متعلق به فروردین ماه بود که در آن ۳۰ درصد

ایستگاه‌ها روند منفی معنی‌دار (در سطح ۱۰٪ یا کمتر) داشتند. شدیدترین روند نزولی در مغانجیغ (درشهریور و $Z=-3/22$) بود. در فروردین شدیدترین روند صعودی در ونیار ($Z=2/71$) بود. شدیدترین روند منفی در فروردین در صوفی‌چای ($Z=-1/76$) دیده شد. در اردیبهشت و خرداد شدیدترین روند مثبت مربوط به تازه‌کند بود. در این دو ماه روند منفی معنی‌دار مشاهده نشد. در تیر روند معنی‌دار ($P<0/1$) برای کلسیم مشاهده نشد. در ماه‌های مرداد، شهریور و مهر بیش‌ترین روند صعودی در قرمزی‌گل به‌ترتیب، با Z معادل $2/85$ ، $2/81$ و $1/96$ مشاهده شد. در ماه شهریور شدیدترین روند نزولی مربوط به مغانجیغ ($Z=-3/22$) بود. در آبان و آذر بیش‌ترین روند مثبت مربوط به تازه‌کند بود که آماره Z آن‌ها به ترتیب، $2/35$ و $2/33$ بود. هم‌چنین بیش‌ترین روند منفی در آبان در شیشوان ($Z=2/58$) و در آذر در صوفی‌چای ($Z=-1/9$) دیده شد. در دی ماه بستان‌آباد دارای روند مثبت معنی‌دار ($\alpha=0/10$) بود. در بهمن تنها روند منفی معنی‌دار ($\alpha=0/10$) در صوفی‌چای مشاهده شد. در اسفند تنها یک ایستگاه (تازه‌کند) روند مثبت و یک ایستگاه (صوفی‌چای) روند منفی معنی‌دار ($P\leq 0/1$) داشتند.

گرچه شیب‌های منفی و مثبت (برای کلسیم) تقریباً از فراوانی یکسانی برخوردار بود، ولی شیب‌های مثبت تندتر از شیب‌های منفی بودند. بزرگ‌ترین شیب مثبت در پل‌سنیخ در تیر با شیب $2/66$ ($\text{mg.lit}^{-1}\text{year}^{-1}$) و مقدار نظیر منفی در بستان‌آباد (در مرداد) با β معادل $-0/72$ ($\text{mg.lit}^{-1}\text{year}^{-1}$) بود. تندترین شیب مثبت در ونیار برای کلسیم نتیجه شد. به‌نظر می‌رسد، علت آن در شالوده لایه‌های زمین‌شناسی منطقه و تغییر در کاربری اراضی نهفته باشد.

شکل (۶) نمودار جعبه-خطا برای شیب خط روند غلظت یون کلسیم ایستگاه‌ها نشان می‌دهد. میانه شیب‌ها در همه ماه‌ها نامنفی است. یعنی در تمام ماه‌ها شیب خط روند یون کلسیم رو به بالا است. میانه شیب در شهریور در تراز بالاتری نسبت به سایر ماه‌ها قرار دارد.



شکل (۶) نمودار باکس و ویسکر برای شیب روند یون کلسیم در دوره آماری (۱۳۶۲-۱۳۸۷)

نتایج آزمون همگنی برای یون کلسیم با استفاده از روش وان بل و هوقس در جدول (۴) ارائه شده است. از مقایسه مقادیر کی دو محاسبه شده با مقادیر متناظر جدول در سطح ۵ درصد می‌توان نتیجه گرفت که برای یون کلسیم، منطقه مورد مطالعه از نظر همگنی کل، همگنی، ایستگاه، تقابل ماه- ایستگاه و روند ناهمگن و از نظر ماه همگن می‌باشد.

جدول (۴) نتایج آزمون همگنی برای یون کلسیم با استفاده از روش وان بل و هوقس

منبع	کی-۲ محاسبه شده	درجه آزادی	کی-۲ جدول (α=۵٪)	معنی‌داری
کل	۳۴۲/۹۳	۱۲۰	۱۴۶/۲	معنی‌دار
همگنی	۲۱۹/۵۴	۱۱۹	۱۴۵/۰	معنی‌دار
ماه‌ها	۱۰/۲۶	۱۱	۱۹/۶۸	غیرمعنی‌دار
ایستگاه‌ها	۱۲۲/۰۳	۹	۱۶/۹۲	معنی‌دار
ایستگاه - ماه	۱۸۰/۸۰	۹۹	۱۲۳/۰	معنی‌دار
روند	۲۳/۳۹	۱	۳/۸۴	معنی‌دار

ب- یون منیزیم

در مورد منیزیم در تعدادی از ایستگاه‌ها روندهای مثبت و منفی معنی‌دار ($\alpha=0/10$) مشاهده گردید. تعداد روندهای مثبت معنی‌دار تقریباً دو برابر تعداد روندهای منفی معنی‌دار بود. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند مثبت در خرداد مشاهده شد که در آن ۳۰٪ ایستگاه‌ها روند مثبت معنی‌دار ($p<0/1$) داشتند. شدیدترین روند صعودی متعلق به تازه‌کند در خرداد ($Z=3/03$) بود. همچنین بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند منفی در بهمن دیده شد که در آن ۲۰٪ ایستگاه‌ها روند منفی معنی‌دار داشتند. شدیدترین روند نزولی معنی‌دار در ليقوان (در شهریور) مشاهده شد. تندترین شیب مثبت برای منیزیم در پل سنیخ با آماره β (در تیر) معادل ۱/۷۳ و تندترین شیب منفی نیز در بستان‌آباد در مرداد ($\beta=-0/11$) دیده شد.

از مقایسه کی‌دوهای محاسباتی برای منیزیم با مقادیر جدول ($\alpha=0/05$) معلوم شد که منطقه از نظر همگنی کل، همگنی، ایستگاه، ماه و روند ناهمگن و از نظر تقابل ماه-ایستگاه همگن می‌باشد.

ج- یون کلر

در مورد کلر ۱۹ مورد روند صعودی و ۱۲ مورد نزولی (معنی‌دار) بود و روند بقیه (۸۹ مورد) در سطح $\alpha=0/10$ معنی‌دار نبود. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند مثبت متعلق به فروردین، خرداد و مهر بود که در هر کدام از آن‌ها سی‌درصد ایستگاه‌ها روند مثبت معنی‌دار ($p\leq 0/1$) داشتند. شدیدترین روند صعودی در تازه‌کند و در خرداد ($Z=3/5$) دیده شد. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند منفی در آبان مشاهده شد که در آن ۳۰٪ ایستگاه‌ها روند منفی معنی‌دار (در سطح ۱۰٪ یا کمتر) داشتند. شدیدترین روند نزولی متعلق به صوفی‌چای در آبان ($Z=3/02$) بود.

بزرگ‌ترین شیب مثبت خط روند یون کلر مربوط به ونیار (در تیر و $\beta=5/67$) بود. همچنین بزرگ‌ترین شیب منفی مربوط به بستان‌آباد در مرداد ($\beta=-1/63$) بود. ونیار و پل

سنیخ دارای شیب‌های مثبت بزرگ (نسبت به بقیه) بودند که بیانگر افزایش چشم‌گیر کلر در این ایستگاه‌ها است.

د- سدیم

در خصوص سدیم چهل درصد ایستگاه‌ها در تیروند مثبت معنی‌دار ($p \leq 0/1$) داشتند. شدیدترین روند صعودی در تازه‌کند (در اسفند، $Z=2/76$) دیده شد. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند منفی متعلق به شهر یور و اسفند بود که در هر کدام سی درصد ایستگاه‌ها روند منفی معنی‌دار داشتند. شدیدترین روند نزولی متعلق به صوفی‌چای (در دیو $Z=-2/57$) بود.

بزرگ‌ترین شیب مثبت خط روند یون سدیم مربوط به ونیار (در مهر و β معادل $3/89$) بود. بزرگ‌ترین شیب منفی خط روند در بستان‌آباد (در مرداد با $\beta=-1/66$) دیده شد. ونیار و پل‌سنیخ دارای شیب‌های مثبت بالا نسبت به بقیه بودند.

ه- یون بی‌کربنات

در مورد یون بی‌کربنات ۶ روند صعودی معنی‌دار، ۱۹ مورد روند نزولی معنی‌دار و بقیه (۹۵ مورد) غیرمعنی‌دار ($p \leq 0/1$) بود. بیش‌ترین مورد با روند مثبت در مهر بود که در آن دو ایستگاه روند مثبت معنی‌دار (در سطح ۱۰٪ یا کمتر) داشتند. شدیدترین روند صعودی متعلق به تازه‌کند (در فروردین و $Z=2/16$) بود. همچنین بیش‌ترین تعداد روند منفی در اسفند مشاهده شد که در آن نیمی از ایستگاه‌ها روند منفی معنی‌دار داشتند. شدیدترین روند نزولی در صوفی‌چای (در دی ماه با آماره $Z=-2/77$) دیده شد. بزرگ‌ترین شیب مثبت خط روند یون بی‌کربنات مربوط به قرمزی‌گل (در مهر و $\beta=0/29$) و بزرگ‌ترین شیب منفی متعلق به پل‌سنیخ (در مرداد و $\beta=-0/28$) بود. بی‌کربنات آب می‌تواند توسط سازندهای زمین‌شناسی، هوازدگی سنگ مادرهای آهکی و تجزیه مواد معدنی موجود در خاک تحت تأثیر قرار گیرد (Marofi & Merianji, 2007: 1729).

و- درصد سدیم

روند معنی‌دار برای درصد سدیم در ۲۰ مورد صعودی و در دو مورد نزولی بوده و در سایر موارد (۹۸ مورد) فاقد روند تشخیص داده شد. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند مثبت در مهر، آبان و آذر (هر کدام ۳۰٪ ایستگاه‌ها روند مثبت معنی‌دار داشتند) مشاهده شد. شدیدترین روند صعودی متعلق به ليقوان (در آبان و $Z=2/76$) بود. در دو ایستگاه قرمزی‌گل و تازه‌کند روند منفی معنی‌دار (به‌ترتیب در شهرپور و دی) مشاهده شد. آماره Z این دو به‌ترتیب، برابر $2/75$ و $2/30$ بود. تندترین روند نزولی در قرمزی‌گل در شهرپور مشاهده شد.

تندترین شیب مثبت خط روند درصد سدیم در ليقوان (در آبان و شیب $1/44$) و تندترین مقدار نظیر منفی در بستان‌آباد (در شهرپور و شیب $4/57$) نتیجه شد.

ز- اسیدیته آب

اسیدیته آب رودخانه‌ها در همه ایستگاه‌ها روند مثبت نشان داد که تعدادی از آن‌ها معنی‌دار ($\alpha=0/10$) بودند. این نشان می‌دهد که مقدار آهک محلول در آب در اغلب رودخانه‌های مورد مطالعه افزایش یافته است. روند تغییرات اسیدیته در ۵۶ مورد صعودی معنی‌دار و بقیه (۶۴ مورد) صعودی ولی غیرمعنی‌دار بود. افزایش اسیدیته باعث آهکی شدن آب شده که از نظر شرب و گرفتگی لوله‌ها نامطلوب است. آبیاری اراضی کشاورزی با آب‌های آهکی نیز موجب کاهش بازدهی اراضی می‌گردد. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند مثبت برای اسیدیته در اردیبهشت دیده شد که در آن همه ایستگاه‌ها روند مثبت معنی‌دار (در سطح 10%) داشتند. گرچه بزرگ‌ترین آماره Z مثبت در قرمزی‌گل (در آبان با $Z=3/96$) به‌دست آمد ولی تندترین شیب مثبت خط روند در بستان‌آباد و پل‌سینخ (در مهرماه) و ونیار (در بهمن) با شیب $0/09$ ($\text{mg.lit}^{-1}\text{year}^{-1}$) بود. هم‌چنین بزرگ‌ترین شیب منفی خط روند در چکان (در دی با β معادل $0/02$) ($\text{mg.lit}^{-1}\text{year}^{-1}$) می‌باشد. افزایش مواد قلیایی در آب رودخانه‌ها می‌تواند ناشی از تخلیه مواد شوینده مثل صابون و پودرهای رخت‌شویی در آب نسبت داده شود (Onojaki et al. 2011: 395). بنابراین، حفاظت حریم آب رودخانه‌ها از نظر تخلیه فاضلاب‌های خانگی و صنعتی بسیار ضروری است.

ح- یون سولفات

غلظت یون سولفات تعدادی از ایستگاه‌ها روندهای مثبت و منفی معنی‌دار ($p \leq 0/01$) و در تعدادی غیرمعنی‌دار بود. تعداد روندهای مثبت معنی‌دار بیش از تعداد روندهای منفی معنی‌دار بود. نه مورد روند صعودی معنی‌دار، ۷ مورد روند نزولی معنی‌دار مشاهده شد و بقیه آن‌ها (۱۰۴ مورد) فاقد روند بودند. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند مثبت در خرداد بود که در آن ۲۰ درصد ایستگاه‌ها روند مثبت معنی‌دار داشتند. شدیدترین روند صعودی متعلق به تازه‌کند (در خرداد با آماره $Z=3/42$) بود که در سطح ۱٪ معنی‌دار بود. هم‌چنین بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند منفی متعلق به فروردین بود که در آن ۲۰٪ ایستگاه‌ها روند منفی معنی‌دار را تجربه کرده‌اند. شدیدترین روند نزولی متعلق به ونیار (در اسفند و $Z=-2/47$) بود که در سطح ۱٪ معنی‌دار بود. نتایج شیب خط روند تغییرات یون سولفات نشان داد که در اکثر ماه‌ها شیب خط روندیون مذکور در آب رودخانه‌ها افزایشی است.

آزمون همگنی روند در سطح ۵٪ شان داد که روندیون سولفات، منطقه مورد مطالعه از نظر همگنی کل، همگنی و ایستگاه‌ها ناهمگن و از نظر ماه‌ها، تقابل ایستگاه-ماه و روند همگن می‌باشد.

و- مجموع آنیون‌ها

روند تغییرات مجموع آنیون‌ها در ۲۱ مورد صعودی معنی‌دار، ۲۴ مورد نزولی و بقیه آن‌ها (۷۵ مورد) غیرمعنی‌دار ($p \leq 0/01$) بودند. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند مثبت متعلق به ماه‌های بهار (فروردین، اردیبهشت و خرداد) بود که در هر کدام از این ماه‌ها ۳۰٪ ایستگاه‌ها روند مثبت معنی‌دار ($p < 0/1$) داشتند. شدیدترین روند صعودی متعلق به تازه‌کند (در اسفند با $Z=3/05$) بود که در سطح ۱٪ معنی‌دار بود. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند منفی نیز متعلق به اسفند بود که در آنیمی از ایستگاه‌ها روند منفی معنی‌دار دارا بودند. شدیدترین روند نزولی در صوفی‌چای (در دیماه با $Z=-2/70$) بود. شیب خط روند در مجموع آنیون‌ها در اغلب ماه‌ها صعودی بود. بزرگ‌ترین شیب مثبت خط روند مربوط به ونیار در خرداد (با شیب $2/23$ mg/lit/yr) بود. هم‌چنین بزرگ‌ترین شیب منفی در بستان‌آباد و در تیرماه (با شیب

۱/۲۳ - mg/lit/yr) مشاهده شد. ونیار و پل‌سنیخ دارای شیب‌های مثبت بزرگ (نسبت به بقیه) بودند. تایج آزمون همگنی در مورد این مولفه نشان داد که منطقه از نظر همگنی کل، همگنی و ایستگاه‌ها ناهمگن و از نظر ماه‌ها، تقابل ایستگاه-ماه و روند همگن می‌باشد.

ز- مجموع کاتیون‌ها

در مورد مجموع کاتیون‌ها ترکیبی از روندهای مثبت و منفی در ماه‌های مختلف دیده شد. تعداد روندهای منفی معنی‌دار بیش از تعداد روندهای مثبت معنی‌دار بود. ۲۱ مورد روند صعودی معنی‌دار، ۲۴ مورد روند نزولی معنی‌دار و بقیه (۷۵ مورد) غیرمعنی‌دار ($p \leq 0.1$) تشخیص داده شد. بیشترین تعداد ایستگاه با روند مثبت متعلق به ماه‌های بهار بود که در هر کدام سی درصد ایستگاه‌ها روند مثبت معنی‌دار را تجربه کرده‌اند. شدیدترین روند صعودی در تازه‌کند در اسفند ($Z=3/17$) بود. همچنین بیشترین تعداد ایستگاه با روند منفی متعلق به آبان و اسفند بود که در هر کدام ۴۰٪ ایستگاه‌ها روند منفی معنی‌دار داشتند. شدیدترین روند نزولی متعلق به صوفی‌چای (در دی ماه با $Z=-2/97$) بود. بزرگ‌ترین شیب مثبت خط روند مربوط به ونیار در خرداد (با شیب ۲/۸۰ mg/lit/yr) بود. همچنین بزرگ‌ترین شیب منفی خط روند مربوط به بستان‌آباد (در مرداد با شیب $-2/01$ mg/lit/yr) بود. ونیار و پل‌سنیخ نیز به ترتیب دارای بالاترین شیب‌های مثبت بودند.

در بین مطالعات (Marofi and Merianji (2007) نشان دادند که در استان‌های لرستان، کردستان، همدان و کرمانشاه بیش‌ترین مقدار مجموع کاتیون‌ها در تابستان و کم‌ترین آن در زمستان مشاهده می‌شود.

با توجه نمودار جعبه - خط مشخص گردید که شیب روند تغییرات این متغیر در اکثر ماه‌ها صعودی است. میانه شیب‌ها (مجموع کاتیون‌ها) در دی ماه از مقدار نظیر سایر ماه‌ها بیشتر بود. مقدار میانه در ماه مذکور حدود 0.2 mg/lit/yr بود. نتایج نشان داد که همگنی روند در مورد مجموع کاتیون‌ها در منطقه از نظر همگنی کل، همگنی و ایستگاه‌ها ناهمگن و از نظر ماه‌ها، تقابل ایستگاه-ماه و روند همگن می‌باشد.

ح- کل نمک‌های محلول در آب ($p \leq 0/1$)

روند کل نمک‌های محلول در آب (TDS) در ۲۱ مورد صعودی معنی‌دار و در ۲۲ مورد نزولی معنی‌دار بود و بقیه (۷۷ مورد) غیرمعنی‌دار ($p \leq 0/1$) بود. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند مثبت در خرداد بود که در آن ۴۰٪ ایستگاه‌ها روند مثبت معنی‌دار ($p \leq 0/1$) داشتند. شدیدترین روند صعودی در تازه‌کند (در اسفند و $Z=3/02$) بود. هم‌چنین بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند منفی در آبان و اسفند مشاهده شد که در هر کدام ۴۰٪ ایستگاه‌ها روند منفی معنی‌دار ($p \leq 0/1$) داشتند. بیش‌ترین روند نزولی در صوفی‌چای (در دیماه و $-2/88$) دیده شد. تندترین شیب مثبت خط روند در ونیار در تیرماه و شیب $4/07$ mg/lit/yr نتیجه شد. هم‌چنین بزرگ‌ترین شیب منفی خط روند در بستان‌آباد در مرداد با شیب $-3/63$ mg/lit/yr به‌دست آمد. میانه شیب روند تغییرات TDS در اکثر موارد مثبت بود. نتایج نشان داد که روند تغییرات TDS، در منطقه از نظر همگنی کل، همگنی و ایستگاه‌ها ناهمگن و از نظر ماه‌ها، تقابل ایستگاه - ماه و روند همگن می‌باشد.

ط- نسبت جذب سدیم

در مورد نسبت جذب سدیم (SAR) تعداد ۱۳ مورد روند صعودی معنی‌دار، ۸ مورد روند نزولی معنی‌دار و بقیه (۹۹ مورد) غیرمعنی‌دار ($p \leq 0/1$) به‌دست آمد. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند مثبت متعلق به آبان بود. طوری که ۳۰٪ ایستگاه‌ها روند مثبت معنی‌دار داشت. شدیدترین روند صعودی مربوط به چکان (در مرداد با $Z=2/39$) بود. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند منفی در شهریور و آبان مشاهده شد که در هر کدام، دو ایستگاه روند منفی معنی‌دار داشت. شدیدترین روند نزولی متعلق به قرمزی‌گل (در شهریور و $Z=-2/62$) بود. بزرگ‌ترین شیب مثبت برای SAR در ونیار (در تیرماه با شیب $4/07$ mg/lit/yr) دیده شد. هم‌چنین بزرگ‌ترین شیب منفی خط روند در بستان‌آباد (در شهریور و شیب $-0/72$ mg/lit/yr) دیده شد. ونیار و پل‌سنیخ دارای شیب‌های مثبت بالا نسبت به بقیه بودند. نتایج نشان داد که میانه شیب‌های SAR در ۱۰ ماه از سال مثبت و در مهرماه در تراز بالاتری نسبت به بقیه قرار داشت. برعکس، میانه شیب‌ها در دی در تراز پایین‌تری نسبت به بقیه ماه‌ها قرار

دارد. (Marofi and Merianji (2007: 1728 گزارش دادند که مقدار SAR آب رودخانه‌های کردستان، لرستان، کرمانشاه و همدان نیز در تابستان بیش‌تر می‌باشد. نتایج حاکی از آن بود که روند مولفه SAR، در منطقه از نظر همگنی کل، همگنی ماه‌ها و ایستگاه‌ها ناهمگن، ولی از نظر تقابل روندهای ایستگاه - ماه و روند همگن می‌باشد.

ی- هدایت الکتریکی آب

تعداد ۲۳ مورد روند صعودی معنی‌دار، ۲۰ مورد روند نزولی معنی‌دار در خصوص EC دیده شد. بقیه (۷۷ مورد) غیرمعنی‌دار ($p \leq 0/1$) بودند. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند مثبت متعلق به اردیبهشت، خرداد و مهر بود که در آن ۳۰٪ ایستگاه‌ها روند مثبت معنی‌دار داشتند. میرعباسی و دین‌پژوه (۱۳۸۹: ۷۶۰) گزارش کردند که روند تغییرات دبی جریان در این ماه‌ها نزولی است. شدیدترین روند صعودی متعلق به تازه‌کند در اردیبهشت با آماره $Z=3/15$ بود. بیش‌ترین تعداد ایستگاه با روند منفی نیز متعلق به اسفند بود که در آن ۴۰٪ ایستگاه‌ها روند منفی معنی‌دار ($p \leq 0/1$) داشته‌اند. شدیدترین روند نزولی متعلق به بستان‌آباد در فروردین ($Z=-2/54$) بود.

بزرگ‌ترین شیب مثبت خط روند مربوط به ونیار (در تیرماه با شیب $13/52$) بود. هم‌چنین بزرگ‌ترین شیب منفی خط روند در بستان‌آباد (در مرداد با β معادل $-12/70$) دیده شد. ونیار، تازه‌کند و پل‌سنیخ شیب‌های مثبت بالاتری نسبت به بقیه داشتند. میانه شیب‌ها در همه ماه‌های سال مثبت و در مرداد بیش‌تر از بقیه ماه‌ها بود. در این ماه دبی اغلب رودخانه‌ها کاهش می‌یابد. می‌توان نتیجه گرفت که شوری آب در همه ماه‌ها در اغلب ایستگاه‌ها افزایش و از کیفیت آب رودخانه‌ها در آذربایجان شرقی کاسته شده است.

کیفیت آب با توجه به نمودار ویلکاکسن نیز بررسی شد. این نمودار یکبار در ابتدای دوره آماری (شهریور و اردیبهشت ۱۳۶۲) و یکبار هم در انتهای دوره آماری (شهریور و اردیبهشت ۱۳۸۷) رسم شد. نتایج حاکی از آن بود که در انتهای دوره آماری کیفیت آب اغلب ایستگاه‌های هیدرومتری نامطلوب شده است.

نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر روند تغییرات پارامترهای کیفی آب تعدادی از رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی با آزمون MK مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور ۱۰ ایستگاه انتخاب و روند تغییرات هر یک از ۱۳ پارامتر کیفیت آب رودخانه‌ها شامل یون‌های Ca، Mg، Cl، Na، HCO₃، pH، SO₄، TDS، EC، SAR، درصد سدیم، مجموع آنیون‌ها و مجموع کاتیون‌ها تحلیل شد. همچنین شیب روند هر مولفه در دوره آماری با روش تخمین گر سن محاسبه گردید. نتایج نشان داد که در اغلب ایستگاه‌ها روند غلظت یون‌های مثبت و EC افزایشی است. نتایج نشان داد که در ایستگاه‌هایی که رواناب آن‌ها روند منفی داشت، روند تغییرات غلظت اغلب عناصر مورد بررسی مثبت و معنی‌دار بود. البته در مورد یون‌های منفی این نتیجه به‌طور کامل صدق نکرد و در برخی ایستگاه‌ها غلظت یون‌های منفی دارای روند کاهشی معنی‌دار ($p \leq 0/1$) بود. نتایج بررسی روند پارامترهای کیفی و کمی رودخانه‌های مورد بررسی نشان داد که کیفیت آب این رودخانه‌ها نسبت به گذشته نامطلوب‌تر شده، که دلیل آن به کاهش دبی رودخانه‌ها و تخلیه آلاینده‌های مختلف به رودخانه‌ها نسبت داده شد. کاهش دبی رودخانه‌ها توسط میرعباسی و دین‌پژوه (۱۳۸۹) در شمال غرب ایران گزارش شده است. کیفیت آب رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی از نظر مصارف کشاورزی با استفاده از نمودار ویل‌کوکس در سال‌های ۱۳۶۲ و ۱۳۸۷ در اردیبهشت و شهریور ارزیابی شد. نتایج طبقه‌بندی کیفیت آب در ایستگاه‌های مورد بررسی نشان داد که کیفیت آب اغلب رودخانه‌های استان در دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۲ از نظر مصارف کشاورزی افت کرده است.

اگر بخواهیم منابع آب را تحت شرایط کاهش نزولات جوی، افزایش دمای هوا، افزایش جمعیت و ارتقای سطح بهداشت جامعه در آینده استفاده کنیم لازم است در مورد جلوگیری از آلودگی آب‌های جاری اقدام شود. در صورت بی‌توجهی به این مسئله مهم ممکن است لطمات جبران‌ناپذیری به موقعیت اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و فرهنگی وارد شود.

منابع

- دانشور وثوقی، فرناز و دین‌پژوه، یعقوب (۱۳۹۱). «بررسی روند تغییرات کیفیت آب زیر زمینی دشت اردبیل با استفاده از روش اسپیرمن»، *محیط‌شناسی*، جلد ۳۸، شماره ۴ صفحات ۲۸-۱۷.
- میرعباسی نجف‌آبادی، رسول و دین‌پژوه، یعقوب (۱۳۸۹). «تحلیل روند تغییرات جریان آب رودخانه‌های شمال غرب ایران در سه دهه اخیر»، *مجله آب و خاک*، دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد، ۲۴(۴)صص ۷۶۸-۷۵۷.
- میرموسوی، سیدحسین (۱۳۸۷)، «مطالعه نوسانات دما و بارش سالانه در منطقه شمال غرب ایران»، *پژوهش‌های جغرافیای طبیعی*، شماره ۶۶ صص ۱۰۰-۸۷.
- Bouza-Deaño, R., Ternero-Rodriguez, M., Fernández-Espinosa, A.J. (2008), "Trend study and assessment of surface water quality in the Ebro River (Spain)", *Journal of Hydrology*, 361, 227-239.
- Birsan, M.V., Molnar, P., Burlando, P. and M. Bfoundler. (2005), "Streamflow trends in Switzerland", *Journal of Hydrology*, 314: 312-329.
- Chang, H. (2008), "Spatial analysis of water quality trends in the Han River basin", South Korea, *Water Research*, 42: 3285-3304
- Dinpashoh, Y., Jhajharia, D., Fakheri-Fard, A., Singh, V.P. & E. Kahya. (2011), "Trends in reference evapotranspiration over Iran", *Journal of Hydrology*, 399: 422-433.
- Dinpashoh, Y., Mirabbasi, R., Jhajharia, D., Zare Abianeh, H. & A. Mostafaeipour (2014), "Effect of Short-Term and Long-Term Persistence on Identification of Temporal Trends", *Journal of Hydrologic Engineering*, 19(3): 617-625.
- Dixon, H., Lawler, D.M. & A.Y. Shamseldin. (2006), "Streamflow trends in western Britain", *Geophysical Research Letters*, 33: L19406. doi:10.1029/2006GL027325
- Douglas, E.M. Vogel, R.M. & C.N. Kroll (2000), "Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation", *Journal of Hydrology*, 240: 90-105

- Ghahraman, B. & S. Taghvaeian. (2008), "Investigation of annual rainfall trends in Iran", *Journal of Agricultural Science and Technology*, 10: 93-97
- Georgiyevsky, V.Y., Yezhov, A.V., Shalygin, A.L. Shiklomanov, A.I. & I.A. Shiklomanov (1996), "Evaluation of possible climate change impact on hydrological regime and water resources of the former USSR rivers", *Russian Meteorology and Hydrology*, 11: 89-99
- Hamed, K.H. & R. Rao. (1998). "A modified Mann-Kendall trend test for auto-correlated data", *Journal of Hydrology*, 204:182-196
- Jhahharia, D., Dinpashoh, Y., Kahya, E., Choudhary R.R. Singh V.P. (2014), Trends in temperature over Godavari River basin in Southern Peninsular India, *International Journal of Climatology*, 34: 1369-1384.
- Hirsch, R.M., Slack, J.R., Smith, R.A., (1982) "Techniques of trend analysis for monthly water quality data", *Water Resour. Res.* 18 (1), 107-121.
- Kahya, E., & S. Kalayci. (2004). "Trend analysis of stream flow in Turkey", *Journal of Hydrology*, 289: 128-144
- Kendall, M.G. (1975), "Rank Correlation Methods", 4th edn. Charles Griffin", London. 202 p.
- Khaliq, M.N. Ouarda, T.B.M.J. & P. Gachon. (2009). "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*, 369: 183-197
- Kumar, S., Merwade, V. Kam, J. & K. Thurner. (2009), "Streamflow trends in Indiana: Effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains", *Journal of Hydrology*, 374(1-2): 171-183
- Lettenmaier, D.P., Wood, E.F. & J.R. Wallis (1994), "Hydro-climatological trends in the continental United States", 1948-88, *Journal of Climate*, 7: 586-607
- Lins, H.F. & J.R. Slack. (2005), "Seasonal and regional characteristics of US streamflow trends in the United States from 1940 to 1999, *Physical Geography*, 26 (6): 489-501.

- Mann, H.B. (1945), "Non-parameteric tests against trend", *Econometrica*, 33: 245-259.
- Marofi, S. & Merianji, Z. (2007), "Stream water quality in the western regions of Iran", *African Journal of Biotechnology*, 6 (14): 1728-1731
- Masih, I. Uhlenbrook, S. & V. Smakhtin. (2011), "Streamflow trends and climate linkages in the Zagros Mountains, Iran, *Climate Change*, 104: 317-338
- Onojaki, M.C., Ukerun, S.O. & Iwuoha, G. (2011), "A Statistical Approach for Evaluation of the Effects of Industrial and Municipal Wastes on Warri Rivers, Niger Delta, Nigeria", *Water Qual Expo Health*, (2011) 3:91-99.
- Panda, D.K., Mishra, A., Jena, S.K., James, B.K. & A. Kumar (2007), "The influence of drought and anthropogenic effects on groundwater levels in Orissa, India", *Journal of Hydrology*, 343:140-153
- Sahoo, D., & P.K. Smith (2009), "Hydroclimatic trend detection in a rapidly urbanizing semi-arid and coastal river basin", *Journal of Hydrology*, 367: 217-227
- Sen, P.K. (1968), "Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau", *Journal of American Statistical Association*, 63:1379-1389
- Thiel, H. (1950), "A rank-invariant method of linear and polynomial analysis, part 3", *Nederlandse Akademie van Wetenschappen, Proceedings*, 53:1397-1412
- Van Belle, G., & J.P. Hughes (1984), "Nonparametric tests for trend in water quality", *Water Resources Research*, 20(1): 127-136
- Yu, Y.-S., Zou, S. & D. Whitemore (1993), "Non-parametric trend analysis of water quality data of rivers in Kansas", *Journal of Hydrology*, 150: 61-80.