

تحلیل روند تغییرات زمانی جریان رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی

مجتبی قزل سفلو^۱، یعقوب دین‌پژوه^{۲*}، محمدعلی قربانی^۳ و احمد فاخری‌فرد^۴

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد منابع آب دانشگاه تبریز

۲- نویسنده مسئول، دانشیار گروه مهندسی آب دانشگاه تبریز

۳- استاد گروه مهندسی آب دانشگاه تبریز

۴- دانشیار گروه مهندسی آب دانشگاه تبریز

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۲/۱۵

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۱۰/۲۰

چکیده

هدف این مطالعه تجزیه و تحلیل روند جریان رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی در سه مقیاس زمانی ماهانه، فصلی و سالانه با روش‌های ناپارامتری می‌باشد. برای این منظور از اطلاعات داده‌های دبی ده ایستگاه هیدرومتری (۱۳۸۷-۱۳۶۲) و از آزمون مان کندال پس از حذف همه اثر ضرایب خودهمبستگی معنی‌دار استفاده شد. به منظور تخمین شیب خط روند از روش تخمین‌گر سن^۱ استفاده شد. نتایج نشان داد که ۳۰ درصد ایستگاه‌ها، در مقیاس سالانه، روند کاهشی معنی‌دار از خود نشان می‌دهند. تندترین شیب خط روند منفی، متعلق به ایستگاه ونیار معادل ۰/۳۵ مترمکعب بر ثانیه در سال بود. در مقیاس فصلی نیز روند منفی تقریباً در همه ایستگاه‌ها مشاهده شد. در مقیاس ماهانه روند جریان اکثر ایستگاه‌ها منفی بوده و هیچ ایستگاهی روند مثبت معنی‌دار (حتی در سطح ۱۰ درصد) تجربه نکرده بود. شدیدترین روند نزولی متعلق به ماه فروردین و ایستگاه تازه کند (صوفی‌چای) بوده که در سطح ۱ درصد معنی‌دار بود.

کلید واژه‌ها: همگنی، تخمین‌گر شیب Sen، روند، مان کندال، جریان رودخانه.

مقدمه

اکثر دانشمندان جهان معتقدند که افزایش غلظت گازهای گلخانه‌ای باعث تغییرات شگرف اقلیمی در نقاط مختلف دنیا شده است. اثر این پدیده در نقاط مختلف کره زمین متفاوت است. محققین زیادی در مورد اثر گرمایش اتمسفر کره زمین بر روی متغیرهای مختلف هیدرولوژیکی مطالعه کرده‌اند. اکثر این محققین برای بررسی روند متغیرهای مختلف هیدرولوژیکی، اقلیم‌شناسی و هواشناسی از روش‌های مختلف پارامتری و ناپارامتری استفاده کرده‌اند. دیکسن و همکاران^۲ روند جریان ۵۶ ایستگاه هیدرومتری در غرب بریتانیا را، در دوره آماری ۲۰۰۱-۱۹۶۲ در سه دوره با آزمون مان - کندال مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که گرچه بیشتر ایستگاه‌ها دارای روند معنی‌دار مثبت، در جریان‌های حداقل و حداکثر بودند با این حال جریان‌های میانگین تقریباً فاقد روند معنی‌دار بودند (۵). لینز و اسلک^۳ خصوصیات فصلی و منطقه‌ای روند جریان‌های ۴۳۵ ایستگاه هیدرومتری در ایالات متحده را در دوره زمانی ۱۹۹۹-۱۹۴۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که روند افزایشی جریان‌های کم

تا متوسط در طول دوره مذکور در دو سوم مرکز ایالات متحده تجربه شده و این روند با وسعت کمتر در قسمت‌های شرقی نواحی ساحلی نیز تجربه شده است (۱۵). کایا و کالایچی^۴ روند جریان آب رودخانه‌های ۲۶ حوضه در ترکیه را در یک دوره ۳۱ ساله (۱۹۹۴-۱۹۶۴) با استفاده از آزمون مان-کندال^۵ مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که در حالت کلی حوضه‌های واقع در بخش‌های غربی ترکیه روند کاهشی در سطح پنج درصد داشتند در حالی که حوضه‌های واقع در شرق ترکیه در سطح معنی‌دار پنج درصد روند معنی‌دار نداشتند (۱۰). داگلاس و همکاران^۶ روند سیلاب‌ها و جریان‌های کم را در ایالات متحده مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که در سطح معنی‌داری ۵ درصد سیلاب‌های ایستگاه‌های مورد بررسی، فاقد روند معنی‌دار بود ولی جریان‌های کم روند افزایشی معنی‌دار داشتند.

در ایران قهرمان و تقواییان روند بارش را در مقیاس سالانه در ۳۰ ایستگاه ایران در دوره آماری ۵۰ ساله با روش پارامتری شیب خط رگرسیون مطالعه کردند. آنها نشان دادند که در طی دوره مذکور،

4- Kahya and Kalayci

5- Mann-Kendall

6- Douglas et al.

1- Sen

2- Dixon et al.

3- Lins and Slack

جدول ۱- موقعیت مکانی ایستگاه‌های هیدرومتری منتخب در استان آذربایجان شرقی (۱۳۶۲-۱۳۸۷)

ردیف	نام رودخانه	نام ایستگاه	عرض جغرافیایی		ارتفاع (متر)
			دقیقه درجه	طول جغرافیایی دقیقه درجه	
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	ونیار	۳۷-۵۰	۴۶-۲۶	۲۲۰۰

مواد و روش‌ها

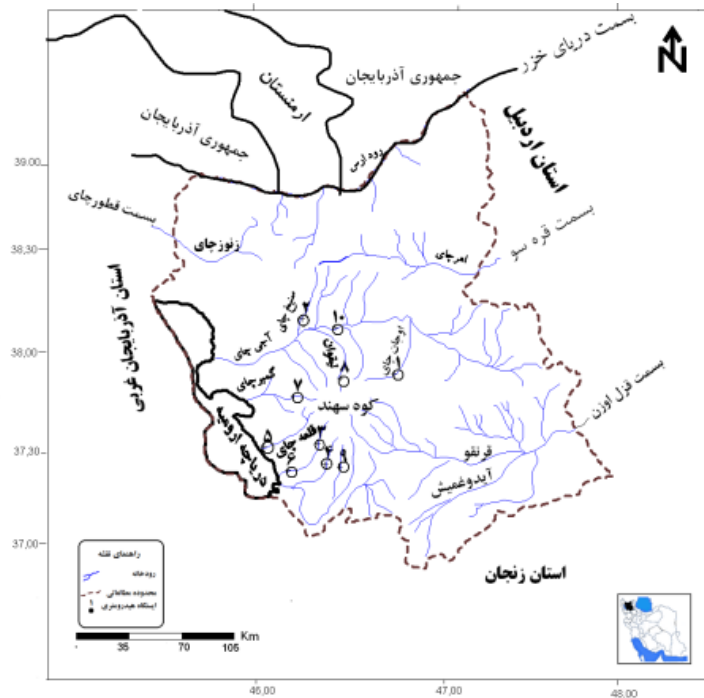
منطقه مورد مطالعه

منطقه مورد مطالعه استان آذربایجان شرقی، یکی از نواحی کوهستانی و غربی کشور است. این ناحیه در حد فاصل عرض جغرافیایی شمالی $39^{\circ} 26'$ تا $45^{\circ} 07'$ و $48^{\circ} 20'$ تا $36^{\circ} 45'$ طول شرقی از نصف النهار گرینویچ قرار دارد. مساحت استان حدود ۴۵۴۹۱ کیلومتر مربع است که معادل ۲/۸۱ درصد مساحت کل ایران است. در این مطالعه برای بررسی روند جریان آب رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی از داده‌های میانگین دبی آب روزانه در سه مقیاس زمانی سالانه، فصلی و ماهانه استفاده شد. داده‌ها از سازمان آب منطقه‌ای استان آذربایجان شرقی اخذ شد و پس از بررسی تمامی ایستگاه‌های هیدرومتری موجود، تعداد ۱۰ ایستگاه هیدرومتری که دارای حداقل ۲۵ سال داده ماهانه (۱۳۶۲-۱۳۸۷) بودند انتخاب شدند. جدول (۱) مشخصات ایستگاه‌های منتخب را نشان می‌دهد. در شکل (۱) موقعیت ایستگاه‌های هیدرومتری مورد مطالعه نشان داده شده است.

روش تحقیق

در این مطالعه روند تغییرات سری‌های زمانی جریان ماهانه، فصلی و سالانه تعدادی از ایستگاه‌های استان آذربایجان شرقی به شرح جدول (۱) با آزمون ناپارامتری مان-کندال مورد بررسی قرار گرفت. شرط لازم برای استفاده از این آزمون عدم وجود خودهمبستگی در سری زمانی داده‌ها می‌باشد. با این حال ممکن است داده‌ها دارای خود همبستگی معنی‌دار باشند. بنابراین، لازم است تا ابتدا اثر خودهمبستگی داده‌ها حذف گردد تا بتوان از آزمون مان-کندال

بازنگی هفت ایستگاه روند منفی و شش ایستگاه دیگر روند مثبت از خود نشان می‌دهند (۷). میرعباسی و دین پزوه روند جریان ۱۶ ایستگاه هیدرومتری منطقه شمال غرب ایران (اکثراً غیر مشترک با ایستگاه‌های این مطالعه) در سه مقیاس ماهانه، فصلی و سالانه در دوره آماری ۱۳۸۳-۱۳۵۳ با روش مان کندال با حذف اثر کلیه ضرایب خودهمبستگی معنی دار مورد آزمون قرار دادند. نتایج نشان داد که جریان رودخانه‌های شمال غرب ایران در مقیاس سالانه در همه ایستگاه‌ها دارای روند نزولی است. همچنین روند نزولی معنی دار در مقیاس فصلی، در تمام فصول مشاهده شد که در آن شدیدترین روند متعلق به فصل بهار بود (۱). مسیح و همکاران^۱ به بررسی ارتباط اقلیم و روند جریان پنج ایستگاه هیدرومتری رودخانه کرخه در ایران پرداختند. آنها نشان دادند که در تعدادی از ماه‌ها روند افزایشی (مثل ماه دسامبر) و در تعدادی دیگر روند کاهشی (مثل ماه می) را تجربه کرده‌اند. آنها اغلب این روندها را به تغییرات بارش نسبت دادند (۱۷). بررسی‌ها نشان می‌دهد که روند دبی آب رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی با روش مان-کندال بعد از حذف اثر همبستگی سریال داده‌ها به طور دقیق انجام نشده است. هدف از این مطالعه بررسی روند دبی ماهانه، فصلی و سالانه رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی با روش ناپارامتری مان-کندال با حذف کامل اثر خودهمبستگی معنی دار می‌باشد.



شکل ۱- موقعیت جغرافیایی منطقه مورد مطالعه و ایستگاه‌های هیدرومتری منتخب استان آذربایجان شرقی

توجه: موقعیت ایستگاه‌ها با دایره توخالی نشان داده شده‌اند و شماره ایستگاه‌ها در شکل عبارت‌اند از: ۱- ونبار ۲- پل سنخ ۳- چکان ۴- بستان آباد ۵- قرمزی گل ۶- بناب (صوفی چای) ۷- شیشوان ۸- تازکند مراغه (صوفی چای) ۹- مغانجیغ ۱۰- ليقوان.

که در آن S آماره مربوط به آزمون مان-کندال، x_j و x_i به ترتیب مقدار مشاهداتی مربوط به داده زام i و j ، n تعداد داده‌ها و $\text{sgn}(x_j - x_i)$ تابع علامت بوده و به صورت زیر تعریف می‌گردد:

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

مان و کندال نشان دادند که وقتی $n \geq 8$ باشد، آماره S تقریباً به طور نرمال توزیع شده و میانگین آن صفر و انحراف معیار آن به شرح زیر می‌باشد:

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

که در آن S آماره مان-کندال که از رابطه (۱) با توجه به مقادیر داده‌ها محاسبه می‌شود. $V(S)$ واریانس آماره S است و اندیس i نشان دهنده شماره دسته i ام است که دارای داده‌های مشابه هم در

استفاده نمود. برای این منظور از ویرایش اصلاح شده این آزمون (۱۳) در این پژوهش استفاده شد. در این ویرایش ابتدا ضرایب خود همبستگی تا هر مرتبه‌ای که معنی دار باشند، محاسبه و اثر خودهمبستگی داده‌ها روی روند آنها به طور کامل حذف شد. سپس آزمون مان-کندال اصلاح شده برای هر مقطع زمانی انجام شد. در این مطالعه از آزمون مان کندال با حذف کامل ساختار خود همبستگی برای حذف اثر خود همبستگی داده‌ها (۱۳) استفاده شد. این روش در ادامه شرح داده شده است.

آزمون مان-کندال مرسوم (MK)

در آزمون مان-کندال مرسوم یا MK هر مقدار در سری زمانی به صورت پیوسته و پشت سر هم با بقیه مقادیر سری، مورد مقایسه قرار می‌گیرد. آماره S که حاصل جمع همه شمارش‌ها را نشان می‌دهد به صورت زیر به دست می‌آید:

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

داده‌ها در ترتیب صعودی یا نزولی می‌باشد. در این روش فرض این است که روند داده‌ها خطی بوده و واحد شیب خط روند برابر با واحد متغیر مورد بررسی در سال (در این مطالعه مترمکعب بر ثانیه در سال) است.

در رابطه اخیر β برآوردکننده شیب خط روند و x_i مقدار ثبت شده برای مشاهده شماره i ام در ترتیب تاریخی می‌باشد. مقادیر مثبت و منفی β به ترتیب نشان دهنده روند افزایشی و کاهشی داده‌ها است. این روش در مطالعات هیدرولوژیکی به طور وسیعی استفاده شده است. در این مطالعه شیب خط روند با استفاده از معادله (۵) تخمین زده شد.

آزمون مان-کندال با حذف اثر کامل ضرایب خودهمبستگی معنی دار

آزمون مان-کندال اصلاح شده توسط حامد و راتو^۲ (۹) ارائه و توسط کومار و همکاران^۳ (۱۳) به کار برده شد. در این آزمون اثر همه ضرایب خود همبستگی معنی‌دار از سری زمانی حذف می‌گردد. ابتدا ضریب خود همبستگی مرتبه k ام یا r_k (از یک تا یک چهارم تعداد داده‌ها) محاسبه و معنی‌دار آن در سطح ۱۰ درصد مورد آزمون واقع شد. در صورتی که هیچ یک از ضرایب مذکور معنی‌دار نمی‌شد، روند با روش مرسوم مورد آزمون واقع می‌شد برعکس، در صورت معنی‌دار بودن یک یا چند ضریب خود همبستگی اثر آنها از سری زمانی حذف می‌شد. برای این منظور، واریانس اصلاح شده $V(S)^*$ به شرح زیر محاسبه می‌شود (۱۳):

$$V(S)^* = V(S) \cdot \frac{n}{n^*} \quad (۶)$$

که در آن

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

و $V(S)$ از رابطه (۳) و r_k ضریب خودهمبستگی با مرتبه k ام می‌باشد. برای محاسبه آماره مان-کندال اصلاح شده، در رابطه (۴) مقدار کمیت $V(S)$ با $V(S)^*$ جایگزین می‌گردد. آنگاه کمیت Z اصلاح شده مورد آزمون قرار می‌گیرد. حامد و راتو نشان دادند که در این روش معنی‌داری روند دقیق‌تر از روش مان کندال مرسوم قابل

ترتیب تاریخی می‌باشند. t_i تعداد داده‌های یکسان^۱ در دسته i ام می‌باشند. به عنوان مثال اگر چهار دسته از داده‌های یکسان که همه مشابه و برابر دو هستند ($t_1=2$) و یک دسته مشابه که همه سه هستند ($t_2=3$) در این صورت حاصل عبارت دوم در صورت کسر معادله (۳) برابر با ۱۳۸ (یا $4 \times 18 + 1 \times 66$) می‌باشد. آماره آزمون استاندارد شده Z به شرح زیر محاسبه می‌شود:

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

آماره آزمون MK استاندارد شده Z از توزیع نرمال استاندارد با میانگین صفر و واریانس واحد پیروی می‌کند. فرض صفر به شرطی پذیرفته می‌شود که قدر مطلق Z محاسبه شده از مقدار Z نرمال استاندارد در سطح معنی‌دار α کمتر باشد. در این مطالعه سطوح معنی‌دار یک، پنج و ده درصد مورد استفاده قرار گرفت اگر Z محاسبه شده بزرگتر از رقم آستانه‌ای "۱/۶۴۵" باشد روند داده‌ها در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار و در غیر این صورت غیر معنی‌دار فرض می‌شود به همین ترتیب اگر Z محاسبه شده بزرگتر از ارقام "۱/۹۶" و "۲/۳۳" باشد روند داده‌ها به ترتیب در سطح ۵ درصد و ۱ درصد معنی‌دار فرض می‌شود. در غیر این صورت فرض صفر مبنی بر وجود روند در داده‌ها در سطح معنی‌دار مورد نظر رد می‌شود.

تخمین شیب خط روند با روش Sen

یک روش ناپارامتری مفید برای تخمین شیب خط روند روش تخمین گر Sen می‌باشد. مقدار شیب روند با استفاده از شیوه ارائه شده توسط تیل (۲۱) و سن (۲۰) با رابطه زیر برآورد می‌شود:

$$\beta = \text{Median} \left(\frac{x_j - x_l}{j - l} \right) \quad \forall l < j \quad (۵)$$

که در آن x_j و x_l مقادیر داده‌ها به ترتیب در زمان‌های j و l ($j > l$) می‌باشد. همچنین منظور از $\text{Median}(u)$ میانه مقادیر u می‌باشد. اگر تعداد u ها زوج باشد میانه داده‌ها از میانگین حسابی دو عدد موجود در وسط سری داده‌های مربوط به u در ترتیب صعودی یا نزولی می‌باشد و اگر تعداد u ها فرد باشد میانه داده‌ها عدد موجود در وسط

2- Hamed and Rao

3- Kumar et al.

1- Number of ties

جدول ۲- معادله‌های آزمون همگنی روند با استفاده از روش وان بل و هوقس

درجه آزادی	آماره کی دو
km	$\chi_{total}^2 = \sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^k Z_{jl}^2$
$km-1$	$\chi_{homog}^2 = \sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^k Z_{jl}^2 - km(\bar{Z}_{..})^2$
$m-1$	$\chi_{season}^2 = k \sum_{j=1}^m (\bar{Z}_{.j})^2 - km(\bar{Z}_{..})^2$
$k-1$	$\chi_{station}^2 = m \sum_{l=1}^k (\bar{Z}_{.l})^2 - km(\bar{Z}_{..})^2$
$(k-1)(m-1)$	$\chi_{station-season}^2 = \sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^k Z_{jl}^2 - k \sum_{j=1}^m (\bar{Z}_{.j})^2 - m \sum_{l=1}^k (\bar{Z}_{.l})^2 + km(\bar{Z}_{..})^2$
1	$\chi_{trend}^2 = km(\bar{Z}_{..})^2$

مان-کندال (مرسوم و اصلاح شده) از برنامه‌ای که در زبان مطلب^۱ نوشته شده بود، استفاده شد. همگنی روند با آزمون وان بل و هوقس مورد آزمون قرار گرفت. برای این کار از صفحه گسترده اکسل استفاده شد.

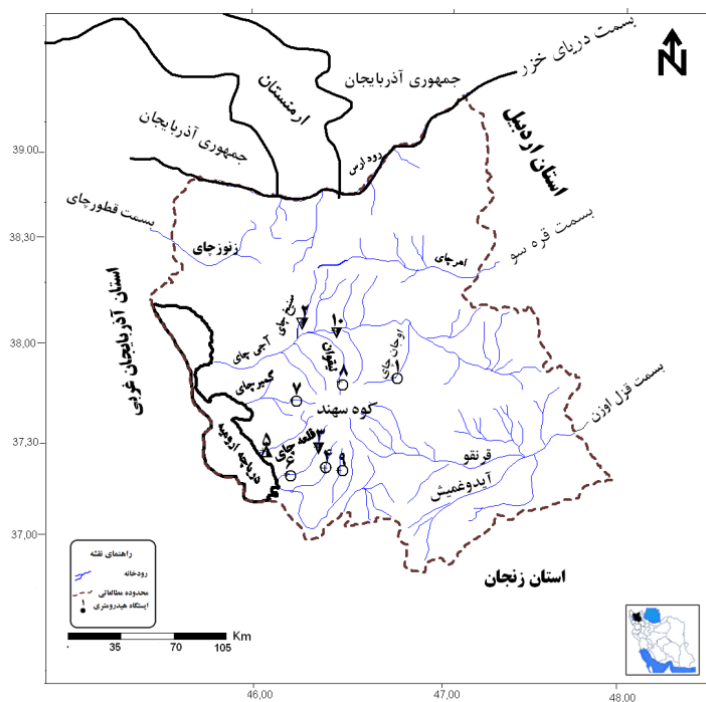
نتایج و بحث

در جدول ۳ مقادیر آماره Z مان-کندال اصلاح شده را برای رواناب ماهانه ایستگاه‌های منتخب استان آذربایجان شرقی نشان می‌دهد. همانگونه که از این جدول می‌توان استنباط کرد، در مقیاس سالانه از کل ۱۰ ایستگاه مورد مطالعه تعداد سه ایستگاه دارای روند منفی معنی دار در سطح ۱۰ درصد می‌باشند و شش ایستگاه دیگر فاقد روند معنی دار هستند. شدیدترین روند منفی متعلق به ایستگاه تازه کند بر روی رودخانه صوفی‌چای مراغه می‌باشد. در بین ایستگاه‌های مورد مطالعه روند رواناب سالانه ایستگاه‌های تازه کند و ونیاد در سطح ۱ درصد و ایستگاه پل سنخ در سطح ۱۰ درصد منفی و معنی دار بود. شکل (۲) الگوی مکانی روند تغییرات میانگین رواناب سالانه ایستگاه‌های هیدرومتری مورد بررسی را نشان می‌دهد به طوری که از این شکل می‌توان استنباط کرد در مقیاس سالیانه به جز ایستگاه شیشوان واقع در جنوب غرب استان آذربایجان شرقی روند جریان آب سایر ایستگاه‌های هیدرومتری غیر معنی دار است. شکل (۲) الگوی مکانی روند تغییرات میانگین رواناب سالانه ایستگاه‌های هیدرومتری منتخب را در استان آذربایجان شرقی نشان می‌دهد.

تشخیص است (۹). این روش در سال‌های اخیر در تحقیقات دیگران به کار برده شده است (۱۳ و ۱۲، ۱).

بررسی همگنی روند

فرض ضمنی همه آزمون‌های روند این است که روند بین ماه‌ها (یا کل منطقه) همگن است. وقتی روند بین ماه‌ها (یا کل منطقه) ناهمگن شود (برای مثال روند رو به بالا در یک ماه و روند رو به پایین در ماه دیگر وجود داشته باشد) انجام دادن تنها یک آزمون کلی جهت روند و تخمین گر شیب گمراه کننده خواهد بود. به عنوان مثال اگر روند تغییرات جریان آب در شش ماه از سال مثبت و معنی دار و در شش ماه دیگر منفی و معنی دار باشد، ممکن است در طول سال روند متغیر مورد نظر معنی دار نباشد. بنابراین، در چنین شرایطی انجام یک تست کلی برای مقیاس سالانه گمراه کننده است. همچنین اگر روند یک متغیر، مانند جریان آب در یک منطقه مانند استان آذربایجان شرقی، در نیمه شمالی منطقه مثبت و معنی دار باشد و در نیمه جنوبی آن منفی و معنی دار باشد ممکن است در کل استان این متغیر روند معنی دار نشان ندهد. در این شرایط نیز نتیجه گمراه کننده بوده و انجام دادن یک آزمون اولیه برای همگنی روند قبل از اجرای هر یک از این آزمون‌ها ضروری می‌باشد. در این مطالعه برای بررسی روند همگنی از روش پیشنهادی وان بل و هوقس (۲۲) استفاده شد. این روش برای بررسی روند همگنی متغیرهای مختلف توسط محققین مختلف مانند یو و همکاران (۲۳)، پاندا و همکاران (۱۸) و دین پژوه و همکاران (۴) نیز به کار برده شده است. جدول (۲) معادله‌های لازم برای آزمون همگنی روند با استفاده از روش وان بل و هوقس (۲۲) را نشان می‌دهد. در مطالعه حاضر برای اجرای آزمون



شکل ۲- الگوی مکانی روند تغییرات میانگین رواناب سالانه ایستگاه‌های هیدرومتری منتخب

۱- بستان آباد ۲- پل سنیخ ۳- تازکند(صوفی چای) ۴- چکان ۵- شیوان ۶- بناب (صوفی چای) ۷- قرمزی گل ۸- لیقوان ۹- مغانجیغ ۱۰- ونیار
مثلث‌های رو به پائین روند نزولی معنی دار، مثلث‌های رو به بالا روند صعودی معنی دار و دایره‌ها نشان دهنده فقدان روند معنی‌دار در سطح ۱۰ درصد می‌باشند.

برعکس در مقیاس فصلی همه روندهای معنی دار در سطح ۱۰ درصد و کمتر دارای جهت رو به پایین بوده است. در فصل پاییز ۷۰ درصد ایستگاه‌ها دارای روند منفی معنی‌دار بود. در فصل تابستان که آب رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی به حداقل می‌رسد، از بین ۱۰ ایستگاه مورد مطالعه، سه ایستگاه روند منفی معنی دار داشتند. شدیدترین روند منفی متعلق به ایستگاه چکان با آماره $Z = -3/21$ بوده است که در سطح ۱ درصد معنی‌دار بود. این ایستگاه در دامنه‌های جنوبی کوه سه‌سهند قرار دارد. در فصل بهار ۸۰ درصد ایستگاه‌ها روند نزولی معنی دار در سطح ۱۰ درصد یا کمتر داشتند. در حالت کلی می‌توان نتیجه گرفت که در بهار روند جریان آب همه رودخانه‌های آذربایجان شرقی (به جز شیشوان و بناب) نزولی می‌باشد. در فصل زمستان ۴۰ درصد ایستگاه‌های مورد مطالعه روند نزولی داشته‌اند. در این فصل ایستگاه پل سنیخ (روی رودخانه سنیخ چای) روند منفی معنی دار در سطح ۱۰ درصد با آماره $Z = -1/94$ را تجربه کرده است. در حالت کلی می‌توان نتیجه گرفت که در مقیاس فصلی رواناب رودخانه‌های اغلب ایستگاه‌های هیدرومتری استان آذربایجان شرقی دارای روند نزولی است.

در ماه مهر شدیدترین روند منفی متعلق به ایستگاه چکان با آماره $Z = -2/52$ بوده است. این ایستگاه در شرق شهرستان مراغه در روستای چکان قرار دارد و آب آن از طریق صوفی چای به دریاچه ارومیه تخلیه می‌شود. در ماههای آبان و آذر شدیدترین روند منفی به ترتیب متعلق به ایستگاه‌های بستان آباد و چکان بوده که آماره Z مان‌کندال آنها به ترتیب معادل $-3/44$ و $-2/89$ بود. در آذر ماه جریان بیش از ۷۰ درصد ایستگاه‌های مورد مطالعه کاهش یافته و حدود ۶۰ درصد آن‌ها روند نزولی معنی‌دار را تجربه کرده‌اند. چون آب رودخانه‌ها از بارش‌ها تأمین می‌شود بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که بارش‌های پاییز استان مورد مطالعه نیز دارای روند نزولی معنی‌دار می‌باشد. قهرمان و تقوائیان روند بارش‌های سالانه را در ۳۰ ایستگاه ایران از جمله تبریز و خوی در دوره آماری ۵۰ ساله با روش پارامتری تی تست مورد آزمون قرار دادند. آنها نشان دادند که در طی

با توجه به مقادیر آماره Z محاسبه شده (جدول ۳) می‌توان استنباط کرد که در مقیاس ماهانه روند میانگین دبی رواناب هیچ ایستگاهی مثبت معنی دار (حتی در سطح ۱۰ درصد) نبوده است.

نتایج شیب خط روند برای داده‌های رواناب منطقه مورد

مطالعه

در این مطالعه شیب خط روند داده‌های جریان ماهانه، فصلی و سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه در استان آذربایجان شرقی محاسبه شد (جدول نشان داده نشده است). نتایج نشان داد که در ماه‌های مربوط به فصل‌های بهار و پاییز تعداد شیب‌های منفی بیشتر از تعداد شیب‌های مثبت است. شدیدترین شیب منفی خط روند در مقیاس سالانه متعلق به ایستگاه ونیار معادل $0/48-$ مترمکعب بر ثانیه در سال است. این نشان می‌دهد که رواناب رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی در فصول بهار و پاییز کاهش و آب رودخانه‌ها تا حدودی فروکش کرده است.

شدیدترین مقادیر شیب‌های خط روند منفی در مقیاس فصلی (بجز فصل تابستان) مربوط به ایستگاه ونیار می‌باشد. بیشترین شیب خط روند منفی در فصل تابستان مربوط به ایستگاه بناب معادل $0/04-$ مترمکعب بر ثانیه در سال می‌باشد. این نشان می‌دهد که در هر سال از میزان دبی متوسط رودخانه در فصل تابستان در ایستگاه بناب حدود ۴۰ لیتر در ثانیه کم شده است که به نوبه خود تولیدات کشاورزی و باغی نواحی جنوب استان آذربایجان شرقی را تحت تأثیر قرار داده است.

شکل (۳) نمودار باکس ویسکر را برای شیب خط روند رواناب ماهانه ایستگاه‌های منطقه مورد مطالعه نشان می‌دهد. مطابق شکل خط میانه شیب‌ها، خط درون جعبه‌ها، در همه ماه‌های سال منفی است. این واقعیت نشان دهنده این است که در حالت کلی شیب خط روند رواناب ماهانه اکثر ایستگاه‌های منطقه منفی است. خط میانه جعبه‌های مربوط به ماه‌های مهر، آبان، آذر، دی، فروردین در مقایسه با دیگر ماه‌های سال در موقعیت پائین‌تری نسبت به دیگر ماه‌های سال قرار دارد. این نشان می‌دهد که نه تنها همه شیب‌ها در استان آذربایجان شرقی منفی است بلکه شیب خط روند در ماه‌های فصل پاییز و ماه فروردین در مقایسه با دیگر ماه‌های سال شدیدتر است. فاصله بین خطوط بالا و پائین مستطیل‌ها در خصوص ماه‌های فروردین، اردیبهشت و خرداد در مقایسه با دیگر ماه‌های سال بیشتر است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که تغییرات شیب خط روند در بین ایستگاه‌های منطقه در ماه‌های مذکور بیشتر از ماه‌های دیگر سال است. ارتفاع مستطیل‌ها نشان دهنده فاصله بین چارک اول و سوم داده‌های شیب خط روند است. به طوری که از شکل (۳) می‌توان نتیجه گرفت در فروردین ماه فاصله بین صدک ۲۵ و ۷۵ بیشتر از فاصله نظیر در ماه‌های دیگر سال است با این حال فاصله چارک اول تا میانه خیلی بیشتر از فاصله چارک سوم تا میانه است. این نشان می‌دهد که واریانس داده‌های پائین‌تر از میانه بیشتر از مقدار نظیر داده‌های بالاتر از میانه است. همچنین با توجه به شکل (۲) می‌توان دریافت که میانه شیب‌های خط روند جریان در مرداد و

دوره مورد مطالعه بارش ایستگاه‌های تبریز و خوی دارای روند منفی معنی‌دار در سطح ۵ درصد (یا کمتر) بودند (۷). میر موسوی نیز روند منفی معنی‌داری را برای بارش‌های سالانه تبریز، اردبیل و خوی گزارش کرده است.

می‌توان نتیجه گرفت که اثر افزایش گازهای گلخانه‌ای در استان آذربایجان شرقی به صورت کاهش آب رودخانه‌ها ظاهر شده است. افزون بر این تغذیه آب‌های زیر زمینی دشت‌های استان مورد مطالعه نیز از طریق نفوذ بخشی از بارندگی و آب‌های سطحی انجام می‌گیرد. بنابراین لازم است تدابیر علمی برای استفاده بهینه و پایدار از منابع آب‌های سطحی و زیر زمینی در استان مورد مطالعه اندیشیده شود.

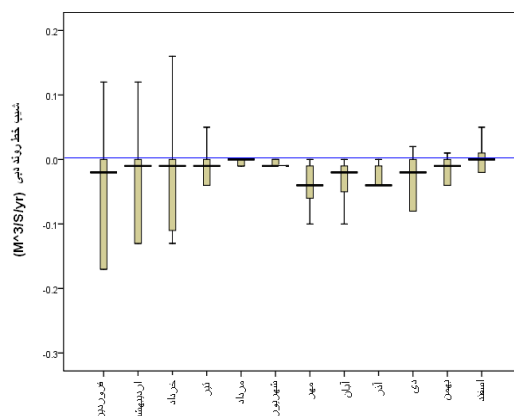
به طوریکه از جدول (۳) می‌توان نتیجه گرفت در مقیاس ماهانه از کل ۱۲۰ مورد آماره $Z(12 \times 10)$ مان-کندال، ۳۲ مورد روند نزولی معنی‌دار (در سطح ۱۰ درصد و کمتر) داشته‌اند و بقیه آنها (۸۸ مورد) فاقد روند معنی‌دار بودند. این نتیجه نیز حاکی از آن است که در مقیاس ماهانه غالب رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی کاهش یافته است. گرچه نتایج مطالعه حاضر حاکی از کاهش آب رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی در مقیاس‌های مختلف زمانی است ولیکن محققین مختلف در نقاط دنیا برای متغیر مورد بحث نتایج متفاوتی را گزارش داده‌اند که در زیر به برخی از آنها اشاره می‌شود. جورجیوسکی و همکاران^۱ روند جریان رودخانه‌های مناطق ولگا، دنپیر و ونیزی در روسیه اروپایی و غرب سیبری را در فصل بهار و در دوره آماری ۱۹۹۰-۱۹۴۶ کاهش‌ی گزارش کرده‌اند (۸). کایا و کالایچی با بررسی روند جریان ۸۳ ایستگاه هیدرومتری در غرب ترکیه، در دوره آماری ۱۹۹۴-۱۹۶۴ با استفاده از آزمون مان-کندال نشان دادند که رواناب رودخانه‌های ۴۷ ایستگاه دارای روند نزولی معنی‌دار بوده است (۱۰). با این حال در برخی از نواحی دنیا افزایش رواناب نیز گزارش شده است. مثلاً لتنمایر و همکاران^۲ در نیمی از ایستگاه‌های هیدرومتری ایالات متحده افزایش قابل ملاحظه در دبی رواناب رودخانه‌ها را در ماه‌های نوامبر تا آوریل گزارش کردند (۱۴). بیرسان و همکاران^۳ افزایش رواناب را در فصل‌های پاییز، بهار و زمستان در ۴۸ ایستگاه سویس گزارش کردند. آنها دلیل آن را افزایش در درجه حرارت هوای سویس اعلام کرده‌اند (۳). ساهو و اسمیت^۴ تغییر در رژیم فصلی رواناب رودخانه‌ها در منطقه حوضه سن آنتانیو در ایالات متحده را مطالعه و نشان دادند که روند رواناب ۳۳ درصد ایستگاه‌ها در فصل زمستان مثبت و معنی‌دار است (۱۹).

1- Georgiyevsky et al.

2- Lettenmaier et al.

3- Birsan et al.

4- Sahoo and Smith



شکل ۳- نمودار باکس و ویسکر شیب خط روند دبی میانگین روزانه در ماههای مختلف سال در استان آذربایجان شرقی دوره آماری (۱۳۸۷-۱۳۶۲)

توجه: در این شکل خطوط انتهایی جعبه (پائین و بالای مستطیل) به ترتیب نشان دهنده مقادیر شیب نظیر صدک ۷۵ و ۲۵ و خط موجود در درون جعبه نشان دهنده مقدار نظیر میانه شیب ها می باشد. خطوط قائم بالا و پایین به ترتیب نشان دهنده بیشترین و کمترین مقدار شیب خط روند مشاهده شده در بین ایستگاهها است

جدول ۴- نتایج آزمون همگنی روند داده های رواناب ماهانه رودخانه های استان آذربایجان شرقی

منبع	کی-دو محاسبه شده	درجه آزادی	کی-دو جدول ($\alpha=0.05$)	معنی داری
کل	۲۵۰/۳۳	۱۲۰	۱۴۶/۲	معنی دار
همگنی	۱۵۹/۵۸	۱۱۹	۱۴۵	معنی دار
ماهها	۱۴/۴۳	۱۱	۱۹/۶۸	غیر معنی دار
ایستگاهها	۳۶/۸۸	۹	۱۶/۹۲	معنی دار
ایستگاه - ماه	۴۷۱/۲۸	۹۹	۱۲۳	معنی دار
روند	۹۰/۷۵	۱	۳/۸۴	معنی دار

دست آمده و بزرگتر از χ^2 حاصل از جدول کی دو در سطح پنج درصد (با درجه آزادی ۱۲۰) می باشد (مقدار کی دو جدول معادل ۱۴۶/۲ است) بنابراین، فرض صفر مبنی بر همگنی کل در بین داده‌های رواناب ماهانه رد می شود. از طرفی چون مقدار χ^2_{homog} محاسباتی (۱۵۹/۵۸) از χ^2 نظیر جدول (معادل ۱۴۵) در سطح پنج درصد بزرگتر می باشد، پس نتایج آزمون همگنی در سطح پنج درصد معنی دار بوده و روند رواناب ماهانه همگن نیست (جدول ۴).

در راستای بررسی همگنی روند جریان آب رودخانه ها در ماه های مختلف سال مقدار χ^2_{season} معادل ۱۴/۴۳ محاسبه گردید. چون این رقم از مقدار نظیر جدول کی دو (۱۹/۶۸) کوچکتر است، بنابراین، می توان نتیجه گرفت که ماهها از نظر داشتن روند متغیر رواناب ماهانه از همگنی کامل در سطح ۵ درصد برخوردار می باشند و مفهوم آن این است که روند منفی برای متغیر مورد بررسی تقریباً در تمام ماههای سال در خصوص دبی آب رودخانه های استان مورد مطالعه حاکم بوده است. به عبارت دیگر، در منطقه مورد مطالعه، روند جریان

اسفند ماه نزدیک به خط صفر قرار دارد. به عبارت بهتر در این دو ماه نیمی از ایستگاهها روند منفی و نیم دیگر روند معکوس داشته‌اند. در حالت کلی با توجه به شیب خطوط روند می توان نتیجه گرفت که دبی آب رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی در تمام ماههای سال در طول سه دهه گذشته کاهش یافته است. بیشترین کاهش ابتدا در فصل پائیز و سپس در فصول بهار و زمستان اتفاق افتاده است. بارش‌های این سه فصل سهم مهمی از بارش کل سال استان مورد مطالعه را تشکیل می دهد.

نتایج آزمون همگنی روند رواناب رودخانه ها

خلاصه نتایج آزمون همگنی روند سری داده های مربوط به دبی رواناب ماهانه رودخانه های استان آذربایجان شرقی در جدول (۴) ارائه شده است. به طوری که از این جدول می توان استنباط کرد با توجه به اینکه مقدار کمیت $\chi^2_{total} = \sum_{j=1}^{12} \sum_{l=1}^{10} Z_{jl}^2$ معادل ۲۵۰/۳۳ به

جدول ۳- مقادیر آماره Z آزمون مان کندال برای داده های جریان رودخانه در ۱۰ ایستگاه استان آذربایجان شرقی (دوره آماری ۱۳۸۷-۱۳۶۲)

مقیاس زمانی

ردیف	ایستگاه	ماهانه															سال	
		فروردین	اردیبهشت	مهر	مهر	مهر	مهر	مهر	مهر	مهر	مهر	مهر	مهر	مهر	مهر	مهر		
فصلی	سالانه	بهار	تابستان	پاییز	زمستان	بهار	تابستان	پاییز	زمستان	بهار	تابستان	پاییز	زمستان	بهار	تابستان	پاییز	زمستان	
۱	بستان آباد	-۱/۳	-۰/۹۶	۰/۶۸	۰/۹۰	۰/۶۲	-۰/۲۴	-۲/۱۰*	-۳/۴۴**	-۲/۷۶**	-۲/۳۹**	-۰/۶۷	-۰/۱۴	-۰/۷۷	۱/۲۶	-۳/۱۷**	-۱/۶۰	-۰/۱۲
۲	پل سنخ	-۲/۶۲**	۰/۰۶	-۲/۲۷**	-۱/۲۰	†	†	-۲/۱۵*	-۱/۶۶	-۱/۸۵	-۱/۴۰	-۰/۰۷	-۱/۲۷	-۱/۱۲	-۱/۶۱	-۳/۰۰**	-۱/۹۴*	-۱/۸۵
۳	تازه کند	-۳/۹۵**	-۳/۲**	-۱/۳۶	۰/۸۹	۰/۴۷	-۱/۵۳	-۱/۰۶	-۱/۴۴	-۱/۹۸*	-۱/۸۶	-۱/۷۱	-۲/۹۵**	-۳/۷۰**	۰/۸۰	-۱/۷۲	۰/۰۰	-۳/۵۷**
۴	چکان	-۰/۵۰	-۰/۶۶	-۱/۴۴	-۲/۵۸**	-۱/۷۶	-۱/۸۶	-۲/۵۲**	-۱/۵۴	-۲/۸۹**	۰/۵۹	-۰/۵۵	۰/۶۸	-۱/۰۵	-۲/۰۸*	-۳/۲۱**	۱/۲۴	-۱/۱۰
۵	شیشوان	-۰/۱۰	۰/۲۳	۰/۷۵	†	†	†	†	۰/۳۸	۱/۵۰	۰/۴۹	-۱/۸۰	۱/۱۴	۱/۳۲	†	۰/۷۲	۱/۰۲	-۱/۸۰
۶	بناب	۰/۶۱	۰/۷۴	-۱/۲۹	-۲/۵۷**	-۱/۶۴	-۱/۰۴	-۲/۱۸*	-۰/۴۹	-۲/۵۲**	-۱/۲۸	-۰/۱۶	-۰/۷۶	-۰/۳۷	-۱/۸۲	-۱/۰۱	-۰/۱۶	-۰/۱۷
۷	قرمزی گل	-۱/۰۳	۰/۲۳	-۱/۸۹	-۲/۱۳*	-۱/۳۹	-۲/۱۴*	-۰/۶۷	-۱/۱۳	-۱/۲۱	-۰/۷۸	۰/۰۰	۱/۶۳	-۰/۸۴	-۱/۸۳	-۱/۸۹	-۰/۶۳	-۱/۵۴
۸	لیقوان	۰/۰۵	-۰/۱۲	-۲/۳۳**	-۰/۷۳	-۰/۴۱	۰/۰۰	-۱/۲۲	-۰/۱۲	۰/۰۰	۰/۰۰	-۰/۷۲	-۰/۳۳	-۰/۲۶	-۱/۸۴	-۰/۷۹	-۰/۳۵	
۹	مغانجیغ	۰/۰۸	-۰/۷۶	-۱/۳۱	۰/۴۳	-۰/۸۱	-۱/۳۳	-۰/۰۶	-۰/۲۶	۰/۰۰	-۱/۲۰	-۱/۲۰	۱/۰۳	-۰/۳۱	-۱/۱۱	۰/۲۲	۰/۳۲	۰/۸۸
۱۰	ونیار	-۲/۷۱**	-۰/۷۷	-۰/۴۲	-۰/۷۷	۰/۰۰	۱/۰۴	-۱/۷۹	-۱/۶۷	-۲/۴۷**	-۰/۶۲	-۱/۶۱	-۱/۰۳	-۱/۵۶	-۰/۴۹	-۱/۹۱	-۱/۰۲	-۲/۳۹**
۱	تعداد ایستگاه با روند مثبت	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۱
۳	تعداد ایستگاه با روند منفی	۳	۱	۳	۳	۱	۲	۵	۳	۶	۲	۲	۱	۱	۳	۷	۱	۳
۶	تعداد ایستگاه بدون روند	۷	۹	۷	۷	۹	۸	۵	۷	۴	۸	۸	۹	۹	۷	۳	۹	۶

توجه: در این جدول روند معنی دار به صورت ارقام پررنگ در سطح ۱۰، پنج و یک درصد به ترتیب بدون ستاره، با یک ستاره و دو ستاره مشخص شده اند.

† به منزله نبودن یا ناقص بودن داده می باشد. در شمارش تعداد ایستگاه ها سطح ۱۰، پنج و یک درصد یا کمتر در نظر گرفته شده است.

سری رواناب رودخانه‌های اغلب ایستگاه‌های استان آذربایجان شرقی روند نزولی داشته‌اند. این امر نه تنها تولیدات کشاورزی منطقه را تحت تأثیر خود قرار داده است بلکه تبعات اکولوژی دیگر در استان آذربایجان شرقی را به همراه داشته است که بعنوان مثال می‌توان به کاهش تراز آب دریاچه ارومیه اشاره کرد. در مقیاس ماهانه اغلب ایستگاهها دارای روند منفی بوده و میانگین دبی رواناب هیچ ایستگاهی روند مثبت معنی دار (حتی در سطح ۱۰ درصد) تجربه نکرده است. شدیدترین روند نزولی متعلق به ایستگاه تازه کند در ماه فروردین با آماره $Z = -3/95$ بوده است که در سطح ۱ درصد معنی دار بود. شیب خط روند با روش تخمین گر Sen محاسبه شد. نتایج نشان داد که در ماه‌های مربوط به فصل‌های بهار و پاییز تعداد شیب‌های منفی بیشتر از تعداد شیب‌های مثبت است. بیشترین شیب منفی خط روند در مقیاس سالانه متعلق به ایستگاه ونیار معادل $-0/48$ مترمکعب بر ثانیه در سال بود. در مقیاس فصلی شیب خط روند از $-0/85$ متر مکعب بر ثانیه در سال در فصل بهار ایستگاه ونیار تا $+0/14$ متر مکعب بر ثانیه در سال در فصل بهار ایستگاه شیشوان تغییر می‌کند. بیشترین شیب خط روند منفی در فصل تابستان مربوط به ایستگاه صوفی چای معادل $0/04$ مترمکعب بر ثانیه در سال می‌باشد. همچنین همگنی روند جریان با روش وان بل هوقس مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که روند داده‌های دبی جریان از نظر زمانی همگن ولی از نظر مکانی غیر همگن بودند.

سپاسگزاری

بدینوسیله از سازمان آب منطقه ای آذربایجان شرقی که داده‌های مورد نیاز را در اختیار قرار دادند سپاسگزاری می‌نماید. ضمناً از داوران محترم که با ارائه نکات ارزنده باعث ارتقای کیفی مقاله گردیدند صمیمانه سپاسگزاری می‌نماید.

آب رودخانه‌ها در اکثر ماه‌های سال منفی و از همگنی کامل برخوردار است. به منظور بررسی همگنی مکانی روند متغیر رواناب ماهانه مقیاس کمیست $\chi^2_{station}$ از رابطه

$$\chi^2_{homog} = \sum_{g=k=1}^{12} \sum_{g=k=1}^{10} (Z_{gk} - Z_{..})^2$$

دست آمد. همان‌گونه که در جدول (۴) نشان داده شده است، مقدار $\chi^2_{station}$ محاسبه شده (برابر $36/88$) از مقدار نظیر آن در جدول کی دو (معادل $16/92$) با درجه آزادی $119 - 1 = 118$ ، بزرگتر است. بنابر این می‌توان نتیجه گرفت که روند متغیر مورد بحث در بین ایستگاه‌ها در مقیاس ماهانه در سطح پنج درصد همگن نمی‌باشند. در حالت کلی می‌توان نتیجه گرفت که روند متغیر جریان آب رودخانه‌های آذربایجان شرقی از نظر زمانی (ماه‌ها) همگن ولی از نظر مکانی (ایستگاه‌ها) غیرهمگن است.

نتیجه‌گیری

در این مطالعه روند دبی ماهانه، فصلی و سالانه رودخانه‌های استان آذربایجان شرقی در دوره آماری ۲۵ ساله، دوره آماری ۱۳۸۷-۱۳۶۲ با استفاده از آزمون ناپارامتری مان-کندال با حذف کامل اثر خودهمبستگی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد که در دوره آماری مذکور از کل ۱۰ ایستگاه، میانگین دبی جریان رودخانه‌ها در مقیاس سالانه در ۳۰ درصد ایستگاه‌ها دارای روند کاهشی معنی دار است. شدیدترین روند منفی متعلق به ایستگاه تازه کند (صوفی چای) می‌باشد. در بین ایستگاه‌های مورد مطالعه رواناب سالانه ایستگاه‌های تازه کند و ونیار در سطح یک درصد و ایستگاه پل سنیخ در سطح ۱۰ درصد روند منفی و معنی دار بودند. همچنین از بین ایستگاه‌های مورد بررسی، فقط ایستگاه شیشوان (قلعه چای) روند مثبت معنی دار (در سطح ۱۰ درصد) را تجربه کرده است. در مقیاس فصلی نیز همه روندهای معنی دار در سطح ۱۰ درصد و کمتر منفی بوده است. بنابر این می‌توان نتیجه گرفت که در مقیاس فصلی

منابع

۱. میرعباسی نجف آبادی، ر. و ی. دین پژوه. ۱۳۸۹. تحلیل روند تغییرات جریان آب رودخانه‌های شمال غرب ایران در سه دهه اخیر. مجله آب و خاک دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد، جلد ۲۴، شماره ۴، صفحات ۷۶۸-۷۵۷.
۲. میر موسوی، س. ح. ۱۳۸۷. مطالعه نوسانات دما و بارش سالانه در منطقه شمال غرب ایران. پژوهش‌های جغرافیای طبیعی، شماره ۶۶، صفحات ۱۰۰-۸۷.
3. Birsan, M.V., Molnar, P., Burlando, P. and M. Bfoundler. 2005. Streamflow trends in Switzerland. Journal of Hydrology, 314: 312-329.
4. Dinpashoh, Y., Jhahjaria, D., Fakheri-Fard, A., Singh, V. P. and E. Kahya. 2011. Trends in reference evapotranspiration over Iran. Journal of Hydrology, 399(3): 422-433.

5. Dixon, H., Lawler, D. M. and A.Y. Shamseldin. 2006. Streamflow trends in western Britain. *Geophysical Research Letters*, 33: 19406-19413.
6. Douglas, E. M., Vogel, R. M. and C. N. Kroll. 2000. Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation. *Journal of Hydrology*, 240: 90-105.
7. Ghahraman, B. and S. Taghvaeian. 2008. Investigation of annual rainfall trends in Iran. *Journal of Agricultural Science and Technology*, 10: 93-97
8. Georgiyevsky, V. Y., Yezhov, A. V., Shalygin, A. L. Shiklomanov, A. I. and 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.
9. Hamed, K. H. and R. Rao. 1998. A modified Mann-Kendall trend test for auto-correlated data. *Journal of Hydrology*, 204:182-196.
10. Kahya, E. and S. Kalayci. 2004. Trend analysis of stream flow in Turkey. *Journal of Hydrology*, 289: 128-144.
11. Kendall, M. G. 1975. Rank correlation methods. 4th edn. Charles Griffin, London. 202 p.
12. Khaliq, M. N., Ouarda, T. B. M. J. and 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.
13. Kumar, S., Merwade, V., Kam, J. and K. Thurner. 2009. Streamflow trends in Indiana: effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains. *Journal of Hydrology*, 374(1-2): 171-183.
14. Lettenmaier, D. P., Wood, E. F. and J. R. Wallis. 1994. Hydro-climatological trends in the continental United States. 1948-88. *Journal of Climate*, 7: 586-607
15. Lins, H. F. and 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.
16. Mann, H. B. 1945. Non-parameteric tests against trend. *Econometrica*, 33: 245-259.
17. Masih, I., Uhlenbrook, S. and V. Smakhtin. 2011. Streamflow trends and climate linkages in the Zagros Mountains, Iran. *Climate Change*, 104: 317-338.
18. Panda, D. K., Mishra, A., Jena, S. K., James, B. K. and A. Kumar. 2007. The influence of drought and anthropogenic effects on groundwater levels in Orissa, India. *Journal of Hydrology*, 343:140-153.
19. Sahoo, D. and P. K. Smith. 2009. Hydroclimatic trend detection in a rapidly urbanizing semi-arid and coastal river basin. *Journal of Hydrology*, 367: 217-227.
20. Sen, P. K. 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of American Statistical Association*, 63:1379-1389.
21. Thiel, H. 1950. A rank-invariant method of linear and polynomial analysis. part 3. *Nederlandse Akademie van Wetenschappen, Proceedings*, 53:1397-1412.
22. Van Belle, G., and J. P. Hughes. 1984. Nonparametric tests for trend in water quality. *Water Resources Research*, 20(1): 127-136.
23. Yu, Y. S., Zou, S. and D. Whittemore. 1993. Non-parametric trend analysis of water quality data of rivers in Kansas. *Journal of Hydrology*, 150: 61-80.