

مقدمه:

فرآیندهای آب شناختی حوزه‌های آبخیز تحت تاثیر اقلیم، مشخصات فیزیکی حوزه آبخیز (نظیر توپوگرافی، خاک و پوشش گیاهی) و فعالیت‌های انسان قرار می‌گیرد. گرمایش جهانی هوا و تغییرات اقلیمی ضرورت مطالعه این فرآیندها را پر اهمیت می‌نماید. یکی از مهمترین پتانسیل‌های تغییر اقلیم، تغییر سیکل هیدرولوژی و رژیم جریان رودخانه در حوزه‌های آبخیز می‌باشد. تغییر در فراوانی شدت سیل و خشک‌سالی به‌عنوان یکی از پیامدهای تغییر اقلیم مورد توجه مدیران و جوامع علمی قرار گرفته است. تمرکز اصلی پژوهش‌های در این زمینه بر روی واکنش دبی حوزه‌های آبخیز به تغییرات اقلیمی و تغییر پوشش گیاهی توسط انسان است [۱۶]. در سال‌های اخیر گرمایش جهانی هوا سیکل هیدرولوژی جهانی را تحت تاثیر قرار داده است [۳]. تعدادی از مطالعات، اثرات تغییر اقلیم و فعالیت‌های انسان را بر روی دبی رودخانه بررسی می‌کنند [۲۴]. اغلب مطالعات از مدل‌های آب شناختی استفاده می‌نمایند. این مدل‌ها پاسخ فرآیندهای رواناب به تغییرات اقلیمی ساخته دست بشر و سناریوهای مختلف را آنالیز می‌نمایند. اگر چه مدل‌های آب شناختی ابزار مناسبی برای این نوع پژوهش‌های می‌باشد اما نتایج آن دارای عدم قطعیت‌های متعددی است. این عدم قطعیت ناشی از نواقص ساختاری، کالیبراسیون پارامترها و مشکلات مقیاس در مدل هیدرولوژی است.

ثبت‌های طولانی مدت داده‌های هیدرولوژی، تغییرات زمانی دبی ناشی از تغییر اقلیم و تغییرات پوشش گیاهی را نشان می‌دهد. آنالیز تغییرات پرپوده‌های زمانی طولانی مدت نه تنها تغییرات رواناب حوزه‌های آبخیز را مشخص می‌نماید بلکه اثرات تغییر اقلیم و فعالیت‌های بشر را روی این حوضه‌ها مشخص می‌نماید. روش‌های آماری برای مشخص نمودن تغییرات روند رواناب در حوزه‌های آبخیز در مطالعات مختلف مورد استفاده قرار گرفته است [۴ و ۱۲] اما تعداد کمی از مطالعات سهم تغییرپذیری اقلیم و فعالیت‌های انسان را بر روی تغییرات دبی رودخانه به صورت کمی بررسی نموده است [۹ و ۱۱ و ۲۴]. اخیراً تعدادی از محققین در کشورهای مختلف از روش‌های مختلف اثرات تغییر اقلیم را بر روند دبی مورد مطالعه قرار داده‌اند. تعدادی از پژوهش‌های با استفاده از مدل‌ها آب‌شناختی و معادلات بیلان آبی و تعدادی دیگر با استفاده از روش‌های آماری در حوزه‌های آبخیز دست نخورده، اثرات تغییرپذیری و تغییر اقلیم را بررسی نمودند. اما در هر صورت استفاده از روش‌های آماری برای تحلیل روند در این پژوهش‌های امری لازم و ضروری بوده است. لی و همکاران [۱۰]

بررسی روند آبدهی رودخانه کسلیان

مجتبی نساجی زواره^۱، علی محمد خورشید دوست^۲، علی اکبر رسولی^۳
و علی سلاجقه^۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۲/۰۴

چکیده:

تغییرات اقلیمی می‌تواند باعث تغییر در آبدهی متوسط سالانه فصلی، بزرگی و فراوانی سیلاب‌ها و خشک‌سالی‌ها گردد. این عوامل بر روی مدیریت منابع آب کشاورزی و اکوسیستم‌های آبی تاثیرگذار است. بدین منظور حوزه آبخیز کسلیان در ناحیه خزر مورد بررسی قرار گرفت. سری‌های زمانی روزانه و ماهانه آبدهی در دوره زمانی ۸۹-۱۳۳۴ مورد بررسی قرار گرفتند. پس از بازسازی سری‌های زمانی ۸ شاخص آبدهی شامل Q_1 , Q_2 , Q_3 , Q_4 , Q_5 , Q_6 , Q_7 , Q_8 و Q_{mean} برای مراحل بعدی پژوهش آماده گردید. سه روش تایل-سن، رسم نمودار در دستگاه محور مختصات و من-کندال به کار گرفته شد. نتایج نشان داد اگرچه روش تایل-سن روش مناسبی برای تعیین مقدار روند آبدهی می‌باشد. اما برای تعیین معنی‌داری و زمان روند روش من-کندال مناسب است. در روش من-کندال بیش‌ترین روند کاهشی شاخص‌های کم‌آبی و پرآبی به‌ترتیب متعلق به فصول زمستان، بهار، پائیز و تابستان است. تنها شاخص‌های آبدهی Q_8 , Q_9 در فصل زمستان دارای روند مثبت می‌باشند. بر اساس نمودار من-کندال در اکثر شاخص‌های آبدهی سالانه و فصلی، سالهای ۱۳۷۰ الی ۱۳۷۴ نقطه تغییر روند کاهشی یا افزایشی با روند ثابت بوده است. روش رسم نمودار در دستگاه محور مختصات به‌عنوان یک روش ساده و مناسب برای تعیین روند مقادیر پایینی، میانی و بالایی سری زمانی قابل استفاده است.

واژه‌های کلیدی: آنالیز آبدهی، روش تایل-سن، روش من-کندال، شاخص آبدهی، کسلیان

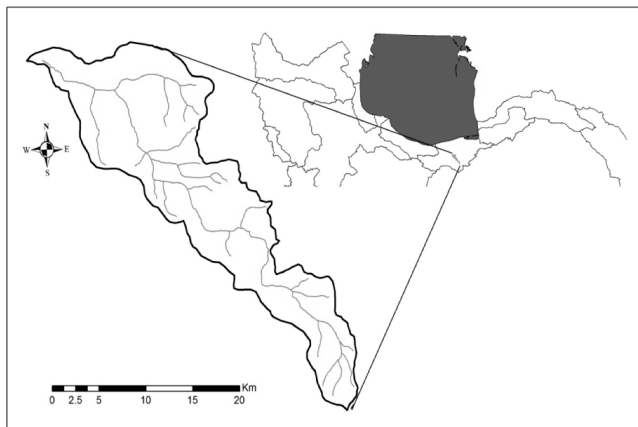
۱- دانشجوی دکتری اقلیم شناسی دانشگاه تبریز- عضو هیات علمی موسسه آموزش عالی علمی-کاربردی جهادکشاورزی

nassaji.m.z@gmail.com

۲- استاد دانشگاه تبریز

۳- استاد دانشگاه تبریز

۴- استاد دانشگاه تهران



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه

آبدهی صورت نپذیرفته است. در هر صورت برای برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری در زمینه منابع آب در حوزه‌های آبخیز لازم است دبی‌های حد بالایی، میانی و پایینی مورد ارزیابی قرار گیرد. برای این بررسی نیاز به استفاده از سری‌های زمانی آبدهی روزانه می‌باشد. با توجه به پژوهش‌های فوق می‌توان نتیجه گرفت بررسی تغییر دبی رودخانه ناشی از گرمایش جهانی هوا و تغییر اقلیم در مناطق مختلف کشورمان امری لازم و ضروری است. بدین منظور از داده‌های آب شناختی طولانی مدت حوزه آبخیز کسپلیان استفاده گردیده است. این پژوهش با هدف بررسی اثرات تغییرپذیری و تغییرات اقلیمی بر رژیم آبدهی رودخانه و همچنین کارایی روش‌های مختلف تشخیص روند بر روی رژیم آبدهی رودخانه کسپلیان در شمال کشور صورت گرفته است.

مواد و روش‌ها

منطقه مطالعه

منطقه پژوهش حوزه آبخیز کسپلیان در ناحیه اقلیمی البرز شمالی می‌باشد. این حوضه از معدود حوزه‌های آبخیز معرف در کشورمان بوده که کم‌تر تحت تاثیر فعالیت‌های انسان قرار گرفته است و دارای آمار بلند مدت می‌باشد. داده‌های مورد استفاده شامل سری‌های زمانی دبی روزانه و ماهانه ایستگاه هیدرومتری این منطقه است. این داده‌ها برای بررسی روند فصلی و سالانه این حوزه آبخیز مورد استفاده قرار گرفت. جدول (۱) و (۲) به ترتیب مشخصات مرفومتری و آبدهی این حوزه آبخیز را در طول دوره آماری ۸۹-۱۳۳۴ و شکل شماره ۱ موقعیت این منطقه و ایستگاه‌های مورد مطالعه را نشان می‌دهد.

روش پژوهش

قبل از بررسی روند آبدهی سری‌های زمانی از روش رسم نمودار همزمان و آزمون داده‌های پرت برای تعیین داده‌های پرت مطابق معادله (۱) استفاده گردید. در مرحله بعد با استفاده از رابطه رگرسیون بین این ایستگاه و ایستگاه‌های مجاور داده‌های پرت بازسازی گردیدند.

$$P_{out} = q_{0.75} + 3IQR$$

معادله (۱)

اثرات تغییر کاربری اراضی و تغییرپذیری اقلیم روی هیدرولوژی را در حوزه آبخیز دارای کشاورزی در چین مورد بررسی قرار دادند. بدین منظور از مدل SWAT استفاده نمودند. نتایج نشان می‌دهد تغییر کاربری اراضی و تغییرپذیری اقلیم به ترتیب ۹/۶٪ تا ۹۵/۸٪ مقدار رواناب را کاهش داده است. ژانگ و همکاران [۲۴] اثرات تغییرپذیری اقلیم و فعالیت‌های انسان روی دبی رودخانه در شمال شرق چین را مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش همه ایستگاه‌های هیدرومتری روند منفی دبی سالانه را نشان می‌دهند. جهش در دبی سالانه حوضه رودخانه هن^۱ در حدود سال ۱۹۷۸ و در حوضه رودخانه تیزی^۲ در حدود سال ۱۹۹۸ به وقوع پیوسته بود. نوتنی و استفان [۱۳] روند دبی را در ۵ حوزه آبخیز در مینسوتا^۳ ارزیابی نمودند. بدین منظور ۷ آماره دبی مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج نشان می‌دهد تغییرات دبی سالانه با تغییرات بارش دارای همبستگی است. پترو و مرز [۱۴] بزرگی و فراوانی روند سیل را در کشور آلمان در دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۵۱ بررسی نمودند. روند سیل معنی‌داری برای بخش قابل ملاحظه‌ای از حوزه‌های آبخیز آشکار گردید. آنالیز فصلی سیل دارای روند سیل بزرگ‌تری در فصل زمستان نسبت به فصل تابستان است. ویلسون و همکاران [۲۱] روند دبی در شمال اروپا را برای مقادیر حد فصلی و سالانه مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد روند دبی سالانه و فصلی سیلاب‌ها و خشک‌سالی‌ها ناشی از روند تغییرات دما و بارش است. اکثر ایستگاه‌ها روند افزایش جریان سالانه را نشان می‌دهد. در هر صورت افزایش دما و تغییر زمان ذوب برف یکی از دلایل تغییر زمان دبی جریان در فصل زمستان و بهار می‌باشد. بیرسان و همکاران [۲] روند دبی را در کشور سوئیس در حوزه‌های آبخیز دست نخورده در سه دوره زمانی مورد بررسی قرار دادند. روندهای دبی رودخانه مربوط به تغییرات بارش و دمای هوا می‌باشد. بیش‌ترین افزایش روند در دبی فصل زمستان مشاهده گردید. هانفورد و بایز [۵] اثرات تغییر اقلیم بر روی الگوهای رواناب فصلی را در حوزه‌های آبخیز دست نخورده UK بررسی نمودند. افزایش جریان فصلی زمستان در سرتاسر منطقه مورد مطالعه مشاهده گردید. برای فصول دیگر افزایش روند متفاوت بود.

اگر چه اکثر مطالعات انجام شده در کشورمان بر روی روند دما و بارش متمرکز بوده است اما تعداد کم‌تری از آن‌ها روند آبدهی را بررسی نموده‌اند [۱ و ۶ و ۱۹]. بیش‌تر پژوهش‌های صورت گرفته در کشورمان بدون توجه به موضوع دخالت بشر در حوزه‌های آبخیز بوده و ارزیابی آن‌ها در سری‌های زمانی فصلی، سالانه و در مواردی نیز سری‌های ماهانه صورت گرفته است. بنابراین چنین بررسی‌هایی روند آبدهی ناشی از تغییر اقلیم و تغییرات ساخته دست بشر را در حوزه آبخیز مورد ارزیابی قرار داده است. از طرف دیگر پژوهش‌هایی در خصوص روش‌های مختلف و کارایی تعیین روند

1- Hun

2- Taizi

3- Minnesota

جدول ۱- ویژگی‌های مرفومتری حوزه آبخیز کسلیان

نام ایستگاه	کد ایستگاه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	مساحت کیلومتر مربع
شیرگاه- کسلیان	۱۴-۰۰۵	۵۳°۱۴'	۳۶°۱۷'۵۷"	۳۴۶/۲
ارتفاع (متر)				
خروجی حوضه	حد اکثر	حداقل	متوسط	میان
۲۲۰	۲۹۹۵	۲۰۴	۹۵۸	۸۵۳

جدول ۲- مشخصات آبدی ایستگاه مورد مطالعه

مشخصه آماری	سالانه	پائیز	زمستان	بهار	تابستان
میانگین	۳/۲۵	۲/۸۹	۴/۶۲	۳/۸۴	۱/۶۴
انحراف معیار	۱/۰۸	۱/۵۶	۱/۷۵	۱/۹۸	۱/۱۵
چولگی	۰/۵	۰/۶۳	۰/۸۸	۱/۳۶	۰/۹۶

$Q_{0.75}$ چارک سوم و IQR دامنه میان چارکی و مقادیر آبدی پرت مقادیر بزرگتر از مقدار حدی (Q_{out}) در هر سری زمانی می‌باشد. پس از آماده‌سازی سری‌های زمانی مورد نظر، ارزیابی روند سری‌های زمانی آبدی در دو مرحله صورت پذیرفت. در مرحله اول با استفاده از سری‌های زمانی آبدی متوسط ماهانه، روند آبدی فصلی و سالانه مورد بررسی قرار گرفت. در مرحله دوم با استفاده از سری‌های زمانی روزانه ۷ سری زمانی آبدی شامل: $Q_1, Q_2, Q_3, Q_4, Q_5, Q_6, Q_7$ استخراج گردید. Q_n آستانه آبدی بالاتر از n درصد از زمان می‌باشد. در تمامی مراحل پژوهش برای معنی‌داری روند از آزمون من-کندال^۱ و برای محاسبه مقدار روند از روش تایل-سن^۲ و برای تحلیل جهت روند در مقادیر پایین، میانی و بالایی از روش رسم نمودار در سیستم دکارت استفاده گردید.

روش تایل-سن

به‌منظور محاسبه شیب خط دبی محاسباتی از روش تایل-سن استفاده گردید [۱۷]. این روش برای تخمین روند شیب‌های نسبتاً خطی مناسب‌تر از روش رگرسیون معمولی است و کم‌تر تحت تأثیر داده‌های غیر نرمال و پرت^۳ قرار می‌گیرد [۷]. شیب روند (β) با استفاده از این روش قوی‌تر از روش رگرسیون خطی می‌باشد. شیب روند (β) توسط معادله (۲) محاسبه می‌گردد.

$$\beta = Median \left[\frac{x_j - x_i}{j - i} \right] \text{ For all } i < j; x_i, x_j \quad \text{معادله (۲)}$$

در صورتی که $i = 1, 2, \dots, N$ باشد برای مقادیر n در سری زمانی $N = n(n-1)/2$ از مقادیر β خواهیم داشت.

روش من-کندال

آزمون روند من-کندال [۸] یکی از متداول‌ترین روش‌های ناپارامتریک برای آشکارسازی روند معنی‌داری در سری‌های زمانی می‌باشد. این آزمون تابع رتبه مشاهدات است و وابسته به مقادیر واقعی نمی‌باشد. همچنین این آزمون تحت تأثیر توزیع واقعی داده‌ها قرار نمی‌گیرد و به مقادیر داده‌های پرت حساسیت کم‌تری دارد. اگرچه آزمون‌های پارامتریک برای محاسبه روند قوی‌تر از ناپارامتریک است اما نیاز به داده‌هایی با توزیع نرمال داشته و به مقادیر پرت بسیار حساس می‌باشند. بنابراین آزمون من-کندال برای آشکارسازی روند سری‌های زمانی دبی که دارای چولگی^۴ و مقادیر پرت می‌باشند روش مناسبی است.

آزمون‌های روند اعم از پارامتریک و ناپارامتریک نیاز به داده‌های مستقل^۵ دارند. همبستگی رتبه‌ای^۶ مثبت در میان داده‌های مشاهداتی احتمال روند معنی‌دار را در صورت عدم وجود روند افزایش می‌دهد. بدین منظور قبل از استفاده از آزمون روند حذف همبستگی رتبه‌ای لازم می‌باشد. ون و کین [۲۰] نشان دادند که اگر داده‌ها دارای همبستگی رتبه‌ای باشند آزمون روند من-کندال معنی‌داری روند را بیش از اندازه تخمین می‌زند. برای حذف همبستگی پیاپی از روش پیش سفید کردن روند آزد^۷ (PFTW) استفاده می‌گردد [۲۲ و ۲۳]. در مرحله اول با استفاده از معادله (۲) شیب روند سری زمانی تخمین زده می‌شود. در دومین مرحله، روند محاسباتی از سری زمانی اصلی بر اساس معادله (۳) حذف می‌گردد.

$$Y_t = X_t - \beta \times t$$

معادله (۳)

X_t سری‌های زمانی اصلی و t زمان می‌باشد. در سومین مرحله خود همبستگی مرحله اول^۸ (acf) محاسبه می‌گردد. اگر خود همبستگی معنی‌دار نبود آزمون من-کندال مستقیماً بر روی سری زمانی اصلی به کار گرفته می‌شود. در غیر اینصورت خود همبستگی مرحله اول از سری‌های زمانی توسط معادله (۴) حذف می‌گردد.

$$Y'_t = Y_t - acf \times Y_{t-1}$$

معادله (۴)

سری‌های زمانی که فاقد روند و خود همبستگی رتبه‌ای است. نهایتاً روند حذف شده در مرحله اول به سری زمانی با استفاده از معادله (۵) بازگردانده می‌شود.

$$Y''_t = Y'_t + \beta \times t$$

معادله (۵)

Y'_t در نتیجه سری زمانی یک سری زمانی است که دارای روند اصلی اما بدون خودهمبستگی می‌باشد. برای تعیین معنی‌داری خود

4- Skewness

5- Independent

6- Serial Correlation

7- Trend Free Pre-Whitening

8- Lag1-Autocorrelation

1- Mann-Kendall

2- Thiel-Sen

3- Outliers

$$U = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{V_0(S)}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{V_0(S)}} & S < 0 \end{cases} \quad \text{معادله (۱۴)}$$

روش رسم نمودار در دستگاه محور مختصات:

سن [۱۸] یک روش جدید را برای تشخیص روند آبدی و بارش ارائه نمود. این روش بر پایه این واقعیت است که اگر دو سری زمانی یکسان باشند نمودار آن‌ها در برابر یکدیگر پراکندگی نقاط را در طول خط ۱:۱ (۴۵۰) در سیستم مختصات دکارت^۱ نشان می‌دهد. برای این منظور ابتدا سری زمانی مورد مطالعه به دو دوره زمانی یکسان تقسیم می‌گردد. در مرحله بعدی این دو سری زمانی یکسان بر اساس رتبه صعودی یا نزولی مرتب می‌گردند. نهایتاً نمودار پراکندگی نقاط نیمه اول دوره زمانی در برابر نیمه دوم دوره زمانی رسم می‌شوند. نقاطی که در بالا و پایین خط ۱:۱ قرار می‌گیرند به ترتیب روند افزایشی و کاهشی را نشان می‌دهند. این روش همانند آزمون‌های پارامتریک و ناپارامتریک نیاز به بررسی نرمال بودن و پیش سفید کردن داده‌ها ندارد. علاوه بر این روند مقادیر پایین، میانی و بالایی داده‌ها توسط این روش به خوبی قابل تشخیص است. در صورتیکه بخشی از داده‌ها از خط ۱:۱ دور یا نزدیک باشد نشان‌دهنده روند بیش‌تر و یا کم‌تر است.

بحث و نتیجه‌گیری:

محاسبه شیب تغییرات آبدی

به منظور تعیین شیب خط روند از روش تایل-سن استفاده گردید. نتایج این روش برای روند سالانه و فصلی متوسط، $Q_1, Q_2, Q_3, Q_4, Q_5, Q_6, Q_7, Q_8, Q_9, Q_{10}$ برای دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۹۴ در جدول (۲) آمده است.

در ابتدا برای ارزیابی روند آبدی متوسط سالانه و فصلی دبی متوسط (Q_{Mean}) تجزیه و تحلیل گردید. نتایج نشان داد روند منفی برای آبدی متوسط سالانه و فصلی وجود دارد. اما روند آبدی فصل زمستان با فصول دیگر متفاوت به دست آمد. برای مشخص نمودن این دلیل آبدی به صورت جزئی‌تر تجزیه و تحلیل گردید. نتایج این بررسی نشان داد روند آبدی در فصل زمستان برای آبدی‌های بالاتر از ۷۰ درصد، مقادیر مثبتی را نشان می‌دهد. در واقع بررسی دبی میانگین باعث پوشیده ماندن روند واقعی آبدی در مقادیر جزئی‌تر شده بود. بنابراین برای ارزیابی روند، بررسی دقیق روند آبدی درصدهای مختلف لازم و ضروری است. این نتیجه با نتایج پژوهش هانفورد و بایز [۵] یکسان است. شکل (۲) تغییرات سالانه و فصلی روند آبدی را برای $Q_1, Q_2, Q_3, Q_4, Q_5, Q_6, Q_7, Q_8, Q_9, Q_{10}$ دوره آماری ۱۳۸۹-۱۳۹۴ را نشان می‌دهد. برای ۸ شاخص آبدی بیش‌ترین روند (منفی) مربوط به فصل تابستان می‌باشد. با فرض این‌که Q_1 و Q_2 را شاخص‌های کم‌آبی و Q_9 و Q_{10} را شاخص پربابی در نظر بگیریم. روند منفی شاخص کم‌آبی بیش‌تر از شاخص پربابی

همبستگی از آزمون معنی‌داری ضریب خود همبستگی با استفاده از

معادله (۶) استفاده می‌گردد [۱۵].

$$r_k = \frac{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-k} [x_i - E(x_i)] [x_{i+k} - E(x_{i+k})]}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [x_i - E(x_i)]^2} \quad \text{معادله (۶)}$$

$$E(x_i) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad \text{معادله (۷)}$$

r_k ضریب همبستگی رتبه‌ای با تاخیر k برای داده‌های X_t و $E(X_t)$ متوسط داده‌ها می‌باشد. معنی‌داری همبستگی رتبه‌ای با یک گام تاخیر زمانی در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد برای آزمون دو طرفه با استفاده از معادله (۸) به دست آمد.

$$\frac{-1-1.645\sqrt{n-2}}{n-1} \leq r_1 \leq \frac{-1+1.645\sqrt{n-2}}{n-1} \quad \text{معادله (۸)}$$

لازم به ذکر است اگر ضریب همبستگی رتبه‌ای محاسبه شده توسط معادله (۶) در بین فاصله اطمینان معادله (۸) قرار گیرد داده‌ها مستقل بوده و آزمون من-کندال مستقیماً در سری زمانی به کار گرفته می‌شود. در غیر این صورت داده‌ها دارای همبستگی رتبه‌ای معنی‌دار می‌باشد و بعد از حذف خودهمبستگی آزمون روند من-کندال استفاده می‌گردد.

آزمون روند من-کندال بر روی همبستگی رتبه‌های سری زمانی و ترتیب زمانی آن‌ها پایه‌گذاری شده است.

برای سری زمانی $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$ آماره آزمون به شکل زیر تعریف می‌گردد.

$$S = \sum_{i < j} a_{ij} \quad \text{معادله (۹)}$$

در این جا

$$a_{ij} = \text{sign}(x_j - x_i) = \text{sign}(R_j - R_i) = \begin{cases} 1 & x_i < x_j \\ 0 & x_i = x_j \\ -1 & x_i > x_j \end{cases} \quad \text{معادله (۱۰)}$$

R_j و R_i به ترتیب رتبه مشاهدات X_i و X_j می‌باشد. تحت این فرضیه که داده‌ها مستقل بوده و دارای توزیع مشخصی می‌باشند. متوسط و واریانس آماره S به شکل زیر است.

$$E(s) = 0 \quad \text{معادله (۱۱)}$$

$$V_0(s) = n(n-1)(2n+5)/18 \quad \text{معادله (۱۲)}$$

n تعداد مشاهدات. وجود رتبه‌های دنباله‌ای (مشاهدات مساوی) در نتایج داده‌ها در کاهش واریانس S به شکل زیر می‌باشد.

$$V_0^* = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} - \frac{\sum_{j=1}^m t_j(t_j-1)(2t_j+5)}{18} \quad \text{معادله (۱۳)}$$

m تعداد گروه‌های رتبه‌های دنباله‌ای می‌باشد. معنی‌داری روند توسط متغیر استاندارد شده U در سطح معنی‌داری α تعیین می‌گردد.

جدول ۲- شیب خط روند (β) آبدهی در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۳۴

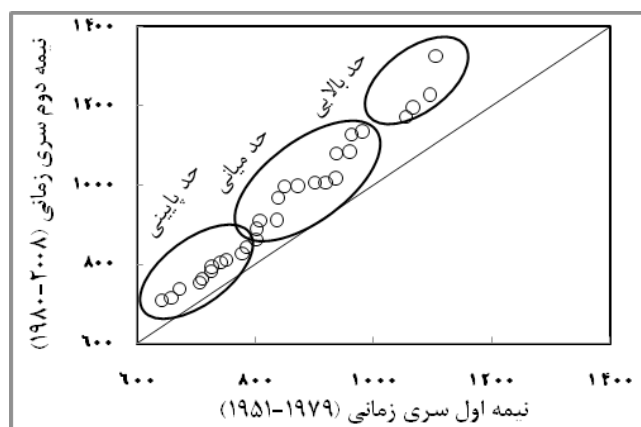
تابستان	بهار	زمستان	پائیز	سالانه	آبدهی
Q_{Mean}	-۰/۰۲۹	-۰/۰۳۷	-۰/۰۱۱	-۰/۰۳	-۰/۰۳
Q_5	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۵	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶
Q_{10}	-۰/۰۰۸	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۸
Q_{30}	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۸	-۰/۰۰۹	-۰/۰۰۸
Q_{50}	-۰/۰۰۸	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۶
Q_{70}	-۰/۰۱۹	-۰/۰۲۷	۰/۰۰۲	-۰/۰۱۲	-۰/۰۲۳
Q_{90}	-۰/۰۰۶	-۰/۰۳۱	۰/۰۲۹	-۰/۰۴۳	-۰/۰۱۶
Q_{95}	-۰/۰۰۹	-۰/۰۴۵	۰/۰۴۴	-۰/۰۶۵	-۰/۰۲۲

منفی بالاتر در فصل تابستان نسبت به سالانه بود. در حالی که مقادیر حد بالای سالانه و فصل تابستان دارای روند مشابهی می باشد.

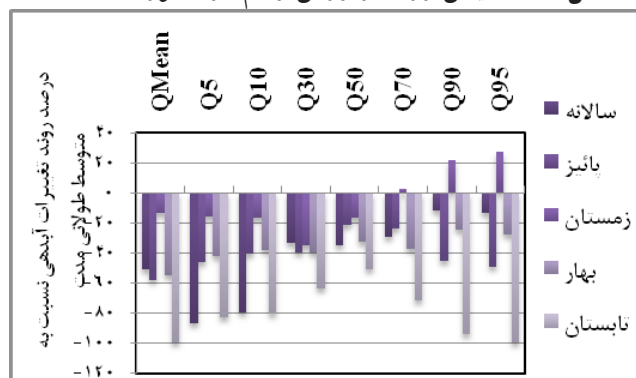
روش من-کندال:

مطابق بخش مواد و روش ها روش من-کندال به دو شکل محاسباتی و ترسیمی به کار گرفته شد. در جدول شماره (۴) مقادیر Z آماره من-کندال برای ۸ شاخصه آماری آمده است.

مقایسه مقادیر آماره Z برای Q_{Mean} روند منفی آبدهی را نشان می دهد که این روند برای فصل های تابستان، بهار، پائیز و سالانه در سطح معنی داری ۵ درصد روند منفی دارد. در حالیکه فصل زمستان اگر چه دارای روند منفی می باشد اما این روند معنی دار نیست. در هر صورت برای تحلیل دقیق تر روند شاخص های آبدهی بررسی گردید. در فصل تابستان تمامی شاخص های آبدهی دارای روند منفی در سطح معنی دار ۵ درصد می باشد. اگر چه در فصل بهار تمامی شاخص های آبدهی دارای روند منفی است اما شاخص های Q_{50} ، Q_{90} و Q_5 دارای روند منفی معنی دار نیستند. در فصل پائیز به جز شاخص های Q_{50} و Q_{70} بقیه شاخص ها دارای روند منفی معنی دار در سطح ۵ درصد بوده است. فصل زمستان دارای روند متفاوت با فصول دیگر است روند آبدهی منفی و مثبت برای تمامی شاخص ها در سطح ۵ درصد معنی دار نیست. همچنین روند برای Q_{90} و Q_{95} مثبت اما معنی دار نیست و برای بقیه شاخص ها منفی می باشد. مقایسه مقادیر Z برای شاخص کم آبی (Q_5 ، Q_{10}) و شاخص پر آبی (Q_{90} ، Q_{95}) در فصول مختلف نشان می دهد که بیشترین و کمترین مقدار به ترتیب مربوط به فصل تابستان و زمستان است. اما مقایسه شاخص کم آبی و پر آبی در هر فصل نشان می دهد که فصل تابستان، بهار و پائیز دارای شاخص کم آبی منفی تری نسبت به شاخص پر آبی می باشد. در صورتیکه برای فصل زمستان شاخص کم آبی دارای روند منفی و شاخص پر آبی روند مثبت دارد. مقایسه شاخص های پر آبی و کم آبی فصول مختلف نشان می دهد که روند منفی آبدهی به ترتیب در فصول تابستان، پائیز، بهار



شکل ۱- تشخیص روند از روش رسم در محور مختصات



شکل ۲- درصد تغییرات روند شاخص های آبدهی سالانه و فصلی

می باشد. در فصل بهار تمامی ۸ شاخص روند منفی را نشان دادند اما روند شاخص کم آبی بیش تر از شاخص پر آبی بود. مقایسه روند آبدهی ۸ شاخص برای فصل زمستان نشان داد که Q_{90} ، Q_{95} ، Q_{70} دارای روند مثبت و بقیه شاخص ها دارای روند منفی می باشد. در این فصل روند شاخص کم آبی منفی در صورتیکه روند شاخص پر آبی مثبت است. در فصل پائیز روند تمامی شاخص های آبدهی منفی می باشد و تفاوت بسیار کمی بین روند شاخص پر آبی و کم آبی وجود دارد. ۸ شاخص آبدهی سالانه دارای روند منفی بود و شاخص کم آبی آن روند بسیار بزرگ تری نسبت به شاخص پر آبی نشان داد.

روش رسم نمودار:

این روش بر روی ۴۰ سری زمانی آبدهی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان می دهد که روند در سری های مختلف با مقادیر به دست آمده از روش تایل-سن مطابقت دارد. اما مزیت این روش این است که روند را در بخش های مختلف مقادیر داده ها نشان می دهد. شکل های (۳) و (۴) نمودار روند را برای مقادیر آبدهی متوسط سالانه و فصل تابستان نمایش می دهد.

مقایسه اشکال (۳) و (۴) نشان می دهد که روند آبدهی متوسط در فصل تابستان بیش تر از سالانه می باشد. این نتیجه با نتایج روش تایل-سن مطابقت دارد. با مقایسه مقادیر حد پایین، میانی و بالایی سالانه و فصل تابستان مشخص می گردد که در مقادیر حد پایینی روند وجود ندارد اما مقایسه مقادیر حد میانی آبدهی سالانه و فصلی بیانگر روند

جدول ۴- مقادیر Z آماره من-کندال برای شاخص‌های آبدی

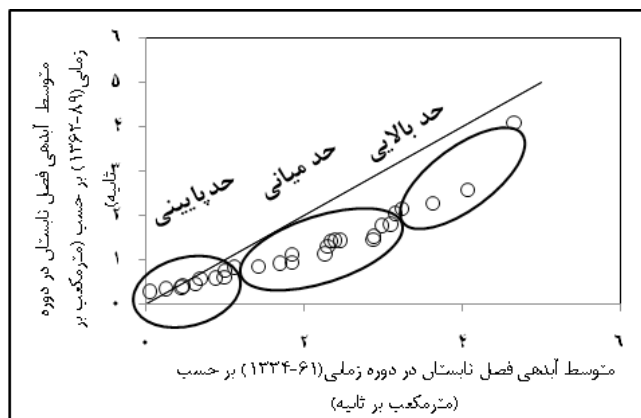
آبدی	تابستان	بهار	زمستان	پاییز	سالانه
Q_{Mean} (متوسط)	-۳/۱	-۲/۹	-۱/۱	-۲/۶	-۳/۰۸
Q_5	-۳/۷	-۲/۱	-۱	-۲/۹	-۳/۶
Q_{10}	-۳/۴	-۲	-۱/۳	-۲/۵	-۴
Q_{30}	-۲/۵	-۲/۶	-۱/۹	-۲/۱	-۲/۴
Q_{50}	-۲	-۱/۶	-۱	-۱/۴	-۲
Q_{70}	-۲/۷	-۲/۱	-۰/۷	-۱	-۲/۲
Q_{90}	-۳/۲	-۱/۹	۰/۲	-۲	-۱/۷
Q_{95}	-۲/۸	-۱/۷	۱	-۲/۲	-۱/۷

پائیز و زمستان، ۷ شاخص آبدی برای این دو فصل بررسی نمودیم. در تعدادی از شاخص‌های آبدی‌ها هنوز پیچیدگی‌هایی نظیر شاخص آبدی متوسط وجود دارد اما تعداد دیگری از شاخص‌ها به طور واضح تغییرات روند را نشان می‌دهند. برای مثال شاخص آبدی Q_{95} را برای دو فصل پائیز و زمستان بررسی نمودیم نمودارهای (۹) و (۱۰) تغییرات و زمان روند را نشان می‌دهد.

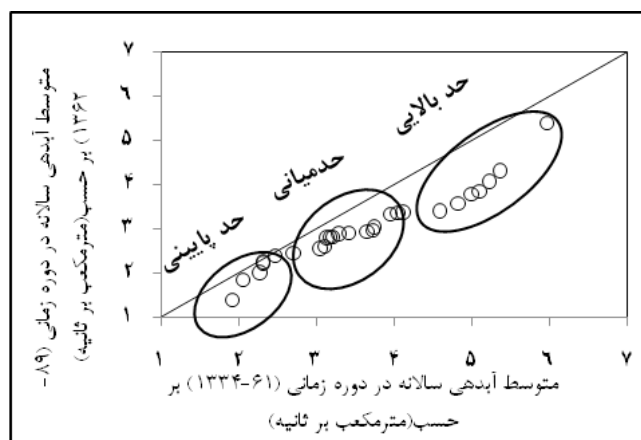
همچنان که در نمودار (۹) مشاهده می‌گردد روند آبدی Q_{95} در فصل زمستان مثبت می‌باشد اما این روند معنی‌دار نمی‌باشد. این روند از سال ۱۳۷۴ دارای روند افزایشی می‌باشد. نمودار (۱۰) تغییرات روند آبدی Q_{95} فصل پائیز را نشان می‌دهد. تغییرات روند از سال ۱۳۴۲ روند منفی دارد و این روند از سال ۱۳۷۴ اگرچه همچنان روند منفی دارد اما نسبت به سال‌های قبل روند افزایشی داشته است. از مقایسه نمودارهای (۹) و (۱۰) با نمودارهای (۵) و (۶) می‌توان نتیجه گرفت علاوه بر بررسی روند آبدی متوسط بررسی روند شاخص‌های دیگر آبدی به منظور مشخص نمودن وضعیت آبدی حوزه‌های آبخیز لازم و ضروری است.

نتایج

برای ارزیابی اثرات تغییرات اقلیمی بر روی رژیم آبدی رودخانه بررسی روند سری‌های زمانی طولانی مدت آبدی در حوزه‌های آبخیز طبیعی لازم و ضروری است. بدین منظور شاخص‌های آبدی سالانه و فصلی Q_{Mean} , Q_{95} , Q_{90} , Q_{70} , Q_{50} , Q_{30} , Q_{10} , Q_5 در دوره زمانی ۱۳۳۴-۸۹ مورد بررسی قرار گرفت. ابتدا داده‌های پرت را مشخص نموده و سپس نواقص آماری را بازسازی نمودیم. برای آنالیز جامع روند آبدی از سه روش تایل-سن، رسم نمودار در محور مختصات و روش محاسباتی و ترسیمی من-کندال استفاده شد. نتایج روش تایل-سن نشان می‌دهد که روند آبدی متوسط برای تمامی سری‌های زمانی سالانه و فصلی منفی می‌باشد. بیش‌ترین و کم‌ترین روند منفی به ترتیب متعلق به فصل بهار و زمستان است. برای بررسی دقیق‌تر شیب خط روند (β) سالانه و فصلی از شاخص آبدی استفاده گردید. شیب خط روند از روش تایل-سن برای Q_{95} , Q_{90} , Q_{70} در فصل زمستان مثبت



شکل ۳- نمودار روند متوسط آبدی سالانه



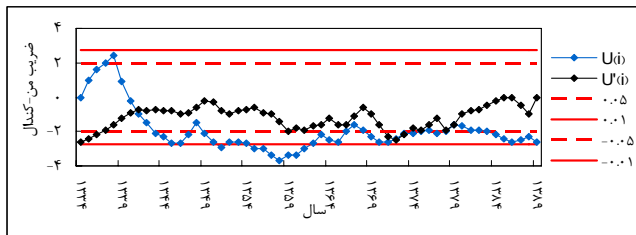
شکل ۴- نمودار روند متوسط آبدی فصل تابستان

و زمستان کاهش می‌یابد.

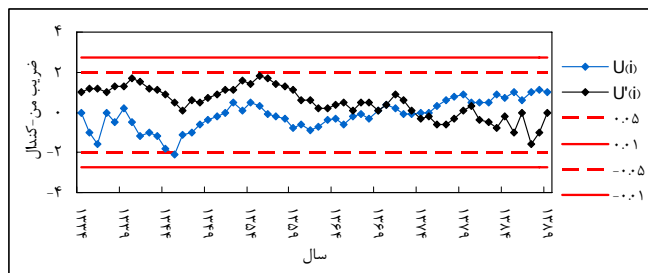
برای بررسی زمان تغییر روند از روش ترسیمی من-کندال استفاده گردید. بدین منظور برای ۸ شاخص آبدی و ۵ سری زمانی سالانه و فصلی این روش به کار گرفته شد. برای مثال در نمودارهای (۵)، (۶)، (۷) و (۸) روند تغییرات متوسط آبدی برای فصول مختلف آمده است.

از مقایسه نمودارهای فصلی می‌توان نتیجه گرفت که روند آبدی متوسط در فصل پائیز و زمستان نسبت به فصل تابستان و بهار پیچیده‌تر است. نمودار (۵) نشان می‌دهد که نقطه تغییر روند فصل تابستان از سال ۱۳۴۳ منفی و از این سال تا سال ۱۳۷۳ بدون روند معنی‌دار است و از سال ۱۳۷۳ به بعد روند در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار می‌باشد. در نمودار (۶) روند آبدی فصل زمستان را آمده است این نمودار به تغییرات روند دارای پیچیدگی می‌باشد. در نمودارهای (۷) روند تغییرات آبدی متوسط فصل بهار نشان داده شده است. در این نمودار در سال‌های ۱۳۵۱ روند منفی و کاهشی شروع شده است اما از سال ۱۳۷۳ تا پایان سری زمانی (۱۳۸۹) روند منفی در سطح معنی‌داری ۵ درصد بطو ر ثابت ادامه دارد. برای فصل پائیز روند منفی آبدی از سال ۱۳۴۲ تا ۱۳۸۲ دارای نوسان‌های کم و زیاد می‌باشد اما از سال ۱۳۷۷ تا ۱۳۸۹ روند منفی به صورت پیوسته می‌باشد.

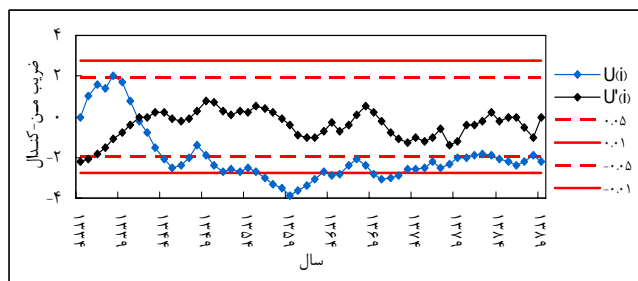
با توجه به این نمودارها برای بررسی دقیق‌تر روند در فصل‌های



نمودار ۸- روند تغییرات میانگین آبدهی فصل پائیز



نمودار ۹- روند تغییرات Q_{90} فصل زمستان

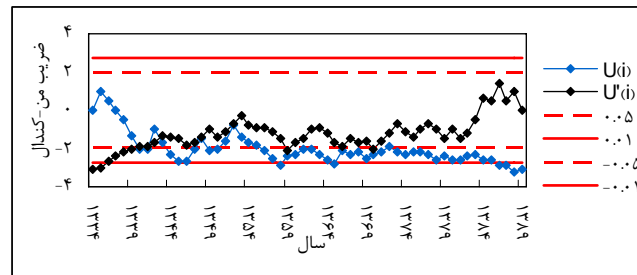


نمودار ۱۰- روند تغییرات Q_{90} فصل پائیز

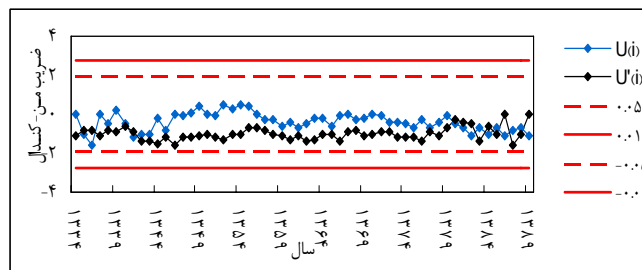
روند تمامی شاخص‌های آبدهی سالانه و فصلی نشان می‌دهد که در بیش‌تر شاخص‌های آبدهی سال‌های ۱۳۷۰ الی ۱۳۷۴ نقطه تغییر روند کاهشی یا افزایش به طور پیوسته می‌باشد. آخرین روش برای بررسی روند روش رسم در محور مختصات می‌باشد. این روش در عین سادگی نیاز به بررسی نرمال بودن سری زمانی یا حذف خودهمبستگی داده‌ها را ندارد. اما این روش می‌تواند روند آبدهی را در بخش‌های پایینی، میانی و بالایی یک سری زمانی مشخص نماید روش‌های دیگر فاقد چنین قابلیت می‌باشند.

منابع

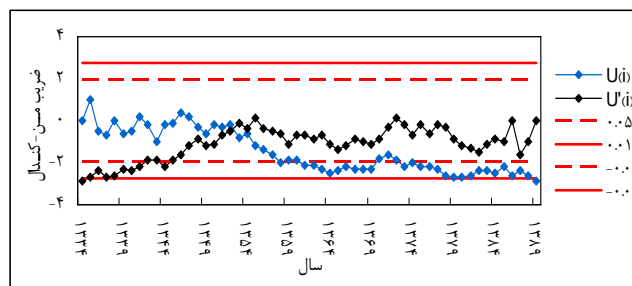
- 1- Bannayan, M., Mohamadian, A. and Alizadeh, A. 2010. On climate variability in North-East of Iran. Journal of Water and Soil. 24: 118-131.
- 2- Birsan, M.V., Molnar, P., Burlando, P. and Pfaundler M. 2005. Streamflow trends in Switzerland. Journal of Hydrology 314, 312-329.
- 3- Brutsaert, W. and Parlange, M.B. 1998.



نمودار ۵- روند تغییرات میانگین آبدهی فصل تابستان



نمودار ۶- روند تغییرات میانگین آبدهی فصل زمستان



نمودار ۷- روند تغییرات میانگین آبدهی فصل بهار

می‌باشد. مطابق جدول (۴) مقادیر آماره Z من-کندال روند معنی‌داری در سطح ۵ و ۱۰ درصد را نشان می‌دهد. بیش‌ترین روند معنی‌داری منفی در سطح ۱۰ درصد متعلق به فصل تابستان می‌باشد. مقایسه روند شاخص‌های کم‌آبی و پرآبی نشان می‌دهد که برای تمام فصول روند شاخص کم‌آبی منفی‌تر از شاخص پرآبی می‌باشد. شاخص پرآبی برای فصل زمستان مثبت و برای بقیه فصول منفی می‌باشد. شاخص‌های کم‌آبی و پرآبی به ترتیب برای فصول زمستان، بهار، پائیز و تابستان روند کاهشی دارد. برای تشخیص زمان روند آبدهی میانگین از روش ترسیمی من-کندال استفاده گردید. مطابق نمودارهای (۵) و (۷) در سری‌های آبدهی میانگین فصل پائیز و زمستان زمان تغییر روند مشخص می‌باشد. در صورتی که در سری‌های آبدهی میانگین فصل زمستان و تابستان زمان تغییر روند معلوم نیست (نمودارهای (۶) و (۸)). بنابراین برای بررسی دقیق‌تر، شاخص‌های آبدهی فصل زمستان و پائیز مورد بررسی قرار گرفت. نتایج نشان داد تعدادی از شاخص‌های آبدهی همچنان پیچیدگی‌هایی را نشان می‌دهند اما در بیش‌تر آن‌ها زمان روند به طور دقیق‌تر مشخص می‌گردد. برای مثال در نمودارهای (۹) و (۱۰) شاخص آبدهی Q_{95} فصل تابستان و پائیز آمده است. در فصل زمستان از سال ۱۳۷۴ مقدار روند مثبت و در فصل پائیز تغییرات روند منفی به طور واضح مشخص می‌باشد. نتایج بررسی

Germany in the period 1951–2002. *Journal of Hydrology*. 371: 129-141.

15- Salas, J.D., Delleur J.W., Yevjevich, V. and Lane, W.L. 1980. *Applied Modelling of Hydrologic Time Series*. Water Resources Publications: Littleton, CO, USA.

16- Scanlon, B.R., Jolly, I., Sophocleous, M. and Zhang, L. 2007. Global impacts of conversion from natural to agricultural ecosystem on water resources: quantity versus quality. *Water Resources Research*. 43 W03437, doi: 10.1029/2006WR005486.

17- Sen, P.K., 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's Tau. *Journal of American Statistical Association*. 63: 1379–1389.

18- Sen, Z. 2012. Inovative trend alalysis methodology. *Journal of hydrologic Engineering*. 17: 1042-1046.

19- Shiekh, V., Babaei, A. and Mooshakhian, Y. (2009). Trend analysis regime in the Gorganroud Basin. *Iran-watershed management science engineering*. 8: 29-38.

20- Von Storch, H. and Cannon, A.J. (Eds.), 1995. *Analysis of Climate Variability Applications of Statistical Techniques*.

21- Wilson, D., Hisdal, H. and Lawrence D. 2010. Has streamflow changed in the Nordic countries? – Recent trends and comparisons to hydrological projections. *Journal of Hydrology*. 394: 334-346.

22- Yue, S., Pilon, P. and Phinney, B. 2003. Canadian streamflow trend detection: impacts of serial and cross-correlation. *Hydrological Sciences Journal*. 48(1): 51–63.

23- Yue, S., Pilon, P., Phinney, B. and Cavadias, G. 2002. The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological time series. *Hydrological Processes*. 16: 1807–1829.

24- Zhang, Y., Guan, D., Jin, C., Wang, A., Wu, J. and Yuan, F. 2011. Analysis of impacts of climate variability and human activity on streamflow for a river basin in northeast China. *Journal of Hydrology*. 410: 239-247.

Hydrologic cycle explains the evaporation paradox. *Nature*. 396, 30.

4- Hamed, K.H. 2008. Trend detection in hydrologic data: the Mann–Kendall trend test under the scaling hypothesis. *Journal of Hydrology*. 349: 350–363.

5- Hannaford, j. and Buys, G. 2012. Trend in seasonal river flow regimes in the UK. *Journal of Hydrology*. 475: 158-174.

6- Hejazizadeh, Z. and Parvin, N. 2010. Assessment of changes in temperature and precipitation in Tehran during the past half century. *Geography and Regional Planning*. 43-56.

7- Helsel, D.R. and Hirsch, R.M. 1992. *Statistical Methods in Water Resources*.

8- Kendall, M.G. 1975. *Rank Correlation Methods*. Charles.

9- Li, L.J., Zhang, L., Wang, H., Wang, J., Yang, J.W., Jiang, D.J., Li, J.Y. and Qin, D.Y. 2007. Assessing the impact of climate variability and human activities on streamflow from the Wuding River basin in China. *Hydrological Processes*. 21: 3485–3491.

10- Li, Z., Liu, W.Z., Zhang, X.C. and Zheng, F.L. 2009. Impact of land use change and climate variability on hydrology in an agricultural catchment on the Loess Plateau of China. *Journal of Hydrology*. 377: 35-42.

11- Ma, Z.M., Kang, S.Z., Zhang, L., Tong, L. and Su, X.L. (2008). Analysis of impacts of climate variability and human activity on stream flow for a river basin in arid region of northwest China. *Journal of Hydrology*, 352: 239–249.

12- Mu, X.M., Zhang, L., McVicar, T.R., Chille, B. and Gau, P. 2007. Analysis of the impact of conservation measures on streamflow regime in catchments of the Loess Plateau, China. *Hydrological Processes*. 21: 2124–2134.

13- Novotny, E.V. and Stefan, H.G. 2007. Stream flow in innesota: Indicator of climate change. *Journal of Hydrology*. 334: 319-333.

14- Petrow, T. and Merz, B. 2009. Trends in flood magnitude, frequency and seasonality in

Abstract**Assessment of Discharge Trend of Kasilian Watershed**M. Nassaji Zavareh¹, A. M. Khorshiddoust², A. A. Rasouli³ and A. Slajegheh⁴

Received: 2014. 02. 23 Accepted: 2014. 01. 05

Climate change can affect changes in mean annual and seasonal discharge, magnitude and frequency of flood and drought. These factors influence agricultural water management ecosystems. For this propose, Kasilian catchment in Khazar region was selected for study. Daily and monthly discharge time series during 1334-89 are reviewed. After reconstruction, eight discharge indicator including Q5⁻, Q10, Q30, Q50, Q70, Q90, Q95, Qmean were prepared for further analysis. Three methods of Thiel-sen, plot on Cartesian coordinate system and Mann-Kendall method were employed. Result show although Thiel-sen method is suitable for determining discharge trend value, but Mann-Kendall method is a more suitable approach for significant and time of trend. The results of Mann-Kendall method show highest decreasing trend of both high and low discharge belong to winter, spring, autumn and summer, respectively. Discharge indicator of Q90, Q95 only showed a positive trend in winter. In most seasonal and annual discharge indicators' changes in decreasing or increasing trend were experienced during 1370-74 showed a constant rate. Plot on Cartesian coordinate system as a simple and suitable method for determining low, medium and high time series is used.

Keywords: *Discharge analysis, Thiel-sen method, Mann-Kendall method, Discharge indicator, Kasilia.*

1- PhD Student of Climatology at the University of Tabriz and Faculty Member in the Institute of Technical & Vocational Higher Education
Jahad-Agriculture nassaji.m.z@gmail.com

2- Associate Professor of University of Tabriz

3- Professor of University of Tabriz

4- Associate Professor of University of Tehran