



دانشگاه گورگان، منابع طبیعی گرگان

مجله پژوهش‌های حفاظت آب و خاک

جلد هجدهم، شماره دوم، ۱۳۹۰

www.gau.ac.ir/journals

## مقایسه روند متغیرهای هیدرولوژیکی حوزه آبخیز اترک با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری

\* واحدبردی شیخ<sup>۱</sup>، عبدالرضا بهره‌مند<sup>۱</sup> و یوسف موشخیان<sup>۲</sup>

<sup>۱</sup> استادیار گروه آبخیزداری، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان،

<sup>۲</sup> دانشجوی کارشناسی ارشد گروه آبخیزداری، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان

تاریخ دریافت: ۸۹/۱/۲۴؛ تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۴

### چکیده

شناسایی وجود و یا نبود روند در جریان رودخانه‌ها و سیلاب‌ها به منظور دخالت دادن در تجزیه و تحلیل‌های آماری برای برنامه‌ریزی و مدیریت منابع آب و طراحی تاسیسات زیربنایی امری اجتناب‌ناپذیر است. بنابراین در این پژوهش روند سه متغیر آماری دبی متوسط روزانه، حداکثر دبی روزانه و دبی حداکثر لحظه‌ای در ۱۰ ایستگاه هیدرومتری واقع در حوزه آبخیز اترک در دوره آماری ۱۳۵۱-۱۳۸۲ با استفاده از آزمون‌های ناپارامتری من- کندال، رو اسپیرمن و تیل- سن مورد مطالعه قرار گرفته است. نتایج پژوهش نشان داد که آزمون‌های مختلف نتایج مشابهی ارائه می‌دهند. به جز یک ایستگاه، در بقیه ایستگاه‌های مورد مطالعه، دبی حداکثر لحظه‌ای دارای سیر صعودی بوده ولی دبی متوسط روزانه در همه ایستگاه‌ها دارای روند نزولی بوده است. دبی حداکثر روزانه در نیمی از ایستگاه‌ها صعودی و در نیمی دیگر نزولی بوده است. در ۷۰ درصد ایستگاه‌ها، روند مشاهده شده دبی متوسط روزانه و در ۳۰ درصد ایستگاه‌ها روند مشاهده شده دبی حداکثر لحظه‌ای در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار بوده است. در حالی‌که روندهای مشاهده شده دبی حداکثر روزانه در هیچ‌کدام از ایستگاه‌ها در سطح اعتماد ۹۵ درصد معنی‌دار نبوده است. با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان بیان نمود که رژیم آب‌دهی حوزه آبخیز اترک دست‌خوش تغییر گشته و این تغییرات باعث کاهش آب‌دهی

\* مسئول مکاتبه: v.sheikh@yahoo.com

حوزه و افزایش شدت طغیان‌های سیلابی شده است. بنابراین مدیران و برنامه‌ریزان منابع آب منطقه باید در تحلیل‌ها، طراحی‌ها و برنامه‌ریزی‌های خود به این مسأله توجه کافی داشته باشند. دلایل این تغییر رژیم هیدرولوژیکی حوزه آبخیز اترک ممکن است مرتبط با تغییر اقلیم و یا تغییر کاربری اراضی باشد که نیاز به پژوهش‌های بیش‌تر دارد.

**واژه‌های کلیدی:** آزمون ناپارامتری، دبی متوسط سالانه، دبی حداکثر روزانه، دبی حداکثر لحظه‌ای، حوزه آبخیز اترک

### مقدمه

سیل معمول‌ترین و گسترده‌ترین نوع بلای طبیعی روی کره زمین است. در واقع وقوع سیلاب‌ها یکی از دغدغه‌های انسان در بسیاری از مناطق جهان، از جمله ایران می‌باشد. به تازگی وقوع سیلاب‌ها به وفور در عناوین اخبار رسانه‌های خبری محلی، ملی و بین‌المللی دیده می‌شود. به همین دلیل باور عمومی بر این است که فراوانی وقوع و اندازه سیلاب‌ها در دهه‌های اخیر رو به افزایش بوده است. شاید دلایل این تصور عمومی علاوه بر تأثیر رسانه‌های ارتباط جمعی، افزایش میزان خسارات مالی و تلفات جانی ناشی از سیلاب‌ها باشد. در واقع امروزه رسانه‌های ارتباط جمعی همه‌جا حضور دارند و وقوع سیلاب‌ها و میزان تلفات و خسارات آن‌ها را حتی در دورافتاده‌ترین مناطق، تحت پوشش خبری قرار می‌دهند و به اطلاع عموم می‌رسانند. معمولاً افزایش خسارات مالی و تلفات جانی به مقدار زیادی به‌خاطر احداث تاسیسات زیربنایی و منازل مسکونی در حاشیه و حریم رودخانه‌ها می‌باشد (پیلکه و داونتون، ۱۹۹۹). به‌رغم افزایش گزارش‌های خبری وقوع سیلاب‌ها و میزان خسارات مالی و تلفات جانی، روند افزایشی یکنواخت و فراگیر سیلاب‌ها در مقیاس جهانی هنوز به اثبات نرسیده است (کوندزویکز و همکاران، ۲۰۰۴؛ کوندزویکز و همکاران، ۲۰۰۵). از سوی دیگر بسیاری از مطالعات منطقه‌ای، روند صعودی سیلاب‌ها (فراوانی و اندازه) را برای بعضی از مناطق و کشورها گزارش نموده‌اند (لینز و اسلاک، ۱۹۹۹؛ مک‌کرچار و هندرسون، ۲۰۰۳؛ برن و همکاران، ۲۰۰۴؛ لیندستروم و برستروم، ۲۰۰۴؛ ژانگ و همکاران، ۲۰۰۶؛ ویتنبرگ و همکاران، ۲۰۰۷). پژوهش‌های متعددی در زمینه بررسی روند تغییرات سری‌های زمانی پارامترهای هیدروکلیماتولوژیکی در بعضی از کشورهای پیشرفته و یا دارای آمار طولانی‌مدت از جمله ایالات متحده آمریکا، انگلستان، سوئد، چین و ترکیه صورت گرفته است.

ولی نتایج به دست آمده غیرهم سو، دارای عدم قطعیت و حتی متناقض است (حامد، ۲۰۰۸). در کشور ایران به رغم مطالعات متعددی که در زمینه آنالیز روند متغیرهای اقلیمی صورت گرفته است (رضیئی و همکاران، ۲۰۰۵؛ قهرمان، ۲۰۰۶؛ مدرس و سیلوا، ۲۰۰۷؛ حجام و همکاران، ۲۰۰۸؛ قهرمان و تقویان، ۲۰۰۸) ولی تا جایی که نویسندگان این مقاله اطلاع دارند هیچ گونه گزارش علمی در زمینه آنالیز روند متغیرهای دبی منتشر نشده است.

برای نشان دادن گوناگونی نتایج به دست آمده از پژوهش های انجام شده در زمینه تجزیه و تحلیل روند سری های زمانی متغیرهای دبی رودخانه ها در زیر به مقایسه نتایج برخی از آن ها پرداخته می شود. مطالعات انجام شده توسط محققان مختلف در کشور انگلستان روند آشکاری را در فراوانی و اندازه سیلاب ها در بسیاری از مناطق این کشور نشان می دهد که آن را به تغییرات اقلیمی و یا به تغییرات کاربری اراضی و گسترش شهرنشینی مرتبط دانسته اند (والینگ، ۱۹۷۹؛ روبسون و رید، ۱۹۹۶). این در حالی است که روبسن و همکاران (۱۹۹۸) با مطالعه روند و تغییرات سیلاب های کشور انگلستان با روش های رگرسیون و ضریب اسپیرمن در دوره آماری ۱۹۹۰-۱۹۴۰ نتیجه گیری نمودند که رفتار جریان های سیلابی در مقیاس ملی هیچ گونه روند مشخصی را نشان نمی دهد ولی تغییرات سالانه سیلاب ها نوسانات منظمی را نشان می دهد که تحت تأثیر نوسانات اقلیمی می باشد. هان (۲۰۰۷) نیز در مطالعه روند فصلی بارندگی و دبی جریان سه حوزه آبخیز در جنوب غرب انگلستان روند کلی افزایش حجم بارندگی و رواناب زمستانه را گزارش نموده در حالی که روند دبی های حداکثر لحظه ای نزولی بوده است.

دوگلاس و همکاران (۲۰۰۰) روند سیلاب ها و جریان های کمینه را در ایالات متحده آمریکا مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گیری نمودند که در سطح اعتماد ۹۵ درصد هیچ گونه روند مشخصی برای جریان های سیلابی وجود ندارد ولی جریان های کمینه روند صعودی را برای نواحی مشخصی از ایالات متحده آمریکا نشان می دهند.

برن و حق النور (۲۰۰۲) روند ۱۸ فاکتور هیدرولوژیکی از جمله دبی متوسط سالانه، حداکثر دبی روزانه و دبی های متوسط ماهانه را برای ۲۴۸ حوزه آبخیز کشور کانادا که دارای شرایط به نسبت طبیعی (یعنی میزان مداخله در شرایط هیدرولوژیکی آن ها کم تر از ۱۰ درصد بوده است) بودند مورد مطالعه قرار دادند. آن ها با استفاده از روش ناپارامتری من- کندال نتیجه گیری نمودند که فراوانی و برای روندهای معنی دار مشاهده شده تغییرات شدید مکانی دارد و به صورت غیریکنواخت توزیع شده

است. برای مثال آن‌ها مشاهده کردند که حداکثر دبی روزانه در جنوب کانادا روند نزولی و در شمال روند صعودی را نشان می‌دهد.

ژانگ و همکاران (۲۰۰۶) آب‌دهی سالانه و دبی رسوبات معلق سالانه ایستگاه‌های هیدرومتری واقع بر روی رودخانه اصلی یانگتزی (۴ ایستگاه) و سرشاخه‌های اصلی (۳ ایستگاه) را با کمک آزمون من-کندال و رگرسیون خطی مورد آنالیز روند قرار دادند. نتایج بررسی آن‌ها نشان داد که الگوی تغییرات آب‌دهی سالانه و بار رسوبی سالانه در بخش‌های مختلف حوزه آبخیز یانگتزی کاملاً متفاوت است. کاهیا و کالایچی (۲۰۰۴) روند دبی ماهانه ۲۶ حوزه کشور ترکیه را در ۸۳ ایستگاه هیدرومتری برای یک دوره آماری ۳۱ ساله با استفاده از روش‌های مختلف ناپارامتری مطالعه نمودند. تجزیه و تحلیل منطقه‌ای روند نشان داد که حوزه‌های واقع در قسمت‌های غربی ترکیه به‌طور کلی دارای روند نزولی معنی‌دار در سطح اعتماد ۹۵ درصد و حتی بالاتر بودند. اما حوزه‌های واقع در قسمت‌های شرقی بدون روند معین بوده‌اند.

در مقیاس جهانی نیز می‌توان به نتایج پیش‌بینی‌های به‌عمل آمده در آخرین گزارش هیئت بین‌الدول تغییر اقلیم<sup>۱</sup> (۲۰۰۷) اشاره نمود. مطابق این گزارش پیش‌بینی می‌گردد که به‌دلیل تغییرات اقلیمی ناشی از گرم شدن جهانی کره زمین، تا اواسط قرن ۲۱ آب‌دهی متوسط سالانه رودخانه‌ها در عرض‌های بالا و مناطق مرطوب گرمسیری در حدود ۴۰-۱۰ درصد افزایش یابد و در عرض‌های میانی و مناطق گرمسیری خشک ۳۰-۱۰ درصد کاهش یابد.

بنابراین با توجه به مطالب بالا می‌توان نتیجه‌گیری نمود که در مناطق مختلف و حتی در حوزه‌های آبخیز مختلف داخل یک منطقه روند تغییرات پارامترهای هیدرولوژیکی متفاوت است که ایجاب می‌نماید قبل از استفاده از داده‌های سری‌های هیدرولوژیکی در تجزیه و تحلیل‌های آماری از وجود و یا نبود روند در آن‌ها اطمینان حاصل نمود. زیرا معمولاً در استراتژی‌های کلان مدیریتی و برنامه‌ریزی‌های مدیریت منابع آب و طراحی سازه‌های آبی و تأسیسات زیربنایی، متغیرهای هیدرولوژیکی تصادفی و ایستا<sup>۲</sup> در نظر گرفته می‌شوند که از یک توزیع احتمالاتی معین پیروی می‌نمایند (حمادی و همکاران، ۲۰۰۷؛ چانگنون و کانکل، ۱۹۹۵؛ کاندرلیک و برن، ۲۰۰۲). در حالی که روند سری‌های هیدرولوژیکی ممکن است به‌دلیل تغییرات در اقلیم، کاربری اراضی و مدیریت حوزه آبخیز تغییر کند (کوندزویکز، ۲۰۰۸؛ گاردنر، ۲۰۰۹). در صورت وجود چنین تغییراتی، استفاده از

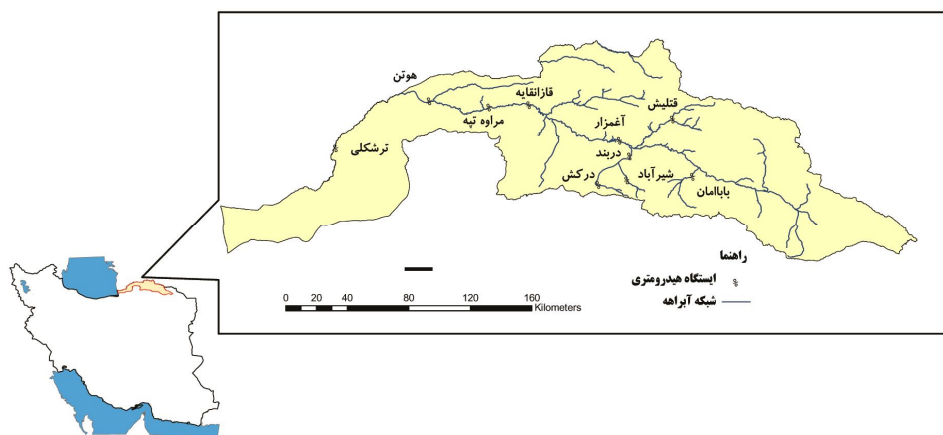
1- Intergovernmental Panel of Climate Change (IPCC)

2- Stationary

روش‌های معمول تجزیه و تحلیل آماری (با فرض ثابت بودن خصوصیات آماری سری‌های هیدرولوژیکی) برای برنامه‌ریزی‌ها و طراحی‌ها باعث موفق نشدن پروژه و مشکلات زیاد دیگر خواهد شد. بنابراین در این پژوهش سری‌های آماری متغیرهای هیدرولوژیکی ایستگاه‌های هیدرومتری واقع در حوزه آبخیز اترک به منظور شناسایی وجود و یا نبود تغییرات درازمدت در جریان آب‌دهی و سیلاب‌ها و پراکنش مکانی روندهای احتمالی مورد آزمون روند قرار گرفت تا در صورت اثبات وجود روند، بتوان با دخالت دادن آن در تجزیه و تحلیل‌های آماری مربوط به تعیین دبی‌های طرح سازه‌های زیربنایی هم‌چون سدها، پل‌ها، آب‌گذرها و دیواره‌های سیل‌گیر احتمال شکست پروژه‌های عمرانی و برنامه‌ریزی منابع آب کاهش یابد. حوزه آبخیز اترک که یک منطقه خشک و نیمه‌خشک و با منابع آبی محدود و دارای توزیع نامتقارن زمانی و مکانی می‌باشد که برنامه‌ریزی منابع آب و اجرای طرح‌های سازه‌ای و عمرانی از ضروریات توسعه این منطقه می‌باشد.

### مواد و روش‌ها

**معرفی منطقه مورد مطالعه:** حوزه آبریز اترک در شمال‌شرق کشور و در شمال استان خراسان بین طول‌های جغرافیایی ۵۴ درجه تا ۵۹ درجه و ۴ دقیقه شرقی و عرض‌های جغرافیایی ۳۶ درجه و ۵۷ دقیقه تا ۳۸ درجه و ۱۷ دقیقه شمالی قرار دارد. این حوزه از شمال به جمهوری ترکمنستان و از جنوب به حوزه‌های آبریز گرگان‌رود و کال شور (کویر مرکزی) و از شرق به حوزه آبریز قره‌قوم و از غرب به دریای خزر ختم می‌گردد (شکل ۱). مساحت کل حوزه اترک به جز بخشی از آن که در کشور ترکمنستان واقع شده، در حدود ۲۵۶۲۷ کیلومترمربع است. رودخانه اصلی حوزه حدود ۵۲۰ کیلومتر طول دارد و برای جریان اصلی آن از شرق به غرب می‌باشد و در نهایت به دریای خزر می‌ریزد. رودخانه‌های شیرین‌دره، تبارک، بارزو، سملقان و بابامان از سرشاخه‌های مهم این حوزه آبریز به‌شمار می‌آیند. حوزه آبریز اترک دارای دو بخش کوهستانی و دشت می‌باشد و آب و هوای آن بری و متغیر است. میزان بارندگی حوزه اترک به دلیل کوهستانی بودن آن تغییرات شدید مکانی دارد. مقدار بارندگی از کم‌تر از ۲۰۰ میلی‌متر در نواحی دشتی شمال‌غرب حوزه تا بیش از ۵۰۰ میلی‌متر در نواحی مرتفع جنوبی حوزه اترک تغییر می‌کند. حداکثر ارتفاع این حوزه در محل سرشاخه‌های رودخانه تبارک در حدود ۲۹۰۳ متر از سطح دریا و حداقل آن در نواحی پایاب حوزه و حدود ۲۲- متر از سطح دریا برآورد شده است. همچنین متوسط شیب حوزه اترک ۳/۲ درصد و متوسط شیب آبراهه‌ها ۲/۷ درصد برآورد گردیده است.



شکل ۱- نقشه موقعیت حوزه آبخیز اترک و ایستگاه‌های هیدرومتری مورد مطالعه.

با توجه به شرایط توپوگرافی و وضعیت آب و هوایی حوزه اترک، جریان‌های سطحی از رژیم نیمه‌برفی در بخش‌های شرقی تا رژیم بارانی کامل در بخش‌های پایاب اترک تغییر می‌کند. انتخاب متغیرهای مورد بررسی و ایستگاه‌های آماری: با توجه به در دسترس بودن داده‌های مشاهداتی دبی متوسط سالانه، حداکثر دبی روزانه و دبی حداکثر لحظه‌ای سالانه، این سه متغیر به‌عنوان متغیرهای هیدرولوژیکی موردنظر انتخاب شدند. پس از بررسی اولیه سری‌های مشاهداتی این متغیرها در تمام ایستگاه‌های هیدرومتری حوزه، آن دسته از ایستگاه‌هایی که در یک دوره مشترک آماری دارای بیش از ۲۵ سال آمار مشاهداتی بودند برای انجام آزمون روند انتخاب شدند.

بررسی داده‌های هیدرومتری موجود در حوزه نشان داد که ۶ ایستگاه بابامان، قتلیش، شیرآباد، درکش، دربند سملقان و آغمزار در محدوده استان خراسان شمالی و ۴ ایستگاه قازانقایه، مراوه‌تپه، هوتن و ترشکلی در محدوده استان گلستان دارای بیش از ۲۵ سال آمار مشاهداتی در دوره آماری ۳۱ ساله از مهرماه ۱۳۵۱ تا شهریورماه ۱۳۸۲ می‌باشند. بنابراین تمام این ایستگاه‌ها برای تحلیل روند تغییرات هیدرولوژیکی حوزه آبخیز اترک مورد استفاده قرار گرفتند. جدول ۱ مشخصات این ایستگاه‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۱- مشخصات و موقعیت ایستگاه‌های هیدرومتری منطقه مورد مطالعه.

نام ایستگاه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	ارتفاع از سطح دریا (متر)
آغمزار	۵۶ درجه و ۵۴ دقیقه	۳۷ درجه و ۴۱ دقیقه	۵۶۰
قتلیش	۵۷ درجه و ۱۶ دقیقه	۳۷ درجه و ۴۸ دقیقه	۹۶۰
باباامان	۵۷ درجه و ۲۶ دقیقه	۳۷ درجه و ۲۹ دقیقه	۱۰۱۰
شیرآباد	۵۶ درجه و ۵۵ دقیقه	۳۷ درجه و ۳۰ دقیقه	۸۵۰
درکش	۵۶ درجه و ۴۴ دقیقه	۳۷ درجه و ۲۶ دقیقه	۱۰۴۰
دربند	۵۶ درجه و ۵۸ دقیقه	۳۷ درجه و ۳۶ دقیقه	۶۸۰
ترشکلی	۵۴ درجه و ۴۸ دقیقه	۳۷ درجه و ۴۰ دقیقه	۲۵
قازانقایه	۵۶ درجه و ۱۴ دقیقه	۳۷ درجه و ۵۶ دقیقه	۲۲۰
مراوه‌تپه	۵۶ درجه و ۵۵ دقیقه	۳۷ درجه و ۵۵ دقیقه	۱۹۰
هوتن	۵۵ درجه و ۳۱ دقیقه	۳۷ درجه و ۵۷ دقیقه	۱۰۰

انتخاب آزمون آماری مناسب برای تشخیص روند: تاکنون روش‌های آماری متعددی برای تحلیل روند سری‌های زمانی ارائه گردیده‌اند که به‌طورکلی در دو دسته پارامتری و ناپارامتری قابل تقسیم‌بندی می‌باشند. بررسی منابع متعدد نشان می‌دهد که روش‌های ناپارامتری از کاربرد به‌نسبت وسیع‌تر و چشم‌گیرتری نسبت به روش‌های پارامتری برخوردارند (زو و همکاران، ۲۰۰۳). در این پژوهش نیز به‌دلیل وجود نواقص آماری در بعضی از سری مشاهدات و پیروی نکردن بیش‌تر سری‌های مشاهداتی انتخاب شده از توزیع نرمال، از ۴ روش ناپارامتری تکنیک LOWESS، من- کندال<sup>۱</sup>، رو اسپیرمن<sup>۲</sup> و تیل- سن<sup>۳</sup> استفاده گردید که در زیر تشریح می‌گردند.

روش گرافیکی LOWESS: نمودار پراکندگی هموارسازی و رگرسیون وزنی موضعی<sup>۴</sup> (LOWESS) یک روش آماری گرافیکی ناپارامتری است که برای به‌تصویر کشیدن یا مجسم ساختن روند در سری زمانی داده‌ها استفاده می‌گردد (هلسل و هیرش، ۱۹۹۲). در این تکنیک از سادگی روش رگرسیون خطی حداقل مربعات<sup>۵</sup> و همچنین انعطاف‌پذیری رگرسیون غیرخطی به‌طور هم‌زمان بهره‌گیری می‌شود. در

- 1- Mann-Kendall
- 2- Spearman's Rho
- 3- Thiel-Sen
- 4- Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplot
- 5- Least Square Linear Regression

حقیقت این روش هیچ رابطه یا مدل معینی را برای سری داده‌ها تصور نمی‌کند بلکه از یک الگوریتم رگرسیون وزنی متناوب<sup>۱</sup> برای برآورد هر کدام از داده‌های سری زمانی با استفاده از داده‌های مجاور استفاده می‌کند. وزن اختصاص داده شده برای هر کدام از داده‌های مجاور متناسب با دوری و نزدیکی آن‌ها به داده‌ای است که مقدار آن برآورد می‌گردد. در ظاهر این روش شبیه روش میانگین متحرک است با این تفاوت که در میانگین متحرک هر کدام از داده‌ها با میانگین وزنی داده‌های اطراف جایگزین می‌شود ولی در روش LOWESS از رابطه رگرسیونی برای برآورد هر کدام از داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود. سپس داده‌های برآورد شده به هم وصل می‌شوند تا منحنی هموار LOWESS به دست آید. حال از روی منحنی هموار شده می‌توان تغییرات زمانی یا روند کلی داده‌ها را با مشاهده چشمی تشخیص داد. **آزمون من- کندال:** یکی از روش‌های پرکاربرد در بررسی تغییر روند داده‌ها، آزمون ناپارامتری من- کندال می‌باشد. در حقیقت این روش برای اولین بار توسط من در سال ۱۹۴۵ استفاده شد و کندال در سال ۱۹۷۵ توزیع آماری این آزمون را به دست آورد. این روش یکی از بهترین روش‌های آشکارسازی و تعیین روند داده‌های اقلیمی و هیدرولوژیکی است. آزمون ناپارامتری من- کندال بر خلاف آزمون‌های پارامتری هم چون *t-test* تابع توزیع مشخصی را برای سری داده‌ها فرض نمی‌کند این در حالی است که قدرت تشخیص آن نیز به اندازه آزمون‌های پارامتری می‌باشد (سرانو و همکاران، ۱۹۹۹). به همین دلیل سازمان جهانی هواشناسی، آزمون من- کندال را برای بررسی و تشخیص روند در سری‌های زمانی اکیداً توصیه می‌کند (میشل و همکاران، ۱۹۶۶).

در این روش داده‌ها به ترتیب زمان وقوع مرتب می‌شوند و هر داده ( $x_i$ ) با تمام داده‌های بعد از خود ( $x_j$ ) مقایسه می‌شود. مراحل انجام این آزمون به ترتیب زیر است:

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

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

#### 1- Iterative Weighted Regression Algorithm



برای متغیرهای تصادفی مستقل و دارای توزیع یکنواخت و بدون گره (دو یا چندین داده با مقادیر عددی مساوی) میانگین و واریانس پارامتر من- کندال ( $S$ ) به صورت زیر است:

$$E(S) = 0 \quad (3)$$

$$Var(S) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \quad (4)$$

که در آن،  $n$  تعداد داده‌های سری مشاهدات است. اگر در سری مشاهدات داده‌های تکراری وجود داشته باشد مقدار واریانس از رابطه زیر محاسبه خواهد شد:

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

به طوری که،  $t_i$ : تعداد گره<sup>۱</sup> با ظرفیت  $i$  را نشان می‌دهد. برای مثال در یک سری داده فقط ۲ عدد با مقادیر مساوی وجود داشته باشد یک گره با ظرفیت ۲ ( $t_2=1$ ) وجود خواهد داشت. اگر تعداد داده‌های یک سری بیش از ۱۰ عدد باشد  $S$  از توزیع نرمال پیروی خواهد کرد و مقدار معیار آماری استاندارد ( $Z_s$ ) به صورت زیر محاسبه خواهد شد:

$$Z_s = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{Var(S)}} & \text{if } S > 0 \\ 0 & \text{if } S = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{Var(S)}} & \text{if } S < 0 \end{cases} \quad (6)$$

بنابراین در یک آزمون دوطرفه برای تشخیص روند در سطح اعتماد  $\alpha$ ، فرض صفر که دال بر نبود روند در سری مشاهدات است رد خواهد شد اگر مقدار  $Z_s$  بزرگ‌تر یا مساوی  $Z$  جدول باشد. **آزمون رو اسپیرمن**: یکی دیگر از روش‌های تشخیص روند، آزمون ناپارامتری ضریب همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن یا رو اسپیرمن می‌باشد که از رابطه زیر به دست می‌آید (آنتونوپولوس و همکاران، ۲۰۰۱):

1- Tie

$$\rho_{sp} = 1 - \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n D_i^2}}{n(n-1)} \quad (7)$$

به طوری که،  $n$  تعداد کل داده‌ها در سری‌های زمانی،  $D$ : اختلاف بین رتبه‌ها می‌باشد که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$D_i = Kx_i - Ky_i \quad (8)$$

که در آن،  $Kx_i$ : رتبه داده در سری زمانی از نظر زمان وقوع و  $Ky_i$ : رتبه داده در سری زمانی مرتب شده براساس بزرگی داده‌ها است.

اگر در سری زمانی مشاهدات، داده‌های با ارزش (بزرگی یا مقدار) مساوی وجود داشته باشد در رتبه بندی داده‌ها پس از مرتب نمودن سری داده‌ها به صورت صعودی، گره یا داده‌های با مرتبه مساوی پشت سر هم ایجاد خواهد شد که در این صورت ضریب همبستگی رتبه‌ای اسپیرمن از رابطه زیر محاسبه خواهد شد:

$$\rho_{sp} = \frac{n(\sum Kx_i Ky_i) - (\sum Kx_i)(\sum Ky_i)}{\sqrt{n(\sum Kx_i^2) - (\sum Kx_i)^2} \sqrt{n(\sum Ky_i^2) - (\sum Ky_i)^2}} \quad (9)$$

در این آزمون فرض صفر و فرض جایگزین به صورت زیر بیان می‌شوند:

$$H_0: \rho_{sp} = 0 \quad H_1: \rho_{sp} \neq 0 \quad (10)$$

برای رد یا قبول فرض صفر، پارامتر آماری زیر محاسبه می‌شود:

$$t_t = \rho_{sp} \left[ \frac{n-2}{1-\rho_{sp}^2} \right]^{1/2} \quad (11)$$

به طوری که،  $t_t$  با  $n-2$  درجه آزادی از توزیع  $t$ -student تبعیت می‌کند. در سطح اعتماد ۵ درصد سری زمانی در صورت احراز شرط زیر بدون روند تشخیص داده خواهد شد:

$$t\{v, 2/5\% \} < t_t < t\{v, 97/5\% \} \quad (12)$$

در این حالت اگر مقدار رو اسپیرمن کم‌تر از صفر باشد داده‌ها دارای روند منفی یا نزولی خواهند بود و اگر مقدار رو اسپیرمن بزرگ‌تر از صفر باشد روند داده‌ها مثبت یا صعودی خواهد بود. در اصل رو اسپیرمن حالت ویژه‌ای از ضریب همبستگی پیرسون می‌باشد که در آن داده‌ها رتبه‌بندی می‌شوند و سپس ضریب همبستگی بین رتبه‌ها محاسبه می‌گردد.

آزمون تیل - سن: سن (۱۹۶۸) با توسعه و بسط یک سری مطالعات آماری که تیل (۱۹۵۰) به انجام رسانده بود یک روش ناپارامتری را برای تحلیل سری‌های زمانی ارائه نمود. این روش نیز همانند روش من - کندال از تحلیل تفاوت بین مشاهدات یک سری زمانی بهره گرفته و برای سری‌های دارای آمار مفقود قابل کاربرد است. اساس این روش بر محاسبه یک شیب میانه برای سری زمانی و قضاوت نمودن در مورد معنی‌داری شیب به دست آمده در سطوح اعتماد مختلف می‌باشد. مراحل کلی انجام این آزمون به شرح زیر می‌باشد (حجام و همکاران، ۲۰۰۸):

الف - محاسبه شیب بین هر جفت داده مشاهده‌ای با استفاده از رابطه زیر:

$$Q = \frac{(x_j - x_k)}{j - k} \quad (13)$$

که در آن،  $x_j$  و  $x_k$  به ترتیب داده‌های مشاهداتی در زمان‌های  $j$  و  $k$  است و  $j$  همیشه بزرگ‌تر از  $k$  می‌باشد. با اعمال رابطه بالا برای هر دو جفت داده مشاهده‌ای، یک سری زمانی از شیب‌های محاسبه شده به دست می‌آید که از محاسبه میانه این سری زمانی، شیب خط روند ( $Q_{med}$ ) به دست می‌آید. مقدار مثبت  $Q_{med}$  بیانگر صعودی بودن روند و مقدار منفی آن دال بر نزولی بودن روند می‌باشد.

ب) محاسبه پارامتر  $C_\alpha$  در سطوح اعتماد مورد آزمون به کمک رابطه زیر:

$$C_\alpha = Z_{1-\alpha/2} \times \sqrt{\text{var}(s)} \quad (14)$$

که در آن،  $Z$ : آماره توزیع نرمال استاندارد می‌باشد و در یک آزمون دو دامنه بسته به سطوح اعتماد مورد آزمون می‌تواند مقادیر مختلفی به خود گیرد و  $s$ : پارامتر روش من - کندال است که به نحوه محاسبه آن در بالا اشاره گردید. مقدار آماره  $Z$  برای سطوح اطمینان ۹۵ درصد و ۹۹ درصد به ترتیب برابر با ۱/۹۶ و ۲/۵۸ در نظر گرفته می‌شود.

ج) محاسبه حدود اعتماد پایین ( $M_1$ ) و بالا ( $M_2$ ) به کمک روابط زیر:

$$M_2 = \frac{N_Q + C_\alpha}{2} \quad M_1 = \frac{N_Q - C_\alpha}{2} \quad (15)$$

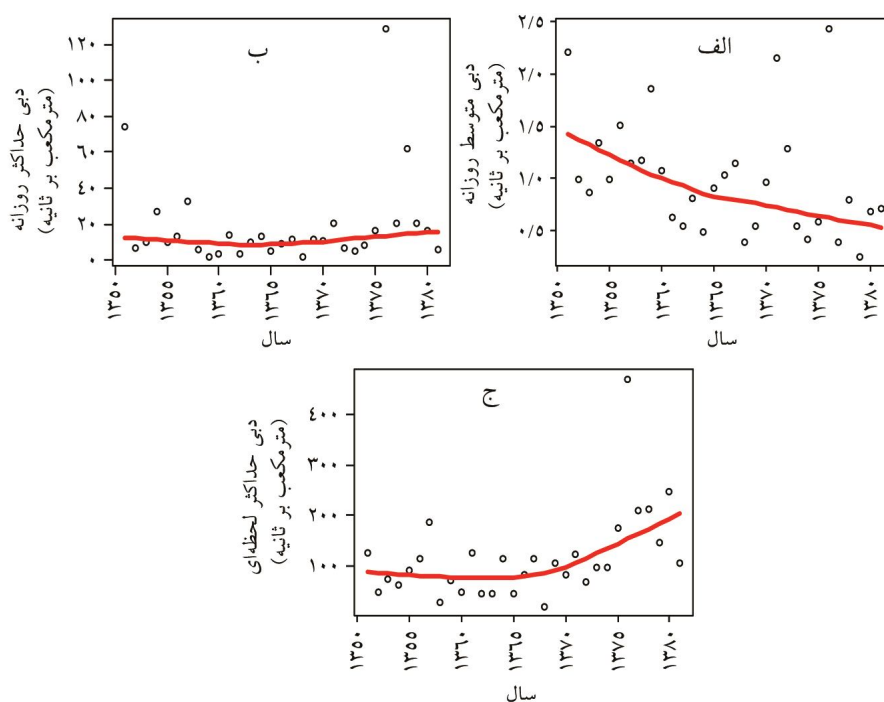
که در آن،  $N_Q$ : تعداد شیب‌های محاسبه شده در بند الف است که برابر با  $n(n-1)/2$  می‌باشد. (د) مرحله نهایی این روش، آزمون حدود اعتماد محاسبه شده می‌باشد. به این ترتیب که از بین شیب‌های محاسبه شده توسط رابطه ۱۳،  $M_1$  آمین و  $M_2$  آمین شیب‌ها استخراج می‌گردند که به ترتیب شیب حدود اعتماد پایین و شیب حدود اعتماد بالا می‌باشند. در صورتی که عدد صفر در دامنه بین دو شیب استخراج شده فوق قرار گیرد فرض صفر پذیرفته شده و بر سری زمانی مورد آزمون نمی‌توان هیچ‌گونه روندی در سطح اعتماد به کار گرفته شده نسبت داد. در غیر این صورت فرض صفر رد شده و می‌توان پذیرفت که سری زمانی دارای روند معنی‌داری در سطح اعتماد مورد آزمون می‌باشد.

## نتایج

برای هر سه سری زمانی دبی حداکثر لحظه‌ای، دبی حداکثر روزانه و دبی متوسط روزانه در ابتدا روش گرافیکی LOWESS برای مشاهده کلی روند تغییرات به کار گرفته شد. برای نمونه، شکل ۲ نتایج روش گرافیکی LOWESS را برای متغیرهای دبی ایستگاه هیدرومتری قتلش نشان می‌دهد. همان‌طور که در این شکل دیده می‌شود بعد از سال ۱۳۷۰ دبی حداکثر لحظه‌ای روند صعودی شدیدی را طی کرده است. دبی متوسط روزانه از ابتدای دوره مورد مطالعه به تدریج کاهش یافته است. در حالی که دبی حداکثر روزانه در طول دوره مورد مطالعه تغییر قابل ملاحظه‌ای را نشان نمی‌دهد. در مورد سایر ایستگاه‌ها نیز روندهای تقریباً مشابهی مشاهده گردید و به همین دلیل از ارائه نتایج این روش برای سایر ایستگاه‌ها صرف‌نظر شده است.

پس از مشاهده نحوه تغییرات متغیرهای دبی در طول زمان از طریق به‌کارگیری روش گرافیکی LOWESS، آماره‌های آزمون‌های من-کندال، رو اسپیرمن و تیل-سن محاسبه گردیدند و سپس معنی‌دار بودن این آماره‌ها در سطوح اطمینان ۹۵ درصد و ۹۹ درصد مورد آزمون قرار گرفت. نتایج

این سه روش به ترتیب در جدول‌های ۲ تا ۴ درج گردیده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود نتایج آزمون‌های مختلف روند نشان می‌دهد که دبی حداکثر لحظه‌ای در تمامی ایستگاه‌های مورد مطالعه روند صعودی داشته است. در ۳۰ درصد این ایستگاه‌ها روند صعودی مشاهده شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. در حالی که دبی متوسط روزانه در تمامی ایستگاه‌ها روند نزولی را نشان می‌دهد و در ۷۰ درصد موارد روند مشاهده شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. روندهای تغییرات در نیمی از ایستگاه‌ها چنان شدید بوده که حتی در سطح اطمینان ۹۹ درصد نیز روند نزولی مشاهده شده معنی‌دار بوده است. دبی حداکثر روزانه در نیمی از ایستگاه‌ها روند صعودی و در نیمی دیگر روند نزولی را نشان می‌دهد ولی در هیچ‌کدام از این ایستگاه‌ها روند مشاهده شده در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار نیست.



شکل ۲- منحنی LOWESS متغیرهای دبی در ایستگاه هیدرومتری قتلیش.  
الف- دبی متوسط روزانه، ب- دبی حداکثر روزانه و ج- دبی حداکثر لحظه‌ای.

جدول ۲- نتایج به دست آمده از آزمون روند من- کندال بر روی متغیرهای جریان حوزه آبخیز اترک.

نام ایستگاه	دبی متوسط روزانه (مترمکعب بر ثانیه)			دبی حداکثر روزانه (مترمکعب بر ثانیه)			دبی حداکثر لحظه‌ای (مترمکعب بر ثانیه)		
	$Z_s^{III}$	$var(S)^{II}$	$S^I$	$Z_s$	$var(S)$	$S$	$Z_s$	$var(S)$	$S$
آغمزار	-۲/۲۱۰*	۳۴۶۱/۷	-۱۲۹	-۱/۲۹۴	۲۸۴۲	-۶۸	۱/۴۹۹	۳۱۴۱/۷	۸۵
قتلیش	-۲/۵۱۵*	۳۴۶۱/۷	-۱۴۷	۰/۸۶۷	۳۴۶۰/۷	۵۲	۲/۵۱۵*	۳۴۶۱/۷	۱۴۹
بابامان	-۲/۶۸۵**	۳۴۶۱/۷	-۱۵۷	۰/۱۵۳	۳۴۶۰/۷	۱۰	۱/۶۶۶	۳۴۶۱/۷	۹۹
شیرآباد	-۱/۲۵۸	۳۴۶۱/۷	-۷۳	-۰/۲۴۳	۲۰۵۷/۳	-۱۰	۰/۱۷۶	۲۰۵۸/۳	۹
درکش	-۱/۴۶۲	۳۴۶۱/۷	-۸۵	۱/۳۵۱	۲۸۳۹	۷۳	۱/۹۷۰*	۲۸۴۰	۱۰۶
دریند	-۳/۰۲۵**	۳۴۶۱/۷	-۱۷۷	-۰/۲۳۲	۳۱۴۰/۷	-۱۲	۱/۹۶۳*	۳۱۴۱/۷	۱۱۱
ترشکلی	-۱/۸۲۰	۳۱۴۱/۷	-۱۰۳	۰/۷۸۸	۲۸۴۱	۴۳	۰/۸۸۲	۲۸۴۲	۴۸
قازانقایه	-۲/۵۶۹**	۳۱۴۱/۷	-۱۴۵	-۱/۴۴۴	۲۸۴۲	-۷۸	۰/۰۹۴	۲۸۴۲	۶
مراوه‌تپه	-۲/۸۵۰**	۳۱۴۱/۷	-۱۶۱	-۱/۲۵۷	۲۸۴۲	-۶۸	-۰/۵۰۷	۲۸۴۲	-۲۸
هوتن	-۳/۲۶۰**	۳۸۰۲/۷	-۲۰۲	۰/۲۶۳	۲۸۴۱	۱۵	۰/۷۶۹	۲۸۴۲	۴۲

<sup>I</sup> پارامتر من- کندال؛ <sup>II</sup> واریانس پارامتر من- کندال؛ <sup>III</sup> معیار آماری استاندارد؛ \* روند معنی‌دار در سطح ۹۵ درصد؛ \*\* روند معنی‌دار در سطح ۹۹ درصد.

جدول ۳- نتایج به دست آمده از آزمون روند رو اسپیرمن بر روی متغیرهای جریان حوزه آبخیز اترک.

نام ایستگاه	دبی متوسط روزانه (مترمکعب بر ثانیه)		دبی حداکثر روزانه (مترمکعب بر ثانیه)		دبی حداکثر لحظه‌ای (مترمکعب بر ثانیه)	
	$t_t^{II}$	$\rho_{sp}^I$	$t_t$	$\rho_{sp}$	$t_t$	$\rho_{sp}$
آغمزار	-۲/۳۴۷*	-۰/۴۰۰	-۱/۲۱۳	-۰/۲۲۰	۱/۷۳۰	۰/۳۰۶
قتلیش	-۲/۸۲۸**	-۰/۴۶۵	۰/۸۲۲	۰/۱۵۱	۲/۷۸۴**	۰/۴۵۹
بابامان	-۲/۹۲۹**	-۰/۴۷۸	۰/۲۱۷	۰/۰۴۰	۱/۱۷۹	۰/۲۱۴
شیرآباد	-۱/۱۳۲	-۰/۲۰۶	-۰/۲۱۲	-۰/۰۳۹	۰/۳۹۳	۰/۰۷۳
درکش	-۱/۳۴۰	-۰/۲۴۲	۱/۶۰۶	۰/۲۸۶	۲/۲۶۲*	۰/۳۸۷
دریند	-۳/۰۲۳**	-۰/۴۹۰	-۰/۵۲۶	-۰/۰۹۷	۲/۰۶۱*	۰/۳۵۸
ترشکلی	-۲/۱۹۵*	-۰/۳۷۷	۰/۹۱۷	۰/۱۶۸	۰/۹۶۲	۰/۱۷۶
قازانقایه	-۲/۸۱۶**	-۰/۴۶۳	-۱/۴۶۵	-۰/۲۶۲	-۰/۱۷۵	-۰/۰۳۲
مراوه‌تپه	-۳/۲۳۵**	-۰/۵۱۵	-۱/۵۳۶	-۰/۲۷۰	-۰/۵۷۳	-۰/۱۰۶
هوتن	-۳/۱۱۹**	-۰/۵۰۱	۰/۰۵۳	۰/۰۱۰	۰/۵۶۸	۰/۱۰۵

<sup>I</sup> پارامتر رو اسپیرمن؛ <sup>II</sup> معیار آماری *t-student*؛ \* روند معنی‌دار در سطح ۹۵ درصد؛ \*\* روند معنی‌دار در سطح ۹۹ درصد.

## واحدبردی شیخ و همکاران

جدول ۴- نتایج به دست آمده از آزمون روند تیل - سن بر روی متغیرهای جریان حوزه آبخیز اترک.

پارامتر	متغیر هیدرولوژیکی <sup>†</sup>	نام ایستگاه									
		آغمزار	قتلیش	بابامان	شیرآباد	درکش	دریند	ترشکلی	قازانقایه	مراوه تپه	هوتن
	$Q_p$	۳۱۴۱/۷	۳۴۶۱/۷	۳۴۶۱/۷	۲۰۵۸/۳	۲۸۴۰	۳۱۴۱/۷	۲۸۴۲	۳۸۰۰/۷	۲۸۴۲	۲۸۴۲
$Var(S)^a$	$Q_m$	۲۸۴۲	۳۴۶۰/۷	۳۴۶۰/۷	۲۰۵۷/۳	۲۸۳۹	۳۴۶۰/۷	۲۸۴۱	۳۷۹۹/۷	۲۸۴۲	۲۸۴۱
	$Q_a$	۳۴۶۱/۷	۳۴۶۱/۷	۳۴۶۱/۷	۳۴۶۱/۷	۳۴۶۱/۷	۳۴۶۱/۷	۳۱۴۱/۷	۴۵۵۰/۳	۳۱۴۱/۷	۳۸۰۲/۷
	$Q_p$	۱۰۹/۵۶	۱۱۵/۳۲	۱۱۵/۳۲	۸۸/۹۲	۱۰۴/۴۵	۱۰۹/۸۶	۱۰۴/۴۹	۱۲۰/۸۳	۱۰۴/۴۹	۱۰۴/۴۹
$C_\alpha^b$ ( $\alpha=۰/۹۵$ )	$Q_m$	۱۰۵/۴۹	۱۱۵/۳۰	۱۱۵/۳۰	۸۸/۹۰	۱۰۴/۴۳	۱۰۹/۸۴	۱۰۴/۴۷	۱۲۰/۸۲	۱۰۴/۴۹	۱۰۴/۴۷
	$Q_a$	۱۱۵/۳۲	۱۱۵/۳۲	۱۱۵/۳۲	۱۱۵/۳۲	۱۱۵/۳۲	۱۱۵/۳۲	۱۰۹/۸۶	۱۳۲/۲۱	۱۰۹/۸۶	۱۲۰/۸۶
	$Q_p$	۴۳۵	۴۶۵	۴۶۵	۳۲۵	۴۳۵	۴۳۵	۴۰۶	۴۰۶	۴۰۶	۴۰۶
$N_Q^c$	$Q_m$	۴۰۶	۴۶۵	۴۶۵	۳۲۵	۴۳۵	۴۳۵	۴۰۶	۴۰۶	۴۰۶	۴۰۶
	$Q_a$	۴۶۵	۴۶۵	۴۶۵	۴۶۵	۴۶۵	۴۶۵	۴۳۵	۴۳۵	۴۳۵	۴۳۵
	$Q_p$	۱۶۲/۵۷	۱۷۴/۸۴	۱۷۴/۸۴	۱۱۸/۰۴	۱۶۵/۲۷	۱۶۲/۵۷	۲۵۵/۲۴	۲۶۳/۴۲	۲۵۵/۲۴	۲۵۵/۲۴
$M_1^d$	$Q_m$	۱۵۰/۷۶	۱۷۴/۸۵	۱۷۴/۸۵	۱۱۸/۰۵	۱۶۵/۲۸	۱۶۲/۵۸	۲۵۵/۲۳	۲۶۳/۴۱	۲۵۵/۲۴	۲۵۵/۲۳
	$Q_a$	۱۷۴/۸۴	۱۷۴/۸۴	۱۷۴/۸۴	۱۷۴/۸۴	۱۷۴/۸۴	۱۷۴/۸۴	۱۷۴/۸۴	۲۸۳/۶۱	۲۷۲/۴۳	۲۷۷/۹۳
	$Q_p$	۲۷۲/۴۳	۲۹۰/۱۶	۲۹۰/۱۶	۲۰۶/۹۶	۲۶۹/۷۳	۲۶۹/۷۳	۲۶۹/۷۳	۱۴۲/۵۸	۱۵۰/۷۶	۱۵۰/۷۶
$M_r^e$	$Q_m$	۲۵۵/۲۴	۲۹۰/۱۶	۲۹۰/۱۶	۲۰۶/۹۵	۲۶۹/۷۲	۲۶۹/۷۲	۲۶۹/۷۲	۱۴۲/۵۹	۱۵۰/۷۶	۱۵۰/۷۶
	$Q_a$	۲۹۰/۱۶	۲۹۰/۱۶	۲۹۰/۱۶	۲۹۰/۱۶	۲۹۰/۱۶	۲۹۰/۱۶	۲۹۰/۱۶	۱۵۱/۳۹	۱۶۲/۵۷	۱۵۷/۰۷
	$Q_p$	-۱/۷۰	۱/۰۵۲	-۰/۱۹۱	-۰/۵۳۸	۰/۱۵۱	-۰/۰۰۲	۲/۸۹	۱۱/۵۳	۵/۰۳	۱۲/۱۹
$CI.d^f$	$Q_m$	-۳/۸۱۸	-۰/۲۴۷	-۰/۲۴۷	-۰/۳۶۴	۰/۰۰۶	-۰/۲۹۳	۵/۳۸	۲/۱۳	۰/۹۴	۵/۳۸
	$Q_a$	-۰/۲۴۹	-۰/۴۰	-۰/۴۶	-۰/۰۲۴	-۰/۰۱۵	-۰/۰۳۹	-۰/۰۳۵	-۰/۰۳۰	-۰/۰۸	-۰/۰۳۵
	$Q_p$	۱۹/۷۳	۶/۰۰۲	۳/۴۹۷	۰/۷۵۶	۱/۳۷۷	۲/۴۵۵	-۱/۹۲	-۱۳/۶۸	-۸/۹۷	-۵/۰۴
$CI.u^g$	$Q_m$	۰/۸۱۷	۰/۵۵۴	۰/۳۱۹	۰/۳۶۷	۰/۴۳۱	۰/۲۹۰	-۱/۷۵	-۸/۲۴	-۵/۸۹	-۵/۱۶
	$Q_a$	-۰/۰۳۱	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	-۰/۰۱۱	-۰/۶۸	-۰/۴۷	-۰/۴۶	-۰/۴۱
	$Q_p$	۵/۰۴۰	۳/۰۳۵	۰/۸۷۹	۰/۰۸۴	۰/۶۲	۱/۱۵۶	۰/۷۱	-۰/۴۱	-۱/۴۷	۲/۸۴
$Q_{med}^h$	$Q_m$	-۱/۲۶۴	۰/۱۵۳	۰/۰۱۸	-۰/۰۳۸	۰/۱۲۰	-۰/۰۳۷	۰/۷۵	-۳/۱۶	-۲/۷۵	۰/۰۸
	$Q_a$	-۰/۱۳۰	-۰/۰۲۲	-۰/۰۲۹	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۶	-۰/۰۳	-۰/۳۶	-۰/۲۴	-۰/۲۸	-۰/۲۳

<sup>a</sup> واریانس پارامتر من - کندال؛ <sup>b</sup> پارامتر آماری  $C_\alpha$ ؛ <sup>c</sup> تعداد شیب‌های بین جفت داده‌های مشاهده‌ای؛ <sup>d</sup> حدود اطمینان پایین؛ <sup>e</sup> حدود اطمینان بالا؛ <sup>f</sup> شیب حدود اطمینان پایین؛ <sup>g</sup> شیب حدود اطمینان بالا؛ <sup>h</sup> شیب میانه یا شیب خط روند؛ <sup>†</sup> دبی حداکثر لحظه‌ای ( $Q_p$ )، دبی حداکثر روزانه ( $Q_m$ ) و دبی متوسط روزانه ( $Q_a$ ).

## بحث و نتیجه‌گیری

مقایسه نتایج روش‌های مختلف آزمون روند نشان می‌دهد که برای روند محاسبه شده به‌وسیله آزمون‌های مختلف کاملاً همگن است. به‌طوری‌که اگر یک روش برای متغیری در یک ایستگاه روند صعودی را نشان دهد روش‌های دیگر نیز حتماً روند صعودی را نشان می‌دهند. در حقیقت این یافته

پژوهش همانند نتیجه کاهیا و کالایسی (۲۰۰۴) می‌باشد که ضمن استفاده از سه روش استفاده شده در این پژوهش به‌اضافه آزمون روند فصلی من- کندال برای بررسی روند جریان‌ات رودخانه‌ای در ۲۶ حوزه آبخیز ترکیه نتیجه‌گیری نمودند که روش‌های مختلف دارای نتایج مشابهی می‌باشند. شدیدترین روند صعودی مشاهده شده برای دبی حداکثر لحظه‌ای در ایستگاه قتلیش اتفاق افتاده است. به‌طوری‌که روند محاسبه شده توسط آزمون رو اسپیرمن برای دبی حداکثر لحظه‌ای ایستگاه قتلیش حتی در سطح اطمینان ۹۹ درصد نیز معنی‌دار است. کم‌ترین روند صعودی این متغیر برای ایستگاه قازانقایه حادث شده است. در بیش‌تر موارد، روند به‌دست آمده از روش رو اسپیرمن شدیدتر از روش من- کندال و روند محاسبه شده به‌وسیله روش من- کندال شدیدتر از روش تیل- سن می‌باشد. این اختلاف زمانی‌که مقدار روند بزرگ باشد شدیدتر است. نتایج به‌دست آمده از این پژوهش نشان می‌دهد که حجم کل آب‌دهی سالانه حوزه آبخیز اترک کاهش پیدا کرده، در حالی‌که دبی حداکثر لحظه‌ای سیلاب‌ها افزایش یافته است. در حقیقت می‌توان ادعا نمود که رژیم آب‌دهی رودخانه اترک به‌سمت حالت نامتعادل و ناسازگار پیش رفته است. در رژیم‌های نامتعادل معمولاً هم فراوانی خشک‌سالی‌های هیدرولوژیکی و هم فراوانی سیلاب‌ها افزایش خواهد یافت و از هر دو طریق خسارت‌های زیادی را به ساکنین حوزه تحمیل خواهند نمود.

یافته‌های این پژوهش هم‌سو با نتایج والینگ (۱۹۷۹) و روبسون و رید (۱۹۹۶)، کاهیا و کالایسی (۲۰۰۴) و هیأت بین‌الدول تغییر اقلیم (۲۰۰۷) ولی مغایر با نتایج دوگلاس و همکاران (۲۰۰۰) و هان (۲۰۰۷) می‌باشد. کاهیا و کالایسی (۲۰۰۴) روند نزولی معنی‌داری را در سطح ۵ درصد یا کم‌تر برای دبی‌های متوسط روزانه بیش‌تر ایستگاه‌های هیدرومتری در سرتاسر کشور ترکیه گزارش نموده‌اند. برای حوزه آبخیز اترک نیز در ۷۰ درصد ایستگاه‌ها روند نزولی معنی‌دار در سطح ۵ درصد یا کم‌تر مشاهده شد. روند نزولی مشاهده شده دبی متوسط روزانه تمام ایستگاه‌های هیدرومتری اترک بیانگر پیش‌بینی‌های اشاره شده در آخرین گزارش هیأت بین‌الدول تغییر اقلیم (۲۰۰۷) نیز می‌باشد که برای مناطق خشک و عرض‌های شمالی کم‌تر از ۴۰ درجه حدود ۳۰-۱۰ درصد کاهش آب‌دهی متوسط رودخانه‌ها را تا اواسط قرن ۲۱ پیش‌بینی نموده است. همچنین والینگ (۱۹۷۹) و روبسون و رید (۱۹۹۶) روند صعودی فراوانی و اندازه سیلاب‌ها را در بسیاری از مناطق کشور انگلستان گزارش نموده‌اند که هم‌سو با نتایج این پژوهش می‌باشد. در حالی‌که هان (۲۰۰۷) روند دبی‌های حداکثر لحظه‌ای تعدادی از حوزه‌های آبخیز جنوب‌غرب انگلستان را نزولی گزارش نموده است. همچنین



دوگلاس و همکاران (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای در ایالات متحده هیچ‌گونه روند مشخصی را برای جریان‌های سیلابی مشاهده نکرده‌اند.

با توجه به روند آشکار مشاهده شده در ایستگاه‌های هیدرومتری حوزه آبخیز اترک ضروری است که در تجزیه و تحلیل‌های آماری متغیرهای هیدرولوژیکی که برای تعیین استراتژی‌های کلان مدیریتی و برنامه‌ریزی‌های مدیریت منابع آب و طراحی سازه‌های آبی و تأسیسات زیربنایی انجام می‌پذیرد اثرات وجود روند در سری داده‌های مورد استفاده مدنظر قرار گیرد تا باعث جلوگیری از شکست احتمالی پروژه‌ها شود. دلایل تغییر رژیم آب‌دهی حوزه آبخیز ممکن است مرتبط با اقلیم باشد و یا تغییر کاربری اراضی باعث این تغییر رفتار هیدرولوژیکی مشاهده شده در حوزه اترک شده باشد. به‌طوری‌که می‌توان کاهش دبی متوسط روزانه را نشانه‌ای از کاهش احتمالی میزان بارش و یا تغییر رژیم بارش و یا حتی افزایش احتمالی دما و در نتیجه افزایش تبخیر و تعرق در حوزه آبخیز و بیانگر خشک‌سالی‌های اخیر دانست. همچنین افزایش دبی‌های حداکثر را نیز در قالب افزایش شدت بارندگی به‌دست آمده از تغییرات اقلیمی و یا تغییرات کاربری اراضی تفسیر نمود که نیاز به پژوهش بیشتر دارد. بنابراین پیشنهاد می‌گردد در پژوهش‌های آینده تعییرات رژیم بارندگی، رژیم حرارتی و یا به‌طورکلی تغییرات اقلیمی و همچنین تغییرات کاربری اراضی حوزه آبخیز اترک نیز مطالعه گردد و با تغییرات رژیم آب‌دهی آبراهه‌های حوزه مقایسه گردد تا دلایل سیر رژیم آب‌دهی حوزه آبخیز اترک به‌سمت تعادل نداشتن و ناسازگاری شناسایی گردد و در استراتژی‌ها و برنامه‌ریزی‌های کلان مدیریتی در سطح حوزه در نظر گرفته شود.

روند نزولی به‌دست آمده در متغیر دبی متوسط روزانه برای تمام ایستگاه‌های هیدرومتری حوزه آبخیز اترک که در آینده به‌دلیل تغییرات جهانی اقلیم شدیدتر نیز خواهد شد از یک‌سو و افزایش نیاز آبی منطقه برای مصارف گوناگون در آینده به‌دلیل رشد جمعیت و همچنین گسترش صنایع می‌تواند به‌عنوان هشدار جدی برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان و مدیران محلی قلمداد گردد تا با برنامه‌ریزی‌های صحیح از بروز احتمالی بحران آب در منطقه در آینده‌ای نه چندان دور جلوگیری نمایند.

با توجه به نتایج به‌دست آمده از این پژوهش که هم‌سو با پیش‌بینی‌های هیئت بین‌الدول تغییر اقلیم مبنی بر کاهش منابع آب در عرض‌های میانی و مناطق گرمسیری خشک می‌باشد، پیشنهاد می‌گردد که اولاً به‌جای احداث سد‌های مخزنی بزرگ که به‌دلیل نامساعد بودن شرایط اقلیمی باعث افزایش تلفات از طریق تبخیر می‌شود نسبت به ذخیره نزولات جوی در مخازن طبیعی زیرزمینی از طریق مدیریت

بهینه حوزه‌های آبخیز بالادست اقدام گردد. ثانیاً پیشنهاد می‌گردد که میزان کارایی آب‌های مصرفی به‌ویژه در بخش کشاورزی که بیش‌ترین سهم استفاده از منابع آب را دارد افزایش یابد.

### سپاسگزاری

بخشی از بودجه این پژوهش از محل اعتبارات معاونت پژوهشی دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان، طرح تحقیقاتی مصوب ۲۴۷ مورخ ۱۳۸۶/۹/۱۹ شورای پژوهشی و فناوری دانشگاه تأمین شده است. بدین‌وسیله از معاونت پژوهشی و فناوری دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان سپاسگزاری می‌گردد.

### منابع

1. Antonopoulos, V., Papamichail, D., and Mitsiou, K. 2001. Statistical and trend analysis of water quality and quantity data for the Strymon River in Greece. *Hydrol. and Earth Sys. Sci.* 5: 4.679-691.
2. Burn, D.H., Cunderlik, J.M., and Pietroniro, A. 2004. Hydrological trends and variability in the Liard River basin. *Hydrol. Sci. J.* 49: 1.53-67.
3. Burn, H.B., and Hag Elnur, M.A. 2002. Detection of hydrologic trends and variability. *J. Hydrol.* 255: 107-122.
4. Changnon, S.A., and Kunkel, K.E. 1995. Climate related fluctuations in Midwestern floods during 1921-1985. *J. Wat. Resour. Plant. and Manage.* 121: 940. 326-334.
5. Cunderlik, J.M., and Burn, D.H. 2002. Non-stationary pooled flood frequency analysis. *J. Hydrol.* 276: 210-223.
6. Douglas, E.M., Vogel, R.M., and Kroll, C.N. 2000. Trends in floods and low flows in the United States: impact of spatial correlation. *J. Hydrol.* 240: 90-115.
7. Gardner, L.R. 2009. Assessing the effect of climate change on mean annual runoff. *J. Hydrol.* 379: 351-359.
8. Ghahreman, B. 2006. Time trend in mean annual temperature of Iran. *Turkish J. Agric. and Forest*, 30: 6. 439-448.
9. Gharhreman, B., and Taghavian, M. 2008. Investigation of annual rainfall trends in Iran. *J. Agric. Sci. Technol.* 10: 93-97.
10. Hamed, K.H. 2008. Trend detection in hydrologic data: The Mann-Kendall trend test under the scaling hypothesis. *J. Hydrol.* 349: 350-363.
11. Han, D. 2007. Seasonal rainfall and flow trends within three catchments in south west England. In: Begum, S., M.J.F., Stive and J.W. Hall (eds.), *Flood Risk Management in Europe*, Pp: 275-292.

12. Hejam, S., Khoshkhu, Y., and Shamsoddinvandi, R. 2008. Trend analysis of annual and seasonal rainfall variations within the central basins of Iran using non-parametric tests. *J. Geograp. Res.* 64: 157-168. (In Persian)
13. Helsel, D.R., and Hirsch, R.M. 1992. *Statistical Methods in Water Resources*. Elsevier Science Publishing Company, New York. 525P.
14. Hemadi, K., Akhundali, A.M., and Arab, D.R. 2007. Role and synchronization of data series on evaluation of design flood (casestudy: Jareh storage dam). *J. Wat. Sci. and Eng.* 2: 11-20. (In Persian)
15. IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change). 2007. Summary for policymakers. In: Parry, M.L., O.F. Canziani, J.P. Palutikof, P.J. Van der Linden and C.E. Hanson, (eds.), *Climate Change 2007, Impacts, Adaptation, and Vulnerability, Contribution of Working Group II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. Cambridge University Press. Cambridge, UK, Pp: 1-16.
16. Kahya, E., and Kalayci, S. 2004. Trend analysis of streamflow in Turkey. *J. Hydrol.* 289: 128-144.
17. Kundzewicz, Z.W. 2008. Climate change impacts on the hydrologic cycle. *Ecohydrol. and Hydrobiol.* 8: 195-203.
18. Kundzewicz, Z.W., Graczyk, D., Maurer, T., Przymusińska, I., Radziejewski, M., Svensson, C., and Szwed, M. 2004. Detection of change in world-wide hydrological time series of annual maximum flow. *World Climate Program Water. World Climate Programme Applications and Services (WCASP), Report WCASP-64, WMO/TD no. 1239. WMO, Geneva.* <http://grdc.bafg.de/?911>.
19. Kundzewicz, Z.W., Graczyk, D., Maurer, T., Przymusińska, I., Radziejewski, M., Svensson, C., and Szwed, M. 2005. Trend detection in river flow series: 1. Annual maximum flow. *Hydrol. Sci. J.* 50: 5. 797-810.
20. Lindström, G., and Bergström, S. 2004. Runoff trends in Sweden: 1807-2002. *Hydrol. Sci. J.* 49: 1. 69-83.
21. Lins, H.F., and Slack, J.R. 1999. Streamflow trends in the United States. *Geophys. Res. Lett.* 26: 2. 227-230.
22. McKerchar, A.I., and Henderson, R.D. 2003. Shifts in flood and low-flow regimes in New Zealand due to interdecadal climate variations. *Hydrol. Sci. J.* 48: 4. 637-654.
23. Mitchell, J.M., Dzerdzevskii, B., Flohn, H., Hofmeyr, W.L., Lamb, H.H., Rao, K.N., and Wallen, C.C. 1966. *Climate change. WMO Technical Note. World Meteorological Organization, 79p.*
24. Modarres, R., and Silva, P.R. 2007. Rainfall trends in arid and semi-arid regions of Iran. *J. Arid Environ.* 70: 2. 344-355.
25. Pielke, J.R.A., and Downton, M. 1999. US trends in streamflow and precipitation: using societal impact data to address an apparent paradox. *Bul. Am. Meteorol. Soc.* 80: 7. 1435-1436.

26. Razi, T., Arasteh, P.D., and Saghafian, B. 2005. Annual rainfall trend in arid and semi arid region of Iran. ICID 21st European Regional Conference, 15-19 May 2005-Frankfurt (Oder) and Slubice-Germany and Poland, Pp: 1-8.
27. Robson, A.J., Jones, T.K., Reed, D.W., and Bayliss, A. 1998. A study of national trend and variation in UK floods. *Int. J. Clim.* 18: 165-182.
28. Robson, A.J., and Reed, D.W. 1996. Non-stationarity in UK flood series, Flood Estimation Handbook Note 25, Report to MAFF. Project FD.0409, 37p.
29. Sen, P.K. 1968. Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *J. Am. Stat. Ass.* 63: 1397-1389.
30. Serrano, V.L., Mateos, V.L., and Garcia, J.A. 1999. Trend analysis of monthly precipitation over the Iberian Peninsula for the period 1921-1995. *Phys. and Chem. Earth B*, 24: 2. 85-90.
31. Thiel, H. 1950. A rank-invariant method of linear and polynomial regression analysis, Part 3. *Proceedings of Koninklijke Nederlandse Akademie van Wetenschappen. A.* 53: 1397-1412.
32. Walling, D.E. 1979. The hydrological impact of building activity: a study near Exeter. In: Hollis, G.E. (Ed.), *Man's impact on the hydrological cycle in the United Kingdom*, Geo Abstracts Ltd, Norwich, Pp: 135-151.
33. Wittenberg, L., Kutiel, H., Greenbaum, N., and Inbar, M. 2007. Short-term changes in the magnitude, frequency and temporal distribution of floods in the Eastern Mediterranean region during the last 45 years-Nahal Oren, Mt. Carmel, Israel. *Geomorphology*, 84: 181-191.
34. Xu, Z.X., Takeuchi, K., and Ishidaira, H. 2003. Monotonic Trend and Step Changes in Japanese Precipitation. *J. Hydrol.* 279: 144-150.
35. Zhang, Q., Liu, C., Xu, C., Xu, Y., and Iang T. 2006. Observed trends of annual maximum water level and streamflow during past 130 years in the Yangtze River basin, China. *J. Hydrol.* 324: 255-265.



## **A Comparison of Trends in Hydrologic Variables in the Atrak River Basin Using Non-parametric Trend Analysis Tests**

**\*V.B. Sheikh<sup>1</sup>, A. Bahremand<sup>1</sup> and Y. Mooshakhian<sup>2</sup>**

<sup>1</sup>Assistant Prof., Dept. of Watershed Management, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, <sup>2</sup>M.Sc. Student, Dept. of Watershed Management, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources

Received: 2010/04/13; Accepted: 2011/02/23

### **Abstract**

Identification of the existence or non-existence of trends in streamflow and floods by the statistical analysis for water resources management and infrastructure designing is an inevitable issue. Thus, in this study, three hydrologic variables of mean daily discharge, maximum daily discharge and peak discharge were analyzed for detection of any probable trend. Using three non-parametric tests including Mann- Kendall, Spearman's Rho and Thiel-Sen estimators, the trend of hydrologic variables in the Atrak River basin in northeast of Iran was studied for 10 discharge gauging stations during the 1972-2003 period. The results indicated that the three tests proved the same conclusion about trend existence. Except one station, all other stations within the study area show increasing trend for the peak discharge but for the mean daily discharge show opposite trends. For 70 percents of stations, the observed downward trends in the mean daily discharge are significant at 0.05 or lower levels whereas 30 percents of stations exhibit significant upward trend in the annual peak discharge at 0.05 or lower significance levels. None of the stations present a significant downward or upward trend for the maximum daily discharge. Based on the results it can be concluded that the hydrological regime of the Atrak River basin has undergone considerable changes which is indicated by decrease in annual discharge and increase in magnitude of floods. Therefore, water resources management and planning authorities should consider these changes in the

---

\* Corresponding Author; Email: v.sheikh@yahoo.com

