

تحلیل روند و نقاط تغییر در سری‌های زمانی دبی جریان حوزه آبخیز گرگانرود

طاهره محمدی، واحدبردی شیخ* و آرش زارع گاریزی^۱

(تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۱۹؛ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۳/۳۰)

چکیده

تحلیل روند دبی جریان اطلاعات عملی برای مدیریت بهتر منابع آب در آستانه تغییر اقلیم فراهم می‌کند. بنابراین در این پژوهش تغییرات آورد حوزه آبخیز گرگانرود طی سه دهه اخیر مورد بررسی قرار گرفته است. از روش من-کندال برای آشکارسازی روند و روش‌های پتیت، نرمال استاندارد و بویشنند برای شناسایی نقاط تغییر ناگهانی در سری‌های زمانی دبی در هشت ایستگاه آق‌قلا، گالیکش، گنبد، حاجی قوشان، نوده، رامیان، سدگرگان (وشمگیر) و تمر استفاده شده است. آزمون من-کندال وجود روند معنی‌دار (سطح ۵ درصد) منفی (کاهش جریان) را در مقیاس روزانه و سالانه در همه ایستگاه‌ها نشان داد. در مقیاس ماهانه شدیدترین روند منفی در ایستگاه‌های آق‌قلا، گالیکش، گنبد، حاجی قوشان و رامیان مربوط به ماه تیر بود ولی در دو ایستگاه نوده و تمر به ترتیب مربوط به ماه‌های مرداد و بهمن بود. در مقیاس فصلی در همه ایستگاه‌ها روند کاهشی مشاهده شد ولی این روند در برخی فصل‌ها معنی‌دار نبود. از طرفی نتایج حاصل از تحلیل نقاط تغییر در دبی نشان داد که نقاط تغییر در داده‌های مورد استفاده در این مطالعه بیشتر از نوع کاهشی و در مواردی نیز افزایشی و در برخی از ایستگاه‌ها اصلاً نقاط تغییری شناسایی نشده است. بنابراین تعداد تغییرات کاهشی در ایستگاه‌های هیدرومتری مورد مطالعه، به‌طور معنی‌دار بیشتر از تغییرات افزایشی بوده و بیشتر در بازه زمانی سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۳ و ۲۰۰۷-۲۰۰۵ به ترتیب در سه و چهار ایستگاه نیز قابل مشاهده است. در صورتی که بیشترین تغییرات افزایشی در بین ایستگاه‌ها مربوط به ایستگاه آق‌قلا در سال ۲۰۱۷ با مقدار دبی ۲۳۴ مترمکعب بر ثانیه است. بررسی جریان دهه‌های گذشته حوزه آبخیز گرگانرود تغییرات شدید جریان را چه به‌صورت تدریجی و چه ناگهانی نشان می‌دهد که این تغییرات بیشتر در جهت کاهش دبی رودخانه است. روند نزولی به‌دست آمده در مقادیر دبی در مقیاس‌های زمانی مختلف برای تمام ایستگاه‌های هیدرومتری حوزه آبخیز گرگانرود که در آینده به دلیل تغییرات جهانی اقلیم شدیدتر نیز خواهد شد از یک سو و افزایش نیاز آبی منطقه برای مصارف مختلف در آینده به دلیل رشد جمعیت و همچنین گسترش صنایع می‌تواند به‌عنوان هشدار جدی برای سیاست‌گذاران، برنامه‌ریزان و مدیران محلی قلمداد شود تا با برنامه‌ریزی‌های صحیح از بروز احتمالی بحران آب در منطقه در آینده جلوگیری کنند.

واژه‌های کلیدی: دبی، روش‌های ناپارامتری، تغییر اقلیم، رژیم جریان، حوزه آبخیز گرگانرود

۱. گروه آبخیزداری، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی گرگان

*: مسئول مکاتبات: پست الکترونیکی: sheikh@gau.ac.ir

مقدمه

به تازگی افزایش شدید انتشار گازهای گلخانه‌ای منجر به افزایش دما در بسیاری از مناطق در سراسر جهان شده است (۴۲) افزایش دما باعث ایجاد خطرات هیدرواقليمی مختلفی با پیامدهای اجتماعی-اقتصادی زیادی شده است. مشاهده شده است که افزایش دمای الگوهای بارش که یکی از اجزای اساسی چرخه هیدرولوژیک جهانی است را تغییر داده است (۴۴) امروزه پذیرفته شده است که بروز هر گونه تغییر در اقلیم در مدیریت منابع آب و خاک مهم است. جریان رودخانه به عنوان یکی از متغیرهای مهم در هیدرولوژی منابع آب در ارتباط متقابل با عناصر اقلیمی است (۱۹). از این رو، بررسی تغییرات دبی رودخانه در طول زمان می‌تواند اثرات تغییر یا عدم تغییر در شرایط اقلیمی یک منطقه را مشخص کند (۳۳). برای تشخیص روند در سری‌های مختلف زمانی متغیرهای آب و هوایی از آزمون‌های مختلفی استفاده می‌شود که این آزمون‌ها به دو دسته پارامتری و ناپارامتری قابل تفکیک هستند. آزمون‌های پارامتری نسبت به آزمون‌های ناپارامتری توان بیشتری در تشخیص روند دارند و هنگام استفاده از آنها بایستی داده‌ها تصادفی و دارای توزیع نرمال باشند (۱۴). آزمون‌های ناپارامتری در صورت تصادفی بودن داده‌ها قابل استفاده‌اند و به نرمال بودن داده‌ها حساس نیستند (۲۶). آزمون‌های من-کندال، پتیت، بویشند و SNHT نمونه‌ای از آزمون‌های ناپارامتری هستند. آزمون ناپارامتری من-کندال که به طور رایج در تحلیل روند سری‌های هیدرولوژیک و هواشناسی به کار گرفته می‌شود، ابتدا توسط من (۳۱) و سپس توسط کندال (۲۷) بر پایه رتبه داده‌ها در یک سری زمانی بسط و توسعه یافت (۴۵). ژای و فنگ (۵۳) مزایای این روش را این گونه بیان می‌کند:

الف- برای سری‌های زمانی که از توزیع خاصی پیروی نمی‌کنند، مناسب هستند ب- اثرپذیری آن از مقادیر حدی که در برخی از سری‌های زمانی مشاهده می‌شود، ناچیز است. ج- بزرگی نسبی (رتبه‌بندی) به جای مقادیر کمی در نظر گرفته می‌شود که این امکان را فراهم می‌کند تا داده‌های خارج از محدوده

روند حداقلی نیز در تحلیل مدنظر قرار بگیرند. د- داده‌های پرت نیز در محاسبات لحاظ می‌شوند. فرض صفر در آزمون من-کندال بر عدم وجود روند معنی‌دار (سطح ۵ درصد) و فرض مقابل به معنی وجود روند معنی‌دار (سطح ۵ درصد) در سری زمانی داده‌ها است. آزمون ناپارامتری پتیت نیز توسط پتیت (۳۷) ارائه شده است. این آزمون برای تعیین نقطه تغییر ناگهانی به این صورت به کار می‌رود که یک سری زمانی را به دو جز سری جدا تفکیک و معنی‌دار بودن آن را بررسی می‌کند (۲۶). در صورت معنی‌دار شدن وجود نقطه تغییر در سری، نسبت مقادیر میانگین سری، قبل و بعد از نقطه تغییر، برای ارزیابی تغییر به کار گرفته می‌شود. دیگر آزمون ناپارامتری آزمون بویشند است که توسط بویشند (۱۰) ارائه شد دارای فرض صفر همگنی مقادیر مختلف سری داده‌ها و استقلال آنها از یکدیگر است. در مقابل فرض یک این آزمون وجود تغییر در مقادیر سری داده‌هاست. همچنین آزمون ناپارامتری نرمال استاندارد (SNHT) که توسط الکساندرسون (۵) ارائه شد یکی از پرکاربردترین آزمون همگنی در تحقیقات است. فرض صفر همگنی و فرض یک در مقابل ناهمگنی سری و وجود حداقل یک نقطه تغییر را در داده‌ها ارائه می‌کند. برای سری‌های زمانی که نقطه تغییر معنی‌داری را نشان می‌دهد، آزمون روند روی جزء سری‌ها و در صورت عدم معنی‌داری نقطه تغییر، آزمون روند بر روی کل سری اعمال می‌شود (۴۲). در تحقیقات برای بررسی روند متغیرهای اقلیمی به دلیل عدم نرمال بودن توزیع داده‌های اقلیمی از این آزمون‌ها استفاده می‌شود (۲۶). در سال‌های اخیر مطالعات متعددی در زمینه تحلیل روند طولانی مدت متغیرهای هیدرولوژیک و هواشناسی، با استفاده از این روش‌ها در تمام مناطق جهان (۲، ۳، ۴، ۶، ۷، ۱۳، ۱۶، ۲۴، ۴۷، ۴۸ و ۴۹) از جمله ایران (۱، ۸، ۹، ۱۵، ۳۲، ۳۳، ۳۵، ۳۶، ۳۸، ۴۰، ۴۳ و ۴۵) صورت گرفته است از طرفی بسیاری از مطالعات منطقه‌ای، روند نزولی (۴ و ۴۲) و صعودی (۱۶ و ۵۰) در جریان رودخانه را برای بعضی از مناطق و کشورها گزارش کرده‌اند. برای نشان دادن تنوع نتایج به دست آمده از پژوهش‌های

(۴) ایستگاه) و سرشاخه‌های اصلی (۳ ایستگاه) را با کمک آزمون من- کندال و رگرسیون خطی مورد تحلیل روند قرار دادند. نتایج نشان داد که الگوی تغییرات آبدهی سالانه و بار رسوبی سالانه در بخش‌های مختلف حوزه آبخیز یانگ‌تسه کاملاً متفاوت است.

آتکر و همکاران (۴) روند تغییرات بارش و دبی را در حوضه رودخانه سورما در شمال شرق بنگلادش توسط آزمون ناپارامتریک من-کندال بررسی کردند و نتایج حاکی از کاهش روند تغییرات بارش و دبی برای دوره آماری ۲۰۱۶-۱۹۷۳ بود.

علی شاه و کیران (۷) روند تغییرات بارش، دما و دبی را در منطقه‌ای از پاکستان توسط آزمون من- کندال بررسی کردند. ایشان افزایش روند دبی در فصل بهار به دلیل تقاضای کمتر آب و در ماه تیر به دلیل بارندگی شدید و وضعیت سیلابی را نتیجه گیری کردند. در همین راستا در فصل پاییز کاهش روند دبی را به دلیل کشت محصولات کشاورزی نتیجه‌گیری کردند.

در مقیاس جهانی طبق گزارش ارائه شده توسط هیئت بین‌الدول تغییر اقلیم (۲۳)، اثرات تغییر اقلیم بر هیدرولوژی و منابع آب شامل نوسان حجم جریان رودخانه، تغییر زمان اوج جریان رودخانه از بهار به تابستان و کاهش جریان در تابستان و پاییز، افزایش فراوانی وقوع سیلاب‌های بزرگ و کاهش حجم جریان‌های کمینه است. مطابق این گزارش دبی در عرض‌های بالایی و برخی از مناطق استوایی افزایش و در عرض‌های میانی کاهش می‌یابد.

با توجه به مطالب بالا می‌توان نتیجه‌گیری کرد که در مناطق مختلف و حتی در حوزه‌های آبخیز مختلف موجود در یک ناحیه روند تغییرات پارامترهای هیدرولوژیک متفاوت است که ایجاب می‌کند قبل از استفاده از داده‌های سری‌های هیدرولوژیک در تجزیه و تحلیل‌های آماری از وجود و نبود روند در آنها اطمینان حاصل شود (۴۶). چون معمولاً در استراتژی‌های کلان مدیریتی و برنامه‌ریزی‌های مدیریت منابع آب و طراحی سازه‌های آبی و تأسیسات زیربنایی، متغیرهای هیدرولوژیک تصادفی و ایستا در نظر گرفته می‌شوند که از یک توزیع احتمالاتی معین پیروی می‌کند (۱۱، ۱۲ و ۲۱). در حالی

انجام شده در زمینه تجزیه و تحلیل روند سری‌های زمانی متغیر دبی رودخانه‌ها در زیر به مقایسه نتایج برخی از آنها پرداخته شده است. مطالعات انجام شده توسط پژوهشگران مختلف در کشور چین روند کاهشی معنی‌داری را در داده‌های جریان رودخانه نشان می‌دهد که آن را به تغییرات اقلیمی و یا فعالیت‌های انسانی مرتبط دانسته‌اند (۴۹ و ۵۱). این در حالی است که جیانگ و همکاران (۲۴) و علی و همکاران (۶) با مطالعه روند متغیرهای هیدرواقلمی در کشور چین در نیمی از ایستگاه‌های مورد مطالعه افزایش روند و در نیمی دیگر کاهش روند معنی‌داری (سطح ۹۵ درصد) را نتیجه‌گیری کردند در همین راستا در مقیاس فصلی، نتایج نشان داد که ایستگاه‌ها نسبت به تغییرات جریان فصلی حساس‌تر هستند که حاکی از تشدید احتمالی سیل است. فصل زمستان روند معنی‌دار (سطح ۹۵ درصد) افزایشی و تابستان روند معنی‌دار (سطح ۹۵ درصد) کاهشی را نشان داد. جریان بهار در ایستگاه‌های آزمایشی من- کندال روند معنی‌دار (سطح ۹۵ درصد) افزایشی داشت، اما در ایستگاه ژیتو تو یک روند معنی‌دار (سطح ۹۵ درصد) کاهشی را نشان داد. وال و توتورلی (۴۸) روند احتمالی در جریان رودخانه را در غرب اوکلاهاما مورد مطالعه قرار دادند و دریافتند که جریان رودخانه‌ای دارای روند کاهشی معنی‌دار بوده است که دلیل آن را کاهش آب زیرزمینی در آبخوان دشت بالایی دانستند که بیش از ۹۰ درصد از مساحت حوضه را تشکیل داده است. تغییرات کشاورزی و شیوه‌های حفاظت و استفاده از آب همچنین ممکن است تأثیر داشته باشد.

کاهیا و کالایچی (۲۵) روند دبی ماهانه ۲۶ حوزه کشور ترکیه را در ۸۳ ایستگاه هیدرومتری برای یک دوره آماری ۳۱ ساله با استفاده از روش‌های مختلف ناپارامتری بررسی کردند. تجزیه و تحلیل منطقه‌ای روند نشان داد که حوزه‌های واقع در غرب ترکیه به‌طور کلی دارای روند کاهشی معنی‌دار در سطح معنی‌داری ۹۵ درصد و بالاتر بودند.

ژانگ و همکاران (۵۴) آب‌دهی سالانه و دبی رسوبات معلق سالانه ایستگاه‌های هیدرومتری واقع بر رودخانه اصلی یانگ‌تسه

زده شده است. میانگین درجه حرارت سالانه نقاط مختلف حوزه آبخیز گرگانرود بسیار متغیر بوده و از صفر درجه سانتی گراد در ارتفاعات البرز تا بیشتر از ۱۷/۵ درجه سانتی گراد در قسمت‌های شمال شرقی حوضه متغیر است. بر اساس طبقه بندی اقلیمی دومارتن حوزه آبخیز گرگانرود دارای اقلیم‌های مرطوب، نیمه مرطوب، مدیترانه‌ای، نیمه خشک و خشک است (شکل ۱).

روش تحقیق

در این پژوهش روند تغییرات دبی و تعیین نقطه تغییر در چهار مقیاس زمانی روزانه، ماهانه، فصلی و سالانه در حوزه آبخیز گرگانرود مورد بررسی قرار گرفت. برای دوره آماری ۳۰ سال (۲۰۱۸-۱۹۸۹) داده‌های هر ایستگاه از نظر همگنی بررسی شده و ایستگاه‌هایی که خلأ آماری داشتند حذف شد. مشخصات ایستگاه‌های منتخب در جدول ۱ و شکل ۲ آورده شده‌اند.

شرکت ادین سافت در سال ۱۹۹۳ جعبه ابزار آماری اکسل استت (XLSTAT) را به منظور افزایش قابلیت تحلیل‌های آماری ارائه کرد. اکسل استت ورودی‌های خود را از محیط اکسل فراخوانی کرده و نتایج را نیز در همان محیط فراهم می‌کند. این نرم‌افزار حیطه وسیعی از توابع آماری و تحلیل داده‌ها را شامل می‌شود (۱۸) و در این پژوهش برای تحلیل و انجام تعدادی از آزمون‌ها از آن استفاده می‌شود.

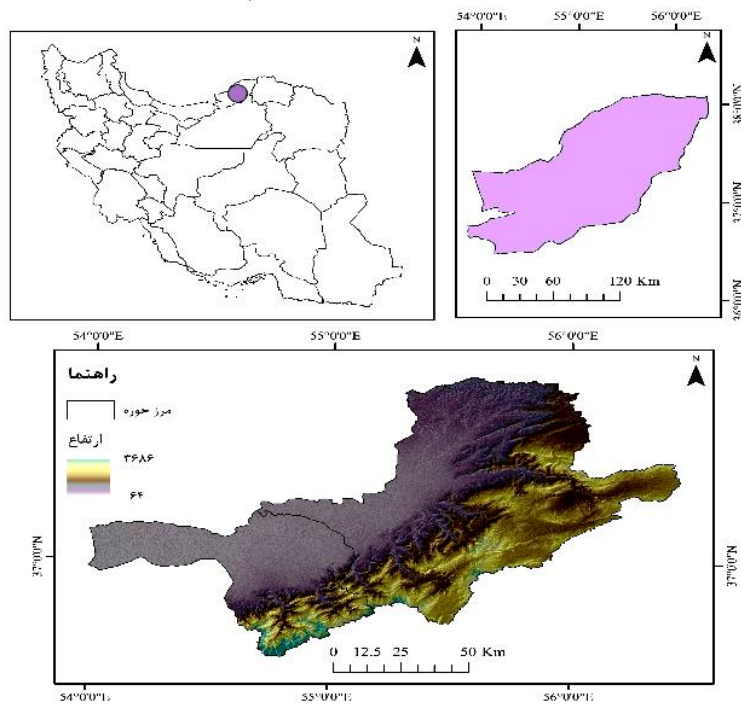
برای تشخیص روند در سری‌های زمانی متغیرهای هیدرولوژیک و هواشناسی از آزمون‌های مختلفی استفاده می‌شود که این آزمون‌ها به دو دسته پارامتریک و ناپارامتریک قابل تفکیک هستند. آزمون‌های ناپارامتریک نسبت به آزمون‌های پارامتریک کاربرد به نسبت وسیع‌تری دارند، زیرا در روش‌های پارامتریک نیاز است که داده‌ها مستقل بوده و از توزیع نرمال پیروی کنند. در صورتی که در روش‌های ناپارامتریک نیاز نیست داده‌ها از توزیع نرمال پیروی کنند و این روش‌ها نسبت به

که روند سری‌های هیدرولوژیک ممکن است به دلیل تغییرات در اقلیم، کاربری اراضی و مدیریت حوزه آبخیز تغییر کند (۱۷) و (۳۰). در صورت وجود چنین تغییراتی، استفاده از روش‌های معمول تجزیه و تحلیل آماری برای برنامه‌ریزی‌ها و طراحی‌ها باعث موفق نشدن پروژه و مشکلات زیاد دیگر خواهد شد. بنابراین در این پژوهش سری‌های آماری دبی ایستگاه‌های هیدرومتری واقع در حوزه آبخیز گرگانرود به منظور شناسایی وجود و یا نبود تغییرات درازمدت در جریان آب‌دهی و پراکنش مکانی روندهای احتمالی مورد آزمون روند قرار گرفت. با توجه به بررسی منابعی که در حوزه آبخیز گرگانرود صورت گرفت، دریافتیم که مطالعه گسترده‌ای در زمینه روند دبی و نقاط تغییر احتمالی در این حوضه صورت نگرفته است، بنابراین تصمیم گرفته شد که تحقیق حاضر به بررسی تحلیل روند و تعیین نقطه تغییر در حوزه آبخیز گرگانرود بپردازد که از جهتی نوآوری این تحقیق به حساب می‌آید.

مواد و روش‌ها

منطقه مورد مطالعه

حوزه آبخیز گرگانرود به عنوان محدوده مورد مطالعاتی این تحقیق پیشنهاد می‌شود. حوزه آبخیز گرگانرود با مساحت ۱۰۱۹۷ کیلومتر مربع یکی از حوزه‌های آبخیز شمال شرق کشور بوده که بخش وسیعی از آن در استان گلستان واقع است. این حوزه آبخیز از جنوب مشرف به سلسله جبال البرز شرقی، از شرق به کوه‌های آلاداغ و گلیداغ، از شمال به حوزه آبخیز اترک و از غرب به دریای خزر و حوزه آبخیز قره‌سو محدود می‌شود. این حوزه با مختصات جغرافیایی طول شرقی "۱۰ ۴۵" تا "۲۶ ۵۶" و عرض شمالی "۳۵ ۳۶" تا "۱۵ ۳۸" محصور شده است. حداقل ارتفاع منطقه مورد بررسی با ۱۲- متر ارتفاع، آق قلا و حداکثر ارتفاع حوضه قله شاهوار با ۳۹۴۵ متر ارتفاع است. ارتفاع متوسط حوضه ۹۰۷ متر و شیب متوسط حوزه آبخیز گرگانرود ۲۱/۰۳ درصد است. متوسط بارش سالانه حوضه ۵۱۷ میلی‌متر و متوسط تبخیر و تعرق حوضه ۱۳۵۰ میلی‌متر تخمین



شکل ۱. موقعیت حوزه آبخیز گرگانرود در کشور و استان

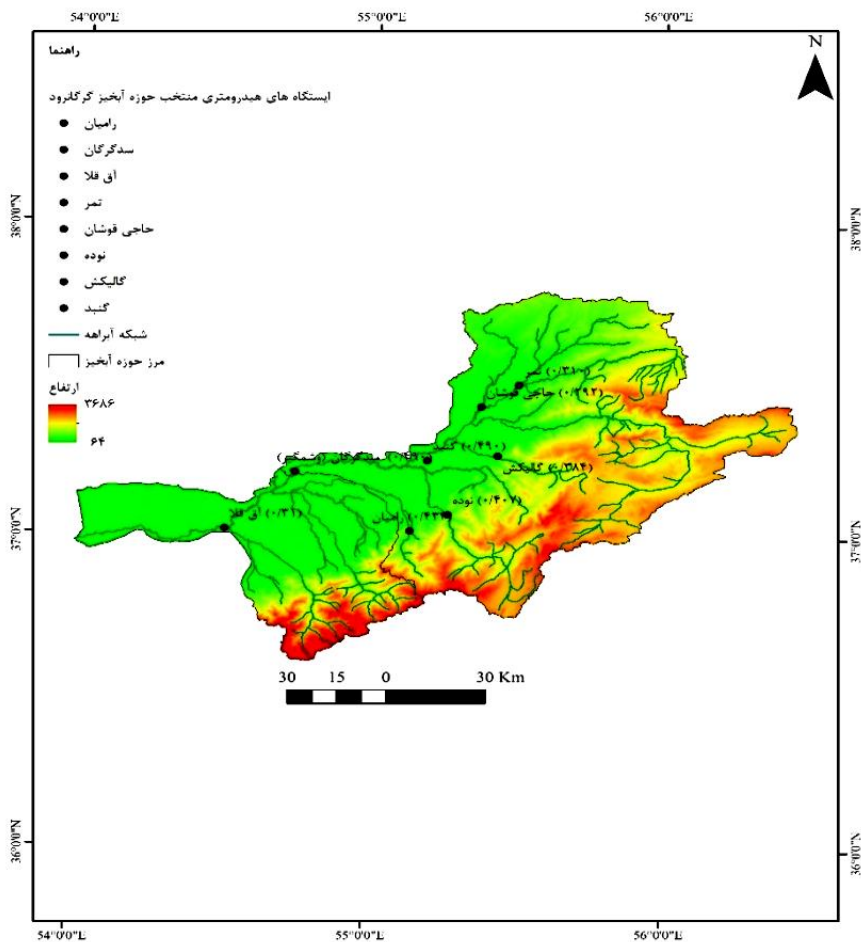
جدول ۱. مشخصات ایستگاه‌های هیدرومتری حوزه آبخیز گرگانرود

نام ایستگاه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	ارتفاع ایستگاه (متر)	دوره آماری (سال)
تنگراه	۴۱۳۹۶۸۰	۳۹۳۲۱۸	۱۳۲	۲۷
پل کوسه	۴۱۳۵۴۷۶	۳۶۷۴۵۴	۲۵۰	۱۲
*تمر	۴۱۴۹۹۲۰	۳۶۷۷۸۱	۳۶	۳۰
خروجی سد گلستان	۴۱۳۲۰۴۹	۳۴۷۶۴۲	۲۸۰	۱۲
*گالیکش	۴۱۲۴۱۸۸	۳۶۲۸۷۸	۲۰۰	۳۰
تیل آباد	۴۰۸۹۰۲۷	۳۶۲۰۲۰	۱۲	۱۲
قلی تپه	۴۱۲۲۷۲۴	۳۶۰۷۰۴	-۱۲	۱۲
*گنبد	۴۱۲۴۹۲۲	۳۶۶۲۵۷	۴۵	۳۰
لزوره	۴۱۲۰۹۷۶	۳۵۸۲۷۶	۱۹۶	۲۶
دشت	۴۱۳۱۹۶۵	۴۱۳۱۷۰	۱۰۱۰	۹
*نوده-خرمالو	۴۱۰۲۹۵۲	۳۴۶۶۱۶	۲۸۰	۳۰
*رامیان	۴۰۹۸۸۵۶	۳۳۴۲۰۸	۱۹۹	۳۰
قزاقلی	۴۱۲۲۰۱۴	۳۲۴۳۳۲	۲۵	۲۸
*سد گرگان	۴۱۲۰۱۲۹	۲۹۸۸۷۳	۲	۳۰
اچن قره خو	۴۱۳۴۷۸۹	۳۷۱۰۰۱	۱۸۹	۱۱
*حاجی قوشان	۴۱۴۲۷۸۳	۳۵۶۱۵۸	۷۳	۳۰
اوغان ورودی	۴۱۲۴۹۱۵	۳۵۹۷۴۵	۱۴۵	۱۶

ادامه جدول ۱

نام ایستگاه	طول جغرافیایی	عرض جغرافیایی	ارتفاع ایستگاه (متر)	دوره آماری (سال)
تیل آباد	۴۰۸۶۵۳۷	۳۶۲۹۰۱	۹۷۳	۱۲
قره شور	۴۱۳۳۳۹۱	۳۵۵۱۴۷	۷۷	۱۶
جنگله	۴۱۱۶۲۷۷	۳۵۶۲۷۳	۱۸۰	۲۲
سوسرا	۴۱۰۲۵۶۱	۳۴۷۸۰۴	۶۰۰	۱۲
قوچمز	۴۱۳۹۷۳۹	۳۶۹۰۱۲	۱۸۱	۱۶
آراز کوسه	۴۱۲۱۴۱۶	۳۳۶۱۳۳	۳۵	۲۸
*آق فلا	۴۰۹۹۱۹۴	۲۷۴۰۹۶	-۱۲	۳۰

*ایستگاه‌های منتخب



شکل ۲. موقعیت ایستگاه‌های هیدرومتری منتخب در حوزه آبخیز گرگانرود (رنگی در نسخه الکترونیکی)

تشخیص روند سری‌های زمانی هیدرولوژیک استفاده می‌شود، روش من-کنداً مناسب‌تر است به‌خصوص برای داده‌های هیدرولوژی که نامتوازن‌اند و داده‌های پرت دارند (۲۰).

داده‌های پرت و گم‌شده حساسیت کمتری دارند. نقطه اشتراک دو آزمون پارامتریک و ناپارامتریک داشتن داده‌های مستقل است (۱۹). از بین آزمون‌های روند ناپارامتریک که برای

$$\text{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^q t_k(t_k-1)(2t_i+5)}{18} \quad (4)$$

که در آن، n تعداد داده‌های مشاهداتی است؛ و پارامتر t بیانگر فراوانی داده‌های با ارزش یکسان است. وجود روند معنی‌دار (سطح ۵ درصد) آماره با استفاده از مقدار آماره آزمون من- کندال (Z) (رابطه ۱) مشخص می‌شود که دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک است. در صورتی که آماره Z مثبت باشد روند صعودی و در صورت منفی بودن آن روند نزولی در نظر گرفته می‌شود. قدرمطلق Z به دست آمده را در نظر می‌گیریم. باید بینیم رابطه زیر برقرار است یا خیر؟ اگر رابطه زیر برقرار بود، فرض صفر پذیرفته می‌شود. یعنی روندی وجود ندارد و داده‌ها تصادفی هستند. اگر رابطه برقرار نبود، فرض یک پذیرفته می‌شود که دلالت بر وجود روند دارد:

$$|Z| \leq \frac{Z\alpha}{2} \quad (5)$$

درحقیقت α همان سطح معنی‌داری است که برای آزمون در نظر گرفته می‌شود. $Z\alpha$ آماره توزیع نرمال استاندارد در سطح معناداری α است که با توجه به دو دامنه بودن آزمون، از $\alpha/2$ استفاده شده است. معمولاً این آزمون برای سطح معنی‌داری ۹۵ و ۹۹ درصد به انجام می‌رسد. مقدار α برای سطح ۹۵ درصد، برابر با ۰/۰۵ و برای سطح ۹۹ درصد برابر با ۰/۰۱ است. در سطح اطمینان ۹۵ درصد $Z = 1/96$ و در سطح اطمینان ۹۹ درصد $Z = 2/58$ در نظر گرفته می‌شود.

تخمین گر شیب Sen

به منظور برآورد شیب خط روند برای هر یک از سری‌های مورد بررسی از روش تخمین گر شیب سن Sen استفاده شد. مقدار شیب خط روند (β) به شرح زیر قابل محاسبه است:

$$\beta = \text{median}\left[\frac{x_j - x_i}{j - i}\right] \quad (j > i) \quad (6)$$

مقادیر مثبت β ، نشان‌دهنده شیب صعودی و مقادیر منفی آن

آزمون تحلیل روند من- کندال

آزمون من- کندال یکی از متداول‌ترین روش‌های ناپارامتریک تحلیل روند سری‌های هیدرولوژیک و هواشناسی به‌شمار می‌رود. مطالعات مختلف انجام شده با استفاده از این روش حاکی از اهمیت و کاربرد فراوان آن در تحلیل روند سری‌های زمانی است (۲۲). این آزمون ابتدا توسط من در سال ۱۹۴۵ ارائه و سپس توسط کندال در سال ۱۹۴۸ توسعه یافت. کاربرد این روش توسط سازمان جهانی هواشناسی توصیه شد. از این روش برای آزمون فرض تصادفی بودن توالی داده‌ها در مقابل وجود روند استفاده می‌شود (۲۸). از نقاط قوت روش من- کندال می‌توان به مناسب بودن کاربرد آن برای سری‌های زمانی‌ای که از توزیع خاصی پیروی نمی‌کنند، اشاره کرد. اثرپذیری ناچیز این روش از مقادیر حدی که در برخی از سری‌های زمانی مشاهده می‌شوند نیز از دیگر مزایای استفاده از این روش است (۲۲) فرض صفر این آزمون بر تصادفی بودن و عدم وجود روند در سری داده‌ها دلالت دارد و پذیرش فرض یک (رد فرض صفر) دال بر وجود روند در سری داده‌ها است. آماره Z این آزمون توسط روابط زیر تعیین می‌شود. که در آن، S برابر است با:

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

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (2)$$

در رابطه فوق، n تعداد مشاهدات سری و x_i و x_j به ترتیب داده‌های i ام و j ام سری هستند.

تابع علامت $\text{sgn}(x_j - x_i)$ نیز برابر است با:

$$\text{Sgn}(\theta) = \begin{cases} +1 & \theta > 0 \\ 0 & \theta = 0 \\ -1 & \theta < 0 \end{cases} \quad (3)$$

همچنین واریانس S ($\text{Var}(s)$) در رابطه محاسبه آماره آزمون (Z)، از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$1 - \exp\left(\frac{-6U_{tT}^2}{T^3 + T^2}\right) = P_t \quad (11)$$

شیب نزولی است (۲۹).

آزمون نقطه تغییر

برای یافتن نقاط تغییر در سری زمانی جریان از روش‌های Pettitt، SNHT و Buishand استفاده شده است. از آنجا که هر کدام از روش‌ها قابلیت معرفی نقاط تغییر متفاوتی را دارند استفاده همزمان از آنها امکان شناسایی چند نقطه تغییر را فراهم می‌کند.

آزمون نقطه تغییر Pettitt

این آزمون یک آزمون ناپارامتری است که نیازمند فرض نرمال بودن سری زمانی نیست. این آزمون دارای فرض صفر به صورت استقلال مقادیر مختلف سری زمانی از یکدیگر و همگنی آنها است. در مقابل در صورتی که شکستگی و ناپیوستگی در مقدار میانگین سری زمانی وجود داشته باشد، مطابق فرض یک این آزمون، سری زمانی ناهمگن است. این روش آزمون همگنی در یافتن ناهمگنی‌های نقاط میانی سری زمانی توانایی بیشتری داشته و از جمله آزمون‌هایی است که زمان بروز ناهمگنی را گزارش می‌کند و از مهم‌ترین آزمون‌ها برای تشخیص یک شیفت ناگهانی در سری‌های زمانی است. این آزمون بر اساس تست U من-ویتی است. این روش فرض می‌کند که مشاهدات از یک دنباله مرتب و پشت سرهم می‌آید. آماره این آزمون توسط رابطه های زیر محاسبه می‌شود، حداکثر مقدار $|U_{tT}|$ معنی‌دارترین نقطه تغییر K_t را در سری زمانی معرفی می‌کند:

$$U_{t/T} \begin{cases} V_{1,T} & \text{if } t=1 \\ U_{t-1,T} + V_{t,T} & \text{if } t=2,T \end{cases} \quad (7)$$

$$V_{ij} = \bar{x} \sum_{j=1}^T \text{sgn}(x_j - \bar{x}) \quad (8)$$

$$\text{sgn}(x) \begin{cases} +1 & \text{if } x > 0 \\ 0 & \text{if } x = 0 \\ -1 & \text{if } x < 0 \end{cases} \quad (9)$$

$$K_t = \max |U_{tT}| \quad (10)$$

اگر احتمال معنی‌داری نقطه تغییر (P_t) بیش از حد معنی‌داری α باشد، سری زمانی فاقد نقطه تغییر معنی‌دار است (۳۷).

آزمون نقطه تغییر Buishand

این آزمون که توسط بوشند (۱۰) ارائه شد دارای فرض صفر همگنی مقادیر مختلف سری داده‌ها و استقلال آنها از یکدیگر است. در مقابل فرض یک این آزمون ناهمگنی و وجود ناپیوستگی و شکست در مقادیر سری داده‌هاست. این روش بر اساس جمع جزئی اصلاح شده S_y است که توسط رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$S_0 = 0 \text{ and } S_y = \sum_{i=1}^y (Y_i - \bar{Y}) / y = 1, 2, 3, \dots, n \quad (12)$$

مقدار S_y وجود شکست در سری زمانی را نشان می‌دهد. مقدار نزدیک به صفر نشان‌دهنده همگنی بوده و مقادیر حدی حداکثر (حداقل) نشان‌دهنده وجود نقطه تغییر منفی (مثبت) است. بازه R اصلاح و تغییر مقیاس شده از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$R = \frac{\left(\max_{0 \leq y \leq n} S_y - \min_{0 \leq y \leq n} S_y \right)}{S} \quad (13)$$

برای تعیین سطح معنی‌داری نقطه تغییر مقدار $\frac{R}{\sqrt{n}}$ با مقدار حدی که توسط بوشند (۱۰) ارائه شده مقایسه می‌شود. علاوه بر R ، در این روش مقدار Q نیز برای تعیین ناهمگنی معرفی شده است که در این پژوهش از مقدار Q استفاده شده است:

$$Q = \max_{0 \leq k \leq n} \left| \frac{S_k}{n} \right| \quad (14)$$

این آزمون برای حالتی که تغییر میانگین در میانه یک سری رخ دهد توانایی بیشتری دارد.

آزمون نقطه تغییر SNHT

روش نرمال استاندارد یکی از پرکاربردترین روش‌های آزمون همگنی در تحقیقات است. اگر چه این روش می‌تواند زمان ایجاد ناپیوستگی و یا بروز ناهمگنی را در سری داده‌ها یافته و گزارش کند، اما روش (SNHT) حساسیت بیشتری در یافتن ناهمگنی‌های آغازین و انتهایی سری زمانی داده‌ها دارد. فرض

ایستگاه آق قلا ۰/۱۴ - مترمکعب در ثانیه در سال است. یعنی مقدار دبی جریان در کل طول دوره آماری ۳۰ سال به اندازه ۴/۲۶ (مترمکعب در ثانیه) کاهش یافته است. مقادیر دبی روزانه در ایستگاه‌های آق قلا، گالیکش، گنبد، حاجی قوشان، نوده، رامیان، سدگران و تمر به ترتیب به میزان ۰/۹، ۴/۲۶، ۰/۹، ۳/۲۴، ۰/۷۸، ۰/۸۷، ۰/۰۹، ۱/۹۲، ۰/۴۲ (مترمکعب در ثانیه) کاهش یافته است.

در مقیاس سالانه، دبی جریان در تمامی ایستگاه‌ها دارای روند نزولی و معنی دار در سطح ۵ درصد بود (شکل ۳). با این حال روندهای منفی برای همه ماه‌های سال در جدول ۲ قابل مشاهده است. شدیدترین روند منفی برای ماه تیر در ایستگاه گنبد برابر ۰/۵۶۶ مترمکعب در ثانیه مشاهده شده است که در سطح ۵ درصد معنی دار است. چنان که ملاحظه می‌شود در مقیاس فصلی در ایستگاه‌های آق قلا و سدگران در هر چهار فصل، ایستگاه‌های گالیکش، نوده و رامیان در همه فصل‌ها به جز بهار، ایستگاه گنبد در همه فصل‌ها به جز پاییز و ایستگاه تمر فقط در فصل زمستان داده‌های دبی دارای روند معنی دار (سطح ۵ درصد) نزولی در سطح ۵ درصد بودند. مقادیر شیب خط روند و τ کندال برای ایستگاه‌های مورد نظر در جدول ۲ ارائه شده است. با توجه به مقادیر درج شده در این جدول می‌توان نتیجه گرفت که مقدار دبی جریان در همه مقیاس‌های زمانی (روزانه، سالانه، فصلی، ماهانه) دارای شیب خط روند نزولی است (به جز ماه‌های مهر، آبان و آذر ایستگاه حاجی قوشان که دارای شیب صعودی بود) به طوری که در مقیاس سالانه شیب خط روند در ایستگاه‌های آق قلا، گالیکش، گنبد، حاجی قوشان، نوده، رامیان، سدگران و تمر به ترتیب معادل ۰/۴۱، ۰/۰۵، ۰/۲۴، ۰/۰۴، ۰/۰۳، ۰/۳۵، ۰/۰۲ و ۰/۰۲ - مترمکعب در ثانیه در سال بود. یعنی مقدار دبی جریان در کل طول دوره آماری ۳۰ ساله به ترتیب به اندازه ۱۲/۴۷، ۱/۶۸، ۷/۲۹، ۱/۳۸، ۱/۲، ۱/۰۵، ۱۰/۷۷ و ۰/۸۷ (مترمکعب در ثانیه) کاهش یافته است. در مقیاس فصلی تندترین شیب خط روند در رابطه با مقادیر

اولیه این آزمون نرمال بودن توزیع آماری داده‌ها است. فرض صفر در این آزمون‌ها زمانی پذیرفته می‌شود که آماره آزمون در سطح اطمینان خاصی از مقدار بحرانی کوچک‌تر یا مساوی باشد، و در غیر این صورت، فرض صفر رد خواهد شد. آماره این آزمون توسط رابطه‌های زیر محاسبه می‌شود.

در روش همگنی نرمال استاندارد فرض صفر، همگنی سری را همراه با توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس یک در مقابل ناهمگنی سری و وجود حداقل یک نقطه مانند M که داده‌های قبل از آن با میانگین μ_1 و داده‌های بعد از آن با میانگین μ_2 باشند را ارائه می‌کند (۵ و ۳۹). برای انجام این آزمون سری به صورت سری استاندارد شده Z_i و $i=1,2,\dots,n$ در می‌آید. سپس دنباله T_k از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$T_k = K\overline{Z_k}^2 + (n-k)\overline{Z_{n-k}}^2 \quad (15)$$

برای $k=1,2,\dots,n-1$ که در آن $\overline{Z_k}$ میانگین k داده اول و $\overline{Z_{n-k}}$ میانگین $n-k$ داده باقی مانده است رسم می‌شود (۵).

نتایج

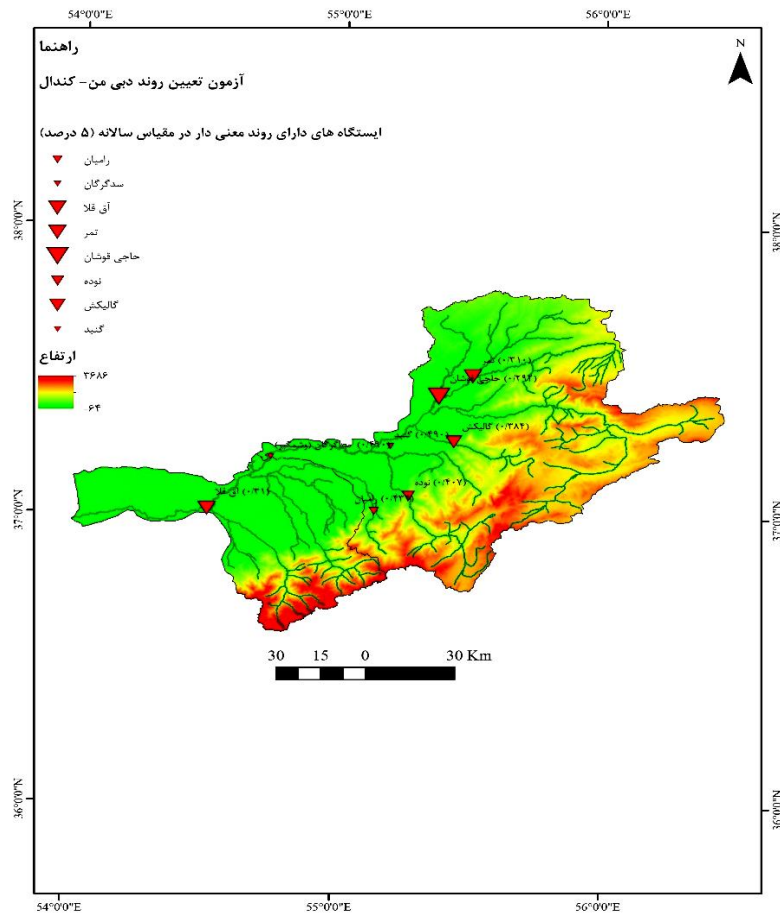
آزمون روند در سری‌های دبی حوزه آبخیز گرگانرود

در این پژوهش تحلیل روند با به کارگیری روش من - کندال و تعیین نقطه تغییر با به کارگیری روش‌های Pettitt, SNHT و Buishand برای سری‌های زمانی دبی در حوزه آبخیز گرگانرود برای ایستگاه‌های مختلف ارائه می‌شود. نتایج بر اساس روش‌های مورد استفاده به طور روزانه، ماهیانه، فصلی و سالانه ارائه خواهند شد تا از وضعیت روند در سیستم هیدرولوژی حوزه تصور دقیق‌تری ایجاد شود.

مقادیر شیب خط روند (β) ، سطح معنی داری (P) و τ کندال دبی روزانه حوزه آبخیز گرگانرود در جدول ۲ ارائه شده است. با توجه به مقادیر درج شده در این جدول می‌توان نتیجه گرفت که مقدار دبی جریان در اکثر مقیاس‌های زمانی دارای شیب خط روند نزولی است به طوری که در مقیاس روزانه در همه ایستگاه‌ها دبی دارای روند کاهشی در سه دهه اخیر بوده است (به عنوان مثال شیب خط روند دبی روزانه

جدول ۲. Tau کندان، Pvalue و شیب روند داده‌های حوزه آبخیز گرگانرود

ایستگاه	اکتبر	نوامبر	دسامبر	ژانویه	فوریه	مارس	آوریل	می	ژوئن	ژوئای	اگوست	سپتامبر	روژانه	سالانه	پاییز	زمستان	بهار	تابستان
آقی فلا	Tau	-۰/۱۹	-۰/۲۵	-۰/۲۸	-۰/۵۳	-۰/۵۰	-۰/۵۵	-۰/۴۱	-۰/۳۱	-۰/۳۱	-۰/۲۹	-۰/۲۹	-۰/۲۹	-۰/۳۱	-۰/۳	-۰/۵۳	-۰/۳۶	-۰/۳
	P	۰/۱۶	۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۹۷	۰/۰۱۷	۰/۰۹۷	۰/۰۲۷	۰/۰۰	۰/۰۱۷	۰/۰۰۶	۰/۰۰	۰/۰۰۶	۰/۰۲۲
	شیب	-۰/۰۱۶	-۰/۰۳۱	-۰/۰۴۴	-۰/۰۳۵	-۰/۰۴۷	-۰/۰۴۵	-۰/۰۵۱	-۰/۰۲۲	-۰/۰۵۳	-۰/۰۲۴	-۰/۰۱۴	-۰/۰۱۴	-۰/۰۴۱	-۰/۰۰۹	-۰/۰۴۵	-۰/۰۲۲	-۰/۰۴۵
گالیکش	Tau	-۰/۳۸	-۰/۴۱	-۰/۴۰	-۰/۳۷	-۰/۲۵	-۰/۲۳	-۰/۰۶	-۰/۱۶	-۰/۳۷	-۰/۲۷	-۰/۳۰	-۰/۲۲	-۰/۳۸	-۰/۴۲	-۰/۳۰	-۰/۱۵	-۰/۳۵
	P	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۶۴	۰/۲۱	۰/۰۰	۰/۰۴	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۲۴	۰/۰۰
	شیب	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۰۴	-۰/۰۳	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۰	-۰/۰۴	-۰/۱۴	-۰/۰۹	-۰/۰۵	-۰/۰۳	-۰/۰۵	-۰/۱۹	-۰/۰۷	-۰/۰۷	-۰/۰۳
گنبد	Tau	-۰/۱۴	-۰/۰۰	-۰/۱۵	-۰/۲۵	-۰/۲۹	-۰/۲۴	-۰/۲۰	-۰/۲۷	-۰/۲۹	-۰/۲۹	-۰/۲۲	-۰/۲۵	-۰/۲۹	-۰/۱۴	-۰/۵۱	-۰/۳۵	-۰/۴۱
	P	۰/۲۸	۰/۹۷	۰/۶۵	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۱	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۲۷	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	شیب	-۰/۰۴	-۰/۰۰	-۰/۰۲	-۰/۱۵	-۰/۲۲	-۰/۲۱	-۰/۱۹	-۰/۳۶	-۰/۰۶	-۰/۳۲	-۰/۱۸	-۰/۱۱	-۰/۲۴	-۰/۱۴	-۰/۵۷	-۰/۸۱	-۰/۰۳
حاجی قوشان	Tau	+۰/۱۷	+۰/۱۴	+۰/۱۱	-۰/۲۵	-۰/۳۰	-۰/۳۸	-۰/۳۲	-۰/۵۸	-۰/۵۱	-۰/۱۴	-۰/۲۱	-۰/۲۹	-۰/۲۹	-۰/۰۸	-۰/۳	-۰/۴۳	-۰/۳۳
	P	۰/۱۹	۰/۳	۰/۴۰	۰/۰۵	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۴	۰/۲۷	۰/۰۲	۰/۰۲	۰/۵۴	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۱
	شیب	۰/۰۰	+۰/۰۱	+۰/۰۱	-۰/۰۳	-۰/۰۵	-۰/۰۵	-۰/۰۴	-۰/۰۹	-۰/۱۶	-۰/۰۷	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۴	-۰/۱۴	-۰/۱۴	-۰/۱۷	-۰/۲۷
نوده	Tau	-۰/۴۱	-۰/۲۹	-۰/۴۵	-۰/۲۷	-۰/۴۳	-۰/۳۱	-۰/۱۷	-۰/۱۳	-۰/۲۳	-۰/۳	-۰/۲۷	-۰/۲	-۰/۴۱	-۰/۳۷	-۰/۴۳	-۰/۲۳	-۰/۲۷
	P	۰/۰۰	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۱۹	۰/۳۰	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۷	۰/۰۴
	شیب	-۰/۰۲	-۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۰۴	-۰/۰۳	-۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۳	-۰/۰۶	-۰/۰۶	-۰/۰۲	-۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۰۸	-۰/۱۰	-۰/۰۱	-۰/۱۵
رامیان	Tau	-۰/۳۵	-۰/۱۸	-۰/۲۲	۰/۴۱	-۰/۲۸	-۰/۲۳	۰/۰۰	-۰/۱۸	-۰/۳۱	-۰/۱۶	-۰/۱۳	-۰/۱۳	-۰/۴۳	-۰/۲۸	-۰/۳۵	-۰/۱۶	-۰/۳۴
	P	۰/۰۰	۰/۱۹	۰/۰۹	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۸	۱/۰۰	۰/۱۶	۰/۰۲	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۲۲	۰/۰۰
	شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	-۰/۰۳	-۰/۱۳	-۰/۰۷	۰/۰۰	۰/۰۰	-۰/۰۳	-۰/۰۴	-۰/۰۴	-۰/۰۵	-۰/۲۱
سدگران	Tau	-۰/۳۸	-۰/۴۴	-۰/۳۲	-۰/۵۲	-۰/۵۸	-۰/۶۹	-۰/۵۰	-۰/۲	-۰/۳۵	-۰/۲۰	-۰/۳	-۰/۰۳	-۰/۴۹	-۰/۲۵	-۰/۵۶	-۰/۴۸	-۰/۳۸
	P	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۰۰	۰/۱۱	۰/۰۸	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	شیب	-۰/۰۴	-۰/۰۵	-۰/۰۳	-۰/۲۹	-۰/۳۵	-۰/۳۷	-۰/۳۲	-۰/۰۴	-۰/۰۶	-۰/۱۳	-۰/۰۴	-۰/۰۶	-۰/۳۶	-۰/۱۷	-۱/۱۷	-۰/۹۲	-۰/۰۸
تعر	Tau	-۰/۲۴	-۰/۰۷	-۰/۰۱	-۰/۲۱	-۰/۲۶	-۰/۲۵	-۰/۱۲	-۰/۰۵	-۰/۲۸	-۰/۱۲	-۰/۲۲	-۰/۱۵	-۰/۳۱	-۰/۱۲	-۰/۳۶	-۰/۱۲	-۰/۲۲
	P	-۰/۰۶	-۰/۵۹	۰/۹۴	۰/۱۰	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۳۳	۰/۶۷	۰/۰۳	۰/۳۴	۰/۰۹	۰/۰۰	۰/۰۱	۰/۳۳	۰/۰۰	۰/۴۱	۰/۰۸
	شیب	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	-۰/۰۲	-۰/۰۳	-۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۶	-۰/۰۳	-۰/۰۲	-۰/۰۱	-۰/۰۳	-۰/۰۲	-۰/۰۸	-۰/۰۳	-۰/۱۳



شکل ۳. نقشه نتایج آزمون روند من- کندال داده‌های دبی سالانه ایستگاه‌های هیدرومتری حوزه آبخیز گرگانرود (رنگی در نسخه الکترونیکی)

وقوع جهش مشخص و سری داده‌ها به دو بازه زمانی دارای میانگین‌های متفاوت تفکیک می‌شود. آزمون نقطه تغییر بر روی سری‌های مورد مطالعه انجام شد. نتایج بیانگر آن است که در تعدادی از سری‌های مورد مطالعه تغییرات ناگهانی معنی‌دار به وقوع پیوسته است. تغییرات ناگهانی منفی در سری‌های زمانی بیشتر ایستگاه‌ها مشاهده شده است.

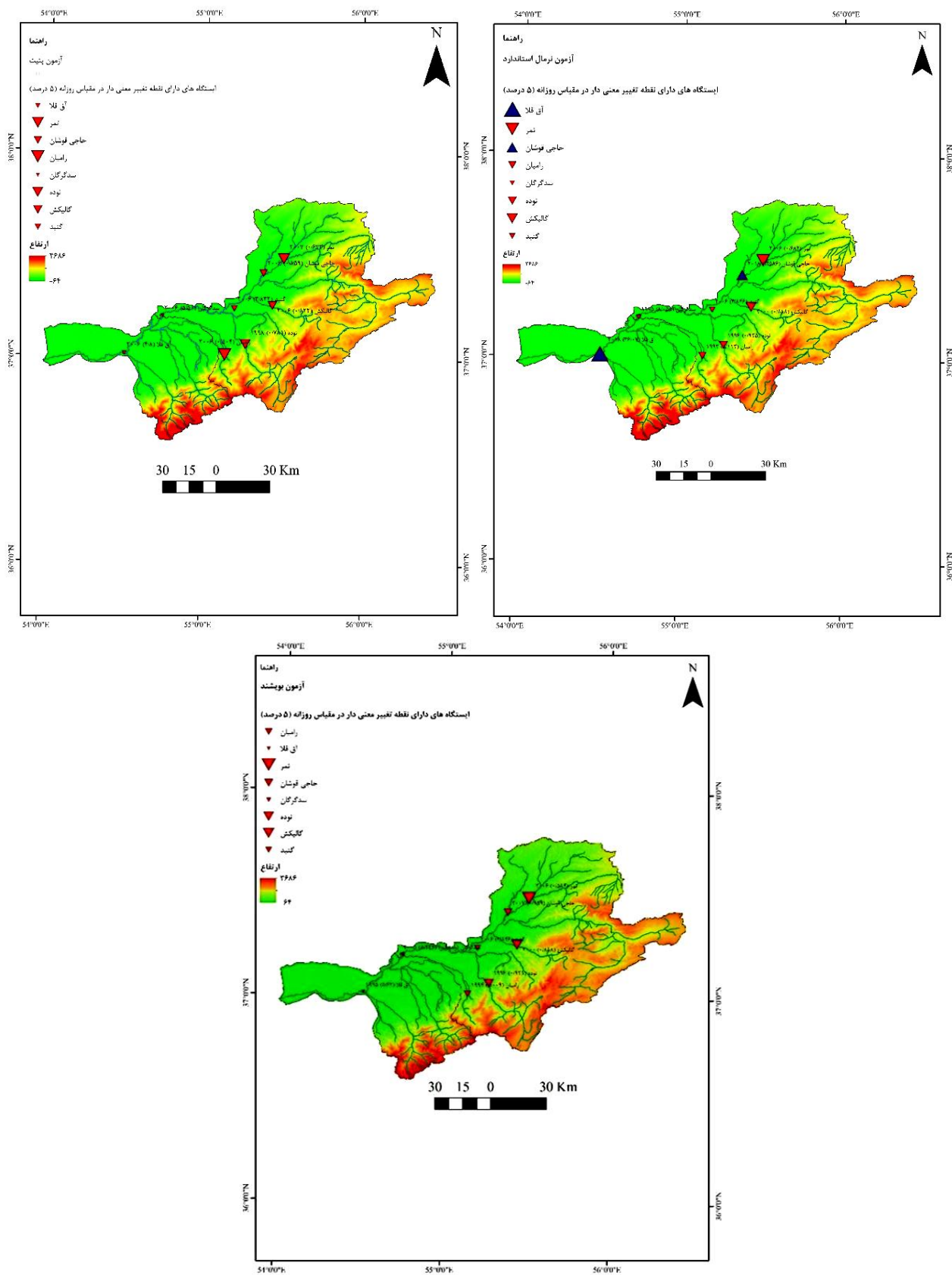
تحلیل آزمون‌های جهش ناگهانی در دبی روزانه ایستگاه‌های منطقه مطالعاتی

با توجه به شکل ۴ نتایج انجام روش تحلیل نقاط تغییر و معنی داری (سطح ۵ درصد) ایستگاه‌های مورد مطالعه در مقیاس روزانه نشان داد که داده‌های دبی جریان روزانه توسط سه آزمون پتیت، نرمال استاندارد و بویشتند ناهمگن شناخته شدند و

دبی ایستگاه‌های آق قلا، گالیکش، گنبد، حاجی قوشان، نوده، رامیان و تمر در ماه تابستان و ایستگاه سد گرگان در ماه زمستان اتفاق افتاده است که در طول ۳۰ سال دوره آماری به ترتیب به میزان ۴۳/۴۷، ۸/۳۷، ۳۰/۹۶، ۸/۳۱، ۴/۵، ۶/۴۲، ۳/۹۹ و ۲۳/۹۱ (متر مکعب بر ثانیه) از متوسط آبدهی کم شده است.

آزمون نقطه تغییر در سری‌های دبی حوزه آبخیز گرگانرود

روش‌های Pettitt، SNHT، Buishand در بررسی همگنی سری داده‌ها زمان را برای بروز جهش محاسبه و معرفی می‌کنند. از این آزمون‌ها نیز برای بررسی همگنی سری داده‌های دبی جریان با استفاده از امکانات موجود در افزونه XLSTAT استفاده شد. در هر آزمون فرض جایگزین، وجود یک نقطه جهش در میانگین سری است که در نتیجه معنی‌دار شدن فرض، تاریخ



شکل ۴. نقشه نتایج آزمون‌های همگنی داده‌های دبی روزانه ایستگاه‌های هیدرومتری حوزه آبخیز گرگانرود (رنگی در نسخه الکترونیکی)

جهش ناگهانی در داده‌ها در سال‌های مختلف مشاهده شد. شدیدترین میزان کاهش دبی روزانه مربوط به ایستگاه آق‌قلا است که در سال ۱۹۹۵ و توسط آزمون بویشتند به میزان ۸/۶۲ مترمکعب در ثانیه تخمین زده شد. البته آزمون نرمال استاندارد تغییرات افزایشی دبی را به میزان ۳۶/۰۷ مترمکعب در ثانیه در سال ۲۰۱۸ در ایستگاه آق‌قلا تخمین زد.

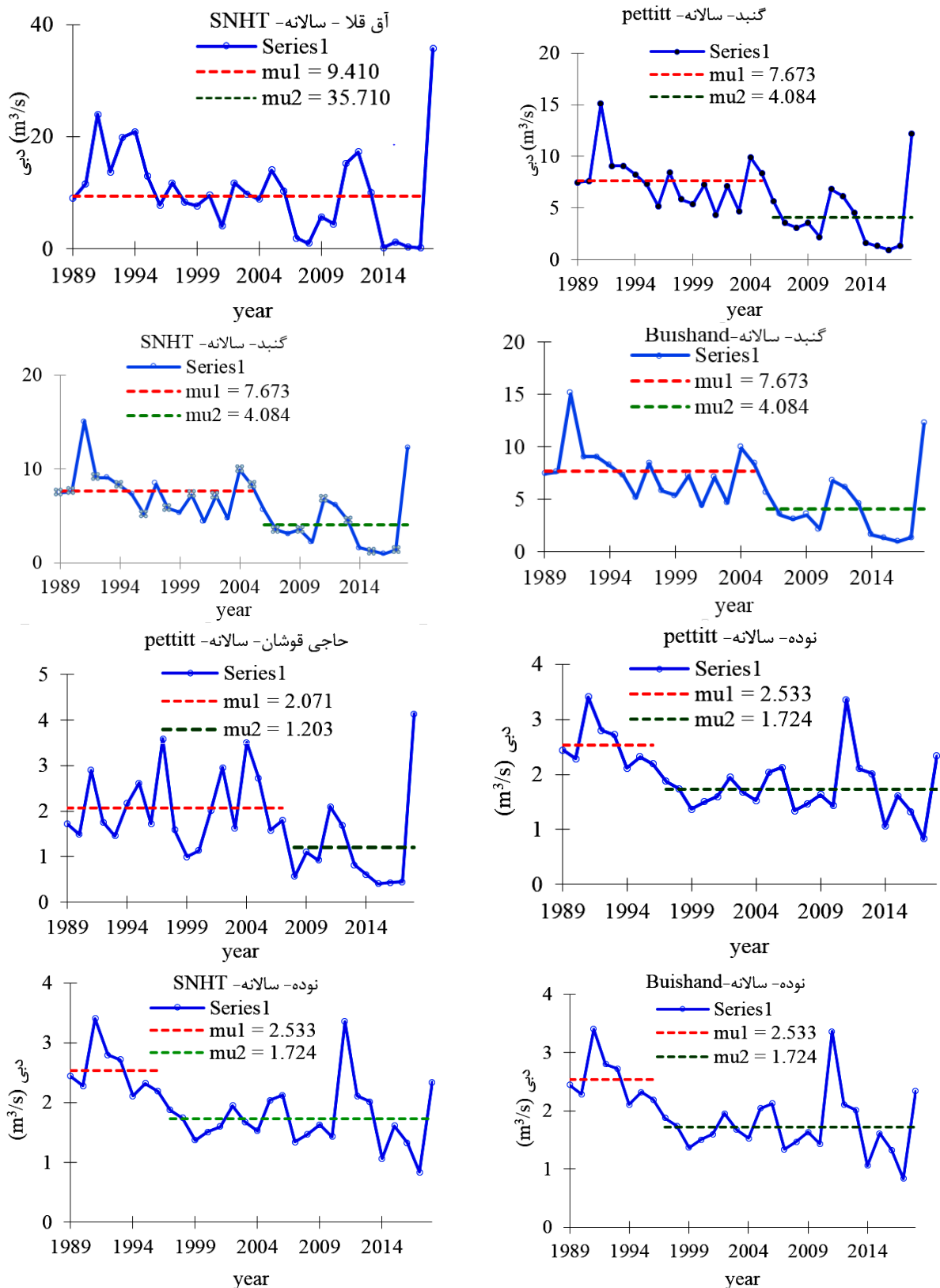
تحلیل آزمون‌های جهش ناگهانی در دبی سالانه ایستگاه‌های منطقه مطالعاتی

با توجه به شکل‌های ۵ و ۶ نتایج انجام روش تحلیل نقاط تغییر و معنی‌داری ایستگاه آق‌قلا در مقیاس سالانه نشان داد که داده‌های دبی جریان سالانه فقط توسط آزمون SNHT ناهمگن شناخته شدند و جهش ناگهانی در سال ۲۰۱۷ (میزان تغییر ۲۶/۳+ مترمکعب در ثانیه) در داده‌های این ایستگاه رخ داده است. داده‌های دبی جریان ایستگاه گالیکش توسط سه آزمون پتیت، نرمال استاندارد و بویشتند همگن شناخته شد و هیچ جهشی در داده‌های این ایستگاه مشاهده نشد. ایستگاه گنبد در مقیاس سالانه توسط هر سه آزمون تعیین نقطه تغییر ناهمگن شناخته شد و جهش ناگهانی در سال ۲۰۰۵ (میزان تغییر ۳/۵۸- مترمکعب در ثانیه) رخ داده است. ایستگاه حاجی قوشان توسط آزمون پتیت ناهمگن شناخته شد و نقطه تغییر در مقیاس سالانه در سال ۲۰۰۷ (میزان تغییر ۰/۸۷- مترمکعب در ثانیه) اتفاق افتاده است. داده‌های ایستگاه نوده توسط هر سه آزمون نقطه تغییر ناهمگن ارزیابی شد و جهش ناگهانی در سال ۱۹۹۶ (میزان تغییر ۰/۹- مترمکعب در ثانیه) در داده‌های دبی این ایستگاه رخ داده است. داده‌های ایستگاه رامیان همچنین توسط سه آزمون نقطه تغییر ناهمگن ارزیابی شد و آزمون پتیت سال ۱۹۹۹ (میزان تغییر ۰/۵۵- مترمکعب در ثانیه)، آزمون نرمال استاندارد سال ۱۹۹۳ (میزان تغییر ۰/۹۲- مترمکعب در ثانیه) و آزمون بویشتند سال ۱۹۹۴ (میزان تغییر ۰/۸۲- مترمکعب در ثانیه) را سال جهش ناگهانی تخمین زدند. در همین راستا داده‌های دبی سالانه ایستگاه سد گرگان توسط سه آزمون همگنی

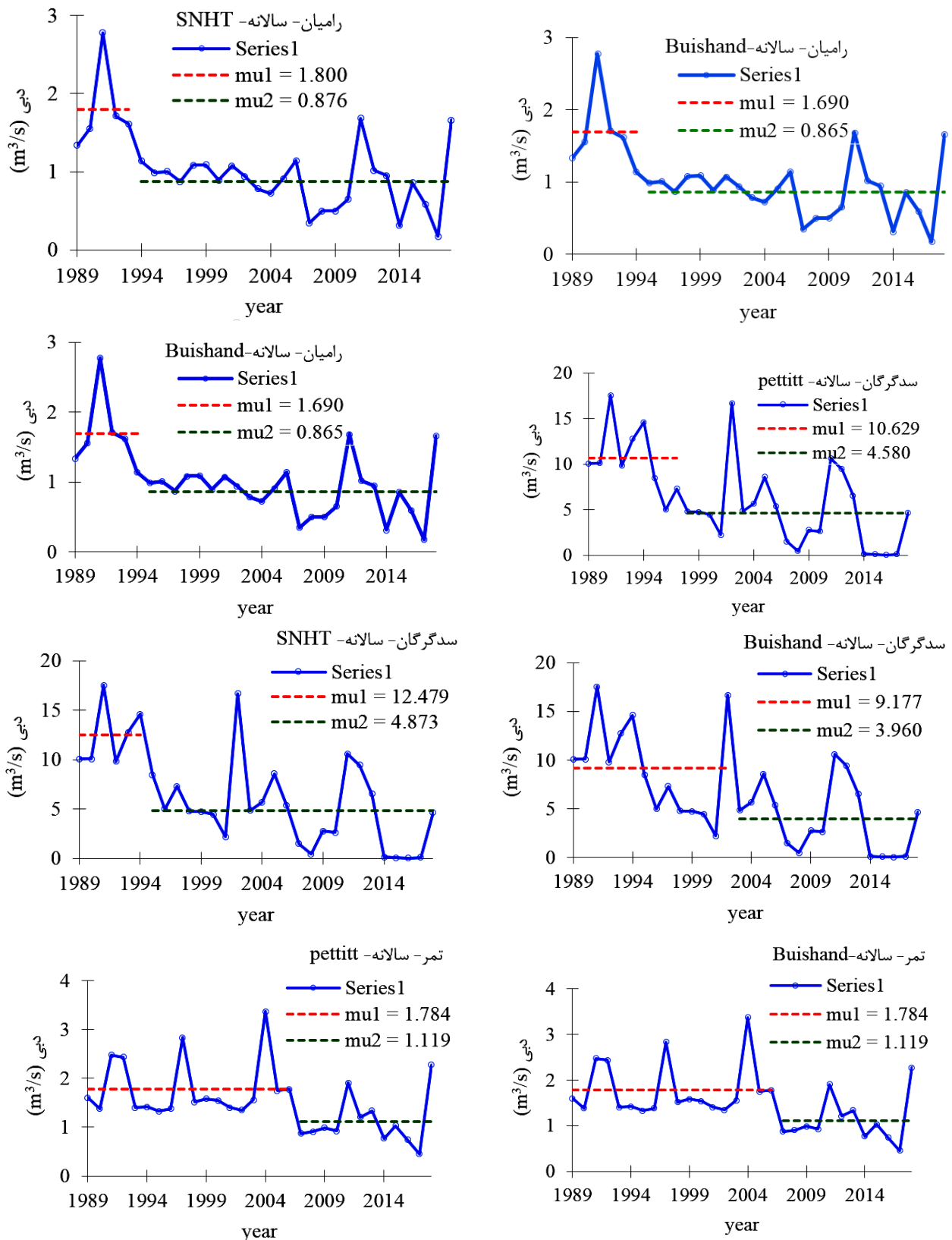
ناهمگن شناخته شد و آزمون پتیت سال ۱۹۹۷ (میزان تغییر ۶/۰۵- مترمکعب در ثانیه)، آزمون نرمال استاندارد سال ۱۹۹۴ (میزان تغییر ۷/۶۰- مترمکعب در ثانیه) و آزمون بویشتند سال ۲۰۰۲ (میزان تغییر ۵/۲۲- مترمکعب در ثانیه) را سال جهش ناگهانی تخمین زدند. داده‌های ایستگاه تمر توسط آزمون پتیت و بویشتند ناهمگن ارزیابی شد و هر دو آزمون جهش ناگهانی در داده‌های دبی را سال ۲۰۰۶ (میزان تغییر ۰/۵۹- مترمکعب در ثانیه) تخمین زدند.

تحلیل آزمون‌های جهش ناگهانی در دبی فصلی ایستگاه‌های منطقه مطالعاتی

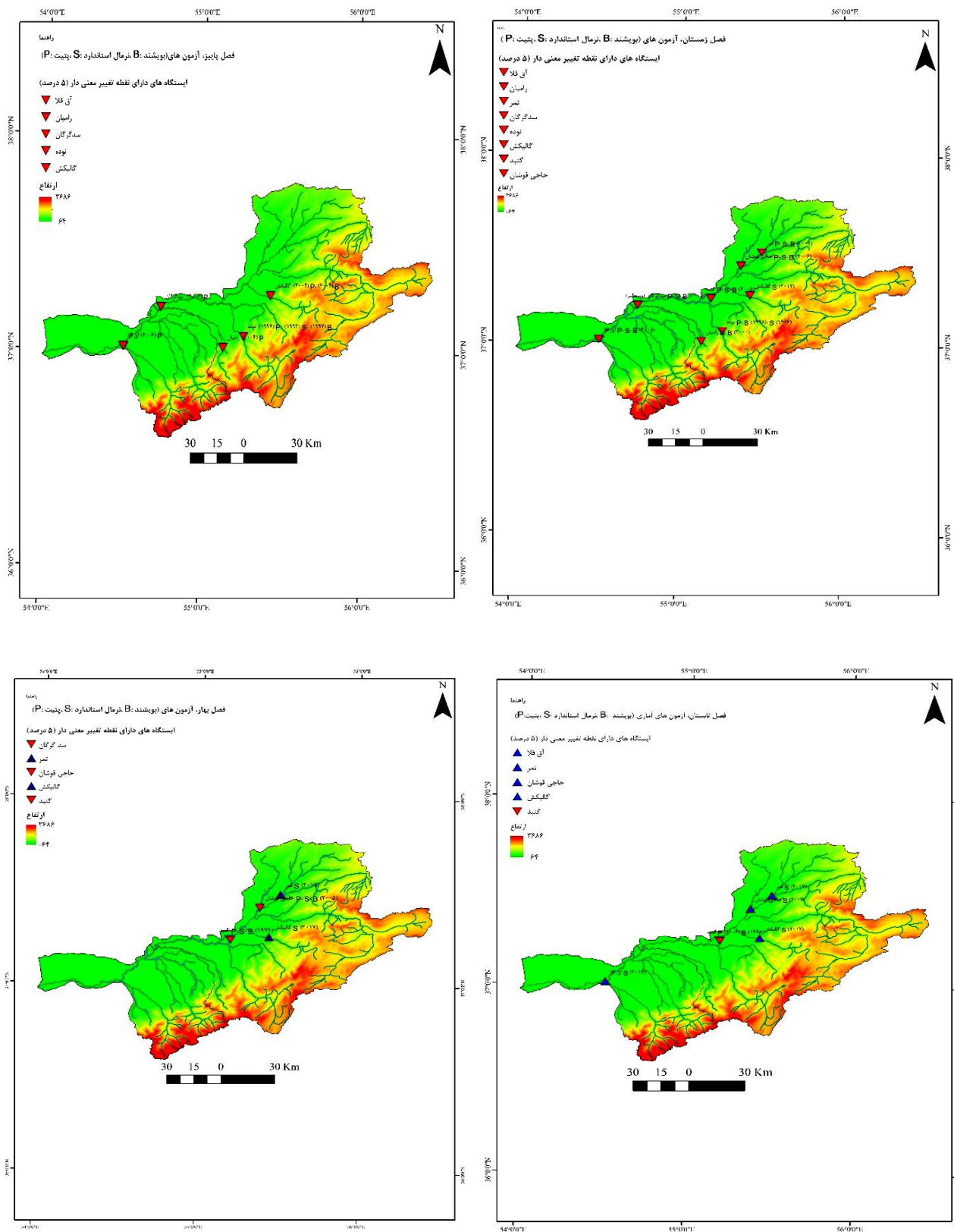
تحلیل آزمون‌های همگنی داده‌های دبی فصلی در ایستگاه‌های حوزه آبخیز گرگانرود انجام شد. داده‌های دبی فصلی ایستگاه آق‌قلا توسط هر سه آزمون نقطه تغییر ناهمگن شناسایی شدند (شکل ۷). آزمون پتیت، نرمال استاندارد و بویشتند داده‌های دبی فصل زمستان را ناهمگن شناسایی کردند و سال جهش در این فصل سال ۲۰۰۵ (میزان تغییر ۲۵/۷۱- مترمکعب در ثانیه) تخمین زده شد. آزمون پتیت و نرمال استاندارد به ترتیب داده‌های دبی فصل پاییز و تابستان را نیز ناهمگن ارزیابی کردند و سال جهش را ۲۰۰۶ (میزان تغییر ۸/۱۶- مترمکعب در ثانیه) و ۲۰۱۷ (میزان تغییر ۳۷۳/۵۷+ مترمکعب در ثانیه) تخمین زدند. در ایستگاه گالیکش آزمون نرمال استاندارد داده‌های فصل‌های زمستان، بهار و تابستان را ناهمگن و به ترتیب سال‌های ۲۰۱۳ (میزان تغییر ۲/۰۸۲- مترمکعب در ثانیه)، ۲۰۱۷ (میزان تغییر ۱۷/۱۵+ مترمکعب در ثانیه) و ۲۰۱۷ (میزان تغییر ۲۶/۷۶+ مترمکعب در ثانیه) را سال جهش ناگهانی تخمین زدند. همین‌طور آزمون پتیت و بویشتند داده‌های فصل پاییز این ایستگاه را ناهمگن و سال ۲۰۰۴ (میزان تغییر ۴/۴۶- مترمکعب در ثانیه) را سال جهش ناگهانی تخمین زدند. آزمون‌های پتیت، نرمال استاندارد و بویشتند داده‌های فصل‌های زمستان و بهار ایستگاه گنبد را ناهمگن و به ترتیب سال‌های ۲۰۰۵ (میزان تغییر ۱۲/۱- مترمکعب در ثانیه) و ۱۹۹۹ (میزان تغییر ۱۵/۹۱-



شکل ۵. نقاط تغییر معنی دار معرفی شده توسط سه آزمون Pettitt، SNHT و Buishand در سری زمانی سالانه ایستگاه‌های آق قلا، گنبد، حاجی قوشان و نوده (رنگی در نسخه الکترونیکی)



شکل ۶. نقاط تغییر معنی‌دار معرفی شده توسط سه آزمون Pettitt، SNHT و Buishand در سری زمانی سالانه ایستگاه‌های رامیان، سد گرگان (وشمگیر) و تمر (رنگی در نسخه الکترونیکی)



شکل ۷. نقشه نتایج آزمون‌های همگنی داده‌های دبی فصلی ایستگاه‌های حوزه آبخیز گرگانرود (رنگی در نسخه الکترونیکی)

داده‌های دبی فصل زمستان ایستگاه تمر توسط هر سه آزمون ناهمگن و سال ۲۰۰۷ (میزان تغییر ۲/۱۶- مترمکعب در ثانیه) به‌عنوان سال جهش ناگهانی تخمین زده شد. آزمون نرمال استاندارد داده‌های فصل بهار و تابستان را ناهمگن و سال ۲۰۱۷ (میزان تغییر فصل بهار ۱۲/۵۹+ و تابستان ۱۴/۱۱+ مترمکعب در ثانیه) را سال جهش ناگهانی تخمین زد.

تحلیل آزمون‌های جهش ناگهانی در دبی ماهانه ایستگاه‌های منطقه مطالعاتی

تغییرات ناگهانی منفی در سری‌های ماهانه زیرحوضه‌ها مشاهده شده است. قابل ملاحظه است که بیشترین تغییرات ناگهانی منفی در ماه‌های دی، بهمن، اسفند، فروردین و اردیبهشت در ایستگاه‌های مختلف رخ داده است. در ایستگاه‌های آق‌قلا، گالیکش، حاجی‌قوشان، تمر و سد گرگان تغییرات مثبتی در برخی از ماه‌ها در سال ۲۰۱۷ مشاهده شده است. این تغییرات در ایستگاه تمر در سال ۲۰۱۲ نیز قابل مشاهده است. زمان وقوع و مقدار تغییرات در جدول ۳ ارائه شده است.

بحث

پژوهش حاضر با هدف تعیین تحلیل روند و تخمین نقاط تغییر در مقادیر دبی سالانه، ماهانه، فصلی و روزانه هشت ایستگاه هیدرومتری مورد مطالعه در حوزه آبخیز گرگانرود در یک دوره آماری ۳۰ ساله (۲۰۱۸-۱۹۸۹) انجام گرفت. بر اساس نتایج مشخص شد که تعداد تغییرات کاهشی دبی بیشتر از تغییرات افزایشی است. نتایج آزمون تحلیل روند من- کندال و شیب خط روند که با استفاده از آزمون برآوردگر سن محاسبه شد نشان داد روند محاسبه شده به وسیله آزمون من- کندال در برخی موارد معنی‌دار نبوده است. به‌عنوان مثال در ایستگاه آق قلا ماه‌های مهر، آبان، خرداد و مرداد فاقد روند معنی‌داری در سطح ۵ درصد بودند.

با توجه به روند تغییرات دبی حوزه آبخیز گرگانرود در مقیاس‌های زمانی روزانه، ماهانه، فصلی و سالانه شدیدترین

مترمکعب در ثانیه) را سال‌های جهش ناگهانی تخمین زدند. علاوه بر این دو آزمون پتیت و بویشنند فصل تابستان را نیز ناهمگن ارزیابی کردند و به ترتیب سال‌های ۲۰۰۶ (میزان تغییر ۱۸/۱۶- مترمکعب در ثانیه) و ۱۹۹۵ (میزان تغییر ۲۶/۲۰- مترمکعب در ثانیه) را به‌عنوان سال جهش ناگهانی تخمین زدند. در ایستگاه حاجی‌قوشان داده‌های دبی فصل‌های زمستان و بهار توسط سه آزمون پتیت، نرمال استاندارد و بویشنند ناهمگن شناخته شدند و نقطه تغییر ناگهانی به ترتیب سال‌های ۲۰۰۶ (میزان تغییر ۴/۴۳- مترمکعب در ثانیه) و ۲۰۰۵ (میزان تغییر ۲/۸۵۸- مترمکعب در ثانیه) تخمین زده شد. آزمون نرمال استاندارد در این ایستگاه فصل تابستان را نیز ناهمگن ارزیابی کرد و نقطه جهش ناگهانی را سال ۲۰۱۷ (میزان تغییر ۳۷/۷۱+ مترمکعب در ثانیه) تخمین زد. داده‌های دبی ایستگاه نوده در فصل‌های پاییز و زمستان توسط هر سه آزمون همگنی ناهمگن ارزیابی شد. آزمون پتیت و بویشنند در فصل‌های پاییز و زمستان نقطه تغییر ناگهانی را به ترتیب سال‌های ۱۹۹۷ (میزان تغییر ۱/۹۱- مترمکعب در ثانیه) و ۱۹۹۸ (میزان تغییر ۲/۱۷- مترمکعب در ثانیه) تخمین زدند ولی آزمون نرمال استاندارد سال‌های ۱۹۹۳ (میزان تغییر ۲/۳۸- مترمکعب در ثانیه) و ۱۹۹۶ (میزان تغییر ۲/۴۲- مترمکعب در ثانیه) را سال جهش در فصل‌های گفته شده تخمین زد. داده‌های فصل زمستان ایستگاه رامیان توسط دو آزمون پتیت و بویشنند ناهمگن ارزیابی شدند و سال ۲۰۰۰ (میزان تغییر ۰/۶۷- مترمکعب در ثانیه) به‌عنوان سال جهش ناگهانی تخمین زده شد. آزمون پتیت در این ایستگاه داده‌های فصل پاییز را نیز ناهمگن ارزیابی کرد و سال ۲۰۰۴ (میزان تغییر ۰/۷۱- مترمکعب در ثانیه) را سال جهش ناگهانی تخمین زد. همچنین داده‌های فصل زمستان ایستگاه سدگرگان توسط سه آزمون نقطه تغییر پتیت، نرمال استاندارد و بویشنند ناهمگن ارزیابی شد و سال ۲۰۰۵ (میزان تغییر ۲۲/۶۶- مترمکعب در ثانیه) به‌عنوان سال جهش ناگهانی ارزیابی شد. آزمون پتیت داده‌های فصل پاییز و بهار را نیز ناهمگن ارزیابی کرد و به ترتیب سال‌های ۲۰۰۶ (میزان تغییر ۴/۱۸-) و ۲۰۰۵ (میزان تغییر ۱۷/۴۲- مترمکعب در ثانیه) را سال جهش ناگهانی تخمین زد.

جدول ۳. نتایج آزمون‌های همگنی داده‌های دبی ممانه ایستگاه‌های حوزه آبخیز گرگانرود

سپتامبر	اگوست	ژوئیه	ژوئن	می	آوریل	مارس	فوریه	ژانویه	دسامبر	نوامبر	اکتبر	آزمون همگنی	ایستگاه
—	—	—	—	(-۱۱/۸۵) ۲۰۰۵	(-۱۱/۵۱) ۲۰۰۵	(-۹/۸۴) ۲۰۰۵	(-۷/۳۳) ۲۰۰۵	(-۸/۱۳) ۲۰۰۵	—	—	—	P	آب فلا
—	(+۱۶۹/۰۳) ۲۰۱۷	(+۲۳۳/۹۹) ۲۰۱۷	—	—	—	(-۹/۸۴) ۲۰۰۵	—	(-۸/۱۳) ۲۰۰۵	—	—	—	S	آب فلا
—	—	—	—	—	(-۱۳/۷۲) ۱۹۹۷	(-۹/۸۴) ۲۰۰۵	(-۷/۳۳) ۲۰۰۵	(-۸/۱۳) ۲۰۰۵	—	—	—	B	آب فلا
—	—	—	—	(-۰/۱۴) ۱۹۹۷	—	—	(-۰/۴۲) ۲۰۰۷	(-۰/۲۵) ۲۰۰۰	(-۰/۷۲) ۲۰۰۴	(-۲/۹۷) ۲۰۰۴	—	P	آب فلا
—	—	(+۱۹/۵۷) ۲۰۱۷	(+۱۵/۵۴) ۲۰۱۷	—	—	—	—	(-۰/۶۴) ۲۰۱۲	—	—	(۱/۲۴) ۱۹۹۵	S	گالیکش
—	—	—	—	—	—	—	—	(-۰/۲۵) ۲۰۰۰	—	—	(-۱/۷۵) ۱۹۹۵	B	گالیکش
(-۵/۲۴) ۲۰۰۷	—	—	—	—	(-۵/۸۳) ۱۹۹۹	(-۴/۴) ۲۰۰۵	(-۲/۹) ۲۰۰۵	(-۳/۸۲) ۲۰۰۵	—	—	—	P	گنبد
—	—	—	—	—	(-۵/۸۳) ۱۹۹۹	(-۴/۳۸) ۱۹۹۹	(-۳/۹) ۲۰۰۵	(-۳/۸۲) ۲۰۰۵	—	—	—	S	گنبد
—	—	—	—	—	(-۵/۸۳) ۱۹۹۹	(-۴/۳۸) ۱۹۹۹	(-۳/۹) ۲۰۰۵	(-۳/۸۲) ۲۰۰۵	—	—	—	B	گنبد
—	—	—	(-۱/۱۳) ۲۰۰۳	(-۰/۸۵) ۲۰۰۵	(-۱/۱۹) ۲۰۰۶	(-۱/۲۶) ۲۰۰۶	(-۱/۹۱) ۲۰۰۶	(-۱/۳۵) ۲۰۰۷	—	—	—	P	حاجی قوشان
—	(+۱۶/۰۴) ۲۰۱۷	—	(+۶/۹۶) ۲۰۱۷	—	(-۱/۱۹) ۲۰۰۶	(-۱/۲۶) ۲۰۰۶	—	—	—	—	—	S	حاجی قوشان
—	—	—	—	—	(-۱/۱۹۹) ۲۰۰۶	(-۱/۲۶) ۲۰۰۶	(-۱/۹۱) ۲۰۰۶	—	—	—	—	B	حاجی قوشان
—	—	—	—	—	(-۰/۹۶۶) ۱۹۹۷	(-۰/۶۹) ۱۹۹۷	(-۰/۷۰) ۱۹۹۹	(-۰/۸۵) ۲۰۰۰	(-۰/۷۷) ۲۰۰۳	—	—	P	نوده
—	—	—	—	—	(-۱/۱۹) ۱۹۹۴	(-۰/۸۴) ۱۹۹۶	(-۱/۶۷) ۱۹۸۹	—	(-۰/۸۸) ۱۹۹۷	—	—	S	نوده
—	—	—	—	—	(-۰/۹۶) ۱۹۹۷	(-۰/۷۴) ۱۹۹۶	(-۰/۷۹) ۱۹۹۷	(-۰/۸۲) ۱۹۹۸	(-۰/۸۱) ۲۰۰۰	—	—	B	نوده
—	(-۱/۸۰) ۲۰۰۳	—	—	—	—	—	—	(-۰/۳۹) ۲۰۰۱	—	—	—	P	راسیان
—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	S	راسیان
—	(-۳/۴۲) ۱۹۹۴	—	—	—	—	—	—	(-۰/۴۱) ۲۰۰۰	—	—	—	B	راسیان
—	—	—	—	(-۸/۸۴) ۲۰۰۵	(-۹/۸۷) ۲۰۰۵	(-۸/۷۹) ۲۰۰۵	(-۷/۱۶) ۲۰۰۵	(-۶/۷۰) ۲۰۰۵	(-۲/۴۴) ۲۰۰۶	(-۱/۴۰) ۲۰۰۶	(-۱/۵۴) ۱۹۹۶	P	سدگران
—	—	—	—	—	(-۱۴/۷۱) ۱۹۹۴	(-۸/۷۹) ۲۰۰۵	(-۷/۱۶) ۲۰۰۵	—	—	—	(+۷/۳۷) ۲۰۱۷	S	سدگران
—	—	—	—	(-۱۰/۰۱) ۱۹۹۸	۱۹۹۷ (-۱۲/۷)	(-۸/۷۹) ۲۰۰۵	(-۷/۱۶) ۲۰۰۵	—	—	—	—	B	سدگران
—	—	—	(+۰/۸۲) ۲۰۱۲	—	—	(-۰/۳۷) ۲۰۰۷	(-۱/۰۷) ۲۰۰۶	—	—	—	—	P	تبر
—	—	(+۸/۰۲) ۲۰۱۷	(+۸/۶۱) ۲۰۱۷	—	—	—	—	—	—	—	—	S	تبر
—	—	—	—	—	—	(-۰/۴۷) ۲۰۰۷	(-۱/۰۷) ۲۰۰۶	—	—	—	—	B	تبر

* واحد اعداد داخل پرانتز مترمکعب در ثانیه می‌باشد.

های آق قلا، گالیکش، گنبد، حاجی قوشان، نوده، رامیان، سدگرگان و تمر به ترتیب به میزان ۱۲/۴۷، ۱/۶۸، ۷/۲۹، ۱/۳۸، ۱/۲، ۱/۰۵، ۱۰/۷۷ و ۰/۸۷ (مترمکعب در ثانیه) کاهش یافته است که بسیار بیشتر از مقدار گزارش شده (۰/۲ متر مکعب در هر دهه) توسط نیک قوجق و یار محمدی (۳۶) است.

آزمون‌های جهش ناگهانی در دبی ایستگاه‌های منطقه مطالعاتی
تغییرات مشاهده شده در داده‌های دبی روزانه بیشتر در جهت کاهش جریان بود به جز ایستگاه آق قلا و حاجی قوشان که توسط آزمون نرمال استاندارد روند متفاوتی را در داده‌ها نشان داد. تعداد تغییرات کاهشی در ایستگاه‌های مورد مطالعه، به‌طور معنی‌دار بیشتر از تغییرات افزایشی بوده و بیشتر در بازه زمانی ۱۹۹۴-۱۹۹۶ و ۲۰۰۶-۲۰۰۵ قابل مشاهده است. در صورتی که بیشترین تغییرات افزایشی در مقیاس روزانه در بین ایستگاه‌ها مربوط به ایستگاه آق قلا و به میزان ۳۶/۰۷ و حاجی قوشان به میزان ۳/۵۸۶ متر مکعب در ثانیه در سال ۲۰۱۸ مشاهده شده است.

داده‌های دبی سالانه ایستگاه‌های گنبد، نوده، رامیان و سدگرگان توسط هر سه آزمون ناهمگن شناخته شدند و نقطه تغییر مشخصی را در داده‌ها تخمین زدند. ایستگاه آق قلا فقط توسط آزمون نرمال استاندارد ناهمگن شناخته شد. ایستگاه تمر توسط آزمون بوشند و ایستگاه حاجی قوشان توسط آزمون پتیت ناهمگن شناخته شدند. تغییرات ناگهانی معنی‌دار در همه ایستگاه‌ها، به جز ایستگاه گالیکش، مشاهده شده است. همانطور که در شکل ۱ مشاهده می‌شود تغییرات بیشتر در جهت کاهش جریان است. البته ایستگاه آق قلا رفتار متفاوتی را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از تحلیل نقاط تغییر در دبی نشان داد که نقاط تغییر در داده‌های مورد استفاده در این پژوهش بیشتر از نوع کاهشی و در مواردی نیز افزایش و در برخی ایستگاه‌ها اصلاً نقاط تغییری شناسایی نشده است. بنابراین تعداد تغییرات کاهشی در ایستگاه‌های هیدرومتری مورد مطالعه، به‌طور معنی‌دار بیشتر از تغییرات افزایشی بوده و بیشتر در بازه زمانی ۱۹۹۳-۱۹۹۷ و ۲۰۰۷-۲۰۰۵ قابل مشاهده است. در صورتی

روند کاهشی دبی روزانه مربوط به ایستگاه آق قلا و به میزان ۴/۲۶ متر مکعب در ثانیه تخمین زده شد. کمترین روند کاهشی دبی روزانه مربوط به رامیان و به میزان ۰/۰۹ مترمکعب در ثانیه، بود.

از طرفی نتایج آزمون من-کندال نشان داد که در اکثر ایستگاه‌ها (آق قلا ۱۵/۸۱ مترمکعب در ثانیه)، گالیکش (۴/۳۸ مترمکعب در ثانیه)، گنبد (۱۶/۹۶ مترمکعب در ثانیه)، حاجی قوشان (۴/۹۲ مترمکعب در ثانیه)، رامیان (۳/۸۳ مترمکعب در ثانیه) و سدگرگان (وشمگیر) (۱۶/۷۸ مترمکعب در ثانیه)) شدیدترین روند منفی دبی در ماه تیر به وقوع پیوسته است. همینطور شدیدترین روند منفی در ایستگاه نوده (۱/۹ مترمکعب در ثانیه) در ماه مرداد و تمر (۲/۵ مترمکعب در ثانیه) در ماه بهمن اتفاق افتاده است

نتایج آزمون من-کندال برای دبی فصل‌های پاییز، زمستان، بهار و تابستان در جدول ۲ درج شده است. بر اساس نتایج ارائه شده در این جدول، مقادیر دبی در همه فصل‌ها روند نزولی داشتند ولی در برخی فصل‌ها این روند نزولی معنی‌دار نبود. همان گونه که مشاهده می‌شود، مقادیر دبی فصل پاییز با توجه به آزمون من-کندال، کاهش یافته است. دبی فصل پاییز و زمستان در همه ایستگاه‌ها دارای روند نزولی و معنی‌دار بود. در فصل بهار دبی ایستگاه‌های آق قلا، گنبد، حاجی قوشان و سدگرگان روند معنی‌داری (سطح ۵ درصد) داشت در فصل تابستان فقط ایستگاه تمر فاقد روند معنی‌دار (سطح ۵ درصد) در داده‌های دبی بود. در مقیاس فصلی طبق نتایج به دست آمده تندترین شیب خط روند دبی ایستگاه‌های آق قلا، گالیکش، گنبد، حاجی قوشان، نوده، رامیان و تمر در ماه تابستان و سد گرگان در ماه زمستان به میزان ۴۳/۴۷، ۸/۳۷، ۳۰/۹۶، ۸/۳۱، ۴/۵، ۶/۴۲، ۳/۹۹ و ۲۳/۹۱ (مترمکعب بر ثانیه) از متوسط آبدهی کم شده است.

در شکل ۳، نتایج آزمون من-کندال برای دبی سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه ارائه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود، دبی سالانه در همه ایستگاه‌ها دارای روند کاهشی در سه دهه اخیر بوده است. کاهش مقادیر دبی سالانه در ایستگاه

مانند برداشت از آب‌های سطحی و نیز اثر تنظیمی سدهای واقع بر رودخانه اصلی گرگانود در منطقه مورد مطالعه را دخیل دانست. گفتنی است که در اکثر موارد، تغییرات افزایشی مربوط به ایستگاه‌های واقع در بالادست حوزه آبخیز گرگانود است، ولی تغییرات کاهش‌ی در ایستگاه‌های واقع در مناطق پایین‌دست مشاهده شده است.

با توجه به مطالب بررسی شده، فرایند استنتاج نتایج مناسب از نتایج همزمان سه آزمون پتیت، نرمال استاندارد و بویشد را می‌توان به صورت زیر عنوان کرد.

- آزمون نرمال استاندارد گرایش به تعیین ناهمگنی در بخش‌های آغازین و پایانی سری زمانی دارد و توانایی آن در تعیین ناهمگنی در کناره‌های بازه است، لذا به تنهایی برای تعیین نقطه جهش برآورد دقیقی ندارد.

- آزمون‌های پتیت و بویشد در بیشتر موارد جواب یکسانی برای محاسبه نقطه ناهمگنی دارند.

- وقتی هر دو آزمون پتیت و بویشد گرایش به قسمت میانی بازه دارند، جواب آنها دقت خوبی از تعیین نقطه ناهمگنی داشته ولی معمولاً آزمون نرمال استاندارد در این شرایط از دقت خوبی برخوردار نیست.

- وقتی هر سه آزمون به ابتدای بازه گرایش دارند هر سه تخمین خوبی از نقطه جهش ارائه می‌دهند در حالی که وقتی دو آزمون پتیت و بویشد به انتهای بازه گرایش پیدا می‌کنند، جواب آزمون نرمال استاندارد را می‌توان به عنوان برآورد با دقت خوب در نظر گرفت.

- وقتی هر سه آزمون یک مقدار میانی بازه را به عنوان نقطه ناهمگنی محاسبه می‌کنند، نتیجه دقیقی برای نقطه ناهمگن به دست می‌آید.

نتایج کلی به دست آمده از این مطالعه را می‌توان به شکل موردی زیر بیان کرد:

- استفاده از نتایج همزمان آزمون‌های روند در شناسایی دقیق‌تر روند کاهش و افزایشی در داده‌های دبی مؤثرتر است.

- اتکا به نتایج آزمون در تحلیل نقاط رخداد جهش در سری

که بیشترین تغییرات افزایشی در مقیاس سالانه در بین ایستگاه‌ها مربوط به ایستگاه آق‌قلا و به میزان ۲۶/۳ متر مکعب در ثانیه در سال ۲۰۱۷ مشاهده شده است.

همانطور که مشاهده می‌شود همانند دبی سالانه تغییرات دبی فصلی بیشتر در جهت کاهش جریان است. البته ایستگاه‌های آق‌قلا، گالیکش، حاجی‌قوشان و تمر در فصل‌های بهار و تابستان رفتارهای متفاوتی را نشان داده‌اند. ایستگاه آق‌قلا، گالیکش، حاجی‌قوشان و تمر در تابستان سال ۲۰۱۷ توسط آزمون نرمال استاندارد ناهمگن ارزیابی شدند و تغییرات افزایشی به ترتیب به میزان ۳۷۳/۵۷، ۲۶/۷۶، ۳۷/۷۱ و ۱۴/۱۱ (مترمکعب در ثانیه) در داده‌های دبی مشاهده شد. در ایستگاه گالیکش و تمر در سال ۲۰۱۷ نیز تغییرات افزایشی در داده‌های دبی فصل بهار به ترتیب به میزان ۱۷/۱۵ و ۱۲/۵۵ مترمکعب در ثانیه مشاهده شد. شدیدترین روند کاهش در داده‌های دبی در ایستگاه گنبد در فصل تابستان سال ۱۹۹۵ به میزان ۲۶/۲۰ مترمکعب در ثانیه توسط آزمون بویشد تخمین زده شد.

تغییرات دبی ماهانه همانند دبی سالانه و فصلی در اکثر ایستگاه‌ها بیشتر در جهت کاهش جریان است. البته توسط آزمون نرمال استاندارد تغییرات افزایشی در ایستگاه‌های آق‌قلا، گالیکش، حاجی‌قوشان، سدگرگان و تمر مشاهده شد. همچنین در ایستگاه تمر آزمون پتیت تغییرات افزایشی را در سال ۲۰۱۲ تخمین زد. بیشترین میزان تغییرات افزایشی ماهانه در ایستگاه آق‌قلا و به میزان ۲۳۳/۹۹ مترمکعب در ثانیه در ماه تیر سال ۲۰۱۷ مشاهده شد و شدیدترین روند کاهش در داده‌های دبی ماهانه در ایستگاه سدگرگان در سال ۱۹۹۴ توسط آزمون نرمال استاندارد در ماه فروردین تخمین زده شد. در نتیجه، تعداد تغییرات کاهش‌ی به طور معنی‌داری بیشتر از تغییرات افزایشی بوده و بیشتر در فاصله سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۹۳ و ۲۰۰۷-۲۰۰۵ اتفاق افتاده است. بیشتر تغییرات در سری‌های زمانی داده‌های دبی مورد مطالعه از نوع تغییرات کاهش‌ی بوده است. در اکثر موارد، تغییرات کاهش‌ی در ایستگاه‌هایی با مقدار دبی زیاد اتفاق افتاده است که در این خصوص می‌توان اثر فعالیت‌های انسانی

رژیم آبدهی رودخانه گرگانرود به سمت حالت نامتعادل و ناسازگار پیش رفته است. در رژیم نامتعادل معمولاً فراوانی خشکسالی‌های هیدرولوژیک و فراوانی سیلاب‌ها افزایش خواهد یافت و از هر دو طریق خسارت‌های زیادی به ساکنین حوزه آبخیز تحمیل خواهد شد. با توجه به روند آشکار مشاهده شده در ایستگاه‌های هیدرومتری حوزه آبخیز گرگانرود لازم است که در تجزیه و تحلیل‌های آماری متغیرهای هیدرولوژیک 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 و یا تغییر کاربری اراضی باشد که موجب این تغییر رفتار هیدرولوژیک مشاهده شده در حوزه آبخیز گرگانرود شده باشد. به طوری که کاهش جریان 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 دبی جریان را نیز در قالب افزایش شدت بارندگی به دست آمده از تغییرات اقلیمی و یا کاربری اراضی تفسیر کرد که نیاز به پژوهش بیشتر دارد.

روند نزولی به دست آمده در مقادیر دبی در مقیاس‌های زمانی مختلف برای تمام ایستگاه‌های هیدرومتری حوزه آبخیز گرگانرود که در آینده به دلیل تغییرات جهانی اقلیم شدیدتر نیز خواهد شد از یک سو و افزایش نیاز آبی منطقه برای مصارف مختلف در آینده به دلیل رشد جمعیت و همچنین گسترش صنایع می‌تواند به عنوان هشدار جدی برای سیاست‌گذاران، برنامه‌ریزان و مدیران محلی قلمداد شود تا با برنامه‌ریزی‌های صحیح از بروز احتمالی بحران آب در منطقه در آینده جلوگیری کنند. گفتنی است که ثبت آمار دقیق مقادیر برداشت و بهره‌برداری از آب‌های سطحی در اطراف رودخانه اصلی می‌تواند اطلاعات بیشتری در خصوص تعیین علت اصلی کاهش‌ها را ارائه دهد. به همین منظور تحقیقی در همین رابطه توسط نویسندگان در حال انجام است.

کافی نیست و با توجه به الگوریتم‌های محاسباتی هر روش، روش‌های مورد استفاده ممکن است نتوانند از جهش‌های رخ داده تصویر یکسان و درستی ارائه کنند. استفاده از نتایج همزمان آزمون‌ها در شناسایی زمان دقیق‌تر ناهمگنی مؤثر است.

نتایج ارائه شده توسط آزمون‌ها به معنی تاریخ دقیق رخداد جهش نیست و باید به عنوان محدوده تقریبی وقوع ناهمگنی مدنظر قرار گیرند

یافته‌های این پژوهش همسو با نتایج (۳، ۴، ۶، ۷، ۸، ۱۳، ۲۳، ۳۴، ۴۰، ۴۱، ۴۷، ۴۸، ۴۹ و ۵۲) ولی مغایر با نتایج (۱۶، ۲۴، ۳۳ و ۳۸) است. ژانگ و گو (۵۴) روند نزولی معنی‌داری را در سطح ۵ درصد برای دبی‌های سالانه رودخانه یانگ تسه در کشور چین گزارش کردند. برای حوزه آبخیز گرگانرود نیز در همه ایستگاه‌ها روند نزولی معنی‌دار در سطح ۵ درصد در دبی سالانه مشاهده شد. روند نزولی مشاهده شده دبی روزانه، سالانه، فصلی و ماهانه اکثر ایستگاه‌های هیدرومتری حوزه آبخیز گرگانرود بیانگر پیش‌بینی‌های اشاره شده در گزارش هیئت بین‌الدول تغییر اقلیم (۲۳) نیز است که برای عرض‌های بالایی و برخی از مناطق استوایی افزایش و در عرض‌های میانی کاهش آبدهی رودخانه‌ها را تا اواسط قرن ۲۱ پیش‌بینی کرده است. همچنین (۹، ۱۵، ۳۵، ۳۶ و ۴۰ و ۴۶) روند کاهش و در برخی موارد افزایشی دبی را در بسیاری از مناطق ایران گزارش کرده‌اند که همسو با نتایج این پژوهش است. در حالی که گاربرتج و همکاران (۱۶) اثرات تغییر اقلیم بر بارش، جریان رودخانه‌ای و تبخیر تعرق گیاه مرجع را در ۱۰ حوضه آبریز در آمریکا مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها حاکی از روند افزایشی معنی‌دار در هر سه پارامتر مزبور بوده است. در همین راستا مریانجی و همکاران (۳۳) روند تغییرات دبی رودخانه بالفان و همچنین پارامترهای دما و بارش را در یک دوره آماری ۳۰ ساله مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که داده‌های سالانه دما دارای روند افزایشی معنی‌داری بوده در حالی که روند معنی‌داری در داده‌های بارش و دبی مشاهده نشده است. نتایج حاصل از این پژوهش نشان می‌دهد که حجم کل آبدهی در اکثر مقیاس‌های زمانی حوزه آبخیز گرگانرود کاهش پیدا کرده است. در واقع می‌توان ادعا کرد که

منابع مورد استفاده

1. Abghari, H., H. Tabari and P. Hosseinzadeh Talaei. 2013. River flow trends in the west of Iran during the past 40 years: Impact of precipitation variability. *Global and Planetary Change* 101: 52-60. (In Farsi).
2. Ahmad, N. H. and S. M. Deni. 2013. Homogeneity test on daily rainfall series for Malaysia. *Matematika* 29(1): 141-150.
3. Ahn, K. and R. N. Palmer. 2016. Trend and variability in observed hydrological extremes in the unitedstates. *Journal of Hydrology Engineering* 1-10.
4. Akter, S., M. F. Howladar, Z. Ahmad and T. R. Chowdhury. 2019. The rainfall and discharge trends of Surma River area in North-eastern part of Bangladesh: an approach for understanding the impacts of climatic change. *Environmental Systems Research* 8-28.
5. Alexandersson, H. 1986. A homogeneity test applied to precipitation data. *International Journal of Climatology* 6: 661-675.
6. Ali, R., A. Kuriqi, Sh. Abubaker and O. Kisi. 2019. Long-term trends and seasonality detection of the observed flow in Yangtze river using Mann-Kendall and Sen's innovative trend method. *Journal of Water* 1855: 1-17.
7. Ali Shah, Sh. and M. Kiran. 2021. Mann-Kendall test: trend analysis of temperature, rainfall and discharge of Ghotki feeder canal in district Ghotki, Sindh, Pakistan. *Environment & Ecosystem Science (EES)* 5-2: 137-142.
8. Asgari, E., R. Mostafazadeh and K. Haji. 2019. Analysis of change points in discharge time series in some hydrometric stations of Golestan province. *Environmental Science and Technology* 21: 81-93. (In Farsi).
9. Bahreman, A., Gh. Hamdami and E. Saniyi. 2013. Analysis of long-term changes in rainfall and discharge in the west of Lake Urmia. *Watershed Management Research Journal* 8: 43-58. (In Farsi).
10. Buishand, T. A. 1982. Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *Journal of Hydrology* 58(1): 11-27.
11. Changnon, S. A. and K. E. Kunkel. 1995. Climate related fluctuations in Midwestern floods during 1921-1985. *Journal of Water Resources and Management* 121: 326-334.
12. Cunderlik, J. M. and D. H. Burn. 2002. Non-stationary pooled flood frequency analysis. *Journal of Hydrology* 276: 210-223.
13. Daba, M. H., G. T. Ayele and S. You. 2020. Long-term homogeneity and trends of hydroclimatic variables in upper Awash river basin, Ethiopia. *Advances in Meteorology* 2020: 1-21.
14. Faghani, M., Kh. Ghorbani and M. Salari Jazi. 2017. Analysis of trend and failure point in seasonal series of SPI drought index in Iran. *Iranian Journal of Irrigation and Drainage* 4: 667-679. (In Farsi).
15. Fazli Fard, P., V. B. Sheikh, A. Sadoddin and B. Hessari. 2019. Study of trends in precipitation and stream flow of the lake Urmia basin during the past four decades. *Journal of Soil and Water Science* 29:27-41. (In Farsi).
16. Garbrecht, J., M. V. Liew and G. O. Brown. 2004. Trends in precipitation, streamflow and evapotranspiration in the Great Plains of the United States. *Journal of Hydrology Engineering* 9(5): 360-367.
17. Gardner, L. R. 2009. Assessing the effect of climate change on mean annual runoff. *Journal of Hydrology* 379: 351-359.
18. Ghajarnia, N., A. Liaghat and P. Daneshkar Arasteh. 2014. Verifying precipitation data of TAMAB and meteorology institute in Urmia basin. *Journal of Water and Soil Conservation* 190(4): 91-109. (In Farsi).
19. Hamed, Kh. 2007. Trend detection in hydrologic data: The Mann-Kendall trend test under the scaling hypothesis. *Journal of Hydrology* 349: 350-363.
20. Hamed, Kh. and R. Rao. 1998. A modified Mann- Kendall trend test for autocorrelated data. *Journal of Hydrology* 204: 182-196.
21. Hemadi, K., A. M. Akhundali and D. R. Arab. 2007. Role and synchronization of data series on evaluation of design flood (casestudy: Jareh storage dam). *Journal of Water Scince and Engineering* 2: 11-20. (In Farsi).
22. Hojam, S., Y. Khoshkho and R. Shamsuddin Vand. 2008. Analysis seasonal and annual rainfall changes in some selected stations in central Iran using nonparametric methods. *Journal of Geographical Research* 64: 157-168. (In Farsi).
23. IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change). 2007. Summary for policymakers. PP. 1-16. 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.
24. Jiang, T., B. Su and H. Hartmann. 2007. Temporal and spatial trends of precipitation and river flow in the Yangtze River Basin, 1961-2000. *Journal of Geomorphology* 85: 143-154.
25. Kahya, E. and S. Kalayci. 2004. Trend analysis of streamflow in Turkey. *Journal of Hydrology* 289: 128-144.
26. Kazemzadeh, M., A. Malekian and A. Rasoulzadeh. 2013. Analysis of river flow trends using parametric and non-parametric statistical approaches in Ardabil province. *Journal of Earth Knowledge Research* 15: 53-61. (In Farsi).

27. Kendall, M. 1975. Rank Correlation Methods, Griffin, London.
28. Khalili, A. and J. Bazrafshan. 2004. A trend analysis of annual, seasonal and monthly precipitation over Iran during the last 116 years. *Desert* 9(1): 33-25. (In Farsi).
29. Kumar, S., V. Merwade, J. Kam and K. Thurner. 2009. Streamflow trends in Indiana: Effects of long term persistence, precipitation and subsurface drains. *Journal of Hydrology* 374: 171-188.
30. Kundzewicz, Z. W., D. Graczyk, T. Maurer, I. Przymusińska, M. Radziejewski, C. Svensson and M. Szwed. 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>.
31. Mann, H. B. 1945. Nonparametric tests against trend. *Econometrica* 13: 245-259.
32. Masah Bavani, A. and S. Morid. 2005. Effects climate change on flow river Esfahan Zayanderood. *Sciences and Arts Agronomy and Natural Resources* 4: 17-27. (In Farsi).
33. Marianji, Z., Z. Maroufi and H. Abbasi. 2008. Detecting the trend of discharge changes and its relationship with meteorological parameters in Yalfan Hamadan basin using nonparametric Mann-Kendall method. 3rd Water Resources Management Conference, Tabriz, P 1-7. (In Farsi).
34. Mix, K., V. L. Lopes and W. Rast. 2012. Environmental drivers of streamflow change in the Upper Rio Grande. *Water Resources Management* 26: 253-272.
35. Moradi, M., O. Bazrafshan, A. Bahreman and Y. Esmailpour. 2018. Assessing the relationship between the trend of some climatic factors on surface runoff in the watersheds of the southern coast of Iran. *Watershed Management Research* 119: 79-92. (In Farsi).
36. Nikghoj, Y. and M. Yarmahmadi. 2008. Survey Clime Change and Effects on Water Resource Surface, (Case Study Zeiarat River in Golestan Province), The 3th Conference Management Water Resource, Tabriz, Iran. (In Farsi).
37. Pettitt, A.N. 1979. A non-parametric approach to change point problem. *Applied Statistics* 28(2): 126-135.
38. Rahbar, S., M. Pakparvar, M. Masudi and L. Jowkar. 2005. Flow Changes Trend in Watershed Kharrod. *Research Tore and Desert Iran* 12: 357-375. (In Farsi).
39. Rahimzadeh, F. 2011. Statistical Methods in Meteorological and Climatological Studies. Weather Publications, Tehran. (In Farsi).
40. Rouhani, H., M. S. Jafarzadeh, A. Heshmatpour, H. Salmani and M. Kashani. 2013. A Study of Long-Term Rainfall Changes in Gorganrood Watershed -Golestan Province, The First National Conference in Natural Resources Management, March, Gonbad Kavous University. (In Farsi).
41. Reeves, J., J. Chen, X. L. Wang, R. Lund and Q. Lu. 2007. A review and comparison of changepoint detection techniques for climate data. *Journal of Applied Meteorology and Climatology* 46(6): 900-915.
42. Sa'adi, Z., S. Shahid, T. Ismail, E. S. Chung and X. J. Wang. 2017. Trends analysis of rainfall and rainfall extremes in Sarawak, Malaysia using modified Mann-Kendall test. *Meteorology and Atmospheric Physics* 1-15.
43. Salarijazi, M., A. M. Akhond-Ali, A. Adib and A. Daneshkhah. 2012. Trend and changepoint detection for the annual stream-flow series of the Karun River at the Ahvaz hydrometric station. *Afric. Journal of Agricultural Research* 7: 4540-4552. (In Farsi).
44. Salman, S. A., S. Shahid, T. Ismail, K. Ahmed and X. J. Wang. 2019. Selection of climate models for projection of spatiotemporal changes in temperature of Iraq with uncertainties. *Atmospheric and Climate Sciences* 213: 509-522.
45. Salmani, H., V. B. Sheikh, A. Salman Mahiny, M. Ownegh and A. Fathabadi. 2019. Long-term trend analysis of climate and hydrological series using removal of the autocorrelation statistical methods in the Eastern Gorganrood Basin, Golestan Province. *Journal of Watershed Management Research* 19: 58-72. (In Farsi).
46. Sheikh, V., A. Bahreman and Y. Moshakhian. 2011. Comparison of hydrological variable trend by non-parametric test in the Atrak Basin. *Journal of Soil & Water Conservation* 18(2): 1-21. (In Farsi).
47. Thodsen, H. 2007. The influence of climate change on stream flow in Danish rivers. *Journal of Hydrology* 333: 226-238.
48. Wahl, K. and R. L. Tortorelli. 1996. Changes in flow the Beaver-North Canadian river basin upstream from Canton lake, Western Oklahoma, U. S. Geological Survey, U.S. Geological Survey. Water Resources Investigation Reports.
49. Xiong, L., and Sh. Guo. 2004. Trend test and change-point detection for the annual discharge series of the Yangtze River at the Yichang hydrological station. *Journal of Hydrological Sciences* 49(1): 99-112.
50. Xu, C. Y. 2000. Modelling the effects of climate change on water resources in central Sweden. *Water Resources Management* 14: 177-189.
51. Xu, C. Y., Y. N. Chen and J. Y. Li. 2004. Impact of climate change on water resources in the Tarim river basin. *Water Resources Management* 18: 439-458.

-
52. Zarenistanak, M., A. G. Dhorde and R. H. Kripalan. 2014. Trend analysis and change point detection of annual and seasonal precipitation and temperature series over southwest Iran. *Journal of Earth System Science* 123(2): 281-295 (In Farsi).
 53. Zhai, L. and Q. Feng. 2009. Spatial and temporal pattern of precipitation and drought in Gansu Province, Northwest China. *Natural Hazards* 49: 1-24.
 54. Zhang, Q., C. Xu, S. Becker and T. Jiang. 2006. Sediment and runoff changes in the Yangtze River basin during past 50 years. *Journal of Hydrology* 331: 511- 523.

Trend Analysis and Change Points in Stream Flow of Gorganrood Watershed

T. Mohammadi, V. Sheikh* and A. Zare Garizi¹

(Received: February 8-2022; Accepted: June 20-2022)

Abstract

Trend analysis of stream flow provides practical information for better management of water resources on the eve of climate change. Therefore, the present study investigated river flow variations during three decades as well as projections of future discharge in the Gorganrood watershed. The Man-Kendall method has been used to detect the trend and methods of Pettitt, SNHT, and Buishand to identify points of a sudden change in discharge time series in 8 stations of Aq Qala, Galikesh, Gonbad, Haji Ghoshan, Nodeh, Ramyan, Sadgorgan, and Tamar. The Mann-Kendall trend test showed the existence of a significant negative trend (flow reduction) on a daily and annual scale in all stations. Monthly, the strongest negative trend in Aq Qala, Galikesh, Gonbad, Haji Ghoshan, and Ramyan stations was related to July, but in Nodeh and Tamar stations, it was related to August and February, respectively. A decreasing trend was observed in all stations on a seasonal scale, but this trend was not significant in some seasons. The results of the analysis of change points in discharge showed that the change points in the data used in this study are more of a decreasing and in some cases incremental type and some stations, no change points have been identified at all. Therefore, the number of decreasing changes in the studied hydrometric stations is significantly higher than the incremental changes and is more visible from 1993 to 1997 and 2005-2007 in three and four stations, respectively. Also, the most incremental changes among the stations are related to the Aq Qala station in 2017 with a flow rate of 234 cubic meters per second. Investigation of the flow of the basin in the past decades showed significant monotonic and abrupt changes which are mostly toward decreasing the basin's discharge. The downward trend in discharge values at different time scales for all hydrometric stations of the Gorganrood watershed, which will be more severe in the future due to global climate change, and increasing the region's water needs for various future use due to population growth and the expansion of industries can also be considered as a serious warning for policymakers, planners, and local managers to prevent a possible water crisis in the region in the future with proper planning.

Keywords: Discharge, Nonparametric methods, Climate change, Flow regime, Gorganrood watershed

1. Faculty of Rangeland and Watershed Management, Gorgan University of Agricultural Sciences and Natural Resources, Gorgan, Iran.

*: Corresponding author, Email: sheikh@gau.ac.ir