



Comparison of Different Trend Analysis Methods for Hydro-Climatic Variables, Case Study: Sefidroud Dam

P. Pishgah Hadian¹, E. Ehsanzadeh²
and R. Moeini^{3*}

Abstract

Investigating trends of the climatic variables in a catchment can lead to more realistic approaches for water resources planning and management. In this paper, monthly, seasonal and annual trends of inflow, precipitation, evaporation and temperature are studied for Sefidroud dam. Therefore, a parametric test (regression) and a nonparametric test (Mann-Kendall) are used under three different scenarios of independence, short term persistence, and long term persistence. The assumption of dataset independency is one of the limitations of the Mann-Kendall test. This assumption is unacceptable and leads to unreliable results if hydro-climatic time series are characterized with short or long term persistence. Since, serial correlation and Hurst phenomenon are seen in most hydro-climatic time series, it is necessary to modify Mann-Kendall test for considering these effects. For comparison of trend analysis results, the homogeneity of hydro-climatic variables is studied by cumulative deviation test, Worsley Likelihood test, and the Bayesian procedure. Comparison of results indicates remarkable significant decreasing trends for inflow using different methods and assumptions. Furthermore, decreasing trends for precipitation and minimum temperature and increasing trends for maximum temperature indicate that hydro-climatology of the study area might be impacted by possible climate change. Obtained results also show that most time series with significant decreasing or increasing trends are also characterized with significant non-homogeneity. Therefore, simultaneous use of homogeneity and trend analysis tests for studying Hydro-climatic variables lead to more reliable results.

Keywords: Mann-Kendall test, Homogeneity test, Short term persistence, Long term persistence, Regression analysis, Climate change.

Received: February 13, 2016

Accepted: May 21, 2016

مقایسه عملکرد روش‌های مختلف در بررسی روند تغییرات متغیرهای اقلیمی (مطالعه موردی: حوضه سد سفیدرود)

پدرام پیشگاه هادیان^۱، اقبال احسان زاده^۲ و رامتین معینی^{۳*}

چکیده

بررسی روند متغیرهای اقلیمی در حوضه‌های آبخیز می‌تواند منجر به اتخاذ رویکردهای واقع‌گرایانه‌تر در مدیریت و برنامه‌ریزی منابع آبی در دسترس شود. در این تحقیق، روند تغییرات زمانی متغیرهای دبی جریان، بارش، تبخیر و دما در مقیاس ماهیانه، فصلی و سالانه در حوضه سد سفیدرود بررسی شده‌اند. بدین منظور از آزمون‌های پارامتریک رگرسیون و غیرپارامتریک من کندال تحت سه سناریو با فرضیات استقلال داده‌ها، پایداری کوتاه مدت و پایداری بلندمدت بهره گرفته شده است. از آنجایی که در اکثر سری‌های زمانی هیدرولوژیکی وابستگی‌های سریالی و پدیده هارست مشاهده می‌شود، لازم است که آزمون من کندال برای اعمال اثر پایداری کوتاه مدت و بلند مدت روی داده‌ها مورد بازبینی و اصلاح قرار گیرد. به منظور مقایسه نتایج حاصل از تحلیل روند، همگنی داده‌های متغیرهای اقلیمی به کمک آزمون‌های آماری انحرافات تجمعی، درست‌نمایی ورسلی و روش بیزین بررسی شدند. نتایج حاصل از تحلیل روند حاکی از وجود روند کاهشی مشهود و قابل توجه برای متغیر دبی جریان تحت تمامی آزمون‌ها و فرضیات بوده‌اند. با توجه به مشاهده روندهای کاهشی برای بارش و دمای حداقل و افزایشی برای دماهای حداکثر، اثرگذاری پدیده تغییر اقلیم در سطح حوضه آبخیز مورد بررسی تا حد زیادی محتمل است. بررسی نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که سری‌های زمانی که ناهمگنی آن‌ها در سطح معناداری بالایی تأیید می‌شود، در اغلب موارد دارای روندهای کاهشی یا افزایشی در سطح معناداری بالایی نیز هستند. بنابراین، در صورت استفاده همزمان از آزمون‌های روند و همگنی به منظور بررسی تغییرات در متغیرهای اقلیمی، نتایج قابل اطمینان‌تری حاصل می‌شود.

کلمات کلیدی: آزمون من کندال، آزمون همگنی، پایداری کوتاه مدت، پایداری بلندمدت، تحلیل رگرسیون، تغییر اقلیم.

تاریخ دریافت مقاله: ۹۴/۱۱/۲۴

تاریخ پذیرش مقاله: ۹۵/۳/۱

1- M. Sc. Dept. of Civil Engineering, Faculty of Civil Engineering and Transportation, University of Isfahan, Isfahan, Iran.

2- Assistant Prof. Dept. of Water Engineering, Faculty of Agriculture, University of Ilam, Ilam, Iran.

3- Assistant Prof. Dept. of Civil Engineering, Faculty of Civil Engineering and Transportation, University of Isfahan, Isfahan, Iran. Email: r.moeini@eng.ui.ac.ir

*- Corresponding Author

۱- دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی آب، دانشکده مهندسی عمران و حمل و نقل، دانشگاه اصفهان، اصفهان

۲- استادیار گروه مهندسی آب، دانشکده کشاورزی، دانشگاه ایلام، ایلام

۳- استادیار گروه مهندسی عمران، دانشکده مهندسی عمران و حمل و نقل، دانشگاه اصفهان، اصفهان

*- نویسنده مسئول

۱- مقدمه

اخیر، تحقیقات متعددی در زمینه بررسی اثرات تغییر اقلیم روی سیستم‌های منابع آب و متغیرهای هیدرولوژیکی انجام شده است، که خود موید نکته مذکور است. یکی از مؤثرترین و ساده‌ترین روش‌ها برای ارزیابی اثرات تغییر اقلیم روی متغیرهای هیدرولوژیکی، بررسی وجود روند در سری‌های زمانی متغیرهای مربوطه است. از دیدگاه آماری، وجود روندهای کاهشی یا افزایشی برای پارامترهای اقلیمی و هیدرولوژیکی مانند بارش، رواناب و تبخیر می‌تواند به روند افزایشی درجه حرارت در سطح جهانی نسبت داده شود. بنابراین، در صورتی که وجود روندهای معنی‌دار تحت فرضیات مختلف برای این پارامترها ثابت شود، شواهد معتبری برای اثبات اثرپذیری آنها از تغییر اقلیم به دست آمده است.

عموماً به منظور تشخیص روندهای هیدرولوژیک از آزمون‌های آماری استفاده می‌شود. اساس کار آزمون‌های آماری تعیین دو فرض صفر^۱ (H_0) و فرض مقابل^۲ (H_1) و سپس آزمون آنهاست. در هیدرولوژی آماری، پذیرش فرض صفر به معنای عدم وجود روند و پذیرش فرض مقابل به معنای وجود روند در بین داده‌های اقلیمی است. آزمون‌های آماری به طور کلی به دو دسته آزمون‌های پارامتریک و آزمون‌های غیرپارامتریک تقسیم می‌شوند. آزمون‌های غیرپارامتریک از لحاظ عدم نیاز به وجود پیش‌فرض در مورد توزیع آماری داده‌ها نسبت به آزمون‌های پارامتریک برتری دارند (Rood et al., 2005). از متداول‌ترین آزمون‌های غیرپارامتریک برای بررسی روند می‌توان به آزمون‌های من کندال^۳ و اسپیرمن^۴ اشاره نمود. در طول سالیان اخیر از آزمون‌های مذکور برای بررسی روند متغیرهای اقلیمی استفاده شده است. به عنوان نمونه، رود و همکاران (Rood et al., 2005) با بررسی دبی میانگین سالانه ۳۱ رودخانه در نواحی غربی آمریکای شمالی به وسیله آزمون‌های غیرپارامتریک اسپیرمن و من کندال و آزمون پارامتریک رگرسیون خطی مشاهده نمودند که ۲۱ شاخه از ۳۱ شاخه رودخانه مورد بررسی، کاهش شدید دبی سالانه (بیش از ۰/۱ درصد) را تجربه کرده اند. برن^۵ و ال نور^۶ (Burn and Elnur, 2002) با استفاده از آزمون غیرپارامتریک من کندال روندهای ۱۸ متغیر اقلیمی مختلف را برای ۲۴۸ حوضه آبخیز در کانادا بررسی کردند. در این تحقیق، تعداد بالای روندهای معنادار مشاهده شده حاکی از تصادفی نبودن مجموعه روندهای مشاهده شده بود. همچنین، بررسی تحقیق مذکور نشان دهنده آنست که توزیع روندهای معنادار در سطح حوضه از نظر جغرافیایی غیریکنواخت و ناهمگون است. در کشورمان نیز پژوهش‌های مختلفی در این زمینه تحقیقاتی انجام شده است. از جمله، زارع ایبانه و همکاران (Zareh Abyaneh et al., 2011)

هرگونه تغییر بلندمدت در الگوهای مشخص و ثابت شده آب و هوایی در سطوح منطقه‌ای یا جهانی «تغییر اقلیم» نامیده می‌شود. در طول تاریخ کره زمین، اقلیم یا آب و هوای این سیاره با توجه به فرایندهای طبیعی همواره دستخوش تغییر بوده است، اما در چند دهه اخیر تغییراتی به مراتب گسترده‌تر و شدیدتر از آنچه در تاریخ زمین دیده شده، رخ داده است. بسیاری از محققین بر این باورند که بروز پدیده تغییر اقلیم خصوصاً در نیمه دوم قرن بیستم ناشی از روند رو به افزایش دمای میانگین کره زمین است (Jones et al., 1986a; Jones et al., 1986b; Hansen and Lebedeff, 1987). در سده اخیر، فعالیت‌های صنعتی منجر به رهاسازی گازهایی در جو کره زمین شده‌اند که می‌توانند تشعشعات حاصل از بازتابش نور خورشید از سطح زمین را جذب و دوباره به سطوح پایینی جو بازتاب نمایند، که این امر منجر به افزایش تدریجی دمای کره زمین شده است (Climate Change, 2001). طبق نتایج تحقیقات بدست آمده، بروز این پدیده در مقیاس جهانی می‌تواند منجر به تغییرات گسترده در اقلیم و آب و هوای کره زمین شود (Rosenzweig et al., 2001). به عبارت دیگر، اگرچه نوع و شکل اثرگذاری گرمایش زمین روی چرخه آب در مقیاس زمانی و مکانی پیچیده و گسترده است، اما ماهیت این اثرگذاری غیرقابل انکار است (Georgiadi, 2000). گرم شدن کره زمین در سده گذشته، طی فرآیند پیچیده‌ای منجر به بروز پدیده‌های مخرب مانند خشکسالی و سیلاب و تغییر در الگوهای بارش و ذوب برفها در نقاط مختلف جهان شده است (Rosenzweig et al., 2001). به عبارت دیگر، افزایش دمای کره زمین منجر به افزایش رطوبت و به تبع آن تبخیر در سطح کره زمین می‌شود. با افزایش رطوبت، ریزش نزولات جوی مانند بارش و برف با شدت بیشتری خواهد بود، که این امر منجر به وقوع سیلاب در برخی نواحی و خشکسالی‌های گسترده در برخی نواحی دیگر زمین خواهد شد (Azari et al., 2013). همچنین، تحقیقات مرتبط نشان دهنده آنست که تغییر در زمان ذوب برفها و متمایل شدن آن به فصل زمستان، منجر به بروز تغییرات چشمگیر در الگوی جاری شدن رواناب در نقاط مختلف جهان شده است (Arnell and Reynard, 1996; Middelkoop et al., 2001; Ehsanzadeh and Adamowski, 2010).

بروز چنین تغییراتی برنامه‌ریزی‌های آبی در سیستم‌های منابع آب که با فرض هیدرولوژی ایستا انجام می‌شوند را با چالش جدی مواجه خواهد کرد (Ehsanzadeh and Adamowski, 2010). در دو دهه

است. در این تحقیق به منظور بررسی همگنی داده‌ها و مقایسه نتایج حاصل با نتایج تحلیل روند، از سه آزمون آماری انحرافات تجمعی^۷، درست‌نمایی ورسلی^۸ و روش بی‌زین^۹ استفاده می‌شود. در بسیاری از تحقیقات مشابه انجام گرفته نیز، در کنار تحلیل معناداری روندها از آزمون‌های بررسی همگنی داده‌ها استفاده شده است. از جمله، مدرس و همکاران (Modaresi et al., 2010) امکان رخداد پدیده تغییر اقلیم در حوضه آبریز گرگانرود-قره سو را به وسیله آزمون‌های همگنی انحرافات تجمعی و راستی نمایی ورسلی و آزمون تعیین روند من کندال بررسی نمودند. بررسی نتایج حاکی از اثبات عدم همگنی در سطح معناداری ۱ درصد، برای سری‌های زمانی دارای روند در سطح معناداری ۵ درصد بود. همچنین، در این تحقیق برای دماهای حداقل و حداکثر در فصول تابستان و زمستان در حوضه مورد بررسی، روند صعودی معنادار گزارش شد. همچنین، احمد و همکاران (Ahmad et al., 2015) از آزمون‌های غیرپارامتریک من کندال و اسپیرمن به منظور تشخیص روندهای ماهیانه، فصلی و سالیانه بارش در ۱۵ ایستگاه کشور پاکستان استفاده نمودند. همچنین در این تحقیق، به منظور بررسی همگنی داده‌های موجود از آزمون‌های همگنی نرمال استاندارد^{۱۰} SNHT (Alexandersson, 1986) و برد بیشاند^{۱۱} BR (Buishand, 1982) نیز استفاده شد.

شایان ذکر است که در صورتی که بین داده‌های آماری وابستگی وجود داشته باشد، نتایج حاصل از تحلیل روند متفاوت خواهند بود. لذا اگر وجود خودهمبستگی در سری زمانی تأیید شود، می‌بایست اصلاحاتی در آزمون‌های آماری ذکر شده ایجاد شوند. خودهمبستگی به نوبه خود می‌تواند از بار اطلاعاتی موجود در داده‌ها بکاهد. بنابراین آزمون‌های اصلاح شده رویکرد سختگیرانه تری را در بررسی معنی‌داری روندها خواهند داشت. خودهمبستگی در سری‌های زمانی، ممکن است از نوع کوتاه مدت یا بلندمدت باشد. برای بررسی وابستگی کوتاه مدت بین داده‌ها یا به عبارت دیگر وجود پایداری کوتاه‌مدت^{۱۲} (STP)، از ضریب خودهمبستگی^{۱۳} استفاده می‌شود (Ehsanzadeh and Adamowski, 2010).

هارست^{۱۴} در سال ۱۹۵۱ نوعی همبستگی سریالی بلندمدت بین داده‌های سری‌های زمانی مشاهده نمود، که امروزه با نام پدیده هارست شناخته می‌شود. این پدیده نشان‌دهنده همبستگی بین داده‌های سری زمانی در تاخیرهای زمانی بلندمدت است و می‌تواند روی نتایج حاصل از تعیین روند در سری‌های زمانی تأثیر بگذارد (Fathian et al., 2014). شدت پدیده هارست یا پایداری بلندمدت^{۱۵} (LTP) در یک سری زمانی به کمک نمایه هارست^{۱۶}

روند سالانه و فصلی تغییرات دما، بارش و خشکسالی را در استان همدان مورد مطالعه قرار دادند. با بررسی نتایج این تحقیق، روندهای افزایشی برای خشکسالی و دما و روند کاهشی برای بارش در بیش از نیمی از ایستگاه‌ها مشاهده شد. پیرنیا و همکاران (Pirnia et al., 2015) تغییرات دما و بارندگی سواحل جنوبی دریای خزر را به کمک آزمون‌های غیرپارامتری من کندال و تخمین گر سن بررسی نمودند و نتایج حاصله را با تغییرات این متغیرهای اقلیمی در مقیاس جهانی و همچنین نیمکره شمالی مقایسه کردند. نتایج بدست آمده در این تحقیق نیز، مشابه روند متوسط تغییرات در مقیاس‌های جهانی و نیمکره شمالی، حاکی از روند کاهشی برای بارش و افزایشی برای دما در منطقه فوق‌الذکر بود. همچنین، تغییرات دمای حداقل نسبت به دمای حداکثر شدیدتر گزارش شده است. آذرخی و همکاران (Azarakhshi et al., 2013) روند تغییرات بارش و دما را بصورت سالیانه و فصلی در مناطق مختلف ایران مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق از اطلاعات آماری ۲۴ ایستگاه سینوپتیک با مشاهدات ۵۰ ساله و برای مطالعه روندها از رگرسیون خطی و آزمون من کندال بهره گرفته شد. در نهایت، روند تغییرات دما در اکثر ایستگاه‌های مورد مطالعه مثبت و روند بارش برای برخی از نواحی از جمله دامنه شمالی رشته کوه البرز منفی گزارش شد. عساکره و دوستکامیان (Asakereh and Doostkamian, 2014) روند تغییرات متغیر اقلیمی آب قابل بارش را در مقیاس روزانه و با تفکیک زمانی ۴ ساعته در کل پهنه کشور ایران بررسی نمودند. در این تحقیق، به منظور تحلیل روندهای موجود در این متغیر از آزمون‌های رگرسیون و من کندال استفاده شد. نتایج حاصل از این تحقیق، نشان‌دهنده تغییر پذیری بالای این متغیر اقلیمی در کل کشور بود. علاوه بر این، نتایج حاصل از تحلیل روند نشان داد که روند تغییرات آب قابل بارش در تمامی ساعات و در بیش از ۷۰ درصد مساحت کشور، کاهشی و معنادار بوده است.

از جمله چالش‌های مهم تشخیص روند در سری‌های زمانی اقلیمی می‌توان به عدم همگنی و وجود وابستگی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بین داده‌ها اشاره کرد. در اغلب طراحی‌های هیدرولوژیکی، همگن بودن داده‌های اقلیمی از اهمیت خاصی برخوردار است. با این وجود به کرات مشاهده می‌شود که داده‌های اقلیمی ناهمگن هستند (Buishand, 1982). عوامل مختلفی در ایجاد ناهمگنی بین داده‌های هیدرولوژیکی مؤثر هستند که تغییرات اقلیمی یکی از مهمترین آنهاست. از سوی دیگر، اثبات عدم همگنی در یک سری زمانی، گام مهمی برای اثبات وجود روند معنادار در آن سری زمانی است، لذا آزمون‌های مختلفی برای بررسی این موضوع پیشنهاد شده

یافته‌های مشابه در ایران نیز، نشانگر ناپایداری اقلیم در شمال کشور و تغییرات چشمگیر در الگوهای جریان، بارش و دما در این منطقه است (Pirmia et al., 2015; Dodangeh., et al., 2012)، که اهمیت بررسی متغیرهای اقلیمی در این منطقه را دوچندان می‌کند. لذا، هدف تحقیق حاضر، بررسی روندهای موجود در پارامترهای مختلف اقلیمی از جمله رواناب، بارش، درجه حرارت و تبخیر برای سد سفیدرود واقع در شمال ایران، به منظور آشکارسازی اثرات احتمالی پدیده تغییر اقلیم و مقایسه نتایج با سایر تحقیقات مرتبط است. بدین منظور از آزمون‌های پارامتریک رگرسیون و غیر پارامتریک من کندانال تحت سه سناریو با فرضیات استقلال داده‌ها، پایستاری کوتاه مدت و پایستاری بلند مدت استفاده می‌شود. همچنین، همگنی سری زمانی متغیرهای اقلیمی فوق توسط آزمون‌های انحرافات تجمعی، درست‌نمایی ورسلی و روش بیزین بررسی می‌شود. نتایج بدست آمده می‌تواند برای قضاوت در مورد اثرات تغییر اقلیم روی حوضه مورد مطالعه راهگشا باشد. با توجه به نقش حیاتی سد سفیدرود در تأمین آب بخش کشاورزی و تولید برق در استان گیلان و همچنین اهمیت تعیین مقادیر حقیقی جریان‌های ورودی در مدیریت و بهره برداری بهینه از مخزن، نتایج تحقیق حاضر می‌تواند نقش مهمی در برنامه‌ریزی‌های آبی سد داشته باشد.

۲- مواد و روش‌ها

۲-۱- داده‌های اقلیمی

منطقه مورد مطالعه در این تحقیق قسمتی از حوضه آبخیز سد سفیدرود است که در تقسیمات هیدرولوژیک کشور ایران زیر مجموعه حوضه آبخیز دریای خزر محسوب می‌شود. حوضه آبخیز سفیدرود در شمال کشور ایران واقع شده است و با مساحتی بالغ بر ۵۰۰۰۰ کیلومتر مربع یکی از وسیع‌ترین حوضه‌های آبریز کشور محسوب می‌شود. اقلیم حوضه آبریز سفیدرود، به طور کلی معتدل و نیمه خشک است. سطح خاک در بیشتر مناطق این حوضه بدون پوشش گیاهی و با قابلیت فرسایش بالا است (Water research Institute, 1971). شکل ۱ جانمایی حوضه سد سفیدرود را در نقشه کشور نشان می‌دهد. شایان ذکر است که رودخانه سفیدرود از بهم پیوستن دو شاخه اصلی به نام‌های قزل‌اوزن و شاهرود در موقعیت سد سفیدرود تشکیل می‌شود. با توجه به موقعیت سد سفید رود، حوضه آبخیز سد را می‌توان به دو زیرحوضه قزل‌اوزن با مساحت تقریبی ۴۹۵۰۰ کیلومتر مربع و شاهرود با مساحت تقریبی ۵۰۰۰ کیلومتر مربع تقسیم نمود (Gilan Regional Water Authority, 2010).

(H) بررسی می‌شود. مقدار ۰/۵ برای نمایه هارست نشانگر این است که داده‌ها مطلقاً تصادفی هستند. مقادیر کمتر از ۰/۵ در یک سری زمانی نشان دهنده عدم وجود پایستاری و بیشتر از ۰/۵ نشان دهنده شدت پدیده پایستاری بلندمدت هستند. در صورت اثبات وجود پدیده پایستاری بلندمدت در یک سری زمانی می‌بایست نتایج حاصل از آزمون‌های آماری مورد بازنگری قرار گیرد. در ادامه به برخی از تحقیقات که به بررسی اثر خودهمبستگی یا پدیده هارست در تحلیل روند داده‌های آماری پرداخته‌اند، اشاره می‌شود. فرسادنیا و همکاران (Farsadnia et al., 2012) روند تغییرات بارش حداکثر ۲۴ ساعته و میانگین بارندگی سالانه را در استان مازندران مورد بررسی قرار دادند. بدین منظور از آزمون غیرپارامتریک من کندانال در دو مقیاس نقطه‌ای و منطقه‌ای استفاده شد. در این تحقیق، از روش TFPW^{۱۸} (Yue et al, 2002 & 2003) به منظور رفع اثر خودهمبستگی و همبستگی سریالی بین داده‌ها استفاده شد. بررسی نتایج نشان‌دهنده وجود روند معنادار افزایشی برای متغیر بارش میانگین سالانه در کل استان و برای متغیر بارش حداکثر ۲۴ ساعته در غرب استان مازندران بود. احسان‌زاده و آداموسکی (Ehsanzadeh and Adamowski, 2010) روندهای زمان‌بندی جریان‌های کم‌آبی در کانادا را تحت سه فرض استقلال^{۱۸}، پایستاری کوتاه مدت و پایستاری بلندمدت مطالعه نمودند. در این تحقیق، کل سال به دو قسمت تابستانی و زمستانی تقسیم شد و زمان وقوع جریان کمینه ۷ روزه بصورت جداگانه برای هر دو بازه زمانی بررسی شد. بررسی نتایج نشان‌دهنده وقوع زودتر از موعد جریان کمینه ۷ روزه در زمستان بود. قابل ذکر است که در این تحقیق، اکثر روندهای مشاهده شده در حوضه مورد مطالعه رو به پایین و غیر معنادار گزارش شده‌اند. همچنین، قهرمان (Ghahreman, 2014) روند تغییرات سری زمانی درجه حرارت شهر مشهد را به وسیله دو آزمون غیرپارامتریک کندانال و من کندانال بررسی نمود. بررسی نتایج نشان‌دهنده وجود روند معنادار افزایشی برای متغیر ذکر شده بود. سپس تحلیل روند این‌بار با اعمال اثر حافظه بلندمدت بین داده‌ها به کمک نمایه هارست انجام شد و روند افزایشی معناداری بین داده‌ها مشاهده نشد. در نهایت، تأثیر عدم تکمیل داده‌های ناقص با روش‌های رگرسیونی مورد بررسی قرار گرفت و یک روش تصادفی به منظور تکمیل داده‌های ناقص ارائه شد.

در مجموع، بررسی تحقیقات مختلف اشاره شده نشان دهنده وقوع تغییرات تدریجی در اقلیم نقاط مختلف جهان است. بسیاری از این تغییرات، ممکن است ریشه در روند رو به رشد گرمایش جهانی در سالیان اخیر داشته باشند که از این لحاظ حائز اهمیت هستند.

۲-۲- روش تحقیق

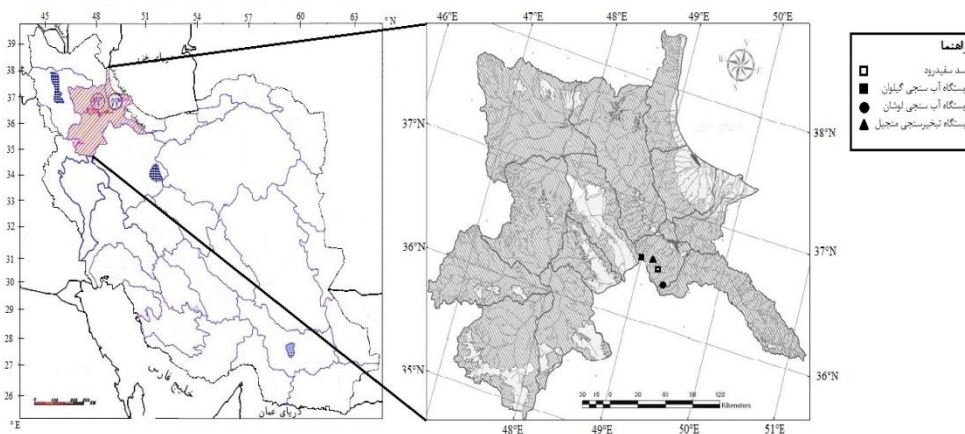
در این تحقیق ابتدا به منظور بررسی همگنی داده‌ها از آزمون‌های همگنی انحرافات تجمعی، درست‌نمایی ورسلی و روش بیزین و سپس به منظور تشخیص روندهای تغییرات در متغیرهای اقلیمی از آزمون‌های تعیین روند پارامتریک رگرسیون و غیرپارامتریک من کندال استفاده شده است. در ادامه، نتایج آزمون من کندال برای رفع اثر پایستاری کوتاه مدت و بلندمدت در داده‌ها، مورد اصلاح و بازنگری قرار خواهد گرفت و به کمک آماره‌های اصلاح شده درباره معنادار بودن روندهای موجود قضاوت خواهد شد. در نهایت، نتایج بدست آمده از آزمون‌های بررسی همگنی با نتایج حاصل از تحلیل روند مقایسه و رابطه احتمالی بین این دو مشخصه آماری بررسی خواهد شد. در این بخش، توضیحاتی مختصر درخصوص آزمون‌های مورد استفاده ارائه می‌گردد.

۲-۲-۱- آزمون همگنی

یکی از مهمترین شروط انجام تحلیل‌های آماری روی سری‌های زمانی، همگن بودن آنهاست. همگن بودن یک سری زمانی به این معنا است که سری می‌بایست نمونه‌ای از یک جامعه واحد باشد. به عبارت دیگر مشخصات آماری هر زیرمجموعه از سری زمانی مورد بررسی با مشخصات آماری کل سری زمانی و همچنین جامعه مورد بررسی یکسان باشد. عوامل مختلفی در بروز ناهمگنی بین داده‌های اقلیمی مؤثر هستند که از مهمترین آنها می‌توان به تعویض ادوات اندازه‌گیری، اشتباهات انسانی در اندازه‌گیری و تغییرات شدید آب‌وهوایی در سطح حوضه اشاره نمود (Alizadeh, 2000).

اوزن و شاهرود به ترتیب از استان کردستان در غرب ایران و دامنه‌های جنوبی رشته کوه البرز سرچشمه گرفته و با طی مسافت‌های ۸۰۰ و ۱۸۰ کیلومتر به مخزن سد می‌ریزند (Hajiabadi and Zarqami, 2013). در این تحقیق، به منظور بررسی تغییرات روندها در متغیر جریان از داده‌های دبی متوسط ماهانه هر دو ایستگاه آب‌سنجی از شروع سال آبی ۱۳۴۵-۴۶ تا پایان سال آبی ۱۳۹۱-۹۲ (به مدت ۴۷ سال) استفاده شده است. متوسط حجم آب ورودی از رودخانه‌های قزل اوزن و شاهرود در طول دوره آماری مورد بررسی، به ترتیب برابر ۹۶/۸ و ۲۹/۷ متر مکعب بر ثانیه است. شایان ذکر است که حدود ۶۰ درصد این جریان در فصل بهار به مخزن سد جاری می‌شود. همچنین، میانگین بارش در سطح کل حوضه سفیدرود حدود ۴۱۵ میلی‌متر گزارش شده است (Dodangheh et al., 2012).

در این تحقیق، برای تحلیل روندهای پارامترهای دما، تبخیر و بارش از داده‌های مربوط به درجه حرارت حداکثر، متوسط و حداقل ماهیانه، تبخیر متوسط ماهیانه و بارندگی متوسط ماهیانه ایستگاه تبخیرسنجی منجیل در فاصله کمی از پایین دست سد و در دوره زمانی مشابه استفاده شده است. ذکر این نکته ضروری است که ملاک انتخاب ایستگاه‌های فوق، فاصله از مخزن سد و تأثیرگذاری مستقیم روی شاخص‌های اقلیمی در سطح حوضه بوده است، لذا ایستگاه‌های مورد مطالعه در این تحقیق، هم در نقاط بالادست و هم پایین دست سد انتخاب شده‌اند. بنابراین، رفتار دبی جریان در این مقاله تحت تأثیر سایر متغیرهای اقلیمی مورد بررسی (بارش، تبخیر و درجه حرارت) که در پایین دست سد قرار دارند؛ نمی‌باشد.



شکل ۱ - جانمایی حوضه آبریز سفیدرود در تقسیمات هیدرولوژیک کشور (Gilan Regional Water Authority, 2010)

علاوه بر این، از آماره (R) نیز می‌توان به منظور محاسبه همگنی داده‌ها در این آزمون استفاده نمود (Buishand, 1982):

$$R = \max(S_k^{**}) - \min(S_k^{**}) \quad (5)$$

۲-۱-۲-۲- آزمون راستی‌نمایی ورسلی

ورسلی (Worsley, 1979) روش دیگری برای محاسبه همگنی داده‌ها ارائه نمود. بدین منظور، ورسلی مقدار Z_k^* را بصورت زیر تعریف نمود:

$$Z_k^* = \frac{1}{\sqrt{k(n-k)}} S_k^* \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

شایان ذکر است که در این روش مقادیر S_k^* وزن دار شده‌اند. لذا، بیشترین وزن به مشاهدات ابتدا و انتها (S_n^* و S_1^*) اختصاص می‌یابد و هرچه به داده‌های میانی نزدیک شود وزن اختصاص یافته کاهش می‌یابد. در نهایت، آماره آزمون ورسلی (W) از رابطه زیر تعیین می‌شود (Buishand, 1982):

$$W = \frac{\sqrt{n-2} V}{\sqrt{1-V^2}} \quad (7)$$

که در رابطه فوق V به صورت زیر محاسبه می‌شود. در این رابطه Z_k^{**} مجموع جزئی اصلاح شده است و از تقسیم نمودن Z_k^* به انحراف معیار نمونه بدست می‌آید (Buishand, 1982):

$$V = \max_{1 \leq k \leq n-1} |Z_k^{**}| \quad (8)$$

۲-۱-۲-۳- آزمون بی‌زین

این آزمون به منظور شناسایی تغییرات در میانگین داده‌ها توسط چرنوف و زکس و گاردنر ابداع شد (Chernoff and Zacks, 1964; Gardner, 1969). آماره‌های آزمون بی‌زین (U) و (A)، با فرض توزیع یکپارچه داده‌ها، مطابق روابط زیر بدست می‌آید (Buishand, 1982):

$$U = \frac{1}{n(n+1)} \sum_{k=1}^{n-1} (S_k^{**})^2 \quad (9)$$

$$A = \sum_{k=1}^{n-1} (Z_k^{**})^2 \quad (10)$$

۲-۲-۲- آزمون رگرسیون

اساس روش‌های پارامتریک، بر ایجاد یک رابطه رگرسیونی بین سری زمانی داده‌ها و پارامتر زمان استوار است. پیش‌فرض کلیه این روش‌ها پیروی سری زمانی مورد نظر از یک توزیع آماری خاص

پدیده تغییر اقلیم نیز به دلیل ایجاد روندهای بلندمدت بین داده‌ها، یکی از مهمترین عوامل ایجاد ناهمگنی در میان داده‌های اقلیمی است (Modaresi et al., 2010). ولیکن، در اغلب موارد یافتن ریشه اصلی ناهمگنی داده‌های اقلیمی دشوار است (Buishand, 1982). اما در صورت مشاهده توأمان ناهمگنی و روندهای معنادار در سری زمانی داده‌ها، شواهد محکمی مبتنی بر اثرگذاری تغییر اقلیم در آب و هوای منطقه به دست آمده‌است. لذا، سازمان هواشناسی جهانی^{۱۹} (WMO) علاوه بر آزمون‌های تحلیل روند، آزمون‌های بررسی همگنی را نیز به منظور آشکارسازی پدیده تغییر اقلیم پیشنهاد نموده‌است (World Climate Program, 1988).

به منظور بررسی همگنی داده‌های اقلیمی از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود. بدین منظور در این تحقیق از آزمون‌های انحرافات جمعی، درست‌نمایی ورسلی و روش بی‌زین استفاده شده است. اساس تمامی روش‌های مذکور، بررسی فرض برابر بودن میانگین زیرمجموعه‌های سری زمانی با میانگین خود سری زمانی است.

۲-۱-۱- آزمون انحرافات جمعی

اساس کار این آزمون، محاسبه مجموع‌های جزئی اصلاح شده یا انحرافات جمعی از میانگین (S^*) است (Buishand, 1982). لذا با فرض $S_0^* = 0$ خواهیم داشت:

$$S_k^* = \sum_{i=1}^k x_i - \bar{x} \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

که در رابطه فوق، x_i مقادیر سری زمانی مورد بررسی در هر گام زمانی، \bar{x} میانگین کل داده‌های سری زمانی و n تعداد کل داده‌ها هستند. در سری‌های زمانی همگن، مقدار S_k^* می‌بایست نزدیک به صفر باشد. S_k^* متغیری وابسته به میانگین سری زمانی است، لذا با تقسیم نمودن مقدار این متغیر به انحراف معیار سری زمانی (D_x)، شاخص مناسب‌تری برای بررسی همگنی بدست می‌آید (Buishand, 1982):

$$D_x = \sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{x_i - \bar{x}}{n}} \quad (2)$$

$$S_k^{**} = \frac{S_k^*}{D_x} \quad k = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

در نهایت، آماره آزمون انحرافات جمعی (Q) را می‌توان بصورت زیر محاسبه نمود (Buishand, 1982):

$$Q = \max |S_k^{**}| \quad (4)$$

از وجود روند معنی دار بین داده‌ها (در یک سطح معنی‌داری مشخص) است. آماره S آزمون من کندال به شرح زیر محاسبه می‌گردد: (Ehsanzadeh and Adamowski, 2010):

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (15)$$

در رابطه فوق، x_i و x_j به ترتیب مقادیر داده‌ها در سال‌های متوالی i و j و n برابر با تعداد کل داده‌ها هستند. Sgn نیز نشانگر تابع علامت است و بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} 1 & x_j - x_i > 0 \\ 0 & x_j - x_i = 0 \\ -1 & x_j - x_i < 0 \end{cases} \quad (16)$$

توزیع آماری آماره S برای n های بزرگ می‌تواند بوسیله توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار σ_s تقریب زده شود. لذا خواهیم داشت (Ehsanzadeh and Adamowski, 2010):

$$\sigma_s = \sqrt{\frac{n(n-1)(2n+5)}{18}} \quad (17)$$

علاوه بر این، آماره استاندارد نرمال برای آماره S (Z_s) نیز از طریق رابطه زیر بدست می‌آید (Ehsanzadeh and Adamowski, 2010):

$$Z_s = \begin{cases} \frac{S-1}{\sigma_s} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sigma_s} & S < 0 \end{cases} \quad (18)$$

یکی از مهمترین محدودیت‌های آزمون من کندال وجود روندهای فصلی^{۲۲} در بین داده‌هاست. در صورتی که در بین داده‌های سری زمانی مورد بررسی روندهای تناوبی و فصلی وجود داشته باشد، نتایج این آزمون قابل اتکا نخواهند بود. در این تحقیق به منظور غلبه بر محدودیت فوق، آزمون تعیین روند من کندال برای هر ماه بصورت جداگانه و سپس برای میانگین فصلی و سالیانه داده‌ها انجام می‌شود. به این ترتیب می‌توان علاوه بر آگاهی از روند کلی پارامتر مورد مطالعه در طول دوره آماری، از شدت و ضعف این روندها در دوره‌های زمانی مختلف سال نیز اطلاع حاصل نمود.

علاوه بر این، یکی دیگر از محدودیت‌های آزمون من کندال، پیش فرض استقلال داده‌هاست. در صورتیکه بین داده‌های سری زمانی

است. لذا به منظور اطمینان از نتایج روش‌های پارامتریک می‌بایست صحت پیش فرض‌های فوق مورد بررسی قرار گیرد. از مهمترین پیش فرض‌های روش رگرسیون می‌توان به خطی بودن، نرمال بودن و ثابت بودن واریانس داده‌ها و همچنین مستقل بودن مشاهدات اشاره نمود. در مطالعات اقلیمی عموماً از روش رگرسیونی به منظور بررسی رابطه بین متغیرها و مقایسه نتایج استفاده می‌شود.

به منظور بررسی روند یک سری زمانی با استفاده از روش رگرسیون، ابتدا یک رابطه خطی ساده به داده‌ها برازش می‌شود:

$$y = at + b \quad (11)$$

در رابطه فوق، y داده‌های سری زمانی، t زمان و a و b ضرایب رگرسیونی هستند. آماره آزمون رگرسیون (T) با درجه آزادی $n-2$ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$T = \frac{b}{\sqrt{\frac{MSE}{S_{xx}}}} \quad (12)$$

که MSE برابر با میانگین مربعات خطاها است و بصورت زیر تعریف می‌شود:

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - x_i)^2 \quad (13)$$

در این رابطه، y_i ها مقادیر برازش شده به سری زمانی و x_i ها مقادیر مشاهده شده سری زمانی هستند. رابطه S_{xx} نیز بصورت زیر است:

$$S_{xx} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (14)$$

در نهایت، مقادیر بدست آمده برای آماره T با مقادیر بحرانی آزمون t-student جدول ۱ در سطوح معناداری ۱۰، ۵ و ۱ درصد مقایسه گردیده و سطح معناداری روندها بررسی خواهد شد.

۲-۲-۳- آزمون من کندال استاندارد

آزمون من کندال ابتدا توسط مان^{۲۰} (Mann, 1945) ارائه شد و سپس توسط کندال^{۲۱} (Kendall, 1948) توسعه یافت. از آن زمان تاکنون از این آزمون به شکل گسترده‌ای در زمینه‌های مختلف تحقیقاتی و کاربردی، از جمله ارزیابی روندها در سری‌های زمانی هیدرولوژیکی و اقلیمی استفاده شده است (Sabziparvar and Shadmani, 2011; Azizi and Roshani 2008).

در این آزمون، دو فرضیه آماری وجود دارد: فرض صفر که دال بر عدم وجود روند و تصادفی بودن داده‌هاست، و فرض مقابل که حاکی

که در آن، ρ_1 ضریب اصلاح همبستگی سریالی یک تأخیره است که از رابطه زیر محاسبه می‌شود (Ehsanzadeh and Adamowski, 2010):

$$\rho_1 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n-1} \frac{(x_i - \bar{x})(x_{i+1} - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (21)$$

در رابطه فوق، \bar{x} برابر میانگین داده‌های موجود است و پارامترهای n ، x_i و x_j قبلاً تعریف شده‌اند. شایان ذکر است در این تحقیق تنها در صورتی که مقدار ضریب ρ_1 بیشتر از $0/1$ باشد، اثر همبستگی سریالی روی Z اعمال می‌گردد.

۲-۲-۳-۲-۲-۲ آزمون من کندال اصلاح شده با فرض پایستاری بلندمدت (LTP)

پایستاری بلندمدت (LTP) عاملی مهم و تأثیرگذار در تعیین روند در سری‌های زمانی است. این عامل نمایانگر حافظه طبیعی یک پدیده می‌باشد. شدت پدیده LTP توسط نمایه‌ای به نام هارست (H) اندازه‌گیری می‌شود. تاکنون روش‌های متعددی برای محاسبه حافظه بلندمدت در سری‌های زمانی پیشنهاد شده است. در این بین، روش (R/S) یک روش متداول و ساده برای محاسبه ضریب هارست است (Fathian et al., 2014). در این روش، پارامتر R_k بیانگر دامنه تفاضل‌های تجمعی انحراف معیار مقیاس‌بندی شده است. پارامتر S_k نیز انحراف معیار استاندارد سری زمانی می‌باشد. مقدار $(R/S)_k$ به کمک رابطه زیر تعیین می‌شود (Fathian et al., 2014). در این رابطه، مقدار k از صفر تا تعداد داده‌ها متغیر است.

$$\left(\frac{R}{S}\right)_k = \frac{\text{Max}_{1 \leq i < k} \left(\sum_{i=1}^i x_k - \bar{x}\right) - \text{Min}_{1 \leq i < k} \left(\sum_{i=1}^i x_k - \bar{x}\right)}{\sqrt{\frac{1}{i} \sum_{i=1}^i (x_i - \bar{x})^2}}$$

(۲۲) هارست بطور تجربی نشان داد در صورتی که مقادیر (R/S) در مقابل زمان و در نمودار تمام لگاریتمی کشیده شوند، شیب خط حاصل برابر با ضریب هارست خواهد بود. پس از تعیین شیب این خط، مقدار واریانس آماره آزمون من کندال به شکل زیر اصلاح می‌شود (Ehsanzadeh and Adamowski, 2010):

$$\sigma'_s = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \sqrt{\frac{n-\frac{1}{2}}{n-n^{2H-1}}} \quad (23)$$

متغیر مورد مطالعه وابستگی وجود داشته باشد، فرض فوق غیر قابل پذیرش است و لازم است که اصلاحاتی روی آزمون من کندال استاندارد صورت پذیرد. پایستاری بلندمدت نیز عاملی مهم و تأثیرگذار در تعیین وجود روند در سری‌های زمانی است. این عامل نمایانگر حافظه طبیعی یک پدیده است. در واقع پایستاری بلندمدت یک پدیده حاکی از آن است که طول دوره زمانی مشاهده پدیده تا چه مقدار برای اثبات وجود روند کافی است. شدت پدیده LTP در داده‌ها توسط نمایه‌ای به نام هارست (H) اندازه‌گیری می‌شود. از آنجایی که در اکثر سری‌های زمانی هیدرولوژیکی وابستگی‌های سریالی و پدیده هارست مشاهده می‌شود، لازم است آزمون من کندال برای اعمال اثر پایستاری کوتاه مدت و بلندمدت روی داده‌ها مورد بازبینی و اصلاح قرار گیرد. در ادامه توضیحات مختصری درباره اصلاحات اعمال شده روی آزمون من کندال برای فرضیات مورد اشاره، ارائه خواهد شد.

۲-۲-۳-۱-۲ آزمون من کندال اصلاح شده با فرض پایستاری کوتاه مدت (STP)

همانطور که ذکر شد، از جمله محدودیت‌های آزمون آماری من-کندال کلاسیک می‌توان به فرض مستقل بودن داده‌ها، ایستایی سری زمانی و حافظه‌دار نبودن داده‌ها اشاره نمود (Ehsanzadeh and Adamowski, 2010; Ghahreman, 2014). در صورتیکه بین داده‌های سری زمانی متغیر مورد مطالعه وابستگی وجود داشته باشد، فرض فوق مشکل آفرین است. از آنجایی که در اکثر سری‌های زمانی هیدرولوژیکی وابستگی‌های سریالی مشاهده می‌شود، لازم است آزمون من کندال برای اعمال این اثر روی داده‌ها مورد بازبینی و اصلاح قرار گیرد. اصلاحات زیر روی آماره استاندارد نرمال Z_s با استفاده از رابطه زیر اعمال می‌شوند (Ehsanzadeh and Adamowski, 2010):

$$Z_s^* = \frac{Z_s}{\sqrt{\eta_s}} \quad (19)$$

در رابطه فوق، Z_s^* آماره استاندارد نرمال اصلاح شده برای فرض STP است و η_s ضریب اصلاح برای وابستگی سریالی با یک تأخیر زمانی است که به شکل زیر محاسبه می‌شود (Ehsanzadeh and Adamowski, 2010):

$$\eta_s = 1 + 2 \frac{\rho_1^{n+1} - n\rho_1^2 + (n-1)\rho_1}{n(\rho_1 - 1)^2} \quad (20)$$

فصلی و سالیانه داده‌ها را نشان می‌دهند. لازم به ذکر است در جداول ذکر شده اصلاحات برای پایستاری کوتاه مدت و بلند مدت تنها روی ماه‌هایی اعمال می‌شود که به ترتیب ضریب خودهمبستگی بالای ۰/۱ و ضریب هارست بالای ۰/۶۵ داشته باشند.

جدول ۱- آماره‌های آزمون‌های بکار رفته در سطوح معناداری ۱۰، ۵ و ۱ درصد

آزمون - آماره	سطح معناداری ۱ درصد	سطح معناداری ۵ درصد	سطح معناداری ۱۰ درصد
انحرافات تجمعی - Q/\sqrt{n} (Buishand., 1982)	۱/۵۲	۱/۲۷	۱/۱۴
انحرافات تجمعی - R/\sqrt{n} (Buishand., 1982)	۱/۷۸	۱/۵۵	۱/۴۴
ورسلی - W (Worsley., 1979)	۳/۷۹	۳/۱۶	۲/۸۷
بیزین - U (Buishand., 1982)	۰/۷۱۸	۰/۴۵۲	۰/۳۴۲
من کندال - Z	۲/۵۷	۱/۹۶	۱/۶۴
رگرسیون - T	۶/۹۷	۲/۹۲	۱/۸۹

تحلیل نتایج آزمون من کندال روی سری زمانی دبی جریان در ماه‌های مختلف نشان‌دهنده روند کاهشی مشهود برای این پارامتر در طول دوره آماری مورد مطالعه است. همانطور که مشاهده می‌شود، در ایستگاه هیدرومتری گیلوان تقریباً تمامی روندها تحت هر سه فرضیه مورد بررسی در سطح معناداری ۱٪ معنادار و کاهشی بوده‌اند. همچنین، در این ایستگاه اثر پایستاری کوتاه‌مدت و خودهمبستگی داده‌ها در ماه‌های آذر، دی و بهمن قابل توجه است. نتایج آزمون رگرسیون نیز نشان دهنده شدیدتر بودن این روندهای کاهشی در فصل بهار هستند. با توجه به این نکته که بیش از ۶۰٪ کل جریان ورودی به مخزن سد متعلق به فصل بهار می‌باشد، روند کاهشی مذکور به شدت حائز اهمیت است. در ایستگاه هیدرومتری لوشان، به جز در ماه‌های آبان، آذر و بهمن مقادیر دبی جریان روند کاهشی معنادار در سطح معناداری ۱٪ داشته‌اند. همچنین، اثر ضریب خودهمبستگی و نمایه هارست روی داده‌های این ایستگاه نسبت به ایستگاه گیلوان کمتر بوده است. آزمون رگرسیون برای بسیاری از ماه‌ها در این ایستگاه روند معنی‌دار نشان نمی‌دهد، اما همچنان شدت روندهای کاهشی در فصل بهار بیشتر است. از تبعات کاهش دبی رودخانه‌ها در یک منطقه می‌توان به کاهش سطح آب‌های زیرزمینی و محدودیت در تأمین آب مورد نیاز شرب و کشاورزی اشاره نمود، لذا

در رابطه فوق، n برابر با تعداد داده‌ها و H نمایه هارست می‌باشد. با داشتن واریانس جدید و به کمک رابطه (۱۸) مقدار آماره آزمون Z برای فرض پایستاری بلند مدت اصلاح خواهد شد. شایان ذکر است که برای تمام آماره‌های مورد اشاره، مقادیر بزرگ نشان‌دهنده عدم همگنی بین داده‌ها و وقوع تغییرات تدریجی یا ناگهانی بین آنهاست. در جدول ۱ مقادیر بحرانی برای آماره‌های آزمون‌های اشاره شده، در سطوح معناداری ۱۰، ۵ و ۱ درصد ارائه می‌شود. در این جدول، آماره آزمون رگرسیون برای دو درجه آزادی و آماره‌های آزمون‌های انحرافات تجمعی، ورسلی و روش بیزین برای ۵۰ داده ارائه شده‌است.

۳- نتایج و تحلیل

در این بخش، نتایج بدست آمده برای منطقه مورد مطالعه (سد سفیدرود) با استفاده از آزمون‌های آماری مختلف ارائه شده و نتایج بدست آمده بررسی و تجزیه و تحلیل می‌گردند. در جدول ۲ آماره‌های بدست آمده از آزمون همگنی داده‌ها، به طور نمونه برای داده‌های دبی، بارش و دمای متوسط ارائه شده است.

با بررسی نتایج جدول ۲، عدم همگنی داده‌های دبی جریان در ایستگاه گیلوان برای تمام ماه‌ها به جز مرداد و در ایستگاه لوشان برای تمام ماه‌ها به جز آبان و آذر، تحت تمامی آزمون‌ها در سطح معناداری حداقل ۱۰ درصد مشخص است. همچنین، عدم همگنی در داده‌های ایستگاه گیلوان نسبت به ایستگاه لوشان مشهودتر است. برای متغیر اقلیمی بارش، داده‌های ماه‌های تیر و اسفند در سطح معناداری حداقل ۱۰ درصد معنادار گزارش شده‌اند. در میان ماه‌های مورد بررسی در مورد متغیر اقلیمی دمای متوسط نیز، عدم همگنی در میان داده‌های ماه‌های اردیبهشت، تیر، آذر و اسفند مشهودتر است. شایان ذکر است که بین نتایج آزمون‌های مختلف در بررسی همگنی متغیرهای اقلیمی، همپوشانی بالایی مشاهده می‌شود.

در ادامه و به منظور مقایسه عملکرد روش‌های پیشنهادی، روند تغییرات زمانی دبی، بارش، تبخیر و دما در حوضه سد سفیدرود تحت سه سناریو مورد بررسی قرار گرفتند. جدول ۳ مقادیر آماره آزمون‌های من کندال (Z) و رگرسیون (T) را برای متغیرهای دبی جریان، بارش و تبخیر تحت سه سناریو استقلال، حافظه کوتاه مدت و حافظه بلند مدت، به تفکیک ماه‌های سال و برای ایستگاه‌های مورد بررسی نشان می‌دهد. در جدول ۴ نتایج مشابه با جدول ۳ برای متغیرهای مربوط به دما ارائه شده است. جداول ۵ و ۶ نیز نتایج تحلیل میانگین

بررسی علل کاهش دبی در حوضه فوق به شدت حائز اهمیت است
(Mirabbasi and Dinpazhouh, 2010).

جدول ۲ - نتایج حاصل از آزمون‌های همگنی برای متغیرهای دبی، بارش و دمای متوسط در هر ماه

دوره زمانی													متغیر - ایستگاه
اسفند	بهمن	دی	آذر	آبان	مهر	شهریور	مرداد	تیر	خرداد	اردیبهشت	فروردین	آماره	
۱/۲۰	۱/۷۴	۱/۶۷	۱/۷۴	۱/۸۲	۱/۹۴	۱/۶۹	۱/۴۶	۱/۶۲	۱/۶۶	۱/۷۵	۱/۶۹	Q	دبی - گیوان
۱/۲۹	۱/۹۴	۱/۷۹	۱/۸۶	۱/۸۷	۱/۸۶	۱/۷۷	۱/۵۲	۱/۶۶	۱/۶۱	۱/۶۷	۱/۷۹	R	
۳/۳۵	۴/۳۴	۴/۰۲	۴/۲۷	۴/۶۳	۴/۸۶	۴/۰۱	۱/۴۶	۳/۸۶	۳/۹۰	۴/۲۲	۴/۱۸	W	
-۰/۶۲	-۰/۷۶	-۰/۶۵	-۰/۶۴	-۰/۸۸	۱/۳۵	۱/۰۳	-۰/۶۴	-۰/۹۰	۱/۱۲	۱/۰۰	۱/۱۴	U	
۳/۶۱	۴/۰۹	۳/۴۹	۳/۴۶	۴/۶۴	۶/۸۴	۵/۵۱	۳/۶۸	۴/۸۹	۶/۱۱	۵/۴۷	۵/۹۵	A	دبی - لوشان
۱/۳۸	۱/۳۸	۱/۵۱	۱/۱۹	-۰/۹۶	۱/۴۰	۱/۶۶	۱/۵۱	۱/۱۷	۱/۳۵	۱/۱۸	۱/۵۳	Q	
۱/۴۹	۱/۵۶	۱/۶۴	۱/۳۱	۱/۱۲	۱/۴۵	۱/۶۵	۱/۴۹	۱/۱۷	۱/۳۵	۱/۱۹	۱/۷۰	R	
۲/۹۶	۳/۰۶	۳/۴۲	۲/۵۶	۲/۴۹	۳/۹۹	۵/۲۵	۵/۰۵	۴/۴۵	۴/۶۲	۳/۶۷	۳/۵۲	W	
-۰/۷۰	-۰/۵۲	-۰/۴۵	-۰/۲۲	-۰/۱۹	-۰/۹۲	۱/۱۶	۱/۲۴	-۰/۷۹	۱/۰۲	-۰/۶۰	-۰/۹۳	U	بارش
۳/۷۷	۲/۶۴	۲/۳۸	۱/۱۶	۱/۱۳	۵/۰۶	۶/۵۷	۷/۰۶	۴/۶۴	۵/۶۳	۳/۴۶	۴/۷۸	A	
۱/۴۰	-۰/۹۵	۱/۰۶	-۰/۸۲	-۰/۵۹	-۰/۹۱	-۰/۶۴	-۰/۸۷	۱/۶۲	۱/۰۶	-۰/۹۶	-۰/۵۹	Q	
۱/۴۹	۱/۴۵	۱/۴۹	۱/۲۲	-۰/۸۵	۱/۵۵	۱/۱۵	۱/۲۲	۱/۵۳	۱/۳۴	۱/۳۸	-۰/۹۵	R	
۳/۳۰	۱/۹۶	۲/۲۱	۱/۸۱	۲/۲۶	۲/۱۰	۱/۳۰	۱/۷۶	۴/۵۹	۲/۵۷	۲/۰۲	۱/۲۰	W	دمای متوسط
-۰/۸۰	-۰/۱۸	-۰/۲۶	-۰/۱۰	-۰/۰۹	-۰/۲۶	-۰/۰۸	-۰/۱۴	-۰/۷۳	-۰/۱۹	-۰/۲۵	-۰/۰۶	U	
۳/۸۹	-۰/۹۶	۱/۵۶	-۰/۶۹	-۰/۷۰	۱/۴۷	-۰/۶۲	-۰/۶۶	۳/۹۳	۱/۱۲	۱/۳۱	-۰/۳۱	A	
۱/۲۷	-۰/۹۰	-۰/۷۰	۱/۳۸	-۰/۵۷	-۰/۷۵	-۰/۹۷	۱/۰۸	۱/۳۴	-۰/۶۲	۱/۰۸	-۰/۸۱	Q	
۱/۷۲	۱/۳۳	۱/۱۴	۱/۶۱	-۰/۹۸	۱/۴۹	۱/۲۴	۱/۴۳	۱/۸۲	۱/۱۷	۱/۳۸	۱/۲۵	R	
۲/۹۹	۳/۱۹	۲/۱۰	۳/۱۳	۲/۸۵	۳/۳۴	۳/۵۷	۳/۳۷	۳/۳۷	۳/۱۶	۳/۱۱	۳/۶۴	W	
-۰/۴۴	-۰/۳۰	-۰/۰۷	-۰/۳۶	-۰/۰۶	-۰/۱۷	-۰/۱۷	-۰/۳۱	-۰/۴۸	-۰/۰۸	-۰/۳۹	-۰/۰۸	U	
۲/۲۹	۱/۹۸	-۰/۴۹	۱/۹۵	-۰/۳۸	۱/۱۵	-۰/۸۸	۱/۵۷	۲/۲۵	-۰/۸۰	۲/۰۵	-۰/۹۳	A	

جدول ۳ - نتایج حاصل از آزمون‌های من کندال و رگرسیون برای متغیرهای دبی، بارش و تبخیر در هر ماه

دوره زمانی													آزمون‌ها		متغیر-ایستگاه
اسفند	بهمن	دی	آذر	آبان	مهر	شهریور	مرداد	تیر	خرداد	اردیبهشت	فروردین	استاندارد	من کندال		
-۳/۳۷	-۲/۸۹	-۳/۷۹	-۳/۵۴	-۳/۵۹	-۴/۴۰	-۴/۲۶	-۳/۵۶	-۳/۳۹	-۳/۹۲	-۳/۳۴	-۳/۵۴	استاندارد	دبی - گیوان		
-۲/۹۷	-۱/۸۵	-۲/۴۴	-۱/۹۶	-۲/۲۱	-۳/۱۳	-۳/۴۰	-	-۳/۰۶	-۳/۱۱	-۲/۸۹	-	STP			
-	-۲/۷۳	-۳/۶۸	-۳/۳۳	-	-۴/۱۹	-۳/۹۷	-۳/۴۴	-۳/۲۳	-۳/۷۴	-۳/۱۳	-۳/۴۰	LTP			
-۲۶/۱۸	-۶/۳۶	۴۹/۰۶	۴/۷۲	-۴/۸۱	-۲/۲۹	-۲/۵۲	-۱/۵۹	-۶/۱۵	-۳۶/۱۳	-۵۱/۹۷	-۶۳/۱۲	رگرسیون	دبی - لوشان		
-۳/۰۴	-۲/۳۸	-۲/۵۸	-۲/۱۹	-۱/۵۲	-۳/۰۷	-۳/۵۲	-۴/۷۰	-۳/۹۹	-۴/۳۳	-۲/۵۷	-۳/۰۰	استاندارد			
-۲/۳۵	-۲/۰۵	-۲/۱۰	-۱/۷۵	-۱/۲۴	-	-۲/۵۶	-۳/۵۷	-۳/۵۵	-۳/۸۷	-	-۲/۶۹	STP			
-۲/۹۲	-۲/۲۸	-۲/۴۸	-۲/۱۰	-	-۲/۹۵	-۳/۰۵	-۴/۳۷	-۳/۸۸	-۴/۲۱	-	-۲/۸۹	LTP	بارش		
-۳/۰۹	-۱/۰۲	-۰/۹۵	-۰/۹۷	-۰/۷۵	-۰/۶۸	-۰/۸۵	-۱/۵۰	-۴/۲۵	-۹/۵۶	-۱۰/۴۱	-۷/۹۵	رگرسیون			
-۲/۵۳	-۰/۳۸	-۱/۶۱	-۰/۱۶	۱/۲۸	-۱/۰۴	-۰/۷۹	-۰/۱۷	۲/۴۹	۰/۳۹	-۱/۴۳	۰/۶۳	استاندارد			
-۲/۱۹	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-۱/۲۰	-	STP	تبخیر		
-	-	-	-	-	-۰/۹۸	-	-	۲/۲۷	-	-۱/۳۵	-	LTP			
-۴/۲۱	-۰/۱۰	-۱/۴۵	-۰/۸۳	۲/۴۱	-۰/۴۹	-۰/۰۲	-۰/۳۷	۱/۴۷	۰/۶۴	-۲/۱۷	۰/۴۹	رگرسیون			
۰/۵۸	-۱/۱۱	-۰/۷۲	-۲/۷۲	-۳/۲۴	-۳/۱۴	-۱/۸۵	۰/۵۱	-۰/۶۸	۰/۰۹	-۱/۵۷	-۲/۳۱	استاندارد	دبی - تبخیر		
-	-	-۰/۶۳	-۲/۳۵	-۲/۵۶	-۱/۹۷	-۱/۵۱	۰/۴۶	-۰/۵۶	۰/۰۶	-۱/۰۱	-۲/۰۸	STP			
-	-	-	-۲/۵۰	-۲/۸۷	-۳/۰۲	-	-۰/۴۸	-	-	-	-۲/۰۴	LTP			
۰/۸۰	-۰/۹۱	-۱/۶۱	-۳/۵۵	-۷/۶۹	-۸/۰۸	-۱/۰۸۳	-۱/۵۴	۱/۷۶	-۰/۰۹	-۵/۸۶	-۹/۰۶	رگرسیون			

جدول ۴ - نتایج حاصل از آزمون‌های من کندال و رگرسیون برای متغیرهای دما در هر ماه

دوره زمانی													آزمون‌ها		متغیرها	
اسفند	بهمن	دی	آذر	آبان	مهر	شهریور	مرداد	تیر	خرداد	اردیبهشت	فروردین	من کندال	رگرسیون			
-۰/۱۶	۱/۰۹	۰/۲۵	-۲/۳۶	-۱/۸۴	۰/۹۰	-۱/۲۴	-۱/۶۶	-۲/۰۵	۰/۰۴	-۱/۸۹	۰/۰۸	استاندارد	من کندال	حداقل مطلق		
-۰/۱۳	-	-	-۱/۸۹	-	۰/۸۰	-۰/۹۰	-۱/۴۳	-۱/۴۲	۰/۰۳	-	۰/۰۷	STP				
-۰/۱۳	۱/۰۱	۰/۲۳	-۱/۶۰	-۱/۶۵	-	-۱/۱۳	-۱/۵۳	-۱/۹۱	۰/۰۴	-	-	LTP				
-۰/۰۰	-۰/۱۱	۰/۰۷	-۰/۴۹	-۰/۳۹	۰/۱۲	-۰/۲۶	-۰/۳۴	-۰/۶۳	۰/۰۱	-۰/۳۱	-۰/۰۱	رگرسیون		من کندال	میانگین حداقل	
۰/۳۳	۰/۰۸	-۱/۳۵	-۲/۹۰	-۱/۸۲	-۰/۷۷	-۱/۹۷	-۲/۱۴	-۲/۲۴	-۰/۷۲	-۲/۴۶	-۱/۳۹	استاندارد				
۰/۳۳	-	-۱/۰۲	-۲/۳۲	-۱/۷۴	-۰/۵۷	-۱/۴۹	-۱/۱۶	-۱/۳۰	-۰/۴۷	-۱/۸۹	-۱/۱۸	STP				
۰/۲۹	۰/۰۸	-۱/۲۹	-۲/۰۳	-۱/۶۹	-۰/۵۴	-۱/۸	-۱/۹۱	-۱/۹۰	-۰/۶۸	-۲/۱۸	-۱/۲۴	LTP	رگرسیون		من کندال	میانگین
-۰/۰۳	۰/۰۸	-۰/۲۲	-۰/۴۷	-۰/۲۱	-۰/۱۳	-۰/۲۲	-۰/۳۶	-۰/۳۷	-۰/۱۰	-۰/۳۳	-۰/۱۷	استاندارد				
۱/۹۲	۱/۵۳	۰/۴۵	-۱/۸۹	-۰/۱۶	۰/۴۷	-۱/۲۰	-۰/۴۰	-۱/۷۹	۰/۲۵	-۱/۶۲	۰/۰۲	STP				
۱/۶۲	-	۰/۳۶	-	-	۰/۳۹	-۱/۰۵	-۰/۲۵	-۱/۲۴	۰/۱۷	-	-	LTP	رگرسیون		من کندال	میانگین حداکثر
۱/۶۹	-	-	-۱/۴۴	-	۰/۴۱	-۱/۱۶	-۰/۲۸	-۱/۶۰	-	-۱/۵۳	۰/۰۲	استاندارد				
۰/۳۱	۰/۳۴	۰/۰۶	-۰/۲۶	۰/۰۷	۰/۰۸	-۰/۱۳	-۰/۰۷	-۰/۲۲	۰/۰۴	-۰/۲۵	۰/۰۳	STP				
۲/۶۶	۲/۲۰	۱/۲۰	-۰/۲۳	۱/۳۷	۱/۶۰	-۰/۲۵	۱/۶۵	-۰/۶۵	۰/۹۹	-۰/۸۵	۰/۹۴	استاندارد	رگرسیون		من کندال	میانگین حداکثر
۲/۱۷	-	۰/۹۶	-	-	۱/۴۱	-	۱/۱۵	-۰/۵۵	۰/۷۲	-	-	STP				
۲/۳۳	۲/۱۲	۱/۱۵	-۰/۲۲	-	۱/۵۶	-	-	-۰/۶۲	-	-۰/۸۲	-	LTP				
۰/۶۸	۰/۶۱	۰/۳۴	-۰/۰۱	-۰/۲۲	۰/۳۰	-۰/۰۳	۰/۲۰	-۰/۰۸	۰/۱۷	-۰/۱۸	۰/۲۳	رگرسیون		من کندال	حداکثر مطلق	
۱/۳۴	۱/۹۷	۰/۵۸	-۰/۳۹	-۰/۴۱	-۰/۳۹	۰/۱۵	۰/۷۵	-۱/۷۴	-۰/۴۰	-۰/۰۲	۰/۹۲	استاندارد				
۱/۱۴	-	۰/۴۶	-	-	-	۰/۱۳	-	-	-	-	۰/۸۲	STP				
۱/۱۷	-	-	-	-	-۰/۳۶	۰/۱۵	-	-	-	-	-	LTP	رگرسیون		من کندال	حداکثر مطلق
۰/۶۱	۰/۶۵	۰/۲۳	-۰/۱۸	-۰/۱۰	-۰/۰۸	-۰/۲۳	۰/۰۷	-۰/۲۴	-۰/۲۱	-۰/۰۴	۰/۱۷	استاندارد				

جدول ۵ - نتایج حاصل از آزمون‌های من کندال و رگرسیون برای متغیرهای دبی، بارش و تبخیر در مقیاس فصلی و سالانه

دوره زمانی					آزمون		متغیر - ایستگاه		
سالانه	زمستان	پاییز	تابستان	بهار	من کندال	رگرسیون			
-۴/۳۵	-۳/۵۲	-۳/۶۳	-۳/۸۵	-۳/۸۷	استاندارد	من کندال	دبی - گیلوان		
-۳/۱۹	-۲/۶۶	-۲/۰۱	-۳/۳۸	-۳/۳۳	STP				
-۴/۰۸	-۳/۴۲	-۳/۴۵	-۳/۶۳	-۳/۶۴	LTP				
-۱۸/۰۲	-۱۳/۱۴	-۳/۰۰	-۳/۰۶	-۴۷/۱۱	رگرسیون		من کندال	دبی - لوشان	
-۲/۸۲	-۲/۹۹	-۲/۶۴	-۴/۲۷	-۳/۴۱	استاندارد				
-	-۲/۲۹	-۲/۰۱	-۳/۵۸	-	STP				
-	-۲/۷۸	-	-۴/۱۰	-	LTP	رگرسیون		من کندال	بارش
-۳/۳۸	-۲/۱۰	-۰/۹۱	-۳/۱۱	-۱۲/۷۳	استاندارد				
-۰/۷۱	-۲/۴۴	۰/۱۰	۱/۹۴	-۰/۳۶	STP				
-	-۱/۸۶	-	-	-	LTP	رگرسیون		من کندال	تبخیر
-۰/۵۶	-۱/۶۶	-۰/۰۶	۰/۲۱	-۰/۳۳	استاندارد				
-۱/۸۱	-۰/۸۰	-۳/۶۸	-۰/۹۹	-۱/۴۲	STP				
-۱/۱۱	-۰/۷۲	-۲/۴۲	-۰/۷۱	-۰/۸۷	LTP	رگرسیون		من کندال	تبخیر
-۱/۷۰	-	-۳/۰۳	-	-۱/۳۷	استاندارد				
-۳/۸۶	-۰/۴۱	-۷/۵۸	-۳/۴۲	-۴/۶۳	LTP				

جدول ۶ - نتایج حاصل از آزمون‌های من کندال و رگرسیون برای متغیرهای دما در هر فصل

دوره زمانی					آزمون	متغیر - ایستگاه
سالانه	زمستان	پاییز	تابستان	بهار		
۰/۵۸	۰/۹۴	-۲/۷۸	-۱/۴۵	۰/۰۷	استاندارد	من کندال حداقل مطلق
۰/۳۹	۰/۶۵	-۱/۹۵	-۱/۱۵	۰/۰۶	STP	
۰/۵۴	۰/۹۰	-۱/۸۷	-۱/۳۴	-	LTP	
۰/۲۱	۰/۲۷	-۰/۵۱	-۰/۴۳	۰/۰۱	رگرسیون	من کندال میانگین حداقل
-۲/۴۳	-۰/۴۰	-۲/۰۹	-۲/۳۶	-۱/۵۸	استاندارد	
-۱/۴۶	-۰/۳۷	-۱/۳۶	-۱/۲۸	-۱/۱۹	STP	
-۱/۶۷	-۰/۳۷	-۰/۶۴	-۲/۱۰	-۱/۴۱	LTP	رگرسیون
-۰/۲۱	-۰/۰۶	-۰/۳۷	-۰/۳۲	-۰/۲۰	استاندارد	
-۰/۰۵	۱/۳۹	-۱/۱۲	-۱/۱۱	-۰/۵۶	STP	
-۰/۰۴	-	-۰/۹۱	-۰/۷۳	-۰/۴۸	LTP	من کندال میانگین
-۰/۰۴	۱/۳۴	-۰/۹۹	-۱/۰۴	-۰/۵۳	رگرسیون	
-۰/۰۱	-۰/۱۵	-۰/۰۶	-۰/۱۴	-۰/۰۶	استاندارد	
۱/۹۵	۲/۶۱	۱/۱۹	۰/۴۲	۰/۳۱	STP	من کندال میانگین حداکثر
۱/۵۰	۲/۱۷	-	۰/۳۳	-	LTP	
۱/۸۲	۲/۴۱	۱/۱۵	-	-	رگرسیون	
۰/۲۱	۰/۵۷	۰/۱۷	۰/۰۷	۰/۰۷	استاندارد	من کندال حداکثر مطلق
-۰/۲۸	۱/۵۳	-۰/۶۱	۰/۵۶	-۰/۷۷	STP	
-۰/۲۳	-	-	۰/۴۹	-	LTP	
-۰/۲۷	۱/۲۶	-۰/۵۲	۰/۵۲	-	رگرسیون	
-۰/۰۲	۰/۶۴	-۰/۱۰	۰/۱۲	-۰/۲۱		

در بررسی ماهیانه روندهای مشاهده شده برای متغیر بارش، هم روندهای افزایشی، هم روندهای کاهش و هم ماه‌های فاقد روند معنادار قابل مشاهده هستند. با این وجود روند بارش در اکثر ماه‌های پرباران سال از جمله اردیبهشت، آذر، دی، بهمن و اسفند کاهش است که نشان دهنده روند کلی منفی برای متغیر بارش می‌باشد. همچنین، برای ماه‌های اردیبهشت و دی در سطح معناداری ۱۰ درصد و برای ماه اسفند در سطح معناداری ۱ درصد روند معنادار کاهش مشاهده شده است که موید نکته فوق است. بررسی فصلی متغیر بارش نیز نشان می‌دهد که روند این متغیر در فصل زمستان، که بیشترین مقدار بارش سالانه را به خود اختصاص می‌دهد، در سطح معناداری ۱٪ کاهش است که موید نکته مذکور است. روند سالانه بارش نیز همانطور که ذکر شد، کاهش ولی غیر معنادار است. علاوه بر این، اثر پدیده پایستاری کوتاه‌مدت روی داده‌های بارش محسوس نیست. نتایج حاصل از آزمون رگرسیون، نتایج آزمون من کندال را تأیید می‌کنند، گرچه روندها ضعیف‌تر هستند. با توجه به تأثیرگذاری مستقیم متغیر بارش روی سایر متغیرهای اقلیمی و هیدرولوژیکی مانند رواناب، دمای هوا، رطوبت و غیره، نتایج بدست آمده قابل تامل هستند. شایان ذکر است که تفاوت در روندهای موجود در متغیر بارش و دبی را می‌توان در ماهیت اندازه‌گیری دبی

با توجه به مسیر طولانی رودخانه قزل‌اوزن تا مخزن سد و افزایش تقاضا و به تبع آن برداشت آب در بالادست، جریان ورودی به سد به شدت محدود شده است. مطالعات مرتبط نشان می‌دهد که اجرای طرح‌های توسعه بالادستی و همچنین پدیده تغییر اقلیم منجر به کاهش بیش از ۴۰ درصدی جریان ورودی به مخزن سد خواهند شد (Zarezadeh et al., 2012)، لذا می‌توان با اتخاذ نگرش فراحوضه‌ای و جامع به مسأله مدیریت منابع آب در جهت کاهش کمبود در مناطق پایین دست حوضه‌ها گام برداشت. همچنین، تأثیر روندهای کاهش مشاهده شده برای متغیرهای بارش سالانه و جریان حداقل در حوضه آبخیز سد سفیدرود (بالادست سد)، روی کاهش مقادیر جریان ورودی به سد سفیدرود قابل ملاحظه است (Dodangeh et al., 2012). شایان ذکر است که اکثر تحقیقات صورت گرفته در مورد تأثیرات گرمایش جهانی روی رژیم جریان رودخانه‌ها در مناطق برف‌گیر حاکی از افزایش نسبی جریان رودخانه در فصل زمستان، به علت افزایش نسبی دما و وقوع زودتر از موعد ذوب برفها در فصل زمستان است. لذا، شدت کمتر روندهای کاهش مشاهده شده برای پارامتر دبی جریان در فصل زمستان نسبت به بهار در این تحقیق با توجه به مطلب فوق قابل توجیه است (Arnell and Reynard, 1996; Middelkoop et al., 2001; Ehsanzadeh and Adamowski, 2010).

معنادار و روند تیر ماه منفی و معنادار هستند. علاوه بر این، تنها روند معنادار در متغیر دمای متوسط، افزایشی و مربوط به فصل زمستان می‌باشد. با مشاهده روندهای متغیرهای دمای می‌توان گفت که شدت روندها برای متغیر دمای حداقل میانگین نسبت به سایر متغیرها بیشتر می‌باشد. دلیل بیشتر بودن شدت تغییرات دمای حداقل را می‌توان در تأثیر گازهای گلخانه‌ای بیان نمود. به عبارت دیگر، با توجه به اینکه اکثر برداشت‌های دمای حداقل در ساعات ابتدایی صبح یا پایانی شب صورت می‌پذیرد و بخش بزرگی از حرارت موجود در این ساعات مربوط به بازتابش نور خورشید از سطح زمین است، افزایش سطح گازهای گلخانه‌ای می‌تواند عامل مهمی در جهت بروز تغییرات در این متغیر اقلیمی باشد که این مورد در نتایج سایر تحقیقات مشابه نیز مشاهده شده است (Pirnia et al., 2015). در نهایت، بطور کلی روندهای مشاهده شده برای ایستگاه تبخیرسنجی منجیل، نشان دهنده تغییرات قابل توجه در الگوهای دمایی و بارشی منطقه هستند که می‌توانند متاثر از پدیده تغییر اقلیم باشند.

در نهایت، در جدول ۷ خلاصه‌ای از روندهای بدست آمده از آزمون من کندال کلاسیک ارائه شده‌است. در این جدول اعداد ۱، ۲ و ۳ به ترتیب نشانگر سطح معناداری ۱۰، ۵ و ۱ درصد می‌باشد و منفی یا مثبت روبروی اعداد به ترتیب نشان‌دهنده نزولی یا صعودی بودن روندهای مشاهده شده هستند.

شکل‌های ۲، ۳، ۴ و ۵ تغییرات آماره‌های آزمون من کندال در طول سال برای سه سناریو استقلال داده‌ها، پایستاری کوتاه مدت و پایستاری بلند مدت به ترتیب برای متغیرهای دبی جریان در ایستگاه‌های گیلوان و لوشان، بارش و دمای متوسط را نشان می‌دهد.

در این شکل‌ها مقادیر آماره‌های آزمون در سطوح معناداری ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب برابر با $\pm 2/33$ ، $\pm 1/65$ و $\pm 1/28$ هستند و با خط چین نمایش داده شده‌اند.

با توجه به مشاهده روندهای کاهش برای بارش و دمای حداقل و افزایشی برای دماهای حداکثر، اثرگذاری پدیده تغییر اقلیم در پایین دست حوضه آبخیز سد سفیدرود موضوعی قابل بحث می‌باشد. البته بررسی روندهای پارامترهای اقلیمی تنها شواهدی مبتنی بر احتمال وقوع تغییر اقلیم در منطقه مورد بررسی ارائه می‌کند و نمی‌توان به صورت قطعی در مورد وقوع یا اثرگذاری این پدیده اظهار نظر نمود (Lettenmaier, 1994).

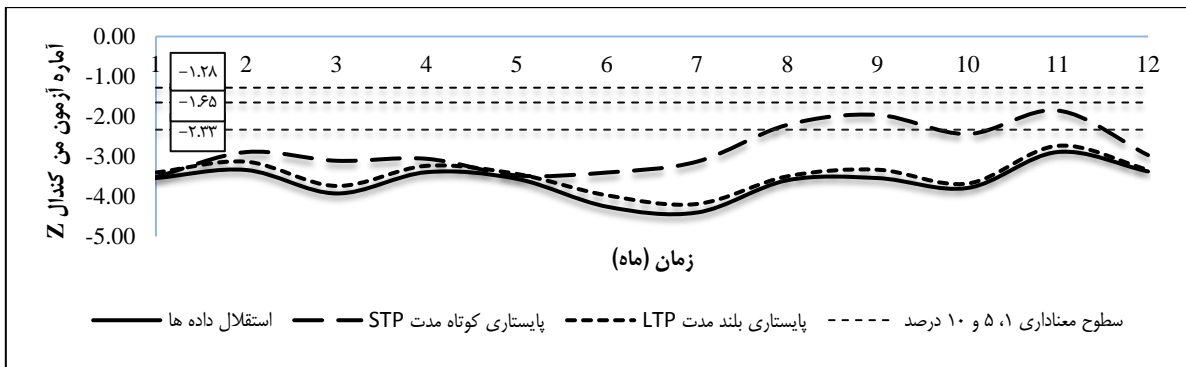
جریان جستجو کرد. با توجه به اینکه دبی جریان در خروجی حوضه بالادست (ورودی به مخزن سد) اندازه‌گیری می‌شود و لذا نشان دهنده وضعیت بالادست خود است و لیکن مقادیر داده‌های بارش، نماینده نقطه اندازه‌گیری بارش هستند.

علاوه بر این، بررسی روند متغیر تبخیر به وسیله آزمون‌های من کندال و رگرسیون نشان می‌دهد که این متغیر به طور کلی روند کاهشی دارد. همانطور که مشاهده می‌شود، در هر دو آزمون روند ماه‌های فروردین، اردیبهشت، شهریور، مهر، آبان و آذر منفی و در سطح معناداری حداقل ۱۰٪ معنی دار است. همچنین در هر دو آزمون روند سالیانه تبخیر کاهشی و در سطح ۵٪ معنادار می‌باشد. علاوه بر این، اثرات پدیده‌های پایستاری کوتاه مدت و بلندمدت به وضوح روی داده‌های این متغیر قابل مشاهده هستند.

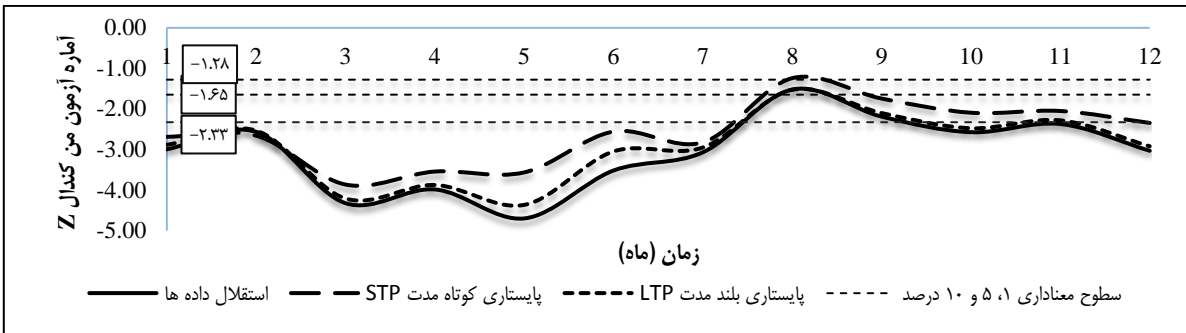
در خصوص متغیر درجه حرارت، ترکیبی از روندهای کاهشی و افزایشی برای دمای متوسط مشاهده می‌شود. تغییرات دمای متوسط در این تحقیق، در فصول بهار، تابستان و پاییز بیشتر تابع دماهای حداقل و در فصل زمستان بیشتر تابع دماهای حداکثر می‌باشد. مشاهده روندهای افزایشی معنادار برای متغیر دمای متوسط در ماه‌های بهمن و اسفند نیز موید این نکته است. به جز در ماه‌های خرداد، مهر، بهمن و اسفند، روند دمای میانگین حداقل در تمامی ماه‌ها حداقل در سطح معناداری ۱۰٪ منفی است. در بین داده‌های این متغیر، ضرایب هارست بالا و حتی نزدیک به یک مشاهده می‌شود. اما حتی با این وجود، روند سالیانه این متغیر در سطح معنی داری ۵٪ کاهشی می‌باشد. اما در مقابل، روند دمای میانگین حداکثر در اکثر ماه‌ها مثبت بوده و روند سالیانه این متغیر تحت فرضیات پایستاری کوتاه‌مدت و بلندمدت نیز در سطح معناداری ۵٪ افزایشی است. ولیکن متغیر دمای حداقل مطلق در ماه‌های مختلف سال روندهای متفاوتی را نشان می‌دهد. با این حال، اکثر روندهای معنی‌دار، منفی هستند. ماه‌های اردیبهشت، تیر، مرداد، آبان و آذر و فصول پاییز و تابستان در سطح معناداری حداقل ۱۰٪ روند کاهشی منفی را تجربه می‌کنند. اما از آنجایی که روند سالیانه دمای حداقل مطلق وابسته به روند در فصل زمستان است، این روند به مقدار ناچیزی مثبت است. همانطور که مشاهده می‌شود، روندهای مشاهده شده برای متغیر دمای حداقل مطلق، عموماً مربوط به فصول تابستان و پاییز است و نسبت به متغیر دمای حداقل میانگین از گستردگی کمتری در طول سال برخوردار است. در مورد متغیر دمای حداکثر مطلق، اکثر روندهای معنادار، افزایشی و مربوط به فصل زمستان می‌باشند. همچنین، روند ماه‌های بهمن و اسفند این متغیر مثبت و

جدول ۷ - روندهای مشاهده شده توسط آزمون من کندال با فرض استقلال داده‌ها

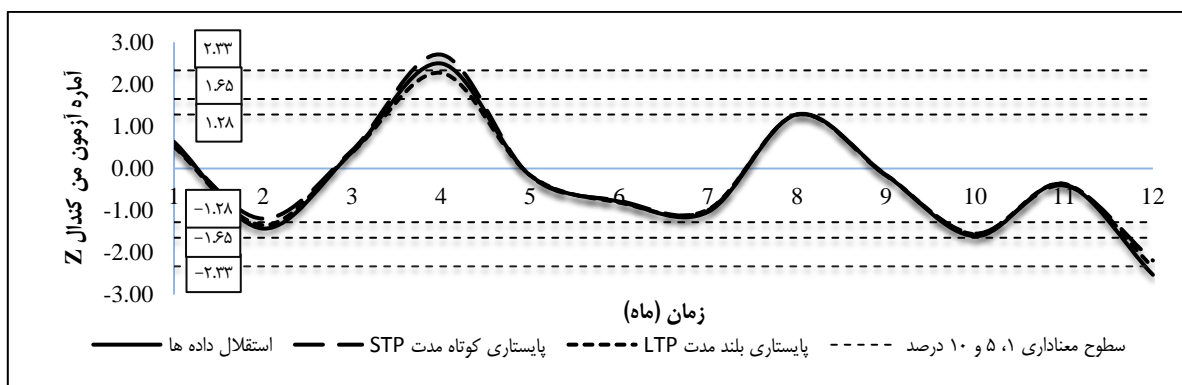
متغیر - ایستگاه									دوره زمانی
دمای حداکثر		دمای متوسط	دمای حداقل		تبخیر	بارش	دبی		
مطلق	متوسط		میانگین	مطلق			لوشان	گیلوان	
-	-	-	۱-	-	۲-	-	۳-	۳-	فروردین
-	-	۱-	۳-	۲-	۱-	۱-	۳-	۳-	اردیبهشت
-	-	-	-	-	-	-	۳-	۳-	خرداد
۲-	-	۲-	۲-	۲-	-	۳+	۳-	۳-	تیر
-	۲+	-	۲-	۲-	-	-	۳-	۳-	مرداد
-	-	-	۲-	-	۲-	-	۳-	۳-	شهریور
-	۱+	-	-	-	۳-	-	۳-	۳-	مهر
-	۱+	-	۲-	۲-	۳-	۱+	۱+	۳-	آبان
-	-	۲-	۳-	۳-	۳-	-	۲-	۳-	آذر
-	-	-	۱-	-	-	۱-	۲-	۳-	دی
۲+	۲+	۱+	-	-	-	-	۳-	۳-	بهمن
۱+	۳+	۲+	-	-	-	۳-	۳-	۳-	اسفند
-	-	-	۱-	-	۱-	-	۳-	۳-	بهار
-	-	-	۳-	۱-	-	۲+	۳-	۳-	تابستان
-	-	-	۲-	۳-	۳-	-	۳-	۳-	پاییز
۱+	۳+	۱+	-	-	-	۲-	۲-	۳-	زمستان
-	۲+	-	۳-	-	۲-	-	۳-	۳-	سالانه



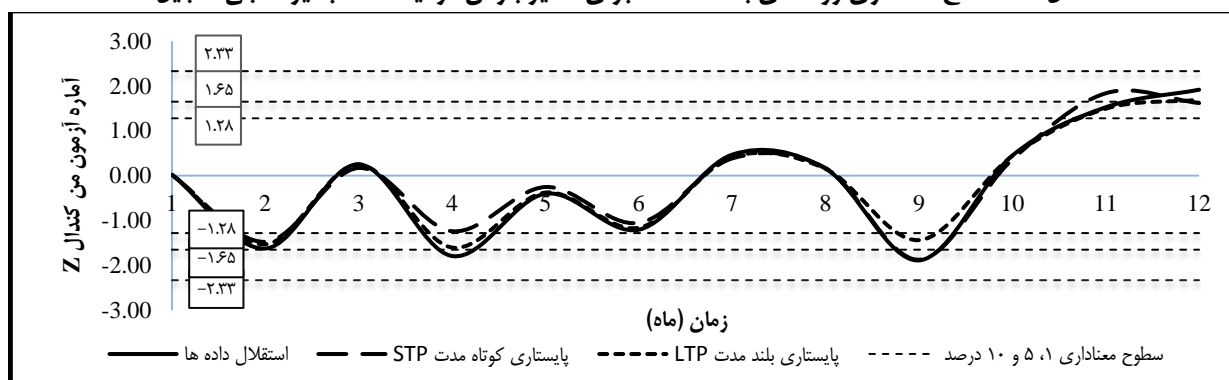
شکل ۲ - سطح معناداری روندهای بدست آمده برای متغیر دبی جریان در ایستگاه هیدرومتری گیلوان



شکل ۳ - سطح معناداری روندهای بدست آمده برای متغیر دبی جریان در ایستگاه هیدرومتری لوشان



شکل ۴ - سطح معناداری روندهای بدست آمده برای متغیر بارش در ایستگاه تبخیرسنجی منجیل



شکل ۵ - سطح معناداری روندهای بدست آمده برای متغیر دمای متوسط در ایستگاه تبخیرسنجی منجیل

صورت گرفته در شمال کشور خصوصا در حوضه سد سفیدرود انطباق وجود دارد (Modaresi et al., 2010; Farsadnia et al., 2012; Azizi and Roshani 2008; Azarakhshi et al., 2013). بنابراین، در این منطقه، بروز تغییرات معنادار برای متغیرهای دمای حداقل و دمای حداکثر می‌تواند به عنوان یکی از نشانه‌های بروز پدیده تغییر اقلیم ارزیابی شود (Modaresi et al, 2010; Azizi and Roshani 2008). همچنین، در بسیاری از تحقیقات مرتبط در کنار عوامل دیگر، از تغییرات اقلیمی به عنوان عامل مهمی در کاهش شدید جریان در حوضه سد سفیدرود نام برده می‌شود (Dodangeh et al., 2012; Zarezadeh et al., 2012).

۴ - نتیجه گیری

در تحقیق حاضر، روندهای متغیرهای اقلیمی و هیدرولوژیک دبی جریان، بارش، تبخیر و دما در حوضه سد سفیدرود به وسیله آزمون غیرپارامتریک من کندال تحت ۳ فرضیه استقلال داده‌ها، پایستاری کوتاه مدت و پایستاری بلند مدت و آزمون پارامتریک رگرسیون مورد بررسی قرار گرفت. سری‌های زمانی موجود از نظر همگنی توسط آزمون‌های انحرافات تجمعی، درست‌نمایی ورسلی و روش بیزین

و لیکن، ذکر این نکته حائز اهمیت است که بررسی داده‌ها در افق‌های زمانی بلندتر می‌تواند به حصول اطمینان بیشتر از تأثیرپذیری این تغییرات از پدیده تغییر اقلیم کمک کند.

این نکته قابل ذکر است که با وجود روندهای کاهشی شدید با سطح معناداری بالا برای متغیر دبی جریان، ناهمگن بودن داده‌های سری زمانی این متغیر در اکثر ماه‌ها قابل توجیه هستند. همچنین، آزمون‌های بررسی همگنی نیز در سطح معناداری بالا، ناهمگن بودن داده‌های این ماه‌ها را تأیید می‌نمایند. بررسی تحقیقات مشابه، نشان‌دهنده آنست که در اکثر موارد بین نتایج حاصل از آزمون همگنی با آزمون روند مطابقت وجود دارد، که موضوع فوق با نتایج بدست آمده توسط مدرسی و همکاران (Modaresi et al., 2010) نیز مطابقت دارد. به عبارت دیگر، سری‌های زمانی که عدم همگنیشان در سطح معناداری مشخصی اثبات شده باشد، عموماً در همان سطح معناداری دارای روند هستند.

در مجموع، مقایسه نتایج تحقیق حاضر با سایر نتایج موجود نشان می‌دهد که از لحاظ مشاهده تغییرات چشمگیر در الگوهای جریان، بارش و دمای منطقه، نتایج بدست آمده با نتایج اکثر تحقیقات

- 2-Alternative Hypothesis
- 3-Mann - Kendall
- 4-Spearman
- 5-Burn
- 6-Elnur
- 7-Cumulative deviations
- 8-Worsley Likelyhood Ratio
- 9-Bayesian procedure
- 10-Standard Normal Homogeneity Test
- 11-Buishand Range
- 12-Short Term Persistence
- 13-Auto Correlation Coefficient
- 14-Hurst
- 15-Long Term Persistence
- 16-Hurst Coefficient
- 17-Trend Free Pre-Whitening
- 18-Independence
- 19-World Meteorological Organization
- 20-Mann
- 21-Kendall
- 22-Seasonality

۵- مراجع

- Ahmad I, Tang D, Wang T, Wang M, Wagan B (2015) Precipitation trends over time using Mann-Kendall and Spearman's rho tests in Swat River Basin, Pakistan. *Advances in Meteorology* 2015:1-15
- Alexandersson H (1986) A homogeneity test applied to precipitation data. *Journal of Climatology* 6(6):661-675
- Alizadeh A (2001) Principles of applied hydrology. Astan Ghodss Publishing, Mashad, 792p
- Arnell NW, Reynard NS (1996) the effects of climate change due to global warming on river flows in Great Britain. *Journal of Hydrology* 183(3):397-424
- Asakereh H, Doostkamian M (2014) Tempo-spatial changes of perceptible water in the atmosphere of Iran. *Iran-Water Resources Research* 10(1):72-86 (In Persian)
- Azarakhshi M, Farzadmehr J, Eslah M, Sahabi H (2013) An investigation on trends of annual and seasonal rainfall and temperature in different climatologically regions of Iran. *Journal of Range and Watershed Management* 66(1):1- 16 (In Persian)
- Azari M, Moradi HR, Saghafian B, Faramarzi M (2013) Assessment of hydrological effects of climate change in gorganroud river basin. *Journal of Water and Soil* 27(3):537-547 (In Persian)
- Azizi G, Roushani M (2008) Using Mann-Kendall test to recognize of climate change in Caspian Sea

بررسی شدند. نتایج حاصل از تحلیل روند حاکی از وجود روند کاهشیه مشهود و قابل توجه برای متغیر دبی جریان تحت تمامی فرضیات و آزمون‌ها بود. همچنین، مقایسه نتایج حاصل از آزمون من کندال تحت سه فرضیه مذکور نشان داد که پدیده‌های پایستاری کوتاه‌مدت و بلندمدت در بسیاری از سری‌های زمانی اقلیمی مشاهده می‌شود. در بسیاری از موارد، در سری‌های زمانی که با فرض استقلال داده‌ها روندهای کاهشیه یا افزایشیه در سطوح معناداری بالا نشان داده بودند، پس از اعمال اصلاحات ذکر شده، روندهای غیرمعنادار مشاهده شد. لذا لازم است به منظور دستیابی به نتایج قابل قبول‌تر در بررسی روند در متغیرهای اقلیمی، اثرات پایستاری کوتاه مدت و بلند مدت در آزمون‌های آماری لحاظ شوند.

شایان ذکر است که در اغلب موارد نتایج بدست آمده از آزمون من کندال با نتایج حاصل از آزمون رگرسیون تطابق داشتند. اما با توجه به استقلال آزمون من کندال از میانگین، عدم وجود پیش‌فرض در مورد توزیع آماری داده‌ها و قابلیت اعمال اثرات پایستاری نتایج آزمون من کندال به مراتب قابل اطمینان‌تر و دقیق‌تر هستند. علاوه بر این، نتایج بدست آمده نشان دادند که سری‌های زمانی که ناهمگنیشان در سطح معناداری بالا تأیید می‌شود، در اغلب موارد دارای روندهای کاهشیه یا افزایشیه در سطح معناداری بالا نیز هستند. بنابراین، در صورت استفاده همزمان از آزمون‌های روند و همگنی به منظور بررسی تغییرات در متغیرهای اقلیمی، نتایج قابل اطمینان‌تری حاصل خواهد شد.

این نکته قابل ذکر است که نتایج بدست آمده در این تحقیق، نشان‌دهنده بروز تغییرات محسوس در الگوهای بارش و دمای منطقه مورد بررسی است. مشاهده روندهای کاهشیه و افزایشیه معنادار برای متغیرهای حدی دما و همچنین کاهش نسبی مقدار بارش، می‌تواند نشانه قابل توجهی از تأثیرگذاری پدیده تغییر اقلیم روی آب و هوای منطقه باشند. همچنین، کاهش شدید مقادیر جریان ورودی به مخزن سد سفیدرود، می‌تواند علاوه بر عوامل انسانی متأثر از تغییرات اقلیمی باشد. در پایان ذکر این نکته ضروری است که با توجه به نقش حیاتی سد سفیدرود در تأمین آب بخش کشاورزی و تولید برق در استان گیلان و همچنین اهمیت جریان‌های ورودی در مدیریت و بهره‌برداری بهینه از مخزن، نتایج تحقیق حاضر می‌تواند نقش مهمی در برنامه‌ریزی‌های آبی سد داشته باشد.

پی‌نوشت‌ها

1-Null Hypothesis

- approach. In: proc. of 12th Iranian Hydraulics conference, 29-30 October, Irrigation Engineering Management Faculty, University of Tehran, Karaj, Iran (In Persian)
- Hansen J, Lebedeff S (1987) Global trends of measured surface air temperature. *Journal of Geophysical Research: Atmospheres* (1984-2012) 92(D11):13345-13372
- Hurst HE (1951) Long-term storage capacity of reservoirs. *Transactions of American Society of Civil Engineering* 116:770-808
- Jones PD, Raper SCB, Bradley RS, Diaz HF, Kelly PM, Wigley TML (1986a) Northern Hemisphere surface air temperature variations: 1851-1984. *Journal of Climate and Applied Meteorology* 25(2):161-179
- Jones PD, Raper SCB, Wigley TML (1986b) Southern Hemisphere surface air temperature variations: 1851-1984. *Journal of climate and applied meteorology* 25(9):1213-1230
- Kendall MG (1948) Rank correlation methods. Charles Griffin & Co, London, 272p
- Lettenmaier DP, Wood EF, Wallis JR (1994) Hydro-climatological trends in the continental United States, 1948-88. *Journal of Climate* 7(4): 586-607
- Mann HB (1945) Nonparametric tests against trend. *Econometrica: Journal of the Econometric Society* 13(3):245-259
- Middelkoop H, Daamen K, Gellens D, Grabs W, Kwadijk JC, Lang H, Parmet BWAH, Schadler B, Schulla K, Wilke K (2001) Impact of climate change on hydrological regimes and water resources management in the Rhine basin. *Climatic Change* 49(1-2):105-128
- Mirabbasi NR, Dinpazhouh Y (2010) Trend Analysis of Streamflow across the North West of Iran in Recent Three Decades. *Journal of Water and Soil* 24(4):757-768 (In Persian)
- Modaresi F, Araghinezhad S, Ebrahimi K, Khyat KM (2010) Regional assessment of climate change using statistical tests: Case Study of Gorganroud-Gharehsou Basin. *Journal of Water and Soil* 24(3):469-476 (In Persian)
- Pirnia A, Roshan MH, Solaimani K (2015) Investigation of precipitation and temperature changes in Caspian sea southern coasts and its comparison with changes in northern hemisphere and global scales. *Journal of Watershed Management Research* 6(10):90-100 (In Persian)
- southern coasts. *Geographical Research Quarterly* 64(40):13-28 (In Persian)
- Buishand TA (1982) Some methods for testing the homogeneity of rainfall records. *Journal of Hydrology* 58(1):11-27
- Burn DH, Elnur MAH (2002) Detection of hydrologic trends variability. *Journal of Hydrology* 255(1):107-122
- Chernoff H, Zacks S (1964) Estimating the current mean of a normal distribution which is subjected to changes in time. *The Annals of Mathematical Statistics* 35(3):999-1018
- Climate Change (2001). Bio Brief#2: Climate Change, "gms-wga.org"
- Dodangeh S, Soltani S, Sarhadi A (2010) Trend assessment of extream flows (low flow and flood) in Sefid-Roud basin. *Jornal of Water and Soil Science* 15(58):215-230 (In Persian)
- Ehsanzadeh E, Adamowski K (2010) Trends in timing of low stream flows in Canada: Impact of autocorrelation and long-term persistence. *Hydrological Processes* 24(8):970-980
- Farsadnia F, Rostami KM, Moghadamnia A (2012) Rainfall trend analysis of Mazandaran province using regional Mann-KendallL test. *Iran-Water Resources Research* 8(2):60-70 (In Persian)
- Fathian F, Ghorbani MA, Dehghan Z (2014) Investigation and comparison of Hurst exponent estimation methods in trend and seasonality analysis of hydro-climatic variables in Urmia Lake bain (Case Study: Aji Chai sub-basin). *Journal of Water and Soil* 28(1):219- 229 (In Persian)
- Gardner LA (1969) On detecting changes in the mean of normal variates. *The Annals of Mathematical Statistics* 40(1):116-126
- Georgiadi A (2000) the change of the hydrological cycle under the influence of global warming. *Hydrology for the Water Management of Large River Basin. Proceedings of the Vienna Symposium, August 1991, IAHS Publ. 201p*
- Ghahreman B (2014) Two non-parametric trend tests applicable for long-memory process (Case study: Mashhad air temperature). *Iran-Water Resources Research* 9(3):14-23 (In Persian)
- Gilan Regional Water Authority (2010) *Water resources atlas report: Great sefidrood and Talesh-Anzali port river basins* (In Persian)
- Hajjabadi R, Zarqami M (2013) Multi objective operational management of Sefidrood dam with desilting and hydropower production enhancement

- Worsley KJ (1979) On the likelihood ratio test for a shift in location of normal populations. *Journal of the American Statistical Association* 74(366a):365-367
- Yue S, Pilon P, Phinney B, Cavadias G (2002) The influence of autocorrelation on the ability to detect trend in hydrological series. *Hydrological Processes* 16(9):1807-1829
- Yue S, Pilon P, Phinney BOB (2003) Canadian streamflow trend detection: impacts of serial and cross-correlation. *Hydrological Sciences Journal* 48(1):51-63
- Zareh Abyaneh H, Bayat M, Yazdani V (2011) Trend analysis of annual and seasonal temperature, precipitation and drought in Hamedan province. *Iranian Journal of Irrigation and Water Engineering*, 1(3):47-58 (In Persian)
- Zarezadeh M, Morid S, Salavitarbar A, Madani K (2012) Evaluating the impacts of climate change and new developments on water scarcity in Iran's Qezelozan-Sefidroud river basin. *Iranian Journal of Irrigation and drainage* 6(2):93-104 (In Persian)
- Rood SB, Samuelson GM, Weber JK, Wywrot KA (2005) Twentieth-century decline in stream flows from the hydrographic apex of North America. *Journal of Hydrology* 306(1):215-233
- Rosenzweig C, Iglesias A, Yang XB, Epstein PR, Chivian E (2001) Climate change and extreme weather events; implications for food production, plant diseases, and pests. *Global Change and Human Health* 2(2):90-104
- Sabziparvar AA, Shadmani M (2011) Trends analysis of reference evapotranspiration rates by using the Mann-Kendall and Spearman tests in arid regions of Iran. *Journal of Water and Soil* 25(4):823-834 (In Persian)
- Water Research Institute (1970) Sefidroud's reservoir sediment report (In Persian).
- Wikipedia: The free encyclopedia. (2015, October 14). FL: Wikimedia Foundation, Inc. Retrieved January 25, 2016, from <https://en.wikipedia.org/wiki/Sefid-Rūd>
- World Climate Program (1988). Analyzing long time series of hydrological data with respect of climate variability and change. WCAP report no. 3, WMO/TD no.224