

بررسی تأثیر تغییر اقلیم بر روی دمای هوا و جریان رودخانه شهرچای واقع در غرب دریاچه ارومیه با استفاده از تحلیل روند و ایستایی

کیوان خلیلی^۱، فرشاد احمدی^۲، جواد بهمنش^{۳*} و حیدررضا وردی نژاد^۴

۱- استادیار گروه مهندسی آب دانشگاه ارومیه

۲- دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی منابع آب دانشگاه تبریز

۳- نویسنده مسئول، استادیار گروه مهندسی آب دانشگاه ارومیه J.behmanesh@urmia.ac.ir

۴- استادیار گروه مهندسی آب دانشگاه ارومیه

تاریخ پذیرش: ۹۱/۹/۸

تاریخ دریافت: ۹۰/۱۲/۳

چکیده

بررسی روند و ایستایی می‌تواند در تفسیر رابطه بین فرآیندهای هیدرولوژیکی و تغییرات محیطی در مناطق مورد مطالعه کمک موثری داشته باشد. هدف از این مطالعه بررسی رابطه بین روند داده‌های ماهانه درجه حرارت و جریان رودخانه و تغییرات اقلیمی می‌باشد. در ابتدا روند، که یکی از عوامل مهم نایستایی سری‌زمانی است با استفاده از آزمون‌های من - کندال و کندال فصلی بررسی گردید. در سری‌های سالانه جریان، روند مشخصی مشاهده نشد ولی سری‌های ماهانه دارای روند نزولی در ماه‌های مشخصی بودند. ایستایی سری‌های زمانی با استفاده از پنج آزمون ADF، KPSS، DFGLS، PP و ERS بررسی گردید که برخی از این آزمون‌ها برای اولین بار در علوم آب استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها ایستایی سری‌های سالانه و ماهانه جریان را در اکثر روش‌ها نشان داد. سری‌های یک‌سوم ماه و روزانه اساساً نایستایی بوده و عدم ایستایی این سری‌ها می‌تواند به دلیل تغییرات اقلیمی باشد. دبی رودخانه شهرچای ارومیه به ذوب برف و درجه حرارت وابسته می‌باشد و به دلیل روند افزایشی درجه حرارت در منطقه، تغییرات اقلیمی می‌تواند دلیل اصلی نایستایی سری‌ها، روند کاهشی جریان رودخانه و حتی تخلیه و خشکی دریاچه ارومیه باشد.

کلید واژه‌ها: آزمون‌های ایستایی، تحلیل روند، رودخانه، تغییر اقلیم، دریاچه ارومیه.

مقدمه

مطالعات متعددی در زمینه بررسی روند درجه حرارت، جریان رودخانه و رابطه آن با تغییر اقلیم صورت گرفته است. ژانگ و همکاران^۴ (۴۲) و برن و النور^۵ (۵) روند جریان رودخانه‌های کانادا را با روند عوامل مختلف اقلیمی مورد بررسی قرار داده و ضمن مشاهده روند کاهشی در دبی جریان رودخانه‌ها به رابطه معنی‌دار بین روند عوامل اقلیمی با روند جریان رودخانه دست یافتند. لینز و اسلک^۶ (۲۱) و مک کابه^۷ (۲۴) روند جریان رودخانه‌های امریکا را با در نظر گرفتن تغییرات اقلیمی بررسی

داده‌های هواشناسی و هیدرولوژیکی به عنوان اطلاعات پایه و اساسی در طراحی و مدیریت پروژه‌های منابع آب به کار می‌رود. تمام مسائل مهندسی آب بر مبنای فرضیه ایستایی یا ایستا بودن^۱ سری زمانی^۲ مورد مطالعه قرار می‌گیرند در حالی که بسیاری از سری‌های زمانی هیدرولوژیکی بنا به دلایل مختلف نظیر تغییرات آب و هوایی، دارای روند^۳ بوده و یا در میانگین نایستایی هستند. بنابراین بررسی روند و ایستایی در سری‌های زمانی هیدرولوژیکی می‌تواند در تفسیر رابطه بین فرآیندهای هیدرولوژیکی و تغییرات محیطی در مناطق مورد مطالعه کمک مؤثری داشته باشد.

4- Zhang et al.
5- Burn and Elnur
6- Lins and Slack
7- Mc Cabe

1- Stationary
2- Time series
3- Trend

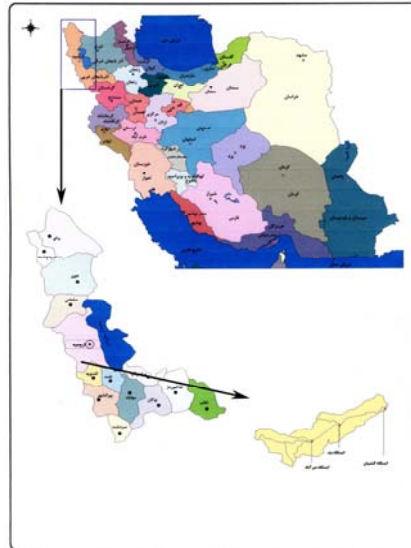
نتایج این تحقیق نشان داد که جریان‌های کمینه زمستان در شرق کانادا و جنوب بریتیش کلمبیا افزایش داشته در حالی که در غرب کانادا کاهش نشان داده است، جریان‌های کمینه تابستانه نیز در مرکز کانادا و جنوب بریتیش کلمبیا افزایش و در یوکون و شمال بریتیش کلمبیا کاهش داشته است. ژو و همکاران (۴۰) روند تغییرات عوامل مختلف هواشناسی و هیدرولوژیکی نظیر بارش، رواناب و درجه حرارت را در بزرگترین حوضه رودخانه تاریم^۹ چین مورد بررسی قرار داده و نتایج این تحقیق نشان داد که ارتباط روند تغییرات این پارامترها می‌تواند در مدیریت منابع آب حوضه و ایجاد تعادل پایدار در سیستم رودخانه کمک موثری داشته باشد.

تورکس و همکاران^{۱۰} (۳۵) آزمون‌های مختلف غیر پارامتری را جهت تعیین روند در داده‌های ۶۳ ساله میانگین درجه حرارت ترکیه به کار برده و روند افزایشی در بیشتر ایستگاه‌ها مشاهده کردند. همچنین تورکس (۳۴) با استفاده از داده‌های میانگین سالانه درجه حرارت ۱۸ ایستگاه در ترکیه نیز روند افزایشی را در این مناطق مشاهده کرد. طبری و همکاران (۳۲) روند داده‌های ماهانه، فصلی و سالانه‌ی حداقل و حداکثر درجه حرارت را برای غرب کشور بررسی کردند که در اکثر این ایستگاه‌ها روند افزایشی مشاهده گردید. دین‌پژوه و همکاران (۸) تبخیر تعرق گیاه مرجع را در غرب کشور مورد بررسی قرار دادند و مشخص شد که میزان تبخیر تعرق ماهانه افزایش یافته است. ریو و همکاران^{۱۱} (۲۷) با استفاده از داده‌های سالانه، فصلی و ماهانه ۴۷۳ ایستگاه هواشناسی در دوره آماری ۴۶ ساله روند درجه حرارت را با استفاده از آزمون من-کندال در کشور اسپانیا مورد مطالعه قرار دادند و نتایج این تحقیق نشان داد که بیش از ۶۰ درصد اسپانیا در فصول بهار و تابستان دارای روند مثبت بوده و درجه حرارت سالانه در تمام ایستگاه‌ها حدود ۰/۱ الی ۰/۲ درجه سانتی‌گراد افزایش داشته است. طبری و حسین‌زاده (۳۳) روند درجه حرارت حداکثر و حداقل دمای سالانه، فصلی و ماهانه را در ۱۹ ایستگاه سینوپتیک واقع در مناطق خشک و نیمه خشک ایران در دوره آماری ۳۰ ساله با استفاده از آزمون من-کندال مورد مطالعه قرار داده، نتایج این تحقیق نشان داد درجه حرارت حداکثر و حداقل سالانه به ترتیب ۰/۰۹ و ۰/۴۴۴ درجه سانتی‌گراد در هر دهه افزایش داشته است. یانگ و همکاران^{۱۲} (۴۱) براساس درجه حرارت و بارش میانگین ماهانه ۵۳ ساله در حوضه رودخانه ژانگوبیان^{۱۳} و پنج ایستگاه هواشناسی اطراف آن با استفاده از آزمون من-کندال روند این عوامل را مورد بررسی قرار داده و روند کاهش معنی‌دار در بارندگی سالانه و روند صعودی دما را در فصول تابستان و بهار گزارش نمودند.

دادند. رابسون و همکاران^۱ (۲۸) مدارک معتبری جهت تأثیر اقلیم بر روی رفتار سیل نیافتند. ون‌گلدِر و همکاران^۲ (۳۷) بین روند افزایشی دبی جریان رودخانه راین در اروپا با تغییرات اقلیمی روابط معتبری نیافتند. دی‌ویت^۳ (۶) داده‌های دبی جریان رودخانه‌های بلژیک را مطالعه و مشاهده کرد که داده‌های دبی متوسط سالانه و فصلی رودخانه‌ها در قرن اخیر به شدت روند افزایشی داشته در حالی که به نظر می‌رسید دبی حداکثر روزانه در زمستان افزایش یابد، با این حال دبی‌های حداقل تابستان افزایش یافته است. اگرچه این مطالعات روند فرایندهای هیدرولوژیکی را برای برخی مناطق به طور موضعی بررسی کرده اند، اما نتایج به دست آمده نیز به صورت منطقه‌ای قابل استفاده خواهد بود (۲۵). کایا و کالایچی^۴ (۱۶) روند جریان رودخانه‌های ۲۶ حوضه را در ترکیه مورد مطالعه قرار دادند که در بیشتر حوضه‌ها روند کاهش مشاهده گردید که می‌تواند به دلیل کاهش بارندگی و افزایش درجه حرارت باشد. وانگ و همکاران^۵ (۳۸) روند و ایستایی رودخانه‌های غرب اروپا را بررسی و مشاهده کردند که در اکثر سری‌های ماهانه و سالانه جریان روند وجود ندارد و ایستا هستند ولی سری روزانه جریان در رودخانه دانوب ایستا نبود. بیرسان و همکاران^۶ (۳) روند جریان روزانه رودخانه‌های سوئیس را بررسی و به روابط معنی‌دار بین روند و تغییرات بارندگی و درجه حرارت دست یافتند. همچنین بیرسان و همکاران (۴) در نیمه دوم قرن بیستم روند جریان رودخانه‌های رومانی را نیز به روش مشابهی بررسی و به نتایج مشابهی دست یافتند. کارلا و همکاران^۷ (۱۷) روند و تغییرات جریان رودخانه‌های آمریکا را بررسی و در مناطق می‌سی‌سی‌پی روند افزایشی و در دیگر مناطق روند کاهش مشاهده کردند. میرعباسی و دین‌پژوه (۱) روند رودخانه‌های ۱۶ ایستگاه هیدرومتری واقع در شمال غرب ایران را در سه مقیاس سالانه، فصلی و ماهانه با استفاده از آزمون من-کندال مورد مطالعه قرار دادند، نتایج نشان داد که جریان رودخانه‌های شمال غرب کشور در مقیاس سالانه در همه ایستگاه‌ها روند نزولی داشته و روند نزولی معنی‌دار نیز در مقیاس‌های فصلی و ماهانه مشاهده گردید. ژو و همکاران^۸ (۳۹) روند بارش و رواناب را در رودخانه‌های چین از سال ۱۹۵۱ تا ۲۰۰۰ مورد بررسی قرار دادند، نتایج این محققان نشان داد که بارش در جنوب دو درصد افزایش داشته و چهار الی یازده درصد کاهش بارندگی در شمال چین وجود دارد در حالی که در بیشتر رودخانه‌ها روند افزایشی جریان مشاهده گردید. احسان‌زاده و همکاران (۱۰) روند دبی جریان حداقل رودخانه‌های کانادا را با استفاده از آزمون من-کندال مورد مطالعه قرار دادند،

- 1- Robson et al.
- 2- Van Gelder et al.
- 3- De Wit
- 4- Kahya and Kalayci
- 5- Wang et al.
- 6- Brisson et al.
- 7- Karla et al.
- 8- Xu et al.

- 9- Tarim
- 10- Turkes et al.
- 11- Rio et al.
- 12- Yang et al.
- 13- Zhangweinan



شکل ۱- موقعیت منطقه مورد مطالعه

هیچ خلأ آماری وجود ندارد. در شکل (۱) نقشه منطقه مورد مطالعه آورده شده است.

آنالیز روند

هدف از آزمون روند این است که وجود و یا عدم وجود سیر صعودی یا نزولی در سری داده‌ها بررسی گردد. به این دلیل که در روش‌های پارامتری^۶ فرضیاتی نظیر نرمال بودن، ایستایی و مستقل بودن متغیرها وجود داشته و این فرضیات برای متغیرهای هیدرولوژیکی اعتبار ندارد. از روش غیرپارامتری من - کندال (MK) که کاربرد بیشتری در مطالعات هواشناسی و هیدرولوژی دارد می‌توان استفاده کرد (۴۲). در ضمن روش‌های غیرپارامتری جهت بررسی روند نسبت به روش‌های پارامتری حساسیت کمتری به مقادیر حدی دارند. همچنین آزمون غیرپارامتری را می‌توان برای سری‌زمانی، بدون در نظر گرفتن خطی یا غیرخطی بودن روند به کار برد (۳۶).

آزمون من - کندال (MK)

کندال^۷ (۱۸) متغیر τ (tau) را جهت اندازه‌گیری رابطه بین X و Y ارائه کرد و من^۸ (۲۲) با استفاده از آزمون کندال یکی از متغیرها را زمان در نظر گرفت تا روند را مورد آزمون قرار دهد. این آزمون را به صورت MK نیز نشان می‌دهند. در این آزمون فرض صفر (H_0) بدین معنی است که مشاهدات نمونه $\{X_1, X_2, \dots, X_N\}$ مستقل از هم بوده و با متغیرهای تصادفی

هدف از این تحقیق بررسی روند داده‌های دبی جریان رودخانه شهرچای ارومیه واقع در استان آذربایجان غربی و بررسی رابطه آن با روند داده‌های درجه حرارت و تغییرات اقلیمی می‌باشد. با توجه به اینکه نالیستایی سری‌های هیدرولوژیکی خود می‌تواند به دلیل وجود روند و یا تغییرات اقلیمی باشد، پنج آزمون ایستایی شامل آزمون‌های ADF^1 ، $KPSS^2$ ، $DFGLS^3$ ، PP^4 و ERS^5 بر روی داده‌های روزانه، یک‌سوم ماه، ماهانه و سالانه دبی جریان رودخانه به منظور بررسی نقش روند در نالیستایی این سری‌ها مورد استفاده قرار گرفته است.

مواد و روشها

موقعیت منطقه مورد مطالعه

حوضه شهرچای ارومیه در استان آذربایجان غربی و در غرب دریاچه ارومیه قرار دارد. رودخانه شهرچای یکی از رودخانه‌های ۱۳ گانه‌ای است که به دریاچه ارومیه تخلیه می‌گردد. در این تحقیق از داده‌های روزانه ۳۱ ساله ایستگاه هیدرومتری میرآباد از سال آبی ۱۳۵۲ الی ۱۳۸۲ واقع در بالادست حوضه به طول شرقی 44° - 52° و عرض شمالی 26° - 37° استفاده شده است. مقدار میانگین یک‌سوم ماه، ماهانه و سالانه از آمار روزانه به دست آمده است. برای بررسی روند درجه حرارت، از آمار روزانه‌ی ۳۱ ساله‌ی (۱۳۵۲ الی ۱۳۸۲) ایستگاه سینوپتیک ارومیه به طول شرقی 5° - 45° و عرض شمالی 32° - 37° استفاده شده است. در داده‌ها

- 1- Augmented Dickey - Fuller
- 2- Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin Test
- 3- Dickey - Fuller GLS
- 4- Phillips and Perron
- 5- Iliott, Rothenberg and Stock

- 6- Parametric
- 7- Kendall
- 8- Mann

در صورت عدم وجود همبستگی متوالی در داده‌ها واریانس S' از رابطه (۶) به دست آمده و اگر در داده‌های سری زمانی همبستگی متوالی وجود داشته باشد، از رابطه (۷) واریانس S' قابل محاسبه خواهد بود:

$$\sigma_{S'}^2 = \sum_{j=1}^P \text{Var}(S_j) \quad (۶)$$

$$\sigma_{S'}^2 = \sum_{j=1}^P \text{Var}(S_j) + \sum_{g=1}^{P-1} \sum_{h=g+1}^P \sigma_{gh} \quad (۷)$$

که در آن σ_{gh} کوواریانس بین آماره کندال در فصل g و فصل h را نشان می‌دهد. با فرض استقلال داده‌ها می‌توان فرض کرد که $\text{COV}(S_g, S_h) = 0$ در این صورت مقدار آماره Z' از رابطه زیر به دست می‌آید و دارای توزیع نرمال و استاندارد می‌باشد:

$$Z' = \begin{cases} \frac{(S'-1)}{\sigma_{S'}} & S' > 0 \\ 0 & S' = 0 \\ \frac{(S'+1)}{\sigma_{S'}} & S' < 0 \end{cases} \quad (۸)$$

مقدار τ کلی نیز از میانگین وزنی τ_j ها برای P فصل از روش MK بدست می‌آید.

$$\tau = \frac{\sum_{j=1}^P n_j \tau_j}{\sum_{j=1}^P n_j} \quad (۹)$$

برن و النور (۵) دوره زمانی حداقل ۲۵ ساله را جهت آنالیز روند معتبر دانسته‌اند. جهت بررسی روند در سری‌های سالانه دبی جریان، از آزمون من - کندال استفاده شده است. برای دوره‌های زمانی کوتاهتر نظیر ماهانه و یک سوم ماه به دلیل وجود خاصیت فصلی یا دوره‌ای در سری‌زمانی از آزمون کندال فصلی استفاده گردیده است.

آزمون ایستایی^۳

هدف از آزمون ایستایی مشخص کردن این موضوع است که آیا مقادیر میانگین و واریانس نسبت به زمان تغییر می‌کنند یا خیر. تقریباً در تمام روش‌های آنالیز سری‌های زمانی^۴ خطی یا غیرخطی، سری زمانی ایستا فرض می‌شود در حالی که اغلب

توزیع شده و در نتیجه روند وجود ندارد (۳۸). آزمون آماری MK به صورت زیر است:

$$S = \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{sgn}(x_j - x_i) \quad (۱)$$

که در آن $\text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} +1, x > 0 \\ 0, x = 0 \\ -1, x < 0 \end{cases}$ و N تعداد سال‌های آماری است.

$$\tau = 2S/N(N-1) \quad (۲)$$

$$\sigma_S = \sqrt{\frac{1}{18} [N(N-1)(2N+5) - \sum_{i=1}^m (t_i-1)(2t_i+5)]} \quad (۳)$$

که در آن t_i تعداد داده‌ها در گره i ام می‌باشد. در شرایطی که تعداد نمونه از ۱۰ بزرگتر باشد، مقدار متغیر نرمال و استاندارد Z از رابطه زیر به دست می‌آید (۹):

$$Z = \begin{cases} (S-1)/\sigma_S & , S > 0 \\ 0 & , S = 0 \\ (S+1)/\sigma_S & , S < 0 \end{cases} \quad (۴)$$

با توجه به آزمون آماری دوطرفه اگر

$$X_{het}^2 = \sum_{j=1}^P Z_j^2 - P\bar{Z}^2$$

در سطح معنی‌دار معین α باشد،

فرض صفر (H_0) پذیرفته شده و روند وجود ندارد. مقادیر مثبت S روند صعودی و مقادیر منفی نیز روند نزولی را نشان می‌دهند.

آزمون کندال فصلی (SK)

روش من-کندال برای سری داده‌هایی که در آنها خاصیت تناوب یا فصلی^۲ وجود ندارد مناسب است و برای داده‌هایی نظیر دبی ماهانه جریان و مقیاس زمانی کوچکتر که در آنها تناوب وجود دارد، می‌توان از روش تعدیل شده کندال به نام کندال فصلی استفاده کرد (۱۴ و ۱۵). در این روش آماره S مانند روش MK برای هر فصل به طور جداگانه محاسبه شده، سپس مجموع آنها به دست می‌آید:

$$S' = \sum_{j=1}^n S_j \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (۵)$$

که n تعداد ماه‌ها یا فصل و S_j آماره من کندال برابر ماه J ام است.

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 1 \\ H_1 : |\rho| < 1 \end{cases} \quad (۱۳)$$

در صورت احراز شرایط فرض H_0 سری ناپایستا بوده و در شرایط فرض H_1 سری پایستا خواهد بود.

آزمون DFGLS :

الیوت و همکاران^۸ (۱۱) تصحیح ساده‌ای بر روی آزمون ADF انجام داده و آزمون DFGLS را با جایگزینی y_t^d به جای y_t در معادله ADF به صورت زیر به دست آوردند:

$$\Delta y_t^d = \alpha y_{t-1}^d + \beta_1 \Delta y_{t-1}^d + \dots + \beta_p y_{t-p}^d + u_t \quad (۱۴)$$

که در آن y_t^d از رابطه (۱۵) به دست می‌آید:

$$y_t^d = y_t - x_t' \hat{\delta}(\bar{a}) \quad (۱۵)$$

و $a = \bar{a}$ از رابطه ۱۶ محاسبه می‌گردد.

$$\bar{a} = \begin{cases} 1-7/T & \text{if } x_t = \{1\} \\ 1-13.5/T & \text{if } x_t = \{1, t\} \end{cases} \quad (۱۶)$$

در رابطه (۱۶)، مقادیر بحرانی آزمون DFGLS به صورت $T = \{50, 100, 200, \dots, \infty\}$ توسط الیوت و همکاران (۱۱) ارائه شده است.

آزمون KPSS

این آزمون توسط کوویاتکوفسکی و همکاران^۹ (۱۹) ارائه گردید که ایستایی حول یک روند معین و ایستایی حول یک سطح ثابت را آزمون می‌کند. این آزمون را می‌توان به صورت یک آزمون ریشه واحد نیز تصحیح کرد که شین و اسمیت^{۱۰} (۳۱) نشان دادند که KPSS جهت آزمون ایستایی طراحی شده و جهت آزمون‌های استاندارد دیگر به خوبی آزمون‌های ریشه واحد نمی‌باشد. سری $\{X_t\}$ را که در آن $t=1,2,\dots,N$ می‌باشد، در نظر بگیرید. فرض کنید بتوان سری را به مجموع یک روند معین^{۱۱}، رندم واک^{۱۲} و یک خطای ایستایی با در نظر گرفتن مدل رگرسیون خطی زیر تجزیه نمود:

سری‌های زمانی بنا به دلایل مختلف نظیر روند، تناوب^۱ و یا پرش^۲ ناپایستا هستند که قبل از مدل‌سازی بایستی سری داده‌ها به حالت ایستا تبدیل شده و سپس مدل‌سازی صورت گیرد (۳۰). بنابراین آزمون ایستایی جهت استفاده از مدل‌های مورد نظر ضروری است. از طرفی در برخی مواقع بررسی ناپایستگی در سری می‌تواند کمک مؤثری در درک مکانیسم فیزیکی موجود داشته باشد که این امر اهمیت آزمون ایستایی را در آنالیز سری‌های زمانی هیدرولوژیکی نشان می‌دهد (۳۸). در این تحقیق از پنج روش مختلف که کاربرد بیشتری داشته‌اند، جهت آزمون ایستایی استفاده شده است.

آزمون ریشه واحد^۳ دیکی - فولر (ADF)

آزمون ریشه واحد ADF در ابتدا توسط دیکی و فولر^۴ (۷) ارائه گردید سپس توسط سید و دیکی^۵ (۲۹) تصحیح گردید. آزمون ریشه واحد دیکی - فولر از طریق تخمین OLS^۶ یا مدل‌های رگرسیونی با وجود یک روند خطی به وجود آمده است. مدل AR(1) که یک مدل خودهمبسته^۷ با تأخیر یک می‌باشد عبارت است از:

$$y_t = \rho \cdot y_{t-1} + x_t' \delta + u_t \quad t=1,2,\dots,N \quad (۱۰)$$

که در آن U_t سری تصادفی نرمال و استاندارد و مستقل با میانگین صفر و واریانس σ^2 می‌باشد. در صورتی که $|\rho| < 1$ باشد سری $\{y_t\}$ ایستا بوده و اگر $\rho = 1$ باشد، سری ناپایستاست. با استفاده از روش حداکثر درست نمایی مقدار $\hat{\rho}$ به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\hat{\rho} = \left(\sum_{t=2}^N Y_{t-1}^2 \right)^{-1} \cdot \sum_{t=2}^N Y_{t-1} \cdot Y_t \quad (۱۱)$$

$$\hat{t} = \frac{\hat{\rho} - 1}{\hat{\sigma}_p} \quad (۱۲)$$

که در آن $\hat{\sigma}_p$ خطای استاندارد OLS برای ضریب $\hat{\rho}$ می‌باشد. دیکی و فولر حد توزیع آزمون t را در شرایط فرض H_0 و H_1 مورد بررسی قرار دارند که عبارتند از :

- 1- Periodicity
- 2- Shift
- 3- Unit Root Test
- 4- Dickey and Fuller
- 5- Said and Dickey
- 6- Ordinary Least Square
- 7- Autoregression

8- Elliot et al.
9- Kwiatkowski et al.
10- Shin and Schmidt
11-Deterministic Trend
12-Random Walk

به طوری که مقدار آماره آزمون با افزایش P کاهش می‌یابد و اگر P خیلی کوچک باشد، خطای باقیمانده همبستگی باعث خطای آزمون می‌گردد (۱۹). برای سری‌های سالانه دبی جریان مقدار P=1 در نظر گرفته شده است. مقدار P باتوجه به مدل AR برازشی و براساس کمترین مقدار تست آکاپکه انتخاب شده است.

آزمون PP

فیلیپس و پرون^۱ (۲۶) یک روش غیر پارامتری جهت کنترل همبستگی متوالی، برای آزمون ریشه واحد ارائه کردند. آماره این آزمون به صورت زیر مطرح شده است:

$$\hat{t}_\alpha = t_\alpha \left(\frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{1/2} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)(se(\hat{\alpha}))}{2f_0^{1/2} S} \quad (22)$$

که در رابطه فوق \hat{a} ضریب تخمینی، t_α نرخ تغییرات، \hat{a} ، $(\hat{a}se)$ ضریب خطای استاندارد \hat{a} ، S خطای استاندارد رگرسیون، f_0 تابع باقیمانده در فرکانس صفر که بایستی با روش‌های موجود محاسبه شود و γ_0 از رابطه (۲۳) به دست می‌آید که در آن K تعداد رگرورها می‌باشد:

$$\gamma_0 = (T - K)S^2 / T \quad (23)$$

حدود بحرانی در این آزمون مشابه ADF می‌باشد که مک کینون^۲ (۲۳) این حدود را ارائه کرده است.

آزمون ERS Point Optimal test

آزمون ERS توسط الیوت و همکاران (۱۱) به صورت رابطه (۲۴) ارائه شده است.

$$P_T = (SSR(\bar{a}) - \bar{a} \cdot SSR(1)) / f_0 \quad (24)$$

که در آن مقادیر $(\bar{a} \cdot SSR)$ و $\hat{\eta}_T$ به ترتیب از روابط ۲۵ و ۲۶ محاسبه می‌گردد.

$$SSR(a) = \sum \hat{\eta}_T^2(a) \quad (25)$$

$$\hat{\eta}_T(a) = d(y_T|a) - d(x_T|a) \cdot \delta(a) \quad (26)$$

نتایج و بحث

نتایج آزمون روند

روند تغییرات دما و دبی متوسط سالانه در شکل‌های (۲) و (۳) نشان داده شده است. با توجه به شکل‌های (۲) و (۳) روند

$$X_t = r_t + \beta_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

که در آن $r_t = r_{t-1} + U_t$ به صورت رندم واک، β_t روند معین و ε_t خطای ایستایی باشد. در این آزمون اگر سری X_t دارای یک روند معین باشد، سری‌ها حول یک روند معین ایستا بوده و فرض صفر به صورت $\sigma_u^2 = 0$ خواهد بود. در حالت دیگر ایستایی، ایستایی حول یک سطح ثابت بوده که در این شرایط فرض صفر به صورت $\beta = 0$ خواهد بود. بنابراین در حالت ایستایی حول یک روند معین، باقیمانده‌های e_t که در آن $t=1, 2, \dots, N$ می‌باشد، از رگرسیون X و زمان بوده و $e_t = \varepsilon_t$ خواهد بود در حالی که در ایستایی حول یک سطح ثابت، باقیمانده‌های e_t به صورت $e_t = X_t - \bar{X}$ به دست می‌آید. اگر مجموع e_t را به صورت زیر با S نمایش دهیم:

$$S = \sum_{j=1}^t e_j \quad (18)$$

اگر σ^2 واریانس e_t باشد، خواهیم داشت:

$$\sigma^2 = \lim N^{-1} E[S_N^2] \quad (19)$$

حال می‌توان σ^2 تخمینی را با استفاده از باقیمانده‌ها به صورت زیر محاسبه نمود:

$$\hat{\sigma}^2(P) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N e_t^2 + \frac{2}{N} \sum_{j=1}^P \omega_j(P) \cdot \sum_{t=j+1}^N e_t \cdot e_{t-1} \quad (20)$$

که در آن P مقدار تأخیر و $\omega_j(P)$ تابع وزنی مؤلفه‌ای بوده که بارتلت (۲) به صورت $\omega_j(P) = 1 - \frac{j}{(P+1)}$ تعریف نمود. نهایتاً

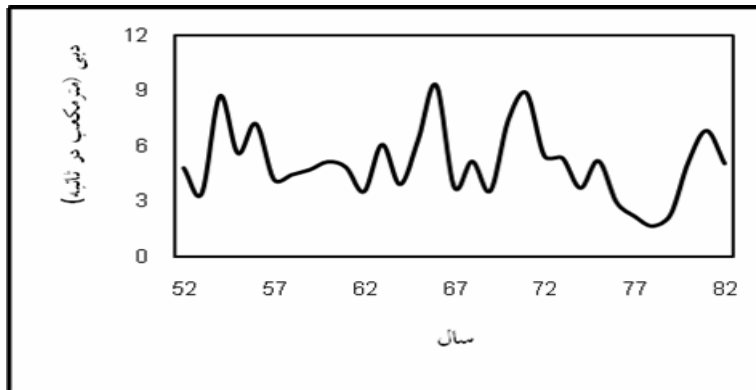
آزمون KPSS به صورت زیر قابل محاسبه خواهد بود:

$$KPSS = N^{-2} \sum_{t=1}^N \frac{S_t^2}{\hat{\sigma}_{(P)}^2} \quad (21)$$

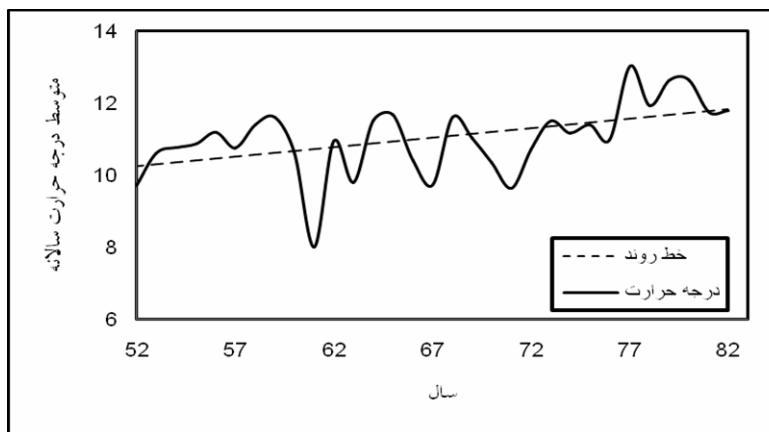
در آزمون KPSS برخلاف دیگر آزمون‌ها فرض صفر به صورت $\rho < 1$: H_0 می‌باشد که در این شرایط سری ایستاست. مقدار حدی و محاسبات آماری KPSS توسط کوویاتکوفسکی و همکاران (۱۹) ارائه گردیده است. با توجه به اینکه هر دو روش آزمون ایستایی بر مبنای رگرسیون خطی و توزیع نرمال می‌باشند، بایستی از سری داده‌های واقعی لگاریتم بگیریم تا روند نمایی به خطی تبدیل شود (۱۲ و ۱۳). یکی از مسائل مهم در آزمون‌های ایستایی تعیین مقدار تأخیر P می‌باشد زیرا این روش‌ها به ویژه آزمون KPSS حساسیت زیادی نسبت به مقدار انتخابی P دارند

1- Phillips and Perron

2- Mackinnon



شکل ۲- روند تغییرات دبی جریان سالانه رودخانه شهرچای



شکل ۳- روند تغییرات دمای سالانه‌ی ایستگاه سینوپتیک ارومیه

جدول ۱- نتایج آزمون من - کندال برای سری متوسط سالانه‌ی دما و دبی

داده	برازش من - کندال	P	Z	S	τ (tau)
دبی	$Y = 73/43 - 0/05 X$	0/3587	-0/918	-55	-0/118
دما	$Y = -61/110 + 0/05278 X$	0/0023	3/043	180	0/387

جدول ۲- نتایج آزمون کندال فصلی بر روی داده‌های متوسط ماهانه دبی و دما

داده	برازش من - کندال	P	Z	S	τ (tau)
دبی	$Y = 2/129 - 0/2184 T$	0/000	-5/025	-1021	-0/184
دما	$Y = 10/69 + 0/2969 T$	0/1847	1/326	79	0/170

شده که نتایج آزمون در جدول (۳) ارائه گردیده است. نتایج آزمون روند در داده‌های یک سوم ماه نیز در جدول (۴) ارائه شده است. با توجه به نتایج به دست آمده در جدول (۱)، برای مقادیر دبی متوسط سالانه جریان شهرچای، روند نزولی بسیار کمی دیده می‌شود که با نتایج کایا و کالایچی (۱۴) همخوانی دارد. همچنین با توجه به نتایج به دست آمده در جدول (۱)، برای مقادیر دمای متوسط سالانه ایستگاه سینوپتیک ارومیه، روند صعودی دیده می‌شود که با نتایج طبری و همکاران (۳۲ و ۳۳) و دین‌پژوه و

نزولی غیر معنی‌دار در داده‌های دبی مشاهده شده ولی در داده‌های متوسط دما روند افزایشی در سطح پنج درصد معنی‌دار است. نتایج آزمون من - کندال برای سری متوسط سالانه دما و دبی در جدول (۱) ارائه گردیده است. به دلیل وجود تناوب در داده‌های ماهانه، با استفاده از آزمون کندال فصلی، روند سری‌های ماهانه دما و دبی مورد بررسی قرار گرفته که نتایج در جدول (۲) ارائه شده است. همچنین برای هر ماه به طور جداگانه و با استفاده از آزمون من - کندال روند بررسی

رودخانه شهرچای ارومیه در مهرماه به همراه خط روند در شکل (۴) نشان داده شده است. طبق نتایج بدست آمده از جدول (۴) برای داده های یک سوم ماه نیز فرض H_0 مورد قبول نبوده و با توجه به اینکه مقدار P نزدیک به صفر بوده و $\tau \neq 0$ است، روند وجود دارد که بازهم در جهت کاهش مقدار جریان می باشد. همچنین جدول (۲) نشان می دهد که در مقادیر دمای متوسط ماهانه روند خاصی وجود ندارد. برای بررسی دقیق تر برای هر ماه به صورت جداگانه آزمون من - کندال صورت گرفت و مشخص شد که ماه های اردیبهشت، خرداد، تیر، مهر و بهمن دارای روند صعودی دما می باشند. در شکل (۵) روند افزایشی تغییرات دما برای مهر ماه آورده شده است.

همکاران (۸) همخوانی دارد. نتایج جدول (۲)، نشان می دهد که در مقادیر دبی متوسط ماهانه جریان، روند نزولی مشخصی وجود دارد. جهت بررسی دقیق تر برای هر ماه به طور جداگانه آزمون من - کندال صورت گرفته و در جدول (۳) نتایج حاصله ارائه گردیده است.

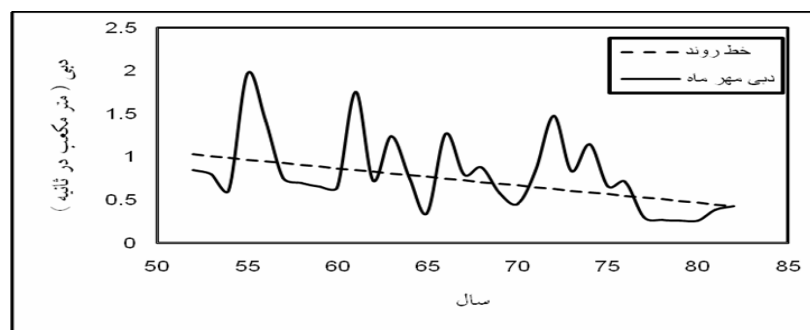
طبق نتایج به دست آمده در ماه های مهر، آذر و شهریور روند نزولی مشخصی مشاهده شد، در ماه های مرداد، دی و بهمن نیز روند نزولی ناچیزی وجود دارد اما در دیگر ماه های سال روند به طور مشخص وجود ندارد. می توان چنین نتیجه گرفت که از اواسط تابستان (اوایل مرداد ماه) تا اوایل پاییز (اواخر مهرماه) روند نزولی مشخص داریم و از اواخر پاییز (اوایل آذرماه) تا اواخر زمستان (اواخر بهمن ماه) روند نزولی کمی دیده می شود و در فصل بهار هیچ روندی وجود ندارد. به عنوان نمونه نمودار سری زمانی

جدول ۳- نتایج آزمون من کندال بر روی داده های متوسط دبی جریان ماهانه رودخانه شهرچای

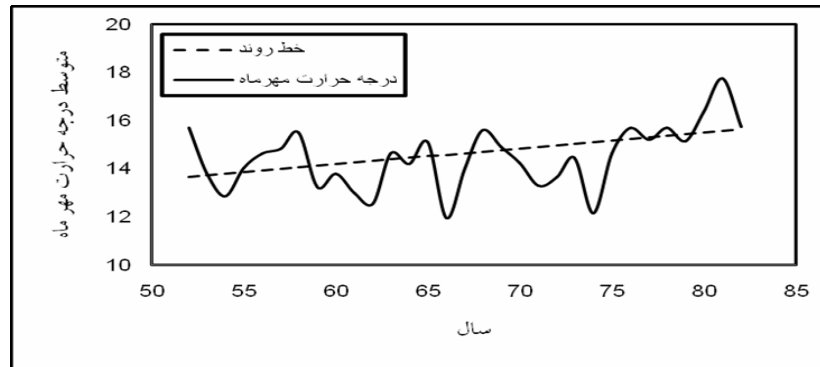
ماه	τ (tau)	S	Z	P	برازش کندال فصلی
مهر	-۰/۳۵۱	-۱۶۳	-۲/۷۵۵	۰/۰۰۵۹	$Y = 28/07 - 0/02 X$
آبان	-۰/۱۰۶	-۴۶	-۰/۸۰۳	۰/۴۲۲	$Y = 23/06 - 0/01 X$
آذر	-۰/۲۴۸	-۱۰۸	-۱/۹۰۹	۰/۰۵۶۲	$Y = 37/01 - 0/02 X$
دی	-۰/۱۹۳	-۸۴	-۱/۴۸۲	۰/۱۳۸۳	$Y = 24/02 - 0/01 X$
بهمن	-۰/۲۰۷	-۹۰	-۱/۵۸۹	۰/۱۱۲۱	$Y = 24/9 - 0/017 X$
اسفند	-۰/۰۰۲	۱	۰/۰۰	۱	$Y = 1/985 - 0/00 X$
فروردین	-۰/۱۲۹	-۵۶	-۰/۹۸۱	۰/۳۲۶	$Y = 63/05 - 0/04 X$
اردیبهشت	-۰/۰۸۷	-۳۸	-۰/۶۶	۰/۵۰۹۱	$Y = 74/81 - 0/04 X$
خرداد	-۰/۱۵۹	-۶۹	-۱/۲۱۳	۰/۲۲۵۱	$Y = 316/4 - 0/02 X$
تیر	-۰/۱۴۵	-۶۳	-۱/۱۰۶	۰/۲۶۸۷	$Y = 123/3 - 0/08 X$
مرداد	-۰/۱۹۸	-۸۶	-۱/۵۱۷	۰/۱۲۹۳	$Y = 34/5 - 0/024 X$
شهریور	-۰/۲۸	-۱۲۲	-۲/۱۵۹	۰/۰۳۰۸	$Y = 26/6 - 0/019 X$

جدول ۴- نتایج آزمون کندال فصلی بر روی داده های متوسط یک سوم ماه جریان رودخانه شهرچای

τ (tau)	S	Z	P	P_{adj}	برازش کندال فصلی
-۰/۱۵۹	-۲۶۶۷	-۷/۵۵	۰/۰۰۰	۰/۰۴۰۶	$Y = 2/1 - 0/024 T$



شکل ۴- خط روند تغییرات دبی جریان مهر ماه رودخانه شهرچای



شکل ۵- خط روند تغییرات دمای مهر ماه

داده‌ها پذیرفته نشد. این امر نشان دهنده‌ی آن است که یک روند مشخص وجود دارد و آزمون‌های من - کندال و کندال فصلی این روند را نشان دادند. پس از حذف روند، ایستایی سری‌های ماهانه بهبود یافت و می‌توان فرضیه ایستایی داده‌ها را تأیید کرد. تمامی روش‌ها ایستایی سری‌های یک‌سوم ماه و روزانه را رد کردند.

نتایج آزمون ایستایی

نتایج آزمون ایستایی با استفاده از پنج روش ADF، KPSS، DFGLS، PP و ERS در جدول (۵) ارائه شده است. با توجه به نتایج به دست آمده از جدول (۵)، مشاهده می‌گردد که سری‌های سالانه و ماهانه جریان رودخانه ایستایی باشند اما نمی‌توان فرض صفر را برای آزمون‌های DFGLS، PP و ERS در سطح اطمینان پنج درصد پذیرفت. در دیگر روش‌ها نیز ایستایی

جدول ۵- نتایج آزمون ایستایی برای سری‌های جریان رودخانه

سری‌ها	پارامترهای آزمون	آزمون‌های ایستایی					
		PP test	KPSS level stationary test	KPSS trend stationary test	DFGLS (ERS) test	ADF test	ERS Optimal-Point test
سالانه	تأخیر	۱	۱	۱	۱	۱	۱
	-P مقدار	۰/۰۱۳۶	>۰/۱	>۰/۱	>۰/۰۱	۰/۰۸۸۲	>۰/۰۱
ماهانه	نتایج	-۳/۵۴۲	۰/۲۱۹	۰/۰۶۹	-۲/۷۴۸	-۲/۶۸۷	۱/۹۹۷
	تأخیر	۴	۴	۴	۴	۴	۴
یک‌سوم ماه	-P مقدار	۰/۰۰۰۰	>۰/۰۲۵	>۰/۰۲۵	<۰/۰۱	۰/۰۰۰۴	<۰/۰۱
	نتایج	-۷/۷۹۰	۰/۵۵۷	۰/۱۳۴	-۴/۰۴۲	-۴/۳۶۳	۰/۷۵۴
روزانه	تأخیر	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱	۱۱
	-P مقدار	۰/۰۰۰۰	<۰/۰۱	<۰/۰۱	<۰/۰۱	۰/۰۰۰۱	<۰/۰۱
	نتایج	-۱۱/۴۱۲	۰/۸۸۲	۰/۲۱۸	-۳/۵۹۸	-۴/۷۴۷	۰/۸۷۴
	تأخیر	۲۶	۲۶	۲۶	۲۶	۲۶	۲۶
	-P مقدار	۰/۰۰۰۰	<۰/۰۱	<۰/۰۱	<۰/۰۱	۰/۰۰۰۰	<۰/۰۱
	نتایج	-۳۸/۱۵۰	۱/۳۰۸	۰/۳۶۱	-۷/۱۰۰	-۹/۵۴۲	۰/۲۹۴

تذکر: حدود بحرانی آزمون KPSS برای شرایط ایستایی حول یک محور ثابت (KPSS level stationary) به صورت $۰/۳۹ \sim ۰/۴۳$ درصد؛ ۵ درصد؛ $۰/۳۴۷ \sim ۱۰$ درصد و برای شرایط ایستایی حول روند (KPSS trend stationary) به صورت $۰/۲۱۶ \sim ۱$ درصد؛ $۰/۱۴۶ \sim ۵$ درصد؛ $۰/۱۱۹ \sim ۱۰$ درصد می‌باشد.

نتیجه گیری

طبق نتایج به دست آمده از آزمون‌های من - کندال و کندال فصلی، در داده‌های سالانه روند مشخصی وجود نداشته ولی در داده‌های ماهانه و یک‌سوم ماه روند کاهشی دیده می‌شود که می‌تواند به دلیل وجود روند صعودی دما در برخی از ماه‌ها باشد. این موضوع وجود روند صعودی دما و اثر تغییر اقلیم در غرب کشور را که توسط طبری و همکاران (۳۲ و ۳۳) و دین‌پژوه و همکاران (۸) ارائه شده تأیید می‌کند که این امر می‌تواند ناشی از تغییر اقلیم و گرمایش جهانی باشد.

جهت بررسی دقیق‌تر اثر احتمالی گرم شدن منطقه‌ای هوا بر روند کاهشی جریان رودخانه بایستی تعداد بیشتری از رودخانه‌های منطقه، مورد مطالعه قرار گیرد اگرچه به نظر می‌رسد نتایج یکسانی حاصل شود.

هر چه فاصله زمانی کوتاهتر می‌شود، روند کاهشی در داده‌ها مشهودتر بوده و می‌توان انتظار داشت با حذف روند از این داده‌ها به سری ایستاتری دست یافت. براساس نتایج حاصله از این تحقیق، سری‌های یک‌سوم ماه و روزانه دبی جریان رودخانه اساساً نایستا بوده و یک روند معنی دار کاهشی در آنها مشاهده می‌شود. با توجه به وجود روند افزایشی در داده‌های دمای متوسط ماهانه این امر می‌تواند به دلیل تغییرات اقلیمی در منطقه مورد مطالعه باشد.

پنج آزمون ADF، KPSS، DFGLS، PP و ERS برای تحلیل نایستایی مورد استفاده قرار گرفتند، نتایج نشان داد که به

جز سری سالانه و ماهانه تمامی سری‌های یک‌سوم ماه و روزانه نایستا می‌باشند. نایستایی سری‌ها می‌تواند نشانگر عواملی مانند روند باشد که خود دلیلی بر وجود تغییرات اقلیمی در منطقه است و این در حالیکه نتایج این تحقیق نیز وجود یک روند معنی‌دار را در داده‌های جریان با استفاده از آزمون‌های من - کندال و کندال فصلی تأیید می‌کند.

یکی از دلایلی که نشان می‌دهد روند کاهشی جریان رودخانه شهرچای با تغییرات اقلیمی در ارتباط است، روند افزایشی درجه حرارت می‌باشد. تغییرات دمایی می‌تواند تأثیر مهمی بر تغییرات فصلی جریان رودخانه داشته باشد. در حوضه‌هایی که آب ناشی از ذوب برف بخش مهمی از رواناب سطحی را تشکیل می‌دهد، با افزایش درجه حرارت از مقدار آب ناشی از ذوب برف در بهار کاسته شده و رواناب‌های زمستانی افزایش می‌یابد (۲۰). بخش مهمی از جریان رودخانه شهرچای از ذوب برف تأمین می‌شود. از طرفی افزایش دما سبب شده که بخش اعظمی از ریزش‌های جوی به شکل باران اتفاق افتاده و به دلیل افزایش دما مستقیماً تبخیر شود. به همین دلیل روند افزایشی دما می‌تواند با روند کاهشی دبی رودخانه و تغییرات اقلیمی در ارتباط باشد. این مطالعه با تحقیقات طبری و همکاران (۳۲ و ۳۳) و دین‌پژوه و همکاران (۸) مطابقت دارد. بنابراین به نظر می‌رسد روند کاهشی جریان رودخانه و تغییر اقلیم یکی از دلایل مهم در خشکی و تخلیه دریاچه ارومیه در سال‌های اخیر باشد.

منابع

- ۱- میرعباسی نجف آبادی، ر. و ی. دین‌پژوه. ۱۳۸۹. تحلیل روند تغییرات آبدی رودخانه‌های شمالغرب ایران در سه دهه اخیر. مجله آب و خاک دانشگاه فردوسی مشهد، جلد ۲۴، شماره ۴، صفحات ۷۶۸-۷۵۷.
- 2- Bartlett, M. S. 1950. Periodogram analysis and continuous spectra. *Biometrika*, 37: 1-16.
- 3- Brisani, M., Molnar, P., Burlando, P. and M. Pfaundler. 2004. Streamflow trends in Switzerland. *Geophysical Research Abstracts*.
- 4- Brisani, M., Zaharia, L., Branescu, E. and V. Chendes. 2008. Trends in Romanian stream flow over the second half of the 20th century, *Geophysical Research Abstracts*, 10: EGU 2008 – A – 10880, 1607 – 7962.
- 5- Burn, D. H. and M. A. Hag Elnur. 2002. Detection of hydrologic trends and variability. *Journal of hydrology*, 255: 107-122.
- 6- De Wit, M. J. M. 2001. Effect of climate change on the hydrology of the river meuse. Report 104, Wageningen University Environmental Sciences, Netherland.
- 7- Dickey, D. A. and W. A. Fuller. 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association*. 74: 423-431.

- 8- Dinpashoh, Y., Jhajharia, D., Fakhri-Fard, A., Singh, V. P. and E. Kahya. 2011. Trends in reference crop evapotranspiration over Iran. *Journal of Hydrology*, 399: 422–433.
- 9- Douglas, E. M., Vogel, R. M. and C. N. Kroll. 2000. Trends in floods and low flow in the United States: impact of spatial correlation. *Journal of Hydrology*, 240: 90-105.
- 10- Ehsanzadeh, E., Ouarda, T. and H. M. Saley. 2010. A simultaneous analysis of gradual and abrupt changes in Canadian low streamflows. *Hydrological Process*, 25: 727-739.
- 11- Elliott, G., Thomas, J., Rothenberg, J. and H. Stock. 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64: 813-836.
- 12- Gimeno, R., Machado, B. and R. Mingués. 1999. Stationarity tests for financial time series. *Physica A*, 269(1): 72-78.
- 13- Hamilton, J. D. 1994. *Time series analysis*. Princeton University Press, Princeton.
- 14- Hirsch, R. M. Slack, J. R. and R. A. Smith. 1982. Techniques of trend analysis for monthly water quality data. *Water Resources Research*, 18(1): 107-121.
- 15- Hirsch, R. M. and J. R. Slack. 1984. A nonparametric trend test for seasonal data with serial dependence. *Water Resources Research*, 20(6): 727-732.
- 16- Kahya, E. and S. Kalayci. 2004. Trend analysis of streamflow in Turkey. *Journal of hydrology*, 289: 128-144.
- 17- Karla, A. Piechota, T. C., Davies, R. and G. A. Tootle. 2008. Changes in U.S. streamflow and Western U.S. snowpack. *Journal of Hydrologic Engineering*, ASCE, 13(3):156-163.
- 18- Kendall, M. G. 1938. A new measure of rank correlation. *Biometrika*, 36: 81-93.
- 19- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B. Schmidt, P. and Y. Shin. 1992. Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: how sure are we the economic time series have a unit root? *Journal of Economics*, 54: 159-178.
- 20- Lettenmaier, D. P. Wood, A. W. Palmer, R. N. Wood, E. F. and E. Z. Stakhiv. 1999. Water resources implications of global warming. A U.S. regional perspective, *Climate Change*, 43: 537-579.
- 21- Lins, H. F. and J. R. Slack. 1999. Streamflow trends in United States. *Geophysical Research Letters*, 26(2): 227-230.
- 22- Mann, H. B. 1945. Nonparametric test against trend. *Econometrica*, 13: 245-259.
- 23- Mac Kinnon, J. G. 1991. Critical values for cointegration tests. Chapter 13 in R. F. Engle and C. W. J. Granger (eds), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press.
- 24- Mc Cabe, G. J. and D. M. Wolock. 2002. A step increase in streamflow in the conterminous United States. *Geophysical Research Letters*, 29 (24): 2185.
- 25- Pfister, L., Humbert, J. and L. Hoffmann. 2000. Recent trends in rainfall – runoff characteristics in Alzette river basin. Luxembourg, *Climate Change*, 45 (2): 323-337.
- 26- Phillips, P. C. B. and P. Perron. 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75: 335-346.
- 27- Rio, S. D. Herrero, L., Pinto-Gomes, C. and A. Peras. 2011. Spatial analysis of mean temperature trends in Spain over the period 1961-2006. *Global and Planetary Change*, 78: 65-75.

- 28- Robson, A. J. Jones, T. K. Read, D. W. and A. C. Bayliss. 1998. A study of national trend and variations in UK floods. *International Journal of Climatology*, 18: 165-182.
- 29- Said, S. E. and D. Dickey. 1984. Testing for unit roots in autoregressive moving-average models with unknown order. *Biometrika*, 71: 599-607.
- 30- Salas, J. D. Delleur, J. W. Yevjevich, V. and W. L. Lane. 1980. *Applied modeling of hydrologic time series*. Water Resources Publications, Littleton, Colorado.
- 31- Shin, Y. and P. Schmidt. 1992. The KPSS stationarity test as a unit root test. *Economic Letters*, 38: 387-392.
- 32- Tabari, H. and P. Hosseinzadeh-Talae. 2011a. Recent trends of mean maximum and minimum air temperatures in the western half of Iran. *Journal of Meteorological Atmosphere Physics*, 111: 121-131.
- 33- Tabari, H. and P. Hosseinzadeh-Talae. 2011b. Analysis trends in temperature data in arid and semi-arid regions of Iran. *Atmospheric Research*, 79:1-10.
- 34- Turkes, M. 1996. Spatial and temporal analysis of annual rainfall variations in Turkey. *International Journal of Climatology*, 16: 1057-1076.
- 35- Turkes, M., Ut Ku, M. S. and G. Kolic. 1995. Variations and trends in annual mean air temperature in Turkey with respect to climatic variability. *International Journal of Climatology*, 15: 557-569.
- 36- Van Belle, G. and J. P. Hughes. 1984. Nonparametric tests for trend in water quality. *Water Resources Research*, 20(1): 127-136.
- 37- Van Gelder, P., Kuzmin, V. and P. Visser. 2000. Analysis and statistical forecasting of trends of hydrological processes in climate change. *Proceedings of the International Symposium on Flood Defence*, 1 (Toensmann, F. and M. Koch, eds), Kassel, Germany: PP. D13-D22.
- 38- Wang, W., Van Gelder, P. H. A. J. M. and J. K. Vrijling. 2005. Trend and stationary analysis for streamflow processes of rivers in western Europe in 20th century. *IWA International Conference on Water Economics, Statistics and Finance*, Rethymno, Greece.
- 39- Xu, k., Milliman, J. D. and H. Xu. 2010. Temporal trend of precipitation and runoff in major Chinese rivers since 1951. *Global and Planetary Change*, 73: 219-232.
- 40- Xu, Z., Liu, Z., Fu, G. and Y. Chen. 2010. Trends of major hydro climatic variables in the Tarim River basin during the past 50 years. *Journal of Arid Environments*, 74: 256-267
- 41- Yang, X. L., Xu, L. R., Li, C. h., Hu, J. and X. H. Xia. 2012. Trends in temperature and precipitation in the Zhangweinan river basin during last 53 years. *Procedia Environmental Sciences*. 13: 1774-1966.
- 42- Zhang, X., Harvey, K. D., Hogg, W. D. and R. Yuzyk. 2001. Trends in Canadian streamflow. *Water Resources Research*, 37 (4): 987-998.